

正向回饋交易行為對台灣指數期貨報酬之短期動態的影響

On Positive Feedback Trading Behavior in Index Futures of Taiwan

林淑瑜¹ Shu-Yu Lin 莊鴻鳴² Huang-Ming Chuang 徐守德³ David Shyu
和春技術學院資訊管理系 長榮大學國際企業學系 國立中山大學財務管理學系

¹Department of Information Management, Fortune Institute of Technology,

²Department of International Business, Chang Jung Christian University, and

³Department of Financial Management, National Sun Yat-sen University

(Received July 16, 2008; Final Version August 24, 2009)

摘要：本文利用台股指數期貨、電子類股指數期貨、金融類股指數期貨，以及小台股指期貨資料，在應用 Sentana and Wadhwani (1992) 正向回饋交易模型架構下，以 ANST-GARCH 及 VR 模型研究開放期貨經理業務後及允許外資可以非避險為目的從事台灣期貨交易後，期指市場的正向回饋交易水準是否增加、正向回饋交易水準在跌勢市場是否增加以及期貨價格動態是否受正向回饋交易影響等三個議題。研究結果顯示政策開放後，期指的正向回饋交易水準增加，顯示期貨市場分析資訊的專業人才不足；政策開放後，正向回饋水準在跌勢市場有增加的現象，造成操作偏多的自然人投資人常在跌勢市場遭受重大的損失；開放非避險外資後，短期期貨報酬動態呈現隨機漫步，顯示外資有助於提高期貨價格的資訊效率。

關鍵詞：正向回饋交易、指數期貨、自我相關、非線性平滑轉換 GARCH 模型

Abstract: This paper examines the impact of positive feedback trading behavior of investors on the Taiwanese index futures market including TAIEX, Electronic Sub-Index, Finance Sub-Index and

Mini-TAIEX by modifying the framework of the model developed by Sentana and Wadhwani (1992). Using the Asymmetric Nonlinear Smooth Transition GARCH (ANST-GARCH) Model and Variance Ratio (VR) model, our empirical results demonstrate that positive trading is more intensely during market declines than it is during market advances since the government opened the enterprises for managed futures. Moreover, it is shown that non-hedge foreign institutional positive feedback traders decrease the autocorrelation of short term futures returns. Therefore, those foreign positive feedback traders increase price discovery function in Taiwan index futures markets.

Keywords: Positive Feedback Trading, Index Futures, Autocorrelation, ANST-GARCH

1. 緒論

台灣期貨市場目前正面臨市場全球化、國際化的競爭。主管機關為求我國期貨市場的進一步發展並增進國際競爭力，近年來致力於推動市場的法人化、專業化及國際化，加速開放國內外機構交易人從事期貨交易的腳步。其中較重要的開放有 2003 年 7 月 25 日開放期貨經理業務及 2005 年 3 月 27 日開放外資得以非避險為目的從事國內期貨交易。Brorsen and Irwin (1987) 實地走訪國外期貨操盤人，發現有為數不少的期貨基金操盤人作期貨交易決策十分仰賴電腦輔助技術系統，何鴻聖（民 95）亦發現國內法人也使用程式交易（program trading）來定期貨的買賣方向。Lukac *et al.* (1988) 針對期貨交易者最常使用的交易系統作調查，發現大部分的交易系統大多都是以過去的價量作基礎所發展出來，因此系統的相似性很高。廣泛使用技術交易系統的結果，造成其交易策略並非根據基本面，而是採取一種看到期貨價格上漲就追價買進，看到期貨價格下跌時就賣出的正向回饋交易策略（positive feedback trading）。

根據國際證券管理機構組織（IOSCO）對 18 個衍生性商品市場主管機關所做的問卷報告顯示，「市場效率性」及「市場公平性」是主管機關對衍生性商品市場普遍關切的二大重點。就「市場效率性」角度，正向回饋交易理論顯示過多正向回饋交易會降低流入期貨市場的資訊總量（Black, 1986; Lakonishok *et al.*, 1992），而造成期貨價格的扭曲（De Long *et al.*, 1990），但 Beja and Goldman (1980) 却指出價格會因市場摩擦等因素而無法瞬間反應資訊，故適當的正向回饋交易有助於提高資訊的傳遞速度。綜合分析，正向回饋交易理論指出，適度的正向回饋交易水準有助於增進期貨市場的效率性。就「市場公平性」角度，正向回饋交易理論（Weiner and Green, 2004）則指出同一時間正向回饋交易所造成的群聚效果，常引起價格同方向的大幅變動而使交易對方遭受損失，甚至造成市場因流動性不足而失靈，嚴重損及期貨市場的公平性。期貨經理業務及外資得以非避險為目的從事國內期貨交易政策開放後，台灣期貨市場整體非避險機構交易人的

成交量已占全市場成交量的 24%，且代客操作成交量及外資成交量仍持續成長中，根據外國學者 (Holt and Irwin, 2000) 的看法，若這些機構交易同時採取正向回饋交易，以這樣的成交量足以對期貨市場的效率性及公平性產生重大的影響，值得主管當局正視與關切。

目前台灣期貨主管當局已核准期貨信託事業的設置與期貨信託基金的募集，預料未來國內外非避險機構交易人的交易策略將對對期貨市場公平性與效率性的產生重大的影響。由實證文獻看來 (林昭賢、許溪南，民 93；Dale and Zyren, 1996; Irwin and Yoshimaru, 1999; Wang, 1993)，先前研究較著重定期貨交易人的交易行爲，很少討論此一方面的議題。因此，本文研究目的在於實證(1)政策開放後市場整體正向回饋交易水準是否增加；(2)政策開放後整體正向回饋交易水準在跌勢市場是否增加，而損及自然人交易者的權益；(3)政策開放後期貨價格效率受正向回饋交易的影響是否提升等三個主題。第 1 與第 3 主題與「市場效率性」有關，而第 2 主題則與「市場公平性」有關。本研究更進一步剖析此三議題實證結果的管理與政策的意涵，最後提供此三議題有關的未來法規與政策改革大方向的建言，此乃本文的研究動機與最大貢獻。

其次，與先前文獻的實證方法相比較，本研究在實證方法上有二大創新之處，分別為：(1)本文提出衡量正向回饋交易水準及其對價格影響的較佳衡量方法；(2)本實證模型的設定較貼近台灣期貨市場現狀。先前的研究 (Irwin and Yoshimaru, 1999; Wang, 1993) 大多以定期貨交易人的買賣部位對前一期價格的迴歸係數來實證特定交易人是否採取正向回饋交易策略。這種實證方法的缺點是無法得知市場整體正向回饋交易水準，不符合本文的研究目的，故本文乃應用 Sentana and Wadhwani (1992) 理論導出的正向回饋敏感參數來估計正向回饋交易水準。本應用模型顯示正向回饋交易者對期貨的需求勢必減少風險規避的精明交易者 (smart money) 的交易機會，降低該精明交易者整體可投資資金的預期報酬率，為了彌補預期報酬的下降，故該精明交易會在市場波動大，風險溢酬較高時進場交易，而正向回饋交易所造成期貨價格的偏離也因精明交易者的進場交易，終將反轉回復到基本價值，故期貨報酬會在市場波動大時，理性投機者的進場交易而呈負序列自我相關。因此本應用模型的主要貢獻為可直接用其理論推導出的期貨價格相關序列與期貨價格波動關係來估算期貨市場正向回饋交易的水準，提供實證模型設定嚴謹的理論依據，除了可直接偵側正向回饋交易的水準外，亦可作為政策實施前後的靜態比較。

正向回饋交易敏感係數需由期貨價格波動來估計，因此價格波動動態模型的設定好壞將影響到估計值的精確，先前文獻 (Antoniou *et al.*, 2005; Sentana and Wadhwani, 1992) 設定該模型時，大多以利用 0 與 1 界定漲勢與跌勢市場的不對稱 GARCH 模型為實證方法，該方法有二個假設：(1)假設所有交易者皆是同質的 (homogeneous)；(2)資訊的注入價格的速度是齊一的。然而，這二個假設與台灣期貨交易實務不符，首先，資訊的注入速度會因市場狀況不同而有不同的速率，如銀行業只允許作空期貨，由於銀行業的交易，造成現貨有關資訊在跌勢市場的注入速度較快。再者，期貨交易實務上，每個期貨交易人會因財富狀況、風險規避程度、交易成本

不同而呈現異質性 (heterogeneous)，故本文參考 Nam *et al.* (2001)、Nam *et al.* (2002) 所發展的不對稱非線性平滑轉換 GARCH 模型 (Asymmetric Nonlinear Smooth Transition GARCH Model；ANST-GARCH) 為實證方法，其邏輯式平滑轉換函數 (logistical smooth transition function) 的設計可捕捉資訊注入價格速度異質與交易人異質性的二大特質。因此，相較於其它先前的模型，本模型的設定更貼近期貨市場真實狀況。

最後，本文另以財金計量學家 (Lo and MacKinlay, 1988) 所發展出的變異比率 (variance ratio; VR) 動態來分析政策開放前後正向回饋交易對期貨價格的影響，此實證方法藉由變異比率值的變動過程可容易看出政策前後市場價格效率的增減。

本文主要研究開放後機構交易行爲對台灣期貨市場的影響，目前台灣期貨合約雖然高達 18 種，但以指數期貨成交量較大，故其實證結果較具代表性，因此本文選取本土台股指數期貨、電子類股指數期貨、金融類股指數期貨以及小型台股指數期貨為研究對象。除緒論外，以下分別就研究假說、資料說明與研究方法、台灣期貨市場正向回饋交易行爲的檢定、開放機構交易人從事期貨交易政策對正向回饋交易水準的影響、開放後，對跌勢市場正向回饋交易水準的影響與 VR 的動態過程進行討論。最後，提出本研究之結論。

2. 研究假說、資料說明與研究方法

2.1 研究假說

2.1.1 開放機構交易人從事期貨交易政策對正向回饋交易水準的影響

先前的研究結果 (Shleifer and Vishny, 1997) 顯示近年來主管機關所開放的這些機構期貨交易人絕大部分是受雇於代客操作公司或大型的期貨基金的操盤人員，其報酬與紅利的多寡取決於其投資績效的好壞。這些交易人員為使其短期操作績效達到極大，常獨自發展出一套交易模式以投機短期的期貨價格變動來獲利 (何鴻聖，民 95；Brorsen and Irwin, 1987)，而大部分的交易系統是根據過去的量價關係而形成買賣訊號的正向回饋交易系統，故這些交易系統的相似度很高 (Lukac *et al.*, 1988)，故經常造成這些期貨交易人一窩蜂隨著期貨價格的漲跌而追高殺低。據此，本文首先檢測開放期貨經理業務及外資得以非避險為目的交易國內期貨後對正向回饋交易水準的影響，推論假說如下：

假說 H_1 ：開放期貨經理業務後及外資得以非避險為目的交易國內期貨後，預期正向回饋交易水準會增加。

2.1.2 政策開放後，對跌勢市場正向回饋交易水準的影響

根據台灣期貨交易所公佈的十大交易人資料顯示，台灣的自然人交易者平均持有期貨的多頭部位。Kelly (1997) 指出，相對於機構交易人，自然人交易者是屬於所得較低者，故財富的減

