

價差與投資策略—以台灣股票期貨與現貨市場為例

黃俊凱·陳能靜·蔡麗茹·陳秀淋*

(收稿日期：97 年 12 月 18 日；第一次修正：98 年 2 月 17 日；
接受刊登日期：98 年 3 月 3 日)

摘要

本研究主要利用非線性模型來探討價差(基差之負值)與台灣期貨和現貨股價指數的關聯性，並分析期貨市場中交易者的投資行為與策略。實証方法以 Hansen and Seo (2002) 的門檻共整合模型為基礎，延伸出三區塊門檻共整合模型，估計出台股期貨與現貨之價差的兩個門檻值。實證結果發現，價差調整回均衡值的速度，隨價差偏離零值的程度越大而越快，且此均數復歸(mean reversion)現象存在非線性結構，又大正價差的復歸速度較大逆價差高。再者利用實務的投資操作模擬，分析投資人如何因應不同的價差變化，作出較適當的交易策略。實證模擬結果中隱含：(1)將價差分成三區塊來分析，較傳統上僅分正/負兩區塊價差為佳；(2)投資者在開盤時似有過度反應的現象；(3)投資人在期貨市場有獲得超額報酬的可能性；(4)反向操作策略(逆向回饋交易)在台灣期貨市場是可獲利的。

關鍵詞彙：價差，均數復歸，非線性模型，門檻共整合模型

壹·前言

1998 年 7 月 21 日，台股期貨指數正式推出，開啓台灣證券金融市場另一個紀元。期貨市場有別於傳統現貨市場，因期貨有未來的時間特性(未來才交割/結算)，使期貨指數與現貨指數之間產生價格差距，一般簡稱為價差(=期貨價格－現貨價格)。¹ 儘管台股指數期貨是台股指數現貨的衍生性商品，長期兩者走勢相似度極高，但因交易面、制度面與參與者等因素有所不同，導致短期兩指數會有不同的行情出現。² 然而，國內、外探討有關股價指數現貨與

* 作者簡介：黃俊凱，政治大學金融學系博士生；陳能靜，輔仁大學經濟學系教授；蔡麗茹，輔仁大學金融研究所教授；陳秀淋，輔仁大學經濟學系教授。

¹ 本文利用日資料來研究價差與投資行為，故所提之價差，是 13:45 期貨市場之台股期貨指數收盤價格與 13:30 現貨市場之台灣加權股價指數收盤價格之間的差距。

² 期貨指數是一種合約；而現貨股票則是一種有價證券，故原始設計商品的理念就有所不同。期貨市場買/賣交易較無限制；而現貨市場常有平盤以下不能融券賣空的限制。期貨商品有到期日與逐日結算等特性，參與者屬較短期的交易者；而現貨股票屬一有價證券，參與者通常會持有較長的時間。再者兩市場的開/收盤時間亦有所不同，一般而言，期貨市場較現貨市場早開盤且較晚收盤。

期貨的研究文獻，主題大多著重於探討期貨是否有價格發現功能、現貨與期貨雙邊市場的共整合關係、或是彼此價格間領先落後之因果關係探討。專就市場角度，探討投資族群的交易行為面或市場心理因素，及實務操作面的研究文獻，則較少見。故本研究擬從價差、市場的心理因素與交易行為面切入，補其之不足。

傳統上，以持有成本模式 (cost-of-carry model) 來解釋期貨與現貨間的價差現象 (Mackinlay & Ramaswamy, 1988)³，亦即價差與無風險利率、股票股利、距到期天數、及標的現貨股價指數有關。儘管理論上的套利操作，會迫使期貨、現貨指數長期趨於一致⁴，但已有多位研究者均實證發現，股價指數期貨之實際價格與運用持有成本模式所估算的理論價格間，有顯著差異存在 (Bhatt & Cakici, 1990; Figlewski, 1984; Modest & Sundaresan, 1983; Cornell & French, 1983)。⁵ 此外，許溪南與王健聰 (2002) 以「市場並非完美」⁶來解釋台股期貨有過多逆價差的現象，而Hsu and Wang (2004) 則認為市場上的「心理預期」⁷，是決定股價指數的重要因素之一。簡而言之，指數期貨與現貨之間的價格差距，可能導因於「持有成本理論」、「市場不完美因素」、或是「投資人的心理預期」等。由於價差對於期貨或現貨市場的影響關係，可能不是一個簡單的線性關係，故本研究擬設計一非線性計量模型，期能發現持有成本模式及其他放寬完美市場假設之定價模式中，所可能遺漏的某些重要訊息。同時，亦藉由此非線性模型之實証結果，來設計實務的模擬操作，以分析市場的心理因素與投資人的交易策略。

在財務或經濟的領域中，有許多時間序列的資料屬非線性，Hsieh (1991) 指出財務的時間序列可能存在非線性關係。Dwyer、Locke and Yu (1996) 認為門檻誤差修正模式 (threshold error-correction mechanism) 較一般的線性誤差

³ 利用遠期契約的定價模式，在完美資本市場假設下，以固定利率和股利收益率來說明期貨價格與現貨價格的關係，亦即期貨理論價格應與標的現貨價格及其持有成本和收益維持一均衡關係。換言之，持有成本理論是敘述：在完美市場假設下，當市場均衡時，期貨價格為標的現貨價格、無風險利率和股利收益率之一函數關係。

⁴ 在持有成本理論成立下，市場投資人可透過套利獲取無風險利潤，故藉由指數之間的套利機會，讓期貨市場與其標的現貨市場之價格維持一合理關係，亦即當期貨合約到期時，指數期貨與現貨的價格會有收斂的現象。

⁵ Cornell and French (1983a,b) 認為稅負效果；Modest and Sundaresan (1983) 則認為未考慮交易成本，及融券賣空的限制問題；Figlewski (1984) 則指出市場不夠成熟，均使得期貨指數的價格有顯著被低估現象。

⁶ 因市場存在非同步交易、流動性差異、時間延遲、股利不確定性、利率隨機性、稅負與市場摩擦等因素，使價格無法在市場間得到充分的傳導，導致期貨與現貨市場存在不完美性。

⁷ 當市場投資人預期股價將上漲時，會買入股票或期貨，反應在指數期貨上則為持續性的正價差；反之則為持續性的逆價差。換言之，期貨與現貨之間的價差大小，除受市場套利機會影響外，其對於期貨或現貨的價格變動也應具有某些預測能力。

修正模式更能描述價差行爲。此外，Miller et al. (1994) 發現S&P500 指數的價差有均數復歸現象 (mean reversion)，而且Anderson and Vahid (2001)、Monoyios and Sarno (2002) 分別以ESTAR描述價差調整的非線性過程，認爲以非線性的均數復歸模型來分析價差較佳。上述文獻隱含價差有被切分成大正價差、大逆價差與中間的小正/逆價差三個區塊的可能性。⁸ 再者，已有多位學者指出，股價指數期貨和現貨存在共整合關係 (Ghosh, 1993；Pizzi et al., 1998；黃玉娟等，2004)。故本研究將考慮採用門檻共整合 (threshold cointegration model) 以同時掌握共整合與非線性資料的特性。此外，由於市場上，對大正價差、大逆價差與小正/逆價差的看法有所不同⁹，亦即當市場心理面處於樂觀、悲觀或多空不明時，指數期貨與現貨之間會有不同的價差呈現，故有必要利用三區塊門檻共整合模型 (three-regime threshold cointegration model)，來分析不同的價差型態是如何影響指數期貨的漲跌。因此，本文延伸Hansen and Seo (2002) 的兩區塊 (two-regime) 門檻共整合模型至三區塊門檻共整合模型。同時，透過此期貨與現貨的門檻共整合聯立體系，以釐清台灣現貨與期貨市場之間的差異，期能篩選出較有利的訊息，讓投資人更有效的掌握市場脈動。

在投資決策過程中，現貨和期貨市場中的量價變化，一直是投資大眾觀察未來股價走勢的重點指標之一，它們不僅是市場上的動能指標，更是反應當時投資人對未來行情的看法與心理預期。吳承康 (2000) 研究指出，投資人會觀察過去的價差變化，來預測未來行情走勢。此外，價差對於市場價格具重要的預測能力 (Wahab & Lashgari, 1993；張瓊嬌與古永嘉, 2003；Hsu & Wang, 2004)。另一方面，台灣的個別投資者習慣短線進出，操作上易受各類消息影響，股票指數期貨的推出，更加快信息傳遞的速度，也增強訊息間的相互影響。

