

以 LTVECM 模型探討美國存託憑證與其標的 股價格動態傳輸之門檻與預測效果

王淳玄* 洪裕發**

摘要

本研究利用誤差修正模型(Vector Error Correction Model; VECM)、門檻誤差修正模型(threshold VECM; TVECM)與水準門檻誤差修正模型(level TVECM; LTVECM)以分析美國存託憑證與其標的股股價間動態傳輸之門檻效果，並利用拔靴複製模擬法比較模型之預測效果。研究樣本為目前台灣到美國 NYSE、AMEX 或 NASDAQ 發行 ADR 之公司，包括台積電(TSM)、日月光(ASX)、旺宏(MXICY)、聯電(UMC)、友達(AUO)與矽品(SPIL)。初步研究結果發現，所有變數均為 I(1)且各成對樣本均存在共整合關係。

再者，由於許多財務與經濟變數均具有非線性特性。本研究採用 Hansen and Seo (2002)之 SupLM 檢定以檢驗模型門檻效果。結果顯示，部份樣本存在模型門檻效果。另一方面則利用 RMSFE 評估準則以比較模型之相對預測效果。研究結果發現，當門檻檢定結果顯示模型不存在門檻效果時，VECM 之預測效果優於 TVECM 與 LTVECM 之預測效果。相反地，當門檻檢定結果顯示模型存在門檻效果時，LTVECM 之預測效果則優於 VECM 與 TVECM 之預測效果。此結果說明門檻檢定結果與預測效果評估具一致性。另外，於非線性模型中，不同區間存在不同長期均衡關係之假設更能符合實際資料之特性，亦即以 LTVECM 較能提高其預測效果。

關鍵詞：水準門檻誤差修正模型，共整合，預測成效

* 銘傳大學財務金融學系副教授，E-mail: chhwang@mail.mcu.edu.tw。

** 銘傳大學財務金融學系碩士。

1. 緒論

本研究欲探討美國存託憑證 (American Depositary Receipts; ADR)與其標的股之關聯性，並討論兩者價格動態傳輸之門檻效果，以進一步準確預測價格之變化。存託憑證 (Depositary Receipts; DR) 是國內上市公司將公司股票交付國外存託機構，並由該存託機構發行證明擁有該股票之憑證，出售給海外投資人並交易流通的一種投資工具，其持有人的權利義務與國內普通股股東相同。持有人並得要求企業將存託憑證轉換為股票，在股票的原上市地點出售。當本國人民購買存託憑證時，則相當於購買該外國有價證券，但其交割方式和股利發放方式，都是本國投資人所熟悉的，故存託憑證屬於本國的一種有價證券。且依存託憑證發行地不同來區分，目前市場上的存託憑證有在美國發行之美國存託憑證(ADR)，在歐洲倫敦、盧森堡、德國發行之歐洲存託憑證(European Depositary Receipts; EDR)，以及在全球發行之全球存託憑證 (Global Depositary Receipts; GDR)。

存託憑證在 1927 年由美國摩根銀行(Morgan Guaranty Trust Company)創立以及 1982 年台灣政府開放企業至海外發行存託憑證之後，國外與國內學者相繼對存託憑證進行一連串的實證分析。由於 ADR 具有外國證券之替代性，因而提供美國投資人直接投資外國證券以達投資多樣化之另一方法。許多研究因此專研於 ADR 與其標的股間國際傳輸之動態關係。

然而，部份研究發現存託憑證與其標的股具有微弱關聯性或不相關。Kato et al. (1991)利用 23 家 ADR 之日資料樣本，檢測美國存託憑證及其標的股之相關性，研究結果發現美國存託憑證及其標的股間的價格，在同期間之相關性並不顯著，但是，在非同期間卻具同向變動之關係。而 Park and Tavakkol (1994)檢測日本公司發行之美國存託憑證與其標的股的關連性，其研究指出美國存託憑證與其標的股的價格沒有相互的影響。此研究結果與其在 1990 年研究結果相異，可推論雖 ADR 與其標的普通股為同公司的股票，但卻可能因為研究時間與地點的不同，造成美國存託憑證與標的股價格存在不同的關連性。

以 LTVECM 模型探討美國存託憑證與其標的股價格動態傳輸之門檻與預測效果

部份研究則發現存託憑證與其標的股具有高度關聯性。Park (1990)利用 21 家日本公司探討美國存託憑證與其標的股之關聯性。其研究發現美國存託憑證之標的股對於美國存託憑證報酬變異性具有相當高之解釋能力，但是美國市場資訊之衝擊對美國存託憑證報酬變異性的解釋能力相對於美國存託憑證之標的股對於美國存託憑證報酬變異性為小，如此說明了美國存託憑證之報酬最主要乃是受到其標的股表現之影響。而 Wahad and Khandwala (1993) 將美國存託憑證與其標的股間之同向連動關係應用於投資風險之分散。其研究指出當美國存託憑證與其標的股具有相同的報酬率時，利用美國國內股票搭配美國存託憑證將會較搭配其標的股更具風險分散之效益。這是利用美國存託憑證與其標的股具同向變動關係的結果，進行投資組合以分散風險，並可規避匯率風險、降低成本。

另外從存託憑證與其標的股為同家公司的觀點探討存託憑證與其標的普通股之關聯性。Solnik (1996)認為多國企業的盈餘大多來自於國外，但是仍然受到多國企業所在市場指數較大的影響。而上市美國存託憑證的發行公司絕大多數都是大型跨國企業，因此對於許多國家來說，發行美國存託憑證的公司在其股價指數上占很大的比例。此一說法對本土市場指數對美國存託憑證報酬的顯著影響，提出良好的解釋。而 Miller and Morey (1996) 研究發現，英國標的股與其美國存託憑證兩者報酬之價差很小。其研究利用日本與英國為已開發國家研究樣本，由於兩國資本市場之區隔程度較小，因此套利行為可以迅速地將跨國證券之價格達到均衡狀態。

近年來多位學者採用向量自我迴歸(Vector Autoregression; VAR)模型以探討 ADR 與其標的股之價格動態傳輸。Jiang (1998)即利用共整合檢定(cointegration test)及向量誤差修正(Vector Error Correction Model; VECM)與多重因子(multifactor)模型來討論。研究結果顯示，ADR 確實為一有效之投資多樣化工具，且 ADR 與其標的股股市亦具有相關性。接著 Kim et al. (2000)採用 VAR 模型及 SUR (seemingly unrelated regression)以分析 ADR 與其標的股間之調整過程。研究發現，最初 ADR 對於美國股價指數具過度反應，但對於標的股價與匯率卻有反應不足之現象。類似於 Jiang (1998)，Ely and Salehizadeh (2001)亦利用共整

合及 VECM 估計來分析。他們發現英、日、德三個國家 26 家美國存託憑證與其標的股股價有亦步亦趨的現象。而標的股市場與美國市場對美國存託憑證報酬都具影響力，且美國存託憑證報酬變動顯然與美國市場較為密切。Chen et al. (2002) 採用 Granger 因果關係檢定與 VECM 探討台灣 GDR 與其標的股間之價格傳輸效果。其研究結果顯示，存在單向因果關係，即標的資產市場為國外市場之因，且兩者亦存在長期均衡關係。

ADR 與其標的股間關連性之探討大多以 VECM 為代表。然而，許多財務與經濟變數均具有非線性特性，因此，Balke and Fomby (1997)將門檻變數納入模型中考量，此模型即為門檻誤差修正模型(Threshold VECM; TVECM)。然而，Balke and Fomby (1997)只探討均衡誤差(equilibrium error)序列本身是否存在門檻效果之非線性檢定，並未涉及誤差修正模型中其他動態調整參數亦可能存在非線性行為。同時，線性模型所估計的共整合向量，在存在門檻效果時未必繼續適用。因此 Hansen and Seo (2002)使用單一共整合向量以及一個門檻效果(threshold effect)來檢驗兩區間向量誤差修正模型(two-regime vector error correction model)。他們提出 SupLM 檢定來檢驗門檻效果，並提出近似分配及如何模擬漸進拒絕域的方法。Wang and Lin (2005)則利用 Hansen and Seo (2002)之檢定與估計以討論台灣 ADR 與其標的股間非對稱的價格動態關係，並進一步發現，部份樣本之 TVECM 較 VECM 適合解釋 ADR 及其標的股之價格動態關係。

