

三大法人交易活動與台指期貨報酬波動 非對稱關係之研究

The Study on the Asymmetrical Relationship of the Institutional Investors Trade Activity in TX Volatility

柏婉貞^a 胡育鳴^b 陳楷欣^c

摘要

本研究旨從理論與實證角度，檢視台灣期貨市場三大法人交易活動與報酬波動非對稱行為之驗證，本文建構不對稱 GARCH 模型，除了分析過去衝擊對波動之影響外，並進一步探討三大法人買賣超淨金額、未平倉量淨口數與報酬波動之不對稱關係。資料期間為 2007 年 1 月 1 日至 2015 年 3 月 25 日期貨市場 1920 筆日資料，本文創新重點在於驗證三大法人交易活動對指數期貨報酬波動之影響程度。經實證結果後發現，台灣加權指數期貨日報酬與波動不僅只受到自營商與投信的影響，且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，由於外國投資機構的資訊領先與資金雄厚都遠超於國內自營商與投信投顧業，因此台灣加權指數期貨也受到外資進出的影響。

本研究經實證結果發現外資未平倉量淨口數與投信買賣超淨金額是影響台灣加權指數期貨日報酬的重要指標，而自營商未平倉量淨口數與投信買賣超淨金額是影響台灣加權指數期貨日報酬波動的重要指標；然而投信未平倉量對於台灣加權股價指數期貨日報酬與波動較無投資的參考價值。

關鍵詞：三大法人、不對稱 GARCH、買賣超、未平倉量

ABSTRACT

This article discusses the idea of Asymmetrical GARCH model to investigate the relationships of the institutional investors trade activity in TX asymmetric return volatility, the study also analysis the net Buy/Sell and net open interest in TX return volatility, the period is from January, 2007 to March, 2015. The total samples are 1,920.

This article focuses on the institutional investors trade activity in TX return volatility. The paper found the TX return volatility not only influenced by dealer and trust, and with open to foreign investment institutions to invest in Taiwan, Because the information leading foreign investment institutions and strong capital are well ahead of dealer and trust, Therefore TX also affected foreign trading activities.

After empirical results found foreign open interest and trust net are influences the TX important indicators, as well as dealer open interest and trust net are influences the TX return volatility important indicators; But trust open interest no investment reference value for TX return volatility.

Keywords: Institutional Investors, Asymmetrical GARCH, Buy/Sell net, Open interest

1.前言

2014 年 10 月台灣證券市場佔全球股市總市

值已經達到 1.48%，可見台灣股市在國際市場上已佔有一席之地。台灣自 1996 年引入 QFII(Qualified Foreign Institutional Investors，境外

^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學士，Email: r7239115@gmail.com

^c 正修科技大學金融管理系學士，Email: elgarkk@gmail.com



機構投資者)以來,機構投資人於台灣股市的比重不斷增加,截至2014年10月台灣全體三大法人(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,三大法人投資台灣股市比例逐年增加,買賣超金額動向通常為交易者矚目焦點,預期將有更多投資人利用期貨市場來做投機與避險交易。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是近年來熱烈探討的一大議題,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三大法人買賣超金額外,期貨市場中的未平倉量亦為另一主要原因。而影響市場報酬波動的因素眾多,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。

綜觀先前研究,三大法人交易活動在期貨市場上是一個很具代表性的指標,故本研究列出了以下幾點研究問題:

1. 探討三大法人交易活動對台灣股價指數期貨報酬率波動之影響為何?
2. 三大法人交易活動對台灣股價指數期貨報酬率波動是否存在非對稱關係?
3. 進一步比較非對稱 GARCH 模型是否較傳統 GARCH 模型配適更佳?