10

若從行爲財務學 (Behavioral Finance) 的角度分析，在進行投資行爲時，投資人因無法對所有資訊與情境作完整解析，常以過往經驗和直覺驟下決策，

⁸ 市場對大正價差或大逆價差的看法與小正/逆價差的看法有所不同，可能是因爲交易成本、市場不完美或其他心理預期等，導致價差的均數復歸 (mean reversion) 現象存在非線性結構，即在大正價差與大逆價差時較強；而中間的小正/逆價差則較小。

⁹ 市場有較樂觀看漲的預期時，因期貨市場的交易較方便且成本較低，故投資人會先行買期貨合約，使期貨指數的漲幅大於現貨指數，導致指數期貨與現貨間有較大的正價差；反之，若後市有較悲觀看跌的想法時，投資人基於避險需求增加，會放空 (賣出) 較多的期貨合約，使期貨指數的跌幅較重，導致市場出現較大的逆價差；小正/逆價差則顯示市場較無明確的多空方向。

¹⁰ Cox (1976) 發現期貨市場加入後，如果期貨市場能快速地反應新資訊，並傳達到現貨市場，且新資訊傳遞的過程是透過套利機制，則現貨市場的波動與效率會同步增加。

導致認知偏誤 (cognitive errors) 與非理性行爲，如從眾行爲、過度自信、過分反應、追高殺低等 (Wermers, 1999; Statman, 1999)。Wang (2003) 發現在美國的 15 種期貨市場，投機者具有從眾行爲。林昭賢、許溪南 (2004) 也發現台灣期貨市場具有從眾行爲。故本研究想進一步確認，若投資者以價差爲操作準則，能否得到超額報酬？台灣期貨與現貨指數間的價差變化，能否提供重要訊息，成爲交易上的重要參考指標？及市場投資人是否有追高殺低或過度反應的跡象？

伴隨金融市場的商品多元化與複雜化，影響單一國家股票市場波動的因素也較以往增加許多，故透過期貨市場的避險功能來降低風險，已非僅專業投資機構才有的需求。¹¹ 鑑於同時在現貨與期貨市場操作的交易者有逐漸增加的趨勢，有愈來愈多參與者從事雙邊多元的金融操作。因此，本文利用門檻共整合模型所估計出的門檻值，進行實務投資操作的模擬，以印證價差變化對證券市場的影響力，冀望能對投資大眾的交易策略擬定有所助益。本文後續內容如下：第二節爲研究方法，介紹門檻共整合模型，及估計和檢定的方法，第三節爲實證結果的分析與實務模擬操作的結果分析，最後爲結論與建議。

貳·研究方法

由於多數文獻主張期貨指數與現貨指數存在共整合關係，而且以非線性的模型來分析價差較爲適合。因此，本文的研究利用期貨與現貨兩市場指數存在共整合關係，將期貨與現貨之間的價差視爲市場的均衡誤差項，並利用價差訊息作爲解釋期貨與現貨兩價格變動之重要變數。再者，鑑於不同的價差大小，市場可能有不同的行爲與反應，故建構出一門檻共整合的計量模型，針對不同的價差區塊，探討價差與期貨、現貨兩市場指數漲跌幅之關聯性。

在非線性的門檻模型中，Hansen (1999) 提出門檻模型相關的統計理論，以較客觀的方式來分割樣本資料，同時也檢定樣本資料之門檻效果是否存在。雖 Balke and Fomby (1997) 曾結合非線性的門檻模型與共整合模型，但相關的統計推論則以 Hansen and Seo (2002) 最爲完備，故本文介紹 Hansen and Seo (2002) 的兩區塊門檻共整合模型，茲將其方法說明如下：

¹¹ Figlewski (1984) 就認爲藉由投資組合來降低風險的效果有限，利用產業組合指數選擇權或期貨來避險將更有效。

一、兩區塊門檻共整合模型

$$\Delta X_t = \begin{cases} A^1 X_{t-1}(\beta) + u_t^1 & \text{if } W_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A^2 X_{t-1}(\beta) + u_t^2 & \text{if } W_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (1)$$

$$\text{式中， } X_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ W_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta x_{t-p} \end{pmatrix} \quad (2)$$

其中， $X_t = [F_t, S_t]'$ ， F_t 與 S_t 分別為期貨指數與現貨指數， ΔX_t 為時間序列資料的一階差分， A^1 和 A^2 為動態係數矩陣， β 為共整向量， γ 為門檻值， u_t 為誤差項， $W_{t-1}(\beta)$ 為誤差修正項即 $\beta'x_{t-1}$ ，且為本模型之門檻變數。可利用 $I(\cdot)$ 指示函數 (indicator function)，將模型(2-1)式改寫如下：

$$\Delta X_t = A^1 X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A^2 X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (3)$$

其中， $d_{1t}(\beta, \gamma) = I(W_{t-1}(\beta) \leq \gamma)$ ，即當 $W_{t-1}(\beta) \leq \gamma$ 時， $d_{1t}(\beta, \gamma) = 1$ ；反之，則 $d_{1t}(\beta, \gamma) = 0$ 。另外， $d_{2t}(\beta, \gamma) = I(W_{t-1}(\beta) > \gamma)$ ，亦即當誤差修正項 (門檻變數) $W_{t-1}(\beta)$ 的值小等於 γ 時，則 X_{t-1} 對 ΔX_t 之迴歸係數為 A^1 ；反之若 $W_{t-1}(\beta)$ 的值大於 γ 時，則 X_{t-1} 對 ΔX_t 之迴歸係數為 A^2 。

二、估計門檻值

門檻模型的主要概念，是將資料客觀的劃分成兩個或兩個以上的區塊，以呈現出資料本身的不同面貌，但為避免區塊中的觀察個數過少，Hansen 建議 γ 值的估計法為：先將樣本排序，並排除門檻值中最小及最大的 π_0 比率¹²，在剩餘樣本中尋找最適的門檻值，即將門檻值 γ 設定為落在下列區間內：

¹² Hansen and Seo (2002) 的實證中， π_0 設定為 5%。

$$\pi_0 \leq \mathbf{P}(W_{t-1} \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \quad (4)$$

另外，假設殘差項 u_t 為純白噪音 (white noise)，屬常態分配之隨機變數，且該門檻模型之高斯概似函數 (Gaussian likelihood function) 為：

$$L_n(A^1, A^2, \Sigma, \beta, \gamma) = -\frac{n}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n u_t(A^1, A^2, \beta, \gamma)' \Sigma^{-1} u_t(A^1, A^2, \beta, \gamma) \quad (5)$$

其中， $u_t(A^1, A^2, \beta, \gamma) = \Delta X_t - A^1 X_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - A^2 X_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma)$ ，而 $\Sigma = E(u_t u_t')$ 。模型參數之最大概似 MLE $(\hat{A}^1, \hat{A}^2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 為 $L_n(A^1, A^2, \Sigma, \beta, \gamma)$ 最大值時，所對應之參數值。進一步簡化(5)式的公式為：

$$L_n(\beta, \gamma) = L_n(\hat{A}^1(\beta, \gamma), \hat{A}^2(\beta, \gamma), \hat{\Sigma}(\beta, \gamma)) = -\frac{n}{2} \log |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)| - \frac{np}{2} \quad (6)$$

所要求解之最大概似估計 $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 為 $\log |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)|$ 的最小值。其限制式為：

$$\pi_0 \leq n^{-1} \sum_{t=1}^n 1(x_t' \beta \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \quad (7)$$

如此，可將剩餘的樣本分切成搜尋點 (grid points for threshold)，並在 γ 與 β 可能的區間範圍內 (即 $[\gamma_l, \gamma_u]$ 與 $[\beta_l, \beta_u]$)，代入不同的 (β, γ) 值，求出所對應的 $\hat{A}^1(\beta, \gamma)$ 、 $\hat{A}^2(\beta, \gamma)$ 與 $\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)$ ；接著，求取 $\log |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)|$ 的最小值，其所對應的 $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 為門檻估計值；最後，再計算出 $\hat{A}^1 = \hat{A}^1(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 、 $\hat{A}^2 = \hat{A}^2(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 、 $\hat{\Sigma} = \hat{\Sigma}(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 與 $\hat{u}_t = \hat{u}_t(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ 。

