

# 台股指數期貨與現貨市場日內報酬波動 與交易量非線性行爲之研究

柏婉貞、黃柏農\*

## 摘 要

本研究使用非線性 TAR-GARCH (threshold autoregressive-GARCH) 模型，來檢視台股指數期貨與現貨市場日內報酬波動在好消息與壞消息之下是否會存在不對稱的關係。此外，本研究以前期交易量當成訊息流之替代變數，用來探討日內報酬波動的持續性是否會因為加入此一替代變數之後而有所改變。實證結果發現，交易量確實會正向顯著影響台股指數期貨與現貨市場日內報酬波動，並且會降低市場報酬波動之持續性效果。同時，本研究也發現台股指數期貨與現貨市場日內報酬波動之壞消息衝擊影響大於好消息衝擊，進一步驗證台股指數期貨與現貨市場日內報酬波動存在不對稱性效果。

關鍵詞：波動、交易量、持續性效果、不對稱性效果、TAR-GARCH  
JEL 分類代號：C51, G12, G13

---

\* 二位作者分別為高苑科技大學財務金融系助理教授、中正大學國際經濟研究所教授。作者感謝二位匿名評審所提供的寶貴意見及編輯在審稿過程中的協助。文內若有其他錯誤當由作者自行負責。

聯絡作者：柏婉貞。E-mail：[dcbor@cc.kyu.edu.tw](mailto:dcbor@cc.kyu.edu.tw)。

投稿日期：民國 95 年 8 月 30 日；修訂日期：民國 96 年 3 月 12 日；

接受日期：民國 96 年 5 月 29 日。

## 1. 緒論

市場微結構 (market microstructure) 理論主要在分析特定的交易機制如何影響價格形成之過程，其中價格波動是市場微結構文獻中最常被研究的變數。為何交易會增加波動是價格形成理論的核心，Ito et al. (1998) 提出公開資訊出現、私有訊息發生與可能發生錯誤價格等三項主要因素來解釋資產價格的波動性。換言之，訊息的流入 (information flow, 以下稱訊息流) 是造成價格波動的主要原因之一，但由於訊息流無法觀察，因此文獻上常用交易量當成是訊息流的替代變數 (Lamoureux and Lastrapes, 1990a)。理論上解釋訊息流和波動相關文獻有連續訊息到達假說 (sequential information arrival hypothesis, SIAH) 和混合分配假說 (mixture of distributions hypothesis, MDH)。SIAH 主張交易者接收的新訊息為連續，所有交易者擁有相同的訊息集合，交易者據此修正預期，且允許市場新訊息發生在最後均衡到達前的不完全均衡，本理論隱含資產價格的波動係對訊息的連續反應，因而可利用交易量訊息來預測波動，且交易量和價格波動呈正向關係並建議使用落後一期交易量來預測當期波動。而 MDH 則隱含交易量和價格波動主要依賴市場訊息流動率，此模型假設交易量與波動之聯合分配為條件在訊息發生之雙變量常態，所有交易者同時接收新訊息信號，新均衡立即到達，而不存在部份均衡，交易量和價格波動變數同時反應新訊息發生，也就是交易量和價格波動呈正向同期關係。

早期有關金融資產價格之研究，均假設報酬變異為固定。然而，金融商品報酬之時間序列資料，具有波動聚集 (volatility clustering) 現象，且同時隨時間而變動 (time varying)，若假設變異為固定，易造成模型設定錯誤。Engle (1982) 提出自我迴歸條件異質模型 (autoregressive conditional heteroscedasticity, ARCH) 允許條件變異隨著時間而改變。Bollerslev (1986) 將傳統時間數列模型觀念納入

ARCH 過程，而提出一般化 ARCH 模型 (generalized ARCH, GARCH)。

GARCH 模型由於模型精簡且又能適當捕捉金融資產報酬變異隨時間變化情形，因此被廣泛用於相關議題的實證上。然而使用 GARCH 模型的實證結果經常發現金融資產報酬波動的持續性非常高，在沒有將任何其它可能的解釋變數加入 GARCH 的變異方程式中時，代表 GARCH 波動持續性的係數已非常接近於 1 或甚至等於 1，而有所謂 IGARCH 模型 (integrated GARCH, Engle and Bollerslev, 1986) 的出現。針對 GARCH 模型在估計金融資產報酬率得到高持續性現象，文獻上大致採用二種方式來嘗試解釋此種高持續性現象。首先，Lamoureux and Lastrapes (1990a) 在假設每日訊息抵達的數目是序列相關的假設之下，使用 MDH，推導出包含以當期訊息流（以成交量替代訊息流）當成解釋變數的 GARCH 模型，實證結果發現當變異方程式中加入成交量當成額外解釋變數之後，GARCH 模型的持續性會消失。Abhyankar (1995) 研究不同到期的期貨合約，驗證即使將交易量納入期貨報酬 GARCH 模型中，條件變異的持續性仍存在。Kalev et al. (2004) 則是在成交量之外，再額外納入個別公司宣佈的消息作為訊息流之代理變數，研究結果發現消息變數具有強烈自我相關，消息變數與股票報酬條件變異之間存在正向且顯著效果，而加入這些消息也有助於降低報酬波動的持續性。其次，Lamoureux and Lastrapes (1990b) 認為條件變異之所以會有高持續現象是因為未考慮波動存在結構改變的現象，在納入考慮結構改變的虛擬變數之後，GARCH 模型的高持續性現象也消失了。而 Hamilton and Susmel (1994) 則是假設波動存在高與低的體制，因而利用馬可夫轉換 ARCH 模型嘗試降低波動持續性，雖然此種方法是吸引人的，但作者對於衝擊為何會突然造成體制從一階段轉換至另一階段，並未深入探討。顯然嘗試解釋資產報酬率波動的高持續現象一直是學者努力方向之一，而由文獻上的二種解釋方式來看，具有理論根據 (MDH 或 SIAH) 的作法似乎又較沒有理論根據但假設波動出現結構改變或波動有高及低體制的作法更合理。因而在探討波動

持續性的相關文獻中，以第一種方式為主。另一方面，金融市場報酬波動之不對稱性效果也是學者著墨甚多的研究議題，Black (1976) 最早提出波動對壞消息（超額報酬低於預期）衝擊反應會增強，但對好消息（超額報酬高於預期）反應會降低，作者解釋負（正）超額報酬使公司資產槓桿比率上升（下跌）、風險和未來波動增加（減少），此現象歸因於槓桿效果（leverage effect）。然而，傳統 GARCH 模型無法捕捉衝擊之非對稱反應形式，Hsieh (1991) 和 Brooks (1996) 亦驗證 GARCH 模型無法捕捉金融市場之非線性行爲。近來眾多研究開始利用非線性模型來研究財務資料，Li and Li (1996) 利用 DTARCH (double threshold ARCH) 模型探討香港股價指數報酬，實證結果發現，非線性模型可捕捉到報酬和波動的不對稱性，更進一步驗證 DTARCH 模型優於對稱 ARCH 模型。Dueker (1997) 也以馬可夫轉換 GARCH 模型預測股價指數波動，將條件變異區分爲不同體制，其預測結果較傳統單一體制模型理想。而 Tsay (2002) 以非線性 TAR-GARCH (threshold autoregressive-GARCH) 模型，研究 IBM 股票日報酬，以落後一期殘差項作爲門檻變數並藉由正、負殘差項區分條件變異爲不同體制，分析報酬波動之不對稱效果。作者解釋採用落後一期殘差項作爲門檻變數是因爲落後一期殘差項爲日報酬偏離條件預期，實證結果發現，如果前一期殘差項爲負時，波動符合一種 IGARCH 模型，而若前一期殘差項爲正時，波動爲一種 GARCH 模型。因此，正、負衝擊對波動會產生不同的影響效果。