2. 文獻探討

三大法人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三大法人買賣超皆呈正向相關,但沒有短期互動關係,投資人無法藉由三大法人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。然而長期而言,黃懷慶(2000)在股市買賣關係中,其外資是市場之領導者,自營商的進出比較有穩定股市大盤的效果,因外資與投信都會追漲殺跌,而自營商則是追跌殺漲;而三大法人的買賣行為存在降低股市波動率,前期買賣超波動率會負向地影響後期股價指數報酬率。李袁寬(2005)認為短期而言大台指與金融期貨報酬率受法人淨部位變動率所影響。劉昱劭(2008)認為在台指期貨市場裡,台指期報酬具有單向領先投信的買賣行為。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三大法人之投資行為與台灣股市指數報酬率間之動態關係,實證結果發現,當股價指數與三大法人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。

於上述歷史文獻來看,三大法人的短期操作,自營商對市場的影響程度是較其他兩者大,而在長期之下我們會發現外資才是市場之領導者。林昭賢(2003)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)研究三大法人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。林鈺綾(2010)利用三大法人期貨與選擇權未平倉資料,運用類神經網路方法做預測,研究結果顯示三大法人於結算前1至5日以及外資於結算前6至10日有較佳的預測能力。林芳如(2014)2001年開放外資後,2007年至2013年外資對台指選擇權及台指期貨進出契約數均快速成長,證明外資對於台股的規模有決定性影響力且與日俱增。台灣加權指數日報酬之影響於台指期未平倉部位主要受外資台指期多空未平倉口數淨額之影響,由外資買賣超及未平倉交易量交互影響達到避險。

國內的學者普遍都認為外資是三大法人中的領導者,在國外的文獻也有學者探討市場上三大法人相關的研究,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。Liew and Brooks(1998)研究在1980年到1994年吉隆坡棕櫚油期貨市場的未平倉量、報酬率以及波動度的關係。研究結果顯示未平倉量會影響期貨市場報酬率以及市場價格波動度。同樣的,Huang Bwo-Nung(2000)探討三大法人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。

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 Heteroscedasticity)模型來捕捉這些特性，應用 GARCH 模型之優點在於它可捕捉波動聚集(volatility clustering)、波動持續性和厚尾分配。柯永仁(2000)以 ARCH 及 GARCH 模型研究外資與自營商買賣超行為對股價之影響效果，研究結果發現，因外資與自營商的買賣超訊息效果會在隔日迅速消失，使得投資人並無法此訊息獲得異常報酬，而前一期的外資買賣超對當期加權指數報酬率具有顯著的正向關係，可見外資買賣超具有資訊內涵，而投信與自營商買賣超波動對股價報酬率波動影響則不顯著。林佳蓉(2003)認為未平倉量卻能降低價格波動性，但其不對稱效果隨波動估計式的不同有所改變。同樣的，Kalotychou and Staikouras(2006)以利用 GARCH 模型檢定，探討訊息、交易量與波動性之間的關係，研究發現，未平倉量對波動性有正向影響。自營商、大額散戶及外資未平倉淨部位變動則不具因果關係。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、投信與自營商等三大法人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三大法人買賣超時，除受到本身衝擊影響較大之外，對來自三大法人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。

上述學者多採用 GARCH 模型來捕捉報酬波動性，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，文獻採用不對稱 GARCH 模型來分析三大法人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，本文使用不對稱 GARCH 模型更能描述三大法人交易活動與指數期貨報酬波動之不對稱性行為。

3.研究方法

本研究探討台灣加權指數期貨日報酬分別對上外資未平倉量淨口數、外資買賣超淨金額、自營商未平倉量淨口數、自營商買賣超淨金額、投信未平倉量淨口數、投信買賣超淨金額之間的關聯性，以瞭解台灣加權指數期貨日報酬與三大法人波動非對稱關係。文獻解釋交易量和波動關係有連續訊息假設和混合分配假說。SIAH 提出新訊息連續傳給交易者，交易者的訊息是不完全的，市場新訊息連續出現產生交易量與價格移動，二者在訊息衝擊期間會同時增加，也就是支持資產報酬波動與落後一期交易量呈正向關係。另外，MDH 認為交易變異與交易量呈單調關係，價格變動取樣自交易量、交易次數或觀察訊息發生次數作為混合變數之混合常態分配。因此，資產報酬波動與同期交易量存在正向關係。