三、檢定門檻效果是否存在

得到門檻估計值 $\hat{\gamma}$ 後，應進行是否存在門檻效果之檢定。關於檢定是否存在門檻效果方面，其虛無假設與對立假設分別為， H_0 ：傳統共整合模型與 H_1 ：兩區塊 (two regimes) 門檻共整合模型，即 $H_0: A^1 = A^2, H_1: A^1 \neq A^2$ 。又因本研究所探討的誤差項 $W_{t-1}(\beta)$ 為價差 $(F_{t-1} - S_{t-1})$ ，故對應之 $\beta_0 = [1, -1]$ ，其統計檢定量為：¹³

$$SupLM^0 = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} LM(\beta_0, \gamma) \quad (8)$$

根據(8)式計算出樣本統計量 $SupLM^0$ ，同時利用拔靴法 (bootstrapping)，進行重複抽取資料，反覆模擬出檢定統計量的分配，作為檢定模型之門檻效果的臨界值。同時，也利用 $SupLM^0$ 統計量，求算該樣本統計量之 P 值。若 P 值小於所選定的顯著水準，則拒絕線性模型之虛無假設，即門檻效果存在。

四、三區塊門檻共整合模型的延伸

Hansen and Seo (2002) 所提出的兩區塊門檻共整合模型，僅將資料分割成兩個區塊，惟因大正價差、大逆價差與小正/逆價差對指數期貨與現貨市場的影響可能有所差異，故本研究考慮以三個區塊模型來分析較為適當，因此將模型加以延伸，建構出三區塊門檻共整合模型。模型如下：

$$\Delta X_t = \begin{cases} A^1 X_{t-1}(\beta) + u_t^1 & \text{if } W_{t-1}(\beta) < \gamma_1 \\ A^2 X_{t-1}(\beta) + u_t^2 & \text{if } \gamma_1 \leq W_{t-1}(\beta) \leq \gamma_2 \\ A^3 X_{t-1}(\beta) + u_t^3 & \text{if } W_{t-1}(\beta) > \gamma_2 \end{cases} \quad (9)$$

¹³ 由於台灣期貨指數合約與現貨指數呈 1 比 1 關係，即到期結算時，現貨指數的價格等於期貨合約的結算價；再者本研究想從投資人或市場觀點，探討價差 (F-S) 與兩市場之間的關聯性，以及價差對交易行為的影響，故將 β_0 簡化設為 $[1, -1]$ 。

$$\text{式中， } X_{t-1}(\beta) = \begin{Bmatrix} 1 \\ W_{t-1}(\beta) \\ \Delta x_{t-1} \\ \Delta x_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta x_{t-p} \end{Bmatrix} \quad (10)$$

不同於Hansen (1999) 的建議，先估計出第一個門檻值，然後固定第一個所求得的門檻值，再估計出第二個門檻點，以此方式找到雙重門檻值。¹⁴ 本研究同時尋找最適的兩個門檻值 γ_1 與 γ_2 之可能組合，將資料分割成三個區塊，而且利用 $SupLM^0$ 統計量檢定 $H_0: A^1 = A^2 = A^3$ ，即三個動態係數矩陣相等之聯合檢定。如前所言，本研究以期、現貨指數的價差為誤差修正項，故 $W_{t-1}(\beta) = (F_{t-1} - S_{t-1})$ ，同時為簡化表示起見，以下僅以落後一期的模型說明之。所對應之三區塊 (three regimes) 門檻共整合模型如下：

$$\Delta F_t = \begin{cases} \alpha_0^1 + \alpha_1^1(F_{t-1} - S_{t-1}) + \alpha_2^1 \Delta F_{t-1} + \alpha_3^1 \Delta S_{t-1} + u_t^1 & \text{if } (F_{t-1} - S_{t-1}) < \gamma_1 & (11a) \\ \alpha_0^2 + \alpha_1^2(F_{t-1} - S_{t-1}) + \alpha_2^2 \Delta F_{t-1} + \alpha_3^2 \Delta S_{t-1} + u_t^2 & \text{if } \gamma_1 \leq (F_{t-1} - S_{t-1}) \leq \gamma_2 & (11b) \\ \alpha_0^3 + \alpha_1^3(F_{t-1} - S_{t-1}) + \alpha_2^3 \Delta F_{t-1} + \alpha_3^3 \Delta S_{t-1} + u_t^3 & \text{if } (F_{t-1} - S_{t-1}) > \gamma_2 & (11c) \end{cases}$$

$$\Delta S_t = \begin{cases} \alpha_0^1 + \alpha_1^1(F_{t-1} - S_{t-1}) + \alpha_2^1 \Delta F_{t-1} + \alpha_3^1 \Delta S_{t-1} + u_t^1 & \text{if } (F_{t-1} - S_{t-1}) < \gamma_1 & (12a) \\ \alpha_0^2 + \alpha_1^2(F_{t-1} - S_{t-1}) + \alpha_2^2 \Delta F_{t-1} + \alpha_3^2 \Delta S_{t-1} + u_t^2 & \text{if } \gamma_1 \leq (F_{t-1} - S_{t-1}) \leq \gamma_2 & (12b) \\ \alpha_0^3 + \alpha_1^3(F_{t-1} - S_{t-1}) + \alpha_2^3 \Delta F_{t-1} + \alpha_3^3 \Delta S_{t-1} + u_t^3 & \text{if } (F_{t-1} - S_{t-1}) > \gamma_2 & (12c) \end{cases}$$

其中， $(F_{t-1} - S_{t-1})$ 為落後一期的價差，即誤差修正項。依(11)及(12)之 a、b、c 式的設定，期貨與現貨價格的變動 (ΔF_t 與 ΔS_t)，除了受到前期誤差修正項 $(F_{t-1} - S_{t-1})$ 影響，亦會受到其本身前期值 (ΔF_{t-1} 與 ΔS_{t-1}) 的影響。同時，本文也考慮在不同的前期價差 $(F_{t-1} - S_{t-1})$ 值範圍內，會有不同的影響係數，用以掌握台灣期貨與現貨市場脈動，釐清價差與指數現貨和期貨之間的關聯性。

¹⁴ 若存在兩個門檻值時，以Hansen (1999) 的循序方式所估計出之門檻值，容易產生偏誤。

參·實證結果與模擬分析

一、研究對象之資料來源與範圍

本文以台灣加權股價指數與台股期貨指數 (TX) 為研究的對象，原始資料主要取自於台灣經濟新報資料庫 (TEJ)、台灣期貨交易所網站與台灣證券交易所網站。資料範圍：自 2001 年 1 月 2 日至 2008 年 2 月 29 日，共 1769 筆日資料。¹⁵ 其中，期貨指數所選取的合約月份，以當日成交量最大的合約月份為主，亦即本研究不是以合約到期前的某一固定天數，就強制轉至次一個近月合約，而是考慮每日市場成交量最大，即以最活絡的合約月份為主要的研究月份。此外，在進行門檻值分析時，是利用指數的收盤價為研究樣本；而在從事投資操作模擬分析時，則同時採用開盤價與收盤價為研究的樣本。¹⁶

二、門檻共整合模型的實證結果與分析

本研究不論是利用 Engle and Granger (1987) 或 Johansen (1990) 的方法，均確認台灣的期貨與現貨價格有共整合關係，為節省篇幅起見，將共整合檢定之結果省略。在估計三區塊門檻共整合模型中，首先將誤差修正項 ($F_{t-1} - S_{t-1}$) 的樣本由小至大排序，並排除最小及最大的 5%，再將剩餘的 90% 樣本進行切割分區測試。本文將剩餘的樣本分切成 150 個搜尋點 (number of grid points for threshold)，在這些可能的區間範圍內，求解最大概似估計式 (MLE)，並估計出門檻點 γ 值。再根據 $SupLM^0$ 統計量，來檢定是否存在門檻效果，故檢定之虛無假設為 $H_0: A^1 = A^2 = A^3$ ，亦即檢測(11)及(12)之 a、b、c 三條方程式的係數是否相同。若此三個係數矩陣顯著不相等，則表示線性模型並不足以掌握資料的特性，亦即採用非線性的門檻共整合模型將較佳。

¹⁵ 資料樣本之基本主要敘述統計量如下：價差的平均數與中位數均為負值，顯見樣本較多集中在逆價差。另外，不論價差、台股期貨指數漲跌幅或台灣股價指數漲跌幅，其偏態係數均為負值，顯示樣本屬左偏分佈；而其峰度係數也均大於 3，即樣本屬高狹峰；再者，此三個變數的常態分配檢定 (Jarque-Bera 統計量) 之 P 值均極小，表示均拒絕常態分配的假設。

