

分量迴歸模型於台指期貨報酬率與成交量、未平倉量關係之再驗證

李沃牆・許維哲*

(收稿日期：99 年 10 月 22 日；第一次修正：99 年 11 月 25 日；
第二次修正：99 年 12 月 23 日；第三次修正：100 年 1 月 14 日；
第四次修正：100 年 2 月 9 日；接受刊登日期：100 年 3 月 10 日)

摘要

本文應用 Koenker and Bassett (1978) 所提出的分量迴歸模型 (quantile regression) 再驗證期貨價格報酬率與成交量、未平倉量的關係。實證上採用 2001 年至 2009 年的台指期貨相關量價變數，並將樣本分成全部樣本、次級房貸前後並進行比較。同時亦將量價關係區分為三個模型進行比較。實證結果顯示：報酬率與成交量的關係，大致呈現非對稱 V 字型的價量關係；而報酬率與未平倉量呈非對稱倒 V 字型的價量關係。但在次級房貸後的樣本下會使得報酬率與成交量、未平倉量在各分量呈現不顯著的結果，扭曲變數之間的關係，本文的結果亦可供做理論研究或實務應用上的參考。

關鍵詞彙：未平倉量，分量迴歸，對稱性檢定，拔靴複製法

壹・緒論

瞭解報酬率與成交量的關係，不但有助於投資決策，對市場訊息傳遞亦能有合理的解釋。早期財務理論或實證研究較偏重價格變數，較少討論成交量與價格關連；而近年來國外學者對於股票市場價量關係的討論已有相當的研究及成果。實證結果多半支持價量間存在互為因果的關係，但到底是價領先量或是量領先價則意見紛歧。因此，當我們在討論股票市場報酬率時，若能將價量這兩個變數納入，才能夠真實反應股票市場的狀況。關於現貨市場價量關係的實證研究最早可以追溯到 Osborne (1959) 將股價變動視為一擴散程序 (diffusion process)，推導出股價變動的變異數和交易次數之相關性，雖然並非直接討論價量的關係，但其模型已隱含成交量和價格變化存在正的相關性。¹至於探討價量關係的理論模型也不少。第一是 Clark (1973) 的混合分配模型

* 作者簡介：李沃牆，淡江大學財金系所副教授，許維哲，淡江大學財金所碩士。

¹ 其後幾篇重要的相關研究，包括 Mandelbrot (1963)，Epps (1977)，Karpoff (1987)，Moosa and Al-Loughani (1995)，Lee and Oliver (2002)，Wang and Cheng (2004)，Baker and Stein (2004)，Leigh et al. (2004) 等文獻。

(Mixture of Distribution Hypothesis)，指出成交量與價格變動之條件變異數呈正相關。Epps and Epps (1976) 則根據此假說進一步提出說明。第二是 Epps (1975) 及 Karpoff (1987) 的價量不對稱模型，前者認為多頭的投資人僅對正面消息有反應，而空頭投資人則恰好相反；後者是假設多頭和空頭成本的不對稱會導致價量關係的不對稱。第三是 Copeland (1976) 所提出的「訊息循序到達模型」(Sequential Information Arrival Model)，設定市場有樂觀交易者，悲觀交易者及未獲資訊者，且資訊的傳遞一次只傳給一個交易者。再來是 Lakonishok and Smidt (1989) 的交易動機模型 (Trading Motive Model)。此模型指出：交易量與股價的變動關係是決定於交易動機。最後是 DeLong et al (1990) 所提出的雜訊交易者模型 (Noise Trader Model)，此模型說明了長短期股票的自我相關差異程度，雖交易根據過去股價來決策，但短期交易會有錯誤訂價情況，長期則有均數復歸 (mean reversion) 之現象。

在實證研究上，早期的文獻是應用線性迴歸模型來探討價量關係，透過迴歸係數來認定二者是價量相依，還是價量背離。但就方法上而論，線性迴歸模型僅是一種平均的相關程度，不能表現出各種可能的關係。所以，Chuang et al. (2009) 利用分量迴歸 (Quantile Regression, QR) 方法來研究三個股價指數的價量因果關係。結果發現在不同分量下，成交量對報酬率的關係有著不同結果，而不同分量下的報酬率對成交量結果較為一致。在國內的相關研究中，莊家彰與管中閔 (2005) 利用分量迴歸來觀察台灣和美國股市報酬率和成交量的價量關係。實證結果發現兩地股市的價量關係截然不同。台灣股市的報酬率與成交量兼具有正向關係，呈現「價量齊揚」與「價跌量縮」的現象；美國股市報酬率與成交量則出現「價量齊揚」與「價量背離」互相對稱的 V 字關係。

針對期貨市場價量關係的探討，Cornell (2000) 認為交易者在不同的資訊下，會影響其交易動機，進而影響價量關係的結構變化。Floros and Vougas (2007) 驗證指數期貨成交量與報酬的關係，結果發現二者並無顯著的正向關係。探討台指期貨價量關係的文獻中，王志凱 (2007) 利用分量迴歸探討台灣期貨市場的價量關係，其中包含大台指期貨、小台指期貨、電子期貨、金融期貨。實證結果顯示大台指期貨具有價量齊揚與價跌量縮的價量關係，且為完全對稱的價量關係，但在最大漲跌幅限制下，會破壞價量齊揚與價跌量縮的關係；電子期貨具有價量齊揚與價跌量縮的關係，但為不完全對稱的價量關係；小台指與金融期貨皆具有價量齊揚與價量背離的不完全對稱關係且右尾的效果比左尾強。李沃牆 (2010) 進一步運用 Gonzalez et al. (2004, 2005) 所發展之縱橫平滑移轉迴歸模型 (panel smooth transition regression model, PSTR) 來

探討台灣加權股價指數、金融保險類股期貨以及電子類股期貨之未平倉量、波動率、成交量與期貨報酬率之間的縱橫平滑移轉效果 (panel smooth transition effect)，結果發現這些變數間確實存在縱橫平滑移轉效果，而透過動態相關模型亦發現期貨報酬率與其他變數存在不同的相關程度，以波動率最高、未平倉數量變動率最低。

由上述文獻的分析可知，若能瞭解期貨的價量關係變化，便可以正確地掌握其資訊傳遞的方式與市場結構的變動，那麼對於期貨市場的投資策略肯定是有助益的。在市場上價量的關係一直是股票市場中重要的兩項訊息，價代表對市場的整體預期的變動，而量則代表個別投資人預期的變動，兩者與總體與個體面扮演者不同的腳色，透過價量的研究，將有助於我們了解股市中投資人的行為，即市場的結構，價量是技術分析的基礎，各式各樣的技術分析觀念皆是以價量變化為根基，許多的技術線型與指標也都由價量來進行描繪與計算。在實證研究中價量關係大致可分成以下幾種：

- 1.價量齊揚：**報酬率大於零為正，即價格上漲，成交量亦會同步增加，報酬率與成交量回歸係數為正，呈正向關係。
- 2.價跌量縮：**報酬率小於零為負，即價格下跌時，成交量亦會同步縮減，報酬率與成交量回歸係數為正，呈正向關係。
- 3.價量背離：**報酬率小於零 (大於零)，即價格下跌 (上漲)，成交量並未同步縮減 (增加)，報酬率與成交量回歸係數為負 (為正)，呈現負向關係。

就期貨市場而言，成交量與未平倉量對投資人意義是不同的，前者代表市場投資人已經成交的總數，也是投資人參與市場的意願。後者則代表市場中尚未了結期貨契約單邊力量的合計，也是市場多頭部位與空頭部位的表現。若以物理觀念來解釋，未平倉量代表市場的位能，成交量代表市場的動能。雖意義不同，但對期貨投資人而言是非常重要的。對台指期貨市場量價關係的探討，本文延續王志凱 (2007) 及李沃牆 (2010) 的研究，除進一步採用 Koenker and Bassett (1978) 所提出的分量迴歸模型來討論外，並加入 Croux et al. (2001) 的動態相關模型以瞭解台指期貨報酬率對成交量、未平倉數量在不同期間的相關程度變化。而與此二篇文獻不同的是，本文檢驗不同時期，特別是台指期貨受到極端事件衝擊前後 (如:次級房貸前後)，不同模型設定及分量下，期貨報酬率與未平倉量、成交量的各種價量關係，是否會有顯著的改變，更進一步求出其相關程度的大小及變化，也解釋其管理意涵，藉供理論研究及實務投資的參考。

實證上採用 2001 年至 2009 年的台指期貨相關量價變數，並將樣本分成二個部分進行，即全部樣本、次級房貸前後。同時亦將量價關係區分為三個模型進行比較。實證結果顯示：報酬率與成交量的關係，大致呈現非對稱 V 字型的價量關係；而報酬率與未平倉量呈非對稱倒 V 字型的價量關係。但在次級房貸後的樣本下會使得報酬率與成交量、未平倉量在各分量呈現不顯著的結果，而經 Croux et al. (2001) 的動態相關模型偵測亦發現報酬率與成交量及未平倉量的關係在不同期間呈現不同的變化，而使價量關係發生了改變，這結果可提供投資人進行期貨投資決策的參考。

本文第二部分為分量迴歸模型介紹，第三部分為資料來源、基本統計量與單根檢定，第四部分為實證設計與結果分析，最後則為結論與建議。

貳·分量迴歸模型

本文採用的分量迴歸模型是由 Koenker and Bassett (1978) 所提出的分析方法，此法有別於傳統的最小平方法 (Ordinary Least Square, OLS) 所得到的迴歸係數。就 OLS 而言所估出的迴歸係數指的是因變數對應變數的『平均』邊際效果，著重於分配的中央趨勢；而 QR 所估得的係數指的是因變數對應變數的某個「給定分位數」的邊際效果。特別在財務經濟資料常出現厚尾、不對稱、異質變異的特性，因此在使用 OLS 的方法容易受極端值的影響而導致研究上產生偏誤，然而使用分量迴歸的方法，較不會受到這些極端資料的影響。