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)和 Bollerslev(1986)分別提出自我迴歸條件異質模型(Autoregressive conditional Heteroscedasticity, ARCH)和一般化 ARCH 模型(Generalized ARCH, GARCH)允許條件變異捕捉財務金融市場之波動聚集，此發現對財務應用之領域極為重要。為欲達本研究之目的，必須採用適切的計量方法，然此章節將對於需運用之模式，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)、線性迴歸、單變量非對稱 GARCH 模型。

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。

因此，若干一時間序列變數 y_t ，在隨機過程產生，須判定是否為穩定序列，則須符合以下條件：

- 1.該時間序列之平均數固定。

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu_y \quad (1)$$

- 2.該時間數列之變異數固定。

$$Var(y_t) = Var(y_{t-s}) = \sigma_y^2 \quad (2)$$



3.該時間數列落後 s 期的共變異數固定。

$$\begin{aligned} Cov(y_t, y_{t-s}) &= Cov(y_{t-j}, y_{t-j-s}) = \gamma_s \\ &, \text{ for all } t, t-s, \text{ and } t-s-j \end{aligned} \quad (3)$$

其中 μ_y 、 σ_y^2 、和 γ_s 都是有限(finite)的常數項，也就是說，定態變數的平均數、變異數、和自我供變數都必須是有限的常數項。若不符合上述條件，則代表此一時間序列為非定態。

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。

Nelson and Plosser(1982)首先利用 Dickey and Fuller(1979)所提出的單根檢定方法(Dickey Fuller unit root test, 簡稱 DF 檢定)，指出大部分美國的總體時間序列變數多為 I(1)的時間序列後，單根檢定已成為現今最流型的總體計量方法之一。根據 Pagan and Wickens(1989)所對於時間序列的回顧文獻中可發現，一般常使用的單根檢定方法，有 Dickey-Fuller(DF)檢定、Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定、Phillips & Perron(PP)檢定。ADF 檢定比 DF 檢定強且穩定，而且參考 Schwart(1987)以 Monte Carlo 法模擬的結果顯示，ADF 檢定以及 PP 檢定，皆足以修正移動平均項所造成的白噪音(white noise)的問題。因此，本研究採取 ADF 檢定法與 PP 檢定法，來進行變數時間序列型態與否的驗證。

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。

一般而言，ADF 檢定法可以分成以下三種模式來探討，檢定統計量模型如下：

模型一：截距模式—含截距項、無趨勢項的隨機漫步

$$\Delta Y_t = a_0 + rY_{t-1} + a_2t + \sum_{i=2}^p \beta_i Y_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

模型二：截距與趨勢模式—含截距項、趨勢項的隨機漫步

$$\Delta Y_t = a_0 + rY_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i Y_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

模型三：標準模式—無截距項、無趨勢項的隨機漫步

$$\Delta Y_t = rY_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i Y_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

式中 $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ， a 為截距項， t 為時間趨勢項， p 為確保誤差項 ε_t 為白噪音的落後期。

三種檢定模型的檢定假說為：

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。

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 weakly dependent)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。其模式為：

模型一：截距模式—含截距項、無趨勢項的隨機漫步

$$\Delta Y_t = a_0 + rY_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

模型二：截距與趨勢模式—含截距項、趨勢



項的隨機漫步

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta(t-N/2) + rY_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

模型三：標準模式—無截距項、無趨勢項的隨機漫步

$$\Delta Y_t = rY_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

其檢定量分別為

$$Z_p = N(\rho_{N-1}) - (1/2) \left(N^2 \delta_p^2 / S^2 \right) (\lambda^2 - \gamma_0) \quad (10)$$

$$Z_t = (\gamma_0 / \lambda^2)^{1/2} t - \left[(1/2) (N \delta_p / S) (\lambda^2 - \gamma_0) / \lambda \right] \quad (11)$$