然而，從 ADR 與其標的股之殘差序列發現其與白噪音(White noise)之特性有所不同，似乎存在某種特定的趨勢。因此 TVECM 假設模型僅存在一個相同的共整合向量，似乎是一非必要的假設。我們應該放寬此項假設，採用允許不同區間之長期均衡關係為相異之一般化模型。此模型即是 De Gooijer and Vidiella-i-Anguera (2004)所提出的期間水準門檻向量誤差修正模型(Level TVECM; LTVECM)。

本研究將針對台灣在美國發行 ADR 之公司，討論其 ADR 與標的股股價之關聯性。而研究主題將著重於驗證 ADR 與其標的股之間是否存在門檻效果且存在區間特有之長期均衡關係。並使用拔靴複製模擬法(bootstrapping;

BS)預測 ADR 與其標的股之價格，且比較 VECM、TVECM 與 LTVECM 之預測準確性。本研究共分為五節，第二節介紹 VECM、TVECM 與 LTVECM 相關研究方法。第三節則說明相關之檢定、預測方法與預測效果評估，第四節將對實證結果進行分析，並討論 ADR 與其標的股股價的關連性及預測效果，最後，第五節針對此研究做一總結。

2. 向量均衡修正模型

(1) 向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model; VECM)

就多變量模型而言，若原始變數不具有單根，可用傳統之 VAR 進行估計，但若原始變數具有單根，即 I(1)數列，VAR 估計將產生假性迴歸等問題。此時，針對其變數進行共整合檢定以確認變數間是否具有長期均衡關係。若變數間不具長期均衡關係，則將模型修正為一階差分後之 VAR 型式，即 DVAR。但若變數具有長期均衡關係，DVAR 會造成訊息遺漏的問題，使估計發生偏誤。因此將前期誤差修正項加入 DVAR，不但可避免原始模型所產生之訊息遺漏，也可以解決假性迴歸之問題，此模型即為 VECM。因此，Engle and Granger (1987)提出若兩序列具共整合關係時，可以利用 VECM 來表示變數間所具有的動態關係。

所以，假設 Y_t 為一 k 維之 I(1)時間數列，且存在一 $k \times 1$ 共整合向量 β ，使得 $Z_t = \beta'Y_t$ 為一 I(0)穩定數列。因此在確定共整合關係後，則可找出 VECM 模型：

$$\Delta Y_t = a + \alpha \beta'Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t=1,2,\dots,T, \quad (1)$$

其中， $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ， a 與 α 個別為 $k \times 1$ 係數向量與調整係數向量， $\beta'Y_{t-1}$ 為前期誤差修正項， A_i 為 $k \times k$ 係數矩陣， $p-1$ 為落後期數，而 ε_t 為誤差項。誤差項 ε_t 則存在一有限共變異矩陣 $\Sigma = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ 。為得其唯一性，我們將共整合向量 β 正常化，即設 β 其中一元素為 1。而在誤差項 ε_t 為 iid Gaussian 假設之下，其參數 $(\beta, a, \alpha, A_i, \Sigma)$ 可由最大概似法 (maximum likelihood) 估計而得。

(2) 門檻向量誤差修正模型(Threshold Vector Error Correction Model; TVECM)

近來許多研究發現，許多財務與經濟變數均具有非線性特性。Balke and Fomby (1997)結合非線性與共整合的概念而提出門檻共整合模型，其研究利用前期誤差修正項作為 TVECM 之門檻變數，進而衍生出多區間之非線性模型。TVECM 模型定義如下：

$$\Delta Y_t = a_0^{(j)} + \alpha^{(j)} [\beta' Y_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} A_i^{(j)} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t^{(j)}, \quad r^{(j-1)} < Z_{t-d} \leq r^{(j)}, \quad j=1,2,\dots,l \quad (2)$$

其中， β 為共整合向量， $Z_{t-d} = \beta' Y_{t-d}$ 為門檻變數， d 為門檻變數落後期數， $r^{(j)}$ 為門檻值 ($-\infty = r^{(0)} < r^{(1)} < \dots < r^{(l)} = \infty$)， $a_0^{(j)}$ 為區間 j 常數向量， $\alpha^{(j)}$ 為區間 j 長期均衡偏離調整速度， $A_i^{(j)}$ 為區間 j 係數矩陣。而 $\{\varepsilon_t^{(j)}\}$ 為 k 變量 *iid* 隨機序列，其共變異矩陣 $\Sigma_\varepsilon^{(j)}$ 具有區間獨立特性。

而 Hansen and Seo (2002)則使用單一共整合向量以及一個門檻效果來討論兩區間向量誤差修正模型之估計與檢定。如 Tsay (1998)，其假設門檻變數落後期數 d 為 1，因此兩區間 TVECM 模型為：

$$\Delta Y_t = \Omega_1' X_{t-1}(\beta) d_t(\beta, r) + \Omega_2' X_{t-1}(\beta) (1 - d_t(\beta, r)) + \varepsilon_t, \quad (3)$$

其中， Ω_1 與 Ω_2 為係數矩陣， $X_{t-1}(\beta) = (1 \ Z_{t-1}(\beta) \ \Delta Y_{t-1} \ \Delta Y_{t-2} \ \dots \ \Delta Y_{t-l})'$ ， $Z_t(\beta) = \beta' Y_t$ 為誤差修正項， $d_t(\beta, r) = 1(Z_{t-1}(\beta) \leq r)$ 為虛擬變數，即若前期誤差修正項小於等於於門檻值 r 則 d_t 為 1，否則為 0。在誤差項 ε_t 為 *iid* Gaussian 且共變異矩陣 Σ 具有區間獨立特性之假設下，最大概似估計之 Gaussian likelihood 為：

$$\ln(\Omega_1, \Omega_2, \Sigma, \beta, r) = -\frac{T}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t(\Omega_1, \Omega_2, \beta, r)' \Sigma^{-1} \varepsilon_t(\Omega_1, \Omega_2, \beta, r), \quad (4)$$

其中 $\varepsilon_t(\Omega_1, \Omega_2, \beta, r) = \Delta Y_t - \Omega_1' X_{t-1}(\beta) \cdot d_t(\beta, r) - \Omega_2' X_{t-1}(\beta) \cdot (1 - d_t(\beta, r))$ 。若 $MLE(\hat{\Omega}_1, \hat{\Omega}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{r})$ 代表 $\ln(\Omega_1, \Omega_2, \Sigma, \beta, r)$ 之最大值。由於 $\hat{\Omega}_1(\beta, r)$ 及 $\hat{\Omega}_2(\beta, r)$ 可由部分樣本 $Z_{t-1}(\beta) \leq r$ 和 $Z_{t-1}(\beta) > r$ 中個別以 ΔY_t 對 $X_{t-1}(\beta)$ 迴歸而得。因此可得以下濃縮概似方程式：

$$\ln(\beta, r) = \ln(\hat{\Omega}_1(\beta, r), \hat{\Omega}_2(\beta, r), \hat{\Sigma}(\beta, r), \beta, r) = -\frac{T}{2} \log |\hat{\Sigma}(\beta, r)| - \frac{Tk}{2} \quad (5)$$

因此，若 π_0 為任一修整係數(trimming parameter，在此設為 0.05)， $MLE(\hat{\beta}, \hat{r})$ 可在共整合向量 β 常態化及 $\pi_0 \leq T^{-1} \sum_{t=1}^T 1(Y_t' \beta \leq r) \leq 1 - \pi_0$ 之限制下最小化 $\log |\hat{\Sigma}(\beta, r)|$ 而得。由於方程式(5)之圖型並非平順，傳統之斜率漸近演算法 (gradient hill-climbing algorithm) 並不適合。若為兩變數時，可藉由二維 (β, r) 之網狀搜尋(grid search)求得 MLE 。

(3) 期間水準門檻向量誤差修正模型(Level Threshold Vecotr Error Correction Model; LTVECM)