一、條件分量

底下將簡略介紹 Koenker and Bassett (1978) 所提出的分量迴歸的方法。令 Y 為因變數， X 為自變數，隨機變數 Y 的分配函數為 F_Y 。在給定 $\theta \in (0,1)$ ， θ th 為 Y 的第 θ 個分位數，記為 $Q_Y(\theta)$ ，數值為 q_θ ，可知函數為 $Q_Y(\theta) = F^{-1}(\theta) = q_\theta$ 或是：

$$Q_Y(\theta) = \inf\{y: F(y) \geq \theta\} \quad (1)$$

$Q_Y(\theta)$ 表示有 θ 個 y 小於或大於此數，而有 $(1-\theta)$ 個 y 大於或等於它。為了求解 $Q_Y(\theta)$ 可由下式推導而得：

$$Q_Y(\theta) = \arg \min \left[\theta \int_{y \geq q_\theta} |y - q_\theta| dF_Y(y) + (1 - \theta) \int_{y < q_\theta} |y - q_\theta| dF_Y(y) \right] \quad (2)$$

假若 Y 和 X 為兩個隨機變數，在給定某一特定值 X 下，必會對應到一個條件分配為 $F_{Y|X}$ ，

則條件分量為

$$Q_{Y|X}(\theta) = F_{Y|X}^{-1}(\theta) \quad (3)$$

其中條件分量 $Q_{Y|X}(\theta)$ 是 X 的函數且令 $Q_{Y|X}(\theta) = Q_X(\theta)$ ，假若在給定 $X=x$ ， Y 小於 $Q_X(\theta)$ 的機率等於 θ ，因此可得

$$Q_Y(\theta) = \left[\theta \int_{y \geq q_\theta} |y - q_\theta| dF_{Y|X=x}(y) + (1 - \theta) \int_{y < q_\theta} |y - q_\theta| dF_{Y|X=x}(y) \right] \quad (4)$$

假若給定一組樣本資料 $\{y_t, x_t\}_{t=1}^T$ ， y_t, x_t 分別從 Y 和 X 中得到 T 個觀察值，因此可以計算樣本條件分量 $Q_{Y|X}(\theta)$ 為

$$\arg \min_q \left[\theta \int_{y \geq q_\theta} |y - q_\theta| dF_{Y|X}(y) + (1 - \theta) \int_{y < q_\theta} |y - q_\theta| dF_{Y|X}(y) \right] \quad (5)$$

二、分量迴歸模型與估計

在線性模型的架構下 $y_t = x_t' \beta + \varepsilon_t$ ，其中 y_t 代表因變數， x_t 代表解釋變數的向量， T 代表樣本觀察值個數，再給定某一個權重 θ 下，估計第 θ 個的分量迴歸估計值 $\hat{\beta}_\theta$ 為目標函數的加權平均絕對誤差最小，由此可得一階條件如下：

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_t (\theta - I_{y_t - x_t' \beta < 0}) = 0 \quad (6)$$

上式中 I 為指標函數，但是因為沒有封閉解，必須由其他的方式求解。Koenker and Bassett (1978) 指出，在適當條件下，分量迴歸係數 $\hat{\beta}_\theta$ 為真實參數 β_θ 之一致估計式，經過標準化後具有極限常態分配：

$$\frac{1}{n^{\frac{1}{2}}} (\hat{\beta}_\theta - \beta_\theta) \overset{A}{\approx} N(0, G^{-1}(\beta_\theta) \sum \beta_\theta G^{-1}(\beta_\theta)) \quad (7)$$

其中

$G(\theta) = -E[x_t x_t' f_{e(\theta)/x}(0)]$, $\Sigma \beta_\theta = \theta(1-\theta)E(x_t x_t')$, $f_{e(\theta)/x}$ 為 $e(\theta)$ 的條件機率密度函數 X , $\hat{\beta}_\theta$ 為漸進分配。若條件機率密度函數 $f_{e(\theta)/x} = f_{e(\theta)}$ 相同時，即可將上式簡化為：

$$n^{\frac{1}{2}}(\hat{\beta}_\theta - \beta_\theta) \approx N\left(0, \frac{\theta(1-\theta)}{[f_{e(\theta)}(0)]^2} E(x_t x_t')^{-1}\right) \quad (8)$$

由上式可知， $\hat{\beta}_\theta$ 的變異數取決於 $f_{e(\theta)}$ 的機率密度函數，但其為漸進分配，我們無法得知實際的分配。為了求得估計參數的信賴區間，可進一步使用拔靴法來估計 $\hat{\beta}_\theta$ 的變異數。

參·資料來源與實證模型設定

本文以台灣期貨交易所之台灣證券交易所發行量加權股價指數期貨 (TX) 作為實證的研究資料，分別討論此商品報酬率、成交量與未平倉量間的關係。

一、資料來源與變數說明

本文所應用的台指期貨指數報酬、台指期貨成交量、台指期貨未平倉量的資料來源取自台灣經濟新報 (TEJ)。實證所應用的期貨報酬與成交量、未平倉量皆為近月的期貨合約。這些變數的詳細定義如下：

1. R_t : 台灣指數期貨報酬率: $R_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100$, P_t 為期貨的結算價²。
2. V_t : 台灣指數期貨成交量 (取對數)。
3. O_t : 台灣指數期貨未平倉量 (取對數)。

二、研究期間

因自 2001 年 1 月 2 號起開始全面實施周休二日且股市也延長交易時間，使得期貨的交易時間調整為每週一至五交易，從上午 8:45~13:45 收盤。至此

² 按台灣期交所期貨商品合約規定:期貨價格每日的最大漲跌幅限制為前一營業日結算價上下 7%，所以本文採結算價格來求算每日報酬率。

為使研究資料交易期間統一的考量，本文將研究的期間取自為 2001 年 1 月 2 日~2009 年 12 月 16 日，總樣本數共有 2219 筆。

三、基本統計量分析與單根檢定

因為本研究的資料屬於時間序列資料，因此在進行各種統計推論前必須先檢定資料是否為定態 (stationary)。Granger and Newbold (1974) 提到：若迴歸式的自變數資料為非定態，即使變數間為相互獨立且檢定結果有很高的 R^2 和顯著的 T 值，直接進行分析將產生「虛假迴歸」(Spurious regression)，使得估計結果不具任何意義。ADF 單根檢定法的虛無假設為時間序列變數存在單根，當虛無假設成立時，表示變數具有單根現象，為一非定態時間序列；反之，若拒絕虛無假設時，則表示變數不具有單根現象，為一定態序列。

台指期貨的報酬率、成交量與未平倉量的基本敘述統計量結果如表一。由表可發現所有變數皆呈左偏的現象，再由峰態係數來看，報酬率與未平倉量均呈現高狹峰而成交量則接近常態峰。而特別注意的是，資料期間最小的報酬率為-7.2555%。³接著對變數分別進行單根檢定，結果不論 ADF 或 PP 檢定在 5%的顯著水準下皆顯著，表示變數皆拒絕單根的假設，因此，這些變數為定態，即可繼續進行時間序列資料的分析。分量 0.48 時的台指期貨報酬為 0，代表我們研究的分量 0.45 以下的期貨報酬皆為負數，而分量 0.50 以上的期貨報酬為正數，藉以討論價跌或價增情形。圖一的左上方為台指期貨報酬率的次數分配圖，為一高峰厚尾、左偏的分配；右上方圖是常態累積機率圖 (簡稱 PP 圖)，左下方為 QQ 圖，這二個圖均用以檢視報酬率是否為一常態分配，結果並不符合。而右下方為盒狀圖，用以檢視不同的 25%、50%、75%分位，可看出報酬率是否出現極端值情形，由圖形觀之，確實有極端值情況出現。

³ 這期間恰發生 2004 年 3 月 19 日發生的 319 槍擊案，造成 2004 年 3 月 22 日期貨指數由前一交易日的結算價 6830 點跌了 478 點，最後結算價為 6352 點，報酬率為-7.2555%，為最大跌幅。

表一 各變數的基本統計量與單根檢定

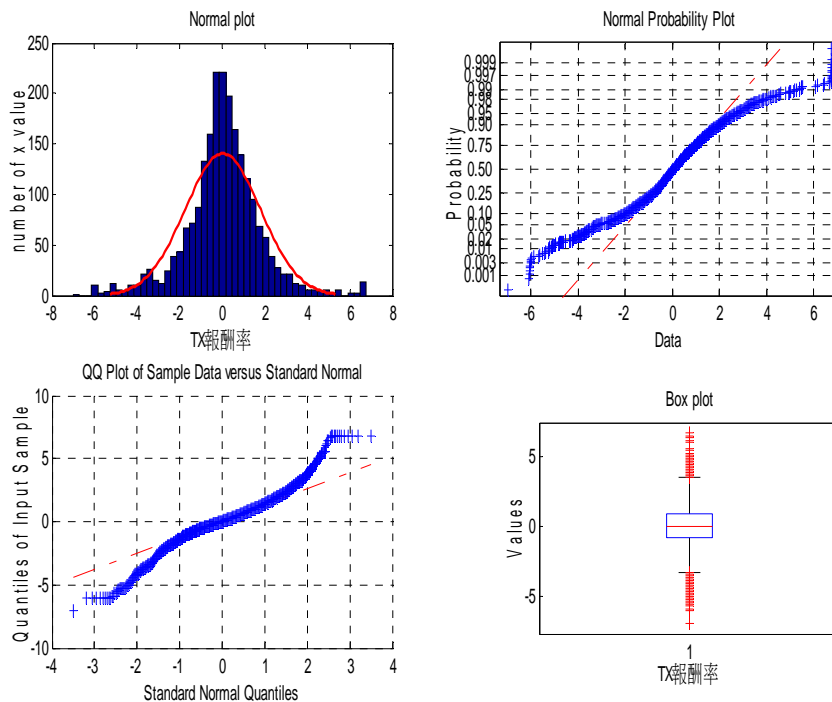
基本統計量	TX 報酬率%	TX 成交量	TX 未平倉量
平均數	0.0270	10.2872	10.1605
0.48 分位數	0.0000	10.2837	10.3920
極大值	6.7657	12.0564	11.3268
極小值	-7.2555	7.5564	6.8544
偏態係數	-0.0511	-0.2827	-1.0975
峰態係數	5.3296	2.9583	4.0800
JB 檢定統計量	502.7454**	29.7210**	553.3550**
ADF 單根檢定統計量	-47.5433**	-5.0724**	-4.8183**
PP 單根檢定統計量	-47.5433**	-40.3290**	-10.4499**
樣本數	2219	2219	2219