少對其有較大的衝擊，其爲了控制作錯方向的損失程度，交易者一般交易期貨常會設停損價，一旦期貨價格觸及該停損價，便停損出場 (Osler, 2002)。此外，期貨交易爲保證金交易，Weiner and Green (2004) 實證發現自然人交易者常因機構交易人在同一時間作同方向的買進或賣出，造成期貨價格大幅變動時，因無法維持法定的保證金水準而被迫平倉出場。

De Long *et al.* (1990) 及 Madrigal (1996) 的理論指出機構交易者的獲利來自私有資訊交易以及操縱市場二部分。De Long *et al.* (1990) 指出當機構交易人悉知自然人交易者在跌勢市場有停損賣出的壓力時，便會在期貨價格下跌前先行偷跑 (front running) 賣出，以達進一步攢壓價格的目的，試圖造成期貨價格持續下跌，誘使自然人交易者的停損賣出而獲利。綜合分析之，台灣自然人交易者在跌勢市場常因機構交易人的群衆效應及偷跑策略而遭受劇大的損失，使得台灣期貨市場的公平性遭受到質疑。據此，本研究檢測開放期貨經理業務及外資得以非避險爲目的交易國內期貨後對跌勢市場正向回饋交易水準的影響，推論假說如下：

假說 H_2 ：在自然人交易者占大多數的台灣期貨市場，開放機構交易人可從事期貨交易後，跌勢市場的正向回饋交易水準會增加。

2.1.3 政策開放前後，正向回饋交易對期貨短期報酬動態的影響

財務文獻指出正向回饋交易對期貨市場效率性的影響可以期貨短期報酬的序列相關動態來衡量。Working (1934) 指出若資訊瞬間注入期貨價格，期貨價格的變動僅受資訊的影響，則正向回饋交易只是提供市場流動性，對期貨價格的走勢並無影響，由於資訊流入期貨市場是隨機的，故期貨價格的時間序列因反應資訊而呈現無自我相關的隨機漫步。Beja and Goldman (1980) 及 Hong and Stein (1999) 指出期貨交易實務上，理性的投機者 (基本面監控者) 可能因資訊取得成本、解讀資訊能力、交易部位的限制以及資本資金的限制等因素而無法即時透過交易來反應期貨的相關資訊，因此期貨價格常對資訊反應不足，造成期貨價格走勢呈現正向自我序列相關。此時適量的正向回饋交易有助於資訊更迅速注入價格，故能減少期貨價格的正向自我序列相關。但 Beja and Goldman (1980) 及 De Bondt and Thaler (1985) 亦指出過多的正向回饋交易可能造成期貨價格過度反應資訊，而使期貨價格呈現負向序列相關。綜合析之，正向回饋交易是否造成過度反應取決於正向回饋者對資訊反應不足程度預測的精確度。本研究認爲開放期貨經理業務及外資得以非避險爲目的交易國內期貨後，由於機構交易人其工作爲緊盯盤面價格變動，故較能迅速反應資訊且其大多爲專業的操盤手，預測的精確度較高 (Wiley and Daigler, 1998)，故其交易可能使資訊可快速注入期貨價格。據此，本研究認爲開放後正向回饋交易對期貨報酬的動態有正向的影響，推論假說如下：

假說 H_3 ：開放機構交易人可從事期貨交易後，機構法人的正向回饋交易將降低對期貨報酬的正向自我相關，而使期貨短期報酬動態呈現隨機漫步。

2.2 資料選取與來源

本文選取本土台股指數期貨合約（簡稱大台指期）、電子類股指數期貨合約（簡稱電子期）、金融類股指數期貨合約（簡稱金融期），以及小型台股指數期貨（簡稱小台指期）為研究對象。四類股價指數期貨每日的收盤價及成交量均取自台灣期貨交易所每日成交資料，由於近月之期貨合約交易量較遠月合約更為熱絡，因此本文均採近月期貨（nearby futures）為研究樣本。由於交易活動接近契約的到期日前，價格收斂程度會更強烈且成交量會有急遽變動的現象，使此段時間資料較不具有效性，故將距到期前3日的近月契約改採下一個近月契約取代。研究期間的選取乃是以各類期指開始交易日至2007年6月30日止，大台指期的研究期間自1998年7月21日至2007年6月30日，共2,266筆日資料，電子期與金融期則是自1999年7月21日至2007年6月30日，共1,996筆日資料，小台指期的研究期間自2001年4月10日至2007年6月30日，共1,542筆日資料。

2.3 研究方法

2.3.1 正向回饋交易水準的衡量

本文利用期貨市場的 Sentana and Wadhwani (1992) 正向回饋交易模型¹衡量正向回饋交易水準，其衡量式如下：

$$R_t = \alpha + \theta \sigma_t^2 + (\phi_0 + \phi_1 \sigma_t^2) R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中參數 ϕ_1 為正向回饋交易敏感係數 (sensitivity coefficient)，根據該理論，當正向回饋交易存在時， ϕ_1 應顯著為負值，當 ϕ_1 愈小時，表示正向回饋交易水準愈高， ϕ_1 愈大時，表示正向回饋交易水準愈低。 R_t 、 R_{t-1} 分別為 t 期與 $t-1$ 期報酬率、 σ_t^2 為條件變異數、 θ 為衡量風險與報酬關係的參數、 ε_t 表示 t 時進入市場的新訊息。

對照式(1)與式(A8)²，可知式(1)較式(A8)多了 ϕ_0 係數，此係數是考量市場摩擦，因為先前財務文獻指出，除了正向回饋交易外，非同步交易 (non-synchronous trading) (Lo and Mackinlay, 1988)、交易成本 (transaction cost) (Mech, 1993)、隨時間變動的預期報酬 (Conrad and Kaul, 1989) 亦會造成 R_t 與 R_{t-1} 呈現自我相關。為了求實證的完整性，故在實證式(1)加入 ϕ_0 係數以捕捉非同步交易效果或市場摩擦。

2.3.2 條件變異數 (Conditional Volatility) 的衡量

由式(1)可知，正向回饋交易敏感係數的估計以 σ_t^2 的建構最具關鍵性，本研究採

¹ 應用 Sentana and Wadhwani (1992) 正向回饋交易模型的推導參考附錄 A。

² 請參見附錄 A 方程式(A8)。

ANST-GARCH 模型³建構 σ_t^2 。該模型表示如下：

$$\sigma_t^2 = [a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2] + [b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \sigma_{t-1}^2] F(\varepsilon_{t-1}) \quad (2)$$

其中

$$F(\varepsilon_{t-1}) = \{1 + \exp[-\gamma(\varepsilon_{t-1})]\}^{-1} \quad (3)$$

在式(2)與(3)中， $F(\varepsilon_{t-1})$ 即為邏輯式平滑轉換函數 (logistical smooth transition function)，為 ε_{t-1} 的單調遞增連續函數，介於 0 到 1 之間，呈現類似 S 字型，其數值大小決於 ε_{t-1} 與 γ 。 γ 為決定不同波動度區域的轉換速度， γ 愈大表示轉換速度愈快， γ 的大小與交易者異質程度與市場摩擦性有關，當交易者異質性與市場摩擦性愈低時， γ 愈大。當 ε_{t-1} 愈小，則 $F(\varepsilon_{t-1}) \approx 0$ ，當 ε_{t-1} 愈大時，則 $F(\varepsilon_{t-1}) \approx 1$ 。

模型中的波動異質性可用 $(a_1 + a_2) + (b_1 + b_2)F(\varepsilon_{t-1})$ 衡量。當市場有劇烈負衝擊發生時， $F(\varepsilon_{t-1}) \approx 0$ ，則跌勢市場下的波動異質性可用 $(a_1 + a_2)$ 衡量；而當市場有劇烈正衝擊發生時， $F(\varepsilon_{t-1}) \approx 1$ ，則漲勢市場下的波動異質性可用 $[(a_1 + a_2) + (b_1 + b_2)]$ 衡量。若跌勢市場的波動度大於漲勢市場的波動度，則 $(a_1 + a_2) > [(a_1 + a_2) + (b_1 + b_2)]$ ，故當 $(b_1 + b_2) < 0$ ，表示跌勢市場的波動度大於漲勢市場的波動度；相反地，若漲勢市場的波動度大於跌勢市場時，則 $[(a_1 + a_2) + (b_1 + b_2)] > (a_1 + a_2)$ ，故當 $(b_1 + b_2) > 0$ ，表示漲勢市場的波動度大於跌勢市場的波動度。

2.3.3 開放政策前後效果的衡量

期貨經理業務在 2003 年 7 月 25 日正式開放，而外資得以非避險為目的從事國內期貨交易亦於 2005 年 3 月 27 日開放，為了檢視兩事件開放對正向回饋交易水準的影響，本文將實證模型(1)進一步改寫如下：

$$R_t = \alpha + \theta \sigma_t^2 + \{\phi_{0,1} D_t + \phi_{0,2} (1 - D_t)\} R_{t-1} + \{\phi_{1,1} D_t + \phi_{1,2} (1 - D_t)\} \sigma_t^2 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中 D_t 為虛擬變數 (dummy variable)，政策開放前，令 $D_t = 1$ ，政策開放後， $D_t = 0$ 。因此，衡量政策開放前、後的正向回饋交易係數可表示如下：

$\phi_{1,1}$ ：表政策開放前

$\phi_{1,2}$ ：表政策開放後

³ ANST-GARCH 模型更詳細的介紹可參考附錄 B。

本研究以 2003 年 7 月 25 日與 2005 年 3 月 27 日為事件日等分切為三個階段，三個階段均取 415 個交易日為研究樣本，期間 I 為 2001 年 11 月 20 日至 2003 年 7 月 24 日止、期間 II 為自 2003 年 7 月 25 日至 2005 年 3 月 26 日止、期間 II 為自 2005 年 3 月 27 日至 2006 年 11 月 22 日止。利用期間 I 與期間 II，比較開放經理業務前後的影響，而利用期間 II 與期間 III，比較外資得以非避險為目的從事國內期貨交易前後對正向回饋交易的影響。簡圖說明如圖 1。

2.3.4 期貨交易人衝擊反應函數的衡量

研究假說 2 檢定開放法人交易人可從事期貨交易後，市場處於跌勢時，正向回饋交易水準是否會增加，為了檢視的該假說，首先必須定義漲勢市場與跌勢市場。先前的文獻大多利用 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ ，表示漲勢市場， $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，則為跌勢市場，以 0 與 1 的劃分方式定義兩市場。然而，本文則是利用邏輯式平滑轉換函數 ($F(\varepsilon_{t-1}) = \{1 + \exp[-\gamma(\varepsilon_{t-1})]\}^{-1}$) 來定義期貨交易人對兩市場的異質衝擊反應。乃因現實世界裡，期貨交易人因個別的風險規避程度、交易成本以及財富狀況皆不同，因此市場狀況對其衝擊的程度也因人而異，故以平滑且連續的函數來描述期貨交易人對衝擊的異質反應較適合。據此，本文將實證模型(1)改寫如下：

$$R_t = \alpha + \theta\sigma_t^2 + [\phi_0 + \phi_1\sigma_t^2 + (\vartheta_0 + \vartheta_1\sigma_t^2)F(\varepsilon_{t-1})]R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