式中 S 為樣本的標準差 $t = (\rho_{N-1}) / S_p$ ， N 為樣本的個數， ρ_N 為落後期係數的估計值， ρ_N 為落後期估計值之變異數。

三種檢定模型的檢定假說為：

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

與 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 迴歸分析

本研究採用的實證方式，利用多元迴歸模型來做為基礎的理論模型。再利用常用的檢定方法來推論，例如 F 檢定、t 檢定來檢測其自變數與應變數之間顯著性關係。

多元迴歸模型如下：

$$Y_i = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon \quad (12)$$

推論偏誤的發生。

迴歸分析的基本統計假設有下列四項：

(一)線性關係

應變數和自變數之間的關係必須是線性。也就是說，應變數和自變數存在著相當固定比率的關係，若是發現應變數與自變數呈現非線性關係時，可以透過轉換(transform)成線性關係，再進行迴歸分析。

(二)常態性(normality)

若是資料呈現常態分配(normal distribution)，則誤差項也會呈現同樣的分配，當樣本數夠大時，檢查的方式是使用簡單的 Histogram(直方圖)，若是樣本數較小時，檢查的方式是使用 normal probability plot(常態機率圖)。

(三)誤差項的獨立性

自變數的誤差項，相互之間應該是獨立的，也就是誤差項與誤差項之間沒有相互關係。否則，在估計迴歸參數時，會降低統計的檢定力。我們可以藉由殘差(Residuals)的圖形分析來檢查，尤其是與時間序列和事件相關的資料，特別需要注意去處理。

(四)誤差項的變異數相等(Homoscedasticity)

自變數誤差項除了需要呈現常態性分配外，其變量數也需要相等。變量數的不相等(heteroscedasticity)會導致自變數無法有效的估計應變數。當變異數的不相等發生時，我們可以透過轉換(transform)成變異數的相等後，再進行迴歸分析。

3.3 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：

$$S_t = F_t \beta + \varepsilon_t \quad (13)$$

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



$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (14)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i=1,2,3,\dots,q$$

$$\beta_j \geq 0, j=1,2,3,\dots,p$$

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

其中，

S_t :符合 GARCH 過程之時間序列資料

$F_t \beta$:在資訊集中遞延內、外生變數之線性組合

α 、 β 、 α_i 、 β_j :未知參數的向量

h_t :受去 q 期殘差影響之 S_t 的條件變異數

Ω_{t-1} :在 $t-1$ 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 不對稱性 GARCH 模型

傳統 GARCH 模型隱含落後一期正向衝擊的報酬波動與落後一期負向衝擊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，因而學者相繼提出不對稱 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。本研究擬採用 EGARCH 模型與 TGARCH 模型來建構不對稱 GARCH 模型。

(一) EGARCH 模型：

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) + \beta \log \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 o_{t-1} + \alpha_2 n_{t-1} \quad (15)$$

(1) 條件變異數取對數，隱含槓桿效果是指數型(exponential)，而不是二次式(quadratic)。

(2) 同前，如果 $\gamma > 0$ ，則此槓桿效果存在。

(3) 如果 $\gamma \neq 0$ ，則消息面影響為非對稱。

(二) TGARCH 模型

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma (\varepsilon_{t-1}^2 \cdot I_{t-1}) + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 o_{t-1} + \alpha_2 n_{t-1} \quad (16)$$

Where $I_t = 1$ if $\varepsilon_t < 0$, and 0 otherwise.