註：1.TX:是台灣指數期貨 (Taiwan index Futures) 的簡稱。(以下同)

2.*代表在 10%水準下顯著；**代表在 5%水準下顯著。

3. JB 統計量為 Jarque -Berra 常態檢定。

4. ADF test: Augmented Dickey-Fuller test. (ADF test); PP test: Phillips and Perron test.



圖一 TX 報酬率相關統計分配

肆·實證設計與結果分析

本文將實證樣本分成：(1)全部樣本、(2)次級房貸前後。同時為了探討變數之間的關係，本節將實證模型分為三種：即以底下的三個模型來對變數之間的關係進行探討，以此種方式進行的好處是可以了解模型的穩定性，更加強研究的廣度。⁴

$$\text{模型一： } R_t = \alpha_\theta + \beta_\theta V_t + \varepsilon_{t\theta} \quad (9)$$

$$\text{模型二： } R_t = \alpha_\theta + \gamma_\theta OI_t + \varepsilon_{t\theta} \quad (10)$$

$$\text{模型三： } R_t = \alpha_\theta + \beta_\theta V_t + \gamma_\theta OI_t + \varepsilon_{t\theta} \quad (11)$$

其中： R_t 代表的是台指期貨的期貨報酬率， V_t 為台指期貨的成交量（取對數）， OI_t 則為台指期貨的未平倉量（取對數），而 α_θ 、 β_θ 、 γ_θ 、 $\varepsilon_{t\theta}$ 代表估計的截距項、報酬率與成交量斜率項、報酬率與未平倉量的斜率項、誤差項，分量迴歸所採用的分量分別為：0.05，0.10，0.15，0.20，...，0.95。此外，我們亦探討分量之間的對稱性關係，所採用的方法是由 Newey and Powell (1987) 所提出來的 Wald Test 來檢驗第 θ 與 $1-\theta$ 的分量斜率是否相等。其中虛無、對立假設分別如下：

$$H_0 : \frac{\beta(\theta) + \beta(1-\theta)}{2} - \beta(0.5) = 0 \quad (12)$$

$$H_1 : H_0 \text{ 不為真}$$

其檢定統計量為一卡方分配。當 P-Value 小於顯著水準 α ，為顯著代表分量斜率估計值之絕對值不相等，反之則相等。

⁴ 在實證過程中，我們對於三種模型皆進行殘差項白噪音的檢定，結果均符合白噪音的要求。而穩定性的增加，意謂在三種不同模型下，以及不同分量迴歸之檢定結果是呈一致性的。

一、全部樣本

$$\text{模型一： } R_t = \alpha_\theta + \beta_\theta V_t + \varepsilon_{t\theta} \quad (13)$$

台股期貨報酬率與成交量的分量迴歸估計結果如表二、而由圖二來看可知，分量迴歸的係數大多數都在 1% 下顯著，由前述的基本統計量分析 0.5 以上的分量代表價增的情形，本文稱之為右尾；0.45 以下代表價跌，以下稱之為左尾。由圖表可發現右尾各分量的係數成現正值，即為報酬率與成交量呈現正向關係；而左尾各分量斜率呈現負值，意涵報酬率與成交量呈負向關係。表示右尾台股期貨報酬率與成交量呈現「價量齊揚」的價量關係，而左尾分量 0.05~0.15 台股期貨報酬率與成交量有著顯著「價量背離」的價量關係，即「V」字價量關係，此與莊家彰，管中閔 (2005)、王志凱 (2007) 分別在股市與期貨市場得到左尾分量為價跌量縮有所不同。

表二 台股期貨報酬率與成交量關係的估計結果 (全樣本，模型一)

迴歸估計結果						分量對稱性檢定結果		
分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value	比較分量斜率	統計量	P-Value
0.05	-0.4178	0.0000***	0.55	0.1965	0.0004***	0.05, 0.95	-0.4275	0.0051***
0.10	-0.2440	0.0044***	0.60	0.2687	0.0000***	0.1, 0.9	-0.3268	0.0125**
0.15	-0.1678	0.0074***	0.65	0.2717	0.0000***	0.15, 0.85	-0.2009	0.0397***
0.20	-0.0620	0.3022	0.70	0.2689	0.0000***	0.2, 0.8	-0.0982	0.2615
0.25	-0.0129	0.8069	0.75	0.2783	0.0000***	0.25, 0.75	-0.0535	0.4832
0.30	0.0070	0.8921	0.80	0.2828	0.0000***	0.3, 0.7	-0.0430	0.5231
0.35	0.0621	0.2116	0.85	0.2859	0.0000***	0.35, 0.65	0.0148	0.7982
0.40	0.0976	0.0473**	0.90	0.2362	0.0155**	0.4, 0.6	0.0474	0.3145
0.45	0.1275	0.0097***	0.95	0.3093	0.0102**	0.45, 0.55	0.0051	0.8790
0.50	0.1595	0.0025***				Wald test	31.3519	0.0262**

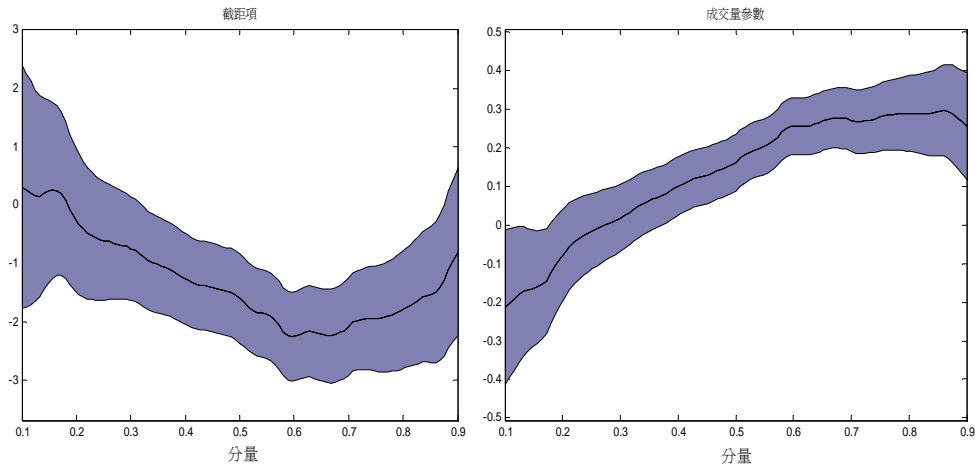
註：1. 分量值由 0.05 至 0.95 共有 19 個分量值，估計值代表成交量的係數。

2. ***表示在 1% 顯著水準下顯著，**表示在 5% 顯著水準下顯著，*表示在 10% 顯著水準下顯著。

3. Wald Test 欄位表示對分量的對稱性檢定結果，由 Newey and Powell (1987) 所提，其虛無及對立假設如(12)式。

我們觀察 0.05 分量迴歸係數為顯著的，這也與莊家彰，管中閔 (2005)、王志凱 (2007) 的研究迥異。究其因，應該與所選取的樣本期間及標的有關。前者所採用的標的是台灣與美國現貨市場價量，而後者是選不同的台指期貨價

量關係研究，與本文所採期間及標的均不相同。是再從分量對稱檢定來觀察，0.05 對 0.95 與 0.1 對 0.90 及 0.15 對 0.85，再參照他們的係數後，我們可以發現「價量背離」的效果要比「價量齊揚」的效果來的強。



(橫軸：分量大小；縱軸：截距項 (左圖) 及成交量參數 (右圖) 估計值)

圖二 台股期貨報酬率與成交量迴歸的參數估計值 - 95%信賴區間 (全樣本，模型一)

$$\text{模型二： } R_t = \alpha_\theta + \gamma_\theta OI_t + \varepsilon_{t\theta} \quad (14)$$

模型二的分量迴歸估計結果表三、圖三所示。由圖表看來，分量迴歸的係數僅在分量為 0.05、0.6~0.75 時，係數不顯著，且在分量 0.70~0.95 以上右尾各分量的係數呈現負值，即為報酬率與未平倉量呈現反向關係；而左尾各分量斜率呈現正值，意表報酬率與未平倉量呈正向關係。表示右尾台股期貨報酬率與成交量呈現「價量背離」的價量關係，即當價格上漲、未平倉量卻減少這樣的現象；左尾的分量則呈「價跌量縮」的情形，即倒 V 字價量關係，此剛好與報酬率對成交量的關係相反。在分量 0.70~0.95 的部分當價格上漲、未平倉量減少表示市場上的多方獲利了結出場或是空方認賠出場，隱含價格反轉的力量在逐漸升溫，而係數絕對值隨著分量增加而增加，意味價量背離的情形更為加劇，而在分量 0.95 處受到漲跌幅限制致使漲停時未平倉量沒有相對應的量縮；當價格下跌、未平倉量減少代表市場上空方已開始獲利了結而多方已開