因此，衡量漲勢市場與跌勢市場下正向回饋交易敏感係數可表示如下：

$$\begin{aligned} \phi_1 : & \quad \text{if } \varepsilon_{t-1} < 0 \text{ (跌勢市場)} \quad \text{或} \quad F(\varepsilon_{t-1}) \approx 0 \\ \phi_1 + \vartheta_1 : & \quad \text{if } \varepsilon_{t-1} \geq 0 \text{ (漲勢市場)} \quad \text{或} \quad F(\varepsilon_{t-1}) \approx 1 \end{aligned}$$

2.3.5 期貨報酬短期動態的衡量

本文參考 Lo and MacKinlay (1988) 發展的變異比率 (VR) 作為期貨報酬短期動態的衡量。該衡量假設長期與短期報酬之間存在線性關係，故可以短天期的變異數對長天期的變異數

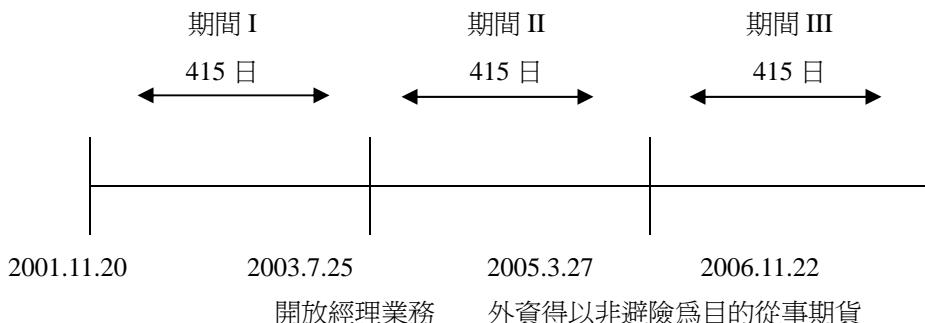


圖 1 事件研究期間圖

比所形成的變異比率來檢定報酬時間序列的自我相關程度，其定義為：持有 k 日報酬變異除以 k 倍之持有 1 日報酬率變異數。

$$VR(k) = \frac{\text{var}(R_t^k)}{k \text{ var}(R_t)} \quad (6)$$

$$\text{其中, } \hat{\text{var}}(R_t^k) = \frac{1}{(n-k+1)(1-k/n)} \sum_{j=k}^n (R_t^k - \hat{u}^k)^2$$

$$\hat{\text{var}}(R_t) = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (R_t - \hat{u})^2$$

R_t 為第 t 期持有 1 日之報酬率、 R_t^k 為第 t 期持有 k 日之報酬率、 n 為總觀察天數、 k 為持有期間、 \hat{u} 為單期的平均報酬、 \hat{u}^k 為持有 k 天的平均報酬。本文持有期間的選取為 $k = 2, 3, \dots, 30$ ，逐一計算之，以觀察其趨勢。

當 $VR(k)$ 等於 1 時，價格呈現無自我相關的隨機漫步，表示市場愈有效率。如果 $VR(k)$ 小於 1，則表示短期報酬呈負向自我相關，如果 $VR(k)$ 大於 1，則表示短期報酬呈正向自我相關，當 $VR(k)$ 偏離 1 愈遠，則市場的效率性愈差。

2.4 資料初步分析

表 1 為本文研究期間大台指期、電子期、金融期與小台指期的價格序列及報酬率序列之單根檢定及敘述統計表。表 1 的 Panel A 為四類指期價格與報酬率的 ADF 與 PP 單根檢定，以檢示該序列是否為定態序列。由表得知，四類指期價格序列（取對數值）均無法拒絕虛無假設存在單根現象，即此四類指期價格序列皆非定態序列。但經一階差分轉換成報酬率後再次進行 ADF 與 PP 單根檢定，則顯著拒絕單根，顯示四類指期報酬序列皆為定態序列，本研究即是以四類指數報酬序列為研究資料。

表 1 的 Panel B 為四類指期報酬率敘述統計表，由表可知大台指期、電子期與小台指期的平均日報酬率均為正，而金融期的日報酬率為負；四種類期指的日報酬率標準差介於 1.61%~2.13% 之間，其中小台指期的日報酬標準差最低，大台指期次之，而電子期最高，說明了大台指期及小台指期的建構乃是採全體採樣法，較可分散非系統風險，而電子期與金融期則為類股型股價指數期貨合約，仍存在產業別的非系統風險。而從 $Q(4)$ 與 $Q(8)$ 可知此四類指期報酬皆具有高度自我相關性質， $Q^2(4)$ 與 $Q^2(8)$ 為數列本身平方後之自我相關，可用於檢視異質變異數的存在，由檢定結果可知，四類指期報酬均具有顯著異質變異，即較大的報酬變動的趨勢伴隨著同方向較大報酬變動。利用 Engle (1982) 發展之 ARCH 檢定，亦得到相同的結果。初步分析顯示以 GARCH 模型建構條件變異數是必要的。

表 1 大台指期、電子期、金融期與小台指期價格與報酬率單根檢定及敘述統計表

| Panel A. 四類指期價格與報酬率 ADF 及 PP 單根檢定結果表 | | | | |
|--------------------------------------|-------|---------------|----------------|----------------|
| | 大台指期 | 電子期 | 金融期 | 小台指期 |
| ADF | 價格序列 | -1.8631[4] | -1.5976[16] | -2.4587[4] |
| | 報酬率序列 | -23.3976**[3] | -11.6133**[15] | -22.4619**[3] |
| PP | 價格序列 | -1.8767[3] | -1.7662[11] | -2.4549[9] |
| | 報酬率序列 | -49.3791**[5] | -45.3783**[12] | -45.9784**[10] |

| Panel B. 四類指期報酬率之敘述統計表 | | | | |
|------------------------|----------|----------|----------|----------|
| | 觀察個數 | 1,996 | 1,996 | 1,542 |
| 平均日報酬(%) | 0.0040 | 0.0035 | -0.0040 | 0.0325 |
| 標準差(%) | 1.7726 | 2.1316 | 1.9118 | 1.6065 |
| $Q(4)$ | 15.38** | 12.49* | 13.89** | 12.48* |
| $Q(8)$ | 19.03* | 20.73** | 16.61* | 18.14* |
| $Q^2(4)$ | 285.24** | 353.29** | 286.79** | 116.67** |
| $Q^2(8)$ | 483.55** | 635.70** | 508.75** | 250.11** |
| ARCH (4) | 50.82** | 62.15** | 51.24** | 22.86** |
| ARCH (8) | 31.65** | 38.54** | 32.23** | 17.96** |

註：(1)價格序列是指每日收盤價取對數之數值；報酬率的計算乃每日收盤價取自然對數後相減之數值。
 (2)**表示 1% 的臨界水準顯著；*表 5% 的臨界水準顯著。(3)ADF 表示擴展型的 Dickey-Fuller 單根檢定統計量，[] 內為參照 AIC 準則選取之最適落後期；PP 表示 Phillips-Perron 單根檢定統計量，[] 內為參照 Newey-West with Bartlett 準則選取之最適落後期。(4) $Q(P)$ 與 $Q^2(P)$ 為報酬序列與報酬序列平方落後 1 期至 P 期的 Ljung-Box Q 統計量。(5)ARCH (P) 為 Engle's (1982) LM 檢定。

然而上述 $Q^2(P)$ 與 ARCH 檢定只能檢視四類指期報酬異質變異數的存在，但却無法檢視異質變異數在漲勢市場與跌勢市場是否存在波動不對稱的現象，因此本研究進一步利用 Engle and Ng (1993) 所提出的四種波動不對稱診斷檢定方法，以檢定四類指期報酬是否存在波動不對稱的現象，以使模型的建立更精確，四種波動不對稱診斷檢定結果列示於表 2。由表 2 得知，符號偏誤檢定中僅電子期在 5% 統計水準下顯著；負程度偏誤檢定中四類指期在 1% 統計水準下均顯著；正程度偏誤檢定中四類指期在 5% 統計水準下，只有小台指期不顯著，其餘三類指期皆顯著；聯合檢定的結果發現四類指期在 1% 統計水準下均顯著，顯示四類指期報酬率有波動不對稱的現象，意味著模型的建立必須納入波動不對稱效果，才可精確捕捉資料的特質。綜合上述，本研究利用 ANST-GARCH 模型建構二階動差是必要的。

表 2 大台指期、電子期、金融期與小台指期漲勢與跌勢市場波動不對稱檢定

| | 大台指期 | 電子期 | 金融期 | 小台指期 |
|--|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 符號偏誤檢定 (Sign Bias Test)(<i>t</i> -test) | 0.0707 (0.44) | 0.1775* (0.04) | 0.1415 (0.14) | -0.0578 (0.63) |
| 負程度偏誤檢定 (Negative Size Bias Test) (<i>t</i> -test) | -0.2591** (0.00) | -0.2424** (0.00) | -0.2342** (0.00) | -0.2044** (0.00) |
| 正程度偏誤檢定 (Positive Size Bias Test) (<i>t</i> -test) | 0.1485** (0.00) | 0.0870* (0.01) | 0.1432** (0.00) | 0.1082 (0.08) |
| 聯合檢定 (Joint Test)(<i>F</i> -test) | 24.6965** (0.00) | 26.4819** (0.00) | 23.1779** (0.00) | 7.8641** (0.00) |

註：(1) ()表示 P 值。(2)**表示 1% 的臨界水準顯著；*表 5% 的臨界水準顯著。(3)下列為 Engle and Ng (1993) 所提出的四種波動不對稱檢定方法。符號偏誤檢定： $r_t^2 = a + bS_{t-1}^- + e_t$ ；負程度偏誤檢定： $r_t^2 = a + bS_{t-1}^- + e_t$ ；正程度偏誤檢定： $r_t^2 = a + b(1 - S_{t-1}^-)r_{t-1} + e_t$ ；聯合檢定： $r_t^2 = a + b_1S_{t-1}^- + b_2S_{t-1}^-r_{t-1} + b_3(1 - S_{t-1}^-)r_{t-1} + e_t$ ，其中 S_{t-1}^- 為虛擬變數，當 $r_t < 0$ 時， $S_{t-1}^- = 1$ ，反之，則為 0。符號偏誤檢定、負程度偏誤檢定及正程度偏誤檢定均列示參數 b 的估計值，聯合檢定則列示 F 值。符號偏誤檢定用以檢視正、負報酬的衝擊對於波動性的影響是否有不對稱的現象；負程度偏誤檢定用以檢測不同程度的負報酬對波動性是否有不同衝擊的影響；正程度偏誤檢定用以檢測不同程度的正報酬對波動性是否有不同衝擊的影響；聯合檢定則是合併前述三個檢定，用於檢測波動在漲勢市場與跌勢市場是否呈現非對稱的現象。

3. 台灣期貨市場正向回饋交易行為的檢定

3.1 實證結果

本節首先估計大台指期、電子期、金融期與小台指期於全部樣本期間的正向回饋交易模型(即式(1)及式(2))，除了探討正向回饋交易對期貨市場短期報酬的影響、報酬波動的異質性與不對稱性外，更可檢視該實證模型設定的合適性。四類期指正向回饋交易模型的實證結果整理於表 3 的 Panel A。由表得知大台指期、電子期、金融期與小台指期的正向回饋交易水準敏感係數(ϕ_1)分別為-0.0245、-0.006、-0.0241、-0.0298，在 5% 顯著水準下，四類期指的 ϕ_1 均顯著小於 0，顯示正向回饋交易的確影響台灣指數期貨的短期報酬動態。本文乃利用 ANST-GARCH 模型建構二階動差，條件波動過程參數(a_0 、 a_1 、 a_2 、 b_0 、 b_1 及 b_2)的估計結果顯示，在 1% 顯著水準下，大台指期、電子期、金融期及小台指期的 a_1 與 a_2 係數均顯著異於 0，表示四類指期的報酬波動均為條件異質，當期波動為前一期波動與前一期衝擊平方的函數，即較大的報酬變動的趨勢伴隨著同方向較大報酬變動。由於 ANST-GARCH 模型允許條件變異數加入波動不對稱檢定

