全球商業經營管理學報
第九期　106.09　page 1-12
ISSN：2076-9474

機構投資者交易活動與期貨報酬波動之研究
The study on the relationships of the institutional investors trade activity in TX volatility

柏婉貞[a]　　伍建龍[b]　　吳家綺[c]

摘要

本研究旨從理論與實證角度，檢視台灣期貨市場機構投資者交易活動與報酬波動之驗證，本文建構雙變量GARCH模型(BEKK模型)，除了分析過去衝擊對波動之影響外，並進一步探討機構投資者未平倉量淨口數與台灣加權指數日報酬波動之關係，資料期間為2007年1月1日至2015年03月25日期貨市場1920筆日資料。

首先，實證結果顯示使用 ADF與PP 單根檢定法，得知機構投資者未平倉量為定態型式，其次，經由因果關係檢定分析結果，發現台灣加權指數期貨報酬與外資存在互為因果的回饋關係，自營商、投信未平倉量則明顯領先台灣加權指數期貨報酬。此外，本文採用向量自我迴歸模型分析探討各國股價指數報酬率短期互動關係，發現台灣加權指數期貨日報酬分別與外資、自營商與投信未平倉量淨口數有互動的關係。最後，利用多變量GARCH-BEKK模型，發現機構投資者未平倉量對台灣加權股價指數期貨報酬率波動互有短期衝擊與長期持續之現象。

本研究實證結果有於投資者瞭解機構投資者交易活動與波動關聯性。

關鍵字：機構投資者、未平倉淨口數、台灣加權股價指數期貨、多變量GARCH-BEKK模型

ABSTRACT

This article discusses the idea of multivariate GARCH-BEKK model to investigate the relationships of the institutional investors trade activity in TX return volatility, the study also analysis the net open interest in TX return volatility , the period is from January, 2007 to March, 2015.The total samples are1,920.

Firstly, the paper employs the ADF and PP unit root test. It finds that the open interest is stationary of Institutional investors. Secondly, the paper use Granger causality test and vector autoregressive, it result show that there is feedback relationships between Foreign investor and TAIEX, It exists lead-lag relationships in Investment trust and dealer. In an addition, the article uses multivariate GARCH-BEKK model to capture volatility in institutional investors, it also finds that the institutional investors have relationship in TX returns volatilities.

The result provides investor to understand the institutional investors trade activity in TX return volatility.

Keywords：Institutional Investors, Net open interest, TX, Multivariate GARCH-BEKK method

1. 前言

近年來台灣與國際證券期貨市場的脈動逐漸接軌，由早期規劃為亞太金融中心轉為全球資產運籌中心，至目前亞洲投資銀行，皆是為了持續與國際市場接軌，台灣股市為淺碟型之市場結構特性且為�投資者以消息面作為投資依據之投機心理，並促使股市更具有市場操作效率，爰此，市場上有關於期貨交易者的交易動機、買賣時間與獲利能力為近年來熱烈探討的一大議題。

[a] 正修科技大學金融管理系副教授 Email:k3670@gcloud.csu.edu.tw
[b] 正修科技大學金融管理系研究生 Email:wukim917@yahoo.com.tw
[c] 正修科技大學金融管理系研究生 Email:p22195pt@gmail.com

另外，為因應金融國際化、自由化之潮流趨勢，台灣透過引進國外專業投資機構，改善國內股市之投資結構，以提昇國內股市的市場效率。對於機構投資者政府採取「業務從寬、財務從嚴」之施政原則，積極開放多項改善市場效率之措施，如：放寬外資投資限制、延長市場交易時間、開放投信投顧可以接受代客操作之全權委託、修正自營商參與股市之證券相關法規限制…等，將對國內市場有不同程度之衝擊效果，也進一步改變投資者之投資行為模式。事實上，交易量和價格波動是金融市場文獻中最常研究的變數，為何交易會增加波動是價格形成理論的核心，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，交易量水準能提供交易者交易訊息內容與價格之反應。陳瑄(2008)認為影響台指期貨及摩根台指期貨報酬波動的關鍵因素除機構投資者買賣超金額外，期貨市場中的未平倉量亦為另一主要原因。而影響市場波動的因素眾多，不僅是投資者買賣超金額、未平倉量等交易活動因素，亦包括全球總體經濟的變化。

台灣股市自1996年引入合格境外機構投資者(QFII)以來，機構投資人於台灣股市的比重不斷增加，對股市影響力日增，使得機構投資人的買賣超資訊及其所投資之標的股票已成為社會投資之散戶大眾所追逐關注的焦點，而機構投資人主要包括自營商、外資、投信等俗稱之『機構投資者』，在開放機構投資人參與股市的同時，常使股票市場充滿不確定性因素，而政府循序漸進的開放外資之政策，乃順應國際潮流之所趨目前台灣對國外專業投資機構(QFII)投資額度已完全無限制，開放外資對國內證券市場之廣度、深度及成熟度皆有相當大之影響，也因這些措施，乃促使國外機構法人、國內機構法人投顧、經紀自營商、甚至於一般社會投資大眾在其從事市場交易投資行為時，有潛移默化的影響力，同時也對其投資於國內股市投資報酬的獲利能力之目標達成效果上，有不少的決定性效果之產生。

截至2014年10月台灣全體機構投資者(外資、投信及自營商)持有大盤市值比率已經達到36.79%，近全體市值的四成，機構投資者投資台灣股市比例逐年增加，且法人交易動向也已經成為投資人的矚目焦點。由於機構投資者的資訊充裕且快速，判斷及分析力均較強，並且會透過經濟面的基本分析來投資股市，其投資策略以中長期操作為主，與一般投資人為較短線操作之投資策略有明顯的差異，因而探討機構投資者未平倉量淨額與台灣加權股價指數期貨報酬之互動及波動性乃為本文主要之研究課題。因此本文乃針對機構投資者交易活動與台灣加權股價指數期貨報酬率之關聯性進行探討。