始認賠回補出場。最後，以整體的對稱性檢定來看，確實有不對稱的現象，其中又以右尾的力量強過左尾。

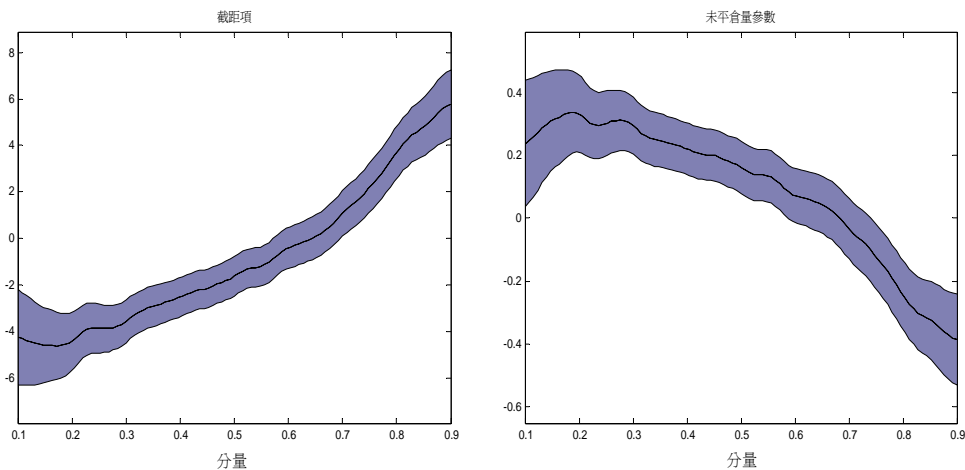
表三 台股期貨報酬率與未平倉量關係的估計結果 (全樣本，模型二)

迴歸估計結果						分量對稱性檢定結果			
分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value	比較分量斜率	統計量	P-Value	
0.05	0.0427	0.7559	0.55	0.1444	0.0351***	0.05, 0.95	-0.7647	0.0001***	
0.10	0.2168	0.0085***	0.60	0.0726	0.2718	0.1, 0.9	-0.5480	0.0001***	
0.15	0.3120	0.0000***	0.65	0.0396	0.5523	0.15, 0.85	-0.36220	0.0031***	
0.20	0.3245	0.0001***	0.70	-0.0326	0.6569	0.2, 0.8	-0.2654	0.0195***	
0.25	0.3019	0.0001***	0.75	-0.1132	0.1631	0.25, 0.75	-0.1616	0.0985*	
0.30	0.2964	0.0000***	0.80	-0.2395	0.0072***	0.3, 0.7	-0.0865	0.2974	
0.35	0.2441	0.0001***	0.85	-0.3238	0.0004***	0.35, 0.65	-0.0667	0.3417	
0.40	0.2208	0.0002***	0.90	-0.4144	0.0000***	0.4, 0.6	-0.0571	0.3177	
0.45	0.2052	0.0005***	0.95	-0.4569	0.0009***	0.45, 0.55	-0.0008	0.9839	
0.50	0.1752	0.006***				Wald test	50.7432	0.0001***	

註：1.分量值由 0.05 至 0.95 共有 19 個分量值，估計值代表成交量的係數。

2. ***表示在 1%顯著水準下顯著，**表示在 5%顯著水準下顯著，*表示在 10%顯著水準下顯著。

3. Wald Test 欄位表示對分量的對稱性檢定結果，由 Newey and Powell (1987) 所提，其虛無及對立假設如(12)式。



(橫軸：分量大小；縱軸：截距項 (左圖) 及未平倉量參數 (右圖) 估計值)

圖三 台股期貨報酬率與成未平倉量迴歸的參數估計值 - 95%信賴區間 (全樣本，模型二)

$$\text{模型三： } R_t = \alpha_\theta + \beta_\theta V_t + \gamma_\theta OI_t + \varepsilon_{t,\theta} \quad (15)$$

全樣本，模型三的估計結果如圖四及表四所示。從圖三可看出成交量與未平倉量對報酬率的影響有很大的不同，由表四中，先從成交量來看，右尾的各分量呈現正向關係即「價量齊揚」；左尾各分量則呈現負向的關係即「價量背離」的情況，即 V 字價量關係。反觀與未平倉量的關係則相反，右尾各分量呈現「價量背離」的結果；左尾各分量呈「價跌量縮」的情況，即倒 V 字價量關係。綜合觀之，我們發現從分量 0.55~0.95 下，未平倉量一路減少，價量背離的效果越來越強，意味著市場正醞釀反轉的力量，致使其中的未平倉量減少，表示隨著報酬率的增加，多方獲利了結使未平倉的人數減少致使成交量上升；而分量 0.5~0.95 下，未平倉量係數由高分量至低分量一路增加，價跌量縮情況加劇，加以報酬率與成交量呈現價量背離，即價跌量增的情形，是為多方認賠殺出、空方獲利了結，使成交量增加而未平倉量減少所致。從表五的全樣本對稱性檢定表可看出，整體均有相當顯著的不對稱的關係。此現象是否為極端值所致，仍有待後續研究驗證。

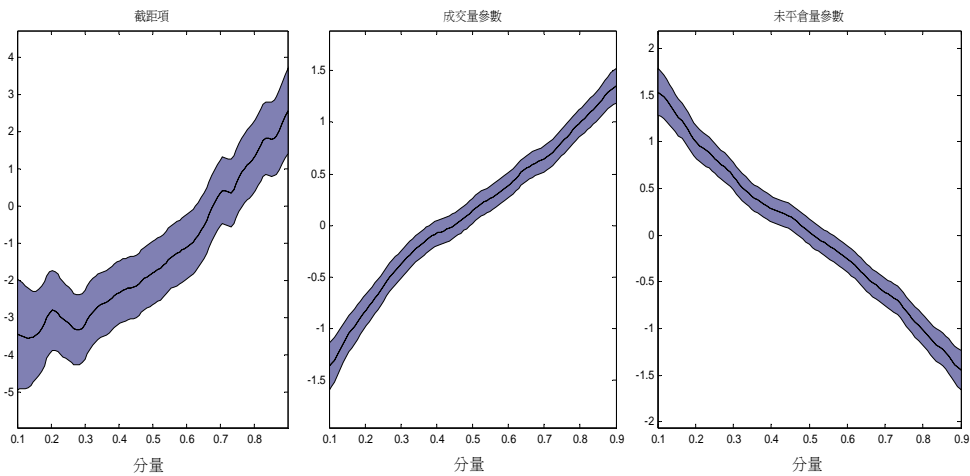
表四 台股期貨報酬率與成交量及未平倉量關係的估計結果 (全樣本，模型三)

成交量：V						未平倉量：OI					
分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value
0.05	-1.7834	0.0000***	0.55	0.2484	0.0011***	0.05	1.8206	0.0000***	0.55	-0.0984	0.2957
0.10	-1.4335	0.0000***	0.60	0.3948	0.0000***	0.10	1.5992	0.0000***	0.60	-0.2483	0.0075***
0.15	-1.0827	0.0000***	0.65	0.5569	0.0000***	0.15	1.2787	0.0000***	0.65	-0.4419	0.0000***
0.20	-0.8366	0.0000***	0.70	0.6475	0.0000***	0.20	1.0027	0.0000***	0.70	-0.6258	0.0000***
0.25	-0.5874	0.0000***	0.75	0.7985	0.0000***	0.25	0.8270	0.0000***	0.75	-0.7535	0.0000***
0.30	-0.3841	0.0000***	0.80	0.9993	0.0000***	0.30	0.6402	0.0000***	0.80	-1.0139	0.0000***
0.35	-0.1975	0.0043***	0.85	1.1928	0.0000***	0.35	0.4169	0.0000***	0.85	-1.2355	0.0000***
0.40	-0.0774	0.2534	0.90	1.3702	0.0000***	0.40	0.2784	0.0008***	0.90	-1.4948	0.0000***
0.45	0.0053	0.9375	0.95	1.7036	0.0000***	0.45	0.1995	0.0168***	0.95	-1.8497	0.0000***
0.50	0.1391	0.0524*				0.50	0.0444	0.6194			

註：1.分量值由 0.05 至 0.95 共有 19 個分量值，估計值代表成交量及未平倉量的係數。

2. ***表示在 1%顯著水準下顯著，**表示在 5%顯著水準下顯著，*表示在 10%顯著水準下顯著。

3.Wald Test 欄位表示對分量的對稱性檢定結果，由 Newey and Powell (1987) 所提，其虛無及對立假設如(12)式。



(橫軸：分量大小；縱軸：各參數估計值-截距項、成交量、未平倉量)

圖四：台股期貨報酬率與成交量、未平倉量迴歸的斜率估計值 - 95%信賴區間 (全樣本，模型三)

表五 台股期貨報酬率與成交量、未平倉量關係的對稱性檢定 (全樣本，模型三)