在國內相關文獻方面，王甦 (1995) 利用 EARCH 模型探討臺灣股價指數期貨與現貨市場日報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果，研究發現台灣股市不對稱現象乃是市場參與者多爲消息不靈通 (uninformed) 的散戶盤，導致當負面消息釋出時，會有過度反應的情形。莊忠柱 (2000) 也配適雙變量 EARCH 模型來分析臺灣股價指數期貨與現貨市場日報酬波動的外溢性，結果發現兩市場的波動之間存在反饋關係。江明憲與陳英生 (2000) 進一步結合部分調整模型與門檻自身迴歸異質條件變異模型來檢定台灣股票市場日

內股價波動之不對稱性。國內學者研究本土型股價指數期貨與現貨市場多著重在探討報酬波動不對稱效果與兩市場動態關聯性。事實上，新興市場由於高交易成本、放空與訊息揭露等限制，報酬普遍存在非線性現象，金融市場的好或壞消息會導致交易量對報酬波動之影響呈現不同的行為，上述文獻並未將報酬波動依消息的好與壞分成不同體制來分析，且在不同體制之下，有關交易量如何影響報酬波動之探討，目前仍付諸闕如。另外，這些研究並未進一步驗證報酬波動之非線性模型的預測結果是否較傳統 GARCH 模型更理想。

綜觀先前相關研究，特別是使用非線性模型的研究，學者們大部份著墨在股票市場，使用高頻日內資料來研究期貨市場報酬波動之非線性行為的研究較少。由於期貨市場具有價格發現功能，若能清楚瞭解期貨市場報酬波動之非線性關係，將可作為現貨市場交易策略的參考依據。另外，如果日內報酬波動可由 GARCH 參數所描述，則利用波動來預測日內資料，將有助於資產訂價、動態避險與投資組合決策。Andersen and Bollerslev (1997) 認為明確的波動聚集模型可以強化市場微結構設計與事件研究。因此，高頻日內 1 分鐘資料可捕捉市場微結構的報酬波動動態關係。又，金融市場發展迅速的新興國家，由於缺乏可信賴之時間序列資料，且受限於市場交易規則和獨特的產業結構因素，因此先前相關研究甚少將交易量納入報酬波動模型內，來研究交易量對期貨與現貨市場高頻日內報酬波動之非線性影響關係。資產價格之所以波動的主要因素乃是公開訊息和私有訊息發生，因而實務上的技術分析認為，成交量與市場走勢緊密相連，日內交易量水準能提供交易者交易訊息內容與價格之反應。

有鑑於此，為了補正國內外相關文獻的缺失，本研究與國內外相關文獻最大不同之處在於：首先，為了同時探討波動不對稱以及訊息流是否能有效解釋台股指數期貨與現貨日內報酬波動的持續性，本研究使用 Tsay (2002) TAR-GARCH 的非線性模型依前期殘差

是負（正）關係將波動分成體制 I（II），並將前一期成交量納入 TAR-GARCH 的波動方程式中，同時探討在不同體制（壞消息與好消息）下，<sup>1</sup> 波動的持續性以及壞（好）消息衝擊對波動的影響是否相同。其次，本研究也更進一步驗證非線性 TAR-GARCH 的配適能力是否較傳統 GARCH 模型更好。最後，由於金融市場調整迅速，Andersen and Bollerslev (1997) 認為高頻資料過程基本上不同於所觀察到的日或星期報酬資料，過去實證研究使用日或星期低頻資料，可能無法提供更多財務報酬波動的動態訊息來捕捉日內市場走勢，因此，本文使用日內高頻資料來捕捉股價指數期貨與現貨市場報酬波動的相關訊息。本研究架構如下：第一節介紹本文研究動機及貢獻。第二節為計量方法，介紹 GARCH 模型和 TAR-GARCH 模型。第三節為實證結果，說明資料來源與處理、基本資料描述、單根檢定、參數估計和模型診斷。最後為結論。

## 2. 計量方法

### 2.1 GARCH 模型

本研究設定日內連續複利 (continuously compounded) 報酬 ( $R_t$ ) 的 GARCH ( $p, q$ ) 模型為：

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中  $\alpha_1(L)$  為多項式之落後運算元，殘差項  $\varepsilon_t$  描述報酬不可預期的部份，其行為假設是遵循一種 GARCH 形式，也就是

$$\varepsilon_t / I_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2)$$

其中  $I_{t-1}$  為  $t-1$  期訊息變數且條件變異  $h_t$  為落後  $p$  期  $\varepsilon_t^2$  和落後  $q$  期

<sup>1</sup> Kalem et al. (2004) 亦是考慮了當期成交量可能存在的內生性問題，因而改用落後一期成交量當成訊息流替代變數。

$h_t$  之函數關係如下式：

$$h_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1} \quad (3)$$

又令當  $R_t$  為由許多獨立增量  $\delta_{it}$  所產生：

$$R_t = \sum_{i=1}^{n_t^*} \delta_{it} \quad (4)$$

其中混合變數  $n_t^*$  為在  $t$  日內之訊息交易次數， $\delta_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ ，Clark (1973) 證明當訊息流  $n_t^*$  極大時，由中央極限定理可得：

$$R_t \setminus n_t^* \sim N(0, \sigma^2 n_t^*) \quad (5)$$

由於訊息交易次數變數  $n_t^*$  無法觀察，因此實證時必需找一個替代變數，文獻上常用的替代變數就是交易量，Lamoureux and Lastrapes (1990a) 視同期交易量為在  $t$  日內交易次數  $n_t^*$  之代理變數並建構包含交易量之條件變異 GARCH 模型。一般而言，只有交易量為外生時才可使用同期交易量作變數，若交易量為非外生將因內生性而發生估計偏誤 (Najand and Yung, 1991)。Foster (1995) 及 Kalev et al. (2004) 均指出同期成交量可能存在內生性問題，但由於在探討條件波動時，不可能忽略成交量變數，因此他們改用落後一期的事前決定 (predetermined) 的成交量變數來替代當期成交量變數。基於此，本研究也改以落後一期交易量來作為交易次數之代理變數，將此一變數納入原條件變異方程式 (3) 式中得到：

$$h_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1} + \lambda Vol_{t-1} \quad (6)$$

本研究同時估計 (1) 式和 (6) 式。(6) 式中的係數  $\lambda$  為常數，若顯著表示訊息發生率會影響金融市場報酬波動。當交易活動愈大時，訊息反應也愈多，且容易有雜訊，使波動性提高，因此我們預期係數  $\lambda > 0$ 。由於 SIAH 隱含落後一期交易量可用來預測波動，如果 SIAH 能解釋市場報酬之 ARCH 效果，則視為訊息流代理變數之交易量序列必定能吸收 GARCH(1,1) 模型在條件變異過程中之波動持續性，

因此代表波動持續性的係數關係 ( $\beta_1 + \beta_2$ ) 應會下降。Kalev et al. (2004)提到有許多交易是因為流動性而非訊息所引發，因此，成交量可能不是訊息流的理想替代變數，此外，由市場微結構角度來看，成交量是衡量訊息的一種雜訊 (noisy) 衡量工具，因為交易之所以發生不僅是因為資訊的流入，也有可能是因為投資者對新聞有不同見解與解釋所致。因而當一個市場成交量反應的是多數訊息流時，預期(6)式可減少的  $\beta_1 + \beta_2$  就愈多。