綜上所述，對於探討機構投資者與台灣股市的關係-「究竟是機構投資者的交易影響國內股市，或是國內股市影響機構投資者的交易行為」，乃本研究之目的。另外，由於外資進入台灣股市的交易行為，影響到其他機構法人之投資行為，引發本文針對各機構投資人之未平倉淨額與股價指數期貨報酬率交互影響之研究，以更精確的瞭解其投資行為之細部互動關係與彼此成交量風險變異之交互影響效果。

2. 文獻探討

機構投資者進出動態一直以來是眾多學者與投資人關心的議題，薛龍進(2009)發現台灣股市股價指數報酬與機構投資者買賣超皆呈正向相關，但沒有短期互動關係，投資人無法藉由機構投資者買賣超歷史資料分析預測股市年報酬率之變動，外資與自營商互為短期正向影響，其影響程度大小依序為自營商、投信及外資。

邱馨儀(2010)使用單根檢定、向量自我迴歸模型、Granger因果關係檢定及衝擊反應函數來研究機構投資者之投資行為與台灣股市指數報酬率間之動關係，實證結果發現，當股價指數與機構投資者投資行為產生衝擊時，不論正向或負向影響，皆在短期內呈現收斂之態勢，顯示衝擊皆為短期效果。

林昭賢(2005)發現外資與證券自營商的交易確能加速期貨價格的均衡，然而期貨自營對價格的影響則無法判斷。陳春芳(2004)研究外資買賣超對台灣股價指數衝擊，研究發現，外資買賣超對台灣股市有顯著影響。曾冠儒(2008)研究機構投資者與自然人於台灣期貨市場的交易行為，實證結果發現，外資的操作對於台灣的期貨市場影響較為重大，而其操作方向常與國內法人與散戶相反，至於投信的未平倉量部位則較無參考性。而外資較其他三類交易者(自營商、投信、散戶)有較佳的擇時能力。

Huang Bwo-Nung(2000)探討機構投資者買賣超對加權股價指數的影響，發現外資的買進行為有較佳的時間能力，而自營商的賣出行為有較佳的時間能力。Kamesaka et al.(2003)分析日本股市投資者的投資行為與績效，他們發現外資是資訊交易者，採取動量投資策略並且擁有最佳試場時

間能力，及外資是資訊交易者，採取動量投資策略並且擁有最佳的市場時間能力，及外資是日本市場的最大贏家。Lin et al.(2005)以台灣期貨交易所的資料來探討類別交易者的交易行為與績效，他們發現外資為正向回饋交易者，擁有最佳的市場時間能力。

國外文獻也學者探討市場上機構投資者相關的研究，例如：Bessembinder and Seguin(1993)研究八個期貨市場的成交量，波動度與市場深度的關係，其中未平倉量能代表市場深度。其兩大結論為：(1)未預期的成交量會對波動度造成影響，而正向的未預期成交量的影響較負向的未預期成交量影響的大，為非對稱關係。(2)未預期的未平倉量變動與波動度有負向關係。

學者在研究金融市場報酬波動與交易訊息之關聯性時，多採用GARCH（Generalized autoregressive conditional Heterscedasticity）模型來補捉這些特性，應用GARCH模型之優點在於它可補捉波動聚集（volatility clustering）、波動持續性和厚尾分配。張皇輝(1995)使用GARCH方法研究「外資及自營商的買賣策略對台灣股市報酬率與波動性影響之研究」研究結果發現外資會受到國際環境影響，且會受到國際間投資人贖回壓力之影響，間接增加國內股市之波動性。

葉月女(2003)在「我國證券市場三大機構投資人與一班投資人對股市波動性影響之探討」一文中，分別以單根檢定、GARCH、衝擊反映分析檢定，研究發現外資、自營商與投信機構投資者前期買賣超的波動率居會負向影響後期股價指數報酬的波動率，及機構投資者的交易行為可較低股市波動率。

傅俊源(2010)研究金融海嘯期間法人買賣超與股價報酬之動關係，研究發現，外資、投信與自營商等機構投資者之買賣超與股價指數報酬率皆為穩定數列，而在衝擊反映分析中得知，股價指數受到來自自身及機構投資者買賣超時，除受到本身衝擊影響較大之外，對來自機構投資者買賣超之衝擊反應較不明顯，且會隨著時間產生效果遞減並逐漸收斂的現象，顯示其影響僅有短期效果。

上述歷史文獻來看，機構投資者的交易行為，長期之下我們發現台灣股市外資才是市場之領導者。研究多採用GARCH模型來補捉報酬波動性，事實上期貨市場受消息衝擊（正面或負面）會使報酬波動產生不同的影響效果，然而，文獻採用多變量GARCH模型來分析機構投資者交易活動與指數期貨報酬波動之行為甚少，皮善榮(2005)以GARCH模式對成交量、未平倉量與波動率進行相關性及非對稱果探討，發現未平倉量的預期及非預期部分與波動率呈負相關，非預期未平倉量則未有明顯非對稱關係，為了深入探討此課題，故本研究使用多變量GARCH模型更能描述機構投資者交易活動與指數期貨報酬波動之間的關係。

3. 研究方法

本研究探討台灣加權指數期貨日報酬與外資未平倉量淨口數、自營商未平倉量淨口數、投信未平倉量淨口數之間的關聯性，以瞭解台灣加權指數期貨日報酬與機構投資者波動關係。為達本研究之目的，此章節將逐一來介紹進行實證研究之分析。實證所採取的方法主要為單根檢定（Unit Root Test）、向量自我迴歸(vector auto regression；VAR)、Granger 因果關係檢定、多變量GARCH模型（BEKK表示法）。

3.1 單根檢定

在時間序列的分析中，常會面臨到需要判斷一個變數是否為定態性質，而單根檢定即是用來測定，在模型中時間序列資料是否為定態的方法。因此再繼續建構整個研究方法前，就必須先要定義定態（ststionary）數列的觀念。

透過單根檢定可以發現，大部份經濟或財務相關的時間序列資料，皆為非定態及存在單根的狀態，因此研究在進行單根檢定之步驟後，須對非定態的序列資料進行差分（Differentiation）的處理，如此可以取得穩定的資料型態。而當時間序列y_t被稱為I(d)，表示y_t經過d 次差分之後成為定態的時間序列，因此I(0)表示不需經過差分即為定態的時間序列，而I(1)表示經過一次差分之後才成為定態的時間序列，即一般所謂的單根。