本研究發現部份 ADR 與其標的股之誤差修正項序列圖似乎存在某種特定的趨勢，此與傳統白噪音之特性有所不同。Siklos and Granger (1997) 首先提出區間敏感的概念，亦即標的時間序列不須在所有區間均存在共整合關係。換句話來說，原先具有共整合關係的變數經由門檻的區分，區分出來的區間並不一定具有共整合關係。因此 TVECM 假設模型於不同區間僅存在一個相同的共整合向量，似乎是一個非必要的假設。放寬此項假設，亦即更一般化的模型應該允許不同區間的長期均衡關係是相異的。De Gooijer and Vidiella-i-Anguera (2004) 則延伸 Siklos and Granger (1997) 之概念提出 LTVECM，其模型允許共整合向量可以隨區間而異，允許長期均衡關係在每個區間是可以不同的。模型如下：

$$\Delta Y_t = a_0^{(j)} + \alpha^{(j)} [(\beta^{(j)})' Y_{t-1}] + \sum_{i=1}^{p-1} A_i^{(j)} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t^{(j)}, \quad r^{(j-1)} < \beta' Y_{t-1} \leq r^{(j)}, \quad (6)$$

其中， $\beta^{(j)}$ 為區間 j 特有之 $k \times 1$ 共整合向量，此即模型存在區間特有之長期均衡關係。

根據 De Gooijer and Vidiella-i-Anguera (2005)，式(6)之二變量二區間 LTVECM 中，為了方便認定，將每個區間之共整合向量其中一個元素化簡為 1。模型參數 $(\beta, \beta^1, \beta^2, \Sigma^1, \Sigma^2, r)$ 則可利用修正之 Hansen and Seo (2002) 最大似估計程序加以估計。

3. 檢定與預測

(1) 門檻檢定

爲了研究資料適合模型，因此研究中，我們將利用 Hansen and Seo (2002) 所提之 SupLM 檢定，以執行門檻檢定。根據式(3)，若 (β, r) 爲已知且固定，在模型爲線性之虛無假設 H_0 下，此模型爲：

$$\Delta Y_t = \Omega' X_{t-1}(\beta) + \varepsilon_t, \quad (7)$$

而於對立假設 H_1 下，模型爲：

$$\Delta Y_t = \Omega_1' X_{t-1}(\beta) d_t(\beta, r) + \Omega_2' X_{t-1}(\beta) (1 - d_t(\beta, r)) + \varepsilon_t. \quad (8)$$

因給定 (β, r) ，模型(7)與(8)則爲線性，如此 MLE 則爲最小平方(least-squares)估計式。根據 Hansen and Seo(2002)，其統計量爲：

$$LM(\beta, r) = \text{vec}(\hat{\Omega}_1(\beta, r) - \hat{\Omega}_2(\beta, r))' (\hat{V}_1(\beta, r) + \hat{V}_2(\beta, r))^{-1} \text{vec}(\hat{\Omega}_1(\beta, r) - \hat{\Omega}_2(\beta, r)), \quad (9)$$

其中 $\hat{V}_1(\beta, r) = M_1(\beta, r)^{-1} \Lambda_1(\beta, r) M_1(\beta, r)^{-1}$ ，

$\hat{V}_2(\beta, r) = M_2(\beta, r)^{-1} \Lambda_2(\beta, r) M_2(\beta, r)^{-1}$ ， $X_1(\beta, r) = X_{t-1}(\beta, r) d_t(\beta, r)$ ，

$X_2(\beta, r) = X_{t-1}(\beta, r) [1 - d_t(\beta, r)]$ ， $\xi_1(\beta, r) = \tilde{\varepsilon}_t \otimes X_{t-1}(\beta, r) d_t(\beta, r)$ ，

$\xi_2(\beta, r) = \tilde{\varepsilon}_t \otimes X_{t-1}(\beta, r) [1 - d_t(\beta, r)]$ ， $M_1(\beta, r) = I_k \otimes X_1(\beta, r)' X_1(\beta, r)$ ，

$M_2(\beta, r) = I_k \otimes X_2(\beta, r)' X_2(\beta, r)$ ， $\Lambda_1(\beta, r) = \xi_1(\beta, r)' \xi_1(\beta, r)$ ，且

$\Lambda_2(\beta, r) = \xi_2(\beta, r)' \xi_2(\beta, r)$ 。若 β 和 r 爲已知，則 LM 爲其檢定統計量。但若 β

和 r 爲未知，則 β 可以虛無假設式(7)所得之估計值 $\hat{\beta}$ 代入。因此檢定統計量則爲：

$$SupLM = \sup_{r_L \leq r \leq r_U} LM(\hat{\beta}, r). \quad (10)$$

再將 r 之搜尋範圍定爲 $[r_L, r_U]$ 。爲配合 2.2 節所述之限制， r_L 將等於 \hat{Z}_{t-1} 之 π_0 百分比，而 r_U 則等於 \hat{Z}_{t-1} 之 $(1 - \pi_0)$ 百分比。最後再利用固定迴歸拔靴法 (Fixed Regressor Bootstrap) 以及殘差拔靴法 (Residual Bootstrap) 來計算其近似 P 值 (asymptotic P-values) 以執行門檻檢定來判定模型中是否存在門檻效果。

(2) 預測

本研究將根據 De Gooijer and Vidiella-i-Anguera (2004)，利用拔靴複製法進行模擬。其針對每個模型模擬後一期到後 S 期，每期 1000 回的預測。而預測向量標示如下：

$$\hat{Y}_{(n+i)+h|n+i}^{(\cdot)q}, \quad i=0,1,\dots,T-n-h; h=1,2,\dots,S; q=1,2,\dots,1000, \quad (11)$$

其中 (\cdot) 表示某特定模型，例如 VECM、TVECM 或 LTVECM。 T 為總樣本數， n 為樣本內(in-sample)觀察值個數， i 為每次模擬樣本位移(rolling)的期數， h 表示預測期數， S 表示可預測期數的最大範圍，而 q 表示模擬次數。藉由樣本的位移(rolling)我們可以產生 $T-n$ 個後一期預測模擬、 $T-n-1$ 個後二期預測模擬、...、 $T-n-S$ 個後 S 期預測模擬。另外，針對模型計算出後 h 期預測模擬的平均預測值為：

$$\bar{Y}(h) = \frac{1}{1000} \sum_{q=1}^{1000} \hat{Y}_{(n+i)+h|n+i}^{(\cdot)q}, \quad i=0,1,\dots,T-n-h, \quad h=1,2,\dots,S, \quad (12)$$

其中 $\hat{Y}^{(\cdot)q}(h) = (\hat{Y}_1(h), \hat{Y}_2(h))'$ ，而相對應的預測誤差為 $\tilde{e}_{n+i+h} = Y_{n+i+h} - \bar{Y}(h)$ 。

至於預測成效之評估，則利用預測誤差均方根(root-mean-squared forecast error；RMSFE)：

$$RMSFE(h) = \left\{ \text{trace} \left[\sum_{i=0}^{N-1} \tilde{e}_{n+i+h} (\tilde{e}_{n+i+h})' / N \right] \right\}^{1/2}。$$

在此利用 RMSFE(VECM)與 RMSFE(\cdot)做比較，其中 (\cdot) 表示某特定模型，如 TVECM 或 LTVECM。亦即利用 RMSFE(VECM)/RMSFE(LTVECM)與 RMSFE(VECM)/RMSFE(TVECM)之比值比較模型預測效果之相對優劣。例如當 RMSFE(VECM)/RMSFE(TVECM)比值大於 1，表示 TVECM 之預測效果相對優於 VECM，但若比值小於 1，則表示 TVECM 之預測效果相對劣於 VECM。

4. 實證結果與分析

本研究以目前台灣到美國 NYSE、AMEX 或 NASDAQ 發行 ADR 之公司為對象，包括台積電(TSM)、日月光(ASX)、旺宏(MXICY)、聯電(UMC)、友達(AUO)與矽品(SPIL)等公司。資料來源為台灣經濟新報資料庫(TEJ)與美國證券市場資料庫(CRSP)。而資料範圍自標的公司發行 ADR 至 2004 年 12 月 31 日之日資料。變數分別為標的公司與其 ADR 之調整後股價，而所有數列均以自然對數表示之。

(1) 定態與共整合檢定

在進行共整合檢定前，須先對標的股與其 ADR 之股價自然對數做單根檢定。本研究利用 Augmented Dickey-Fuller (1981) (ADF)單根檢定法、Phillips and Perron (1988) (PP)單根檢定法與 Kwiatkowski、Phillips、Schmidt and Shin (1992) (KPSS)單根檢定法，分別對變數之水準項與差分項進行檢定。根據研究結果顯示¹，所有變數之水準項均為非定態序列，但經過一階差分後，在 5%顯著水準下，無論使用 ADF 檢定、PP 或 KPSS 檢定，各變數皆穩定，即股價與 ADR 報酬率均為穩定數列。所以，各變數皆為 I(1)序列。

