

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¹ 高崇瑋²

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

¹淡江大學經濟學系副教授

²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，共整模型成為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複回(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，其對立假設為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。為此 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。除以調整方式為間斷轉換之 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為。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，套利行為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為。

Tsay(1989)、Tsay(1998)、Chan(1993)與 Hansen(1996)等，皆為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為美元，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為，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，在套利行為驅使下，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。因為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為，則亦將同時解釋中央銀行為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為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」作為簡稱。

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。 τ_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 (2×1) 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 $\{a_i\}$ 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 (2×2) 之單位矩陣。同時門檻變數 z_t 必須滿足定態且具連續機率分配之條件。

(1) 式中 z_t 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 $\{y_t, x_t, z_t\}$ 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。

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

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

$h = \max(p, q, d)$ 。 Φ 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：

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

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：

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

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 $2(2p + vq + 1)$ 。

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：

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

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 Φ_i 與 Σ_i 均可藉最小平方法進行，其結果如(7)式：

$$\begin{aligned} \hat{\Phi}_i &= \left(\sum_t \mathbf{X}_t \mathbf{X}_t' \right)^{-1} \left(\sum_t \mathbf{X}_t y_t' \right) \\ \hat{\Sigma}_i &= \frac{1}{n_i} \sum_t \hat{\varepsilon}_t^i \hat{\varepsilon}_t^{i'} \end{aligned} \quad (7)$$

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

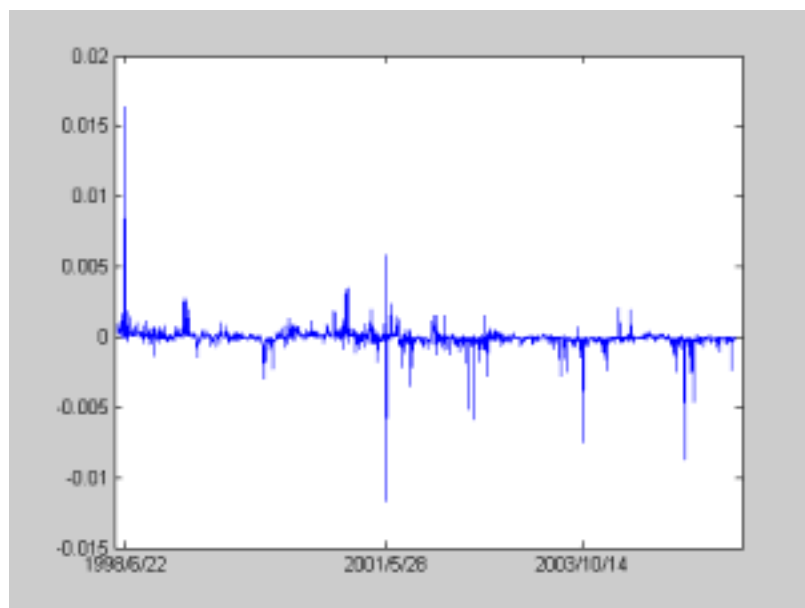
本文利用台北外匯與元太外匯每日新台幣美元匯率收盤價格進行分析，資料期間為 1998 年 5 月 28 日至 2005 年 8 月 19 日，資料取自台灣經濟新報 TEJ 資料庫。由於兩家外匯經紀公司各自使用不同的報價系統與交易系統(註5)，故兩市場每日收盤價格不盡相同，甚至某些交易日期的收盤價會出現明顯差異，如圖 1 元太外匯與台北外匯間的價差變化(註6)。由於中央銀行習慣透過台北外匯的交易系統進行匯率干預行動，故市場人士普遍認為若干大額價差來自央行干預匯市的結果(註7)。

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為，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。若結果為肯定的，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為是否存在門檻效果。

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為單根之虛無假設，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 均為 $I(1)$ 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 部分為 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為單根之虛無假設，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，元太為 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 $y_t = (y_{1t}, y_{2t})'$ 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				
	α	β	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 ^b				
未受限之秩檢定 ^c				
H_0		H_1	統計量	
	λ_max	Trace	λ_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)、模型的確認與估計

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 (2×1) 向量， $A^{(i)}$ 係 (2×2) 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為，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為，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為。

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} 為 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舍方面，線性 VECM 的 AIC (註11) 數值為 -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(ω_{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 為一隨機變數，會隨著衝擊程度(v_t)與歷史狀態(ω_{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 ω_{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 $h \leq 6$ 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

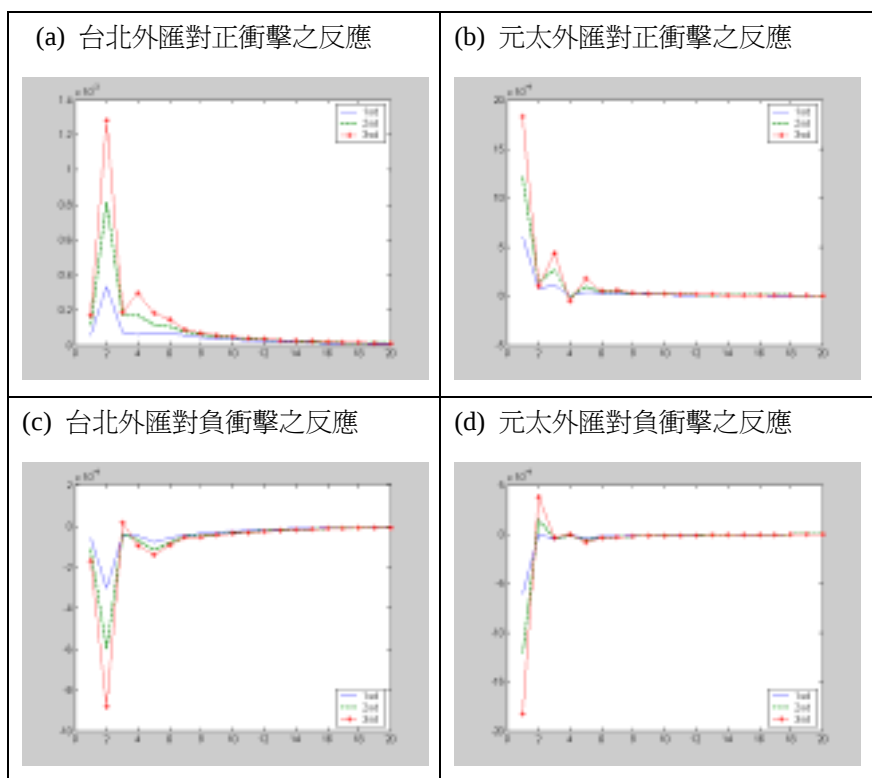
註13：係指時點 t 後不再有衝擊之 IRF。

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，均數複回的速度亦較快；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 1σ , 2σ , 或 3σ 。

圖 3：衝擊來自元太外匯之衝擊反應分析

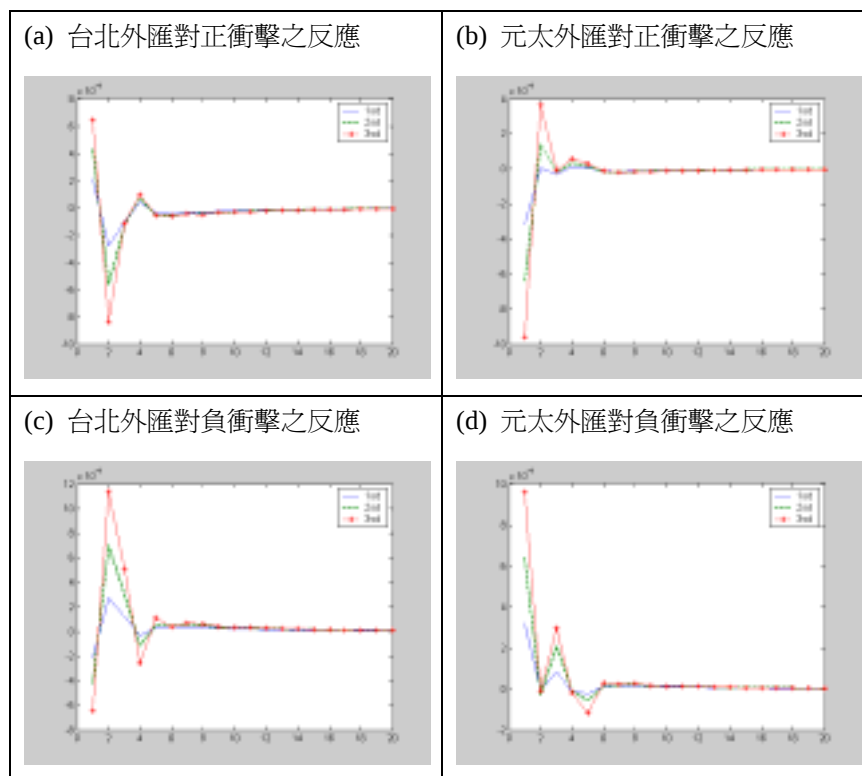
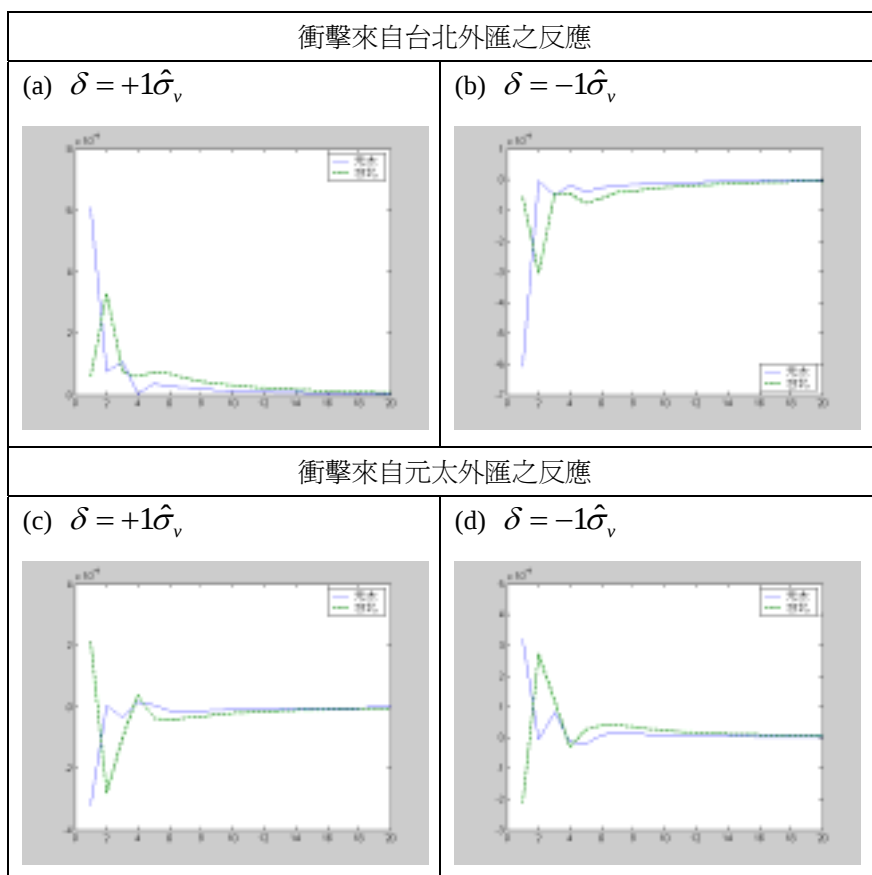


圖 4：價格均衡化調整過程



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¹ 高崇瑋²

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

¹ Department of Economics, Tamkang University

² Department of Banking and Finance, Tamkang University

台灣綜合證券商規模經濟與範疇經濟之分析

The Evaluation of Economies of scale and Economies of Scope of Integration Securities Firms in Taiwan

葉佳玲¹ 盧永祥²

摘 要

台灣於 2001 年通過金融跨業整合之金融機構合併法與金融控股公司法，不論是金融改革及環境變遷，對綜合證券商經營與發展都有重大的影響。因此，本研究以 2003~2005 年台灣 24 家綜合證券商作為研究對象，進行綜合證券商規模經濟與範疇經濟之分析。研究結果發現：台灣綜合證券商具有規模經濟與範疇經濟，表示產出的持續增加及多樣化生產，有助於成本的降低。此外，由綜合證券商的分類可知，大規模綜合證券商的規模與範疇經濟值，均大於小規模綜合證券商；多分行數綜合證券商的規模經濟值，大於少分行數綜合證券商；加入金控綜合證券商的範疇經濟值，大於未加入金控綜合證券商。

關鍵字：綜合證券商、規模經濟、範疇經濟

*作者感謝評審委員的寶貴意見
¹ 南華大學財管所研究生。

² 南華大學財管所助理教授。

壹、前言

1988年時，政府將證券商設立由特許制改為許可制，亦指申請資格符合規定者，均允以核准，爾後開放綜合證券商之成立，使得我國證券商如雨後春筍般的出現。但是，至1991年時，正值我國的股票市場前所未有的多頭市場，股價屢創新高，成交量暴增，致使證券商為了擴大市場佔有率，紛紛採行併購策略，以拓展營業據點；然而，隨著股票市場成交量的逐漸減少，體質不佳或經營不善的證券商，也面臨經營危機，導致證券商採用停業或合併的經營策略。

在2002年初，台灣正式加入世界貿易組織(WTO)，國內市場面臨強大的競爭壓力，因此，政府訂立了一連串的金融改革政策，財政部於2001年11月施行「金融機構合併法」、「金融控股公司法」等重大法案，放寬金融機構跨業經營之限制，致使金融市場產生劇變，金融機構紛紛透過併購及結盟之方式，以創造規模經濟與範疇經濟，以提供全方位的金融服務，促使金融機構迅速朝向大型化及多角化之經營方式，因此，也導致小型金融機構將面臨更嚴酷的生存考驗。由上述可知，我國證券產業亦難以置身在風暴之外，證券商紛紛擴大經營規模，及提供多樣性的服務，以增加競爭優勢；因此，在面臨金融環境的快速變遷下，勢必須針對綜合證券商之規模與範疇經濟加入分析，以進一步了解目前的產業現況，亦屬綜合證券商目前重要的研究課題之一。

此外，截至2005年底為止，1991~2005年我國證券商總公司家數，由353家減少為143家(見附錄一)，降幅約為60%左右，可能緣自於專業證券商家數減少所導致。在分公司家數方面，由74家快速增加至1,065家，增幅為1,340%，表示證券商為了給於顧客更多的服務，且搶攻市場，逐漸增加服務據點；其中，2002年分公司家數略微減少，可能緣自於網際網路的發達，導致客戶轉向網路下單所引起。另一方面，在綜合證券商家數方面，由1991年的37家增加至2005年的50家，增幅為26%，該期間呈現先增後減的趨勢；其中，1992~1995年家數變化幅度較小，可能受當時景氣不穩定，股市成交量減少所影響，造成家數呈現微幅變動；但是，在1996~1999年間，家數大幅增加，由50家增加為74家，增幅約為50%，可能是受到金融自由化及經營業務多元化之影響，造成綜合證券商家數急速增加；爾後，家數則逐漸減少，2000~2005年減少了30%，可能緣自於金融控股公司法成立，證券商紛紛併入金控公司，造成綜合證券商家數呈現遞減。

此外，2000~2005年時，綜合證券商的資本額大幅領先專業證券商(見附錄二)，專業證券商資本額約佔綜合證券商資本額的10%；另外，由市場佔有率可知，自2000年起，綜合證券商的市場佔有率約為90%以上，至2005年更高達到94.7%；由此可知，綜合證券商為台灣證券市場之主要證券商，因此，本研究以綜合證券

商為主要研究對象，藉由隨機邊界成本函數(Stochastic Frontier Cost Function)進行規模與範疇經濟之分析，以進一步瞭解綜合證券商的經營現況，並且由規模、分行數、加入金控與否進行綜合證券商之分類，以瞭解不同分類下之營運現況。

貳、文獻回顧

以往在探討金融機構是否存有規模經濟與範疇經濟之相關研究，多數均著重於銀行業，例如莊武仁與桂勝嘉(1989)、徐中琦與張鐵軍(1993)、黃台心(1998)、歐陽遠芬與陳碧綉(2001)等，研究結論均發現我國銀行具有規模經濟與範疇經濟之現象。但是，以往國內外針對證券商進行相關之研究，只有以下少數幾篇的研究成果。

Goldberg, Hanweck, Keenan and Young(1991)以1983~1994年美國紐約67家證券商為研究對象，採用超越對數(Translog)成本函數。研究結果發現，小型且專業化之證券商享有規模經濟，大型且業務多元化之證券商存在規模不經濟；此外，亦指出綜合證券商或專業證券商，只要維持在最適規模之經營，較不會產生成本無效率之情況。

Kozo and Eiji(2006)以1998~2002年日本56家網路證券商為研究對象，採用Translog成本函數進行分析。研究結果發現，日本網路證券商具有規模經濟，且經紀業務具有特定產出規模經濟(Product-specific Scale Economies)；另一方面，亦發現日本網路證券商不具有範疇經濟，表示日本網路證券商應致力於單一特定業務之發展。

林基煌(1992)以1990年台灣214家證券商為研究對象，採用Translog成本函數，探討國內證券商的規模經濟與範疇經濟。研究結果發現，國內證券商具有規模經濟與範疇經濟的特性；以經營型態而言，綜合證券商比專業經紀商更能獲得規模經濟的好處；以經紀業務而言，專業經紀商比綜合證券商更具有規模經濟的優勢；所以，證券商業務應朝多元化發展，將可達到節省成本之效益。