## 2.2 TAR-GARCH 模型

傳統 GARCH 模型隱含落後一期正向衝擊 (好消息) 的報酬波動與落後一期負向衝擊 (壞消息) 的報酬波動有相同效果，但實證發現，波動為過去正向和負向創新之不對稱函數，過去訊息會使報酬產生不對稱調整，因而學者相繼提出非線性 GARCH 模型，例如：Nelson (1991) 提出 EGARCH (exponential GARCH) 模型，但 EGARCH 條件變異是依賴干擾項的大小而非干擾項的符號，無法捕捉多數金融變數的不對稱性；Zakoian (1994) 採用 TGARCH (threshold GARCH) 模型，藉由在條件變異方程式中干擾項的正負符號來估計波動之不對稱性，也就是波動槓桿效果。有鑑於此，本研究擬延伸門檻模型來建構非線性 GARCH 模型。首先，利用 Engle and Ng (1993) 提出的診斷性檢定法來瞭解模型是否存在波動不對稱現象，接著，本文參考 Tsay (2002) 非線性 TAR-GARCH 模型，以落後一期殘差項 ( $\varepsilon_{t-1}$ ) 作為門檻變數並藉由正、負殘差項將條件變異分為不同體制，最後，我們納入前一期交易量作為訊息流之代理變數，分析訊息發生對報酬波動之不對稱性與持續性影響。非線性 AR( $p$ )-TAR-GARCH( $p, q$ ) 模型建構如下：

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1} + \lambda_1 Vol_{t-1} + d_t(\gamma_0 + \gamma_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2(L)\varepsilon_{t-1} + \lambda_2 Vol_{t-1})。 \quad (8)$$



本文定義體制 I (壞消息) 為殘差  $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，設定  $d_t = 0$ ；相反的，體制 II (好消息) 為殘差  $\varepsilon_{t-1} > 0$ ，設定  $d_t = 1$ 。因此，(7)式和(8)式為允許市場報酬條件變異為不對稱分配的 TAR-GARCH 模型。我們將採用最大概似法聯合估計(7)式和(8)式之非線性 GARCH 模型參數。在(8)式中，壞消息影響波動的係數為  $\beta_1(L)$  而好消息影響波動的係數為  $\beta_1(L) + \gamma_1(L)$ 。就期貨和現貨市場而言，如果  $\gamma_1(L) < 0$ ，即存在槓桿效果 (壞消息衝擊大於好消息衝擊)；若  $\gamma_1(L) \neq 0$ ，表示消息衝擊為不對稱性。一般而言，壞消息與好消息對市場的影響不同，壞消息影響效果較強，而且又比較持久。學者王甦 (1995) 解釋台灣股市不對稱現象乃是市場參與者為消息不靈通的散戶盤為主，也就是 Black (1986) 所謂之雜訊交易者，雜訊交易者對於未預期之壞消息會有過度反應以致超過對於好消息之反應。此外，正向回饋交易者在股票市場上採取追逐股價走勢的操作策略，由於訊息不足，容易對壞消息過度反應，導致期貨與現貨市場劇烈波動。由於市場對壞消息有過度反應現象，因此它對報酬影響不但比較大且也需較長時間來調整。Chen et al. (2001) 亦證明美國股市對壞消息衝擊之持續性較好消息持久，顯示市場需要較長的時間來消化壞消息。因此，我們預期交易量對波動之持續性，體制 I 效果會大於體制 II，也就是壞消息的持續性影響大於好消息。

### 3. 實證結果

#### 3.1 資料來源與處理

本文以台股指數期貨與現貨為研究對象，資料取自台灣期貨交易所和新報資料庫日內 (intraday) 逐筆交易，樣本資料為台灣證券交易所加權股價指數 1 分鐘收盤價。研究期間自 2002 年 1 月 2 日至 2002 年 12 月 31 日，扣除國定假日休市等因素，共 241 個交易

日，每日 270 筆，有效樣本為 65,070 筆。<sup>2</sup> Kearney and Kevin (1998) 在分析股市波動之因素時，利用月季節性虛擬變數（dummy variable）以避免條件平均數與條件標準差之變動會影響其它變數。Martens et al. (1998) 為解決資料中出現結構改變的問題，而影響估計結果，將 S & P 500 的 1 分鐘資料採按月的方式來估計，以避免因使用太長期資料時，結構改變或季節性因素偏誤了估計結果。基於此，本研究也將資料分成十二個月來按月估計。又因高頻資料存在非同步與非連續交易及開盤資料累積過去資訊等問題，這些問題均有可能造成統計上的偏誤，因此我們也利用虛擬變數方法來排除日內資料的一些 diurnal 現象，<sup>3</sup> 並參照 Stoll and Whaley (1990b) 作法，在資料合併前序列先取落後十期，再將上午開盤後的前 10 分鐘資料予以刪除。Stoll and Whaley (1990a) 指出 S & P 500 股價指數開盤至開盤交易時間平均為 5 至 7 分鐘，價格在此期間會反應前一日的收盤價，忽略每日前 10 分鐘觀察值，可降低過去價格訊息之反應。

我們定義期貨市場報酬為期貨價格變動  $\Delta f_t = 100 (\log F_t - \log F_{t-1})$ ，現貨市場報酬為現貨價格變動  $\Delta s_t = 100 (\log S_t - \log S_{t-1})$ ，其中  $F_t$  為期貨合約在  $t$  期的理論價格， $S_t$  是  $t$  期的現貨價格。

### 3.2 基本資料描述

本文研究期間（2002 年 1 月 2 日至 12 月 31 日）內，台股指數期貨與現貨價格呈現一種空頭走勢，且大部分時間期貨的價格水準低於現貨，如圖 1。表 1 列出期貨報酬與現貨報酬一些基本統計量包括樣本之平均數、標準差、偏態係數及峰態係數。由表 1 得知，

<sup>2</sup> 本研究使用 2002 年日內資料進行研究，主要是因為我們所服務的機構祇能取得 2002 年日內資料，2002 年台股指數大致由年初 6,000 多點跌到 10 月份的 4,000 點之後，逐漸反彈回升到年底的 4,400 點左右。整體而言，2002 年台股呈現一種空頭走勢，因此，本研究的研究結果或許較適合用來解釋空頭市場波動的行為。

<sup>3</sup> 所謂 diurnal 是指逐筆交易資料會存在 U 型交易型態。換言之，開盤和收盤時段交易活動最活絡，而盤中交易較少。

在本研究期間內，台股指數期貨的平均報酬和標準差都高於現貨市場，印證期貨市場高報酬、高風險的特性。有關偏態與峰態係數方面，期貨與現貨均呈現負偏、厚尾分佈，顯示兩市場報酬未符合常態分配。另外，Ljung-Box  $Q$  和  $Q^2$  檢定報酬自我相關和條件變異之 GARCH 效果，結果發現日內報酬資料均呈現顯著的自我相關和 GARCH 效果。本文亦以 Ljung-Box  $Q$  檢定交易量是否存在序列相關，表 2 包含落後至五期之自我相關係數與  $Q$  統計量， $Q$  檢定結果顯示期貨和現貨市場之訊息發生率呈現顯著序列相關，也就是存在波動聚集現象。此外，我們也關心交易量序列是否穩定，若交易量為非穩定序列，則隨後檢定交易量對條件變異之影響也會無效。表 2 中 ADF 單根檢定拒絕虛無假設，支持期貨和現貨市場之交易量為穩定序列。

### 3.3 GARCH 模型之估計結果

本文應用條件  $t$  分配並以 MLE 反覆遞迴方式，同時估計條件平均和條件變異方程式參數。<sup>4</sup> 我們將期貨和現貨市場日內報酬序列配適適當 GARCH 模型，其中期貨市場為 AR (7) – GARCH (1,1)，現貨市場為 AR (3) – GARCH (1,1)。<sup>5</sup> 表 3 為期貨和現貨市場不同月份之 GARCH (1,1) 模型和納入交易量 GARCH (1,1) 模型之估計結