接著採用 Johansen (1988, 1990)共整合檢定，以檢定 ADR 與其標的股是否存在長期均衡關係。首先在落後期符合白噪音下使用 AIC 準則來選取 VAR 最適落差期數，各組最適落差期數分別為台積電(TSM) 5、日月光(ASX) 3、旺宏(MXICY) 4、聯電(UMC) 4、友達(AUO) 5 與矽品(SPIL) 7。根據跡檢定(trace test)與最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)結果顯示²，在 5%顯著水準下各組均存在一共整合向量，即變數間存在長期均衡關係。

(2) 門檻共整合檢定

確定變數間具有共整合關係後，我們對模型為線性或非線性模型之適合

¹ 礙於篇幅之限制，無法將單根檢定結果表置於此，若有需要請向作者索取。

² 礙於篇幅之限制，無法將共整合檢定結果表置於此，若有需要請向作者索取。

性進行檢定。在此利用 Hansen and Seo(2002)所提之 SupLM 以執行門檻檢定，即檢定模型適合為線性的向量誤差修正模型或是非線性的門檻向量誤差修正模型。其檢定結果如表 1。

由表 1 之檢定結果顯示，SupLM 檢定中無論是 Fixed Regressor Bootstrapping 或 Residual Bootstrapping 之 P 值除了日月光、友達與矽品為大於 0.05 外，其餘三家 P 值均小於 0.05。代表日月光、友達、矽品標的股與其 ADR 成對樣本之門檻共整合檢定無法拒絕模型為線性之虛無假設，所以模型不存在門檻效果。然而台積電、旺宏、聯電標的股與其 ADR 成對樣本的門檻共整合檢定均顯著拒絕虛無假設，因此說明模型存在門檻效果。

(3) 股價預測分析

根據 3.2 節之說明，利用 RMSFE 評估準則以比較 VECM、TVECM 與 LTVECM 之相對預測效果。RMSFE 比值結果示於圖 1。圖中 TVECM 之實線表示線性 VECM 之 RMSFE 與 TVECM 之 RMSFE 之比值，即 $RMSFE(VECM)/RMSFE(TVECM)$ 。而 LTVECM 之虛線則表示 VECM 之 RMSFE 與 LTVECM 之 RMSFE 之比值，即 $RMSFE(VECM)/RMSFE(LTVECM)$ 。而此比率則為判斷模型相對預測效果之依據。

由圖 1 (a)之台積電 RMSFE 比值序列圖可發現，無論 TVECM 比值(實線)或 LTVECM 比值(虛線)其值均大於 1，因此非線性的 TVECM 與 LTVECM 均較線性 VECM 之預測效果為佳。其中，TVECM 較 VECM 為佳的結果與先前的門檻檢定結果(即存在門檻效果)相同。再者 LTVECM 比值又較 TVECM 比值高，其顯示 LTVECM 之預測效果又較 TVECM 為佳，即於非線性模型中，不同區間可能存在不同的長期均衡關係。另外這些比值都有隨著預期期數之增加而增加之趨勢，因此顯示非線性模型長期預測之效果相對於線性模型有增加其準確度之現象。

其次，由圖 1 (b)之日月光 RMSFE 比值序列圖可發現，無論 TVECM 比值(實線)或 LTVECM 比值(虛線)其值均小於 1，於此 VECM 之預測效果則優於非線性的 TVECM 與 LTVECM。表示線性 VECM 模型較適合此資料型態。

表 1：門檻共整合檢定

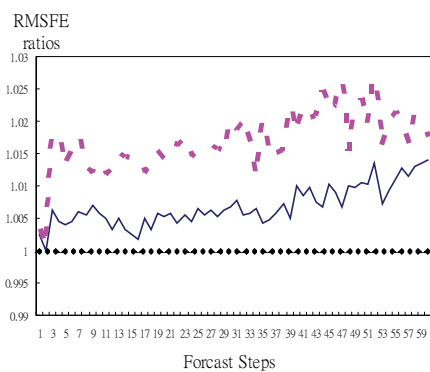
公司	共整合 向量	門檻值	SupLM	Fixed Regressor	Residual Bootstrap
				5%C.V. (p-value)	5%C.V. (p-value)
台積電	0.815	0.326	38.533	36.763 (0.03)	35.037 (0.03)
日月光	1.020	-0.122	18.598	25.683 (0.52)	28.906 (0.61)
旺宏	1.010	-0.100	34.305	32.783 (0.032)	33.750 (0.042)
聯電	0.735	0.573	34.643	33.534 (0.03)	34.528 (0.04)
友達	1.005	-0.115	30.586	36.353 (0.29)	34.286 (0.15)
矽品	0.995	-0.076	40.173	46.752 (0.30)	47.046 (0.38)

而日月光的門檻檢定結果不顯著，即檢定結果傾向線性 VECM，此結果與預測效果一致。

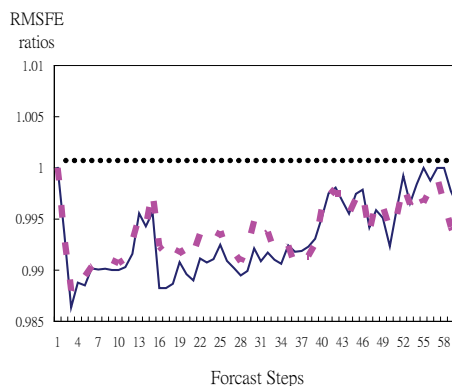
另外，圖 1 (c) 之旺宏 RMSFE 比值序列圖顯示旺宏 TVECM 比值(實線)低於 1，表示線性 VECM 之預測效果優於非線性的 TVECM。此結果與存在門檻效果之門檻檢定結果並不一致。然而 LTVECM 比值(虛線)則高於 1，即非線性的 LTVECM 之預測效果優於 VECM。因此可說明存在門檻效果之門檻檢定結果與此預測結果有其一致性。其次，由圖 1 (d)之聯電 RMSFE 比值序列圖可看出，其 TVECM 比值(實線)在 1 上下跳動，顯示線性 VECM 與非線性 TVECM 於預測效果中差異不多。此結果與存在門檻效果之門檻檢定結果有所出入。但 LTVECM 比值(虛線)又高於 1，即非線性的 LTVECM 之預測效果優於 VECM，此結果則與存在門檻效果之門檻檢定結果一致。因此認為 LTVECM 為其最適模型。

類似於圖 1 (a)，圖 1 (e)與圖 1 (f)之友達與矽品 RMSFE 比值序列圖中，TVECM 比值(實線)或 LTVECM 比值(虛線)均小於 1，因此 VECM 之預測效

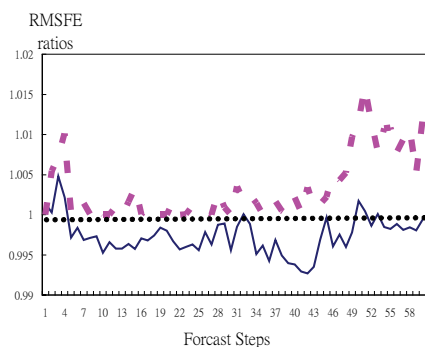
以 LTVECM 模型探討美國存託憑證與其標的股價格動態傳輸之門檻與預測效果



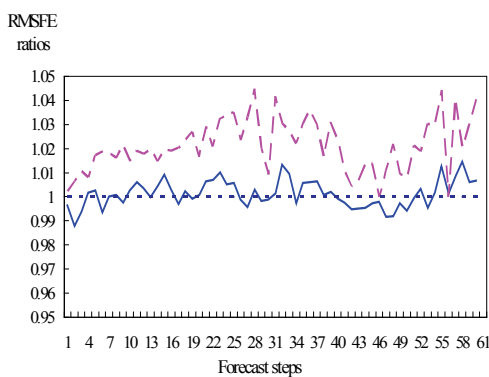
(a) 台積電



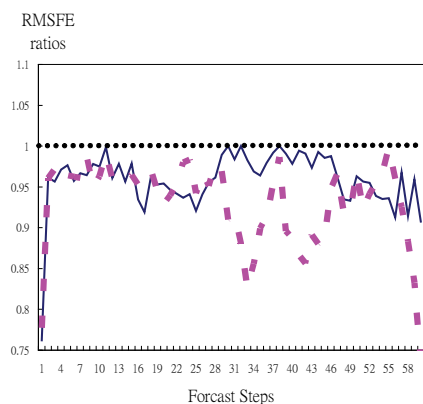
(b) 日月光



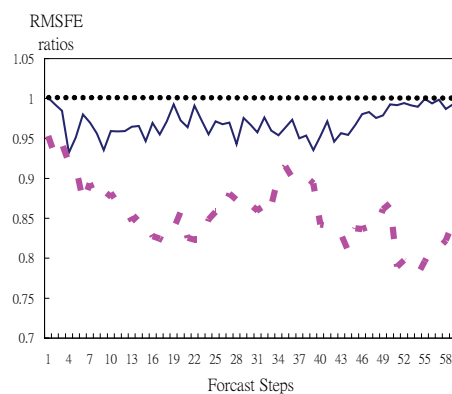
(c) 旺宏



(d) 聯電



(e) 友達



(f) 矽品

圖 1：RMSFE 比值序列圖

RMSFE(VECM)/RMSFE(LTVECM)(虛線)與 RMSFE(VECM)/RMSFE(TVECM)(實線)