3.1.1 ADF 單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller unit root test)

ADF檢定是由Dickey-Fuller檢定改變而來，由於DF單根檢定法忽略的殘差項可能出現高度自我相關的現象，而無法滿足誤差項為白噪音的要求，Said and Dickey(1984)將其擴充成ADF檢定，允許在原來的模型中加入變數的落後項(log term)，以解決殘差項序列相關所產生的問題。模型的檢定假說為：

虛無假設 (H_0)：$r=0$　有單根現象

對立假設 (H_1)：$r\neq 0$　無單根現象

ADF的假設檢定目的與DF相同，皆是對落後一期的變數的係數檢定數值是否為0。若接受虛無假設，代表該時間序列具有單根，必須將其差分後再行單根檢定，直到拒絕虛無假設為止，以確定序列達到定態，並將定態後的序列做時間序列分析。

3.1.2 PP 單根檢定(Phillips Perron unit root test)

在ADF檢定法中，已經將時間序列變數自我相關的問題考慮進去，隱含檢定式的殘差必須是無自我相關和具有同質變異性(homoskedasticity)，因此Phillips-Perron(1989)提出PP檢定法來改進，其放寬了DF 檢定法中變異數具有同質變異性的基本假設，允許殘差項可以具有相關性(Disturbance is weaklydependent)及異質變異性(hetereskedasticity)的存在，此檢定法是利用函數化的中央極限定理之非參數法，來修正殘差項可能有序列相關與異質性的問題。其假設時間序列資料為AR(1)，利用估計出之殘差項修正DF檢定之t統計量，並將模式擴充到包含截距項與時間趨勢項的模式。模型的檢定假說為：

虛無假設 (H_0)：$r = 0$　有單根現象

對立假設 (H_1)：$r \neq 0$　無單根現象

ADF檢定目的相同，當無法拒絕(H_0)：$r = 0$時，接受虛無假設，亦即該時間序列式具有單根的。

3.2 Granger 因果關係檢定

在本節中將探討因果關係的部分，以往關於經濟或財務性資料的變數，除了會因時間長短而有不同的走勢外，一般人更重視的是，這些資料變數在產生的過程中，有時總會互相影響，好像彼此間都存在一些關聯性。因此，透過因果關係的分析檢定，對於變數之間的關聯性或相關性，可以更進一步的確認，並找到一些蛛絲馬跡，並且對於探討變數間的傳遞途徑與影響方向能有較大的助益。

Granger(1969)提出的因果關係（Granger causality），係以預測誤差能否被降低為判定標準來確認變數之間的因果關係。其定義，是由預測能力之角度來定義兩變數之間的因果關係。假設現有F及S兩個時間序列變數，當對F進行預測時，即利用所有的訊息集合去預測F所顯示的結果，是要比去除S的過去數值，而能夠得到更準確的結果時，這顯示「加入S的過去數值」對於預測F是有幫助的，此兩者關係可定義為「S是F的因」（S causes F）；相對地，F也可能對S有因果關係存在，當上述兩種關係同時存在，及兩變數互相影響，即表F和S之間具有回饋（feedback）關係。亦然，Granger因果關係指的是統計上的因果關係，但事實上，其概念應為變數時間點上的「領先－落後」的關係。

以一個存在兩變數F_t與S_t的時間序列模型，定義模式如下：

$$F_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^{p} \mathrm{A}_{1i} F_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \mathrm{B}_{1i} S_{t-i} + \varepsilon_{1t} \tag{1}$$

$$S_t = \beta_{10} + \sum_{i=1}^{p} \mathrm{A}_{2i} F_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \mathrm{B}_{2i} S_{t-i} + \varepsilon_{2t} \tag{2}$$

其中，α_{10}、β_{10}表截距項；$\mathcal{A}_{1i}$、$\mathcal{B}_{1i}$、$\mathcal{A}_{2i}$、$\mathcal{B}_{2i}$表係數值；ε_{1t}、ε_{2t}表殘差項，亦兩相互獨立之干擾項。欲檢定此兩變數相互的因果關係時，可利用F統計檢定量分別檢定式(1)及式(2)的虛無假設：

$$H_0\colon \mathrm{B}_{11} = \mathrm{B}_{12} = \ldots = \mathrm{B}_{1q} = 0 \tag{3}$$

$$H_0^{'}\colon \mathrm{A}_{21} = \mathrm{A}_{22} = \ldots = \mathrm{A}_{2p} = 0 \tag{4}$$

由檢定其結果可來決定變數間的Granger因果關係，以下為四種判別結果：

其一、若同時無法拒絕虛無假設H_0及H_0'，表示F_t與S_t兩者間不存在因果關係，為相互獨立；其二、如果同時拒絕了兩個虛無假設，則表示F_t與S_t之間具有互為因果的回饋關係；其三、若拒絕虛無假設但不拒絕虛無假設H_0，表示F_t領先S_t；其四、若拒絕虛無假設H_0，但不拒絕虛無假設H_0'，則表示S_t領先F_t。

3.3 向量自我迴歸（vector auto regression；VAR）

傳統計量模型以先驗(priori)之理論為基礎，首先判定變數為外生抑或是內生變數，其次再建立結構性模型，然而變數彼此之間常有因果關係相互影響的困擾。Sims(1980)假設各個變數皆為內生變數，以VAR模型觀察其間之互動關係，以反映出模型內參數之真實互動效果，以避免結構性設定所可能產生的錯誤。

VAR模型，把所有變數皆視為內生變數（Endogenous Variables），以一組迴歸方程表示出各變數間彼此的互動關係，而每一迴歸方程式的

解釋變數是由所有變數的遞延後項所組成，是屬於外生變數。也就是所有內生變數皆由過去變數本身資訊來解釋之，其乃認為變數的遞延後項涵蓋了所有相關的訊息，因此VAR模型的限制較少，且遞延後項沒有一定的固定期數的型式，因此較具彈性與一般性。