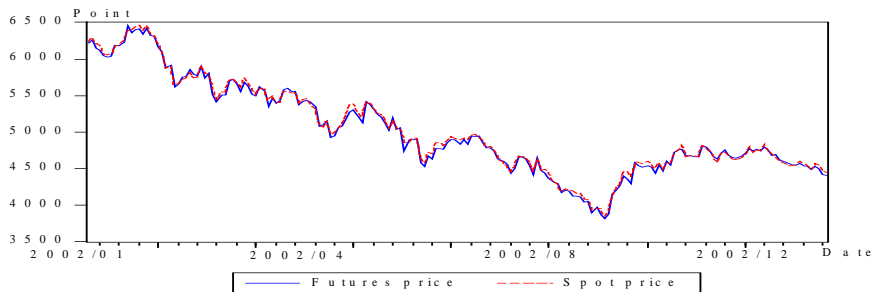


圖 1 台股指數期貨與現貨走勢

<sup>4</sup> 本研究所有估計過程均採用 RATS 5.01 版。

<sup>5</sup> 所謂適當模型指的是該模型殘差及殘差平方均已不存在序列相關的問題。

表 1 台股指數期貨和現貨市場報酬基本統計量

	期貨報酬	現貨報酬
平均數	-0.0004	-0.0013
標準差	0.0765	0.0669
偏態係數	0.1801	0.0197
峰態係數	11.1167	4.0122
Jarque-Bera	175,121 ***	2,731.2920 ***
$Q(10)$	589.3700 ***	10,598.3400 ***
$Q^2(10)$	3,477.5400 ***	8,936.6800 ***
樣本數	65,070	65,070

說明：1. Jarque-Bera 為常態分配的檢定統計量。\*\*\*表示 1%的顯著水準。

2.  $Q(10)$ 和  $Q^2(10)$  分別表示落後 10 期報酬和其平方項的 Ljung-Box 統計檢定量。

果。由於條件平均方程式須配適正確否則高階動差會產生偏誤，因此我們採用 Ljung-Box 統計量檢定模型，其中落後十期之標準化殘差水準值及其平方項二者統計量均顯示殘差已無顯著之序列相關，亦即，模型配適資料無誤。表 3 中  $\beta_1$  和  $\beta_2$  為條件變異方程式 ARCH 項 ( $\varepsilon_{t-1}^2$ ) 和 GARCH 項 ( $h_{t-1}$ ) 之參數，在 1% 顯著水準下估計結果均顯著，也就是期貨和現貨市場高頻資料波動具異質性。我們利用二參數之和 ( $\beta_1 + \beta_2$ ) 來衡量市場波動持續程度，平均而言，期貨市場為 0.946 而現貨市場為 0.923，兩市場波動持續均高於 0.900 以上，但小於 1，表示過程為穩定，隱含當期訊息與預期未來長期波動有關，且期貨和現貨市場報酬序列之條件變異存在高度持續性。上述實證結果與相關文獻吻合，Omran and McKenzie (2000) 發現美國股票市場也存在波動高度持續性現象；Abhyankar (1995) 研究不同到期的期貨合約，也驗證了期貨市場存在報酬波動持續性現象。

表 2 指數期貨和現貨市場交易量之自我相關係數  
(落後五期) 和單根檢定

金融市場	自我相關係數					ADF 單根檢定	
	1	2	3	4	5		
期貨交易量	0.720 (0.0 <sup>***</sup> )	0.631 (0.0 <sup>***</sup> )	0.579 (0.0 <sup>***</sup> )	0.551 (0.0 <sup>***</sup> )	0.533 (0.0 <sup>***</sup> )	219,686 (0.0 <sup>***</sup> )	-21.418 (0.0 <sup>***</sup> )
現貨交易量	0.920 (0.0 <sup>***</sup> )	0.877 (0.0 <sup>***</sup> )	0.846 (0.0 <sup>***</sup> )	0.829 (0.0 <sup>***</sup> )	0.810 (0.0 <sup>***</sup> )	491,880 (0.0 <sup>***</sup> )	-20.682 (0.0 <sup>***</sup> )

說明：Q (10)表示落後 10 期交易量水準值 Ljung-Box 統計檢定量。括弧內 \*\*\* 表示 1% 顯著水準之 P 值。

爲了檢測市場訊息流是否可用來解釋報酬波動之假設，本研究以前一期交易量作爲訊息創新的代理變數。表 3 的  $\lambda$  係數爲變異方程式中前期交易量參數的估計結果。平均而言，期貨市場爲 0.126，而現貨市場爲 3.802，且無論是在期貨或現貨市場，前期交易量係數在 1% 顯著水準下均爲正向顯著影響，亦即，訊息流與條件波動呈正相關。此外，由表 3 中我們亦觀察到 GARCH 模型在納入前期交易量變數之後會降低條件變異之持續性，平均而言，期貨市場報酬波動持續性爲 0.735，降低 22.30%，而現貨市場爲 0.823，減少 10.83%。顯示台灣指數期貨與現貨市場的條件異質現象可用落後一期交易量來解釋。此一結果支持連續訊息到達假說；Najand and Yung (1991) 發現落後期交易量對 GARCH 模型的價格波動影響在統計上呈顯著正相關，且交易量會降低條件變異的波動持續性。Gallo and Psvini (2000) 利用 EARCh 模型研究交易活動對市場波動之影響，也證明美國股市報酬波動持續性可由落後一期交易量所吸收。我們亦發現台股期貨市場報酬波動持續性之降低幅度大於現貨市場，意味著台股期貨市場可能由於交易成本較低，因而反應新訊息速度較快，而使得波動持續性較短暫。

表 3 期貨與現貨市場 GARCH (1,1) 模型和包含交易量 GARCH (1,1) 模型之參數估計

期貨市場 AR (3) - GARCH (1,1) 模型												
$R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t$						$R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t$						
$h_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1}$						$h_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1} + \lambda Vol_{t-1}$						
月份	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1 + \beta_2$	$Q(10)$	$Q^2(10)$	LR	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1 + \beta_2$	$\lambda * 10,000$	$\beta_1 + \beta_2$ 減少%	LR
1	0.159***	0.829***	0.988	5.538(0.852)	8.531(0.577)	7,820	0.157***	0.702***	0.859	0.010***	13.06%	7,710
2	0.119***	0.855***	0.974	7.756(0.652)	3.395(0.971)	5,764	0.116***	0.764***	0.880	0.031***	9.63%	5,772
3	0.120***	0.775***	0.895	4.558(0.917)	9.575(0.478)	9,974	0.114***	0.625***	0.739	0.104*	17.43%	9,952
4	0.128***	0.738***	0.866	11.046(0.354)	8.454(0.584)	11,551	0.095***	0.662***	0.757	0.118**	12.59%	11,577
5	0.067***	0.904***	0.971	6.281(0.691)	4.281(0.872)	9,804	0.076***	0.884***	0.960	0.010***	1.13%	9,800
6	0.162***	0.818***	0.980	12.286(0.233)	14.129(0.167)	10,349	0.113***	0.822***	0.935	0.301***	4.59%	9,526
7	0.081***	0.857***	0.938	15.227(0.122)	15.760(0.103)	9,873	0.146***	0.412***	0.558	0.158*	40.51%	9,041
8	0.147***	0.828***	0.975	13.001(0.201)	0.959(0.999)	11,796	0.151***	0.634***	0.785	0.084***	19.49%	11,771
9	0.106***	0.810***	0.916	16.403(0.113)	3.280(0.974)	10,729	0.078***	0.725***	0.803	0.196**	12.34%	9,627
10	0.108***	0.818***	0.926	15.685(0.193)	9.012(0.521)	9,451	0.113***	0.385***	0.498	0.271*	46.22%	9,322
11	0.127***	0.801***	0.928	12.362(0.261)	14.619(0.147)	11,024	0.146***	0.285***	0.431	0.016***	53.55%	10,486
12	0.105***	0.888***	0.993	15.161(0.188)	6.874(0.737)	13,171	0.102***	0.521***	0.623	0.211***	37.26%	12,885
平均	0.119	0.843	0.946	11.275	9.072	10,108	0.117	0.618	0.735	0.126	22.30%	9,789