¹⁶ 因成交量最大 (最活絡) 的合約，表當日市場最關注的合約，其價格也較為合理。Figlewski (1984) 指出交易較不頻繁的合約，其期貨指數的價格將有所偏頗。此外，因收盤價相對開盤價穩定，故利用收盤價作門檻值分析。而在操作模擬分析時，因以當日沖銷為主，故以較容易操作，且成交價較客觀的開／收盤價為主要分析樣本。

表一A與表一B為依據落後一期的傳統共整合模型與三區塊門檻共整合模型所得之實證結果。其中，表一B中的 $SupLM^0$ 統計量為門檻效果是否存在之檢定，其漸近分配之檢定統計量的P值為 0.052，而以拔靴法所得出的P值為 0.075，兩者均在 10%的顯著水準下顯著。¹⁷ 表示拒絕傳統模型的虛無假設，顯示樣本存在門檻效果，即台股指數期貨與現貨存在兩個門檻值，因此樣本可分割成三個區塊。

表一 A 未分割前台灣期貨指數與加權股價指數傳統共整合模型之實証結果

	台指期貨指數之漲跌幅 (ΔF_t)			台灣加權股價指數之漲跌幅 (ΔS_t)		
	係數	標準誤差	(t-值)	係數	標準誤差	(t-值)
$(F_{t-1} - S_{t-1})$	-0.4521	0.0833	(-5.43)***	-0.1852	0.0727	(-2.55)***
截距項	-3.0375	2.4210	(-1.25)	-0.1037	2.1273	(-0.05)
ΔF_{t-1}	0.0326	0.1032	(0.32)	0.2622	0.0908	(2.89)***
ΔS_{t-1}	-0.0286	0.1170	(-0.24)	-0.2347	0.1003	(-2.34)**

為方便比較起見，針對未分割前的全樣本之傳統共整合模型，實証結果如表一 A，指出不論是期貨或現貨之誤差修正項 α_1 (係數) 均為負值且顯著，表示落後一期的價差 ($F_{t-1} - S_{t-1}$) 與期貨漲跌幅 (ΔF_t) 和現貨漲跌幅 (ΔS_t) 呈負關係。另外，落後一期的期貨漲跌幅 (ΔF_{t-1}) 和期貨漲跌幅 (ΔF_t) 呈正關係，惟不顯著；而落後一期的現貨漲跌幅 (ΔS_{t-1}) 和期貨漲跌幅 (ΔF_t) 呈負關係，也同樣不顯著。反而是落後一期的期貨漲跌幅 (ΔF_{t-1}) 和現貨漲跌幅 (ΔS_t) 呈正關係且顯著；而落後一期的現貨漲跌幅 (ΔS_{t-1}) 和現貨漲跌幅 (ΔS_t) 則呈負關係且顯著。簡而言之，落後一期的價差，對指數期貨與現貨之漲跌幅均有顯著影響，且對期貨市場的影響係數為-0.4521，而對現貨市場的影響係數為-0.1852，亦即價差對指數期貨漲跌幅的影響程度更勝於現貨指數。另外，落後一期的指數期貨與現貨漲跌幅，對現貨指數漲跌幅的影響較顯著，分別為正相關與負相關。

¹⁷ 拔靴法之模擬為反覆 1000 次 (number of replications)。

表一 B 兩門檻值分割後台灣期貨指數與加權股價指數三區塊門檻共整合模型之實証結果

SupLM ⁰ 統計量的門檻檢定						
漸近分配之 P 值=0.052*						
拔靴法 (Bootstrap) 之 P 值=0.075*						
門檻共整合估計值	$\hat{\gamma}_1 =$	-41.48	$\hat{\gamma}_2 =$	43.23		
A 區塊		$(F_{t-1} - S_{t-1}) < -41.48$			樣本比率	=18.28%
	台指期貨指數之漲跌幅 (ΔF_t)			台灣加權股價指數之漲跌幅 (ΔS_t)		
	係數	標準誤差	(t-值)	係數	標準誤差	(t-值)
$(F_{t-1} - S_{t-1})$	-0.6382	0.3384	(-1.89)*	-0.1674	0.3249	(-0.52)
截距項	-13.1519	22.6406	(-0.58)	6.1905	21.7018	(0.29)
ΔF_{t-1}	0.0333	0.2041	(0.16)	0.2152	0.1667	(1.29)
ΔS_{t-1}	-0.1109	0.2557	(-0.43)	-0.2431	0.2018	(-1.20)
B 區塊		$-41.48 \leq (F_{t-1} - S_{t-1}) \leq 43.23$			樣本比率	=76.68%
	台指期貨指數之漲跌幅 (ΔF_t)			台灣加權股價指數之漲跌幅 (ΔS_t)		
	係數	標準誤差	(t-值)	係數	標準誤差	(t-值)
$(F_{t-1} - S_{t-1})$	-0.2355	0.1270	(-1.85)*	0.0260	0.1130	(0.23)
截距項	-4.2969	2.6157	(-1.64)	-2.1021	2.3154	(-0.91)
ΔF_{t-1}	0.0698	0.1180	(0.59)	0.2915	0.1075	(2.71)***
ΔS_{t-1}	-0.0251	0.1273	(-0.20)	-0.2294	0.1146	(-2.00)**
C 區塊		$(F_{t-1} - S_{t-1}) > 43.23$			樣本比率	=5.04%
	台指期貨指數之漲跌幅 (ΔF_t)			台灣加權股價指數之漲跌幅 (ΔS_t)		
	係數	標準誤差	(t-值)	係數	標準誤差	(t-值)
$(F_{t-1} - S_{t-1})$	-1.3641	0.6504	(-2.10)**	-0.8229	0.5193	(-1.58)
截距項	55.4017	34.7744	(1.59)	42.7772	29.1989	(1.47)
ΔF_{t-1}	0.1162	0.5979	(0.19)	0.5231	0.4688	(1.12)
ΔS_{t-1}	-0.1270	0.6367	(-0.20)	-0.5911	0.5003	(-1.18)

註：*、**與***分別代表在 10%、5%與 1% 顯著水準下顯著。

第二部分表一B，則是兩個門檻值分割樣本後的三區塊門檻共整合之實証結果¹⁸。估計出的兩門檻值分別為 $\hat{\gamma}_1 = -41.48$ 與 $\hat{\gamma}_2 = 43.23$ ，此兩門檻點將樣本分割成三個區塊，本文定義為A、B、C三個區塊。茲令，當價差小於 $\hat{\gamma}_1$ ： $(F_{t-1} - S_{t-1}) < -41.48$ ，則屬A區塊（大逆價差），其樣本數約佔 18.28%；當價差介於 $\hat{\gamma}_1$ 與 $\hat{\gamma}_2$ 之間： $-41.48 \leq (F_{t-1} - S_{t-1}) \leq 43.23$ ，則屬B區塊（小逆價差或小正價差），其樣本數約佔 76.68%；若價差大於 $\hat{\gamma}_2$ ： $(F_{t-1} - S_{t-1}) > 43.23$ ，則屬C區塊（大正價差），其樣本數約佔 5.04%。

由表一B的結果顯示，在A區塊中，僅落後一期的價差 $(F_{t-1} - S_{t-1})$ 與期貨漲跌幅 (ΔF_t) 呈負關係且顯著，其他則不顯著。在B區塊中，除前一期的價差 $(F_{t-1} - S_{t-1})$ 與期貨漲跌幅 (ΔF_t) 呈負關係且顯著之外，比較值得注意的是，落後一期的期貨漲跌幅 (ΔF_{t-1}) 和現貨漲跌幅 (ΔS_t) 呈正關係且顯著，而落後一期的現貨漲跌幅 (ΔS_{t-1}) 和現貨漲跌幅 (ΔS_t) 呈負關係且顯著。換言之，在傳統模型（表一A）中，發現落後一期的期貨與現貨漲跌幅，對現貨漲跌幅有影響，可能是導因於B區塊的樣本，其占總樣本百分比高達 76.68%所致。再者落後一期的期貨漲跌幅之係數為 0.2915（正值），而落後一期的現貨漲跌幅之係數為-0.2294（負值），換言之，指數期貨與現貨之漲跌幅，對下一期現貨指數之漲跌有不同方向的影響。在C區塊中，僅落後一期的價差 $(F_{t-1} - S_{t-1})$ 與期貨漲跌幅 (ΔF_t) 呈負關係且顯著，其他則不顯著。