向量自我迴歸模型（VAR）的基本簡單式，如下：

$$\begin{aligned} &Y_t=\alpha_t+\sum_{i=0}^{n}\beta Y_{t-i}+\varepsilon_t \\ &\mathrm{E}(\varepsilon_t)=0 \\ &\mathrm{E}(\varepsilon_t,\varepsilon_t^{'})=H\neq 0 \\ &\mathrm{E}(\varepsilon_t,\varepsilon_t^{'})=0 \end{aligned} \tag{5}$$

其中，Y_t 為 $(\mathrm{n}\times 1)$ 向量所組成的線性隨機過程，n為模型內所討論的變數，α_t 為 $(\mathrm{n}\times 1)$ 的常數項；β 為 $(\mathrm{n}\times n)$ 的係數矩陣，H 為 $(\mathrm{n}\times n)$ 的共變異矩陣；Y_{t-1} 是 $(\mathrm{n}\times 1)$ 之n階遞延後項的變數向量；ε_t 為隨機的結構干擾項，是 $(\mathrm{n}\times 1)$ 的一期符合白噪音誤差過程的預測誤差（forecase error），是無法解釋的部份，可視為隨機衝擊項或創新。$\mathrm{E}(\varepsilon_t)=0$ 表示各期誤差與序列無關，而 $\mathrm{E}(\varepsilon_t,\varepsilon_t^{'})=0$ 表示每一迴歸式皆具時間序列獨立之特性，且其殘差的共變異 $\mathrm{E}(\varepsilon_t,\varepsilon_t^{'})=H\neq 0$，即產生異質性變異，它可以用一組具有殘差項當期相關的聯立方程組表示之。

一般而言，VAR估計法只適用於所有變數資料 皆處於恆定的狀態之下，我們以矩陣符號描述VAR(p)模型表示如下:

$$Y_t=\Lambda_1 Y_{t-1}+\Lambda_2 Y_{t-2}+\ldots.+\Lambda_p Y_{p-1}+\Psi X_t+\varepsilon_t \tag{6}$$

其中至 Y_t 為 k個內生變數所組成之向量，$\Lambda_1,\Lambda_2,\ldots..,\Lambda_p$ 皆為 $(\mathrm{k}\times\mathrm{k})$ 的係數矩 陣； X_t 為外生變數所組成之矩陣，其亦可包含時間趨勢項、季節或結構虛擬變數等，Ψ 為其對應靜、數矩陣； ε_t 為模型誤差項，誤差項間可同期彼此相關，但不論是誤差項本身或彼此間皆不可跨期相關，並限定不可與解釋變數相關；*p*為最適落後期數，在其選取上，我們以AIC及SBC準則為判斷標準。我們將上式轉換成類似誤差修正模型的表現方式如下:

$$\begin{aligned} Y_t=&\Phi_1\Delta Y_{t-1}+\Phi_2\Delta Y_{t-2}+\ldots. \\ &+\Phi_{p-1}\Delta Y_{t-(p-1)}+\zeta Y_{t-1}+\Psi X_t+\varepsilon_t \end{aligned} \tag{7}$$

其中

$$\Phi_1=-\sum_{j=i+1}^{p}\Lambda_j,\mathrm{i}=1,2\ldots,\mathrm{p}-1,\zeta=\sum_{i=1}^{p}\Lambda_i$$

為便於說明，可將 (3-18) 式簡化成:

$$Y_t=\Gamma Z_t+\zeta Y_{t-1}+\Psi X_t+\varepsilon_t=FW_t+\Psi X_t+\varepsilon_t \tag{8}$$

其中

$$\begin{aligned} &\Gamma=\left[\Phi_1,\Phi_2,\ldots,\Phi_{p-1}\right]_{k\times k(\mathrm{p}-1)}, \\ &Z_t=\left[\Delta Y_{t-1}^{'},\Delta Y_{t-2}^{'},\ldots..,\Delta Y_{t-p}^{'}\right]_{k(\mathrm{p}-1)\times 1}^{'}, \end{aligned} \tag{9}$$

且

$$\begin{aligned} &\mathrm{F}=\left[\Gamma,\zeta\right]_{k\times kp}, \\ &W_t=\left[Z_t^{'},\mathrm{Y}_{t-1}^{'}\right]_{k\,\mathrm{p}\times 1}^{'} \end{aligned} \tag{10}$$

之後以OLS來估計係數矩陣 F 與 Ψ，即得向量自我迴歸模型估計式。

VAR模型為了避免當期變數之間產生序列相關的問題，通常是藉由正交化的方式把殘差項加以轉換，但由於轉換的過程會改變變數的排列順序，而失去資料的原來內涵，進一步產生錯誤的分析結論。這也是在作實證分析時，通常VAR模型須配合Granger 因果關係檢定之使用，以發現何者變數對其他變數較具有影響力，來作為VAR模型中變數的選取依據，而使分析不致於有所偏差。

3.4 多變量 GARCH -BEKK 模型

在探討多變量GARCH模型之前，須先瞭解基本的ARCH模型和GARCH模型為何。對於估計含有異質變異特性之序列資料容易產生偏誤的問題，普遍存在一般傳統的時間序列模型中，其變異數需先設定為固定的假設

Engle(1982)提出自我迴歸條件異質變異數（autoregressive conditional hegerskedasticity，ARCH）模型，讓條件異質數得以隨時間而改變，此一改變後更能夠準確掌握時間序列資料之特性

Bollerslev（1986）根據ARMA模型的條件變異數方程式，以移動平均（moving average）的觀念，將ARCH模型中的條件變異數方程式做了修正，將落後期的條件異質數加入ARCH模型中，擴充成為一般化的ARCH模型，稱為一般化自我迴歸條件異質變異模型（generalized ARCH），簡稱GARCH模型，GARCH模型的發展使得估計的參數又更為精簡，且在條件變異的結構設定上更富有彈性，Bollerslev將此一模型套用在美國通貨膨脹率之波動性發現的分析上，發現其分析力相較於ARCH模型，更具有準確性和解釋力，此一研究發表後，引起後續學者的熱烈回響，進而使得以GARCH模型成為分析的經濟與財務相關領域的熱門研究。