王國樑、余威廷(1995)以1991~1993年台灣31家綜合證券商為研究對象，採用Translog成本函數進行分析。研究結果發現，整體而言，綜合證券商具有產品別與射線規模經濟，但對個別廠商而言，並未達到最適經營規模；而且，當證券商資產總額介於10~67億之間，與總營業額介於0.4~6.9億間，則較具有產出效率，當資本與營業額超出上述區間，則產出效率會隨著經營規模遞增而下降。最後，亦發現綜合證券商在經紀業務、承銷業務及自營業務中，任意經營兩種業務時，均可能產生具有範疇經濟的情況。

由上述的國內外相關文獻可知，大致均採用Translog成本函數作為函數型態

之設定。在國外文獻中，發現證券商較具規模經濟，而範疇經濟較不明顯；國內文獻中，發現我國證券商具有規模經濟與範疇經濟。此外，目前國內文獻的研究期間均在1993年前，難以推論目前的證券商經營現況，因此，本研究將研究期間延伸至2003~2005年，以進一步探討目前台灣綜合證券商之規模與範疇經濟。

參、理論模型

一、Translog成本函數

本研究使用成本函數法(註¹)進行台灣綜合證券商規模與範疇經濟之探討。此外，過去常見的函數型態，分別為科布道格拉斯函數(Cobb-Douglas, C-D)、固定替代彈性函數(Constant Elasticity of Substitution, CES)及Translog成本函數三者為主。其中C-D函數的缺點除自身的價格彈性與要素之交叉彈性為一固定數外，要素之間的替代彈性恆固定為1，故函數不具伸縮性(Flexibility)。CES成本函數係將產出水準限制在固定規模報酬(Constant Returns to Scale, CRS)，並將投入要素替代彈性限制在零與無限大間的固定常數，僅適用於二種投入及一種產出的情況下。

Translog成本函數為Christensen、Jorgenson and Lau(1973)對傳統函數型式特性加以擴展，突破替代彈性固定之缺失，發展出更一般化的彈性函數模型(Flexible Function)。由於Translog成本函數在設定上，並未對函數型態先作預設限制，因此，允許不同要素具有不同的替代彈性，克服了C-D與CES函數的缺點；此外，Gilligan, Smirlock and Marshall(1984)的實證發現，Translog成本函數的二階參數皆顯著異於零，也證明了C-D函數並不適用多元產出之研究。因此，在多元經濟的社會中，採用多元產出之函數設定，才能符合相關理論與反映真實情況。所以本研究擬採用Translog成本函數作為後續之分析。

二、模型設定

本研究將以四項產出及二項投入，探討2003~2005年綜合證券商之規模經濟與範疇經濟，採用Translog成本函數進行相關參數值之估計。本研究引用Christensen *et al.*(1973)所推導的Translog函數進行分析，成本函數設定如下：

註¹：生產函數法只能分析單一產出和多元投入之問題，並無法考慮多元產出的情形。利潤函數法除了考量成本極小化之外，尚需顧及總收益等問題，加上產品及價格的資料不易取得，因此運用上有相對困難。成本函數法係指在既定的生產環境下，廠商從事生產某特定產出水準時，以追求成本最小的生產決策行為。

$$\ln C^* = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i (\ln Y_i) + \beta_1 (\ln P_1^*) + \left(\frac{1}{2}\right) \sum_{i=1}^4 \sum_{j=1}^4 \alpha_{ij} (\ln Y_i) (\ln Y_j) + \left(\frac{1}{2}\right) \beta_{11} (\ln P_1^*)^2 + \sum_{i=1}^4 \gamma_{i1} (\ln Y_i) (\ln P_1^*) + v + u \quad (3.1)$$

其中， C^* 為標準化的總成本，是以勞動價格為標準化基準，標準化用意在於滿足成本函數之要素價格一階齊次函數條件(Homogeneity condition)， Y_i 為第 i 項產出， P_1^* 代表標準化的資本價格， α 、 β 、 γ 為模型中待估計的參數， v 為對稱的常態分配，且 $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ ， u 為半常態分配，即 $u \sim N(0, \sigma_u^2)$ 。

此外，根據 Shephard's Lemma，即成本函數對投入要素價格進行微分，則可得要素成本份額方程式，如下：

$$S_1 = \beta_1 + \beta_{11} (\ln P_1) + \sum_{i=1}^4 \gamma_{i1} (\ln Y_i) + w \quad (3.2)$$

其中， S_1 代表資本成本份額，係指資本成本佔總成本的比例， w 為隨機干擾項。此外，採用 Zellner(1962)提出的近似無相關反覆迴歸估計法(Iterative Seemingly Unrelated Regression Method, ISUR)，亦將成本函數與要素成本份額二條方程式，進行同時的多重反覆聯立求解，求算出各項參數估計值；依 Zellner 的證明可知，估計值結果具有無偏誤及有效性等特性，經由 ISUR 的聯立求解，即可估算出各項變數之參數估計值，再利用參數估計值，進一步計算規模經濟、範疇經濟。

三、規模經濟(Scale of Economies；SE)

規模經濟係指當廠商同時增加所有產出量時，總成本的增加將小於因產量增加所獲得的利潤，即表示長期平均成本會隨產出之增加而遞減；相反的，當產出增加而長期平均成本隨之增加時，則稱為規模不經濟(Diseconomies of Scale)。本研究依據 Baumol, Panzar and Willig(1982)、黃台心(1998)與盧永祥、傅祖壇、陸海文(2006)之定義，可將規模經濟推估式設定如下：

$$SE = \frac{C^*(P_1^*, Y)}{\sum_{i=1}^4 Y_i C_i^*(P_1^*, Y)} \quad (3.3)$$

其中， $C^*(P_1^*, Y)$ 表示產出之總成本， $C_i^*(P_1^*, Y)$ 係指最適成本函數對第 i 個產出之偏微分，即：

$$C_i^*(P_1^*, Y) = MC_i^* = \partial C^*(P_1^*, Y) / \partial Y_i \quad (3.4)$$

$C_i^*(P_1^*, Y)$ 可以解釋為第 i 個產出的邊際成本(Marginal Cost)。將規模經濟公式簡化為以下：

$$SE = \frac{1}{\left(\sum_{i=1}^4 \partial \ln C^* / \partial \ln Y_i\right)} \quad (3.5)$$

當 $SE > 1$ 時，表示有規模經濟存在，指在產品組合不變下，各項產出若增加 1% 時，總成本的增加會小於 1%，即其長期平均成本在產品組合不變下，隨產量增加而下跌；當 $SE < 1$ 時，表示有規模不經濟，隨著生產規模的擴大，對要素的需求將會增加，此時投入要素的價格可能會上升，使長期平均成本增加。

四、範疇經濟(Scope of Economies；SC)

範疇經濟係指於一定範疇中生產多種產品，可以使成本分攤，進而達到降低成本的經濟現象，亦指當一家廠商生產 N 種產品的成本，小於 N 家廠商分別生產一種產品之總成本，則表示該廠商的產品多樣化就具備了範疇經濟的現象；相反的，若一家廠商生產 N 種產品成本，大於 N 家廠商各生產一種產品之總成本，則表示則該廠商不具有範疇經濟。因此，範疇經濟的定義可由下列公式表示：

$$SC = [\sum_{i=1}^4 C^*(P_1^*, Y_i) - C^*(P_1^*, Y)] / C^*(P_1^*, Y) \quad (3.6)$$

其中， $C^*(P_1^*, Y_i)$ 係指生產多項產出中，只單一生產 Y_i 後所得之總成本。

當 $SC > 0$ 表示具有範疇經濟，應從事多角化經營； $SC < 0$ 表示廠商具有範疇不經濟。

在公式 3.6 中，以 Translog 成本函數進行推估時，將會產生一個缺點，亦指各變數的值必須大於零，否則產出變數為零時，取對數之後將無意義，以往的相關學者面臨問題時，有不同的解決之道。例如：Kim(1986)、Huang and Wang(2004) 以平均值的 10% 代替零；Mester(1987) 以樣本極小值的 10% 代替零；Mester(1996)、Fu, Huang and Tien(2004) 以樣本極小值代替零。本研究在實證分析中，嘗試比較不同的應變方式後，最後決定選擇採用 Kim(1986)、Huang and Wang(2004) 提出的以平均值的 10% 代替零。

肆、研究設定

目前國內證券商分為專業經紀商與綜合證券商，但是受到景氣與政策影響，證券商均朝向業務多樣化之發展，因此目前我國證券商主要以綜合證券商為主，所以，本研究以綜合證券商為研究對象。此外，由於未公開發行之資料收集不易，故研究樣本只限於上市、上櫃及公開發行之綜合證券商，研究期間為 2003~2005 年，針對 24 家綜合證券商進行分析，總計有 72 個研究樣本。資料來自於台灣證券

交易所與台灣經濟新報資料庫之年報與財務報表。

變數設定方面，本研究參考王國樑、余威廷(1995)以經紀業務收入、承銷業務收入與自營業務收入作為產出變數。但是，近幾年來營業利息收入佔總收入比例相當高，顯示融資融券已成為證券商之重要服務項目，因此本研究將再增加營業利息收入作為產出變數之一，以求更加精確。並將變數資料整理如下：

一、產出變數

(一)經紀業務收入(Y_1)：係指證券受託買賣有價證券及辦理融券業務所收取之手續費收入。

(二)承銷業務收入(Y_2)：係指證券商的承銷部門承銷有價證券之手續費收入，包含包銷證券之報酬、代銷證券手續費收入、承銷作業處理費收入及承銷輔導費收入等。

(三)自營業務收入(Y_3)：係指證券商的自營部門出售營業證券所獲得之利益，為出售證券收入減去出售證券成本之淨額。

(四)營業利息收入(Y_4)：係指證券商辦理融資融券業務、買賣債券及其它與營業有關之利息收入。

二、成本變數

(一)資本成本：係指營業費用減去薪資費用。

(二)勞動成本：係指證券業薪資費用。

(三)總成本(C)：係指資本成本與勞動成本兩項加總。

三、要素價格

本研究以勞動、資本二項為投入變數，其中，勞動使用量以每年年底的員工人數表示；資本使用量係指固定資產減去累計折舊，亦指固定資產淨額。因此，要素價格設定如下：

(一) 資本價格(P_1)：資本成本除以固定資產淨額。

(二) 勞動價格(P_2)：勞動成本除以員工人數。

由表1可知，在四項產出變數方面，經紀業務收入的平均值為14.20億元，均高於其它三項收入，約佔總收入的52%，顯示經紀業務收入為綜合證券商的主要收入來源；其次是營業利息收入，平均值為7.58億元，約佔總收入的28%，說明了綜合證券商目前很重視融資融券交易部份；最後，承銷業務收入與自營業務收

入相對較小，尤其是在承銷業務收入方面，平均值為1.78億元，約佔總收入的6%，原因可能是每年需輔導上市上櫃，或發行有價證券之公司較少，所以承銷業務收入相對其他收入而言較少。

在成本變數方面，勞動成本的平均值為10.81億元，高於資本成本平均值的10.29億元，但兩者差異不大，皆約佔總成本的50%。在投入變數方面，員工人數與固定資產淨額呈現微幅遞增，顯示各家證券商規模有略微擴大之趨勢。在要素價格方面，可知資本價格與勞動價格平均值差異不大，但標準差反之，顯示綜合證券商之要素價格差異相對較大。

表1 變數敘述統計量

變數統計量	2003 年		2004 年		2005年		平均值	
經紀業務收入(Y_1)	1,361	(1,087)	1,664	(1,258)	1,235	(969)	1,420	(1,111)
承銷業務收入(Y_2)	195	(237)	212	(284)	127	(146)	178	(230)
自營業務收入(Y_3)	443	(404)	307	(366)	425	(404)	392	(391)
營業利息收入(Y_4)	690	(553)	836	(646)	748	(623)	758	(603)
資本成本	987	(660)	1,066	(736)	1,034	(683)	1,029	(685)
勞動成本	1,043	(761)	1,163	(807)	1,038	(710)	1,081	(752)
總成本(C)	2,031	(1,403)	2,229	(1,525)	2,072	(1,384)	2,111	(1,421)
員工人數*	1,253	(860)	1,365	(923)	1,279	(831)	1,299	(861)
固定資產淨額	1,848	(1,267)	1,986	(1,456)	1,984	(1,507)	1,939	(1,396)
資本價格(P_1)**	0.579	(0.178)	0.628	(0.306)	0.653	(0.403)	0.620	(0.307)
勞動價格(P_2)**	0.820	(0.189)	0.820	(0.135)	0.785	(0.146)	0.808	(0.157)

註：*單位為人，**單位為比率，其餘單位為百萬元；()內為標準差。

伍、實證結果

首先，討論Translog成本函數參數估計值之結果；其次，依參數估計值推算規模與範疇經濟值。

一、Translog成本函數估計結果

本研究以2003~2005年24家綜合證券商，總計72個研究樣本，以四項產出與二項投入，進行規模經濟與範疇經濟之分析。由Translog成本函數模型之實證分析中，以勞動價格為基準，針對總成本、資本價格進行標準化計算，可將標準化

總成本函數與要素份額方程式進行聯合求解，即可推估出各變數之參數估計值，以利規模經濟、範疇經濟之計算。

根據表2可知，本研究之成本函數參數估計結果，包括常數項、產出項、投入價格項、產出交乘項、投入價格交乘項、產出與投入價格交乘項共計21個參數估計值，其中達到10%顯著水準的參數值有1個，達到5%顯著水準的參數值有7個，達到1%顯著水準的參數值有5個，共計13個參數估計值達到顯著水準。

在產出項中，承銷業務收入與自營業務收入達到5%的顯著水準，且係數為正，表示產出的增加會使總成本增加。投入價格項達到1%的顯著水準，且係數為正，符合要素需求量為正之理論要求，亦指投入價格的上升，會使總成本上升。

表 2 成本函數估計結果

符號	變數名稱	參數估計值	標準差	t 值
α_0	Constant	1.406	1.371	1.025
α_1	$\ln Y_1$	0.098	0.670	0.147
α_2	$\ln Y_2$	0.385	0.160	2.404 **
α_3	$\ln Y_3$	0.409	0.199	2.056 **
α_4	$\ln Y_4$	0.372	0.508	0.732
β_1	$\ln P_1$	0.270	0.036	7.504 ***
α_{11}	$(\ln Y_1)(\ln Y_1)$	0.507	0.199	2.545 **
α_{22}	$(\ln Y_2)(\ln Y_2)$	0.049	0.022	2.226 **
α_{33}	$(\ln Y_3)(\ln Y_3)$	0.021	0.025	0.834
α_{44}	$(\ln Y_4)(\ln Y_4)$	0.503	0.134	3.758 ***
α_{12}	$(\ln Y_1)(\ln Y_2)$	-0.111	0.047	-2.353 **
α_{13}	$(\ln Y_1)(\ln Y_3)$	-0.004	0.068	-0.061
α_{14}	$(\ln Y_1)(\ln Y_4)$	-0.424	0.137	-3.090 ***
α_{23}	$(\ln Y_2)(\ln Y_3)$	0.006	0.019	0.299
α_{24}	$(\ln Y_2)(\ln Y_4)$	0.028	0.038	0.741
α_{34}	$(\ln Y_3)(\ln Y_4)$	-0.071	0.064	-1.113
β_{11}	$(\ln P_1)(\ln P_1)$	0.046	0.010	4.713 ***
γ_{11}	$(\ln Y_1)(\ln P_1)$	0.030	0.010	3.081 ***
γ_{21}	$(\ln Y_2)(\ln P_1)$	-0.009	0.004	-2.244 **
γ_{31}	$(\ln Y_3)(\ln P_1)$	-0.009	0.004	-2.127 **
γ_{41}	$(\ln Y_4)(\ln P_1)$	0.015	0.009	1.760 *

註：1.*代表達 10%顯著水準；**代表達 5%顯著水準；***代表達 1%顯著水準。

2. $\bar{R}^2=0.941$ 。

二、規模經濟

依據表2的參數估計結果，則可計算2003~2005年綜合證券商之規模經濟值，

分析如下：

由表3可知，台灣綜合證券商具有規模經濟的現象，平均值為1.114，表示綜合證券商持續增加產出時，長期平均成本會隨之下降。其中規模經濟大於1共計58家，佔全體樣本的80%，規模經濟小於1共計14家，佔整體樣本的20%。由此可知，整體而言，綜合證券商必須設法增加產出量，以達成持續減少長期平均成本之目標，有助於綜合證券商經營成效的改善。

表 3 綜合證券商之規模經濟與範疇經濟

	家數	平均值	標準差	最大值	最小值
全體規模經濟	72	1.114	0.117	1.361	0.861
規模經濟值>1	58				
規模經濟值<1	14				
全體範疇經濟	72	10.936	4.994	22.432	0.967
範疇經濟值>0	72				
範疇經濟值<0	0				

資料來源：本研究整理

若將綜合證券商依規模、分行數、是否加入金控加以分類，其中規模大小以資產規模一百億為分界點，分行數以十家為分界點(註¹)，最後在採用獨立樣本t檢定加以比較。由表4可知，不論是大規模或小規模的綜合證券商，皆處於規模報酬遞增的階段，且在1%的顯著水準下，大規模綜合證券商的規模經濟值顯著高於小規模；此外，多分行數與少分行數之綜合證券商，也處於規模報酬遞增的階段，且在1%的顯著水準下，多分行數綜合證券商的規模經濟值顯著高於少分行數；在加入與未加入金控之綜合證券商方面，皆處於規模報酬遞增的階段，但二者無顯著的差異。