此外，若就三個區塊中的價差而言，不論那個區塊，落後一期的價差僅對期貨市場有顯著的影響，而對現貨市場的影響力則皆不顯著，且A、B、C三個區塊中，期貨市場的價差係數，分別為-0.6382、-0.2355、-1.3641均為負值，顯示價差的影響力以C區塊最大、A區塊次之、B區塊最小。再者，C與A兩區塊的值均為負值，隱含當正價差越大時，下一期指數期貨下跌的幅也越大；反之當逆價差越大時，下一期指數期貨上漲的幅也越大。若從另一個角度來分析，其顯示誤差修正項（價差）有均數復歸（mean reversion）現象¹⁹，且當價格偏離程度越大時，市場有較大的復歸速度，此外大正價差的復歸速度較

¹⁸ 本文亦嘗試過二區塊門檻共整合模型，惟門檻點估計值不在零值附近，而是-41.48（與三區塊門檻共整合模型之第一個門檻值相同）。再者，鑑於過去文獻中，分別指出價差偏離程度較小時，均數復歸較小；而在大正/逆價差時，則有較大的均數復歸係數（Monoyios and Sarno, 2002；Anderson and Vahid, 2001），故懷疑不只一個門檻點。同時，二區塊與三區塊門檻共整合模型的概似函數對數值（log-likelihood function）分別為：-13682.2 與-13673.8，由於三區塊模型的概似函數對數值大於二區塊模型，表示將價差分成三個區塊比兩個區塊對資料有更佳之配適。因此，本文以三區塊門檻共整合模型為主要的實証依據，以期更能勾勒出行為財務學中的市場或投資人之心理因素，並有助於操作策略之擬定。

¹⁹ Miller et al. (1994) 發現S&P500指數的基差有均數復歸現象（Mean Reversion）。

大逆價差高²⁰；而當價差較小時，其影響程度則較小。換言之，因套利交易者的力量，使價差有均數復歸現象，惟因制度面與一些交易限制，如現貨市場有平盤以下不得放空的限制，或是期貨指數合約的不同結算方式，導致價差的均數復歸現象非線性。²¹

另一方面，台灣加權股價指數是由上市公司的股價依市值作加權平均而得，即指數之漲跌是由個別股票的漲跌所累積加權而成；然而，台股期貨指數則是一種合約，價格變動是依市場買賣雙方對該合約的角力而定，當買方力量較強時，指數會往上漲；反之若賣方力道較強時，則指數將走跌。由於兩市場存在結構性差異，若投資人出現不同的心理預期時，指數期貨與現貨將有不同的走勢。McMillan and Speight (2006) 就指出因認知偏誤 (cognitive errors)，使不同的參與者有不同的交易策略，導致價差對指數漲跌幅呈非線性結構，亦即也可利用價差變化來反推市場的心理預期。簡而言之，不同的價差，顯示參與者對未來股價走勢有不同的看法，由於投資人有不同的心理預期，將導致不同的交易行為。故本文進一步利用實務模擬來探討市場上的交易策略與行為。

三、實務模擬操作的結果與分析

本文利用門檻共整合模型所估計出的兩個門檻值 $\hat{\gamma}_1$ 與 $\hat{\gamma}_2$ ，進行投資策略的模擬操作。在操作策略上，本文僅考慮當日沖銷的交易，並以一口合約為交易單位。在投資策略模擬的設計上，若前一日 (t-1 日) 之價差小於 $\hat{\gamma}_1$ ，即 $(F_{t-1} - S_{t-1}) < \hat{\gamma}_1$ 的A區塊，則隔一交易日 (t日)，以開盤價先進場作空單或是多單，再以當日收盤價回補該倉位，扣除交易稅萬分之一²²，與手續費 500 元 (2.5 點) 後，分析投資策略的損益情況。²³ 同理，若前一日 (t-1 日) 之價差大

²⁰ 大正價差的係數較大逆價差高，可能因素為：當大正價差 (C區塊) 時，市場套利的可能性較高 (買現貨、賣期貨)，導致其有最快的反應速度；而當大逆價差 (A區塊) 時，市場套利的機會有受限 (買期貨、賣現貨，惟現貨市場有放空的限制)，導致其有反應速度次之；然而在B區塊 (小正/逆價差)，因市場沒有特定的多空方面 (市場沒有較明確的漲跌預期)，故指數對價差的反應最慢。

²¹ 如合約的結算方式，若以收盤價作為結算價或是以加權開盤價作為結算價，對套利者的交易成本將有所不同。此外，不同的交易心態 (短期或長期的持有者)，也會影響價差的均數復歸現象。

²² (89) 台財稅字第 0890027858 號，股價指數期貨契約之期貨交易稅徵收率，自八十九年五月一日起調降為千分之 0.25。另外 (94) 台財稅字第 09404581870 號函，依據「期貨交易稅條例」第 2 條第 2 項規定，股價類期貨契約擬定採最低稅率千分之 0.1 課徵，本案自 95 年一月一日起施行。

²³ 期貨商收的手續費價格差距頗大，由早期單邊收 1200 元 (一買一賣就要收 2400 元)。89 年以後，期貨商收的手續費大幅下滑，不同客戶、不同券種，有不同收費，一買一賣已不到 1000 元的手續費。近年來網路下單的普及化，手續費更是急降，一般散戶大約為 200~250 元的手續費，就能完成一口期貨合約的進場與出場動作，若是市場大戶或法人單，更可能有不到一百元的手續費。因此本研究取近幾年來，市場大約的平均手續費，以 500 元為基準。

於 $\hat{\gamma}_2$ ，即 $(F_{t-1} - S_{t-1}) > \hat{\gamma}_2$ 的 C 區塊，同樣以隔一交易日 (t 日)，進行當日沖銷交易。若價差屬 B 區塊： $\hat{\gamma}_1 \leq (F_{t-1} - S_{t-1}) \leq \hat{\gamma}_2$ ，也同樣作類似的交易策略。另一方面，本文也同時考慮並比較，傳統上僅分負 (逆價差) 區塊和正 (正價差) 區塊的操作績效。

表二 A、B、C 三個區塊與正負兩個區塊的操作績效總表

	A 區塊 _B_S	A 區塊 _S_B	C 區塊 _B_S	C 區塊 _S_B	B 區塊 _B_S	B 區塊 _S_B	負區塊 _B_S	負區塊 _S_B	正區塊 _B_S	正區塊 _S_B
2001 年 1 月 5 日 2008 年 2 月 29 日										
總損益(點)	6427.9	-8438.1	-2001.2	1446.8	-8704.9	253.1	3766.8	-10313.2	-8045.0	3575.0
損益平均數	19.9	-26.1	-22.7	16.4	-6.4	0.2	3.6	-9.8	-11.2	5.0
損益標準差	41.8	42.4	21.1	20.8	66.3	66.3	64.2	64.4	49.8	49.6
獲利次數	186	119	31	52	652	640	544	449	325	362
損失次數	137	204	57	36	706	718	509	604	391	354
成功(獲利)比率	57.59%	36.84%	35.23%	59.09%	48.01%	47.13%	51.66%	42.64%	45.39%	50.56%
總交易次數	323	323	88	88	1358	1358	1053	1053	716	716
單筆最大獲利	381	407	239	261	353	394	381	407	353	342
單筆最大損失	413	387	267	245	400	359	413	387	348	359

以下為表二與之後各表的欄位設定之說明：

A 區塊_B_S：表示前一交易日價差屬 A 區塊，以隔一交易日之開盤價先作多單 (BUY) 進場，再以收盤價作回補平倉，即賣出 (SELL) 平倉的動作；另外，A 區塊_S_B 則相反，先以開盤價作空單 (SELL) 進場，再以收盤價作回補平倉，即買進 (BUY) 平倉的動作。同理，C 區塊、B 區塊、負區塊、正區塊，均有相同的定義。