(1) 如果 $\gamma = 0$ ，則消息面影響為非對稱。

(2) 如果 $\gamma = 0$ ，則變成一般 GARCH。

(3) 如果 $\gamma = 0$ ，則此槓桿效果存在。

(4) 上述模型中，市場好消息($\varepsilon_t < 0$)、壞消息($\varepsilon_t > 0$)對條件變異數有不同影響。一般形式 TGARCH(p,q)變異數方程式如下：

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma (\varepsilon_{t-1}^2 \cdot I_{t-1}) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \alpha_1 o_{t-1} + \alpha_2 n_{t-1} \quad (17)$$

非對稱性表現在變異數方程式的係數。H 模型。

4. 實證結果與分析

本研究以三大法人為研究對象，由於台灣期貨交易所僅公布近八年的三大法人日交易活動資料，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+三大法人日交易活動資料。

4.1 基本統計量

表 4-1 為台灣加權指數期貨日報酬與外資、自營商、投信未平倉量靜口數與買賣超淨金額之基本統計資料，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 4-1 各國報酬率基本統計資料

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera
rb	4.45E-05	0.01515	-0.383512	7.64102	1770.1***
foi	2768.211	11920.8	0.817111	4.57336	411.6***
fn	-72719.38	4747224	-0.072262	5.31943	432.0***
doi	428.0531	4609.4	0.550309	6.46185	1055.6***
dn	143687.3	2613139	-0.419399	8.02107	2073.1***
toi	-1502.348	5277.6	-3.016131	13.3258	11440.9***
tn	-9219.193	788206.2	0.688181	55.5168	220793.3***

從台灣加權指數期貨報酬率與機構投資者的未平倉量資料看來，台灣加權指數期貨報酬率與外資、自營商未平倉量淨口數平均數均為正值，投信未平倉量淨口數平均值則為負值。在偏態係數方面，台灣加權指數期貨報酬與投信未平倉量淨口數為負值，兩者偏態為左偏分配，顯示台灣加權股價指數期貨於研究期間內其日報酬為負的期間多於為正數之期間，而投信於此期間內賣超多於買超；其餘外資與自營商未平倉量淨口數分配屬於右偏分配；峰態係數則皆大於 3，顯示台灣加權指數期貨日報酬與機構投資者未平倉量淨口數皆分配屬於高峽峰；Jarque-Bera 常態檢定則顯示台灣加權指數期貨日報酬與機構投資者未平倉量淨口數皆拒絕服從常態分配。

來看，外資與投信淨買賣超金額平均數均為負值，自營商淨買賣超金額平均數則為負值，再偏態係數方面，外資淨買賣超金額與自營商淨買賣超金額為負數兩者偏態為左偏分配，顯示外資與自營商於研究期間內竟買賣超金額為賣超多於買超；而投信淨買賣超金額非配屬於右偏分配；峰態係數則皆大於 3，顯示外資淨買賣超金額、自營商淨買賣超金額與投信淨買賣超金額皆分配屬於高峽峰；Jarque-Bera 常態檢定則顯示外資淨買賣超金額、自營商淨買賣超金額與投信淨買賣超金額皆拒絕服從常態分配。而機構投資者淨未平倉量與淨買賣超金額有單日增加或減少萬餘口的情形，推測為台灣加權指數期貨契約到期結算，機構投資者轉倉所導致。