成交量：V			未平倉量：OI		
分量	統計量	P-Value	分量	估計值	P-Value
0.05, 0.95	0.2285	0.0274**	0.05, 0.95	0.2536	0.0421**
0.1, 0.9	0.1617	0.0345**	0.1, 0.9	0.1817	0.9318
0.15, 0.85	0.1384	0.2249	0.15, 0.85	0.1585	0.7736
0.2, 0.8	0.1226	0.3470	0.2, 0.8	0.1429	0.4840
0.25, 0.75	0.1095	0.5409	0.25, 0.75	0.1295	0.9054
0.3, 0.7	0.0918	0.8727	0.3, 0.7	0.1147	0.5156
0.35, 0.65	0.0786	0.3007	0.35, 0.65	0.0982	0.2463
0.4, 0.6	0.0641	0.5400	0.4, 0.6	0.0801	0.4634
0.45, 0.55	0.0454	0.5917	0.45, 0.55	0.0567	0.8297
Wald test	157.2152	0.0000**			

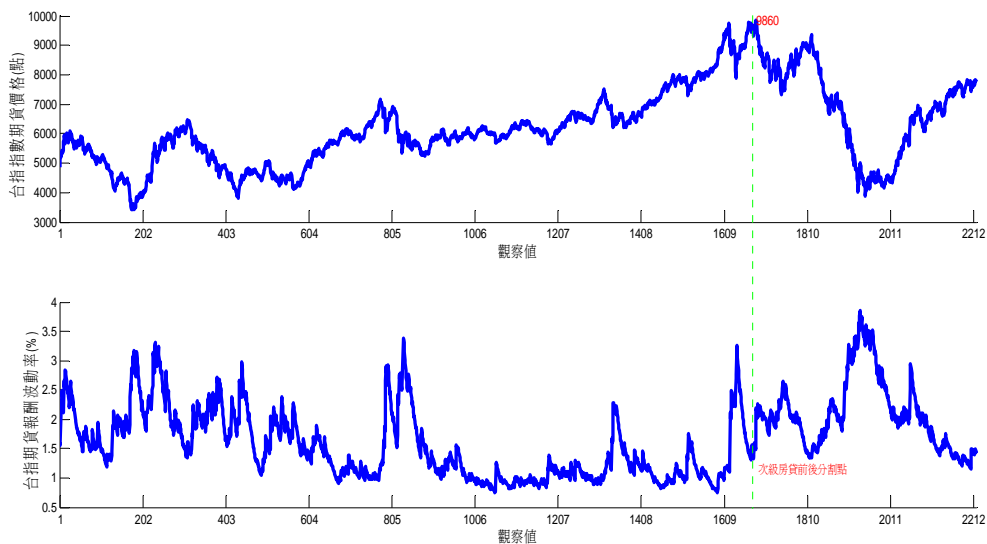
註：1.分量值由 0.05 至 0.95 共有 19 個分量值。

2. ***表示在 1%顯著水準下顯著，**表示在 5%顯著水準下顯著，*表示在 10%顯著水準下顯著。

3. Wald Test 欄位表示對分量的對稱性檢定結果，由 Newey and Powell (1987) 所提，其虛無及對立假設如(12)式。

二、次級房貸前後比較

圖五是台指期貨及波動率走勢，由於受到美國次級房貸的影響，台指期貨指數於 2007 年 10 月 29 日達 9860 點，為此波多頭的最高點。之後，台指期貨受次級房貸的影響加劇，十個交易日共跌了 1177 點，而為比較次級房貸前後對台指期貨影響是否影響量價關係結構。由此我們透過 Chow test (1960) 針對 2007 年 10 月 29 日的台指期貨進行檢定，結果顯示，此點的結構改變是相當顯著的。因此，本文以此日期為事件日 (恰位於第 1686 個觀察值)。因此，選擇第 1~1685 筆資料為次級房貸前樣本，而第 1686~2219 筆資料為次級房貸期間樣本。而圖四下是由 GARCH(1,1) 模型所求出的每日波動率的變化圖，次級房貸發生前 (多頭) 的平均每日波動率為 1.5350%，代表指數期貨價格變動時，所導致報酬率的變化而產生的風險或偏離程度大小平均值。⁵ 而次級房貸發生後 (空頭) 的波動率則增加為 2.1501%，顯示次級房貸發生後，確實對台指期貨產生明顯的衝擊。



註：報酬率波動率是 GARCH(1,1) 模型所求出： $\sigma_t^2 = \alpha + \beta\sigma_{t-1}^2 + \gamma\epsilon_{t-1}^2$

圖五 台指期貨及波動率走勢

⁵ 若換算成年波動率，則需日波動率乘上 \sqrt{T} ，T 代表一年的實際交易日。

(一)次級房貸前

$$\text{模型一：} R_i = \alpha_0 + \beta_0 V_i + \varepsilon_{i,0} \quad (16)$$

從表六及圖六可看出報酬率與成交量的關係在右尾的各分量大致呈價量齊揚，但在分量 0.05，0.90~0.95 處受到漲跌幅的限制使得係數不顯著、接近漲停的時候沒有相對應的成交量，在左尾各分量大多顯著且正值，呈價跌量縮的情形，得到的結果與資料折半中的資料前半相同。

在次級房貸前，模型二的估計結果如表七及圖七所示。由表七與圖七可看出報酬率與未平倉量的關係，右尾各分量酬現價量背離的狀態，而左尾的都呈價跌量縮的情況，左右尾也呈不對稱性，尤以兩端的分量最為明顯且右尾大於左尾。

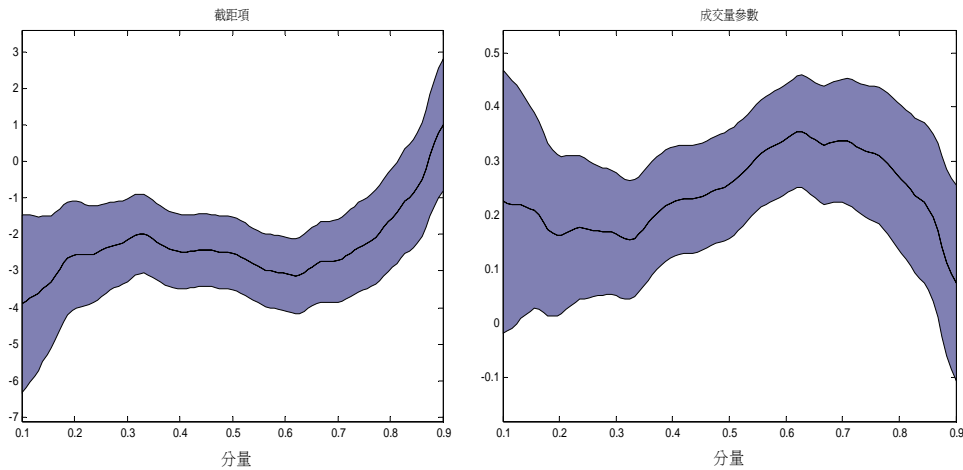
表六 台股期貨報酬率與成交量關係的估計結果 (次級房貸前，模型一)

迴歸估計結果						分量對稱性檢定結果		
分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value	分量斜率	統計量	P-Value
0.05	0.1026	0.6349	0.55	0.3044	0.0001***	0.05, 0.95	-0.5632	0.0372***
0.10	0.2066	0.0255***	0.60	0.3403	0.0000***	0.1, 0.9	-0.2473	0.1300
0.15	0.2331	0.0251***	0.65	0.3261	0.0001***	0.15, 0.85	-0.0529	0.7147
0.20	0.1583	0.0388***	0.70	0.3413	0.0000***	0.2, 0.8	-0.0662	0.5757
0.25	0.1831	0.0082***	0.75	0.3171	0.0000***	0.25, 0.75	0.0049	0.9633
0.30	0.1659	0.0113***	0.80	0.2709	0.0002***	0.3, 0.7	0.0119	0.8994
0.35	0.1710	0.0096***	0.85	0.2093	0.0264***	0.35, 0.65	0.0018	0.9820
0.40	0.2202	0.0010***	0.90	0.0414	0.7299	0.4, 0.6	0.0652	0.3241
0.45	0.2239	0.0015***	0.95	-0.1705	0.2939	0.45, 0.55	0.0329	0.4798
0.50	0.2476	0.0008***				Wald test	15.4482	0.6310

註：1.分量值由 0.05 至 0.95 共有 19 個分量值，估計值代表成交量的係數。

2. ***表示在 1%顯著水準下顯著，**表示在 5%顯著水準下顯著，*表示在 10%顯著水準下顯著。

3 Wald Test 欄位表示對分量的對稱性檢定結果，由 Newey and Powell (1987) 所提，其虛無及對立假設如(12)式。



縱軸：截距項 (左圖) 及成交量參數 (右圖) 估計值

圖六 台股期貨報酬率與成交量迴歸的斜率估計值-95%信賴區間 (次級房貸前，模型一)

$$\text{模型二： } R_t = \alpha_\theta + \gamma_\theta OI_t + \varepsilon_{i\theta} \quad (17)$$

表七 台股期貨報酬率與未平倉量關係的估計結果 (次級房貸前，模型二)