式，該模型以 $(b_1 + b_2)$ 捕捉漲勢與跌勢市場的不對稱波動行爲，由表計算可得，大台指期、電子期、金融期及小台指期的 $(b_1 + b_2)$ 分別為 -0.2598、-0.1069、-0.176 及 -0.2284，均顯著小於 0，顯示存在波動不對稱性現象，而且跌勢市場的波動度大於漲勢市場的波動度。 γ 值為衡量變數 ε_{t-1} 區間轉換的速度，四類指期的 γ 值均大，表示轉移的速度很快，可適當捕捉漲勢市場與跌勢市場的波動不對稱行爲。

表 3 的 Panel B 為上述實證模型所得標準化殘差值之統計檢定量摘要，由結果發現標準化殘差的 $Q(P)$ 與 $Q^2(P)$ 統計量檢定結果皆呈現不顯著，顯示加入 ANST-GARCH 模型後的標準化殘差序列與其平方序列資料已不具有序列相關的特質，而且波動不對稱聯合檢定 (Engle and Ng, 1993) 亦顯示四類期不存在波動不對稱性，意味著本文實證模型的設定是適合用於描述台灣指數期貨短期報酬的動態過程。

3.2 穩健性檢定(robust check)

由應用 Sentana and Wadhwani (1992) 正向回饋交易模型 (式 1) 可知，正向回饋交易敏感係數(ϕ_1)的估計以 σ_t^2 的建構最具關鍵性，為求實證的嚴謹性，本文分別再利用實證研究上最常用的三種條件變異數模型—GARCH 模型 (Bollerslev, 1986)、GJR-GARCH 模型 (Glosten *et al.*, 1993)、Exponential GARCH (Nelson, 1991) 建構 σ_t^2 以進行穩健性檢定。因為礙於篇幅限制⁴，而且正向回饋交易敏感係數(ϕ_1)為本文實證的重點，故僅將 ANST-GARCH 模型及三種不同 GARCH 模型估計的 ϕ_1 係數彙總整理於表 4。由表 4 可得知，四類期指報酬利用 ANST-GARCH 模型所估計的 ϕ_1 均顯著為負值，而利用另三種不同 GARCH 模型所估計出的 ϕ_1 係數亦均為顯著為負值，四種不同 GARCH 模型均得相同的實證結果，顯示正向回饋交易敏感係數(ϕ_1)的估計結果不因實證模型的設定不同而有所不同，表示本研究的估計結果具有穩健性。穩健性檢定的結果顯示正向回饋交易的確影響台灣指數期貨的短期報酬動態。

4. 開放機構交易人從事期貨交易政策對正向回饋交易水準的影響

表 5 列示開放機構交易人從事期貨交易政策對正向回饋交易水準的影響，其中 Panel A 比較期貨經理業務開放前後的差異，即期間 I 與期間 II 的比較，而 Panel B 則是比較外資得以非避險為目的從事國內期貨交易前後的差異，即期間 II 與期間 III 的比較。由表 5 的 Panel A 得知，經理業務開放前，大台指期、電子期、金融期與小台指期正向回饋交易水準敏感係數($\phi_{1,1}$)分別為 -0.0122、-0.0083、-0.0103 及 -0.0125，而經理業務開放後，正向回饋交易水準敏感係數($\phi_{1,2}$)則分別為 -0.0313、-0.0189、-0.0470 及 -0.0140，初步發現經理業務開放後，正向回饋交易敏感係數

⁴ 由於篇幅限制，僅列出部分結果，若對詳細的結果有興趣，可向作者索取。

表3 正向回饋交易檢定模型之實證統計表及標準化殘差統計檢定量

$$R_t = \alpha + \theta \sigma_t^2 + (\phi_0 + \phi_1 \sigma_t^2) R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = [a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2] + [b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \sigma_{t-1}^2] F(\varepsilon_{t-1}) \quad (2)$$

Panel A. 正向回饋交易檢定模型之實證統計表

| 係數 | 大台指期 | 電子期 | 金融期 | 小台指期 |
|----------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| α | 0.0221 (0.37) | 0.0471 (0.22) | 0.0322 (0.57) | 0.0744 (0.05) |
| θ | -0.0193 (0.14) | -0.0042 (0.66) | -0.0093 (0.71) | -0.0162 (0.34) |
| ϕ_0 | 0.0702 (0.00)** | 0.0196 (0.48) | 0.1077 (0.00)** | 0.0381 (0.37) |
| ϕ_1 | -0.0245 (0.00)** | -0.0060 (0.04)* | -0.0241 (0.00)** | -0.0298 (0.00)** |
| a_0 | -0.0078 (0.83) | 0.0474 (0.48) | -0.0796 (0.27) | -0.0370 (0.44) |
| a_1 | 0.1016 (0.00)** | 0.0944 (0.00)** | 0.0825 (0.00)** | 0.0777 (0.00)** |
| a_2 | 1.0190 (0.00)** | 0.9488 (0.00)** | 0.9965 (0.00)** | 1.0268 (0.00)** |
| b_0 | 0.1120 (0.05)* | -0.0127 (0.91) | 0.2514 (0.06) | 0.1247 (0.15) |
| b_1 | -0.0281 (0.01)* | -0.0520 (0.01)* | 0.0085 (0.72) | -0.0181 (0.39) |
| b_2 | -0.2317 (0.00)** | -0.0549 (0.31) | -0.1845 (0.02)* | -0.2103 (0.00)** |
| γ | 325.15 (0.00)** | 125.32 (0.02)* | 95.56 (0.00)** | 156.25 (0.00)** |

Panel B. 標準化殘差(ε_t / σ_t)統計檢定量摘要

| | 大台指期 | 電子期 | 金融期 | 小台指期 |
|----------|--------|--------|--------|---------|
| 平均數 | 0.0485 | 0.0488 | 0.0101 | 0.0103 |
| 標準差 | 0.9972 | 0.9894 | 0.9928 | 1.0005 |
| $Q(8)$ | 6.3028 | 6.4807 | 8.9281 | 10.4603 |
| $Q^2(8)$ | 4.6549 | 4.6544 | 4.5880 | 8.0109 |
| 聯合檢定 | 0.5682 | 1.4647 | 1.4454 | 1.5565 |

註：(1) ()表示 P 值。(2)**表示 1% 的臨界水準顯著；*表示 5% 的臨界水準顯著。(3)大台指期的研究期間自 1998 年 7 月 21 日至 2007 年 6 月 30 日，共 2,266 筆日資料，電子期與金融期則是自 1999 年 7 月 21 日至 2007 年 6 月 30 日，共 1,996 筆日資料，小台指期的研究期間自 2001 年 4 月 10 日至 2007 年 6 月 30 日，共 1,542 筆日資料。(4)Panel B 的 $Q(P)$ 檢定為標準化殘差之 Ljung-Box Q 自我相關檢定， $Q^2(P)$ 檢定為標準化殘差平方後的 Ljung-Box Q 自我相關檢定。其檢定量為 χ^2_P 分配，當自由度 $P = 8$ 時，5 顯著水準的之臨界值為 15.51。(5) Panel B 的聯合檢定為 Engle and Ng (1993) 所提出的不對稱聯合檢定。

表 4 四種不同 GARCH 模型估計 ϕ_1 係數之彙總整理表

| | 大台指期 | 電子期 | 金融期 | 小台指期 |
|---------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| ANST-GARCH 模型 | -0.0245 (0.00)** | -0.0060 (0.04)* | -0.0241 (0.00)** | -0.0298 (0.00)** |
| GARCH 模型 | -0.0218 (0.00)** | -0.0294 (0.01)* | -0.0206 (0.00)** | -0.0207 (0.03)* |
| GJR-GARCH 模型 | -0.0167 (0.00)** | -0.0072 (0.05)* | -0.0205 (0.00)** | -0.0190 (0.02)* |
| EGARCH 模型 | -0.0251 (0.05)* | -0.0103 (0.02*) | -0.0530 (0.04)* | -0.0324 (0.01)** |

註：(1) ()表示 P 值。(2)**表示 1% 的臨界水準顯著；*表示 5% 的臨界水準顯著。(3)下列為三種 GARCH 模型的介紹：

$$\text{GARCH 模型} : \sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2 \quad (i)$$

$$\text{GJR-GARCH 模型} : \sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2 + b \varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1} \quad (ii)$$

$$\text{EGARCH 模型} : \ln(\sigma_t^2) = a_0 + a_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + b \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + a_2 \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (iii)$$

其中， $I_{t-1} = 1$ ，當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ ， $I_{t-1} = 0$ ，當 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 。

變小，表示正向回饋交易水準增加。本研究更進一步利用 t 值檢視 $\phi_{1,1}$ 與 $\phi_{1,2}$ 是否有顯著差異，即進行 $\phi_{1,1} = \phi_{1,2}$ 之假設檢定，結果發現大台指期、電子期與金融期的 t 值分別為 2.76、2.05 及 3.44，在 5% 統計水準下，均具統計顯著性，進一步證實期貨經理業務開放後，正向回饋交易水準增加。

而由表 5 的 Panel B 得知，外資得以非避險為目的從事國內期貨交易開放前，大台指期、電子期、金融期與小台指期正向回饋交易水準敏感係數 ($\phi_{1,1}$) 分別為 -0.0241、-0.0168、-0.0359 及 -0.0140，而開放後，正向回饋交易水準敏感係數 ($\phi_{1,2}$) 則分別為 -0.1041、-0.0471、-0.1642 及 -0.0651，初步發現外資得以非避險為目的從事國內期貨交易開放後，正向回饋交易敏感係數變小，表示正向回饋交易水準增加。本研究更進一步利用 t 值檢定 $\phi_{1,1} = \phi_{1,2}$ 之假設檢定以檢視 $\phi_{1,1}$ 與 $\phi_{1,2}$ 是否有顯著差異，結果發現大台指期、電子期、金融期與小台指期的 t 值分別為 2.39、2.24、3.44 及 1.98，在 5% 統計水準下，具統計顯著性，進一步證實外資得以非避險為目的從事國內期貨交易開放後，正向回饋交易水準亦增加。

綜合上述可知，本實證結果支持假說 H_1 ，即開放期貨經理業務及外資得以非避險為目的交易國內期貨後，正向回饋交易水準會增加。

本結果對期貨人力資源管理有下列的管理意涵，Lakonishok *et al.* (1992) 認為期貨從業人員的專業應表現在交易策略的多元性，本研究結果顯示開放非避險機構法人從事期貨交易後正向

表 5 開放機構交易人從事期貨交易政策是否增加正向回饋交易水準之實證結果

$$R_t = \alpha + \theta \sigma_t^2 + \{\phi_{0,1} D_t + \phi_{0,2} (1 - D_t)\} R_{t-1} + \{\phi_{1,1} D_t + \phi_{1,2} (1 - D_t)\} \sigma_t^2 R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = [a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2] + [b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \sigma_{t-1}^2] F(\varepsilon_{t-1}) \quad (2)$$