說明：1. \*、\*\*、\*\*\* 表示在 10%、5% 和 1% 顯著水準下，顯著的估計值。括弧內為  $P$  值。

2.  $Q(10)$  和  $Q^2(10)$  分別表示落後 10 期報酬及其平方項的 Ljung-Box 統計檢定量。

表 3 期貨與現貨市場 GARCH (1,1) 模型和包含交易量 GARCH (1,1) 模型之參數估計 (續前頁)

現貨市場 AR (7) - GARCH (1,1) 模型												
$R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t$						$R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t$						
$h_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1}$						$h_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1} + \lambda Vol_{t-1}$						
月份	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1 + \beta_2$	$Q(10)$	$Q^2(10)$	LR	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1 + \beta_2$	$\lambda * 10,000$	$\beta_1 + \beta_2$ 減少%	LR
1	0.080***	0.847***	0.926	8.661(0.849)	5.144(0.881)	11,215	0.078***	0.722***	0.800	4.739***	13.61%	11,107
2	0.055***	0.821***	0.876	15.191(0.125)	2.445(0.994)	6,999	0.029***	0.619***	0.648	5.844**	26.03%	7,018
3	0.052***	0.899***	0.951	5.694(0.458)	8.567(0.573)	12,099	0.065***	0.685***	0.750	4.950***	21.14%	12,049
4	0.051***	0.804***	0.855	14.619(0.146)	10.268(0.417)	12,349	0.048***	0.334***	0.782	8.071***	8.54%	12,249
5	0.072***	0.826***	0.898	4.3211(0.633)	3.842(0.954)	13,103	0.056***	0.704***	0.760	4.521***	15.37%	13,107
6	0.049***	0.911***	0.960	5.798 (0.446)	7.493(0.678)	11,776	0.049***	0.888***	0.937	0.768*	2.40%	11,784
7	0.065***	0.903***	0.968	6.641(0.355)	10.467(0.401)	11,815	0.071***	0.876***	0.947	7.785***	2.17%	11,785
8	0.117***	0.825***	0.942	8.932(0.817)	1.416(0.998)	13,602	0.126***	0.766***	0.892	2.701**	5.31%	13,587
9	0.071***	0.744***	0.815	5.553(0.475)	7.612(0.572)	14,035	0.121***	0.722***	0.743	1.964**	8.83%	14,055
10	0.064***	0.888***	0.952	9.265(0.507)	4.310(0.891)	14,645	0.056***	0.677***	0.763	1.789**	19.85%	14,645
11	0.085***	0.861***	0.946	14.332(0.158)	8.749(0.556)	14,051	0.102***	0.806***	0.908	1.613*	4.02%	14,082
12	0.087***	0.893***	0.980	16.577(0.102)	13.917(0.177)	14,492	0.102***	0.849***	0.951	0.873***	2.96%	14,518
平均	0.071	0.852	0.923	9.632	7.019	12,515	0.075	0.721	0.823	3.802	10.83%	12,499

說明：1. \*、\*\*、\*\*\* 表示在 10%、5% 和 1% 顯著水準下，顯著的估計值。括弧內為  $P$  值。

2.  $Q(10)$  和  $Q^2(10)$  分別表示落後 10 期報酬及其平方項的 Ljung-Box 統計檢定量。

綜上所述，本研究發現台股指數期貨和現貨市場之日內報酬波動與落後一期交易量存在顯著正相關，且落後一期交易量會降低波動持續性，因此，本文推論交易量能解釋期貨與現貨市場波動持續性之現象，且 Kaley et al. (2004) 認為使用日內資料有助於降低報酬波動之持續性。另外，本研究亦發現台股期貨市場報酬波動持續性之降低幅度大於現貨市場，可能的解釋原因是台股期貨主要參與者為散戶投資人，由於期貨市場具有高財務槓桿，一旦有新訊息進入市場，投資人會迅速調整持有部位，而使得報酬波動持續性效果變小。

### 3.4 非線性 GARCH 模型不對稱現象之檢定

為了瞭解模型是否存在波動不對稱現象，本研究採用 Engle and Ng (1993) 提出的診斷性檢定法來檢定壞消息衝擊與好消息衝擊對市場報酬波動性之影響是否有所不同。模型表示如下：

$$u_t^2 = \phi_0 + \phi_1 S_{t-1}^- + \phi_2 S_{t-1}^- u_{t-1} + \phi_3 (1 - S_{t-1}^-) u_{t-1} + \eta_t \quad (9)$$

其中  $u_t = \varepsilon_t / \sigma_t$  為標準化殘差， $S_{t-1}^-$  為虛擬變數，若  $u_{t-1} < 0$  則值為 1，否則為 0； $\eta_t$  為白噪音之干擾項。若係數  $\phi_1$  顯著，表示模式有符號偏誤 (sign bias)；若  $\phi_2$  顯著，表示模式有負向程度偏誤 (negative size bias)；若  $\phi_3$  顯著，則表示模式有正向程度偏誤 (positive size bias)。

表 4 指數期貨和現貨市場報酬波動之診斷性檢定

金融市場	$\phi_0$	$\phi_1$	$\phi_2$	$\phi_3$
期貨市場	0.0012 (0.012)	-0.0052 (0.002 <sup>***</sup> )	0.0142 (0.053 <sup>*</sup> )	-0.0361 (0.076 <sup>*</sup> )
現貨市場	-0.0471 (0.021 <sup>**</sup> )	-0.0832 (0.042 <sup>**</sup> )	0.0057 (0.004 <sup>***</sup> )	0.0014 (0.032 <sup>**</sup> )

說明：\*、\*\*、\*\*\* 表示在 10%、5% 和 1% 顯著水準下。括弧內為 P 值。



表 4 顯示指數期貨和現貨市場報酬波動之符號偏誤、負向程度偏誤和正向程度偏誤係數均顯著，意味指數期貨和現貨市場報酬波動存在不對稱現象。因此，本文進一步以非線性 TAR-GARCH 模型來捕捉期貨和現貨市場報酬波動之不對稱性，並與傳統線性 GARCH 模型的估計結果相比較。

### 3.5 TAR-GARCH 模型之估計結果

GARCH 模型之限制為條件變異對正向和負向衝擊反應相同，由於條件變異是過去殘差平均之函數，殘差符號不會影響波動，因此，線性 GARCH 模型無法捕捉不對稱反應形式。然而，由於金融市場對來自負向價格變動較對來自正向價格變動敏感，因而存在一種槓桿效果。Hwang and Woo (2001) 利用門檻模型分析條件變異之不對稱性，並將門檻概念應用在韓國股價指數、外匯和債券市場報酬之條件變異的研究上，他們的實證結果發現市場確實存在門檻效果。Chan et al. (2004) 研究中國期貨市場，也發現報酬波動存在不對稱性且與落後一期交易量呈正向的關係。有鑑於此，本研究利用非線性 TAR-GARCH 模型，進一步分析期貨和現貨市場報酬波動是否會因正向或負向衝擊而產生不對稱的現象。表 5 為 TAR-GARCH 模型參數之估計結果，其中台股指數期貨和現貨市場模型分別設定為 AR (7)-TAR-GARCH (1,1)，AR (3)-TAR-GARCH (1,1)。