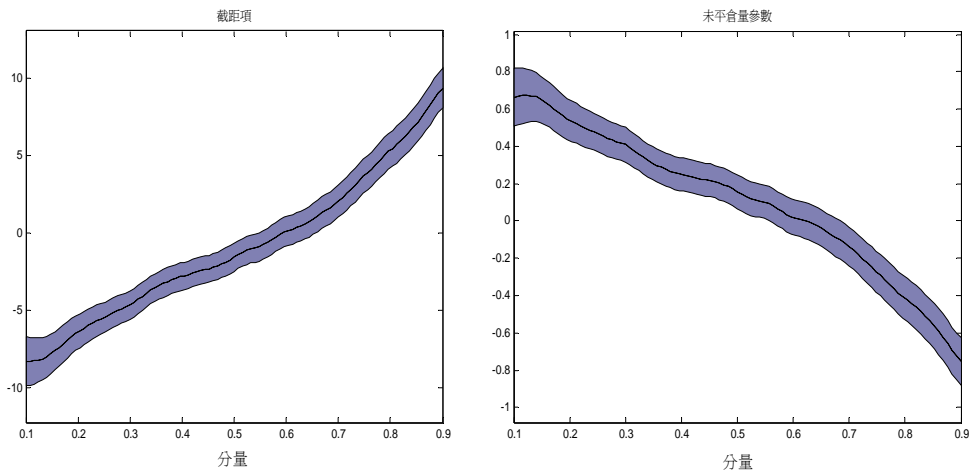
迴歸估計結果						分量對稱性檢定結果		
分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value	比較分量斜率	統計量	P-Value
0.05	0.8304	0.0000***	0.55	0.0997	0.1774	0.05, 0.95	-0.7606	0.0005***
0.10	0.6745	0.0000***	0.60	0.0212	0.7607	0.1, 0.9	-0.5024	0.0040***
0.15	0.6508	0.0000***	0.65	-0.0477	0.5193	0.15, 0.85	-0.2616	0.0499***
0.20	0.5268	0.0000***	0.70	-0.1215	0.1480	0.2, 0.8	-0.2350	0.0479***
0.25	0.4706	0.0000***	0.75	-0.2712	0.0065***	0.25, 0.75	-0.1485	0.1731
0.30	0.4190	0.0000***	0.80	-0.4139	0.0000***	0.3, 0.7	-0.0504	0.5810
0.35	0.3093	0.0000***	0.85	-0.5645	0.0000***	0.35, 0.65	-0.0862	0.2603
0.40	0.2474	0.0001***	0.90	-0.8289	0.0000***	0.4, 0.6	-0.0793	0.2018
0.45	0.2222	0.0005***	0.95	-1.2429	0.0000***	0.45, 0.55	-0.0261	0.5537
0.50	0.1740	0.0122***				Wald test	37.4981	0.0045***

註：1.分量值由 0.05 至 0.95 共有 19 個分量值，估計值代表成交量的係數。

2. ***表示在 1%顯著水準下顯著，**表示在 5%顯著水準下顯著，*表示在 10%顯著水準下顯著。

3.統計量係指 Wald 統計量值，由 Newey and Powell (1987) 所提出

4. Wald Test 欄位表示對分量的對稱性檢定結果，由 Newey and Powell (1987) 所提，其虛無及對立假設如(12)式。



(橫軸：分量大小；縱軸：截距項 (左圖) 及未平倉量參數 (右圖) 估計值)

圖七 台股期貨報酬率與未平倉量迴歸的斜率估計值 95%信賴區間 (次級房貸前，模型二)

$$\text{模型三： } R_t = \alpha_\theta + \beta_\theta V_t + \gamma_\theta OI_t + \varepsilon_{t\theta} \quad (18)$$

表八 台股期貨報酬率與成交量、未平倉量關係的估計結果 (次級房貸前，模型三)

成交量：V						未平倉量：OI					
分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value
0.05	-1.6092	0.0000***	0.55	0.4201	0.0001***	0.05	2.0387	0.0000***	0.55	-0.1583	0.1203
0.10	-1.2728	0.0000***	0.60	0.6361	0.0000***	0.10	1.6132	0.0000***	0.60	-0.3604	0.0019***
0.15	-0.9251	0.0000***	0.65	0.8614	0.0000***	0.15	1.2900	0.0000***	0.65	-0.6328	0.0000***
0.20	-0.6877	0.0000***	0.70	0.9487	0.0000***	0.20	1.0329	0.0000***	0.70	-0.7398	0.0000***
0.25	-0.5699	0.0000***	0.75	1.1386	0.0000***	0.25	0.8455	0.0000***	0.75	-1.0103	0.0000***
0.30	-0.3259	0.0016***	0.80	1.2513	0.0000***	0.30	0.6429	0.0000***	0.80	-1.1705	0.0000***
0.35	-0.1165	0.2192	0.85	1.3433	0.0000***	0.35	0.3782	0.0000***	0.85	-1.3394	0.0000***
0.40	0.02540	0.7902	0.90	1.4517	0.0000***	0.40	0.2381	0.0095***	0.90	-1.6406	0.0000***
0.45	0.1419	0.1694	0.95	1.4838	0.0000***	0.45	0.1100	0.2445	0.95	-1.9383	0.0000***
0.50	0.2852	0.0067***				0.50	-0.0479	0.6236			

註：1.分量值由 0.05 至 0.95 共有 19 個分量值，估計值代表成交量的係數。

2. ***表示在 1%顯著水準下顯著，**表示在 5%顯著水準下顯著，*表示在 10%顯著水準下顯著。

3.Wald Test 欄位表示對分量的對稱性檢定結果，由 Newey and Powell (1987) 所提，其虛無及對立假設如(12)式。

由表八與圖八可看出期貨報酬與成交量大致在右尾分量呈價量齊揚，左尾分量呈價量背離，其中不難發現當模型加入未平倉量時成交量與報酬率的左尾關係由原先的價跌量縮轉變為價量背離的關係。至於未平倉量的部分，從左尾分量以下呈價跌量縮的情形，而右尾分量呈價量背離的情形。表九是對稱性檢定，檢定結果亦出現顯著的不對稱性。

表九 台股期貨報酬率與成交量、未平倉量關係的對稱性檢定 (次級房貸前，模型三)

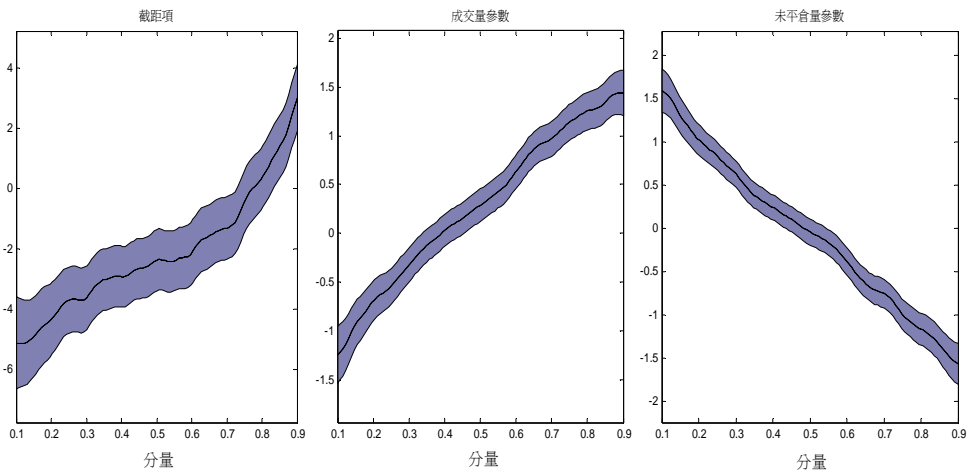
成交量：V			未平倉量：OI		
分量	統計量	P-Value	分量	估計值	P-Value
0.05, 0.95	-0.1521	0.4108	0.05, 0.95	0.0464	0.7862
0.1, 0.9	-0.0066	0.9678	0.1, 0.9	-0.0418	0.7847
0.15, 0.85	-0.0017	0.9909	0.15, 0.85	-0.0689	0.6214
0.2, 0.8	0.0523	0.6941	0.2, 0.8	-0.0012	0.9924
0.25, 0.75	0.1745	0.1305	0.25, 0.75	-0.1588	0.1391
0.3, 0.7	0.0912	0.3373	0.3, 0.7	-0.0266	0.7658
0.35, 0.65	-0.0083	0.9002	0.35, 0.65	0.0475	0.4423
0.4, 0.6	-0.1521	0.4108	0.4, 0.6	0.0464	0.7862
0.45, 0.55	-0.0067	0.9678	0.45, 0.55	-0.0418	0.7847
Wald test	43.0360	0.0259***			

註：1.分量值由 0.05 至 0.95 共有 19 個分量值。

2. ***表示在 1%顯著水準下顯著，**表示在 5%顯著水準下顯著，*表示在 10%顯著水準下顯著。

3.統計量係指 Wald 統計量值，由 Newey and Powell (1987) 所提出。

4. Wald Test 欄位表示對分量的對稱性檢定結果，由 Newey and Powell (1987) 所提，其虛無及對立假設如(12)式。



(橫軸：分量大小；縱軸：各參數估計值-截距項、成交量、未平倉量)

圖八 台股期貨報酬率與成交量、成未平倉量迴歸的斜率估計值 - 95%信賴區間 (次級房貸前後，模型三)

(二)次級房貸期間

在次級房貸期間，由於模型一、二與模型三的結果相近，在此僅列模型三的結果。

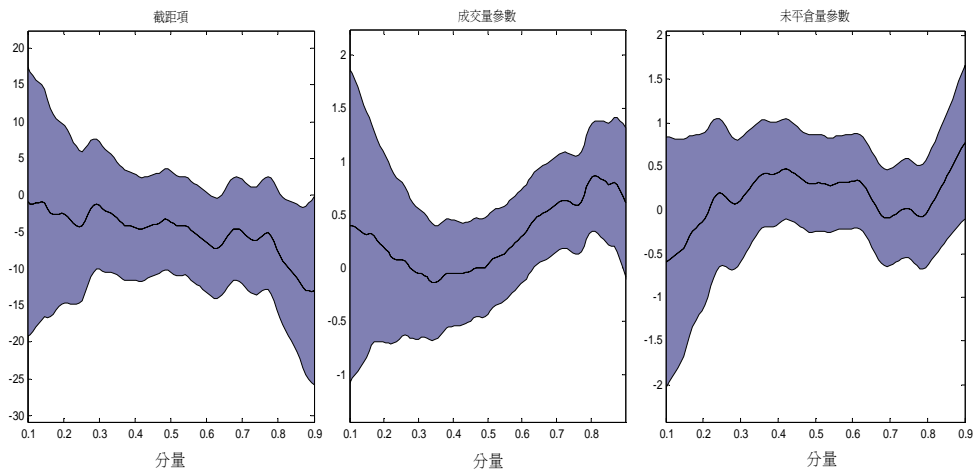
$$\text{模型三： } R_t = \alpha_\theta + \beta_\theta V_t + \gamma_\theta OI_t + \varepsilon_{t\theta} \quad (19)$$