總損益 (點)：表扣除交易稅萬分之一與手續費 500 元 (2.5 點) 後，操作的總損益，以點數表示之。以台指期貨指數的合約單位，一點為新台幣 200 元。

損益平均數：樣本期間報酬點數的平均值，總損益 (點) / (獲利次數+損失次數)。

損益標準差：樣本期間報酬點數的標準差。

獲利次數：樣本期間報酬點數為正的交易次數。

損失次數：樣本期間報酬點數為負的交易次數。

成功 (獲利) 比率：獲利次數 / (獲利次數 + 損失次數)。

總交易次數：樣本期間各區塊總交易次數，即 (獲利次數 + 損失次數)。

單筆最大獲利：樣本期間最大的正報酬點數。

單筆最大損失：樣本期間最大的負報酬點數。

由表二的結果顯示，A 區塊_B_S、C 區塊_S_B、負區塊_B_S、正區塊_S_B 和 B 區塊_S_B 的總損益 (點) 為正值。惟 B 區塊的雜訊過多²⁴，導致獲利成功機率不到五成，觀察 B 區塊_S_B 的獲利點數略少僅 253.1 點，故不列入分析。觀察 A 區塊_B_S 與負區塊_B_S 的總損益 (點)，分別為 6427.9 點 (新台幣 \$1,285,582 元) 與 3766.8 點 (新台幣 \$753,366 元)，顯示當前一日市場為大逆價差或逆價差時，雖投資人有偏空的氣氛，但操作上宜先作多單進場，再賣出回補平倉較有利，成功 (獲利) 比率分別為 57.59%、51.66%。再者觀察 C 區塊_S_B 與正區塊_S_B 的總損益 (點)，分別為 1446.8 點與 3575.0 點，顯示當前一日市場為大正價差或正價差時，雖市場有偏多氣氛，但操作上宜先作空單進場，再買進回補平倉較有利，成功 (獲利) 比率分別為 59.09%、50.56%。

表三為將各區塊的操作績效分年計算之結果，從 2001 年至 2007 年分年作進一步的分析，發現 A 區塊_B_S 總損益 (點) 的七個年份都是正值 (全為獲利)、C 區塊_S_B 則有三個年份為正報酬、B 區塊_S_B 也有三個年份為正報酬、負區塊_B_S 有六個年份為正報酬、正區塊_S_B 有五個年份為正報酬。顯示 A 區塊_B_S 和負區塊_B_S 較有穩定的獲利機會。

²⁴ Monoyios and Sarno (2002) 等發現，當價差偏離程度較小時，價差的行為有單根性質，且均數復歸較小。換言之，B 區塊表小正/逆價差，顯示市場較無多空方向，且指數的變動也較隨機，故稱此區為有過多的雜訊區。

表三 A、B、C 三個區塊與正負兩個區塊的操作績效之分年表

	A 區塊 _B_S	A 區塊 _S_B	C 區塊 _B_S	C 區塊 _S_B	B 區塊 _B_S	B 區塊 _S_B	負區塊 _B_S	負區塊 _S_B	正區塊 _B_S	正區塊 _S_B
2001 年										
總損益(點)	1400.9	-1701.1	-1258.5	1101.5	112.0	-1114.0	1120.4	-1921.6	-865.9	208.1
獲利次數	30	19	8	17	77	82	69	59	46	59
損失次數	21	32	18	9	90	85	66	76	63	50
成功(獲利)比率	58.82%	37.25%	30.77%	65.38%	46.11%	49.10%	51.11%	43.70%	42.20%	54.13%
總交易次數	51	51	26	26	167	167	135	135	109	109
2002 年										
總損益(點)	1057.9	-1444.1	0.8	-25.2	-2583.9	1496.1	848.8	-1887.2	-2374.0	1914.0
獲利次數	33	26	2	2	77	95	81	79	31	44
損失次數	31	38	2	2	103	85	91	93	45	32
成功(獲利)比率	51.56%	40.63%	50.00%	50.00%	42.78%	52.78%	47.09%	45.93%	40.79%	57.89%
總交易次數	64	64	4	4	180	180	172	172	76	76
2003 年										
總損益(點)	250.4	-315.6	-224.3	125.7	-152.2	-1186.2	926.8	-1581.2	-1052.8	205.2
獲利次數	8	3	5	11	118	96	67	42	64	68
損失次數	3	8	11	5	104	126	43	68	75	71
成功(獲利)比率	72.73%	27.27%	31.25%	68.75%	53.15%	43.24%	60.91%	38.18%	46.04%	48.92%
總交易次數	11	11	16	16	222	222	110	110	139	139
2004 年										
總損益(點)	268.0	-612.0	189.3	-290.7	-1152.8	47.2	-383.4	-497.4	-312.1	-358.1
獲利次數	31	24	8	6	84	85	68	67	55	48
損失次數	25	32	8	10	94	93	75	76	52	59
成功(獲利)比率	55.36%	42.86%	50.00%	37.50%	47.19%	47.75%	47.55%	46.85%	51.40%	44.86%
總交易次數	56	56	16	16	178	178	143	143	107	107
2005 年										
總損益(點)	271.7	-402.3	-0.2	-12.2	-1110.3	-282.3	317.7	-1150.3	-1156.5	453.5
獲利次數	11	5	1	1	110	95	70	48	52	53
損失次數	10	16	1	1	114	129	64	86	61	60
成功(獲利)比率	52.38%	23.81%	50.00%	50.00%	49.11%	42.41%	52.24%	35.82%	46.02%	46.90%
總交易次數	21	21	2	2	224	224	134	134	113	113
2006 年										
總損益(點)	985.1	-1280.9	-23.7	-21.7	-1017.7	-219.7	301.8	-1424.2	-358.0	-98.0
獲利次數	28	16	3	3	96	92	92	76	35	35
損失次數	19	31	4	4	98	102	85	101	36	36
成功(獲利)比率	59.57%	34.04%	42.86%	42.86%	49.48%	47.42%	51.98%	42.94%	49.30%	49.30%
總交易次數	47	47	7	7	194	194	177	177	71	71
2007 年										
總損益(點)	1410.0	-1806.0	-705.0	603.0	-1845.3	688.7	410.1	-1461.9	-1550.4	947.6
獲利次數	35	22	3	11	84	83	84	67	38	49
損失次數	24	37	12	4	89	90	73	90	52	41
成功(獲利)比率	59.32%	37.29%	20.00%	73.33%	48.55%	47.98%	53.50%	42.68%	42.22%	54.44%
總交易次數	59	59	15	15	173	173	157	157	90	90

表四 比較 A 區塊_B_S+C 區塊_S_B 和負區塊_B_S+正區塊_S_B 操作績效之分年表

	A 區塊_B_S C 區塊_S_B	負區塊_B_S 正區塊_S_B
總樣本		
總損益 (點)	<u>7874.7</u>	7341.8
獲利次數	238	906
損失次數	173	863
成功 (獲利) 比率	<u>57.91%</u>	51.22%
2001 年		
總損益 (點)	<u>2502.5</u>	1328.5
獲利次數	47	128
損失次數	30	116
成功 (獲利) 比率	<u>61.04%</u>	52.46%
2002 年		
總損益 (點)	1032.7	2762.9
獲利次數	35	125
損失次數	33	123
成功 (獲利) 比率	<u>51.47%</u>	50.40%
2003 年		
總損益 (點)	376.1	<u>1131.9</u>
獲利次數	19	135
損失次數	8	114
成功 (獲利) 比率	<u>70.37%</u>	54.22%
2004 年		
總損益 (點)	<u>-22.7</u>	-741.5
獲利次數	37	116
損失次數	35	134
成功 (獲利) 比率	<u>51.39%</u>	46.40%
2005 年		
總損益 (點)	259.5	<u>771.2</u>
獲利次數	12	123
損失次數	11	124
成功 (獲利) 比率	<u>52.17%</u>	49.80%
2006 年		
總損益 (點)	<u>963.4</u>	203.8
獲利次數	31	127
損失次數	23	121
成功 (獲利) 比率	<u>57.41%</u>	51.21%
2007 年		
總損益 (點)	<u>2013.0</u>	1357.7
獲利次數	46	133
損失次數	28	114
成功 (獲利) 比率	<u>62.16%</u>	53.85%

註：有加底線表示較優者。如總損益 (點)：7874.7大於 7341.8；或成功 (獲利) 比率：57.91%大於 50.40%。

上述實證結果顯示，由於期貨市場是一個零和賽局，當市場普遍悲觀看空，預期股市將走跌（前一交易日為大逆價差，A 區塊）時，在交易策略上似乎要反市場操作，先買進後賣出較有利；反之，若市場普遍樂觀看好（前一交易日為大正價差，C 區塊），預期股市將上漲時，在交易上則宜先放空後買回較有獲利的可能。

接著，進一步比較將樣本切分成三區塊與僅分兩區塊的操作績效。茲將表三中，獲利較大的 A 區塊_B_S 和 C 區塊_S_B 結合，並與負區塊_B_S 和正區塊_S_B 的績效作比較。由表四的結果，發現分三區塊的總損益為 7874.7 點大於僅分兩區塊的 7341.8 點；此外，將樣本分三區塊後，因剔除雜訊較多的 B 區塊，使交易次數大幅減少，七個多年度中僅 411 筆，相較於僅分兩區塊的 1769 筆，短少了 3/4 的交易次數。再者若觀察各年的成功比率，切割成三區塊的成功比率明顯較兩區塊的高。