由表 5 我們觀察到台股期貨和現貨市場 TAR-GARCH (1,1) 模型之係數均非常顯著，體制 I（壞消息）條件變異方程式之係數  $\beta_1(L)$  和  $\beta_2(L)$  均呈顯著正值，而體制 II（好消息）條件變異方程式中的參數  $\gamma_1(L)$  和  $\gamma_2(L)$  則呈顯著負值，表示期貨和現貨市場存在槓桿效果，此外，平均而言，長期非條件變異在體制 I ( $\beta_0/(1-\beta_1-\beta_2)$ ) 大於體制 II ( $(\beta_0+\gamma_0)/(1-\beta_1-\beta_2-\gamma_1-\gamma_2)$ )。<sup>6</sup> 其中期貨市場在體制 I

<sup>6</sup> 長期非條件變異在體制 I 為  $(\beta_0/(1-\beta_1-\beta_2))$  之推導過程如下：

我們設定 GARCH(1,1) 模型為  $h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1}$ ，令  $v_t = \varepsilon_t^2 - h_t$  且  $E(v_t) = 0$ ，

為 0.026，在體制 II 為 0.007，而現貨市場在體制 I 為 0.032，在體制 II 為 0.005，顯示好、壞消息之衝擊對波動影響不同，驗證台股指數期貨和現貨市場報酬波動存在不對稱性效果，一般而言，新興市場受限於高交易成本、放空與訊息揭露等限制而存在報酬波動不對稱的非線性現象。其次，我們亦發現交易量係數  $\lambda_1 > 0$  與  $\lambda_2 < 0$ ，平均而言，期貨市場體制 I 的交易量對條件變異正向影響效果為 0.147，體制 II 為 0.086，而在現貨市場體制 I 的影響為 4.530，體制 II 為 2.352，隱含壞消息出現會使期貨與現貨市場每單位成交量對價格影響幅度大於好消息時。最後，在有關期貨和現貨市場交易量對波動之持續性效果方面，由表 5 中，我們也發現體制 I ( $\beta_1 + \beta_2$ ) 的持續性均大於體制 II ( $\beta_1 + \beta_2 + \lambda_1 + \lambda_2$ )。平均而言，期貨市場的體制 I 為 0.717，體制 II 為 0.686，而在現貨市場體制 I 為 0.764，體制 II 為 0.645，也就是期貨與現貨市場對壞消息衝擊的持續性影響均大於好消息。此結果意味當市場出現重大訊息時，由於價格無法即時作出反應，須經過一段時間將訊息反應完畢，且市場會以較長的時間來消化壞消息。另外，由 TAR-GARCH 模型估計所得到的持續性效果均較傳統 GARCH 模型短暫，表示在 TAR-GARCH 模型下，交易量較能解釋期貨與現貨市場波動的持續性。

事實上，由於市場交易量不足，高交易成本和市場限制如：放空限制、訊息揭示不足、投資限制和外資持有限制等因素，新興國家期貨和現貨市場報酬普遍存在非線性行為，因此非線性門檻模型確實有助於我們瞭解金融市場報酬波動在不同消息衝擊下的影響。為了驗證使用 TAR-GARCH 模型也較 GARCH 模型在資料配適上更佳，本文亦使用 Diebold and Mariano (1995) 所提出的比較不同模型預測能力（樣本內或樣本外）的統計檢定方法進行比較，結果發現，

---

代入 GARCH(1,1)模型成爲 ARMA(1,1)關係： $\varepsilon_t^2 = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2)\varepsilon_{t-1}^2 + v_t - \beta_2 v_{t-1}$ ，長期，由於  $E(\varepsilon_t^2) = E(\varepsilon_{t-1}^2) = \sigma_t^2$ ，在  $E(v_t) = 0$  假設之下，非條件變異等於  $\beta_0 / (1 - \beta_1 - \beta_2)$ 。同理，可推導出  $\varepsilon_t^2$  長期非條件變異在體制 II 為  $(\beta_0 + \gamma_0) / (1 - \beta_1 - \beta_2 - \gamma_1 - \gamma_2)$ 。

表 5 期貨與現貨市場 TAR-GARCH (1,1) 模型之參數估計

期貨市場 AR (3) - TAR-GARCH (1,1) 模型													
$R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t ; h_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1} + \lambda_1 Vol_{t-1} + D_t(\gamma_0 + \gamma_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2(L)h_{t-1} + \lambda_2 Vol_{t-1})$													
體制 I ( $\varepsilon_{t-1} < 0$ ): $d_t = 0$							體制 II ( $\varepsilon_{t-1} > 0$ ): $d_t = 1$						
$R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t$							$R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t$						
$R_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1} + \lambda_1 Vol_{t-1}$							$h_t = (\beta_0 + \gamma_0) + (\beta_1(L) + \gamma_1(L))\varepsilon_{t-1}^2 + (\beta_2(L) + \gamma_2(L))h_{t-1} + (\lambda_1 + \lambda_2)Vol_{t-1}$						
月份	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1 + \beta_2$	$\lambda_1$	$\frac{\beta_0}{1 - \beta_1 - \beta_2}$	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\lambda_2$	$\frac{\beta_1 + \beta_2}{\beta_1 + \beta_2 + \gamma_1 + \gamma_2}$	$\frac{\beta_0 + \gamma_0}{1 - \beta_1 - \beta_2 - \gamma_1 - \gamma_2}$	LR
1	0.002***	0.108***	0.852***	0.960	0.093**	0.050	-0.001**	-0.004***	-0.112**	-0.026***	0.844	0.006	7,509
2	0.006***	0.072***	0.621***	0.693	0.092**	0.019	-0.002*	-0.010**	-0.069***	-0.010***	0.614	0.008	5,611
3	0.004***	0.105***	0.534***	0.639	0.196*	0.011	-0.001***	-0.027	-0.095	-0.092***	0.517	0.006	9,832
4	0.002***	0.051***	0.732***	0.783	0.146***	0.009	-0.001***	-0.021*	-0.030***	-0.085*	0.732	0.004	11,448
5	0.003***	0.086***	0.886***	0.972	0.170**	0.107	-0.001**	-0.033*	-0.043	-0.078***	0.896	0.019	9,661
6	0.004***	0.138***	0.748***	0.886	0.163***	0.035	-0.001***	-0.007***	-0.008**	-0.020*	0.871	0.023	9,413
7	0.002***	0.111***	0.296***	0.407	0.198*	0.003	-0.001**	-0.023*	-0.020**	-0.067***	0.364	0.001	89,022
8	0.002***	0.116***	0.283***	0.399	0.117**	0.003	-0.001***	-0.007**	-0.027*	-0.034**	0.365	0.001	11,617
9	0.003***	0.093***	0.705***	0.798	0.123**	0.015	-0.001*	-0.004***	-0.015**	-0.036**	0.779	0.009	9,501
10	0.005***	0.069***	0.832***	0.901	0.112***	0.050	-0.004***	-0.034***	-0.021***	-0.009***	0.846	0.006	9,221
11	0.002***	0.115***	0.723***	0.838	0.171*	0.012	-0.001***	-0.066***	-0.031**	-0.128***	0.741	0.004	10,324
12	0.003***	0.049***	0.281***	0.329	0.184***	0.003	-0.002***	-0.015**	-0.029***	-0.149**	0.286	0.001	12,744
平均	0.003	0.093	0.624	0.717	0.147	0.026	-0.001	-0.002	-0.004	-0.061	0.686	0.007	9,650