3.4.1 單變量 GARCH 模型

時間序列分析中所談到的ARCH和GARCH模型，即是典型處理殘差不符同質變異的模型，該模型在變異數方程式上仍屬單變量的模型，不過均數方程式是可以為多變量模型，與傳統時間序列方法相較，能夠符合實際經濟資料之特性者，ARCH模型分析確實能有不錯的解釋能力，但其所需的落後期數會較長，也就是線性遞延結構會較長，因此，較無法滿足時間序列模型上所期許的精簡模型原則，而且在實證研究上，通常需要設定一個固定的線性遞延結構，其目的只是為了滿足變異數為負值的要求。Bollerslev（1986）提出一般化自我迴歸條件異質變異數模型（General ARCH Model），其模型主要修正了ARCH模型過長的線性遞延結構，把條件異質數設為過去殘差項和過去條件變異數的函數，並在條件變異數方程式中將過去殘差平方項及過去的條件變異數一併納入考量，使得條件變異數之遞延結構較變為合理且富彈性化，相較於多階ARCH模型更能夠達到精簡模型之期待。

典型的 GARCH(p,q)模型表示如下：

$$\mathrm{S_t = F_t\beta + \varepsilon_t} \tag{11}$$

$$\varepsilon_t|\Omega_{t-1}\sim N(0,h_t)$$

$$\mathrm{h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q}\alpha_i\,\varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^{p}\beta_j\,h_{t-j}} \tag{12}$$

$\mathrm{\alpha_0 > 0}$、$\mathrm{\alpha_i \geq 0}$，$\mathrm{i = 1,2,3,\ldots,q}$

$\mathrm{\beta_j \geq 0}$，$\mathrm{j = 1,2,3,\ldots,p}$

$$\mathrm{\sum_{i=1}^{q}\alpha_i + \sum_{j=1}^{p}\beta_j < 1}$$

其中，

$\mathrm{S_t}$：符合 GARCH 過程之時間序列資料

$\mathrm{F_t\beta}$：在資訊集合中遞延內、外生變數之線性組合

α、β、α_i、β_j：未知參數的向量

$\mathrm{h_t}$：受去q期殘差影響之$\mathrm{S_t}$的條件變異數

Ω_{t-1}：在$\mathrm{t-1}$期以前所有資訊之集合

q：ARCH 模型過程之階數

p：GARCH 模型過程之階數

3.4.2 多變量 GARCH 模型

GARCH模型的發展歷史已有二十多年，不管運用在經濟或財務上的研究，都受到各方學者的肯定而採用，也不斷有學者提出更創新的想法或發現，而使GARCH模型能有許多擴充與變化，也由於 GARCH模型能描述隨時間變動而變動的波動性，用來檢視報酬率與波動傳遞效果是較佳的模型，因此成為許多學者研究國際金融市場相關議題最好的選擇。然而，當若干市場有多個變數之時間序列資料時，其不同市場間的各種訊息或公開資訊，而產生的動態或波動變化，恐會對其他市場造成不同程度的相互影響，因此不同市場間的互動，可能左右了變數組合之報酬的影響。

多變量 GARCH 模型可表示如下：

$$S_t = F_t\beta + \varepsilon_t \tag{13}$$

$$\varepsilon_t|\Omega_{t-1}\sim N(0,H_t)$$

$$h_t = vecH_t \tag{14}$$

$$\tilde{x}_t = vec(x_t x_t') \tag{15}$$

$$\eta_t = vec(\varepsilon_t\varepsilon_t') \tag{16}$$

在式子中的$vec(\cdot)$ 表示疊置向量，而可將條件變異數H_t寫為：

$$\begin{aligned}H_t = C_0 + C_1\tilde{x}_t + A_1\eta_{t-1} + \cdots + A_q\eta_{t-q} +\\ G_1h_{t-1} + \cdots + G_ph_{t-p}\end{aligned} \tag{17}$$

其中，

C_0是$n^2\times1$的參數向量

C_1為$n^2 \times J^2$的參數矩陣

A_i和G_i為$n^2 \times n^2$的參數矩陣

用矩陣方式來表示可寫成為：

$$h_t = \left[C_0 \vdots C_1 \vdots A_1 \vdots \cdots \vdots A_q \vdots G_1 \vdots \cdots \vdots G_p\right] \begin{bmatrix} 1 \\ \tilde{x}_t \\ \eta_{t-1} \\ \vdots \\ h_{t-q} \end{bmatrix} = F z_t = (z_t' \otimes I) vecF = Z_t \alpha \tag{18}$$

可轉換成為：

$$z_t' = \left(1, \tilde{x}_t', \eta_{t-1}', \ldots, \eta_{t-q}', h_{t-1}', \ldots, h_{t-p}'\right)$$

$$F = \left[C_0 \vdots C_1 \vdots A_1 \vdots \cdots \vdots A_q \vdots G_1 \vdots \cdots \vdots G_p\right]$$

$$\alpha = vecF$$

$$Z_t = (z_t' \otimes I) \tag{19}$$

經由上式來定義這些參數後，可利用VEC表示法來呈現。

以上說明，是在沒有外生變數的影響下，所考慮簡單的多變量GARCH(1,1)模型。而模型將如下表示：

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ c_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{23} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \tag{20}$$

對於GARCH模型而言，其最大的特色即為，能有效的捕捉波動隨時間變化而變化的波動性，但若經由多變量GARCH模型來捕捉，隨時間不同而不同的共變數矩陣會變為相當複雜，而且若由單變量GARCH擴展成多變量時，可發現過度參數化的情況會油然而生，之中會有$\frac{n(n+1)}{2} + 2\left[\frac{n(n+1)}{2}\right]^2$的參數個數須被估計，因此，Engle and Kroner(1995)認為在式(3-31)有些多餘的條件，是可以被消除的而不會影響到模型，且若更進一步限制這用參數表示是合乎需要的。Bollerslev, Engle and Wooldridge (1988)所發表的VECH模型，和Engle and Kroner (1995)所發表的BEKK模型，即是簡化後的多變量GARCH模型之代表，本研究將採用Engle and Kroner (1995)所發表的BEKK模型，為條件變異數之設定方式與模型架構。