Panel A. 開放期貨經理業務前後之比較(期間 I 與期間 II)

| 係數 | 大台指期 | 電子期 | 金融期 | 小台指期 |
|---------------------------|-----------|-----------|-----------|---------|
| $\phi_{0,1}$ | 0.2439* | 0.1642* | 0.1123** | 0.1034* |
| | (0.03) | (0.03) | (0.00) | (0.02) |
| $\phi_{0,2}$ | 0.0331 | 0.1213** | 0.1723** | 0.0731 |
| | (0.53) | (0.00) | (0.00) | (0.13) |
| $\phi_{1,1}$ | -0.0122* | -0.0084 | -0.0103** | -0.0125 |
| | (0.03) | (0.06) | (0.00) | (0.12) |
| $\phi_{1,2}$ | -0.0312** | -0.0189** | -0.0470** | -0.0140 |
| | (0.00) | (0.00) | (0.00) | (0.30) |
| T 檢定： | 1.73 | 0.49 | 1.46 | 0.46 |
| $\phi_{0,1} = \phi_{0,2}$ | | | | |
| $\phi_{1,1} = \phi_{1,2}$ | 2.76** | 2.05* | 4.42** | 0.09 |

Panel B. 外資得以非避險爲目的從事國內期貨交易前後之比較(期間 II 與期間 III)

| 係數 | 大台指期 | 電子期 | 金融期 | 小台指期 |
|---------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| $\phi_{0,1}$ | 0.0497 | 0.1254* | 0.2208** | 0.0786* |
| | (0.12) | (0.01) | (0.00) | (0.03) |
| $\phi_{0,2}$ | 0.0637 | 0.0697 | 0.2735** | -0.0041 |
| | (0.22) | (0.43) | (0.00) | (0.92) |
| $\phi_{1,1}$ | -0.0241** | -0.0168* | -0.0359* | -0.0140 |
| | (0.00) | (0.02) | (0.01) | (0.35) |
| $\phi_{1,2}$ | -0.1041** | -0.0471** | -0.1642** | -0.0651** |
| | (0.00) | (0.00) | (0.00) | (0.00) |
| T 檢定 | 0.23 | 0.56 | 0.61 | 1.46 |
| $\phi_{0,1} = \phi_{0,2}$ | | | | |
| $\phi_{1,1} = \phi_{1,2}$ | 2.39** | 2.24** | 3.44** | 1.98* |

註：(1)爲節省篇幅，故僅列出部分的實證結果。(2)()表示 P 值。(3)**表示 1% 的臨界水準顯著；*表示 5% 的臨界水準顯著。(4)樣本自 2001 年 11 月 20 日至 2006 年 11 月 22 日，共 1,245 個交易日，並以 2003 年 7 月 25 日與 2005 年 3 月 27 日爲事件日分爲三個階段，期間 I 為 2001 年 11 月 20 日至 2003 年 7 月 24 日止，共 415 個交易日、期間 II 為自 2003 年 7 月 25 日至 2005 年 3 月 26 日止，共 415 個交易日、期間 III 為自 2005 年 3 月 27 日至 2006 年 11 月 22 日止，共 415 個交易日。

回饋交易增加，表示絕大部分的法人在從事交易時只是機械性的以歷史資料來決定買賣方向，而不在乎有關期貨的基本面資訊，可見目前法人的操作手法仍停留於從市場量價淬取資訊追逐趨勢而已，推究其因，這與期貨市場專業人才不足有關。主管機關亦意識到此問題，在相關單位的攜手合作之下，已有一整套人才訓練計畫在實行當中，但觀其培訓計畫內容主要偏重在操盤人才的訓練，本文認為此訓練固然對於期貨人員嫻熟市場交易能力有所助益，但 Hong and Stein (1999) 指出期貨市場較欠缺的是有能力取得、分析與解讀的專業人材，其稱為市場消息的監控者 (news watcher)。故本文建議今後無論是人才培訓或是在職訓練，在師資的挑選、課程的設計，應朝此一方向加強。

5. 政策開放後，對跌勢市場正向回饋交易水準的影響

本節首先檢視全部樣本期間的正向回饋交易水準在漲勢與跌勢市場是否有不同，實證結果整理於表 6 的 Panel A。跌勢市場時，正向回饋交易水準衡量係數為 ϕ_1 ，大台指期、電子期、金融期與小台指期分別為 -0.0202、-0.0179、-0.0260 與 -0.0196，漲勢市場時，正向回饋交易水準衡量係數為 $\phi_1 + \theta_1$ ，四類期指分別為 -0.0022、0.0066、-0.0134 與 -0.0536，除了小台指期外，其餘皆顯示跌勢市場的正向回饋交易水準衡量係數皆小於漲勢市場，顯示跌勢市場正向回饋交易水準較高，且大台指期、電子期與金融期的 θ_1 分別為 0.018、0.0245、0.0126，在 5% 統計水準，均顯著大於 0，更進一步支持跌勢市場充斥較多正向回饋交易的論點。

表 6 的 Panel B 為該實證模型所得標準化殘差值之統計檢定量摘要，由結果發現標準化殘差的 $Q(P)$ 與 $Q^2(P)$ 統計量檢定結果皆呈現不顯著，顯示加入期貨交易人衝擊反應函數及 ANST-GARCH 模型後的標準化殘差序列與其平方序列資料已不具有序列相關的特質，意味著本實證模型的設定是適合用於描述台灣指數期貨市場在漲勢與跌勢不同市場的短期報酬動態過程。

為研究開放貨經理業務以及開放外資得以非避險為目的從事國內期貨交易政策對跌勢市場正向回饋交易水準的影響，本文將期間 I、II 及 III 的估計參數合併報導，但為節省篇幅，故僅列出正向回饋交易水準敏感係數的實證結果，該實證結果整理於表 7。跌勢市場時，正向回饋交易水準衡量係數為 ϕ_1 ，由表得知，期間 I、II 及 III，大台期指數的 ϕ_1 分別為 -0.0301、-0.0877、-0.1048，電子期分別為 -0.0162、-0.0250、-0.0226，金融期分別為 -0.0166、-0.0200、-0.0505，小台指期分別為 -0.0371、-0.0209、-0.0403，除小台指期外，其餘皆顯示開放法人的交易期貨後，跌勢市場的正向回饋交易水準均增加。

本實證結果支持假說 H_2 ，在自然人交易者占大多數的台灣期貨市場，開放機構交易人可從事期貨交易後，跌勢市場的正向回饋交易水準會增加。

本實證結果顯示開放後正向回饋交易水準在市場處於跌勢市場顯著的增加，這對於習慣偏

表 6 正向回饋交易水準在漲勢/跌勢市場實證結果及標準化殘差統計檢定量

$$R_t = \alpha + \theta \sigma_t^2 + [\phi_0 + \phi_1 \sigma_t^2 + (\vartheta_0 + \vartheta_1 \sigma_t^2) F(\varepsilon_{t-1})] R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\sigma_t^2 = [a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2] + [b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \sigma_{t-1}^2] F(\varepsilon_{t-1}) \quad (2)$$

Panel A. 正向回饋交易水準在漲勢/跌勢市場實證統計表

| 係數 | 大台指期 | 電子期 | 金融期 | 小台指期 |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| α | 0.0653 (0.37) | 0.1204 (0.06) | 0.0362 (0.52) | -0.0004 (0.99) |
| θ | -0.0339 (0.43) | -0.0442 (0.06) | -0.0379 (0.09) | -0.0118 (0.67) |
| ϕ_0 | 0.0738 (0.09) | 0.0428 (0.49) | 0.0651 (0.33) | -0.0367 (0.58) |
| ϕ_1 | -0.0202* (0.04) | -0.0179* (0.02) | -0.0260** (0.01) | -0.0196* (0.03) |
| ϑ_0 | 0.0146 (0.86) | -0.0312 (0.73) | 0.0954 (0.34) | 0.0183 (0.13) |
| ϑ_1 | 0.0180* (0.01) | 0.0245* (0.05) | 0.0126* (0.04) | -0.0340 (0.07) |
| a_0 | -0.0305 (0.68) | 0.0311 (0.63) | -0.0939 (0.16) | -0.0531 (0.25) |
| a_1 | 0.1168** (0.00) | 0.0938** (0.00) | 0.0764** (0.00) | 0.0792** (0.00) |
| a_2 | 1.0173** (0.00) | 0.9523** (0.00) | 1.0162** (0.00) | 1.0383** (0.00) |
| b_0 | 0.1395 (0.23) | 0.0081 (0.94) | 0.2683* (0.04) | 0.1502 (0.07) |
| b_1 | -0.0469* (0.01) | -0.0524** (0.01) | 0.0129 (0.55) | -0.0271 (0.35) |
| b_2 | -0.2267** (0.00) | -0.0552 (0.25) | -0.2105* (0.01) | -0.2247** (0.00) |
| γ | 75.12** (0.00) | 115.15** (0.00) | 98.29* (0.02) | 163.60** (0.00) |

Panel B. 標準化殘差(ε_t / σ_t)統計檢定量摘要

| 係數 | 大台指期 | 電子期 | 金融期 | 小台指期 |
|----------|--------|--------|--------|--------|
| $Q(4)$ | 6.5720 | 5.7943 | 5.3666 | 3.7279 |
| $Q(8)$ | 7.5120 | 7.4762 | 6.4305 | 6.5015 |
| $Q^2(4)$ | 4.2254 | 7.5721 | 1.5231 | 8.7582 |
| $Q^2(8)$ | 5.5324 | 8.7642 | 3.5690 | 9.8840 |

註：(1)()表示 P 值。(2)**表示 1% 的臨界水準顯著；*表示 5% 的臨界水準顯著。(3)本研究以前一期衝擊(ε_{t-1})來定義漲勢與跌勢市場，當 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ ，表示漲勢市場， $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，則為跌勢市場。(4)大台指期的研究期間自 1998 年 7 月 21 日至 2007 年 6 月 30 日，共 2,266 筆日資料，電子期與金融期則是自 1999 年 7 月 21 日至 2007 年 6 月 30 日，共 1,996 筆日資料，小台指期的研究期間自 2001 年 4 月 10 日至 2007 年 6 月 30 日，共 1,542 筆日資料。(5) $Q(P)$ 檢定為標準化殘差之 Ljung-Box Q 自我相關檢定， $Q^2(P)$ 檢定為標準化殘差平方後的 Ljung-Box Q 自我相關檢定。