若由各個綜合證券商之規模經濟值可知(詳見附錄三)，大部分的綜合證券商皆達到規模經濟。其中，在2003年以建華證券最具規模經濟，2004與2005年以台証證券最具規模經濟，顯示此二家證券商若在當年度產出增加時，成本減少越多。另一方面，2003~2005年分別以大眾證券、國票證券及倍利國際證券最不具規模經濟，顯示經營有待改善。此外，在24家綜合證券商中，玉山證券、日盛證券、中信託證、金鼎證券及宏遠證券，呈現三年規模經濟值遞增；而復華證券、倍利國際證券、國票證券、統一證券、元富證券及中信證券，則是呈現規模經濟值遞減。

註¹：資產規模大於一百億視為大規模證券商；分行數大於十家視為多分行數證券商。

表4 不同類別綜合證券商之規模經濟

	家數	平均值	標準差	t 值
全體	72	1.114	0.117	
大規模 ^A	34	1.177	0.109	4.912***
小規模	38	1.058	0.094	
多分行數 ^B	57	1.136	0.120	5.010***
少分行數	15	1.030	0.550	
加入金控	39	1.123	0.118	1.134
未加入金控	33	1.100	0.115	

註：1. *代表達10%顯著水準；**代表達5%顯著水準；***代表達1%顯著水準。

2. A代表規模大小以資產規模一百億為分界點；B代表分行數以10家為分界點。

三、範疇經濟

由表3可知，綜合證券商的範疇經濟值，平均值為10.936，顯示綜合證券商具有範疇經濟，表示綜合證券商同時生產四項產出所花費的總成本，會低於四項產出個別生產的總成本。且全體綜合證券商之範疇經濟皆大於0，表示台灣綜合證券商具多樣化生產之優勢。

若由不同類別可知，依據表5可知，不論是大規模或小規模的綜合證券商，皆具有範疇經濟，且在1%的顯著水準下，大規模綜合證券商顯著高於小規模；而多分行數與少分行數綜合證券商，也皆具有範疇經濟，少分行數略高於多分行數，但二者無顯著的差異；加入金控與未加入金控之綜合證券商否皆具有範疇經濟，但在10%的顯著水準下，加入金控的綜合證券商顯著高於未加入金控。

由各個綜合證券商之範疇經濟可知(詳見附錄四)，大部分的綜合證券商皆達到範疇經濟。其中，2003~2005年分別以新壽證券、富邦證券及大展證券較具範疇經濟，顯示這三家綜合證券商在當年度之多樣化生產效益最大。但是，宏遠證券由2003~2005年雖達範疇經濟，但其值均為最小者，且2005年更是下滑至0.967，顯示宏遠證券不利於多樣化生產。此24家綜合證券商中，中信證券、群益證券、大慶證券，三年的範疇經濟值均遞增；而一銀證券、宏遠證券則為範疇經濟值遞減。

表 5 不同類別綜合證券商之範疇經濟

	家數	平均值	標準差	t 值
全體	72	10.936	4.994	
大規模 ^A	34	13.220	3.576	4.130***
小規模	38	8.892	5.231	
多分行數 ^B	57	10.802	4.460	-0.342
少分行數	15	11.438	6.823	
加入金控	39	11.516	4.930	1.720*
未加入金控	33	10.249	5.507	

註：1.*代表達10%顯著水準；**代表達5%顯著水準；***代表達1%顯著水準。

2.A代表規模大小以資產規模一百億為分界點；B代表分行數以10家為分界點。

陸、結論

本研究主要在探討綜合證券商的規模經濟與範疇經濟，再依綜合證券商規模大小、分行數、加入金控與否加以分析。本研究以 2003~2005 年的 24 家綜合證券商為研究對象，採用隨機邊界成本法進行分析，以四項產出與二項投入作為設定，第一階段先採用 Translog 成本函數體系進行相關參數值之估計；第二階段以參數值估算規模經濟值與範疇經濟值。因此，本研究的實證結果可以歸納如下：

1.綜合證券商具有規模經濟，全體平均規模經濟值為 1.114，表示各綜合證券商持續增加產出時，長期平均成本會隨之下降；因此，各綜合證券商應設法增加產出量，以達成持續減少長期平均成本之目標，有助於綜合證券商經營成效的改善。就不同類別而言，大規模、多分行數及加入金控之綜合證券商的規模經濟值較大，且大規模綜合證券商顯著高於小規模綜合證券商，多分行數綜合證券商顯著高於少分行數綜合證券商。

2.綜合證券商具有範疇經濟，全體平均範疇經濟值為 10.936，表示同時生產四項產出所花費的總成本，會低於四項產出個別生產時，亦指具有多樣化之生產優勢。就不同類別而言，大規模、少分行數及加入金控之綜合證券商的範疇經濟值較大，且大規模綜合證券商顯著高於小規模綜合證券商，加入金控之綜合證券商顯著高於未加入金控之綜合證券商。

附錄一 1991~2005年台灣證券商家數

年	證券商總家數		經紀商	自營商	承銷商	綜合證券商
	總公司	分公司				
1991	353	74	340	55	61	37
1992	294	133	277	68	59	47
1993	272	189	254	68	57	46
1994	262	235	245	72	57	47
1995	247	320	232	72	55	47
1996	229	420	212	79	58	50
1997	221	663	199	95	71	60
1998	215	911	188	108	81	71
1999	212	987	184	112	84	74
2000	190	1,092	158	105	75	66
2001	183	1,094	151	105	75	66
2002	163	1,020	125	97	66	56
2003	154	1,048	114	95	59	51
2004	148	1,084	108	96	57	50
2005	143	1,065	103	96	56	50

資料來源：財政部證券暨期貨管理委員會。

附錄二 2000~2005 年台灣證券商資本額與佔有率

年度	證券商	資本額(千萬元)	佔有率(%)
2000	綜合	253,259	90.73
	專業	25,348	9.27
2001	綜合	269,222	91.24
	專業	23,810	8.76
2002	綜合	256,294	88.98
	專業	38,165	11.02
2003	綜合	276,851	92.90
	專業	18,394	7.10
2004	綜合	294,757	93.63
	專業	16,897	6.37
2005	綜合	298,653	94.70
	專業	16,161	5.30

資料來源：財政部證券暨期貨管理委員會。

附錄三 個別綜合證券商之規模經濟

證券商	2003 年	2004 年	2005 年	證券商	2003 年	2004 年	2005 年
永昌證券	1.195	1.145	1.157	一銀證券	1.147	1.048	1.102
富邦證券	1.204	1.277	1.254	寶來證券	1.272	1.191	1.214
大華證券	1.232	1.158	1.191	統一證券 ^B	1.155	1.152	1.146
玉山證券 ^A	0.960	0.993	1.006	元富證券 ^B	1.262	1.227	1.221
復華證券 ^B	1.239	1.174	1.071	中信證券 ^B	1.307	1.282	1.199
倍利國際 ^B	1.208	1.139	0.861 **	群益證券 ^A	1.062	1.037	1.154
日盛證券 ^A	1.024	1.160	1.237	金鼎證券 ^A	1.161	1.161	1.122
台証證券	1.278	1.361 *	1.294 *	康和證券	0.954	1.017	0.990
新壽證券	1.093	1.012	1.072	大展證券	1.051	1.073	1.018
國票證券 ^B	1.006	0.955 **	0.908	大慶證券	0.945	0.971	0.937
建華證券	1.308*	1.061	1.250	大眾證券	0.899 **	1.054	1.016
中信託證 ^A	1.053	1.078	1.097	宏遠證券 ^A	0.973	0.987	0.995

註：1. *代表當年度最具規模經濟；**代表當年度最不具規模經濟。

2. A代表3年的規模經濟值遞增；B代表3年的規模經濟值遞減。

附錄四 個別綜合證券商之範疇經濟

證券商	2003 年	2004 年	2005 年	證券商	2003 年	2004 年	2005 年
永昌證券	9.323	10.207	8.336	一銀證券 ^B	6.500	5.863	5.097
富邦證券	18.388	22.432 *	15.545	寶來證券	13.944	18.550	15.316
大華證券	11.201	13.648	12.737	統一證券	12.490	13.510	12.192
玉山證券	16.660	5.526	17.124	元富證券	11.462	14.444	14.418
復華證券	8.073	8.952	6.816	中信證券 ^A	11.020	15.553	16.084
倍利國際	10.074	11.534	7.720	群益證券 ^A	11.684	14.057	15.237
日盛證券	11.895	15.481	14.388	金鼎證券	7.559	7.741	7.690
台証證券	14.447	16.616	13.869	康和證券	5.544	6.611	6.254
新壽證券	18.759*	20.739	16.964	大展證券	13.473	12.829	20.934 *
國票證券	6.455	6.692	4.597	大慶證券 ^A	5.395	5.445	5.604
建華證券	14.330	15.074	11.370	大眾證券	7.175	4.727	6.420
中信託證	5.394	4.178	6.128	宏遠證券 ^B	2.411 **	1.480 **	0.967 **

註：1. *代表當年度最具範疇經濟；**代表當年度最不具範疇經濟。

2. A代表3年的範疇經濟值遞增；B代表3年的範疇經濟值遞減。

參考文獻

王國樑、余威廷(1995)，「台灣證券業規模與多樣化經濟之探討」，《證券市場發展》，第7卷，第3期，125-144。

林基煌(1992)，「我國證券商經營績效之研究」，《證券金融》，第58卷，1-24。

- 徐中琦、張鐵軍(1993)，「台灣地區本國銀行規模經濟與範疇經濟之實證研究」，*《台灣銀行季刊》*，第44卷，第1期，32-58。
- 莊武仁、桂勝嘉(1989)，「台灣地區銀行體系規模經濟之研究」，*《基層金融》*，第18卷，61-78。
- 黃台心(1998)，「以隨機成本邊界函數分析本國銀行的規模與多元經濟」，*《經濟論文叢刊》*，第26卷，第2期，209-241。
- 盧永祥、傅祖壇、陸海文(2006)，「臺灣農會整體規模與範疇經濟之分析」，*《農業與經濟》*，(已接受)。
- 歐陽遠芬、陳碧綉(2001)，「銀行的購併與經營績效--規模經濟、多元經濟與效率之分析」，*《台銀季刊》*，第52卷，第3期，1-18。
- Baumol, W. J., J. C. Panzar and R. D. Willig (1982), "Contestable Markets and the Theory of Industry Structure," *New York: Harcourt Brace Jovanovich*.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgensen and L. J. Lau (1973), "Transcendental Logarithmic Production Frontier," *The Review of Economics and Statistics*, 28-45.
- Fu, T. T., C. J. Huang and F. Tien (2004), "University Cost Structure in Taiwan," *Working Papers*.
- Gilligan, T. W., M. L. Smirlock and W. Marshall (1984), "An Empirical Study of Joint Production and Scale Economics in Commercial Banking," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 8, 67-77.
- Goldberg, L. G., G. A. Hanweck, M. Keenan, and A. Young (1991), "Economies of Scale and Scope in the Securities Industry," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 15, 91-107.
- Huang, T. H. and M. H. Wang (2004), "Estimation of scale and scope economies in multiproduct banking: evidence from the Fourier flexible functional form with panel data," *Applied Economics*, Vol. 36, 1245-1253.
- Kim, H. Y. (1986), "Economies of scale and economies of scope in multiproduct financial institutions : further evidence from credit union," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 18, 220-226.
- Kozo, H. and O. Eiji (2006), "The Changing Structure of Cost for Japanese Securities Firms," *International Journal of Business*, Vol. 11, pp. 17-33.

- Mester, L. J. (1987), "Efficiency in the savings and loan industry," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 17, 267-286.
- Mester, L. J. (1996), "A study of bank efficiency taking into account risk preferences," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 20, 1025-1045.
- Zellner, A. (1962), "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Tests for Aggregation Bias," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57, 348-368.

The Evaluation of Economies of scale and Economies of Scope of Integration Securities Firms in Taiwan

葉佳玲¹ 盧永祥²

Abstract

In this paper, we used a translog stochastic cost function to compute economics of scale and scope of 24 integrated securities firms in Taiwan. The period of data is from 2003 to 2005. Empirical results show that the integrated securities firms in Taiwan have the economics of scale and scope.

Keywords : Integration Securities Firms, Economies of scale, Economies of scope

¹南華大學財管所研究生。

²南華大學財管所助理教授。

台灣金控與非金控銀行經營效率之分析 Comparative Analysis of Operational Efficiency for Financial Holding and Non-Financial Holding Banks in Taiwan

高國賡¹ 蕭景楷²

摘 要

台灣加入世界貿易組織後，為因應國外金融機構所帶來的競爭壓力與威脅，期望藉由金融控股公司的設立，可以健全整體的金融經營環境，並提升金融業之競爭力。本研究以 12 家金控銀行與 18 家上市櫃非金控銀行為對象，探討 2001 年 6 月台灣通過「金融控股公司法」後，2001 年 12 月至 2004 年 6 月間金控與非金控銀行之經營效率，評估台灣之銀行業在金控政策實施後，生產力是否提升，並對較無效率之銀行，提出應努力之方向。

本文採用 DEA 多投入、多產出的分析模式，鑑別出各樣本銀行之相對效率，經過 CCR、BCC 模式及 Malmquist 生產力指數分析個別銀行經營效率後，以差額變數分析結果，提供相對無效率之銀行應改進的方向。隨後再以 Mann-Whitney 無母數檢定「金控」與「非金控」二類銀行之經營效率。最後依分析結果做成結論，並提出建議。

依本研究所得之結果，歸納出以下結論：

- 一、整體樣本銀行的經營效率已獲提升。由於 30 家樣本銀行的資產佔本國銀行資產的 71%，所以由此推論整體金融體系的改善，應不至於缺乏代表性。
- 二、金控銀行有助於經營效率的提升。金控銀行在初期，可能因組織結構改變而影響經營效率，惟經過一段磨合時間，不僅可以整合資源而且可以發揮綜效提升其經營效率。
- 三、金控銀行平均總效率在各年度均優於非金控銀行。惟非金控銀行中亦有表現優異者，如台北國際商銀、萬泰商銀，可見加入金控並非銀行業者唯一的選擇，只要能制訂適合銀行本身條件的經營策略，同樣可以有效提昇經營效率。
- 四、投入產出變數中，以「放款」、「利息收入」敏感度最高；「非利息收入」敏感度最低。顯示現階段各銀行經營模式，仍偏重「放款」業務，獲利以賺取存放利差為主。

*作者感謝評審委員的寶貴意見

1 中興大學應用經濟學系管理學碩士。

2 南開技術學院財務金融系講座教授(通訊作者)。

壹、前言

台灣金融機構早期具有寡占優勢，整體獲利情況良好，惟隨著歐美國家解除金融管制，以及受到全球金融自由化潮流的衝擊，台灣也於民國 1990 年代起開放新銀行的設立。在市場規模未隨同擴增的情況下，使得金融機構的業務競爭加劇，導致市場占有率、資產報酬率與淨值報酬率均呈現下滑趨勢。各金融機構爲了業績爭取邊際客戶，形成惡性競爭，導致日後逾期放款大幅增加，嚴重影響金融業的正常營運。

在台灣正式加入世界貿易組織後，爲因應國外金融機構所帶來的競爭壓力與威脅，如何改善金融機構的體質，進而提升競爭力即成爲重要之課題，而解決對策之一乃是制定「金融控股公司法」，期望藉由金融控股公司的設立，可以健全整體的金融經營環境，並提升金融業之競爭力。

透過同業、異業的整合，各金融機構旗下設立的子公司可分別經營銀行、證券、信託、保險等業務，而金融機構即因此轉型爲金融控股公司。換言之成立金控公司目的係在擴大金融機構規模，使其改善經營能力，並達到規模經濟與範疇經濟的營運管理綜效。2001 年 6 月 27 日通過「金融控股公司法」後，目前台灣已有 14 家金融控股公司掛牌成立。

在面對以經營績效掛帥及汰弱擇強的金融情勢下，本研究將探討在台灣銀行中較具交叉銷售、成本節約及資本配置效率優勢的12家有金控背景之銀行（以下簡稱金控銀行），其經營效率是否優於其他無金控背景之銀行（以下簡稱非金控銀行）？實施金融控股公司制度之後，銀行業整體經營效率是否逐年獲得提升？如何改善銀行經營效率？

本研究由金控銀行2001年12月至2004年6月間之財務報表爲基礎，定義投入項與產出項，以資料包絡分析法（Data Envelopment Analysis, DEA）採「中介說」爲理論依據進行研究，經過CCR、BCC模式及Malmquist生產力指數分析個別銀行經營效率後，再以Mann-Whitney 無母數檢定「金控」與「非金控」二類銀行，其經營效率於研究期間是否有顯著差異。最後依分析結果獲得之研究結論提出建議。