果優於非線性的 TVECM 與 LTVECM。表示線性 VECM 亦較適合此資料型態。再者其門檻檢定結果均不顯著，即檢定結果傾向線性 VECM，此結果亦與預測效果一致。

從以上結果我們發現，當門檻檢定結果不顯著時，線性 VECM 之預測效果優於非線性的 TVECM 與 LTVECM。然而當門檻檢定結果顯示存在門檻效果時，非線性的 LTVECM 之預測效果優於非線性的 TVECM 與線性 VECM。因此說明於非線性模型中，不同區間存在不同長期均衡關係之假設較能符合實際資料特性。

接著，我們依據以上之推論決定樣本資料適合模型，並利用該模型進行估計。

(4) 模型估計結果分析

根據上節之分析結果，我們發現台積電、旺宏與聯電之最適模型為非線性之 LTVECM，而日月光、友達與矽品則為線性之 VECM。因此，我們將個別之估計結果列於表 2 至表 7。

表 2 為台積電 LTVECM 估計結果，其模型為：

$$\begin{aligned} \Delta p_t^{stock} &= \alpha_1^{(j)} [p_{t-1}^{stock} - \beta^{(j)} p_{t-1}^{ADR}] + a_1^{(j)} + \sum_{i=1}^4 A_{11,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^4 A_{12,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{1t}^{(j)} \\ \Delta p_t^{ADR} &= \alpha_2^{(j)} [p_{t-1}^{stock} - \beta^{(j)} p_{t-1}^{ADR}] + a_2^{(j)} + \sum_{i=1}^4 A_{21,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^4 A_{22,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{2t}^{(j)}, \quad j=1,2 \end{aligned} \quad (13)$$

其中 p_t^{stock} 與 p_t^{ADR} 為時間 t 之台積電標的股與其 ADR 股價自然對數， Δp_t^{stock} 與 Δp_t^{ADR} 則為一次差分項，即其股價報酬率。根據表 2 所估出之門檻共整合向量(β) 0.782 與門檻值(r) 0.083，計算出前期誤差修正($Z_{t-1} = p_{t-1}^{stock} - 0.782 p_{t-1}^{ADR}$)，而將模型區分成兩個區間。當前期誤差修正項小於或等於門檻值，即 $Z_{t-1} \leq 0.083$ 時，其為第一區間，反之，即 $Z_{t-1} > 0.083$ 時，則為第二區間。而兩區間所估出之共整合向量(β^j)分別為 0.737 與 0.869。再者，第一區間中 ECT 之調整係數在 5%顯著水準下均為顯著，即台積電標的股與其 ADR 均對長期均衡偏離做調整，且 ADR 之調整速度較標的股為快；相反地，第二區間 ECT 之調整係

以 LTVECM 模型探討美國存託憑證與其標的股價格動態傳輸之門檻與預測效果

表 2：台積電之 LTVECM 估計

Dependent Variable	Δp_t^{stock}		Δp_t^{ADR}	
	Regime 1	Regime 2	Regime 1	Regime 2
ECT	-0.02* (-2.662)	-0.014 (-0.418)	-0.026* (-2.078)	-0.004 (-0.075)
Intercept	1.32* (2.787)	0.348 (0.328)	1.666* (2.102)	-0.037 (-0.026)
Δp_{t-1}^{stock}	-0.23* (-6.567)	-0.303* (-4.494)	-0.015 (-0.261)	0.192* (2.056)
Δp_{t-1}^{ADR}	0.292* (12.035)	0.436* (9.129)	-0.012 (-0.297)	-0.152 (-1.717)
Δp_{t-2}^{stock}	-0.087* (-2.379)	-0.305* (-4.384)	0.109 (1.837)	0.09 (0.943)
Δp_{t-2}^{ADR}	0.196* (7.648)	0.315* (5.943)	-0.031 (-0.818)	-0.189* (-2.243)
Δp_{t-3}^{stock}	-0.093* (-2.748)	-0.115 (-1.698)	-0.021 (-0.315)	0.091 (1.039)
Δp_{t-3}^{ADR}	0.128* (5.208)	0.108* (2.011)	-0.051 (-1.004)	-0.231* (-3.136)
Δp_{t-4}^{stock}	0.01 (0.343)	-0.22* (-3.519)	-0.017 (-0.372)	-0.134 (-1.894)
Δp_{t-4}^{ADR}	0.02 (0.917)	0.137* (2.455)	-0.066 (-1.546)	-0.02 (-0.284)
Estimated β^j :	0.737	0.869		
Estimated β :	0.782			
Estimated r :	0.083			
observations in regimes (%) :	78.3%	21.7%		
No.Observations :	1723			

註：*表示 5%顯著；()內為 t 檢定統計量

數均不顯著。此說明唯有第一區間存在長期均衡關係，亦即不同區間存在不同的長期均衡關係。

而在短期動態關係方面，我們發現在 5%顯著水準下，當第一區間標的

股報酬 Δp_t^{stock} 為應變數時，前三期落後期 Δp_{t-1}^{stock} 、 Δp_{t-1}^{ADR} 、 Δp_{t-2}^{stock} 、 Δp_{t-2}^{ADR} 、 Δp_{t-3}^{stock} 、 Δp_{t-3}^{ADR} 之係數均為顯著，代表當期台積電股價報酬會受到前三期報酬與其 ADR 報酬之影響。而在 5% 顯著下，第二條方程式，即 Δp_t^{ADR} 為應變數時，其短期動態係數都不顯著，因此當期 ADR 報酬不會受到前期標的股與其 ADR 報酬的影響。此結果代表台積電標的股與其 ADR 在第一區間內之領先與落後的關係為 ADR 領先其標的股。於第二區間中，我們可以發現在 5% 顯著水準下，以 Δp_t^{stock} 為應變數之第一條方程式中，前四期落後期之係數為顯著，代表當期台積電標的股報酬會受到前期標的股與其 ADR 報酬的影響。而以 Δp_t^{ADR} 為應變數之第二條方程式中，僅 Δp_{t-1}^{stock} 、 Δp_{t-2}^{ADR} 、 Δp_{t-3}^{ADR} 之係數為顯著。此結果說明台積電標的股與其 ADR 在第二區間內互有領先與落後關係。

根據以上結果，我們發現在不同區間內，台積電標的股與其 ADR 存在不同的長期均衡關係、長期均衡偏離調整速度以及不同的短期動態關係。

表 3 之日月光 VECM 估計中，其模型為：

$$\begin{aligned} \Delta p_t^{stock} &= \alpha_1 [p_{t-1}^{stock} - \beta p_{t-1}^{ADR}] + a_1 + \sum_{i=1}^2 A_{11,i} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^2 A_{12,i} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta p_t^{ADR} &= \alpha_2 [p_{t-1}^{stock} - \beta p_{t-1}^{ADR}] + a_2 + \sum_{i=1}^2 A_{21,i} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^2 A_{22,i} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (14)$$

其中，所估出之共整合向量 β 為 1.003355。而在長期均衡偏離調整方面，由於 α_1 之估計值不顯著但 α_2 之估計值為顯著，因此於長期均衡關係中惟有日月光 ADR 會對長期均衡偏離做調整。而在短期動態關係方面，我們可以發現在 5% 顯著水準下，第一條方程式的短期動態係數都不顯著，代表當期日月光股票報酬 Δp_t^{stock} 不會受到前期股票報酬與其 ADR 報酬之影響。而於第二條方程式中，當期 ADR 報酬 Δp_t^{ADR} 則受 Δp_{t-1}^{stock} 與 Δp_{t-2}^{stock} 短期動態影響，其代表當期 ADR 報酬會受到前二期標的股股票報酬的影響。這個結果說明日月光標的股與其 ADR 的領先與落後關係為標的股領先 ADR。