表 7 開放機構交易人交易期貨是否增加跌勢市場正向回饋交易水準之實證結果

| | 期間 I | 期間 II | 期間 III |
|---------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 大台指期 | | | |
| ϕ_0 | 0.0270 (0.45) | 0.0532 (0.36) | 0.0185 (0.55) |
| ϕ_1 | -0.0301** (0.00) | -0.0877* (0.02) | -0.1048** (0.00) |
| ϑ_0 | 0.0141 (0.12) | 0.041 (0.71) | 0.0231 (0.11) |
| ϑ_1 | 0.0381** (0.00) | 0.0163* (0.03) | 0.0268* (0.03) |
| 電子期 | | | |
| ϕ_0 | 0.0218 (0.15) | 0.1074 (0.08) | -0.0315 (0.22) |
| ϕ_1 | -0.0162** (0.00) | -0.0250** (0.00) | -0.0226** (0.00) |
| ϑ_0 | -0.0255 (0.44) | 0.0041 (0.12) | -0.0062 (0.32) |
| ϑ_1 | 0.0633** (0.00) | 0.0101** (0.00) | 0.0089* (0.04) |
| 金融期 | | | |
| ϕ_0 | 0.0827* (0.02) | 0.0968* (0.03) | 0.0299 (0.54) |
| ϕ_1 | -0.0166** (0.00) | -0.0200** (0.00) | -0.0505 (0.00) |
| ϑ_0 | -0.1508* (0.01) | 0.0004 (0.69) | 0.5325 (0.01) |
| ϑ_1 | 0.0195** (0.00) | 0.0183** (0.00) | -0.1097* (0.05) |
| 小台指期 | | | |
| ϕ_0 | 0.02357 (0.14) | 0.0325 (0.25) | 0.2355** (0.00) |
| ϕ_1 | -0.0371** (0.00) | -0.0209* (0.02) | -0.0403** (0.00) |
| ϑ_0 | 0.0394 (0.13) | -0.0040 (0.65) | -0.1126* (0.03) |
| ϑ_1 | 0.0215** (0.00) | -0.0242 (0.13) | 0.0453* (0.03) |

註：(1)為節省篇幅，故僅列出部分的實證結果。(2)()表示 P 值。(3)**表示 1% 的臨界水準顯著；*表示 5% 的臨界水準顯著。(4)樣本自 2001 年 11 月 20 日至 2006 年 11 月 22 日，共 1245 個交易日，並以 2003 年 7 月 25 日與 2005 年 3 月 27 日為事件日分為三個階段，期間 I 為 2001 年 11 月 20 日至 2003 年 7 月 24 日止，共 415 個交易日、期間 II 為自 2003 年 7 月 25 日至 2005 年 3 月 26 日止，共 415 個交易日、期間 II 為自 2005 年 3 月 27 日至 2006 年 11 月 22 日止，共 415 個交易日。

多頭操作的自然人交易者非常不利，在跌勢市場，財力不足的自然人交易者常因機構交易人常應用操縱策略與群眾效應而被迫停損出場，遭受重大的損失，而使期貨市場有坑殺散戶之嫌，亦使其交易公平性受到質疑。本文認為可從投資法人化以及商品設計法人化等方面著手以保護自然人交易者的權益。法人的操作手法較靈活，可隨市場的狀況採多空雙向操作，因此本文建議降低目前代客操作金額的下限 250 萬。台灣期貨市場的主要客戶群為自然人交易者，故設計新期貨契約時，都會考慮降低契約規格以吸引自然人交易者的投資，但自然人交易者的資金較少，操作手段較不成熟，故常被迫出場，且與期貨市場法人化、國際化的目標相違背，事實上期貨操作是具高度專業的事業，且槓桿操作風險較現貨為高，不是適合自然人交易者投資的工具，故本文建議未來新產品的主要客戶目標當以針對法人為主，應以設計較大規格的方向來著手。

6. 政策開放前後正向回饋交易對期貨短期報酬的影響

6.1 實證結果

本研究接著應用變異比率 (VR) 來衡量四類期指報酬短期動態行為，分別用持有 2,3,...,30 日報酬變異數對持有 1 日報酬變異數逐一計算 VR 以檢定報酬時間序列的自我相關程度。由表 8

表 8 政策開放前後正向回饋交易對近月期貨短期報酬的影響

| Panel A. 近月大台指期 VR 值 | | | Panel B. 近月電子期 VR 值 | | |
|----------------------|--------|--------|----------------------|--------|--------|
| | I | II | I | II | III |
| k=2 | 0.9587 | 1.0328 | 0.9829 | 0.9515 | 1.0039 |
| k=3 | 0.9789 | 0.9881 | 0.9410 | 0.9709 | 0.9108 |
| k=4 | 1.0181 | 0.9675 | 0.9373 | 0.9926 | 0.8697 |
| k=5 | 1.0091 | 0.9612 | 0.8933 | 1.0107 | 0.8295 |
| k=6 | 0.9882 | 0.9618 | 0.8859 | 1.0158 | 0.7921 |
| Panel C. 近月金融期 VR 值 | | | Panel D. 近月小台指期 VR 值 | | |
| | I | II | III | I | II |
| k=2 | 0.9587 | 1.0328 | 0.9829 | 0.9425 | 1.0175 |
| k=3 | 0.9789 | 0.9881 | 0.9410 | 0.9506 | 0.9494 |
| k=4 | 1.0181 | 0.9675 | 0.9373 | 0.9867 | 0.9270 |
| k=5 | 1.0091 | 0.9612 | 0.8933 | 1.0174 | 0.9021 |
| k=6 | 0.9882 | 0.9618 | 0.8859 | 1.0162 | 0.8857 |

註：(1)本表是以近月期貨為樣本研究。(2)為節省篇幅，故僅列出 k=2~6 的 VR 值。(3) k 表示持有期間。

(4)期間 I 為 2001 年 11 月 20 日至 2003 年 7 月 24 日止，共 415 個交易日、期間 II 為自 2003 年 7 月 25 日至 2005 年 3 月 26 日止，共 415 個交易日、期間 II 為自 2005 年 3 月 27 日至 2006 年 11 月 22 日止，共 415 個交易日。

與圖 2(a)~(d)的實證結果顯示未開放機構交易人從事期貨交易前(期間 I)觀察 2~6 天期的 VR 比率，發現四類期指在這段期間 VR 比率值呈現上升的現象，顯示未開放前期貨價格在 2~6 天期自我相關為正，此結果顯示未開放前期貨價格的資訊並不是瞬間注入市場，而有資訊反應不足的現象。

開放期貨代客操作業務後(期間 II)，發現四類期指在這段期間 VR 比率值呈現下降的現象，顯示期貨代客操作開放後期貨價格在 2~6 天期這段期間平均自我相關為負，此結果顯示開放國內機構交易人交易期貨後，期貨價格對資訊有反應過度的現象。結合表 3 中期間 II 的實證結果，顯示這些代客操盤人的正向回饋交易行為使得價格以振盪的方式來反應資訊，資訊的傳遞比開放前更為快速，但期貨價格波動較劇烈。

開放外資非避險交易後(期間 III)，發現四類期指在這段期間 VR 比率值只在 2~3 天期呈現下降的現象，3 天期以後則呈水平，顯示開放外資非避險交易後，期貨價格在 2 天內已完全反應資訊，較期間 I 與期間 II 須 5~7 天迅速，顯示外資的交易對價格發現與市場效率貢獻極大，結合表 3 的實證結果，顯示外資正向回饋交易者對先前台灣期貨市場的資訊反應不足或過度，扮演修正錯價的角色。

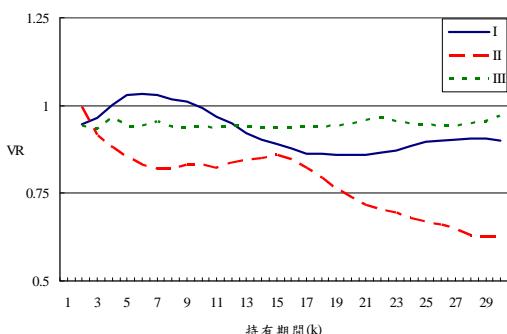


圖 2(a) 近月大台指期 VR 動態過程

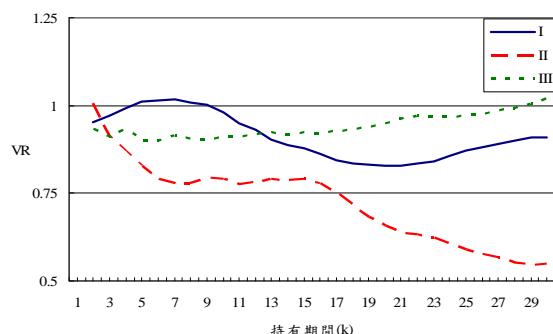


圖 2(b) 近月電子期 VR 動態過程

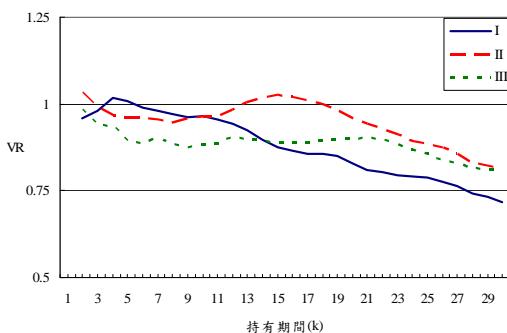


圖 2(c) 近月金融期 VR 動態過程

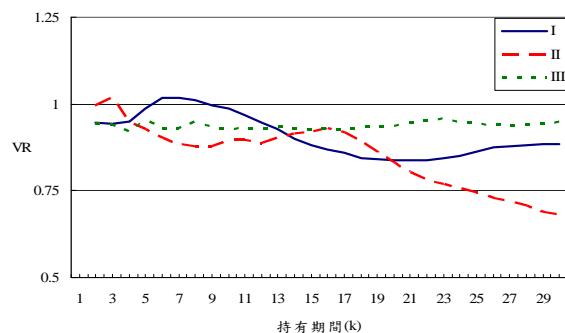


圖 2(d) 近月小台指期 VR 動態過程

本實證研究結果對於外資開放政策有以下的意涵：在目前期貨人材尚缺乏的情況之下，以利用外資的人材以補國內人材缺口，事實上台灣外資參與期貨市場的程度不及南韓，雖然於 2006 年 3 月開放外資以綜合帳戶 (omnibus account) 交易，9 月外資占交易量比重提高到 6.33%，仍相差 2006 年韓國之 26.3% 甚多。有些學者認為這樣會不會造成正向回饋交易者過多，本文認為這些正向回饋交易者是因為有利可圖才投入市場，若期貨價格因新正向回饋交易者而迅速反應期貨資訊，則有些正向回饋交易者自然因無利可圖而退出市場使台灣期貨市場保留一個有資格迅速反應資訊的正向回饋交易水準。故本文建議放寬外匯管制措施、以及使國內期貨交易系統與國際接軌來吸引外資以提升外資參與比重。

6.2 近月期貨與次近月期貨之比較

從台灣期貨市場的成交口數⁵可發現近月期貨合約的成交量遠大於次近月期貨，近月期貨的流動性大於次近月期貨，此流動性的差異可能會影響資訊的傳遞效率，為求研究的完整性，本小節再以次近月期貨做為研究樣本，然後比較近月期貨與次近月期貨之間的 VR 的動態過程，以研究兩者的資訊效率是否有差異。次近月期貨的實證結果整理於表 9 與圖 3(a)~(d)。由表 9 與圖