另外，為具體比較切割成三區塊與分兩區塊之操作績效是否有顯著差異，本文進一步於表五中，對兩種投資策略作 t 檢定。假設 A 區塊_B_S+C 區塊_S_B 與負區塊_B_S+正區塊_S_B 的變異數不相等，對這兩種操作績效之平均數差作檢定，結果顯示 A 區塊_B_S+C 區塊_S_B 的操作績效顯著優於負區塊_B_S+正區塊_S_B。

表五 比較 A 區塊_B_S+C 區塊_S_B 和負區塊_B_S+正區塊_S_B 操作績效之 t 檢定

	A 區塊_B_S C 區塊_S_B	負區塊_B_S 正區塊_S_B
平均數	19.16	4.15
變異數	9116.12	6581.50
觀察值個數	411	1769
t 統計	2.9493	
P (T<=t) 單尾	0.00166**	

註：*、**與***分別代表在 10%、5%與 1% 顯著水準下顯著。

表六則探討各區塊之連續最大獲利（損失）次數，即若依據此交易策略進行交易，投資者可能面臨到最大連續的獲利（損失）次數。因一般投資人屬風險趨避者，較重視可能的連續損失次數，而在分三區塊的策略中，不論是 A 區塊、C 區塊或是 A 加 C 區塊，其連續損失的次數均小於僅分兩區塊的負區

塊、正區塊或是負加正區塊。換言之，將樣本切分成三區塊的投資策略，對投資者的風險衝擊較小，屬較穩健的操作策略。

表六 分析各區塊之連續最大獲利(損失)次數表

	A 區塊 _B_S	C 區塊 _S_B	A 區塊_B_S C 區塊_S_B	負區塊 _B_S	正區塊 _S_B	負區塊_B_S 正區塊_S_B
連續最大獲利次數	8	6	7	12	7	9
連續最大損失次數	6	4	6	10	6	9

綜合上述，將樣本切分成三區塊後，投資者有較高的總報酬金額、且可提高成功率、減少交易次數與降低風險衝擊，屬較穩健的操作策略。此外，市場有獲得超額報酬的可能性，且投資者在開盤時似有過度反應(over-reaction)，因為由實證結果發現大逆價差時，先買進後賣出策略(A區塊_B_S)，與大正價差時，先賣出後買回策略(C區塊_S_B)，均有獲取超額報酬的機會。²⁵ 推論可能的原因為，當前一交易日出現大逆價差時，表示市場有悲觀看跌的氣氛，又期貨市場開盤較現貨市場早，²⁶ 投資人在未獲得現貨市場的資訊前，會依前一交易日的價差來預測未來行情，偏空的預期，讓投資人有進場賣空的傾向。此時若市場對此偏空的預期有過度反應之現象，則會導致開盤價被低估，而造成執行先買進後賣出策略有較高的報酬；反之，大正價差時，因市場對未來樂觀看漲，讓投資人有追買意願，若市場在開盤時對此樂觀的預期有過度反應之現象，將導致開盤價被高估，使得反向操作(先賣出後買回)策略，有獲取超額報酬的機會。此論點亦可部分解釋，價差之均數復歸係數為負值的現象，即當前一交易日為大正價差時，隔一交易日之期貨指數有回跌的壓力；反之，當大逆價差時，隔一交易日之期貨指數有彈升的機會。再者，期貨商品是一種合約，買賣雙方為零和賽局，當市場有過度情緒反應時，逆向交易策略將有助於獲得超額報酬。

²⁵ 分析表四中，A區塊_B_S+C區塊_S_B的操作績效，七個年度中共獲利 7874.7 點，平均每年有 1125 點，約 22.5 萬新台幣的獲利，若投資人一口期貨的保證金以 15 至 20 萬計，則每年的平均獲利率將大於 100%，故得到市場有獲得超額報酬的可能性。

²⁶ 期貨市場的交易時間為 8:45~13:45，而現貨市場的交易時間為 9:00~13:30，亦即期貨市場開盤較現貨市場早，且收盤較現貨市場晚。

肆·結論與建議

傳統上，以線性共整合模型來分析指數期貨與現貨之間的關聯性，本文則加入非線性的概念，以門檻共整合為主要的分析模型。再者，本文也延伸 Hansen and Seo (2002) 的兩區塊門檻共整合模型，建構出三區塊門檻共整合模型，用以掌握價差與指數漲幅之關聯性。此外在實證結果後，更進一步進行實務投資策略的模擬，期能幫投資人更了解市場投資的真實情況，並有助其交易策略的擬定。

本文以門檻共整合的模型為基礎，估計出價差的兩個門檻點，分別是 -41.48 點與 43.23 點。觀察此兩門檻點，其取絕對值後的數字相差不大，但在 A 區塊 (大逆價差) 的樣本數比率為 18.28%，遠高於 C 區塊 (大正價差) 的 5.04%，顯見台灣期貨市場大逆價差的比率遠高於大正價差。此可能導因於交易制度上的限制，因台灣現貨市場的股票，有時有平盤以下不能放空的限制，導致當過大逆價差時，市場無法有效的套利 (買進期貨合約、放空現貨部位) 讓價格回復長期均衡值，故逆價差出現的次數遠高於正價差，此與王健聰與許溪南 (2002) 的結果相同。

另一方面，相較於傳統市場常用正或逆價差兩區塊來分析指數期貨的行情，本文則將市場分切成三區塊來討論，發現投資者可因此而提高成功的比率，降低交易次數，且有較高總報酬值，又對投資者的風險衝擊也較小 (連續損失的次數較小)。換言之，在期貨市場中，用三區塊來分析投資者的交易行為，是屬較好的一種模型。再者期貨交易是一種零和賽局，當市場預期股價將偏跌時，在當日沖銷的交易策略上，似乎要反市場操作較有利；反之，若市場樂觀看漲時，在操作上，宜先空後買較有獲利的可能。整體而言，本文發現市場有獲得超額報酬的可能性，一般投資者對開盤價似有過度反應的跡象，導致市場有逆向回饋效果。

再進一步分析，A、B、C 三個區塊中，影響期貨市場漲跌的價差係數，分別為 -0.6382、-0.2355、-1.3641 均為負值，顯示價差的影響力以 C 區塊最大、A 區塊次之、B 區塊最小。且正價差越大時，下一期指數期貨的跌幅也越大，而逆價差越大時，下一期指數期貨的漲幅也越大。換言之，價差有均數復歸現象 (mean reversion)，當價格偏離程度越大時，市場有較大的復歸速度，同時大正價差的復歸速度較大逆價差高 (係數的值較大)，而在價差較小時，影響程度則較小。造成此現象的可能原因為，當大正價差 (C 區塊) 時，市場套利的可能性較高 (買現貨、賣期貨較容易操作)，導致期貨價格變動在此區塊的

反應速度最快。其次，在大逆價差 (A 區塊) 時，因市場較無法有效的套利 (買期貨、賣現貨，因現貨市場有平盤以下不能放空的限制，因而限制套利操作)，故在此區塊中，期貨價格變動對價差的反應會略小於 C 區塊 (大正價差)。然而，在 B 區塊 (小正/逆價差) 時，因市場沒有特定的多空方向 (市場沒有明確的漲跌預期)，故期貨價格變動對價差的反應為三區塊中最慢。換言之，市場上的套利交易，因交易成本的考量，使價差有均數復歸現象，又因制度面與交易限制，導致均數復歸現象呈非線性。

除了套利交易外，McMillan and Speight (2006) 也指出，不同的交易者有不同的交易策略，導致價差對指數漲跌幅的影響呈非線性，亦即不同的價差型態，顯示參與者對未來股價走勢有不同的看法，當市場處於樂觀、悲觀或多空不明等不同的心理預期時，將導致投資人有不同的交易行為，此異質化 (heterogeneity) 的交易特性，使市場出現不同的價差，故可利用價差變化反推當時市場的心理預期。再者，期貨市場通常較現貨市場早開盤且晚收盤，在現貨市場尚未交易前，投資人對市場資訊並未完全掌握，在交易心態上，容易受前一交易日的價差訊息所影響，或者依以往的經驗與直覺來作決策。此外，認知偏誤 (cognitive errors)，常使市場上出現非理性行為，如過分反應或追高殺低等 (Wermers, 1999; Statman, 1999)。故何時應順勢從眾，何時該反向操作，是投資人迫切想知道的訊息。孰計劃佈局周詳，孰慎思考慮仔細，孰勝出的機率較大，此正是本研究之主要核心目的。