表 3：日月光之 VECM 估計

Dependent Variable	Δp_t^{stock}	Δp_t^{ADR}
ECT	-0.04721 (-0.78763)	0.50915* (8.800224)
Intercept	-0.00578 (-0.81413)	0.061114* (8.776852)
Δp_{t-1}^{stock}	0.120099 (1.73879)	0.368388* (6.58833)
Δp_{t-1}^{ADR}	0.014508 (0.269687)	-0.07644 (-1.51432)
Δp_{t-2}^{stock}	0.028478 (0.507483)	0.118182* (2.352048)
Δp_{t-2}^{ADR}	-0.04699 (-1.43901)	-0.02836 (-0.87553)
Estimated β :	1.003355	
No.Observations :	1017	

註：*表示 5%顯著；()內為 t 檢定統計量

表 4 為旺宏之 LTVECM 估計結果，其模型為：

$$\Delta p_t^{stock} = \alpha_1^{(j)} [p_{t-1}^{stock} - \beta_{(j)} p_{t-1}^{ADR}] + a_1^{(j)} + \sum_{i=1}^3 A_{11,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^3 A_{12,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{1t}^{(j)}$$

$$\Delta p_t^{ADR} = \alpha_2^{(j)} [p_{t-1}^{stock} - \beta_{(j)} p_{t-1}^{ADR}] + a_2^{(j)} + \sum_{i=1}^3 A_{21,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^3 A_{22,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{2t}^{(j)}, \quad j=1,2 \quad (15)$$

根據表 4 所估出之門檻共整合向量(β) 1.007 與門檻值(r)0.649，我們將模型分成兩個區間。當前期誤差修正項($Z_{t-1} = p_{t-1}^{stock} - 1.007 p_{t-1}^{ADR}$)小於或等於 0.649 時為第一區間，否則為第二區間。而第一區間所估計出的共整合向量為 0.972，第二區間則為 1.002。因此不同區間存在不同之長期均衡關係。然而，無論於第一區間或第二區間中，僅第一條方程式之調整速度 $\alpha_1^{(j)}$ 顯著，即僅旺宏標的股股票報酬 Δp_t^{stock} 會對長期均衡偏離做調整，而 ADR 報酬 Δp_t^{ADR} 則否。

表 4：旺宏之 LTVECM 估計

Dependent Variable	Δp_t^{stock}		Δp_t^{ADR}	
	Regime1	Regime2	Regime1	Regime2
ECT	-0.11* (-4.287)	-0.324* (-2.369)	0.01 (0.357)	0.056 (0.199)
Intercept	0.52* (3.494)	0.944 (1.809)	-0.242 (-1.5)	1.517 (1.524)
Δp_{t-1}^{stock}	0.003 (0.068)	0.036 (0.28)	0.402* (7.999)	0.265* (2.018)
Δp_{t-1}^{ADR}	0.113* (2.927)	0.059 (0.505)	-0.321* (-6.68)	-0.11 (-0.935)
Δp_{t-2}^{stock}	-0.002 (-0.038)	-0.157 (-1.36)	0.264* (5.133)	-0.122 (-0.896)
Δp_{t-2}^{ADR}	0.054 (1.251)	0.04 (0.404)	-0.237* (-4.934)	-0.014 (-0.13)
Δp_{t-3}^{stock}	-0.03 (-0.723)	0.01 (0.124)	0.158* (3.13)	0.014 (0.134)
Δp_{t-3}^{ADR}	0.03 (0.826)	-0.037 (-0.56)	-0.175* (-3.984)	-0.102 (-1.231)
Estimated β^j :	0.972	1.002		
Estimated β :	1.007			
Estimated r :	0.649			
observations in regimes (%) :	88.1%	11.9%		
No.Observations :	1902			

註：*表示 5%顯著；()內為 t 檢定統計量；j=1 表示第一個區間，j=2 表示第二個區間

而在短期動態關係方面，我們發現在 5% 顯著水準下，第一區間第一條方程式中前一期落後期 Δp_{t-1}^{ADR} 係數為顯著，代表當期旺宏標的股股票報酬會受到前期 ADR 報酬的影響。而第二條方程式中，其前三期落後期 Δp_{t-1}^{stock} 、 Δp_{t-1}^{ADR} 、 Δp_{t-2}^{stock} 、 Δp_{t-2}^{ADR} 、 Δp_{t-3}^{stock} 、 Δp_{t-3}^{ADR} 之係數皆為顯著，代表當期 ADR 報酬會受到前期標的股與其 ADR 報酬的影響。此結果說明旺宏標的股與其

ADR 在第一區間內互有領先與落後關係。

而在第二區間中，我們可以發現在 5%顯著水準下，第一條方程式之短期動態係數都不顯著，代表旺宏當期標的股股票報酬不會受到本身前期與其 ADR 前期報酬之影響。而於第二條方程式中 ADR 當期報酬僅受到 Δp_{t-1}^{stock} 短期動態的影響。此結果說明旺宏標的股與其 ADR 在第二區間內之領先與落後關係為標的股領先 ADR。

綜合上述結果，我們發現在不同區間內，旺宏標的股與其 ADR 亦存在不同的長期均衡關係、長期均衡調整速度與不同的短期動態關係。

表 5 為聯電之 LTVECM 估計，其模型則為：

$$\begin{aligned} \Delta p_t^{stock} &= \alpha_1^{(j)} [p_{t-1}^{stock} - \beta_{(j)} p_{t-1}^{ADR}] + a_1^{(j)} + \sum_{i=1}^3 A_{11,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^3 A_{12,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{1t}^{(j)} \\ \Delta p_t^{ADR} &= \alpha_2^{(j)} [p_{t-1}^{stock} - \beta_{(j)} p_{t-1}^{ADR}] + a_2^{(j)} + \sum_{i=1}^3 A_{21,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^3 A_{22,i}^{(j)} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{2t}^{(j)}, \quad j=1,2 \quad (16) \end{aligned}$$

由於所估計出之門檻共整合向量為 0.769，門檻值為 0.048919，因此前期誤差修正項 $Z_{t-1} = p_{t-1}^{stock} - 0.769 p_{t-1}^{ADR}$ ，當 $Z_{t-1} \leq 0.048919$ 時，其為第一區間，而當 $Z_{t-1} > 0.048919$ 時，則為第二區間。而估計出之長期均衡關係中，0.066 為第一區間估計之共整合向量，而 0.752 則為第二區間估計之共整合向量。從表 5 可看出，第一區間中，在 5%顯著水準下僅 ADR 報酬 Δp_t^{ADR} 之調整係數為顯著，即僅 ADR 報酬會對長期均衡偏離做調整。相反地於第二區間中，在 5%顯著水準下僅標的股報酬 Δp_t^{stock} 之調整係數為顯著，即僅標的股報酬會對長期均衡偏離做調整。

而在短期動態關係方面，我們可以發現在 5%顯著水準下，第一區間第一條方程式之前三期落後期 Δp_{t-1}^{ADR} 、 Δp_{t-2}^{ADR} 、 Δp_{t-3}^{ADR} 係數為顯著，代表聯電標的股當期報酬會受到前三期 ADR 報酬之影響。而第二條方程式的短期動態係數都不顯著，代表 ADR 當期報酬不會受到前期標的股與其 ADR 報酬的影響。此說明第一區間之領先若落後關係為 ADR 領先標的股。其次，第二區間中，在 5%顯著水準下第一條方程式的 Δp_{t-1}^{stock} 、 Δp_{t-1}^{ADR} 、 Δp_{t-2}^{stock} 、 Δp_{t-2}^{ADR} 係數為顯著，代表標的股當期報酬會受到前期標的股與其 ADR 報酬的影響。而