表 9 政策開放前後正向回饋交易對次近月期貨短期報酬的影響

| Panel A. 次近月大台指期 VR 值 | | | Panel B. 次近月電子期 VR 值 | | |
|-----------------------|--------|--------|-----------------------|----|-----|
| | I | II | I | II | III |
| k=2 | 0.9591 | 0.9871 | 0.9100 | | |
| k=3 | 0.9587 | 0.9113 | 0.9162 | | |
| k=4 | 0.9942 | 0.8783 | 0.9658 | | |
| k=5 | 1.0259 | 0.8469 | 0.9473 | | |
| k=6 | 1.0310 | 0.8340 | 0.9526 | | |
| Panel C. 次近月金融期 VR 值 | | | Panel D. 次近月小台指期 VR 值 | | |
| | I | II | I | II | III |
| k=2 | 0.9330 | 1.0279 | 1.0042 | | |
| k=3 | 0.9261 | 0.9710 | 0.9691 | | |
| k=4 | 0.9734 | 0.9572 | 0.9744 | | |
| k=5 | 0.9666 | 0.9413 | 0.9346 | | |
| k=6 | 0.9473 | 0.9428 | 0.9377 | | |

註：(1)本表是以次近月期貨為樣本研究。(2)為節省篇幅，故僅列出 k=2~6 的 VR 值。(3) k 表示持有期間。(4)期間 I 為 2001 年 11 月 20 日至 2003 年 7 月 24 日止，共 415 個交易日、期間 II 為自 2003 年 7 月 25 日至 2005 年 3 月 26 日止，共 415 個交易日、期間 II 為自 2005 年 3 月 27 日至 2006 年 11 月 22 日止，共 415 個交易日。

⁵ 成交量平均口數的計算乃是以各類期指開始交易日至 2007 年 6 月 30 日止，近月大台指期、電子期、金融期與小台指期的平均日成交量分別為 18,131、3,384、2,760 以及 4900，次近月則分別為 2,089、460、457 以及 589。

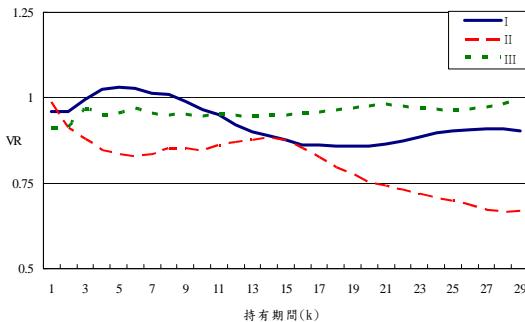


圖 3(a) 次近月大台指期 VR 動態過程

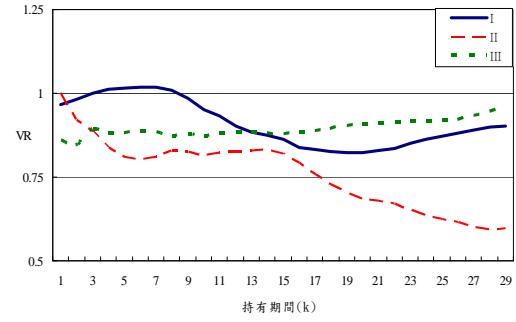


圖 3(b) 次近月電子期 VR 動態過程

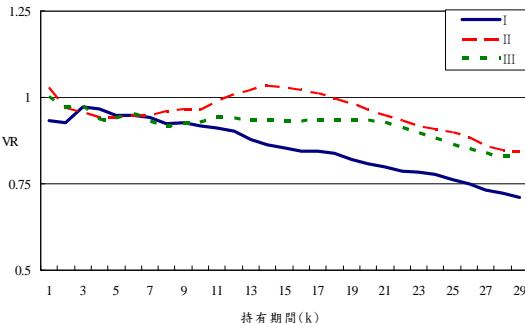


圖 3(c) 次近月金融期 VR 動態過程

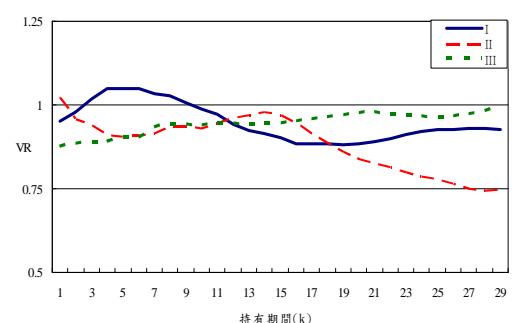


圖 3(d) 次近月小台指期 VR 動態過程

3 發現開放外資非避險交易後 (期間 III), 發現次近月大台指期與小台指期兩者的 VR 比率在 3~5 天期皆呈現上升的現象, 5 天期以後則呈水平, 但電子期與金融期這段期間的 VR 比率值皆 3 天期以後則呈水平。與近月期貨比較, 本文發現就電子期與金融期而言, 顯示外資對於近月期貨與次近期貨之間的資訊效率的助益並無顯著差異。但就大台指期與小台指期而言, 資訊的傳遞天數較長, 外資對於次近月期貨價格的資訊效率的助益較小。直覺上, 非避險目的的外資的交易利潤最主要的來源是非資訊交易者的錯價, 而從期貨的成交口數與未平倉數可發現, 相較於次近月, 近月的大台指與小台指是交易較熱絡的期貨合約, 可能存在較多的非資訊交易者, 發生錯價的機會較大, 因此外資因修正錯價的利潤較高, 而提高其交易意願, 故對價格的資訊效率助益較大。

7. 結論

本研究利用 1998 年 7 月 21 日至 2007 年 6 月 30 日止大台股指數近月期貨 2,266 個日資料、1999 年 7 月 21 日至 2007 年 6 月 30 日止金融指數與電子指數近月期貨 1,996 個日資料與 2001

年 4 月 10 日至 2007 年 6 月 30 日止小台股指數近月期貨 1,542 個日資料，參考 Sentana and Wadhwani (1992) 所發展的正向回饋交易模型，以 ANST-GARCH 模型及 VR 計量模型研究開放期貨經理業務後及允許外資可以非避險為目的從事台灣期貨交易後，台灣期指市場的正向回饋交易水準是否增加、正向回饋水準在跌勢市場是否較高以及正向回饋交易是否影響期貨價格效率等三個議題。

本文實證發現：(1)政策開放後，四類期指的正向回饋交易水準增加，顯示非避險機構交易人作決策時，常以過去價格趨勢作分析，並不關心期指基本面的發展，顯示蒐集、分析、評估台灣指數期貨專業資訊人才的不足；(2)政策開放後，四類期指的正向回饋水準在跌勢市場皆有增加的現象，常造成操作偏多的自然人交易者在跌勢市場承擔因保證金不足而被迫停損出場的風險；(3)開放期貨經理業務後，台灣期貨報酬的短期動態呈現較大的負向自我相關，且相關性隨著觀察期間的增加而增加，顯示開放代客操作後，台灣期貨價格是以震盪的方式趨向均衡，而開放非避險外資後，台灣的短期報酬動態呈現負向自我相關的天數從原先的 5 天縮短為 2 天，短期報酬動態亦呈現接近隨機漫步的走勢，顯示開放非避險外資後，有助於提高台灣期貨價格的資訊效率。

附錄 A：應用 Sentana and Wadhwani (1992) 正向回饋交易模型的推導

本附錄推導應用 Sentana and Wadhwani (1992) 模型，使該模型可適用於指數期貨市場。推導過程如下：

首先假設有二群異質的期貨交易人，A 群為追求預期效用極大化者，且其預期效用函數為二次函數 (quadratic function)；B 群為正向回饋交易者，採取上漲買進，下跌賣出的交易策略。A 群交易人以 CAPM 的風險與報酬關係決定其對期貨合約的需求，因此，其預期期貨報酬可寫成：

$$E_{t-1}(R_{F,t}) = \beta_t [E_{t-1}(R_{m,t} - \alpha)] \quad (A1)$$

式(A1)中， E_{t-1} 為條件預期、 β_t 為條件系統風險、 $R_{F,t}$ 為已實現(ex-post)期貨報酬、 $R_{m,t}$ 為已實現市場(大盤)報酬， α 為無風險報酬率或 zero-Beta 投資組合報酬率，式(A1)亦可改寫成：

$$E_{t-1}(R_{F,t}) = \lambda_t Cov_{t-1}(R_{F,t}, R_{m,t}) \quad (A2)$$

式中 $\lambda_t = [E_{t-1}(R_{m,t}) - \alpha] / Var_{t-1}(R_{m,t})$ 為條件市場風險的價格，而 Var_{t-1} 與 Cov_{t-1} 分別為條件變異數與條件共變異數。

接者，本文假設 A 群交易者的期貨合約需求函數為：

$$D_{A,t} = \frac{E_{t-1}(R_{F,t})}{\lambda_t Cov_{t-1}(R_{F,t}, R_{m,t})} \quad (A3)$$

B 群交易人遵循正向回饋的交易策略，即其在期貨價格上漲時，買進期貨合約，而在期貨價格下跌時，賣出期貨合約，在 Sentana and Wadhwani (1992) 模型中，B 群的期貨交易人是以落後一期的期貨報酬作為其正向回饋策略的依據，本文亦沿用之，故 B 群的需求函數可假設如下：

$$D_{B,t} = \varphi R_{F,t-1} \quad (A4)$$

式中 $D_{B,t}$ 為 B 群期貨交易人的期貨需求比率。在市場結清時，A 群交易者與 B 群交易者的期貨超額需求為 0，因此需要所有的未平倉量皆被持有，即 $D_{A,t} + D_{B,t} = 1$ ，代入式(A3)與式(A4)可得市場結清價格為：

$$E_{t-1}(R_{F,t}) = \lambda_t Cov_{t-1}(R_{F,t}, R_{m,t}) - \lambda_t Cov_{t-1}(R_{F,t}, R_{m,t})\varphi R_{F,t-1} \quad (A5)$$

式中 φ 為正向回饋交易敏感係數。

為了導出大家熟悉的 Sentana and Wadhwani (1992) 模型，本文額外做以下的假設：

$$R_{F,t} = E_{t-1}(R_{F,t}) + \varepsilon_t \quad (A6a)$$

$$Corr(R_{F,t}, R_{m,t}) \approx 1 \quad (A6b)$$

$$Var_{t-1}(R_{F,t}) \propto Var_{t-1}(R_{m,t}), \text{and} \quad (A6c)$$

$$\lambda_t = \lambda_{constant} \quad (A6d)$$

式(A6a)將已知的期貨報酬拆解成預期項與干擾項，式(A6b)與式(A6c)分別假設期貨報酬與市場報酬的相關性接近 1，且其條件變異數與市場變異數呈正比。用式(A6a)~式(A6d)，式(A5)可寫成下式：

$$E_{t-1}(R_{F,t}) = \beta_0 + \beta_1 Var_{t-1}(R_{F,t}) + \beta_2 Var_{t-1}(R_{F,t})\varphi R_{F,t-1} \quad (A7)$$

Sentana and Wadhwani (1992) 所發展的正向回饋交易模型可表示如下：

$$E_{t-1}(R_t) = \alpha + \theta \sigma_t^2 - \theta \rho \sigma_t^2 R_{t-1} \quad (A8)$$

由式(A7)與式(A8)作一對照，可知式(A7)的 $\beta_0 = \alpha$ 、 $\beta_1 = \theta$ 、 $-\theta \rho = \beta_2 \varphi$ 。

附錄 B：不對稱非線性平滑轉換 GARCH 模型 (ANST-GARCH)