3.4.3 多變量 GARCH 模型-BEKK 表示法（BEKK representation）

在多變量GARCH模型的條件共變異數矩陣有多種的參數化模型，而BEKK（Baba, Engle, Kraft and Kroner）模型即是改良後參數化模型之一，主要在於改善Bollerslev, Engle and Wooldridge (1988)提出的對角化VECH（向量條件變異數矩陣）模型，其無法保證矩陣H_t為正定的問題，由於在GARCH(1,1)的條件共變異數矩陣H_t，是必須要符合正定之條件，然而當模型套用在實證分析上，此正定之條件限制，在估計式中有無法設定之發現。而Engle and Kroner(1995)提出的BEKK模型，該模型利用二次式建構條件變異數矩陣，不但能有效縮減參數個數，二次形式保證條件變異數矩陣必為半正定（semi-positive definite），對於參數的設定上則不須再做任何限制，其BEKK（p,q）模型表示如下：

$$H_t = C_0^{*\prime} C_0^* + \sum_{k=1}^{K} C_{1k}^{*\prime} x_t x_t' C_{1k}^* + \sum_{k=1}^{K} \sum_{i=1}^{q} A_{ik}^{*\prime} \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_{ik}^* + \sum_{k=1}^{K} \sum_{i=1}^{p} G_{ik}^{*\prime} H_{t-i} G_{ik}^* \tag{21}$$

其中，

C_0^*：為三角矩陣

C_{1k}^*：為 $J\times n$的參數矩陣

A_{ik}^*、G_{ik}^*：為 $n\times n$的參數矩陣

K：選取視過程的一般化程度

在沒有外生變數的影響下，當$K=1$時，所考慮的多變量GARCH(1,1)之BEKK模型表示如下：

$$H_t = C_0^{*\prime} C_0^* + A_{11}^{*\prime} \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{11}^* + G_{11}^{*\prime} H_{t-1} G_{11}^* \quad (22)$$

表示對角化矩陣，

$$H_t = C_0^{*\prime} C_0^* + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix} \quad (23)$$

或者，

$$\begin{bmatrix} H_{11,t} & H_{12,t} \\ H_{21,t} & H_{22,t} \end{bmatrix} = C_0^{*\prime} C_0^* + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} H_{11,t-1} & H_{12,t-1} \\ H_{21,t-1} & H_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}$$

其中，

a_{11}^*、a_{22}^*：為前期干擾項（自身波動外溢）

a_{12}^*、a_{21}^*：為交互衝擊項（交互波動外溢）

$$\text{持續性}\begin{cases} g_{11}^*\text{、}g_{22}^*\text{：為自身前期波動} \\ g_{12}^*\text{、}g_{21}^*\text{：為前期波動交互影響} \end{cases}$$

或者省略時間下標與GARCH項，表示如下：

$$\begin{aligned} h_{11} &= c_{11} + a_{11}^{*2}\varepsilon_1^2 + 2a_{11}^* a_{21}^* \varepsilon_1 \varepsilon_2 + a_{21}^{*2}\varepsilon_2^2 \\ h_{12} &= c_{12} + a_{11}^* a_{12}^* \varepsilon_1^2 + (a_{21}^* a_{12}^* + a_{11}^* a_{22}^*)\varepsilon_1 \varepsilon_2 \\ &\quad + a_{21}^* a_{22}^* \varepsilon_2^2 \\ h_{22} &= c_{13} + a_{11}^{*2}\varepsilon_1^2 + 2a_{12}^* a_{22}^* \varepsilon_1 \varepsilon_2 + a_{22}^{*2}\varepsilon_2^2 \quad (24) \end{aligned}$$

本研究所需之細項設定，分別為條件變異數h_{11}、h_{12}，以及殘差項之條件變異數h_{22}。然而，若將BEKK模型與VECH表示法相較，BEKK模型有估計參數較為精簡之特色，而當n=2時，可發現BEKK模型只有11個估計參數，但VEC表示法卻得估計18個參數(排除常數項)。

由VECH表示法亦可發現，在一般多變量GARCH模型中所包含的參數量過多，然而若缺少限制非線性參數，則將出現條件變異數矩陣H_t不知是否為正定之判斷問題；反之，BEKK模型則能有效解決，共變異矩陣為正定矩陣問題之優點，而在對h_{12}作檢定時，不須額外對h_{11}與h_{22}加入其他的條件限制，且模型之設定隱含每一個共變異數矩陣內的元素為其歷史資料的函數。故本研究將採用BEKK模型，以建構一個以台灣加權股價指數期貨報酬為應變數、三大法來交易活動為自變數的多變量GARCH模型，並利用此一模型實證分析出各個變數的條件性波動（Conditional Variance）。

4. 實證結果與分析

4.1 資料來源與處理

本研究以機構投資者為研究對象，由於台灣期貨交易所僅公布近八年的機構投資者日交易活動資料，故本研究期間為2007年1月1日至2015年03月25日，計1920筆日資料做為實證分析的資料。資料來源取自台灣經濟新報 (TEJ)機構投資者日交易活動資料。表1為樣本資料代號。

表 1 樣本資料代號

代號	變 數 名 稱
rb	台灣加權指數期貨日報酬率
foi	外資未平倉量淨口數
doi	自營商未平倉量淨口數
toi	投信未平倉量淨口數

4.2 基本資料敘述

表2為台灣加權指數期貨日報酬與外資、自營商、投信未平倉量之基本統計資料，列式的基本統計量則包括平均數、標準差、偏態、峰態及Jarque-Bera之常態檢定統計值。

表 2 基本統計量

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera
加權指數期貨日報酬	4.45E-05	0.015158	-0.383512	7.641027	1770.197***
外資未平倉量淨口數	2768.211	11920.82	0.817111	4.573365	411.6926***
自營未平倉量淨口數	428.0531	4609.496	0.550309	6.461857	1055.665***
投信未平倉量淨口數	-1502.348	5277.665	-3.016131	13.32587	11440.93***