表 5：聯電之 LTVECM 估計

Dependent Variable	Δp_t^{stock}		Δp_t^{ADR}	
	Regime1	Regime2	Regime1	Regime2
ECT	-0.005 (-1.003)	-0.089* (-2.645)	-0.015* (-1.986)	-0.042 (-0.798)
Intercept	1.962 (1.262)	4.894* (2.476)	5.174* (2.033)	2.193 (0.707)
Δp_{t-1}^{stock}	-0.129 (-1.912)	-0.371* (-6.653)	0.08 (0.817)	0.15 (1.7)
Δp_{t-1}^{ADR}	0.24* (5.781)	0.342* (8.391)	-0.109 (-1.695)	-0.074 (-1.145)
Δp_{t-2}^{stock}	-0.11 (-1.74)	-0.134* (-2.314)	0.142 (1.574)	0.067 (0.772)
Δp_{t-2}^{ADR}	0.208* (3.986)	0.239* (4.836)	0.001 (0.017)	-0.091 (-1.313)
Δp_{t-3}^{stock}	-0.091 (-1.423)	-0.046 (-1.038)	-0.076 (-0.836)	0.097 (1.365)
Δp_{t-3}^{ADR}	0.151* (3.462)	0.04 (0.995)	-0.061 (-0.952)	-0.205* (-3.245)
Estimated β^j :	0.066	0.752		
Estimated β :	0.769			
Estimated r :	0.048919			
observations in regimes (%) :	44.5%	55.5%		
No.Observations :	1027			

註：*表示 5%顯著；()內為 t 檢定統計量；j=1 表示第一個區間，j=2 表示第二個區間

在第二條方程式中僅 Δp_{t-3}^{ADR} 係數為顯著。此說明第二區間之領先落後關係為標的股與其 ADR 互有領先落後關係。

歸納上述結果，在不同區間內，聯電標的股與其 ADR 會有不同的長期均衡關係、長期均衡偏離調整速度與不同的短期動態關係。

在表 6 中，友達股價報酬與其 ADR 報酬之 VECM 估計為：

$$\begin{aligned}\Delta p_t^{stock} &= \alpha_1 [p_{t-1}^{stock} - \beta p_{t-1}^{ADR}] + a_1 + \sum_{i=1}^4 A_{11,i} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^4 A_{12,i} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta p_t^{ADR} &= \alpha_2 [p_{t-1}^{stock} - \beta p_{t-1}^{ADR}] + a_2 + \sum_{i=1}^4 A_{21,i} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^4 A_{22,i} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (17)$$

其所估之共整合向量 β 為 0.857，因此友達標的股與其 ADR 之共整合關係為 $p_t^{stock} - 0.857 p_t^{ADR}$ 。而在長期均衡偏離調整方面，僅 ADR 報酬 Δp_t^{ADR} 之調整係數 α_2 顯著，因此僅 ADR 報酬對長期均衡偏離做調整。在短期動態關係方面，我們發現在 5% 顯著水準下，第一條方程式的 Δp_t^{stock} 受 Δp_{t-1}^{stock} 、 Δp_{t-1}^{ADR} 、 Δp_{t-2}^{stock} 、 Δp_{t-2}^{ADR} 、 Δp_{t-3}^{stock} 、 Δp_{t-3}^{ADR} 、 Δp_{t-4}^{stock} 、 Δp_{t-4}^{ADR} 短期動態的影響，代表當期友達標的股股價報酬會受到本身前期與其 ADR 前期報酬的影響。然而第二條方程式的短期動態係數均不顯著，代表當期 ADR 報酬不會受到前期標的股股價報酬與其 ADR 報酬的影響。此結果說明友達 ADR 與其標的股之領先與落後關係為 ADR 領先標的股。

在表 7 的 VECM 中，矽品股價報酬與其 ADR 報酬模型為：

$$\begin{aligned}\Delta p_t^{stock} &= \alpha_1 [p_{t-1}^{stock} - \beta p_{t-1}^{ADR}] + a_1 + \sum_{i=1}^6 A_{11,i} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^6 A_{12,i} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta p_t^{ADR} &= \alpha_2 [p_{t-1}^{stock} - \beta p_{t-1}^{ADR}] + a_2 + \sum_{i=1}^6 A_{21,i} \Delta p_{t-i}^{stock} + \sum_{i=1}^6 A_{22,i} \Delta p_{t-i}^{ADR} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (18)$$

根據所估出之共整合向量 β 等於 0.996，矽品標的股報酬與其 ADR 報酬之共整合關係為 $p_t^{stock} - 0.996 p_t^{ADR}$ 。接著，於長期均衡偏離調整方面，僅 Δp_t^{stock} 之調整係數 α_1 顯著，因此僅矽品標的股報酬對長期均衡偏離做調整。而在短期動態關係方面，發現在 5% 顯著水準下，第一條方程式 Δp_{t-3}^{stock} 、 Δp_{t-3}^{ADR} 、 Δp_{t-6}^{stock} 係數為顯著，代表當期標的股報酬會受到前期標的股報酬與其 ADR 報酬的影響。而第二條方程式的 Δp_{t-1}^{stock} 、 Δp_{t-4}^{stock} 係數顯著，則代表當期 ADR 報酬會受到前期標的股報酬的影響。此結果說明矽品標的股與其 ADR 互有領先與落後關係。

表 6：友達之 VECM 估計

Dependent Variable	Δp_t^{stock}	Δp_t^{ADR}
ECT	-0.035 (-1.178)	-0.061* (-2.044)
Intercept	-0.006 (-1.093)	0.005 (0.588)
Δp_{t-1}^{stock}	-0.32* (-5.08)	-0.006 (-0.069)
Δp_{t-1}^{ADR}	0.379* (6.853)	-0.025 (-0.319)
Δp_{t-2}^{stock}	-0.279* (-4.067)	-0.119 (-1.336)
Δp_{t-2}^{ADR}	0.323* (5.431)	0.104 (1.396)
Δp_{t-3}^{stock}	-0.232* (-3.775)	0.06 (0.74)
Δp_{t-3}^{ADR}	0.23* (4.146)	-0.045 (-0.625)
Δp_{t-4}^{stock}	-0.093 (-1.583)	-0.005 (-0.061)
Δp_{t-4}^{ADR}	0.159* (2.969)	0.032 (0.471)
Estimated β :	0.857	
No.Observations :	635	

註：*表示 5%顯著；()內為 t 檢定統計量

根據所估出之共整合向量 β 等於 0.996，矽品標的股報酬與其 ADR 報酬之共整合關係為 $p_t^{stock} - 0.996p_t^{ADR}$ 。接著，於長期均衡偏離調整方面，僅 Δp_t^{stock} 之調整係數 α_1 顯著，因此僅矽品標的股報酬對長期均衡偏離做調整。而在短期動態關係方面，發現在 5%顯著水準下，第一條方程式 Δp_{t-3}^{stock} 、 Δp_{t-3}^{ADR} 、 Δp_{t-6}^{stock} 係數為顯著，代表當期標的股報酬會受到前期標的股報酬與其 ADR 報酬的影響。而第二條方程式的 Δp_{t-1}^{stock} 、 Δp_{t-4}^{stock} 係數顯著，則代表當期 ADR 報酬會受到前期標的股報酬的影響。此結果說明矽品標的股與其 ADR 互有領先與落後關係。

以 LTVECM 模型探討美國存託憑證與其標的股價格動態傳輸之門檻與預測效果

表 7：矽品之 VECM 估計

Dependent Variable	Δp_t^{stock}	Δp_t^{ADR}
ECT	-0.322* (-4.654)	0.068 (0.822)
Intercept	-0.038* (-4.624)	0.008 (0.798)
Δp_{t-1}^{stock}	-0.024 (-0.323)	0.218* (2.301)
Δp_{t-1}^{ADR}	0.109 (1.513)	-0.143 (-1.649)
Δp_{t-2}^{stock}	-0.086 (-1.237)	0.13 (1.566)
Δp_{t-2}^{ADR}	0.065 (0.946)	-0.148 (-1.695)
Δp_{t-3}^{stock}	-0.181* (-2.585)	0.036 (0.438)
Δp_{t-3}^{ADR}	0.135* (1.999)	-0.107 (-1.334)
Δp_{t-4}^{stock}	-0.061 (-0.957)	0.065* (0.848)
Δp_{t-4}^{ADR}	0.079 (1.254)	-0.039 (-0.514)
Δp_{t-5}^{stock}	-0.066 (-1.215)	-0.007 (-0.1)
Δp_{t-5}^{ADR}	0.072 (1.28)	-0.009 (-0.13)
Δp_{t-6}^{stock}	-0.14* (-2.992)	-0.092 (-1.469)
Δp_{t-6}^{ADR}	0.053 (1.085)	-0.021 (-0.319)
Estimated β :	0.996	
No.Observations :	1034	