貳、文獻回顧

近年來文獻對金控公司績效評估，經整理如后：

1. 沈中華（2002），「金控公司的銀行與獨立銀行 CAMEL 比較」，台灣金融財務季刊，第 3 輯第 2 期。
以美國銀行為例，發現隸屬於金控公司，平均而言表現較優，符合「綜效假說」，但獨立銀行亦有表現極佳，甚至超過隸屬於金控公司的銀行，故亦符合「小而美」假說。
2. 張原銘（2003），「金控架構下與非金控架構下之銀行效率分析」，國立高雄第一科技金融營運系碩士論文。
橫斷面分析的實證結果顯示，2002 年正式加入世界貿易組織後，金控架構下的銀行經營效率獲得顯著的改善，其主要原因來自於規模效率的提高；非金控架構下的銀行經營效率也獲得顯著的改善，但其主要原因來自於純粹技術效率與規模效率兩者的顯著提升。
縱剖面分析的實證結果顯示，正式加入世界貿易組織後，金控架構下與非金控架構下的銀行呈現生產力成長的狀況。生產力的成長可歸因為技術效率成長與生產技術成長，而絕大多數生產力成長的銀行是由於生產技術成長所致，顯見在愈趨激烈競爭的環境下，短期改善生產力的策略，主要是以不斷改良與推出各種金融商品，並在管理營運上力求精簡以降低成本。
此外，金控架構下的銀行，不論就經營效率或經營穩定性而言，均較非金控架構下的銀行為佳，可見政府推動的金控政策，無疑是一個有效率的政策。同時，就整體金融產業而言，不論銀行是否在金控體系之內，經營效率都有所改善，可見金控公司的出現，不僅促使其內的銀行改善經營效率，也迫使其外的銀行為求生存而不得不追求效率的增進。由此可見，總體環境的競爭加劇，終至總體產業效率平均增加。
3. 楊裴雯（2003），「金融控股公司之綜效評估分析」，義守大學管理研究所碩士論文。
金控公司整合家數愈多，對於金控公司的綜效愈具有正面之影響。金控公司之不同經營主體對其綜效的產生具有影響。金控公司之資產規模愈大，對金控公司的綜效則愈具有正面之影響。
4. 林政緯（2004），「台灣地區金融控股公司績效評估之研究」，真理大學管理科學研究所碩士論文。
金融控股公司在設立後，經由 2 年來的整合，已經逐漸發揮營運綜效。
5. 吳若詩（2004），「台灣金融控股公司下之銀行經營效率」，銘傳大學國際企業學系碩士論文。
有成立「金融控股公司」下的銀行效率值優於無成立「金融控股公司」下的銀行，特別是在規模效率上顯著優於無成立「金融控股公司」下的銀行。
6. 李建儀（2004），「金控銀行與非金控銀行生產力之探討」，朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
研究發現：銀行業總生產力的成長率呈現些微的緩慢進步，金融控股公司法實施後，金控背景銀行的生產力首次有衰退的情況產生，技術效率與技術進步是總生產力 成長的主要來源。
金控背景銀行的技術進步、總生產力 成長率優於無金控背景銀行，無金控背景銀行規模報酬優於金控背景銀行，顯示金控背景銀行大抵已具備了一定的

規模，規模經濟較難達成。

金控背景銀行的獲利性進步來自於非利息費用降低及放款品質的提升(放款損失準備的減少)及利息費用的降低；而無金控背景銀行獲利性的進步來自於利息費用的減少與租稅費用的減免。

7. 蔡耀宇(2004)，「台灣地區銀行經營績效之研究--因素分析法之應用」，世新大學經濟學系碩士論文。

本研究結果顯示，經營績效排名得分前 8 名之銀行均屬於金融控股公司旗下銀行子公司。

8. 陳穩仁(2004)，「國內金融控股公司合併綜效之研究」，銘傳大學國際企業學系碩士論文。

對於銀行業方面，整體而言加入金控後，將有助於提升這些公司的規模經濟值。在範疇經濟值上：對於金融控股公司方面，14 家金控中有 8 家享有範疇經濟。

9. 陳凌雯(2004)，「金控銀行與非金控銀行經營績效之探討」，政治大學國際貿易研究所碩士論文。

研究發現「金融控股公司」的平均總效率、技術效率值均高於「非金融控股公司」。且不論是「金融控股公司」或「非金融控股公司」相對上都需減少固定資產及增加非利息收入，因而全體樣本銀行不僅需裁減人員還需廣增存款以外的利息收入或費用，以免在存款減少下引發資金不足的營運危機。

歸納上述文獻，雖然在研究方法、採用變數上有所不同，惟仍獲得以下共同結論：

1. 金控銀行效率優於非金控銀行。
2. 金控銀行總生產力優於非金控銀行。
3. 成立金控，促使整體銀行業經營效率獲得提升。

參、金融控股公司

一、何謂金融控股公司

金融控股公司(Financial Holding Company, FHC)係源自 2000 年 3 月起美國實施金融現代化法案(Gramm-Leach-Bliley Act)規定可成立金融控股公司，並規定該控股公司祇能辦理聯邦準備理事會認為“本質上屬於金融性”的業務才可，目前發展金融控股公司的主要代表國家有美國和日本，而台灣則是參照美國的制度。

台灣所採行的金融控股公司，旗下包括銀行、保險、證券等金融業務領域之子公司股份但不直接經營，可提供客戶「一站購足」(one-stop shopping)的服務。

控股公司之要義乃在能否主控對各個子公司之營運權。依金融控股公司組織架構與營運實況，可區分為二類，母公司本身不經營業務者稱為典型的「純粹金融控股公司」(Pure Financial Holding Company)，其主要任務只是擬訂母子公司集團的經營策略，如：美國、台灣。控股公司若直接參與經營，則稱為「事業金融控股公司」(Operating Financial Holding Company)，如：德國、瑞士、法國。¹

二、金融控股公司的效益

¹ 李儀坤(2003)「金融控股大未來」P35-36

歸納文獻金融控股公司可創造綜效如下：

1.創造範疇經濟：

透過金融控股公司，整合子公司各項業務，在共同行銷、共用營業場所、設備及資訊交互運用下，有效降低營運成本，發揮範疇經濟之效益。

2.促成規模經濟：

經過同業與異業的合併，不但形成金融控股公司的多角化經營，同時也擴大整體企業的營運規模，有助於促成金融控股公司的規模經濟。

3.提昇經營效率：

透過防火牆機制，阻斷個別公司營運風險擴大，將事業經營決策權與執行權分離，達到專業分工並提昇企業整體經營效率。

4.有利國際競爭：

金融控股公司在合併子公司的過程中，使得金融組織大型化，自然提昇風險承擔能力增加國際競爭力，面對我國加入 WTO 後外來競爭者的加入，益顯重要。

肆、實證分析

一、投入及產出變數之相關分析

本研究採用中介說理論，來界定分析銀行之投入產出變數，並依據一般銀行經營原則與投入產出過程，分別選取投入項變數（存款、利息支出、非利息支出、固定資產）與產出項變數（放款、利息收入、非利息收入）。

採用DEA 模式進行研究，假設前提為投入數量增加時產出數量不得減少，換言之投入與產出項之增減需呈現正相關。為驗證此項關係，將各年度投入與產出項資料以SPSS 電腦軟體進行Pearson 相關分析。

本研究所選取之投入與產出變數間，在 $\alpha=0.01$ 顯著水準下，投入與產出變數其相關相當顯著，不但相關係數均為正值，且呈現高度相關。

二、CCR 模式

本研究先以CCR 模式求出各DMU 之總效率，再予以評估比較，另經由差額變數分析（Slack Variable analysis）可得知相對無效率之銀行，其投入與產出項應改善的幅度。

（一）總效率分析

總效率係以投入導向時，銀行在最大產出前提下，最小變數成本的投入。本研究將各年度投入、產出項之原始數據資料，以DEAP 電腦軟體運算，求出各銀行在固定規模報酬之CCR 模式下的總效率值再依序排名，依DEA 模式定義，總效率值為1者，為相對具有效率之銀行，而小於1者為相對無效率之銀行。

其中總效率值均為1者，則以被其他受評單位參考次數愈多者為優，因其隱含此受評單位相對有效率之穩健度（robustness）愈強²。相對無效率之銀行為達有效率時所參考的對象。故有效率的銀行被參考的次數愈多，代表有愈多的無效

²高強、黃旭男、Toshiyuki Sueyoshi（2003）所著「管理績效評估-資料包絡分析法」，P59

率銀行以其為標竿，亦即表示其經營愈有效率。

（二）差額變數分析

資料包絡分析法用以評估銀行經營效率，除可顯示各DMU 相對有效率或無效率外，亦可由CCR 模式求得各別銀行在投入項應減少數額與產出項應增加數額，因此無效率銀行亦可透過調整來改進其無效率情況。

三 BCC 模式

接著本研究運用變動規模報酬之BCC 模式，將技術效率區分出純技術效率與規模效率。純技術效率表示在相同規模銀行最大產出下，最小變數成本的投入。規模效率則表示最大產出下，銀行的投入與最適規模下效率前緣投入量之比值，效率值以總效率值除以純技術效率值表示。

BCC 模式分析可藉以瞭解其無效率之來源是由於技術無效率或是規模無效率。透過規模報酬分析，亦可獲知個別銀行本身是處於規模報酬遞增或遞減，來判斷是否應擴大、維持或縮減經營規模，以提高經營效率。

將經過BCC 模式分析後之銀行，依各別表現可區分為以下四類：

（一）整體有效率銀行：

總效率、純技術效率與規模效率值均為1之銀行，如台北銀行、中國國際商銀、國泰世華商銀、復華商銀、台新商銀、富邦商銀、中國信託商銀。上述銀行在當年度之表現可為其他銀行之標竿，且皆為固定規模報酬，生產規模維持現狀即可。

（二）應加強純技術效率銀行：

規模效率值為1，但純技術效率值小於1，如台中商銀。此類銀行表示在相同規模銀行最大產出下，最小變數成本（如利息支出）的投入過大，應加強經營管理，方能達到整體有效率。

（三）應加強規模效率銀行：

純技術效率值為1，但規模效率值小於1，如第一銀行、華南銀行。此類銀行其缺乏總效率來自於規模無效率，應調整生產規模（如存款量、固定資產）的投入，因皆屬於規模報酬遞減階段，故應縮減生產規模以改善其規模無效率。

聯邦商銀、安泰商銀、台南中小企銀，雖同屬應加強規模效率銀行，惟皆處於規模報酬遞增階段，故應擴大生產規模以改善其規模無效率。

（四）整體無效率銀行：

總效率、純技術效率與規模效率值均小於1之銀行，如建華商銀、日盛商銀、華僑商銀、寶華商銀、大眾商銀、台灣中小企銀、新竹國際商銀。此類銀行，整體投入（存款、利息支出、非利息支出、固定資產）與產出（放款、利息收入、非利息收入）之效率，均不如其他銀行。除了應加強經營管理，提升其純技術效率外，需同時依各別所處規模報酬遞增或遞減階段，調整其生產規模，方能達到整體有效率。

四 Malmquist生產力指數

本研究運用DEAP 電腦軟體，分別計算出各樣本銀行在2001年12月至2002年12月、2002年12月至2003年12月間，Malmquist 生產力指數變動之情形，並分解出

效率變動指數與技術變動指數³，以便瞭解各期間生產力進步或退步，主要是來自於效率變動或者技術變動。

依各銀行生產力指數、效率變動指數與技術變動指數之情形，將各銀行區分為二大類，生產力進步的銀行、生產力退步的銀行

生產力進步的銀行即Malmquist 生產力指數大於1的銀行，包括：

(一) 效率與技術皆進步的銀行，如台北銀行、第一銀行、中國國際商銀、國泰世華商銀、復華商銀、建華商銀、台新商銀、富邦商銀、中國信託商銀、合作金庫銀行、華僑商銀、聯邦商銀、中華商銀、台灣中小企銀…等。

(二) 生產力進步主要來自於效率進步。

(三) 生產力進步主要來自於技術進步，如華南銀行、玉山商銀。

生產力進步的銀行即Malmquist 生產力指數小於1的銀行，包括：

(一) 效率與技術皆退步的銀行，如日盛商銀、高雄銀行。

(二) 生產力退步主要來自於效率退步，如農民銀行。

(三) 生產力退步主要來自於技術退步，如寶華商銀、台中商銀。

2002年12月至2003年12月間，依各銀行生產力指數、效率變動指數與技術變動指數之情形，將各銀行區分為二大類，生產力進步的銀行、生產力退步的銀行

生產力進步的銀行即Malmquist 生產力指數大於1的銀行，包括：

(一) 效率與技術皆進步的銀行，如台北銀行、華南銀行、中國國際商銀、國泰世華商銀、台新商銀、富邦商銀、日盛商銀、中國信託商銀、高雄銀行、合作金庫銀行、彰化商銀、中華商銀、遠東商銀、萬泰商銀、大眾商銀、台灣中小企銀、台北國際商銀、新竹國際商銀、台中商銀。

(二) 生產力進步主要來自於效率進步。

(三) 生產力進步主要來自於技術進步，如第一銀行、復華商銀、建華商銀、玉山商銀、農民銀行、華僑商銀、聯邦商銀、安泰商銀。

生產力進步的銀行即Malmquist 生產力指數小於1的銀行，包括：

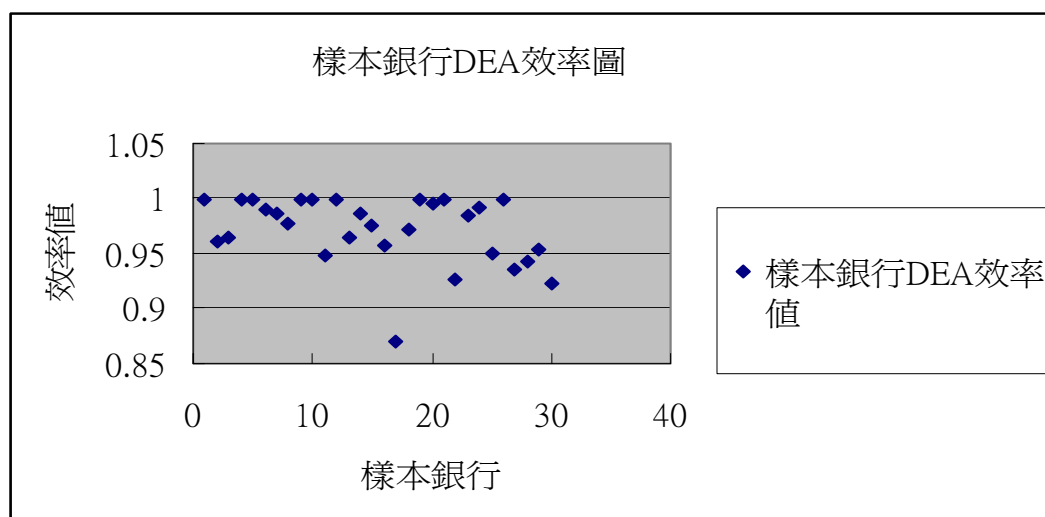
(一) 效率與技術皆退步的銀行。

(二) 生產力退步主要來自於效率退步。

(三) 生產力退步主要來自於技術退步，如寶華商銀。

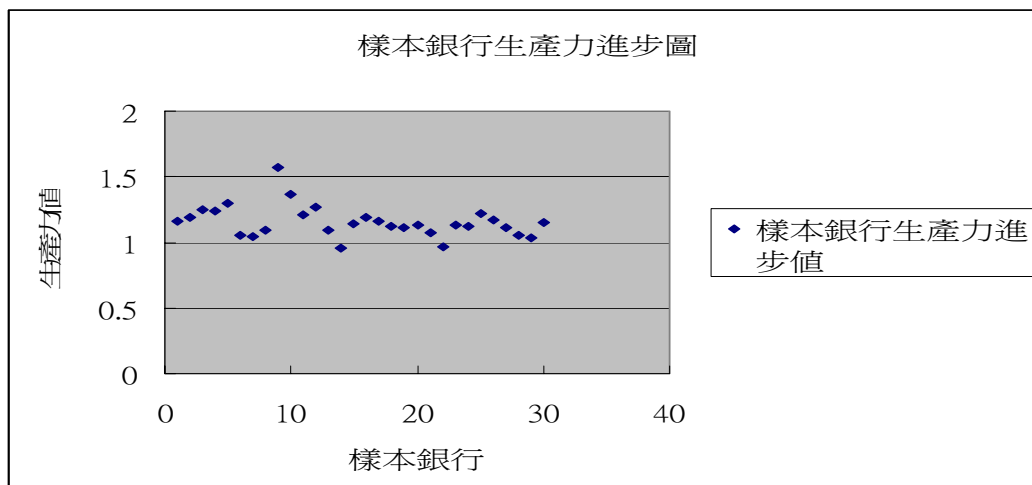
³ Malmquist 生產力指數=效率變動指數×技術變動指數

圖4-1 樣本銀行DEA效率散佈圖



資料來源：本研究整理

圖4-2 樣本銀行生產力進步散佈圖



資料來源：本研究整理

註： 1.縱作標代表樣本銀行，於研究期間之平均效率值或平均生產力值。

2.橫作標1-12分別代表**金控銀行**（台北銀行、第一銀行、華南銀行、中國國際商業銀行、國泰世華銀行、復華銀行、建華銀行、玉山銀行、台新銀行、富邦銀行、日盛銀行、中國信託商業銀行）。13-30分別代表**非金控銀行**（農民銀行、高雄銀行、合作金庫銀行、彰化商銀、華僑商銀、聯邦商銀、中華商銀、遠東商銀、萬泰商銀、寶華商銀、大眾商銀、安泰商銀、臺灣中小企銀、台北國際商銀、新竹國際商銀、台中商銀、台南企銀、台東中小企銀）。