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

4.3 單根檢定

由表3可看出外資、自營商、投信未平倉量單根檢定，檢定結果顯所有未平倉量的ADF及PP單根檢定結果皆拒絕虛無假設 H_0 ，P-value皆小於0.05，表示序列無單根存在，為一定態序列；台灣加權期貨指數期貨經過一階差分後的ADF及PP單根檢定結果，也顯著拒絕虛無假設 H_0 有單根存在，接受對立假設 H_1 無單根存在，此時序列為一定態序列然後才可進行迴歸分析。

表 3 單根檢定

	單根檢定			
	RB	FOI	DOI	TOI
	$\triangle rb_t$	foi_t	doi_t	toi_t
ADF	-43.78658***	-5.805161***	-9.661685***	-2.331942***
PP	-43.83850***	-5.670528***	-9.190319***	-2.997725***

說明：1.RB 為台指期報酬、FOI 為外資未平倉淨口數、DOI 為自營未平倉淨口數、TOI 為投信未平倉淨口數。

2.***表示在 1% 顯著水準下為顯著的估計值，檢定虛無假設（ H_0 ：單根）呈現顯著。臨界值是依據 MacKinno（1996）之臨界值表所決定。

4.4 Granger 因果關係檢定

本研究採用Granger(1996)所提出來的因果關係檢定，從變數預測能力的角度出發，藉由檢定方法中以兩個迴歸式，分別檢驗外資、自營商、投信未平倉量對台灣加權指數期貨報酬的日資料間相互之因果關係，以探討外資、自營商、投信未平倉量對台灣加權指數期貨報酬彼此間短期的互動，是否存在雙向的回饋關係，或僅具有單向的領先落後關係，又或者為互不影響的獨立關係。

Granger 因果關係檢定的判斷是依據 F 統計量大於臨界值或 P-value 小於 5%或 1%，則表示拒絕沒有影響關係存在的虛無假設，顯示兩變數的因果關係是顯著，並藉此判斷兩變數之變動率是存在雙向回饋的因果關係。

表 4 因果關係檢定-F 檢定

Null Hypothesis:	F-Statistic
$H_0 : \Delta rb_{t-i} \nrightarrow foi_t$	13.0794***
$H_0 : foi_{t-i} \nrightarrow \Delta rb_t$	36.4554***
$H_0 : \Delta rb_{t-i} \nrightarrow doi_t$	0.24834
$H_0 : doi_{t-i} \nrightarrow \Delta rb_t$	5.24941***
$H_0 : \Delta rb_{t-i} \nrightarrow toi_t$	1.48692
$H_0 : toi_{t-i} \nrightarrow \Delta rb_t$	22.4019***

註：1. ΔRB 為台指期報酬、FOI 為外資未平倉淨口數、DOI 為自營未平倉淨口數、TOI 為投信未平倉淨口數。

2. ***表示在 1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

由表4得知，台灣加權指數期貨報酬對外資、自營商、投信未平倉量經F檢定，在1%的顯著水準下顯示拒絕台灣加權指數期貨報酬不是外資與投信未平倉量的因果關係之虛無假設，同時也拒絕機構投資者未平倉量不是台灣加權指數期貨報酬的因果關係之虛無假設。

4.5 向量自我迴歸

採用向量自我迴歸模型（VAR）來檢定台灣加權指數期貨日報酬分別對上外資未平倉量淨口數、自營商未平倉量淨口數與投信未平倉量淨口數的短期互動關係。

表 5 向量自我迴歸(VAR)係數

	rb & foi		rb & doi		rb & toi	
	$\triangle rb_t$	foi_t	$\triangle rb_t$	doi_t	$\triangle rb_t$	toi_t
$\triangle rb_{t-1}$	-0.009553** [-0.41659]	-29372.09 [-6.32081]	0.000564** [0.02439]	6749.327 [2.35124]	0.000232** [0.01014]	8259.816 [7.52409]
foi_{t-1}	1.03E-07*** [3.52792]	0.969984*** [164.161]				
doi_{t-1}			-1.24E-08*** [-0.16277]	0.904238*** [95.7829]		
toi_{t-1}					-1.54E-08*** [-0.23438]	0.988980*** [313.677]
C	-0.000244*** [-0.68883]	91.24086 [1.27037]	4.53E-05*** [0.13025]	29.10545 [0.67356]	1.69E-05*** [0.04687]	-14.75130 [-0.85333]

說明：1. ΔRB 為台指期報酬、FOI 為外資未平倉淨口數、DOI 為自營未平倉淨口數、TOI 為投信未平倉淨口數。
　　　2.***表示在 1% 顯著水準下為顯著的估計值。

由表5我們可以看出，台灣加權指數期貨日報酬在短期之內皆受到自己本身前一期的影響；外資未平倉量淨口數前一期對台灣加權指數期貨日報酬的影響為正數，而自營商未平倉量淨口數與投信未平倉量淨口數對台灣加權指數期貨日報酬的影響為負數。

4.6 多變量 GARCH 模型

在多變量GARCH模型中，BEKK模型具有可同時描述一般VECH表示法與對角化表示法，而其之優點為，在設定其隱含每一個共變異數矩陣內的元素為其歷史資料的函數。

本研究採用多變量GARCH模型進行實證研究，若採用單變量GARCH模型，有可能會忽略了變數間的共變性對模型估計結果的影響，而可能造成模型參數估計的不偏性與有效性之問題，本文將BEKK模型之實證結果說明如下：

rb & foi	$\mathbf{R_{rb,t} = C_1 R_{rb,t-1} + C_2 R_{foi,t-1} + \varepsilon_{rb,t}}$ $\mathbf{R_{foi,t} = C_4 R_{rb,t-1} + C_5 R_{foi,t-1} + \varepsilon_{foi,t}}$
rb & doi	$\mathbf{R_{rb,t} = C_1 R_{rb,t-1} + C_2 R_{doi,t-1} + \varepsilon_{rb,t}}$ $\mathbf{R_{doi,t} = C_4 R_{rb,t-1} + C_5 R_{doi,t-1} + \varepsilon_{doi,t}}$
rb & toi	$\mathbf{R_{rb,t} = C_1 R_{rb,t-1} + C_2 R_{toi,t-1} + \varepsilon_{rb,t}}$ $\mathbf{R_{toi,t} = C_4 R_{rb,t-1} + C_5 R_{toi,t-1} + \varepsilon_{toi,t}}$