在次級房貸期間，報酬與成交量的係數關係除分量 0.05 外，大多不顯著，但單就係數而論，左尾分量一半呈價量背離，右尾呈價量齊揚的情形。這種現象正因空頭市場投資人恐慌的心理，一天動輒一兩百點的波動，投資人追高殺低，這也是說明投資人的過度反應 (overreaction)，這意函次級房貸發生後，因投資人的過度反應則使量價關係程度降低，致使成交量及未平倉量對報酬率的解釋意義遭到扭曲。從表十與圖九可發現，報酬率與成交量僅在分量 0.7 以上才顯著，而報酬率與未平倉量的係數也是在 0.05 及 0.9 的極端分量時才顯著，此關係結構與模型一、二同。

表十 台股期貨報酬率與未平倉量關係的估計結果 (次級房貸後, 模型三)

成交量：V						未平倉量：OI					
分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value	分量	估計值	P-Value
0.05	0.3161	0.0853*	0.55	0.1576	0.6201	0.05	-1.4943	0.0016***	0.55	0.2993	0.4446
0.10	0.2887	0.5922	0.60	0.2631	0.3934	0.10	-0.5910	0.2056	0.60	0.3488	0.3731
0.15	0.3654	0.5949	0.65	0.4954	0.1061	0.15	-0.4599	0.3598	0.65	0.1765	0.6394
0.20	0.0967	0.8746	0.70	0.6042	0.0453*	0.20	-0.2170	0.6382	0.70	-0.1142	0.7146
0.25	0.1574	0.7604	0.75	0.5996	0.046*	0.25	0.1699	0.6887	0.75	0.0289	0.9246
0.30	-0.0160	0.9697	0.80	0.8627	0.0128**	0.30	0.1031	0.8171	0.80	-0.0164	0.9587
0.35	-0.1883	0.5898	0.85	0.6774	0.1668	0.35	0.3986	0.3258	0.85	0.3674	0.3265
0.40	-0.0251	0.9404	0.90	0.2473	0.6571	0.40	0.4234	0.2803	0.90	1.0025	0.0238**
0.45	-0.0288	0.9291	0.95	0.9741	0.1608	0.45	0.3503	0.3698	0.95	0.9544	0.1522
0.50	-0.0652	0.8382				0.50	0.2424	0.5409			

註：1.分量值由 0.05 至 0.95 共有 19 個分量值，估計值代表成交量的係數。
 2.***表示在 1%顯著水準下顯著，**表示在 5%顯著水準下顯著，*表示在 10%顯著水準下顯著。
 3.Wald Test 欄位表示對分量的對稱性檢定結果，由 Newey and Powell (1987) 所提，其虛無及對立假設如(12)式。



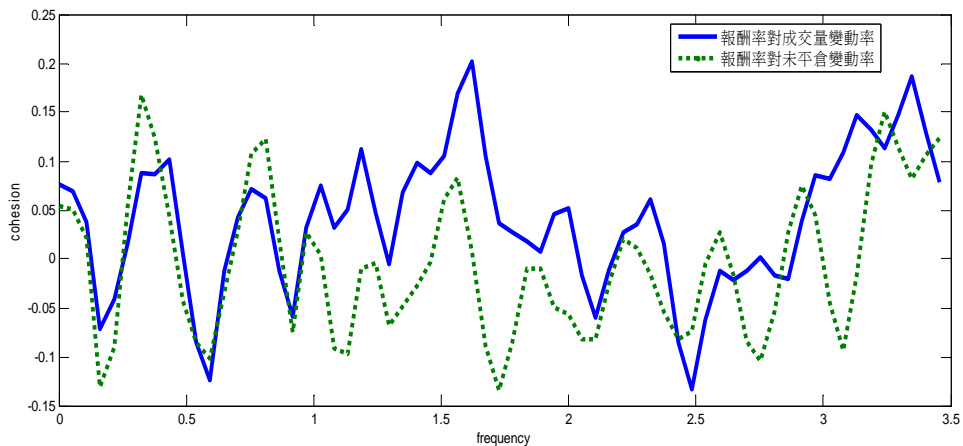
(橫軸：分量大小；縱軸：各參數估計值-截距項、成交量、未平倉量)

圖九 台股期貨報酬率與成交量、成未平倉量迴歸的斜率估計值 95%信賴區間 (次級房貸期間, 模型三)

爲了進一步瞭解台指期貨報酬率對成交量、未平倉數量變動率以及波動率的相關程度，本文最後使用 Croux et al. (2001) 的動態相關模型分析，如(20)式，

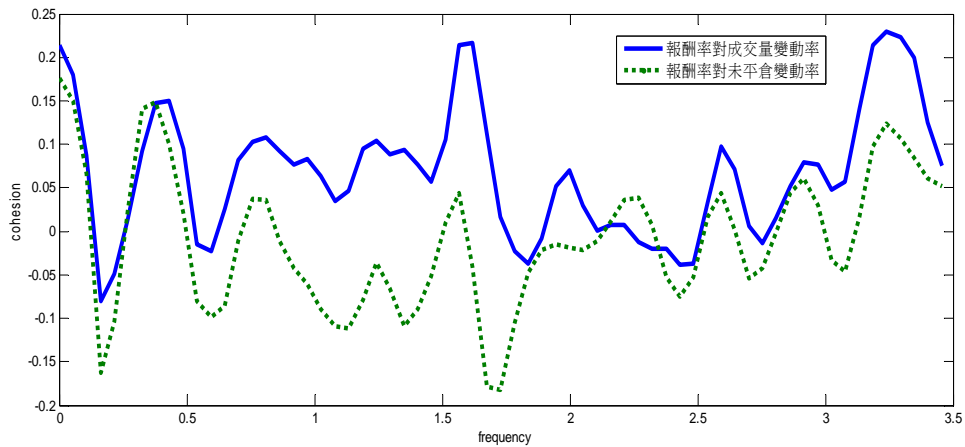
$$coh_{xy}(\lambda) = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m w_{xi} w_{yj} \rho_{xi, yj}(\lambda)}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m w_{xi} w_{yj}} \quad (20)$$

其中， w_{xi} 及 w_{yj} 分別是變數 x 及 y 的權重， ρ_{xy} 爲 x, y 的相關係數， λ 爲頻率或次數 (frequency)。⁶ 變數間的動態相關評估結果如圖十至十二所示，由圖中可以看出在全樣本下，報酬率對成交量的相關程度較未平倉量高，相關分別爲 0.0368 及 -0.0201，即前者爲正向相關，而後者爲負向相關。次級房貸前則分別爲 0.0774 及 -0.0063；次貸發生後，報酬率對成交量的相關程度反而降爲負相關 -0.0045，且報酬率對未平倉量的相關程度亦呈相關且變大爲 -0.0453。

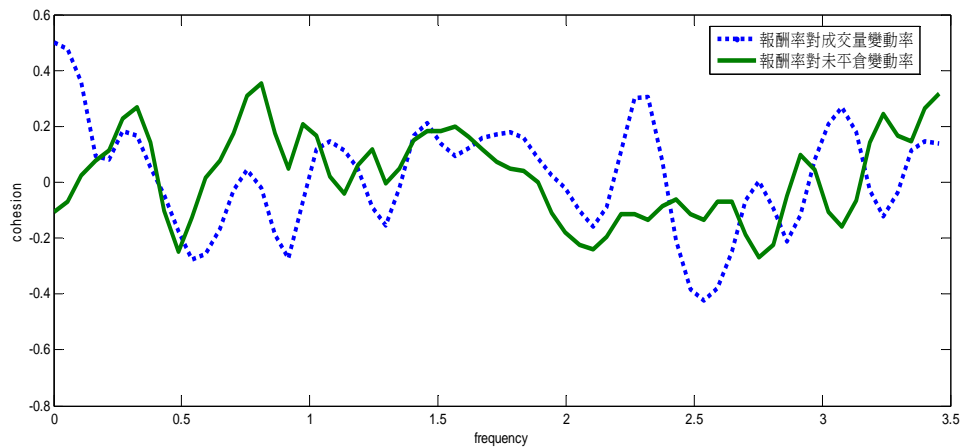


圖十 報酬率對成交量及未平倉量的 Cohension 動態相關 (全樣本)

⁶ 詳細的說明請參閱 Croux et al. (2001)。



圖十一 報酬率對成交量及未平倉量的 Cohesion 動態相關 (次級房貸前)



圖十二 報酬率對成交量及未平倉量的 Cohesion 動態相關 (次級房貸後)

伍·結論

一、模型一與模型二的綜合比較結論

我們發現，報酬率與成交量右尾大致呈價量齊揚的正向關係，左尾的部分大多呈價量背離的情形，此與莊家彰、管中閔 (2005)、王志凱 (2007) 分別在股票市場、期貨市場研究的價跌量縮結果並不相同，但與我們研究的多頭 (次級房貸前) 下的樣本結果一致，因此左尾的分量可能與處的市場情況的不同而有所不同。