ANST-GARCH 模型除了可捕捉波動群集現象 (volatility clustering) 以及漲勢、跌勢市場的波動不對稱特質外，相較於莊忠柱 (民 90)、Antoniou *et al.* (2005) 與 Koutmos (1997) 在假設資訊的注入價格的速度是齊一及所有期貨交易者皆是同質的前提下，利用 0 與 1 的門檻跳躍式捕捉漲勢與跌勢市場的不同。本方法放寬此二個強烈假設，利用邏輯式平滑轉換函數的設計可產生多種不同狀態下波動持續性不同的現象，允許資訊的注入價格的速度隨市場狀況不同而有差異，亦用此函數來捕捉期貨交易人因財富狀況、風險規避程度、交易成本不同對市場漲跌的異質反應行爲。ANST-GARCH 模型表示如下：

$$\sigma_t^2 = [a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2] + [b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \sigma_{t-1}^2] F(\varepsilon_{t-1}) \quad (B1)$$

其中

$$F(\varepsilon_{t-1}) = \{1 + \exp[-\gamma(\varepsilon_{t-1})]\}^{-1} \quad (B2)$$

其中邏輯式平滑轉換函數 ($F(\varepsilon_{t-1}) = \{1 + \exp[-\gamma(\varepsilon_{t-1})]\}^{-1}$) 來處理不同大小報酬衝擊 (ε_{t-1}) 所對應的轉換值。 $F(\varepsilon_{t-1})$ 為 ε_{t-1} 的單調遞增連續函數，介於 0 到 1 之間，其值大小取決於 γ 與 ε_{t-1} 。該函數中 γ 的大小決定該函數曲線的平滑度，亦即決定了在波動度區域的轉換速度。下圖即列出參數 γ 值分別在 10、30、80 及 250 時， ε_{t-1} 與轉換函數值 $F(\varepsilon_{t-1})$ 的相對應關係圖。

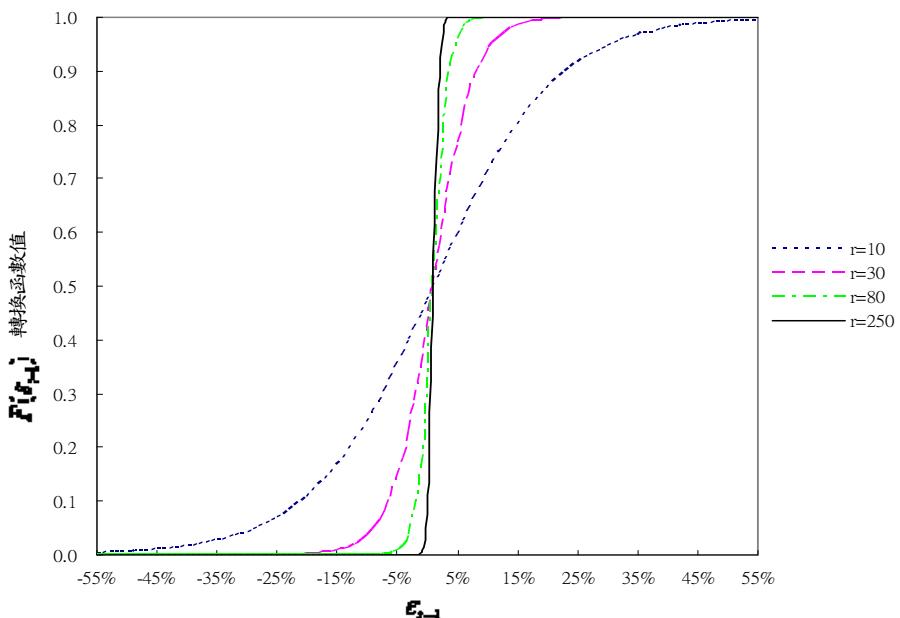


圖 4 參數 γ 不同下，轉換函數 $F(\varepsilon_{t-1})$ 值與 ε_{t-1} 之關係圖

由圖 4 可知， γ 的大小決定了在波動度區域的轉換速度， γ 值愈大， $F(\varepsilon_{t-1})$ 曲線愈垂直，波動性區間的轉換速度愈快； γ 值愈小， $F(\varepsilon_{t-1})$ 曲線愈平滑，波動性區間的轉換速度愈慢。若 γ 值夠大且為正時，當 ε_{t-1} 小於 0 時， $F(\varepsilon_{t-1}) \leq 0$ ，當 ε_{t-1} 大於 0 時， $F(\varepsilon_{t-1}) \geq 1$ 。

模型中的波動異質性可用 $(a_1 + a_2) + (b_1 + b_2)F(\varepsilon_{t-1})$ 衡量。當市場有劇烈負衝擊發生時， $F(\varepsilon_{t-1}) \leq 0$ ，則跌勢市場的波動異質性可用 $(a_1 + a_2)$ 衡量；而當市場有劇烈正衝擊發生時， $F(\varepsilon_{t-1}) \geq 1$ ，則漲勢市場的波動異質性可用 $(a_1 + a_2) + (b_1 + b_2)$ 衡量，故可知跌勢與漲勢市場波動不對稱性可由 $(b_1 + b_2)$ 加以捕捉。值得注意的是，在描述變異數的動態過程中，透過 $F(\varepsilon_{t-1})$ 轉換函數可產生不同狀態下波動持續性不同的現象，即當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 時， $0 < F(\varepsilon_{t-1}) < 0.5$ ，該波動性稱為「高波動持續性狀態」；當 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 時， $0.5 < F(\varepsilon_{t-1}) < 1$ ，該波動性稱為「低波動持續性性狀態」；當 $\varepsilon_{t-1} = 0$ 時， $F(\varepsilon_{t-1}) = 0.5$ ，意指該波動性處於較高區間與較低區間的中間點。此種特殊的波動性轉換過程能夠比其他不對稱 GARCH 模型，以更平滑且更有彈性的方式來捕捉不對稱的波動反應。

給定 ε_t 和 σ_t^2 的初始值，估計參數 $\Theta = (\alpha, \theta, \phi_0, \phi_1, a_0, a_1, a_2, b_0, b_1, b_2, \gamma)$ 可經由極大化下列對數概似函數 (log-likelihood function) 而得：

$$L(\Theta) = \sum_{t=1}^T \log f(u_t, \sigma_t) \quad (B3)$$

其中 $f(u_t, \sigma_t)$ 為常態分配的機率密度函數、 u_t 與 σ_t 分別為條件平均數與條件標準差。

參考文獻

何鴻聖，「台灣期貨市場如何提升國際競爭力與創造市場交易量」，台灣期貨與衍生性商品學刊，第四期，民國 95 年，112-116 頁。

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，第四卷第一期，民國 93 年，107-122 頁。

莊忠柱，「現貨、近月期與近季期股價指數期貨市場間價格與價格波動性的資訊傳遞：臺灣的早期經驗」，管理學報，第十八卷第二期，民國 90 年，311-332 頁。

Antoniou, A., Koutmos, G., and Pericli, A., "Index Futures and Positive Feedback Trading: Evidence from Major Stock Exchanges," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 12, No. 5, 2005, pp.219-238.

Beja, A. and Goldman, B., "On the Dynamic Behavior of Prices in Disequilibrium," *Journal of Finance*, Vol. 35, No. 2, 1980, pp. 235-247.

Black, F., "Noise," *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3, 1986, pp. 529-543.

Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol. 31, No. 3, 1986, pp. 307-327.

Brorsen, B. W. and Irwin, S. H., "Futures Funds and Price Volatility," *Review of Futures Markets*, Vol. 6, No. 2, 1987, pp.118-135.

Conrad, J. and Kaul, G., "Mean Reversion in Short-horizon Expected Returns," *Review of Financial Studies*, Vol. 2, No. 2, 1989, pp. 225-240.

Dale, C. and Zyren, J., "Noncommercial Trading in the Energy Futures Market," *Petroleum Marketing Monthly*, 1996, May.

De Bondt, S. M. F. and Thaler, R. H., "Does the Stock Market Overreact," *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 3, 1985, pp.793-805.

De Long, J. B., Shleifer, A., Summer, L. H., and Waldmann, R. J., "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation," *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 2, 1990, pp. 379-395.

Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, 1982, pp. 987-1008.

Engle, R. F. and Ng, V. K., "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, 1993, pp.1749-1778.

Glosten, L., Jagannathan, R., and Runkle, D., "Relationship between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 5, 1993, pp. 1779-1801.

Holt, B. R. and Irwin, S. H., "The Effects of Futures Trading by Large Hedge Funds and CTAs on Market Volatility," Unpublished paper presented at the NCR-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting and Marketing Risk Management, Chicago, Illinois, 2000, pp.17-18.

Hong, H. and Stein, J., "A Unified Theory of Under-reaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets," *Journal of Finance*, Vol. 54, No. 6, 1999, pp. 2143-2184.

Irwin, S. H. and Yoshimaru, S., "Managed Futures, Positive Feedback Trading, and Futures Price Volatility," *Journal of Futures Markets*, Vol. 19, No. 7, 1999, pp. 759-776.

Kelly, M., "Do Noise Traders Influence Stock Prices," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, No. 3, 1997, pp. 351-363.

Koutmos, G., "Feedback Trading and the Autocorrelation Pattern of Stock Returns: Further Empirical Evidence," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 4, 1997, pp. 625-636.

Lakonishok, J., Shleifer, A., and Vishny, R. W., "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, Vol. 32, No. 1, 1992, pp. 23-44.

Lo, A. W. and MacKinlay, C., "The Size and Power of the Variance Ratio Tests in Finite Samples: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Econometrics*, Vol. 40, No. 2, 1988, pp. 203-238.

Lukac, L. P., Brorsen, B. W., and Irwin, S. H., "The Similarity of Computer Guided Technical Trading Systems," *Journal of Futures Markets*, Vol. 8, No. 1, 1988, pp. 1-13.

Madrigal, V., "Non-Fundamental Speculation," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 2, 1996, pp. 553-570.

Mech, T., "Portfolio Return Autocorrelation," *Journal of Financial Economics*, Vol. 34, No. 3, 1993, pp. 307-344.

Nam, K., Pyun, C., and Avard, S., "Asymmetric Reverting Behavior of Short-horizon Stock Returns: An Evidence of Stock Market Overreaction," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 25, No. 10, 2001, pp. 807-824.

Nam, K., Pyun, C., and Arize, A., "Asymmetric Mean-reversion and Contrarian Profits: ANST-GARCH Approach," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 9, No. 5, 2002, pp. 563-588.

Nelson, D., "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol. 59, No. 3, 1991, pp. 347-370.

Osler, C. L., "Stop-loss Orders and Price Cascades in Currency Markets", The Federal Reserve Bank of New York, Staff Report No.150, 2002.

Sentana, E. and Wadhwani, S., "Feedback Traders and Stock Return Autocorrelations: Evidence from a Century of Daily Data," *Economic Journal*, Vol. 102, No. 411, 1992, pp.415-425.

Shleifer, A. and Vishny, R. W., "The Limits of Arbitrage," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, 1997, pp. 35-55.

Wang, J., "A Model of Intertemporal Asset Prices under Asymmetric Information," *Review of Economic Studies Economics*, Vol. 60, No. 4, 1993, pp. 249-282

Weiner, R. J. and Green, M. A., "Do Birds of a Feather Flock Together? Speculator Herding in Derivatives Markets," Working Paper, George Washington University, 2004.

Wiley, M. K. and Daigler, R. T., "Volume Relationships among Types of Traders in the Financial Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol. 18, No. 1, 1998, pp. 91-113.

Working, H. "A Random-Difference Series for Use in the Analysis of Time Series," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 29, No. 18, 1934, pp. 11-24.