上式為均數方程式，而中$R_{rb,t}$、$R_{foi,t}$、$R_{doi,t}$、$R_{toi,t}$為AR(1)序列

其中，

rb	$\mathbf{R_{rb,t}}$表台灣加權股價指數期貨在第$\mathbf{t}$期當$\mathbf{\varepsilon_{rb,t} \vert \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)}$時之日報酬 $\mathbf{R_{rb,t-1}1}$表在 t-1 期之台灣加權股價指數期貨日報酬
foi	$\mathbf{R_{foi,t}}$表外資未平倉量淨額在第$\mathbf{t}$期當$\mathbf{\varepsilon_{foi,t} \vert \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)}$時之日資料 $\mathbf{R_{foi,t-1}}$表在$\mathbf{t-1}$期之外資未平倉量淨額
doi	$\mathbf{R_{doi,t}}$表自營商未平倉量淨額在第$\mathbf{t}$期當$\mathbf{\varepsilon_{H,t} \vert \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)}$時之日資料 $\mathbf{R_{doi,t-1}}$表在$\mathbf{t-1}$期之自營商未平倉量淨額
toi	$\mathbf{R_{toi,t}}$表投信未平倉量淨額在第$\mathbf{t}$期當$\mathbf{\varepsilon_{Z,t} \vert \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t)}$時之日資料 $\mathbf{R_{toi,t-1}}$表在$\mathbf{t-1}$期之投信未平倉量淨額

$\boldsymbol{C_{11}}$、$\boldsymbol{C_{12}}$、$\boldsymbol{C_{21}}$、$\boldsymbol{C_{22}}$為未知的參數向量

$$H_t = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} \varepsilon_{F,t-1}^2 & \varepsilon_{F,t-1}\varepsilon_{S,t-1} \\ \varepsilon_{S,t-1}\varepsilon_{F,t-1} & \varepsilon_{S,t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}' H_{t-1} \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \quad \textbf{(25)}$$

上式為條件變異方程式。

5. 結論與建議

本研究以機構投資者為研究對象，由於台灣期貨交易所僅公布近八年的機構投資者日交易活動資料，計1920筆日資料做為實證分析的資料。分析機構投資者未平倉量對台灣加權股價指數期貨報酬之動態傳導效果的變動情形。

本章主要分三部份，第一部份利用單根檢定觀察機構投資者未平倉量與台灣加權股價指數期貨報酬是否為定態；第二部分運用Granger 因果關係檢定與向量自我迴歸模型，檢定機構投資者未平倉量對台灣加權股價指數期貨報酬前後期影響和領先與落後關係；第三部分使用多變量GARCH-BEKK模型，利用此一模型實證分析出各個變數的條件性波動。

經由因果檢定實證分析結果表示台灣加權指數期貨報酬與外資存在互為因果的回饋關係，自營商、投信未平倉量則明顯領先台灣加權指數期貨報酬。後進行自量自我迴歸模型分析探討各國股價指數報酬率短期互動關係時，經由AIC選取最適落後期為 1 期，故分析時採用落後 1 期發現台灣加權指數期貨日報酬分別與外資未平倉量淨口數、自營商未平倉量淨口數與投信未平倉量淨口數有互動的關係。

因此可以判斷出台灣加權指數期貨日報酬不單單只受到國內自營商與投信投顧業影響，隨著外國投資機構的引進，國際間金融資訊與資金流動也在市場上流通，也因為外國投資機構的資訊領先與資本雄厚都遠超於國內自營商與投信投顧業，故外資未平倉量淨口數將會是一個影響台灣加權指數期貨日報酬的重要指標。

參考文獻

1. 皮善榮，2004。台股指數選擇權成交量、未平倉量與波動率相關性探討，長庚大學企業管理研究所碩士論文。
2. 林昭賢，2005。期貨交易者與期貨價格行為關係的三個議題探討，成功大學企業管理學系學位論文。
3. 邱馨儀，2010。機構投資者投資行為與臺灣股市指數報酬率之互動關係，樹德科技大學金融與風險管理系碩士論文。
4. 張皇輝，1995)。外資及自營商的買賣策略對台灣股市報酬率與波動性影響之研究，國立臺灣大學商學研究所碩士論文。
5. 傅俊源，2010。金融海嘯期間法人買賣超與股價報酬之互動關係，國立高雄第一科技大學金融所碩士論文
6. 葉月女，2003。我國證券市場三大機構投資人與一班投資人對股市波動性影響之探討，淡江大學財務金融學系碩士論文。
7. 薛龍進，2009。台灣股市股價指數報酬率與機構投資者買賣超互動關係之實證研究，國立中山大學經濟研究所碩士論文。
8. Bessembinder, H. & P. J. Seguin., 1993. Price volatility, trading volume and market depth: Evidence from futures markets. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 28: 21-39.
9. Bollerslev, T., 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Econometrics, 31: 307-27.
10. Bollerslev, T., Engle, R.F. & Wooldridge, J.M., 1988. A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances, Journal of Political Economy 96: 116-131.
11. Engle, R. F., 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. Econometrica, 50: 987-1008.
12. Engle, R. F. & Kroner, K. F., 1995. Multivariate simultaneous GARCH. Econometric Theory, 11: 122–150.

13. Huang B. N., 2000. Impact of domestic investment companies, registered trading firms and QFIIs on the Taiwan stock exchange after the financial market liberalization. Working paper.

14. Kamesaka, A., Nofsinger, J.R., Kawakita, H., 2003. Investment patterns and performance of investor groups in Japan. Pacific-Basin Finance Journal, 11: 1–22.

15. Lin, C.H., Hsu, H., Chiang, C.Y. 2005. Trading patterns and performance of trader types in Taiwan futures market. Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 8: 217–234.

16. Phillips, P., & P. Perron., 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrika. 75: 335–346.

17. Sims, C A., 1980. Macroeconomics and reality, Econometrica, 48: 1–47.