伍、結果與討論

一、金控與非金控銀行比較分析

本研究將三十家樣本銀行中，歸類具備金控背景之十二家銀行為「金控銀行」，餘十八家上市櫃銀行為「非金控銀行」。依據所得出之各項效率值，進行金

控與非金控銀行間經營效率之評估比較。

獲知以下結果：

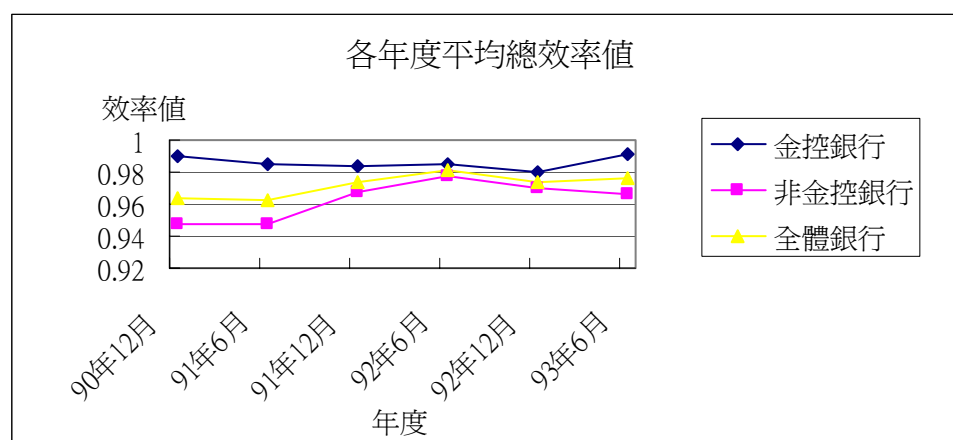
(一) 金控銀行各年度平均總效率值，均優於非金控銀行。

表 5-1 金控與非金控銀行平均總效率值

銀行類型	90/12		91/06		91/12		92/06		92/12		93/06		平均值	排名
	平均總效率	名次	平均總效率	名次	平均總效率	名次	平均總效率	名次	平均總效率	名次	平均總效率	名次		
金控銀行	0.990	1	0.985	1	0.984	1	0.985	1	0.980	1	0.991	1	0.986	1
非金控銀行	0.948	2	0.947	2	0.968	2	0.978	2	0.970	2	0.966	2	0.963	2
全體銀行	0.964		0.962		0.974		0.981		0.974		0.976		0.972	

資料來源：本研究整理

圖 5-1 金控與非金控銀行平均總效率值



資料來源：本研究整理

(二) 金控銀行領先效率值在2001年12月至2003年12月間，有逐漸縮小趨勢，直到2004年6月始再擴大。

(三) 金控銀行各年度平均總效率值優於非金控銀行，主要來自於純技術效率的領先。

表 5-2 金控與非金控銀行平均純技術效率、規模效率值

年度	效率 類型	總效率	純技術效率	規模效率
90/12	金控銀行	0.990	0.997	0.993
	非金控銀行	0.948	0.972	0.976
	全體銀行	0.964	0.982	0.982
91/06	金控銀行	0.985	0.997	0.988
	非金控銀行	0.947	0.977	0.970
	全體銀行	0.962	0.985	0.977
91/12	金控銀行	0.984	0.991	0.993
	非金控銀行	0.968	0.984	0.984
	全體銀行	0.974	0.986	0.988
92/06	金控銀行	0.985	0.992	0.993
	非金控銀行	0.978	0.986	0.992
	全體銀行	0.981	0.988	0.993
92/12	金控銀行	0.980	0.992	0.988
	非金控銀行	0.970	0.974	0.996
	全體銀行	0.974	0.981	0.993
93/06	金控銀行	0.991	0.992	0.999
	非金控銀行	0.966	0.978	0.988
	全體銀行	0.976	0.984	0.992

資料來源：本研究整理

(四) 各類銀行均有資源浪費情形，以致總效率未能完全發揮。2001 年 12 月金控銀行平均總效率值 0.99，即是純技術效率有 0.3%、規模效率有 0.7%，合計 1.0% 的資源浪費。非金控銀行平均總效率值 0.948，即是純技術效率有 2.8%、規模效率有 2.4%，合計 5.2% 的資源浪費。

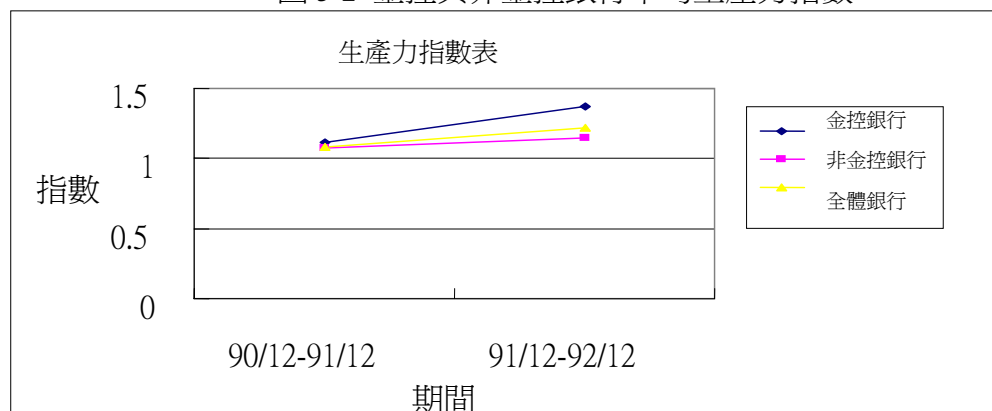
(五) 研究期間，金控與非金控銀行生產力指數均大於 1（生產力成長）。

表 5-3 金控與非金控銀行平均生產力指數

生產力指數	90/12-91/12	91/12-92/12
金控銀行	1.115	1.373
非金控銀行	1.072	1.149
全體銀行	1.084	1.221

資料來源：本研究整理

圖 5-2 金控與非金控銀行平均生產力指數



資料來源：本研究整理

- (六) 金控銀行在每一期間生產力指數均大於 1，主要來自於技術變動指數，而效率變動指數小於 1 表示效率退步，惟 2001/12 至 2002/12 效率變動指數 0.995、2002/12 至 2003/12 效率變動指數 0.997，皆趨近 1，顯示效率退步程度尚低，且有改善傾向。
- (七) 非金控銀行在每一期間生產力指數均大於 1，主要來自於技術變動指數，且效率變動指數與技術變動指數均大於 1 表示效率變動與技術變動均進步，惟 2001/12 至 2002/12 效率變動指數 1.024、2002/12 至 2003/12 效率變動指數 1.003，有趨緩現象。

二、敏感性分析

以資料包絡分析法評估銀行經營效率，常因 DEA 模型較具敏感的特性，使得研究結果因受評單位、投入、產出變數選擇的影響，而產生極大的不同。本研究除了對投入、產出變數完成相關性分析外，將進一步探討各投入、產出變數之相對敏感度大小，並以 2004 年 6 月樣本銀行總效率值為例，分別檢視在去除一個最佳受評單位或最差受評單位後，各 DMU 之效率值是否產生變化，若產生重大改變，則代表此一受評單位為離群單位 (outlier)，為避免對評估結果產生干擾，在研究中應予排除。

- (一) 當去除一個最佳 DMU 時原效率值為 1 者效率值不變，原效率值小於 1 者效率值稍有增加。當去除一個最差 DMU 時原效率值全部不變。此結果充分證明本研究樣本中無離群單位。
- (二) 本研究逐項去除每一項變數，比較其平均總效率值，當去除該項變數後其平均總效率值與最初效率值相差愈大者，代表該項變數之敏感度愈高。實證結果各變數之敏感度高低，依序為「放款」、「利息收入」、「存款」、「非利息支出」、「固定資產」、「利息支出」與「非利息收入」。

三、無母數檢定

資料包絡分析法為一種無母數法 (Non-parametric)，在估計效率值時，並未對母體分配作任何假設，因此本研究使用 SPSS 應用統計軟體，以 Mann-Whitney 檢定之無母數統計檢定方法，檢定金控銀行與非金控

銀行，兩獨立群體之DEA效率值是否有顯著差異，即兩樣本之間是否存在差異性。

由研究得知，雖然整體上金控銀行的效率值優於非金控銀行，但僅在 2002 年 6 月前（通過成立金控公司初期），金控銀行與非金控銀行之經營效率有顯著差異，之後兩者效率差異並不顯著。

陸、結論及建議

一、結論

本文以 2001 年 12 月至 2004 年 6 月為研究期間，並以 30 家銀行（12 家金控銀行與 18 家上市上櫃非金控銀行）為樣本，選取利息收入，非利息收入及放款作為產出項變數，利息費用、非利息費用及存款、固定資產作為投入項變數。運用資料包絡分析法投入導向之 CCR 模式、BCC 模式及 Malmquist 生產力指數，分析比較台灣金控銀行與非金控銀行之經營效率、純技術效率、規模效率與各期間生產力指數，並以 Mann-Whitney 檢定金控銀行與非金控銀行兩獨立群體之效率值是否有顯著差異。

綜合以上分析，本研究依所獲得之結果，據以做出以下結論：

（一）全體樣本銀行平均總效率值在 2001 年 12 月及 2002 年 6 月分別為 0.964、0.962，該值在 2002 年 12 月至 2004 年 6 月期間提升至 0.974 至 0.981 間，而且效率值為 1 之樣本銀行由 2001 年 12 月的 13 家，增加到 2004 年 6 月的 20 家。此外，全體樣本銀行平均 Malmquist 生產力指數在研究期間均大於 1，並由 2001-2002 年間的 1.084 提高到 2002-2003 年間的 1.221。這些指標顯示，整體樣本銀行的經營效率已獲提升，由於這 30 家銀行的資產佔台灣本地銀行資產的 71%，所以由此推論整體金融體系的改善，應不至於缺乏代表性。

（二）效率值為 1 之樣本銀行數，金控銀行所佔比例由 2001 年 12 月的 8/12 到 2003 年 6 月下降至 7/12，2004 年 6 月始回升為 10/12。同時金控銀行領先效率值在 2001 年 12 月至 2003 年 12 月間，有逐漸縮小趨勢，直到 2004 年 6 月始再擴大。上述情況均顯示出金控銀行在初期，可能因組織結構改變而影響經營效率，惟經過一段磨合時間，不僅可以整合資源而且可以發揮綜效提升其經營效率。

（三）各年度金控銀行平均總效率均優於非金控銀行，其優勢除 2002 年 12 月期間來自規模效率外，其餘年度主要均來自於純技術效率。惟非金控銀行中亦有表現優異者，如台北國際商銀、萬泰商銀、中華商銀、遠東商銀，可見加入金控並非銀行業者唯一的選擇，只要能制訂適合銀行本身條件的經營策略，同樣可以有效提昇經營效率。

（四）台北銀行、中國國際商銀、國泰世華商銀、台新商銀、富邦商銀、中國信託商銀等 6 家金控銀行，各年度效率值均為 1 表現最佳；其次為復華商銀、建華商銀、玉山商銀；而第一銀行、華南銀行、日盛商銀則均僅有一個年度效率值為 1，顯示仍有改善空間。

(五)比較全體樣本銀行 2001-2002 年間與 2002-2003 年間 Malmquist 生產力指數發現，指數大於 1 之銀行由 24 家（金控銀行 12 家、非金控銀行 12 家）增加到 29 家（金控銀行 12 家、非金控銀行 17 家）。

(六)在本研究投入產出變數中，以「放款」、「利息收入」敏感度最高；「非利息收入」敏感度最低。顯示現階段各銀行經營模式，仍偏重「放款」業務以賺取存放利差，相較於國外銀行重視服務，收取手續費收入等「非利息收入」，除了成本與承擔之風險相對較高，同業間的競爭亦易流於「價格競爭」，進而影響銀行業獲利能力與競爭力。

(七)經過 Mann-Whitney 檢定，金控銀行經營效率雖然優於非金控銀行，惟僅於 2002 年 6 月前（實施金控初期）有顯著差異，主要原因仍在異業結合初期資源整合不易，以致金融控股公司所應展現的綜效，尚未全然發揮。

本研究所獲得之結果，除了有助於印證文獻之結論，金控銀行總效率與生產力均優於非金控銀行外，透過敏感度分析將更進一步證實，現階段各銀行經營模式，仍偏重傳統「放款」業務，賺取存放利差，而忽視目前先進國家銀行業，重視銀行為「服務業」的本質，應致力於拓展賺取低風險高報酬之獲利來源，如各項手續費收入等之「非利息收入」。畢竟金控公司之綜效發揮，並非僅只賴於擴大經營規模、降低利息支出亦或增加放款之利息收入。更重要的是要借重子公司間共同行銷與提供客戶多樣化的服務，來提昇獲利能力與經營效率。

二、建議

銀行業所以影響國家經濟發展，除了因具有創造信用的功能外，更重要的是在整體經濟社會中，銀行業扮演著資金供需的中介角色，任何一家金融機構經營不善，除了影響企業資金調度，也必然影響整個社會經濟與人心的安定。基於銀行業對整體經濟發展之重要性，銀行經營效率的問題自然重要且值得探討。本研究運用資料包絡分析法，研究台灣以金融控股模式將銀行納入經營，對銀行經營效率之影響，進而依分析結果所得之結論，對銀行管理者提出下列幾點建議：

- 1.效率值為 1 之銀行，不應以此自滿，特別是台灣已加入世界貿易組織，面對未來更強的競爭對手，例如在新金融商品開發與資金規模均具優勢的外商銀行，欲維持競爭優勢仍須持續追求較高的經營效率。

- 2.相對較無效率（效率值小於 1）之銀行更應效法前者急起直追，或者發展出自己經營的特色，以避免被淘汰的命運。可參考本研究差額變數分析之結果，依個別規模報酬遞減（第一銀行、華南銀行）或個別規模報酬遞增（日盛商銀）擬訂不同改善經營策略。

- 3.金控銀行在「非利息收入」未明顯優於非金控銀行，顯示金控對各子公司業務與資源整合尚待加強。金控銀行對非金控銀行的競爭優勢，不能僅依賴傳統授信業務，應發揮異業整合的效能，促使服務性手續費收入的增加。

參考文獻

中文部份

1. 沈中華 (2002),「金控公司的銀行與獨立銀行 CAMEL 比較」,台灣金融財務季刊,第3輯第2期。
2. 李儀坤 (2003),「金融控股大未來」,大樹林出版社。
3. 李建儀 (2004),「金控銀行與非金控銀行生產力之探討」,朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
4. 林維義 (2004),「金融控股公司監理機制之探討」,中興大學應用經濟系演講稿。
5. 林政緯 (2004),「台灣地區金融控股公司績效評估之研究」,真理大學管理科學研究所碩士論文。
6. 林銘鈺 (2003),「台灣地區公營銀行民營化經營效率之研究-DEA 方法之應用」,成功大學企業管理研究所碩士論文。
7. 林美秀 (2004),「以財務報表分析金融控股公司成立前後綜效之研究」,淡江大學國際貿易學系碩士論文。
8. 吳若詩 (2004),「台灣金融控股公司下之銀行經營效率」,銘傳大學國際企業學系碩士論文。
9. 許嘉玲(1999),「我國銀行業生產移轉與規模效率之研究」,碩士論文,國立交通大學經營管理研究所。
10. 黃台心、王美惠、歐陽良裕(2000),「台灣銀行業投入產出面技術效率與規模效率分析-資料包絡分析法之應用」,東吳大學商管學報,第31期,第1-27頁。
11. 高強、黃旭男 (2003),「管理績效評估_資料包絡分析法」,華泰文化事業公司。
12. 陳穩仁 (2004),「國內金融控股公司合併綜效之研究」,銘傳大學國際企業學系碩士論文。
13. 陳凌雯 (2004),「金控銀行與非金控銀行經營績效之探討」,政治大學國際貿易研究所碩士論文。
14. 張嗣聰 (2004),「以 DEA 法探討我國金控公司行銷面與財務面經營效率」,中正大學企業管理研究所碩士論文。
15. 張原銘 (2003),「金控架構下與非金控架構下之銀行效率分析」,國立高雄第一科技金融營運系碩士論文。
16. 童宗傑 (2001),「台灣地區新銀行經營績效比較分析-資料包絡分析法之應用」,中山大學經濟研究所碩士論文。
17. 楊裴雯 (2003),「金融控股公司之綜效評估分析」,義守大學管理研究所碩士論文。
18. 詹維玲、劉景中 (2001),「金融自由化後臺灣銀行業效率及生產力」,中央研究院經濟研究所「生產力與效率學術研討會」論文集(一),A1-41頁。
19. 蔡嘉文 (2003),「金融控股公司購併行為之價值分析-國泰金併世華」,中正大學碩士論文。
20. 蔡孟涵 (2004),「台灣銀行業經濟效率與市場效率之實證研究」,朝陽科技大學財務金融系碩士論文。

21. 蔡耀宇 (2004), 「台灣地區銀行經營績效之研究--因素分析法之應用」, 世新大學經濟學系碩士論文。
22. 謝遜 (2004), 「資料包絡分析法-理論與運用」, 揚智文化出版。
23. 鐘怡如 (1999) 「開放新銀行設立對舊銀行經營效率之影響」, 政治大學會計研究所碩士論文。

英文部份

1. Asish Saha, T.S. Ravisankar (2000), "Rating of Indian commercial banks: A DEA approach", *European Journal of Operational Research* 124, PP187-203.
2. Berg, Forsund, Hjalmarsson, and Suominen, 1993, "Banking Efficiency in The Nordic Countries", *Journal of Banking and Finance* 17, pp.371-388.
3. Berger, Allen N., William C. Hunter, Stephen G. Timme (1993), "The efficiency of financial institutions: A review and preview of research past present, and future", *Journal of Banking and Finance*, 17, pp.221-249.
4. Chen, T.Y. and T.L. Yeh (2000), "A Measurement of Bank Efficiency, Ownership and Productivity Changes in Taiwan", *The Service Industries Journal*, Vol.20, No.1, pp.95-109.
5. Farrell, M.J., 1957, "The Measurement of Productive Efficiency", *Journal of the Royal Statistical Society* Vol.120, pp253-281.
6. Favero, C.A. and L.Papi (1995), "Technical Efficiency and Scale Efficiency in The Italian Banking Sector : A Non-Parametric Approach", *Applied Economics*, Vol.27, pp.95-109.
7. Golany, B. and Y. Roll, 1989, "An Application Procedure for DEA", *Omega*, Vol.17, pp.237-250.
8. Lewin, A.Y. and W.M. John (1986), "Determining Organizational Effectiveness: Another Look, and an Agenda for Research," *Management Science*, 32, 514-537.
9. Miller, S.M. and A.G. Noulas, 1996, "The Technical Efficiency of Large Bank Production", *Journal of Banking & Finance*, Vol.20, pp.495-509
10. Sherman, H.D. 1984, "Improving the Productivity of Service Business", *Sloan Management Review*, spring, pp.11-23.
11. Sherman, H.D. and F. Gold (1985), "Bank Branch Operating Efficiency Evaluation with Data Envelopment Analysis," *Journal of Banking and Finance*, Vol.9, pp.297-315.
12. Stephen M. Miller, Athanasios G. Noulas, 1996, "The Technical Efficiency of Large Bank Production", *Journal of Banking & Finance*, Vol.20, pp.495-509.
13. Wagner A. Kamakura, Michel Wedel, Fernando de Rosa, Jose Afonso Mazzon, 2003, "Cross-selling Through Database Marketing: A Mixed Data Factor Analyzer for Data Augmentation and Prediction", *International Journal of Research in Marketing*, Vol.20, pp.45-65.