說明：成交量係數以  $\lambda * 10,000$  表示。\*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5% 和 1% 顯著水準下，顯著的估計。

表 5 期貨與現貨市場 TAR-GARCH (1,1) 模型之參數估計 (續前頁)

現貨市場 AR (7) - TAR-GARCH (1,1) 模型													
$R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t ; h_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1} + \lambda_1 Vol_{t-1} + D_t(\gamma_0 + \gamma_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2(L)h_{t-1} + \lambda_2 Vol_{t-1})$													
體制 I ( $\varepsilon_{t-1} < 0$ ): $d_t = 0$ $R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t$							體制 II ( $\varepsilon_{t-1} > 0$ ): $d_t = 1$ $R_t = \alpha_0 + \alpha_1(L)R_{t-1} + \varepsilon_t$						
$R_t = \beta_0 + \beta_1(L)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2(L)h_{t-1} + \lambda_1 Vol_{t-1}$							$h_t = (\beta_0 + \gamma_0) + (\beta_1(L) + \gamma_1(L))\varepsilon_{t-1}^2 + (\beta_2(L) + \gamma_2(L))h_{t-1} + (\lambda_1 + \lambda_2)Vol_{t-1}$						
月份	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_1 + \beta_2$	$\lambda_1$	$\frac{\beta_0}{1 - \beta_1 - \beta_2}$	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\lambda_2$	$\frac{\beta_1 + \beta_2}{\beta_1 + \gamma_1 + \gamma_2}$	$\frac{\beta_0 + \gamma_0}{1 - \beta_1 - \beta_2 - \gamma_1 - \gamma_2}$	LR
1	0.003***	0.098***	0.855***	0.953	4.056***	0.063	-0.002***	-0.060***	-0.060**	-1.984**	0.833	0.006	10,954
2	0.007***	0.072***	0.743***	0.815	6.241**	0.038	-0.005***	-0.036*	-0.120***	-2.042***	0.634	0.005	6,901
3	0.006***	0.054***	0.593***	0.647	8.777**	0.017	-0.003***	-0.027***	-0.121*	-2.652*	0.499	0.006	11,923
4	0.004***	0.062***	0.447***	0.509	5.907**	0.008	-0.002***	-0.021***	-0.046***	-4.847*	0.442	0.004	12,110
5	0.005***	0.066***	0.614***	0.680	6.036***	0.016	-0.004***	-0.027**	-0.252***	-2.825***	0.401	0.002	12,999
6	0.003***	0.021***	0.595***	0.616	4.576*	0.008	-0.002**	-0.086***	-0.163**	-1.338*	0.539	0.002	11,631
7	0.004***	0.084***	0.802***	0.886	4.859***	0.035	-0.003***	-0.027*	-0.085***	-1.568***	0.774	0.004	11,660
8	0.008***	0.031***	0.801***	0.832	1.725**	0.048	-0.004***	-0.087***	-0.301***	-1.289**	0.444	0.007	13,423
9	0.004***	0.112***	0.515***	0.627	4.900**	0.010	-0.002***	-0.070**	-0.015*	-2.588**	0.542	0.004	13,901
10	0.009***	0.084***	0.670***	0.754	1.949***	0.037	-0.006**	-0.041*	-0.158***	-1.709	0.555	0.007	14,526
11	0.002***	0.160***	0.786***	0.946	1.683***	0.037	-0.001***	-0.066**	-0.165*	-1.231***	0.715	0.003	13,960
12	0.006***	0.067***	0.838***	0.905	3.655**	0.063	-0.004***	-0.015***	-0.035**	-2.068**	0.855	0.014	14,405
平均	0.005	0.075	0.689	0.764	4.530	0.032	-0.003	-0.041	-0.126	-2.178	0.645	0.005	12,366

說明：成交量係數以  $\lambda * 10,000$  表示。\*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5% 和 1% 顯著水準下，顯著的估計。

非線性 TAR-GARCH 模型的實證結果整體而言均較 GARCH 模型佳（見表 6）。顯示非線性 TAR-GARCH 模型更能闡述金融市場日內報酬波動與交易量之動態關係。Dueker(1997)以馬可夫轉換 GARCH 模型配適和預測股價指數波動，將條件變異區分為不同體制，其預測結果也證實較傳統單一體制模型更理想。

表 6 GARCH 與 TAR-GARCH 模型樣本內預測能力之比較

月份	1	2	3	4	5	6
DM 檢定	10.32*** (3.98)	12.90** (2.22)	17.84*** (3.82)	15.32*** (4.10)	21.34** (2.25)	32.21*** (4.21)
月份	7	8	9	10	11	12
DM 檢定	31.49*** (3.65)	10.82 (1.78)	28.09* (2.19)	38.91*** (3.21)	21.20** (2.24)	19.66*** (3.05)

說明：係數的單位均為  $10^{-4}$ 。\*、\*\*、\*\*\* 分別表示在 10%、5%和 1% 顯著水準。括弧內為  $t$  統計量。表格內係數採用 Diebold and Mariano (1995) 預測能力比較的檢定方法。令使用 GARCH 模型估計所得到的殘差為  $\varepsilon_G$ ，而使用 TAR-GARCH 模型估計所得到的殘差為  $\varepsilon_{TG}$ ，定義  $f_t = \varepsilon_G^2 - \varepsilon_{TG}^2$  及  $\mu \equiv Ef_t$ 。檢定的虛無假設  $H_0: \mu = 0$ ，而變異與共變異矩陣則根據 Diebold and Mariano (1995) 所建議採用的 Newey-West 異質與序列相關一致估計式。

#### 4. 結論

本研究利用交易量作為訊息流之代理變數，檢視台股指數期貨和現貨市場日內報酬波動與交易量之非線性行為。我們配適傳統 GARCH 模型、包含交易量 GARCH 模型和非線性 TAR-GARCH 模型來解釋台股指數期貨與現貨市場報酬波動不對稱性和持續性效果。

首先，由於同期交易量與報酬有太多共同的訊息，因此報酬平方會與同期交易量相關，導致模型估計時發生偏誤。有鑑於此，本

文採用落後一期交易量作為訊息流之代理變數。實證結果顯示，前期交易量確實會正向顯著影響期貨和現貨市場報酬之條件變異，此一實證結果支持連續訊息假說，與 Najand and Yung (1991) 和 Foster (1995) 結論一致。此外，本研究亦發現在加入前期成交量當成訊息流替代變數之後，期貨市場報酬波動持續性之降低幅度大於現貨市場，我們認為主要原因可能是台股期貨主要參與者為散戶投資人，由於期貨市場具有高財務槓桿，一旦有新訊息進入市場，投資人會迅速調整持有部位，使報酬波動持續性效果變小。

其次，台股指數期貨和現貨市場非線性 TAR-GARCH 模型的估計結果發現，報酬波動在體制 I（壞消息）的條件變異會大於在體制 II（好消息）之條件變異，驗證報酬波動存在不對稱性效果，且期貨市場報酬波動不對稱性較現貨市場強烈，意味投資人在期貨市場面對壞消息極易過度反應。另外，在期貨和現貨市場交易量在不同體制對波動之持續性效果方面，我們的結果也發現體制 I 的持續性影響大於體制 II，進一步驗證台股指數期貨和現貨市場對壞消息之衝擊影響較強烈且持久，此一結果隱含，當市場出現重大訊息時，由於價格無法即時作出反應，須經過一段時間將訊息反應完畢，且市場會以較長的時間來消化壞消息。