註：*表示 5%顯著；()內為 t 檢定統計

5. 結 論

本研究主要探討美國存託憑證與其標的股之關聯性。並討論兩者價格動態傳輸之門檻效果，希望能進一步提升其預測效果。近年來多位學者採用 VAR 與 VECM 以探討 ADR 與其標的股之價格動態傳輸。然而，許多財務與經濟變數均具有非線性特性。因此 Balke and Fomby (1997)將門檻變數納入模型中考量，而提出門檻誤差修正模型(TVECM)。然而，Balke and Fomby 只探討均衡誤差序列本身是否存在門檻效果之非線性檢定，並未涉及誤差修正模型中其他動態參數亦可能存在非線性行為。同時，線性模型所估計的共整合向量，在存在門檻效果時未必繼續適用。因此 Hansen and Seo (2002)使用單一共整合向量以及一個門檻效果來檢驗兩區間向量誤差修正模型，並提出 SupLM 檢定以檢驗門檻效果。然而 TVECM 假設模型僅存在一個相同的共整合向量，似乎是一非必要的假設。Siklos and Granger (1997)首先提出區間敏感的概念，亦即標的時間序列不須在所有區間均存在共整合關係。而 De Gooijer and Vidiella-i-Anguera (2004)則延伸 Siklos and Granger (1997)之概念提出 LTVECM，其模型允許存在具區間特性之共整合向量。因此本研究採用 VECM、TVECM 與 LTVECM 以討論 ADR 與其標的股價格動態傳輸之門檻效果以及模型之預測效果。

本研究之資料樣本為台積電、日月光、旺宏、聯電、友達、矽品之 ADR 與其標的股股價。而樣本期間為標的公司發行 ADR 至 2004 年 12 月 31 日之日資料。在 ADF、PP 與 KPSS 單根檢定之下，研究結果顯示不論是 ADR 或標的股股價自然對數，其數列均呈現不穩定之型態，但是在經過一次差分之後，所有的時間數列皆為穩定。因此所有標的股或 ADR 時間數列皆為 I(1) 數列。研究結果亦顯示樣本中所有 ADR 與其標的股均存在一長期均衡關係。然而許多財務與經濟變數均具有非線性特性。因此利用 Hansen and Seo (2002) 之 SupLM 檢定以檢驗門檻效果。檢定結果發現台積電、旺宏、聯電 ADR 與其標的股成對樣本均顯著拒絕線性 VECM 之虛無假設，因此說明模型存在門檻效果。而其餘樣本則無法拒絕線性 VECM 之虛無假設，即不存在門檻效果。

以 LTVECM 模型探討美國存託憑證與其標的股價格動態傳輸之門檻與預測效果

另一方面則利用 RMSFE 評估準則以比較 VECM、TVECM 與 LTVECM 之相對預測效果。研究結果發現，當門檻檢定結果顯示模型不存在門檻效果時，VECM 之預測效果優於 TVECM 與 LTVECM 之預測效果。相反地，當門檻檢定結果顯示模型存在門檻效果時，LTVECM 之預測效果則優於 VECM 與 TVECM 之預測效果。此結果說明門檻檢定結果與預測效果評估具一致性。再者，於非線性模型中，不同區間存在不同長期均衡關係之假設更能符合實際資料特性，即於非線性模型中 LTVECM 將能提高其預測效果。

最後於模型估計中，台積電、旺宏、聯電之 ADR 與其相對應的標的股在不同區間內存在不同的長期均衡關係、長期均衡調整速度以及不同的短期動態關係。此結果亦與門檻檢定結果及預測效果評估一致。

參考文獻

- Balke, N. S. and T. B. Fomby (1997), "Threshold Cointegration," *International Economic Review*, 38, 627- 645.
- Chen, S. Y., L. Chou and C. Yang (2002), "Price Transmission Effect between GDRs and their Underlying Stocks-Evidence from Taiwan," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 19(2), 181-213.
- De Gooijer, J. G. and A. Vidiella-i-Anguera (2004), "Forecasting Threshold Cointegrated Systems," *Economics Bulletin*, 3(8), 1-7.
- De Gooijer, J. G. and A. Vidiella-i-Anguera (2005), "Estimating Threshold Cointegrated Systems," *International Journal of Forecasting*, 20, 237-253.
- Dickey, A. D. and A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 59, 1057-1072.
- Ely, D. and M. Salehizadeh (2001), "American Depositary Receipts an Analysis of International Stock Price Movements," *International Review of Financial Analysis*, 10, 343-363.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- Hansen, B. E. and B. Seo (2002), "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models," *Journal of Econometrics*, 110, 293-318.
- Jiang, C. X. (1998), "Diversification with American Depositary Receipts: the Dynamics and the Pricing Factors," *Journal of Business Finance and Accounting*, 25, 683-699.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand of Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kato, K., S. Linn and J. Schallheim (1991), "Are there Arbitrage Opportunities in the Market for American Depositary Receipts," *Journal of International Financial*

Markets, 1, 73-89.

- Kim, M., A. C. Szakmary and I. Mathur (2000), "Price Transmission Dynamics between ADRs and their Underlying Foreign Securities," *Journal of Banking and Finance*, 24, 1359-1382.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Miller, D. P. and M. R. Morey (1996), "The Intraday Pricing Behavior of International Dually Listed Securities," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 6, 79-89.
- Park, J. (1990), "The Impact of Information on ADR Returns and Variances: Some Implications (International Information Transmission)," *Ph.D.dissertation*, University of IOWA.
- Park, J. and A. Tavakkol (1994), "Are ADRs a Dollar Translation of their Underlying Securities? The Case of Japanese ADRs," *Journal of International Financial Markets*, 4, 77-87.
- Phillips, P. and P. Perron (1988), "Testing for Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 335-346.
- Siklos, P. L. and C. W. J. Granger (1997), "Regime-Sensitive Cointegration with an Application to Interest-Rate Parity," *Macroeconomic Dynamics*, 1, 640-657.
- Solnik, B. (1996), *International Investments*, 3rd ed., New York: Addison-Wesley.
- Tong, H. (1978), "On a Threshold Model in Pattern Recognition and Signal Processing," in C.H. Chen (ed.), Amsterdam: Sijhoff and Noordhoff.
- Tsay, R. S. (1998), "Testing and Modeling Multivariate Threshold Models," *Journal of the American Statistical Association*, 93, 1188-1202.
- Wahab, M. and A. Khandwala (1993), "Why not Diversify Internationally with ADRs?" *Journal of Portfolio Management*, 19, 75-82.
- Wang, C. and C. A. Lin (2005), "Using Threshold Cointegration to Examine Asymmetric Price Adjustments between ADRs and their Underlying Securities-the Case of Taiwan," *South African Journal of Economics*, 73(3), 449-462.

Using LTVECM to Analyze the Forecasting of American Depository Receipts and their Underlying Securities

Chun-Hsuan Wang* Yu-Fa Hong**

Abstract

In this study, we employ vector error correction model (VECM), threshold vector error correction model (TVECM) and level threshold error correction model (LTVECM) to analyze the threshold effect of dynamic transmission between the American Depository Receipts (ADRs) and their underlying stocks. In addition, the bootstrapping simulations are utilized for evaluating the forecasting performance of models. All ADRs included in this study are ASX, AUO, MXICY, SPIL, TSM and UMC. The initial outcomes show that all variables are integrated of degree one and those ADRs are integrated with their underlying shares.

Furthermore, many financial and economic variables are non-linear. We apply SupLM test to investigate the possibility that the models studied here have threshold effect. The results suggest that some data are suitable for threshold models. On the other hand, we use the RMSFE for the comparison of forecasting performance of models. Based on simulation experiments, the forecasting performance of the VECM outperforms the TVECM and LTVECM as the model does not have threshold effect, while the forecasting performance of the LTVECM outperforms the VECM and TVECM as the model has threshold effect. These outcomes demonstrate the consistency of the threshold effect tests and the forecasting performance evaluation. Therefore, LTVECM may be more suitable for our data with non-linearity.

Keywords: Level threshold error correction model, Cointegration, Forecasting performance

* Associate Professor, Finance Department, Ming-Chuan University, E-mail: chhwang@mail.mcu.edu.tw.

** Graduate Student, Finance Department, Ming-Chuan University.