而報酬率與未平倉量的關係，大部分的樣本在左尾呈價跌量縮的關係，而右尾呈價量齊揚的關係。在次級房貸發生後的樣本下所估出的係數幾乎都不顯著，正因次級房貸發生後，市場價格的波動情形很大，一兩天上下百點的變動，投資大眾的恐慌及不理性行爲，致使極端值產生而使得報酬率、成交量與未平倉量之間的關係失去解釋意義。

綜合上述，我們發現報酬與成交量或未平倉量關係，無論模型一或模型二的結果 (如表十一)，在分量的左尾表現是一樣的，但在右尾表現，除次級房貸發生後不顯著外，其他也不相同。

表十一 模型一、二的綜合比較

	成交量：V		未平倉量：OI	
	左尾	右尾	左尾	右尾
全部樣本	價量背離	價量齊揚	價跌量縮	價量背離
次級房貸前	價跌量縮	價量齊揚	價跌量縮	價量背離
次級房貸後	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著

二、模型三的綜合比較

由表十二的結果發現，模型三的報酬率與成交量、未平倉量的關係有著一致的結果，成交量的左尾呈現價量背離，右尾呈現價量齊揚的結果；未平倉量的左尾呈現價跌量縮，右尾呈現價量背離的結果。而在當模型加入未平倉量變數的時候，多頭的樣本將使得原先報酬率與成交量的關係由價跌量縮轉變為價量背離的情況，是故未平倉量的存在影響著成交量的關係。

綜合來看，右尾的成交量呈價量齊揚與右尾的未平倉量呈價量背離，代表著報酬率增加而未平倉量減少，意味多方獲利了結或空方認賠出場使未平倉量減少致使成交量上升，隱含價格反轉的力量在逐漸升溫；左尾的成交量呈價量背離與左尾的未平倉量呈價跌量縮，代表著報酬率減少而未平倉量減少，意味空方獲利了結或多方的認賠出場致使成交量上升，隱含價格反轉力量正在醞釀。在空頭樣本的情形下，因為指數變動激烈，會產生很多的極端值使得此處不論是成交量或未平倉量與報酬率的關係都不顯著，失去解釋意義。

綜合上述，我們發現透過模型三探討報酬與成交量或未平倉量關係，無論在何期間，其分量的左尾表現和右尾表現，與模型一或模型二是無差異的。

表十二 模型三的综合比較

	成交量：V		未平倉量：OI	
	左尾	右尾	左尾	右尾
全部樣本	價量背離	價量齊揚	價跌量縮	價量背離
次級房貸前	價量背離	價量齊揚	價跌量縮	價量背離
次級房貸後	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著

而使用 Croux et al. (2001) 的動態相關模型分析，發現報酬率對成交量在全樣本下呈現正向相關，但次貸風暴後改變正相關結構，這與前述的可能係因投資人的過度反應 (overreaction) 有關。

三、給投資者的建議

本文的實證結果亦可供投資人參考，即當投資人發現期貨報酬率與成交量呈價量齊揚且與未平倉量呈價量背離時，就必須注意期貨的多方投資者已經在進行獲利了結或空方在做認賠的動作，多方的力道已經趨緩，市場反轉的情形已經在醞釀；當期貨報酬與成交量呈價量背離且未平倉量呈價跌量縮時，須注意期貨空方投資人已在獲利了結或多方認賠殺出，空方的力道不如以往強勁，市場反轉力量正在升溫。在空頭的時候正因多空分歧，致使波動幅度增大，會使得報酬率與成交量、未平倉量的關係扭曲，此時的投資人應該特別小心。

四、後續研究建議

針對本文的研究設計、模型及實證結果，後續仍有許多研究方向值得討論，茲分述如下，

1. 就研究標的而言，本研究僅以台灣期貨市場的價量關係來進行探討，後續研究可以進一步採用其他的標的 (如 ETF, 選擇權, 不同的指數期貨...) 來進行研究。
2. 本研究僅採一般的分量迴歸進行探討，後續研究可進一步考慮應用縱橫分量迴歸 (Panel Quantile Regression) 來針對縱橫資料進行分析。
3. 本研究忽略期貨契約到期時的轉倉效應，後續的研究可在樣本上做限制，以期達到更精確的研究結果。

4. 本研究忽略現貨市場與期貨市場的連動關係，或許可對這方面再加以考量。
5. 在研究多頭、空頭的情況下，也可使用結構性轉換的分量迴歸來進行分析。
6. 應用日內高頻率 (intraday high frequency) 資料進行分析。
7. 亦可針對期貨市場制度變革前後進行價量關係的探討。

參考文獻

- 王志凱，「分量迴歸分析在台灣期貨市場的應用」，國立台灣大學農業經濟所碩士論文，2007年。
- 李沃牆，「成交量、未平倉量及波動率對期貨報酬率之關聯分析-縱橫平滑移轉迴歸模型之應用」，*台灣期貨與衍生性商品學刊*，第 10 期，2010 年 6 月，頁 1-31。
- 莊家彰、管中閔，「台灣與美國股市之價量關係的分量迴歸分析」，*經濟論文*，第 33 卷第 4 期，2005 年，頁 381-404。
- Baker, M. and J. C. Stein, "Market Liquidity as Sentiment Indicator", *Journal of Financial Market*, 7, 2004, pp.271-299.
- Chuang, C. C, Kuan, C. M. and H. Y. Lin, "Causality in Quantiles and Dynamic Stock Return-Volume Relations", *Journal of Banking & Finance*, 33,2009, pp.1351-1360.
- Clark, P. K., "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Process", *Econometrica*, 41(1),1973, pp.135-155.
- Copeland, T. E, "A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival", *Journal of Finance*, 4, 1976, pp. 1149-1168.
- Cornell, B., "The Relationship between Volume and Price Variability in Future Market", *Journal of Futures Market*, 20, 2000, pp.5-18
- Croux, C. ,M. Forni and L. Reichlin, "A Measurement of Comovement for Economics Variables", *Review of Economics and Statistics*, 83, 2001, pp.232-316
- DeLong, B., A. Shleifer, L. Summers and R. J. Waldmann, "Noise Trader Risk in Financial Markets", *Journal of Portfolio Economy*, 1990, 98, pp.703-738.
- Epps, T. and M. Epps, "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volume: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis", *Econometrica*, 44, 1976, pp.305-321.
- Epps, T.W., "Security Price Changes and Transaction Volumes: Some Additional Eevidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12, 1977, pp.141-146.

- Fama, E. F., and K. R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 47,1992, pp.427-65.
- Fama, E. F., and K. R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, pp.3-56.
- Floros,C. and D.V. Vougas , "Trading Volume and Returns Relationship in Greek Stock Index Futures Market: GARCH vs. GMM", 12, 2007, pp.98-115
- Gonza'lez, A., T., Teräsvirta , M. and D. V. Dijk, "Panel Smooth Transition Regression Model and an Application to Investment under Credit Constraints", working papers,2004..
- Gonza'lez, A., T. Teräsvirta M, and D. V. Dijk , "Panel Smooth Transition Regression Models", working papers.,2005
- Granger, C. W. J., and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, 1974, pp.111-120.
- Karpoff, J. M., "The Relationship Between Price Changes and Trading Volume: A Survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22,1987, pp.109-126.
- Koenker, R. and G. Bassett, "Regression quantile,"*Econometrica*, 46, 1978, pp.33-50.
- Lakonishok, J. and S. Smidt, "Past Price Changes and Current Trading Volume", *Journal of Portfolio Management*, 1989, 15, pp.18-24.
- Lee, B.S., and M. R. Oliver, "The Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Domestic and Cross-Country Evidence", *Journal of Banking & Finance*, 26, 2002, pp.51-78.
- Leigh, W., Modani, N. and R. Hightower, "A Computational Implementation of Stock Charting: Abrupt Volume Increase as Signal for Movement in New York Stock Exchange Composite Index", *Decision Support Systems*, 37, 2004, pp.515-530.
- Mandelbrot, B., "The Variation of Certain Speculative Prices", *Journal of Business*, 36, 1963, pp.394-419.
- Moosa, Imad A., and Al-Loughani, Nabeel E., "Testing the Price-Volume Relation in Emerging Asian Stock Markets", *Journal of Asian Economics*, 6, 1995, pp.407-422.
- Osborne, M. F. M., "Brownian Motion in the Stock Market", *Operation Research*, 7, 1959, pp.145-173.
- Wang, C. Y. and N. S. Cheng, "Extreme Volumes and Expected Stock Returns: Evidence from China's Stock Market", *Pacific-Basin Finance Journal*, 12, 2004, pp.577-597.

Re-examine the Relationship among Future Market Return Rate, Trading Volume and Open Interest via Quantile Regression Model

WO-CHIANG LEE, WEI-JHE SYU*

ABSTRACT

study applies quantile regression model which provided by Koenker and Bassett(1978) to re-examine the relationship between the future market return rate, trading volume and the open interest. In empirical study, we divided the data set which include year 2001 to 2009 from Taiwan future market into three parts, which are all sample, half sample, before and during the subprime mortgage, respectively. There are a total of three models used to compare the different data sets mentioned above. Results showed an asymmetric V-shaped relationship between return rate and trading volumes. However, in the bear market condition, the result of the return rate, trading volumes and open interest is not significant. These results can provide a reference for the theory and empirical study.

Keywords: quantile regression, test for symmetry, bootstrap, open interest

* Wo-Chiang LEE, Associate Professor, Department of Banking and Finance, Tamkang University.
Wei-Jhe SYU, Master in Department of Banking and Finance, Tamkang University.