最後，我們將使用非線性 TAR-GARCH 模型與使用傳統 GARCH 模型所得到的結果相比較，發現台股指數期貨和現貨市場在非線性 TAR-GARCH 模型下之持續性效果均較傳統 GARCH 模型短暫，顯示在 TAR-GARCH 模型下，前期交易量較能解釋波動的持續性，且非線性 TAR-GARCH 模型的實證結果整體而言均較 GARCH 模型佳，顯示使用非線性 TAR-GARCH 模型更能描述報酬波動與交易量在不同體制之非線性行為。

綜合以上所述，本文建構台股指數期貨與現貨市場報酬波動之非線性 TAR-GARCH 模型，來探討台股指數期貨與現貨市場報酬波動之不對稱性與持續性效果，更能彰顯報酬波動與交易量之動態關係。台灣期貨與現貨市場不對稱現象乃是由於市場參與者多為雜訊

交易者，由於散戶投資人並未擁有太多訊息，在做買賣決策時，極易受情緒影響，而未依循理性的行爲，另一種解釋理由爲正向回饋交易者在股票市場上採取追逐股價走勢，由於訊息不足，容易對壞消息過度反應，導致期貨與現貨市場劇烈波動。有鑑於此，政府管理當局應放寬期貨市場之管制，積極開放外國專業投資機構與法人參與期貨市場，以降低期貨市場之波動。另外，在訊息揭露方面，應公正、公開且迅速，以避免內線交易產生而導致投資人非理性的行爲。Engle (1993) 指出，風險趨避者會藉由降低預期波動高的資產以調整投資組合。因此，確認報酬的波動有助於投資者對期貨與現貨市場相關行爲更進一步的瞭解，以利資產評估、最適投資組合、選擇權訂價和風險管理決策之參考。

## 參考文獻

- 王牲 (1995), 「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果—台灣股票市場之實證分析」, 證券市場發展季刊, 7: 1, 125-161。
- 江明憲、陳英生 (2000), 「台灣股市日內股票報酬波動之研究」, 證券市場發展季刊, 12: 4, 99-132。
- 莊忠柱 (2000), 「股價指數期貨與現貨的波動性外溢: 臺灣的實證」, 證券市場發展季刊, 12: 2, 111-138。
- Abhyankar, A. (1995), "Trading-Round-the Clock: Return, Volatility, and Volume Spillovers in the Eurodollar Futures Market," *Pacific-Basin Finance Journal*, 3, 75-92.
- Andersen, T. and T. Bollerslev (1997), "Intraday Seasonality and Volatility Persistence in Financial Markets," *Journal of Empirical Finance*, 4, 115-158.
- Black, F. (1976), "Studies in Stock Price Volatility Changes," The 1976 Business Meeting, Chicago: American Statistical Association, 177-181.
- Black, F. (1986), "Noise," *Journal of Finance*, 41, 529-543.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Economics*, 31, 307-327.
- Brooks, C. (1996), "Testing for Non-Linearity in Daily Pound Exchange Rate," *Applied Financial Economics*, 6, 307-317.
- Chan, K. C., H. G. Fung and W. K. Leung (2004), "Daily Volatility Behavior in Chinese Futures Markets," *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 14, 491- 505.
- Chen, C. W., T. C. Chiang and M. K. So (2001), "Asymmetrical Relation to US Stock-Return News: Evidence from Major Stock Markets Based on a Double-Threshold," *Journal of Economics and Business*, 55, 487-502.



- Clark, P. K. (1973), "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica*, 41, 136-155.
- Darrat, A., F. S. Rahman and M. Zhong (2003), "Intraday Trading Volume and Return Volatility of the DJIA Stock: A Note," *Journal of Banking and Finance*, 27, 2035-2043.
- Diebold, F. X. and R. S. Mariano (1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-263.
- Dueker, M. (1997), "Markov Switching in GARCH Processes and Mean-Reverting Stock Volatility," *Journal of Business, Economics and Statistics*, 15, 26-34.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Engle, R. F. and T. Bollerslev (1986), "Modeling the Persistence of Conditional Variances," *Econometric Reviews*, 5, 1-50.
- Engle, R. F. (1993), "Statistical Models for Financial Volatility," *Financial Analysts Journal*, 15, 72-78.
- Engle, R. F. and V. K. Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Foster, A. J. (1995), "Volume-Volatility Relationships for Crude Oil Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 15, 929-951.
- Gallo, G. M. and B. Psvini (2000), "The Effects of Trading Activity on Market Volatility," *The European Journal of Finance*, 6, 163-175.
- Hamilton, J. D. and R. Susmel (1994), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, 64, 307- 333.
- Hsieh, M. (1991), "Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets," *Journal of Finance*, 46, 1839-1877.

- Hwang, S. Y. and M. J. Woo (2001), "Threshold ARCH (1) Processes: Asymptotic Inference," *Statistics and Probability Letters*, 53, 11- 20.
- Ito, T., R. K. Lyons and M. T. Melvin (1998), "Is There Private Information in the FX Market ? The Tokyo Experiment," *Journal of Finance*, 50, 1111-1130.
- Kaley, P., W. Liu and P. Pham (2004), "Public Information Arrival and Volatility of Intraday Stock Returns," *Journal of Banking and Finance*, 28, 1441-1467.
- Kearney, C. and D. Kevin (1998), "The Causes of Stock Market Volatility in Australia," *Applied Financial Economics*, 8, 597-605.
- Lamoureux, C. and W. Lastrapes (1990a), "Heteroscedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects," *Journal of Finance*, 45, 221-229.
- Lamoureux, C. and W. Lastrapes (1990b), "Persistent in Variance, Structural Change and the GARCH Model," *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 225-234.
- Li, C. W. and W. K. Li (1996), "On a Double-Threshold Autoregressive Heteroscedastic Time Series Model," *Journal of Applied Econometrics*, 11, 253-274.
- Martens, M., P. Kofman and T. C. F. Vorst (1998), "A Threshold Error-Correction Model for Intraday Futures and Index Returns," *Journal of Applied Econometrics*, 13, 245-263.
- Najand, M. and K. Yung (1991), "A GARCH Examination of the Relationship between Volume and Price Variability," *Journal of Futures Markets*, 11, 613-621.
- Nelson, D. B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59, 347-370.
- Omran, M. and E. McKenzie (2000), "Heteroscedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects," *Applied Financial Economics*, 10, 553-560.

Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1990a), "Stock Market Structure and Volatility," *Review of Financial Studies*, 3, 37-71.

Stoll, H. R. and R. E. Whaley (1990b), "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 441-468.

Tsay, R. S. (2002), *Analysis of Financial Time Series*, USA: John Wiley & Sons.

Zakoian, J. M. (1994), "Threshold Heteroskedastic Models," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-999.

# The Study on the Nonlinear Behavior of Intraday Return Volatility and Trading Volume in Taiwan Stock Index Futures and Spot Markets

Wan-Chen Po

*Department of Finance, Kao Yuan University*

Bwo-Nung Huang

*Department of Economics, National Chung-Cheng University*

## Abstract

This study employs the nonlinear TAR-GARCH model to investigate the intraday return volatility asymmetric effect in response to past good news and bad news on Taiwan stock index futures and spot markets. Furthermore, we use lagged volume as a proxy for information flows to examine the intraday return volatility persistent effect. Results reveal trading volume has positive effect on intraday return volatility and declines volatility persistent effect. We also find that the past bad news in Taiwan stock index futures and spot markets have a greater effect on intraday return volatility than the past good news. Therefore, there is an asymmetric effect in Taiwan stock index futures and spot markets.

Keywords: Volatility, Trading Volume, Persistent Effect, Asymmetric Effect, TAR-GARCH

JEL Classification: C51, G12, G13