產業類別與公司規模對投資人處分效果之影響 Industries, Company Scales, and Disposition Effect

許光華¹ 許詩易² 張輝鑫³

摘 要

自 Kahneman and Tversky(1979)建立展望理論之後，Sherfrin and Statman(1985)延伸該理論提出處分效果，作為探討股市中散戶、專業法人是否在獲利時太早出脫持股，但損失時卻持股過久之現象。本研究亦以探討處分效果為主，但特別考量產業類別及公司規模，採用 Ferris et al.(1988)所建立之複迴歸模型及 Weber and Camerer(1998)所提出的處分係數，觀察投資者是否因不同的投資標的而有不同的處分效果。研究結果顯示在台灣股市十九類股中，除塑膠類股的投資人在獲利時不具處分效果，航運類股的投資人則在損失時不具處分效果外，其餘類股皆具處分效果。由實證亦得知以類股探討處分效果時，台灣股市除較冷門類股外其餘類股皆有處分效果。另外加入公司規模的因素後，實證結果顯示規模越小的公司其處分效果越顯著，表示有規模效果存在。

關鍵詞：行為財務學、展望理論、處分效果、規模效果

*作者感謝評審委員的寶貴意見

¹ 朝陽科技大學財務金融系副教授

² 朝陽科技大學財務金融系兼任講師

³ 朝陽科技大學財務金融系講師(北京中央財經大學 2005 級金融學博士生)

壹、導 論

一、研究背景

Fama(1970)認為在一個有效率的市場中投資人是理性的，因此股價會反應所有的資訊，且認為投資者不可能藉由目前公開的資訊獲得超額的利潤。基本上，效率市場假說係建立在三個假設上：（一）投資者是理性的，因此能理性地評估證券價格；（二）即使有些投資者是非理性的，但由於他們的交易是隨機的，所以能消除彼此對價格的影響；（三）利用市場套利的機制，即可使非理性行為下的價格回復為理性價格。有關效率市場的研究在 1970 年代曾蓬勃地發展，蔚為財務學界的主流。然而到了 80 年代之後，有些學者的實證結果却發現與效率市場產生矛盾的異常現象(anomalies)，如元月效應、週末效應、小公司效應等；使得研究者開始對效率市場假說產生質疑，同時對傳統的財務學在證券價格決定的說法亦有所存疑，而有不同的理論被提出，其中相當重要的學說就是行為財務學(behavioral finance)。行為財務學係在研究金融市場中投資人的行為面，它與 Kahneman and Tverskey (1979) 的展望理論(prospect theory)息息相關。此一理論在說明人們面對不確定情境下從事決策的心理過程，進而闡明傳統預期效用理論無法解釋投資人在某一情境下是風險愛好者，但在另一情境下又是風險趨避者的原因。Sherfrin and Statman (1985) 延伸 Kahneman and Tverskey (1979) 的展望理論，提出處分效果(disposition effect)的說法。所謂處分效果即在描述投資人傾向處分賺錢的股票，對於賠錢的股票則不願意認賠，而期待行情反彈的機會，所以會繼續持有潛在損失的股票。

國內外已有多人從事處分效果的研究，有的著重在散戶的處分效果現象，有的著重在機構投資者的處分效果研究，這些研究結果大都支持有處分效果現象。然而無論散戶或機構投資者均為股市的投資者，皆值得研究不宜偏廢，故本研究擬將台灣股市的投資者視為一個整體，然後從產業類別與公司規模等兩個構面，分別探討不同產業與不同公司規模投資者的處分效果。換言之，本研究以另一種角度，探討台灣股票市場的投資者是否會因不同的類股及不同的公司規模，而有不同的投資行為。

二、研究目的

基於前述的研究背景，本研究的目的有兩個，首先在探討不同產業是否對投資人的處分效果產生影響，其次在探討公司規模是否會對投資人的處分效果產生影響？

整體而言，本研究的架構，第一節在說明研究背景與研究目的，第二節為文獻探討，第三節為研究方法，第四節為實證分析，第五節為結論與建議。

貳、文獻探討

本研究係依據行為財務學的相關理論分析投資人在投資股票時，不同的產業類別及公司規模是否會有不同的處分效果；因此，分別針對行為財務學與處分效果的相關文獻加以探討，並對文獻探討的結果加以評論。

一、行為財務學

行為財務學係以心理學為基礎的財務理論，它試圖以不同領域的觀點，期能較精確地解釋市場現象（Ritter, 2003）；其主要理論基礎與Kahneman and Tversky (1979)的展望理論有關。展望理論認為傳統的預期效用理論無法完全描述個人在不確定情況下的決策行為，在其研究中發現大部份投資者有許多違反傳統預期效用理論的現象，包括：（一）確定效果(certainty effect)、（二）反射效果(reflection effect)、（三）分離效果(isolation effect)等。

隨後有許多以展望理論作為衍伸的研究，例如機會成本、原賦效果、沉沒成本、處分效果等；在此類研究中，尤以處分效果最廣為討論。此外，以展望理論為基礎所發展出來的模型有：（一）BSV模型：為Barberis, Shleifer and Vishny (1998)所提出的模型，認為投資者對於股票盈餘宣告的認知不同，將產生過度反應或反應不足之現象。（二）DHS模型：為Daniel, Hirshleifer and Subrahmanyam (1998)以過度自信與自我歸因所建構之資訊宣告效果；彼等認為投資者對私有資訊有過度自信的傾向，然終因公開資訊的牽引而回復至理性價格。（三）BCAPM模型：為Shefrin and Statman (1994)以雜訊交易者與資訊交易者為主體，推導出行為資本資產定價模型(Behavioral Capital Asset Pricing Model: BCAPM)；其研究發現雜訊交易者對舊資訊仍有反應，因此效率前緣產生變化，導致某些證券出現異常報酬。（四）BPT模型：Shefrin and Statman (2000)把投資者分為兩類，第一類是只考慮資產間之共變異數，亦即以單一心理帳戶評定投資組合；但第二類則不討論資產間之共變異數，而以多個帳戶分離之方式檢視投資組合績效，而發展出行為投資組合理論(Behavioral Portfolio Theory)。

另外，依據Shefrin and Statman(2000)的分類，行為財務學的研究領域包括：（一）經驗法則偏誤的問題，乃指當人們在探索身外事物的過程中，經常會採用試誤法，即藉由試誤法來產生行為的準則；行為財務學家亦藉由經驗法則的研究，觀察金融市場價格變動的因果關係，進一步剖析投資人的行為。（二）框架相依的問題，是在探討投資人面對不同情境及問題時之決策行為；行為財務學認為投資人對於風險與報酬的取捨，會深深地受到問題框架的影響。（三）無效率市場的問題，行為財務學者認為在經驗法則偏誤與框架相依的交叉影響下，市場價格將

會偏離理論價格，而產生無效率市場的現象。

二、處分效果

Shefrin and Statman (1985) 認為投資人為了避免後悔，會傾向繼續持有損失的股票，而賣出有獲利的股票，此即所謂處分效果 (disposition effect)。對於處分效果的研究，大致上採用三種方法，即異常交易量分析法 (Shefrin and Statman; 1985)、投資人實現利得比率及實現損失比率的分析 (Odean; 1998)、處分係數分析法 (Weber and Camerer; 1998) 等。處分效果的相關研究文獻，可以區分為散戶投資人的處分效果與機構投資人的處分效果等兩部分，茲將相關文獻探討如后：

(一) 散戶投資人的處分效果

探討散戶投資人處分效果之相關文獻如 Shefrin and Statman (1985) 運用 t 檢定，檢測 1961—1981 年美國的共同基金交易人是否具有處分效果，其實證結果證明處分效果確實存在。Lakonishok and Smidt (1986) 運用迴歸分析，找出股票的異常交易量，並用 t 檢定驗證個別股票投資人是否具有處分效果，以 1968-1982 年的 ASE 與 NYSE 之股票為樣本，再以變異數分析探討實現利得的異常交易量與實現損失的異常交易量是否存有差異。其實證結果有兩點，其一為每年的 12 月份之實現損失的異常交易量大於實現利得的異常交易量，其二為其餘月份的實現利得的異常交易量大於實現損失的異常交易量。Lakonishok and Smidt (1986) 認為前者說明了美國股市投資人在年終時有稅賦利益考量的傾向，而後者則說明了處分效果存在的現象。

Ferris et al. (1988) 觀察 CRSP 資料庫內自 1981 年 12 月至 1985 年 1 月之 ASE 與 NYSE 之 30 檔小型股票，探討美國股市投資人買賣股票之行爲，並檢測其處分效果。此處選取小型股票作為分析對象的原因在於小股的報酬有較高的變異性，且投資人在稅賦的考量下，較有可能持有小型股。Ferris et al. (1988) 利用迴歸分析，找出股票異常週轉率 (e_{it}) 的變化情形，並利用股票的異常週轉率來證明投資人是否具有處分效果。在進行迴歸分析時，須先對其股票異常週轉率 (e_{it}) 實施自我相關的檢定，而其迴歸式如下：

$$V_{it} = A_i + B_i V_{mt} + e_{it} \quad (1)$$

B_i ：為第 i 檔股票第 t 日與市場所有股票第 t 日週轉率的關係係數

V_{it} ：第 i 檔股票在第 t 日之週轉率，即第 i 檔股票在第 t 日之交易股數/第 i 檔股票在第 t 日之流通在外總股數

V_{mt} ：市場上所有股票在第 t 日之週轉率，即所有股票在第 t 日之交易股/所有股票在第 t 日之流通在外總股數

e_{it} ：第 i 檔股票在第 t 日之異常週轉率

Odean (1998) 根據 1987 年 1 月至 1993 年 12 月的樣本，計算實現利得比例 (Proportion of Gains Realized; PGR) 與實現損失比例 (Proportion of Losses Realized; PLR)，以驗證兩個假設：假設一、若投資人在一年中之 $PGR > PLR$ ，即投資人會去實現具有資本利得的股票而延緩實現資本損失的股票，亦即投資人有處分效果。假設二、12 月份之 $PLR - PGR > 1 \sim 11$ 月份之 $PLR - PGR$ ，此一假設亦在證明如 Lakonishok and Smidt (1986) 所提之投資人有年終稅賦考量問題。Odean (1998) 所採用的分析方法為 t 檢定，即將所計算出的 PGR 與 PLR，利用 t 統計量檢定其顯著程度，實證結果假說一及假說二皆獲得支持。

Weber and Camerer (1998) 則提出處分係數的觀念，以其所設計之股票交易模擬實驗中股價變動的情形，計算如式(2)的處分係數：

$$\alpha = \frac{S_+ - S_-}{S_+ + S_-} \quad (2)$$

α ：處分係數

S_+ ：上期股價上漲本期賣出的股票數量

S_- ：上期股價下跌本期賣出的股票數量

若 $\alpha \leq 0$ ，代表無處分效果，而 $\alpha > 0$ 時則有處分效果。Weber and Camerer (1998) 的研究在驗證四個假說：假說一、投資人在股價高於買價時，所賣出的股票數量多於股價低於買價時所賣出之股票數量；假說二、投資人在股價高於上一期價格時，所賣出的股票數量多於股價低於上一期價格時所賣出之股票數量；假說三、若股票有自動賣出機制時其處分效果小於經深思熟慮後才賣出者；假說四、價格變化之程度與交易量呈正相關。Weber and Camerer (1998) 之實證結果支持上述四個假說，因此若以展望理論的效用曲線來解釋處分效果時，正說明了投資人在獲利時有較高的風險趨避心理，相反地在面對損失時則有風險偏好的傾向。

Rangelova (2001) 以六年之日交易記錄作為研究對象，其研究發現處分效果皆集中於大型股，而小型股則反而出現反處分效果的情形，因此進一步試著探討公司規模與處分效果的關係，將樣本依公司的市場價值劃分為五等份後再予以比對分析；其研究發現無論實現利得或實現損失方面，處分效果皆與公司規模成正比，亦即小型股有反處分效果的現象。Rangelova (2001) 認為此乃小型股的波動較大，當此類股票股價下跌時，可能會持續下跌一段時間；但股價上漲時，可能持續上漲一段時間；若投資人察覺到小型股有如此規則性的變化，則投資人有損失時會賣出小型股，而有投資利得時即會繼續握有小型股。因此，小型股的

投資人比較不會有獲利時賣得太快，虧損時持有太久的處分效果，Ranguelova (2001) 的研究發現雖言之成理，然與 Fama and French(1992, 1995)及 Chui et al.(1998)之規模效應仍有相左之處，值得進一步加以探討。

在國內有關散戶投資人處分效果的研究，如夏清田(2001)自國內大型綜合券商取得 2000 年客戶之帳戶交易資料，研究國內投資人之投資行為是否具有處分效果。在 1 至 3 月的期間，選取 886 個樣本，交易次數為 10,540 次，而 9 至 12 月的下跌期間選取 811 個樣本，交易次數為 8,198 次，採用 Odean (1998) 之研究方法，計算 PGR 和 PLR 之後再進行 t 檢定，研究結果雖證明投資人具處分效果，但差異性並不顯著。

許光華與林秉璋(2005)以融資賣出資料檢定散戶投資者在多頭市場與空頭市場之處分效果是否有顯著差異，並研究市值較大與市值較小股票之處分效果是否有顯著不同；另探討春節期間(一、二月份)與年終期間(十二月份)之處分效果是否小於其他月份。採用 Weber and Camerer (1998) 之研究方法，選取 1999 年 1 月至 2001 年 12 月之樣本，其資料頻率為週資料，共計三年 155 週。其研究結論為，就整體散戶投資人而言，確實存有處分效果，而多頭市場之處分效果較空頭市場明顯，另在春節及年終時之處分效果亦大於其他月份，雖與 Odean(1998)之結論相反，但此乃國內資本市場投資人虧損無賦稅效果，因此間接支持了 Odean 之稅賦效果可能影響處分效果之假說。然依市值比重大小區分，在實證比較後發現市值比重小之股票處分效果程度比市值比重大者顯著較高，與 Ranguelova (2001) 所持論點有所不同，此亦為本研究想再擴大取樣範圍深入探討的部份。

(二) 機構投資人的處分效果

國外有關機構投資人處分效果之研究，如 Coval and Moskowitz (2001) 使用 CBOT 國庫券期貨在 1998 年 426 位場內交易員之所有交易資料，共 82,595 筆，據以研究這些交易員上午盤之表現是否會影響下午盤所願意承受之風險，並計算出每日上午盤報酬率、每日上午盤及下午盤的變異數和未平倉數的絕對值，而以變異數表示上午盤及下午盤承受的風險。以下午盤承受的風險做為因變數，上午盤承受的風險、未平倉數的絕對值和上午盤報酬率為自變數進行迴歸分析。其實證發現，場內交易員在上午盤有損失產生時，在下午盤所願承受之風險會增加，亦即交易員在面對損失時成為風險愛好者。

Grinblatt and Keloharju (2001) 使用 1994 年 12 月至 1997 年 1 月之芬蘭股市投資人的日交易資料，將投資人歸納成 5 種類型，分別為非金融機構、金融機構、政府、非營利性機構與家計單位，再以 Logit 迴歸分析進行實證。其研究發現該國股市存有處分效果，且持續握有資本損失之股票者其損失會擴大；且在發生資本損失時，以非營利性機構的繼續持有期間最長，金融及保險機構最短。

國內有關機構投資人處分效果之研究，如沙勝毅（2000）仿照 Odean 之研究方法對臺灣股市進行分析，使用台灣經濟新報資料庫中 1994 年到 1999 年散戶融資買賣及持有之股票張數、價格與金額和外資機構買賣及持有之股票張數、價格與金額計算出實現利得比例與實現損失比例，其研究結果認為散戶有處分效果且顯著。

許祐瑞（2002）先以 Ferris et al.（1988）的研究方法，建立橫斷面複迴歸實證模型，驗證散戶、自營商、投資信託公司與外國專業投資機構是否具有處分效果，且彼此間效果是否存在差異。然後再採用 Bremer and Kato（1996）的研究方法，以股票異常週轉率為應變數，自變數為四個期間價格變化指標，相對應之 4 個期間之報酬率與報酬率及價格變化指標的交叉項共 12 個，利用橫斷面複迴歸之方式，分析長期報酬率對上述四種類型投資人的處分效果，其研究結果認為有處分效果但不顯著。

由上述的文獻探討得知行為財務學的快速發展，漸漸的由萌芽走向快速發展的階段，而其中處分效果最能代表投資心理因素與投資決策的關係，國內外的研究亦朝此方向探討，且大都發現處分效果是存在的。然而無論是專業投資機構或散戶投資人的投資行為應與投資標的產業類別與公司規模大小有關，故本研究期盼以此兩個向度，進行投資人處分效果的實證。