投資不外想賺取超額報酬，惟市場投資人最主要的問題在於，如何找到市場的「較佳投資策略」，而不是人云亦云的盲從跟隨。在期貨市場中，除價差 (市場心理指標) 外，還有另一個量能指標 (未平倉合約量)，投資者是否願意留倉，與其對後市的看法有密切關連，故如何結合「價差」與「未平倉量」，更進一步的改善投資決策，是後續可研究的方向之一。此外，台灣選擇權市場的加入，讓投資人有更多的觀察構面，除了傳統的買權 (CALL) 與賣權 (PUT) 個別的價格與未平倉量變化外，選擇權市場特有的隱含波動率與 (總賣權未平倉合約) / (總買權未平倉合約) 和 (總賣權成交量) / (總買權成交量) 等的比率之變化，都是目前業界較常用來判斷多空的指標，惟這方面的實證研究不多，後續研究者可往此發展，以結合實務與理論基礎的利基。

參考文獻

王健聰、許溪南，「市場不完美度與股價指數期貨定價關係的一些理論假說與實證」，經濟研究，第 38 卷第 2 期，2002 年 7 月，頁 133-163。

- 吳承康，「台灣股價指數期貨基差與價格預測實證研究」，台灣期貨市場，第 2 卷第 4 期，2000 年 7 月，頁 35-51。
- 林昭賢、許溪南，「期貨交易者之交易行為及績效之研究」，台灣管理學刊，第 4 卷第 1 期，2004 年 2 月，頁 107-122。
- 張瓊嬌與古永嘉，「臺灣股價指數期貨與現貨市場資訊傳遞及價格波動性之研究-雙元 EGARCH-X 模式與介入模式之應用」，管理評論，第 22 卷第 1 期，2003 年 1 月，頁 53-74。
- 許溪南、徐守德、郭玫秀、鄭麗慧，「外資介入對台股指數與期貨指數正逆價差之影響」，經濟研究，第 43 卷第 1 期，2007 年 1 月，頁 65-91。
- 黃玉娟、黃珮鈴、梁心怡、黃詩雅，「台灣股價指數現貨與期貨價格領先落後關係之探討-以 TAIFEX 與 SGX-DT 為例」，輔仁管理評論，第 11 卷第 1 期，2004 年 3 月，頁 125-152。
- Anderson, H. & F. Vahid, "Market Architecture and Nonlinear Dynamics of Australian Stock and Futures Indices", *Australian Economic Papers*, Vol. 40(4), 2001, pp. 541-566.
- Balke, N. S. & T. B. Fomby, "Threshold Cointegration", *International Economic Review*, Vol. 38(3), 1997, pp. 627-645.
- Bhatt, Swati & Nusret Cakici, "Premiums on Stock Index Futures-Some Evidence", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 10, 1990, pp. 367-375.
- Cornell, B. & K.R. French, "The Pricing of Stock Index Futures", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 3, 1983a, pp. 1-14.
- Cornell, B. & K.R. French, "Taxes and the Pricing of Stock Index Futures", *Journal of Finance*, Vol. 38, 1983b, pp. 675-694.
- Cox, C. C., "Futures Trading and Market Information", *Journal of Political Economy*, Vol. 84 (6), 1976, pp. 1215-1237.
- Dwyer, G. P., Locke, P. & Yu, W., "Index Arbitrage and Nonlinear Dynamics between the S & P 500 Futures and Cash", *Review of Financial Studies*, Vol. 9(1), 1996, pp. 301-332.
- Engle, R. E. & C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55(2), 1987, pp. 251-276.
- Fama, E. F. & French, K.R., "Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and the Theory of Storage", *Journal of Business*, Vol. 60(1), 1987, pp. 55-73.
- Figlewski, Stephen, "Explaining the Early Discounts on Stock Index Futures: The Case for Disequilibrium", *Financial Analysts Journal*, Vol. 40, 1984, pp. 43-47.
- Figlewski, Stephen, "Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures", *Journal of Finance*, Vol. 39, 1984, pp. 657-669.
- Ghosh, Asim, "Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 13(2), 1993, pp. 193-198.
- Hansen, B. E., "Threshold Effects in Non-dynamic Panels: Estimation Testing and Inference", *Journal of Econometrics*, Vol. 93(2), 1999, pp. 345-368.

- Hansen, B.E., "Sample Splitting and Threshold Estimation", *Econometrica*, Vol. 68 (3), 2000a, pp. 575-603.
- Hansen, B.E., "Testing for Structural Change in Conditional Models", *Journal of Econometrics*, Vol.97, 2000b, pp. 93-115.
- Hansen, B. E. & B. Seo, "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models", *Journal of Econometrics*, Vol.110, 2002, pp. 293-318.
- Hsieh, David A., "Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Market", *Journal of Finance*, Vol. 46(5), 1991, pp. 1839-1875.
- Hsu, H. & J. Wang, "Price Expectation and the Pricing of Stock Index Futures", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 23 (2), 2004, pp. 167-184.
- Johansen, S. & K. Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990, pp. 169-209.
- Mackinlay, A. C. & K. Ramaswamy, "Index-Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices", *Review of Financial Studies*, Vol.1, 1988, pp. 137-158.
- McMillan, David G. & Speight, Alan E. H, "Nonlinear Dynamics and Competing Behavioral Interpretations: Evidence from Intra-day FTSE-100 Index and Futures Data", *Journal of Futures Markets*, Vol. 26(4), 2006, pp. 343-368.
- Miller, M. H., Muthuswamy, J., Whalry, R. E., "Mean Reversion of Standard & Poor's Index Basis Changes: Arbitraged-induced or Statistical Illusion? ", *Journal of Finance*, Vol. 49, 1994, pp. 479-513.
- Monoyios, M. & Sarno, L., "Mean Reversion in Stock Index Futures Markets: A Nonlinear Analysis", *Journal of Futures Markets*, Vol. 22(4), 2002, pp. 285-314.
- Pizzi, Michael A., Economopoulos, Andrew J., O'Neill, Heather M., "An Examination of the Relationship between Stock Index Cash and Futures Markets: a Cointegration Approach", *Journal of Futures Markets*, Vol. 18(3), 1998, pp. 297-305.
- Statman, Meir, "Behavioral Finance: Past Battles and Future Engagements", *Financial Analysts Journal*, Vol. 55(6), 1999, pp. 18-27.
- Wahab, M. & M., Lashgari, "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach", *Journal of Futures Markets*, Vol.13, 1993, pp. 711-742.
- Wang, C., "The Behavior and Performance of Major Types of Futures Traders", *Journal of Futures Markets*, Vol. 23, 2003, pp. 1-31.
- Wermers, R., "Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices", *Journal of Finance*, Vol.54, 1999, pp. 581-622.

Spread and Investment Strategy: The Case of Taiwan Future and Spot Stock Markets

JIUN-KAI HUANG, NEN-JING CHEN, LI-JU TSAI, SHOW-LIN CHEN

*

ABSTRACT

The purpose of this research is to examine empirically the relationship between futures and spot prices in Taiwan stock markets employing a nonlinear model. We attempt to understand how the spread (or negative of basis) behavior affects the market price change and therefore the trader's strategy and behavior. This study extends the Hansen and Seo (2002) model to three-regime threshold cointegration model and estimate two threshold parameters of the spreads.

Furthermore, our empirical results show that the speed of adjustment of the spread towards its equilibrium is found to be an increasing function of the size of the spread deviation from zero and the spreads exhibit nonlinearly mean-reverting behavior. The bigger the spread is, the greater the speed of mean reversion is. And large positive spreads show greater mean reversion than large negative spreads.

A simulation of trading strategies is conducted to determine the optimal trading strategy under different spreads. In particular, there are four findings from simulation: (1) we find that three-regime model generally outperforms two-regime model. It is better to use three-regime model in analyzing the stock market. (2) Market could over-react to the spread in the beginning of the open section; (3) the participants of the futures market may have excess return; (4) the contrarian strategy (negative feedback trading) works in the future market of Taiwan.

Keywords: spread, mean reversion, nonlinear model, threshold cointegration model

* Jiun-Kai HUANG, Doctoral Student, Department of Money and Banking, Chengchi University. Nen-Jing CHEN, Professor, Department of Economics, Fu Jen Catholic University. Li-Ju TSAI, Professor, Graduate Institute of Finance, Fu Jen Catholic University. Show-Lin CHEN, Professor, Department of Economics, Fu Jen Catholic University.