參、研究方法

一、實證資料

（一）研究對象

本研究之研究對象乃依台灣股市目前產業別的分類及公司規模，分別探討不同產業及不同公司規模之投資人的處分效果；因此，研究的對象為台灣上市公司的所有投資人。

（二）研究期間

考量資料的完整性，本研究之研究期間為 2002 年 1 月 1 日至 2003 年 12 月 31 日，共計 492 天之台灣股市上市公司的資料，由於此一期間台灣股市之變動幅度並不大，皆在 4000~6000 點之間，若在此條件下分析處分效果，較不受大盤變化之影響。

（三）資料來源

本研究所需相關資料（如股價、交易量、週轉率等）皆取自於台灣經濟新報資料庫（TEJ）。

（四）資料處理方式

由於本研究在探討台灣股市不同類別股票之處分效果，因此依目前集中市場之分類，區分為水泥、食品、塑膠、紡織、電機、電器、化學、玻璃、紙類、鋼鐵、橡膠、汽車、電子、營建、運輸、觀光、金融、百貨及其他等共 19 類，並以研究期間之日資料為分析基礎。另將研究期間上市公司之資本額，由小至大區分為五等份，分別計算此五等份之個股在研究期間內之處分係數後，將其係數累加平均為該等份股票之係數，然後據以比較分析。

二、待驗證之假說

為實證台灣股市全體投資人、不同產業投資人、不同公司規模投資人之處分效果，本研究建立下列三點假說，作為實証的依據：

假說一、台灣股市的散戶投資人與機構投資人均具有處分效果。

此乃根據 Ferris et al.(1988)之說法，所有投資人皆具有處分效果，即有資本利得之股票其異常週轉率會增加，有資本損失者其異常週轉率會減少。

假說二、投資人之處分效果與交易量成正比，具處分效果之產業或個股，其正報酬區間的交易量大於負報酬區間的交易量。

此乃延伸 Ferris et al.(1988)之說法，驗證投資人之處分效果與交易量有關；因此，愈具處分效果之產業或個股，其正報酬區間之交易量應大於負報酬區間之交易量。

假說三、投資人之處分效果與公司規模成反比，即公司規模愈小者，其處分效果愈大；反之，則愈小。

此乃驗證 Fama and French(1992,1995)與 Chui et al.(1998)所提出的規模效應(size effect)，及許光華與林秉瑋(2005)以公司市值實證台灣股市之規模效應；並進一步反証 Rangelova (2001)所言規模小的公司有反處分效果之說法。

三、變數定義

(一) 異常週轉率(Abnormal Turnover Rate)

如前所述，當投資人所投資的股票有獲利時會儘速將股票賣出，導至交易量的增加；反之，如果所投資的股票有損失時，投資人會繼續持有股票導致交易量減少。所以交易量的多寡會受到投資人所持有股票之獲利或損失之影響。另外為了避免公司規模及市場因素干擾，本研究以個股異常週轉率來替代交易量之變化，而以市場模型(market model)估計個股異常週轉率時，其模型如式(3)：

$$V_{it} = A_i + B_i V_{mt} + e_{it} \quad (3)$$

上式變數之定義如前所述，t 為 2002 年 1 月 2 日至 2003 年 12 月 31 日之交易

日共 492 天。

(二) 報酬率區間

本研究將報酬率依 Ferris et als.(1988)之劃分法，將其區分為下列八個區間：

$$\text{區間一：} 3x \leq (p_{it} / p_{i(t-n)}) - 1 \quad (4)$$

$$\text{區間二：} 2x \leq (p_{it} / p_{i(t-n)}) - 1 < 3x \quad (5)$$

$$\text{區間三：} x \leq (p_{it} / p_{i(t-n)}) - 1 < 2x \quad (6)$$

$$\text{區間四：} 0 \leq (p_{it} / p_{i(t-n)}) - 1 < x \quad (7)$$

$$\text{區間五：} -x \leq (p_{it} / p_{i(t-n)}) - 1 < 0 \quad (8)$$

$$\text{區間六：} -2x \leq (p_{it} / p_{i(t-n)}) - 1 < -x \quad (9)$$

$$\text{區間七：} -3x \leq (p_{it} / p_{i(t-n)}) - 1 < -2x \quad (10)$$

$$\text{區間八：} (p_{it} / p_{i(t-n)}) - 1 < -3x \quad (11)$$

其中 p_{it} 是第 i 檔股票第 t 日的收盤價， $p_{i(t-n)}$ 是第 i 檔股票第 $(t-n)$ 日之收盤價，而 n 是往前計算的天數， x 是設定之報酬率區間的大小。而報酬率的部份，雖台灣股市每日有 7% 漲跌幅限制，且本論文在研究限制中提及若出現重大訊息時，股價無法一次完全反應，而要分散在多個交易日，即交易量會分佈在不同的報酬區間，使研究真實性降低。雖然漲跌幅限制會影響指數平均報酬率，但本研究所計算出的報酬率，係以投資人握有股票後一年內，依指數漲跌變化之出售情況來預測其報酬率，即以 2003 年每一交易日相對於前一年(2002)年交易日之指數的報酬率累加後之平均數，經計算後報酬率為 0.07，故本研究將上列公式中的 x 設定為 0.07，並以此為基數，再計算報酬的 1、2、3 倍及 -1、-2、-3 倍時交易股數之變化情形，來觀測投資者的處分效果。

將 p_{it} 與 $p_{i(t-n)}$ 代入前述八個公式中，若符合其中任何一式者，其 $t-n$ 日的交易量即歸屬於此一區間。故可將 2003 年每一交易日與往前推一年之每一交易日計算其報酬率區間的落點，再將每個區間的交易量加總後得到第 i 檔股票一年間在第 j 報酬率區間的總交易量(E_{ijt})。

(三) 處分係數

以前述所求得之各報酬區間的總交易量 E_{ijt} ，將正報酬區間(即區間一~區間四)之交易量作為投資人因股價上漲而賣出的股票數量(S_+)，另負報酬區間(即區間五~區間八)之交易量作為投資人因股價下跌而賣出的股票數量(S_-)，計算 Weber and Camerer(1998)之處分係數，如式(2)。

四、分析模式

本研究係根據 Ferris et al.(1988)所建立之橫斷面複迴歸實證模型進行實證分析，因此將台灣上市公司股票依產業類別所產生的處分效果，及依公司市值大小區分為五等份，分別探討處分效果。基本上是先探討上市股票是否有處分效果，然後再依股票類別及市值再進一步予以分析。本模型假設投資人於第 n 日前買進

股票，使得該日的交易量增加，在 n 日後若發現所投資的股票有獲利時即會將其處分賣出，導致交易量增加；此處之第 n 日前的交易量即可視為有異常報酬的交易量；反之，若所投資股票有損失時則會繼續持有等候反彈，因此交易量減少。依此原則建構橫斷面複迴歸模型如式(12)：

$$\varepsilon_{it} = \alpha_0 + \beta_1 E_{i1t} + \beta_2 E_{i2t} + \beta_3 E_{i3t} + \beta_4 E_{i4t} + \beta_5 E_{i5t} + \beta_6 E_{i6t} + \beta_7 E_{i7t} + \beta_8 E_{i8t} + \mu_{it} \quad (12)$$

式中， E_{ijt} 為第 i 檔股票在第 j 個報酬率區間第 t 日之交易量總合，而 j 為前述設定之八個區間； ε_{it} 為第 i 檔股票第 t 日的異常週轉率。將所要探討之所有股票資料分別代入上述模型進行複迴歸分析，求出每一股票之 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 、 β_6 、 β_7 、 β_8 ；若前四個區間的係數大於 0，後四個區間的係數小於 0，即表示該檔股票有處分效果，反之則無處分效果。然後再依產業的特性及市值規模分類加總平均後，分別評判不同產業處分效果的強弱度及不同市值規模是否有不同的處分效果。

另為檢定各產業處分效果的顯著性，本研究利用 Weber and Camerer(1998)之處分係數模型求得正報酬區間之交易量及負報酬區間的交易量，計算出每檔股票的處分係數，再以此處分係數作為因變數，上述正報酬區間之交易量及負報酬區間的交易量為自變數，進一步以迴歸分析檢定各類股處分效果的顯著性。其迴歸模型如式(13)：

$$\alpha_i = C_i + D_{+i} preturn_i + D_{-i} nreturn_i + e_i \quad (13)$$

α_i 為第 i 檔股票的處分係數， C_i 為截距項， D_{+i} 為第 i 檔股票之正報酬與 α_i 的迴歸係數， D_{-i} 為第 i 檔股票之負報酬與 α_i 的迴歸係數， $preturn_i$ 為第 i 檔股票在正報酬區間的交易量， $nreturn_i$ 為第 i 檔股票在負報酬區間的交易量， e_i 為殘差項。

肆、實證研究

本研究將台灣上市股票以產業別及資本規模加以分類後，分別探討何種產業的投資人具有處分效果？公司資本規模是否影響投資人的處分效果？有鑑於我國股票市場屬淺盤型市場，投資人對股票交易以短期性投資較為普遍，為符合此一特性，在計算處分效果時以資本利得為主，探討交易日與交易日前 n 日(即 $n=1\sim n$ ， n 的最大值為前一年的交易日數)之所屬區間的關係。另為求資料的一致性，在研究期間內新上市、下市、合併、或曾被主管機關處分停止交易者，皆不

予討論，故經篩選後共有 529 家上市公司符合本研究探討的對象。首先以市場模型估計出個股的異常週轉率 e_{it} ，並以 Ferris et al.(1988)之複迴歸模型分析投資者對所有上市公司之處分效果。其次將上市公司依台灣證券交易所分類方式分成 19 類，將模型中所求得之 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 、 β_6 、 β_7 、 β_8 係數，依公司類別分別加總後據以判斷各類股投資者之處分效果。另為探討不同產業投資人處分效果的顯著性，本研究將上述所得各區間的異常交易量 E_{jit} ，其正報酬區間交易量合計數設定為 S_+ ，負報酬區間交易量合計數設定為 S_- ，利用 Weber and Camerer(1998)之處分係數觀念求出處分係數 α ，將 α 作為因變數，而以 Ferris et al.(1988)之複迴歸模型所求得之 E_{jit} 交易量區分為正報酬區間及負報酬區間的和作為自變數，再以迴歸模型探討類股在獲利與損失時之處分效果。最後，將上市公司依流通在外股數之資本額區分為五等分後，再以前述方法探討公司規模是否影響處分效果。

一、整體市場之處分效果分析（假說一的驗證）

在驗證假說一時首先以市場模型估計个股異常週轉率，求出研究期間每股在 t 月之異常週轉率(e_{it})，然後再以 Ferris et al.(1988)之複迴歸模型將研究期內所有交易日進行橫斷面迴歸分析。即將研究期間的每個交易日 e_{it} 作為應變數，而八個報酬區間交易量總和(E_{jit})為自變數，其報酬率依前述以 0.07 及其倍數求出个股在交易日迴歸式各區間之所有係數，再累加平均後依下列原則作為判斷處分效果之依據。原則（一）：當報酬率為正且 β 係數亦為正，代表投資者獲利時會處分股票，使得交易量增加，週轉率增加，在此情況下即有處分效果。原則（二）：當報酬率為正且 β 係數為負，代表投資者獲利時並不急於處分獲利股票，使交易量與週轉率減少，在此情況下即無處分效果。原則（三）：當報酬率為負且 β 係數為正，代表投資者損失時會處分股票，使交易量與週轉率增加，在此情況下即無處分效果。原則（四）：當報酬率為負且 β 係數為負，代表投資者損失時並不急於認賠賣出，以等待股價回昇減少損失，使交易量與週轉率減少，在此情況下即有處分效果。

將 529 家上市公司股票依研究期間之日資料代入模型計算後得到每家公司八個區間之 β 係數如表 1，再將每一區間之 β 係數相加平均後，所得之平均值即為台灣股市所有投資人在研究期之處分效果。表一顯示正報酬區間（ $\beta_1 \sim \beta_4$ ）其 β 係數合計為 1.86E-05，而在負報酬區間（ $\beta_5 \sim \beta_8$ ）其 β 係數合計為 -2.56E-04，與前述原則（一）及原則（四）相符，整體而言投資者是有處分效果的，因此假說一得到實證的支持。但進一步分析表 1 的資料，可觀察出台灣股市投資者在獲利不大時並沒有馬上出脫股票，而在報酬率大於 15%以上時才有顯著

賣出股票的行為；此外，投資者在股票有損失且 β 係數為負數時，隨著損失增大其 β 係數的負值亦越大，代表投資者處分效果愈明顯。

表1 台灣股市各報酬區間之 β 係數變化比較表								
報酬區間	正報酬區間				負報酬區間			
	>21%	15%~21%	8%~14%	0~7%	0~-7%	-8%~-14%	-15%~-21%	<-21%
	$\beta 1$	$\beta 2$	$\beta 3$	$\beta 4$	$\beta 5$	$\beta 6$	$\beta 7$	$\beta 8$
β 平均數	1.56E-05	1.11E-06	1.11E-06	7.56E-07	-8.41E-06	-2.24E-06	-2.52E-06	-2.42E-04
β 累積變化百分比	100.00%	20.41%	14.00%	5.64%	3.02%	3.85%	4.81%	100.00%
正、負報酬區間之 β 值平均	1.86E-05				-2.56E-04			

資料來源:本研究

二、不同產業之處分效果分析（假說二的驗證）

本研究探討之假說二係在探討台灣股市不同類股投資人之處分效果，在分類時則依台灣證券交易所的分類標準區分為水泥股等 19 類股。

茲以表 2 之水泥股為例，其正報酬區間（ $\beta 1 \sim \beta 4$ ）之 β 係數合計為 1.49E-05，而在負報酬區間（ $\beta 5 \sim \beta 8$ ）之 β 係數合計為 -1.82E-06，均符合處分效果之標準；但在正報酬區間約有近 50% 的投資人在獲利低於 21% 時不願出脫持股。而在負報酬區，當損失達 -8%~-14% 時有強烈認賠賣出的傾向。本研究再以 Weber(1998) 求算處分係數的方法計算每股的處分係數，再以(13)式檢定此一類股於獲利或損失時其處分效果的顯著性。分析結果得知水泥股在獲利區之 t 值為 1.96， p -value 為 0.1071， $preturn$ 係數為 6.300E-09，表示有處分效果但 p -value 在 0.05 的顯著水準下並不顯著；而在損失區之 t 值為 -1.73， p -value 為 0.1441， $nreturn$ 值為 -6.36E-09，表示有處分效果，但 p -value 在 0.05 的顯著水準下亦不顯著。整體而言台灣股市之水泥股投資人具有處分效果，但不顯著。

表 2 水泥類股之各報酬區間 β 係數及處分效果分析比較表

正報酬區間	>21%	15%~21%	8%~14%	0~7%
	$\beta 1$	$\beta 2$	$\beta 3$	$\beta 4$
β 平均數	7.8823E-06	1.2082E-06	3.3763E-06	2.4120E-06
β 之累積變化百分比	100.00%	47.02%	38.90%	16.21%
$\beta 1 \sim \beta 4$ 平均數加總	1.48788E-05			
t 值	1.961454			
p-value	0.1071			
preturn 係數	6.300E-09			
負報酬區間	0~-7%	-8%~-14%	-15%~-21%	<-21%
	$\beta 5$	$\beta 6$	$\beta 7$	$\beta 8$
β 平均數	-2.1775E-06	8.9650E-07	-7.6613E-07	2.2280E-07
β 之累積變化百分比	119.36%	70.22%	112.21%	100.00%
$\beta 5 \sim \beta 8$ 平均數加總	-1.82433E-06			
t 值	-1.730505			
p-value	0.14410			
nreturn 係數	-6.360E-09			

資料來源：本研究

因限於篇幅，再以水泥股為例，說明處分效果與成交量的關係如表 3 所示。由表 3 顯示出處分係數為正的股票，如台泥、嘉泥、建台等之正報酬區間之交易量均大於負報酬區間之交易量；而處分係數為負的個股，如亞泥、環泥、幸福等之正報酬區間之交易量均小於負報酬區間之交易量。

表 3 水泥股處分係數與正、負報酬交易量之對照表

	處分係數(α)	正報酬區間之交易量	負報酬區間之交易量
台泥 (1101)	0.397051	901371322	389020128
亞泥(1102)	-0.161621	1.732E+09	2.4E+09
嘉泥(1103)	0.0564178	345950770	308999923
環泥(1104)	-0.152456	573556114	779897980
建台(1107)	0.0534198	615775335	553322361
幸福(1108)	-0.322583	219273684	428107589
信大(1109)	-0.54021	218725871	732690795

資料來源：本研究

進一步按照上述的分析邏輯，將 19 類股票的 β 係數彙整如表 4，而各類股處分效果分析比較如表 5。由表 5 得知，在正報酬區間除塑膠股無明顯的處分效果外，其餘 18 類股均有處分效果；而在負報酬區除航運股無處分效果外，其餘 18 類股亦均有處分效果。因此，假說二得到大多數的支持。

表 4 各類股報酬區間 β 係數彙整表

	正報酬區間					負報酬區間				
	β 係數合計	β_1	β_2	β_3	β_4	β 係數合計	β_5	β_6	β_7	β_8
水泥	1.49E-05	7.88E-06	1.21E-06	3.38E-06	2.41E-06	-1.82E-06	-2.18E-06	8.965E-07	-7.66E-07	2.228E-07
食品	5.37E-05	4.06E-05	5.86E-06	3.31E-06	3.98E-06	-0.005618	-1.23E-05	-7.62E-06	-7.22E-06	-0.005591
塑膠	-2.9E-07	-3.5E-06	2.52E-06	1.43E-06	-7.6E-07	-3.81E-06	4.431E-07	-1.7E-06	-1.26E-06	-1.3E-06
紡織	1.94E-05	1.72E-05	-1.4E-07	3.54E-06	-1.2E-06	-1.23E-05	-5.65E-06	-1.25E-06	-1.35E-06	-4.05E-06
電機	4.69E-05	3.1E-05	2.02E-06	1.04E-05	3.41E-06	-1.42E-05	-1.39E-05	-9.09E-07	-1.64E-06	2.194E-06
電器	1.84E-05	9.87E-06	9.08E-07	3.25E-06	4.36E-06	-8.07E-06	-5.65E-06	-1.59E-06	-1.06E-08	-8.17E-07
化學	2.25E-05	2.31E-05	2.21E-06	-1.1E-06	-1.8E-06	-9.46E-06	-1.21E-05	1.38E-06	-2.67E-06	3.902E-06
玻璃	1.8E-05	4.48E-06	1.2E-05	2.16E-06	-6E-07	-2.98E-06	-4.67E-06	-1.55E-06	4.171E-06	-9.33E-07
造紙	1.85E-05	9.33E-06	3.05E-06	4.57E-06	1.58E-06	-2.9E-06	-2.68E-06	-4.01E-07	-2.64E-07	4.459E-07
鋼鐵	3.22E-05	1.81E-05	3.88E-06	8.01E-06	2.17E-06	-1.52E-05	-1.01E-05	4.401E-08	-1.86E-06	-3.32E-06
橡膠	1.25E-05	7.85E-06	2.83E-07	3.79E-06	5.72E-07	-2.01E-06	-3.41E-06	-2.09E-07	1.498E-06	1.126E-07
汽車	5.77E-06	3.47E-06	6.5E-07	4.17E-07	1.23E-06	-5.6E-06	-2.04E-06	-5.25E-07	-2.23E-06	-8.13E-07
電子	1.21E-05	1.12E-05	-1.4E-06	1.29E-06	9.94E-07	-1.68E-05	-1.12E-05	-3.46E-06	-1.87E-06	-2.59E-07
營建	1.71E-05	1.59E-05	3.1E-06	-8.7E-07	-9.7E-07	-9.01E-06	-7.41E-06	-2.9E-06	-3.95E-07	1.688E-06
航運	1.16E-05	8.48E-06	2.2E-06	-1.6E-06	2.52E-06	4.543E-06	-4.64E-06	2.85E-06	7.104E-06	-7.67E-07
觀光	1.34E-06	8.93E-06	-9E-06	6.04E-06	-4.6E-06	-1.87E-05	-9.36E-06	-9.8E-06	-2.37E-06	2.821E-06
金融	8.53E-06	8.57E-06	1.05E-06	-1.4E-07	-9.5E-07	-3.68E-06	-2.56E-06	5.083E-07	-6.75E-07	-9.58E-07
百貨	2.04E-05	1.48E-05	2.12E-06	-3E-06	6.43E-06	-6.93E-08	-1.72E-07	-1.98E-06	1.242E-06	8.411E-07
其他	2.51E-05	3.37E-05	6.12E-06	-1.4E-05	-1.2E-06	-1.57E-05	-7.06E-06	-4.27E-06	-1.93E-05	1.491E-05

資料來源:本研究

表 5 各類股處分效果分析比較表

	正報酬區間					負報酬區間				
	β 係數 合計	t 值	Preturn (處分係數)	處分 效果	P 值及 顯著性	β 係數 合計	t 值	nreturn(處 分係數)	處分 效果	P 值及 顯著性
水泥	1.48E-05	1.961	6.30E-9	有	0.1071	-1.82E-06	-1.730	-6.36E-09	有	0.1441
食品	5.97E-05	3.014	1.22E-08	有	0.0069 **	-0.0056	-3.015	-6.94E-09	有	0.0068 **
塑膠	-2.87E-07	NA	NA	無	NA	-3.81E-06	-2.2202	-1.65E-09	有	0.0395 **
紡織	1.94E-05	6.396	6.39E-9	有	0.0000 **	-1.23E-05	-5.8010	-4.83E-09	有	0.0000 **
電機	4.69E-05	4.745	6.52E-09	有	0.0001 **	-1.42E-05	-4.7367	-4.74E-09	有	0.0001 **
電器	1.84E-05	1.144	7.45E-10	有	0.275	-8.07E-06	-2.036	-6.80E-10	有	0.0644 *
化學	2.25E-05	3.860	3.12E-09	有	0.0007 **	-9.46E-06	-3.005	-2.81E-09	有	0.0060 **
玻璃	1.80E-05	1.921	6.03E-09	有	0.194	-2.98E-06	-2.633	-4.88E-09	有	0.1191
造紙	1.85E-05	4.993	4.60E-09	有	0.0075 **	-2.90E-06	-2.443	-2.14E-09	有	0.0710 *
鋼鐵	3.27E-05	4.168	2.51E-09	有	0.0005 **	-1.52E-05	-2.8651	-4.84E-09	有	0.0096 **
橡膠	1.25E-05	4.532	1.92E-09	有	0.0062 **	-2.01E-06	-3.1435	-3.41E-09	有	0.0256 **
汽車	5.76E-06	7.232	2.86E-09	有	0.0875 *	-5.60E-06	-3.2383	-1.18E-08	有	0.1907
電子	1.21E-05	10.825	1.10E-09	有	0.0000 **	-1.68E-05	-10.813	-6.08E-10	有	0.0000 **
營建	1.71E-05	3.107	3.06E-09	有	0.0043 **	-9.01E-06	-3.072	-1.61E-09	有	0.0047 **
航運	1.06E-05	3.668	3.24E-09	有	0.0032 **	4.54E-06	NA	NA	無	NA
觀光	1.34E-06	1.928	1.08E-08	有	0.1937	-1.87E-05	-1.653	-8.02E-09	有	0.24
金融	8.53E-06	5.068	2.20E-09	有	0.0000 **	-3.68E-06	-4.221	-1.92E-09	有	0.0003 **
貿易	2.03E-05	6.722	5.20E-09	有	0.0001 **	-6.92E-08	-2.885	-2.56E-09	有	0.0080 **
其他	2.58E-05	5.685	4.63E-09	有	0.0000 **	-1.57E-05	-5.389	-6.82E-09	有	0.0000 **

註：**表示在 0.05 的顯著水準下顯著。

*表示在 0.10 的顯著水準下顯著。

NA 表示無處分效果，不探討。

三、不同公司規模之處分效果分析（假說三的驗證）

本研究參照 Ranguelova (2001) 之分析法，將研究樣本之 529 家公司依流通在外股數之資本額區分為五等分，探討公司規模是否會影響處分效果。雖然國內研究亦有以公司規模大小探討處分效果的差異性（許光華與林秉璋，2005）但其僅探討最大及最小之 30 家公司之處分效果，而本研究則以台灣股市所有上市公司為研究對象，期能得到更全面性的結果。

分析結果如表 6 所示，由表 6 資料得知在 529 家公司中總資本額最小的 20% 公司，在正報酬區間（ $\beta 1 \sim \beta 4$ ）其 β 係數合計為 $4.24\text{E-}05$ ；而在負報酬區間（ $\beta 5 \sim \beta 8$ ）其 β 係數合計為 $-1.26\text{E-}03$ 。資本額佔 529 家公司總資本 20%~40% 之公司，其正報酬區間（ $\beta 1 \sim \beta 4$ ）之 β 係數合計為 $3.05\text{E-}05$ ，而在負報酬區間（ $\beta 5 \sim \beta 8$ ）其 β 係數合計為 $-8.49\text{E-}06$ 。資本額佔 529 家公司總資本 40%~60% 之公司，其正報酬區間（ $\beta 1 \sim \beta 4$ ）之 β 係數合計為 $1.18\text{E-}05$ ，而在負報酬區間（ $\beta 5 \sim \beta 8$ ）其 β 係數合計為 $-5.94\text{E-}06$ 。資本額佔 529 家公司總資本 60%~80% 之公司，其正報酬區間（ $\beta 1 \sim \beta 4$ ）之 β 係數合計為 $6.33\text{E-}06$ ，而在負報酬區間（ $\beta 5 \sim \beta 8$ ）其 β 係數合計為 $-4.28\text{E-}06$ 。資本額佔 529 家公司總資本 80%~100% 之公司，其正報酬區間（ $\beta 1 \sim \beta 4$ ）之 β 係數合計為 $1.87\text{E-}06$ ，而在負報酬區間（ $\beta 5 \sim \beta 8$ ）其 β 係數合計為 $-1.67\text{E-}07$ 。

由此得知，本研究實證結果說明了投資人的處分效果與公司規模成反比，即小公司的處分效果大於大公司的處分效果，因此，假說三得到實證上的支持。此一實證結果亦指出 Ranguelova (2001) 所實証之結果認為小公司具反處分效果的現象在台灣股市並不存在，同時支持了 Ferris et al.(1988)所言小公司是較具處分效果的說法。

表 6 臺灣股票上市公司不同規模之處分效果

分析項目 資本區間	正報酬區間		負報酬區間	
	平均 β 係數合計	處分效果排序	平均 β 係數合計	處分效果排序
20%	$4.24021\text{E-}05$	1(大)	-0.0012551	1(大)
20%~40%	$3.05215\text{E-}05$	2	$-8.48807\text{E-}06$	2
40%~60%	$1.18281\text{E-}05$	3	$-5.94388\text{E-}06$	3
60%~80%	$6.33132\text{E-}06$	4	$-4.28022\text{E-}06$	4
80%~100%	$1.86642\text{E-}06$	5(小)	$-1.67007\text{E-}06$	5(小)

四、實証結果彙整說明

茲將本研究之實証結果彙整說明如下表：

表 7 實証結果彙整說明表

	實證結果		說 明
	成立	不成立	
假說一： 台灣股市的散戶投資人與機構投資人均具有處分效果。	✓		1.由整體上市公司實證結果得知在正報酬區間 ($\beta 1 \sim \beta 4$) 其 β 係數合計為 1.86E-05，而在負報酬區間 ($\beta 5 \sim \beta 8$) 其 β 係數合計為 -2.56E-04，表示台灣股市處分效果的現象。 2.假說一得到支持。
假說二： 投資人之處分效果與交易量成正比，具處分效果之產業或個股，其正報酬區間的交易量大於負報酬區間的交易量。	✓		1.各類股的正報酬區間 ($\beta 1 \sim \beta 4$) 之 β 係數大都為正值，而在負報酬區間 ($\beta 5 \sim \beta 8$) 之 β 係數大都為負值，符合處分效果。 2.處分係數為正的個股其正報酬區間之交易量均大於負報酬區間之交易量；而處分係數為負的個股，其正報酬區間之交易量均小於負報酬區間之交易量。 3.實證顯示台灣股市投資人之處分效果與成交量成正比，故假說二得到支持。
假說三： 投資人之處分效果與公司規模成反比，即公司規模愈小者，其處分效果愈大；反之，則愈小。	✓		1.觀察各類股之正報酬區間或負報酬區間的 β 係數，顯示小公司的 β 係數較大，隨著公司的資本額增加，其 β 係數逐漸遞減，表示小公司的處分效果大於資本較大的公司。 2.假說三得到實證的支持。

伍、 結論及建議

國內外已有多篇關於處分效果之研究，但大都偏重於將投資人依其身份分類之後，探討其處分效果；而本研究嘗試著將台灣股市的投資人視為一個整體，然後依其投資標的加以分類，分別探討不同類股與不同公司規模情況下的處分效果。因此，提出三個假說加以實證。實證結果顯示台灣上市公司股票的投資人具有處分效果，而且處分效果愈顯著者，其正報酬區間的交易量明顯大於負報酬區

間的交易量，此與 Odean(1998)的研究結果是相符的。此外，投資人的處分效果與公司規模成反比，顯示台灣股市投資人對於規模較小的公司處分效果較大，與 Rangelova(2001)的研究結果相反，但與 Fama and French(1992,1995)所提出的規模效果是相一致的，亦即台灣股市投資人仍未明顯地察覺 Rangelova(2001)所稱小型股的波動較大，當此類股票股價下跌時，可能會持續下跌一段時間；但股價上漲時，可能持續上漲一段時間；投資人察覺到小型股有如此規則性的變化，則在有損失時會賣出小型股，而有利得時即會繼續握有小型股的反處分效果現象。因此，由股票類別與公司規模探討投資人的處分效果時，所得出的結果相當具有代表性，是一個合宜的研究方式。

參考文獻

- 1.沙勝毅(2000)「台灣股票市場散戶與外資投資心理之比較」，銘傳大學國際企管所碩士論文。
- 2.夏清田(2001)「台灣證券交易所投資人交易行為與股票報酬關係之研究」，政治大學碩士論文。
- 3.許光華、林秉璋(2005)「散戶投資人處分效果之研究-考量公司市場價值下之實證結果」，管理學報，第二十二卷第一期，85-107。
- 4.許祐瑞(2002)「台灣股市散戶與三大法人處分效果之研究」，高雄第一科技大學金融營運所碩士論文。
- 5.龔怡霖(2001)「行為財務學：文獻回顧與展望」，中央大學財管所碩士論文。
6. Barberis, N., A. Shleifer and R. Vishny (1998), "A Model of Investor Sentiment," *Journal of Financial Economics*, 49, 307-343.
7. Bremer, M. and K. Kato(1996), "Trading Volume for Winners and Losers on The Tokyo Stock Exchange," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, 127-144.
8. Chiu, S. B., S. G. Chen, I. H. Yeh and P. G. Hsu(2002) "Does Yearend Sweep Ameliorate the Disposition Effect Who Are of Mutual Fund Investors?" *Proceeding of Behavioral Finance. National Taiwan University, Taiwan*: 1-29.
9. Coval, J. D. and T. J. Moskowitz(2001) "The Geography of Investment : Informed Trading and Asset Prices," *Journal of Political Economy*, 109, 811-841.
10. Daniel, K., D. Hirshleifer and A. Subrahmanyam (1998) "Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions," *Journal of Finance*, 53, 1839-86.
11. Fama, E. F., (1970), "Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work," *The Journal of Finance*, 25, 383-417.
12. Fama, E. F., and K. F. French(1995) " Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns," *Journal of Finance*, 50, 131-155.
13. Ferris, S. P., R. A. Haugen and A. K. Makhija(1988) "Predicting Contemporary Volume with History Volume at Differential Price Levels: Evidence Supporting the Disposition Effect," *Journal of Finance*, 43, 677-697.

14. Ginblatt, M. and M. Keloharju (2001) “What Market Investors Trade ? ” *Journal of Finance*, 56, 677-699.
15. Heath, C., S. Huddart and M.Lang (1998) “Psychological Factors and Stock Option Exercise,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 33, 347-373.
16. Heisler, J. (1994) “Loss Aversion in a Futures : An Empirical Test,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 33, 299-327.
17. Kahneman, D. and A. Tversky (1979) “Prospect theory : An Analysis of Decision under Risk,” *Econometrica* ,47(March) , 263-91.
18. Lakonishok, J. and S. Smidt (1986) “Volume for Winners and Losers : Taxation and Other Motives for Stock Trading,” *Journal of Finance*, 47, 951-974.
19. Odean, T. (1998) “Are Investors Reluctant to Realize Their Losses?” *Journal of Finance*, 53(5), 1775-1798.
20. Rangelova, E. (2001) “Disposition Effect and Firm Size : New Evidence on Individual Investor Trading Activity,” *Harvard University Working Paper*.
21. Ritter, J. R.(2003) “Behavioral Finance,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 11, 429-437.
22. Shapira, Z. and I. Venezia (2001) “Patterns of Behavior of Professionally Managed and Independent Investors,” *Journal of Banking and Finance* ,25, 1573-1587.
23. Shefrin, H. and M. Statman (1985) “The Disposition to Sell Winners too Early and Ride Losers too Long : Theory and Evidence,” *Journal of Finance*,40, 777-790
24. Shefrin, H. and M. Statman (1994) “Behavioral Asset Pricing Theory,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(3), 323-349.
25. Shefrin, H. and M. Statman (2000) “Behavioral Portfolio Theory,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(2), 127-152.
26. Shefrin, H. (2000) *Beyond Greed and Fear*. Boston, MA: Harvard Business School Press.
27. Webb, M. and C. F. Camerer (1998) “The Disposition Effect in Securities Trading : An Experimental Analysis,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 33, 329-345.

Industries, Company Scales, and Disposition Effect

許光華¹ 許詩易² 張輝鑫³

ABSTRACT

Since Kahneman and Tverskey (1979) created the prospect theory, Sherfrin and Statman (1985) spread out that theory as disposition effect for the study of investors' behaviors. This research is based on the disposition effect theory to study the investors' behaviors of Taiwan Stock Market. We apply Ferris et al. (1988) and Weber and Camerer's (1998) methods but specially focus on the categories of industries and the companies' scales. From the evidence of empirical study shows the investors of Taiwan Stock Markets have disposition effect except the investors of plastic industry during the period of getting profit and the investors of communication during the period of getting loss. The evidence also points out that the turnover of trading is related with the disposition effect and the market exists the small company effect.

Key Word : Behavioral Finance, Prospect Theory, Disposition Effect, Scale Effect

*作者感謝評審委員的寶貴意見

¹ 朝陽科技大學財務金融系副教授

² 朝陽科技大學財務金融系兼任講師

³ 朝陽科技大學財務金融系講師(北京中央財經大學 2005 級金融學博士生)