從外資、自營商、投信淨買賣超金額的角度

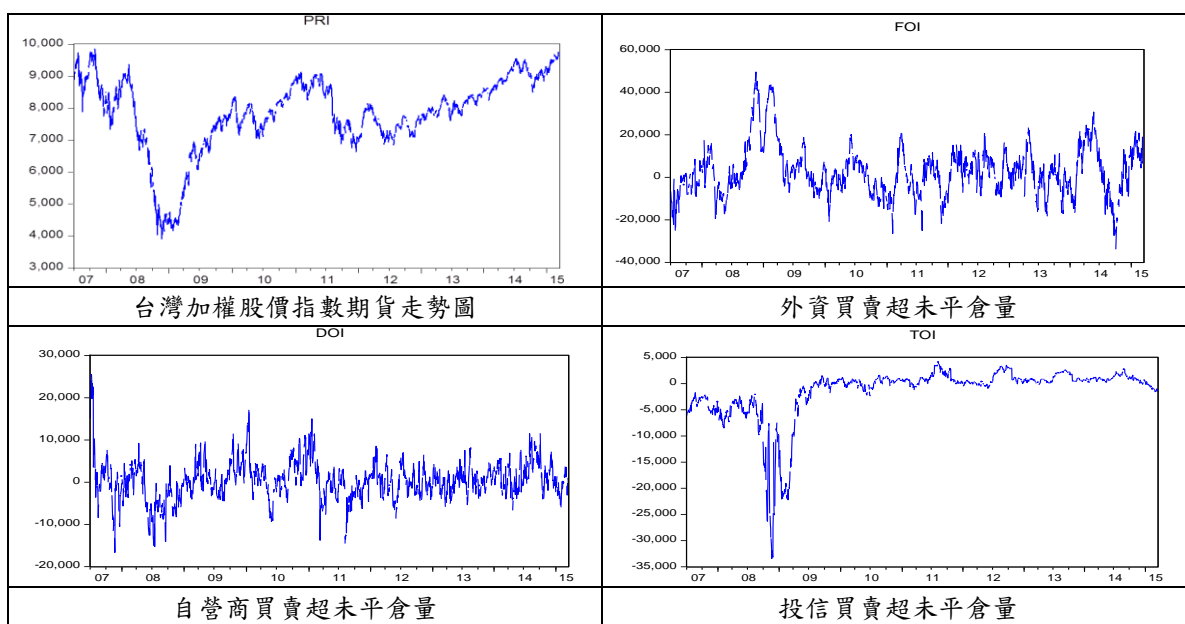


圖 4-1 台灣加權指數期貨與三大法人未平倉量走勢圖



觀察外資、自營商、投信台指期未平倉量之走勢圖可以發現投信在 2008 年初未平倉量持續處於狂賣的策略，可見當時應有重大金融事件發生，進而影響法人交易策略。對照當時的國際情勢，在 2008 年正好遇上世界金融危機，全球股市都已經崩到谷底，台股也在 2008 年 11 月底的時候差點跌破四千點大關，外資與投信未平倉量淨口數可觀察到 2008 年世界金融危機時期的操作策略不同，顯示機構投資者可能透過國際情勢來進行方向性的預測且導致交易多空看法分歧。

4.2 線性迴歸

迴歸分析的目的在於了解兩個或多個變數間是否相關、相關方向與強度，並建立數學模型以便觀察特定變數來預測研究者感興趣的變數。是簡單迴歸分析的延伸應用，且複迴歸分析在預測上較簡單迴歸更加準確。

本研究利用線性迴歸來分別比較外資、自營商與投信的買賣超淨金額(n)與未平倉量淨口數(oi)對台灣加權指數期貨報酬的影響。

本研究方程式設定如右：

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 \times oi_i + \beta_2 \times n_i \quad (18)$$

表 4-2 三大法人線性迴歸總表

	未平倉量淨口數	買賣超淨金額
外資	1.79E-07***	8.93E-10***
自營商	1.27E-07*	2.32E-09***
投信	3.31E-08	7.21E-09***

在表 4-2 我們將三大法人的線性迴歸經過整理後，發現外資未平倉量淨口數、自營商未平倉量淨口數與投信在未平倉量淨口數顯著性的部分，僅投信未平倉量淨口數沒有顯著性效果，刪除投信未平倉量淨口數後比較外資未平倉量淨口數與自營商未平倉量淨口數的係數，兩者相較之下外資未平倉量淨口數係數大於自營商未平倉量淨口數，代表外資未平倉量淨口數影響台灣加權指數期貨報酬率是最大的；而外資買賣超淨金額、自營商買賣超淨金額與投信買賣超淨金額三者的顯著性效果均呈現非常顯著，在係數方面三者比較之下發現在投信買賣超淨金額影響台灣加權指數期貨報酬率的影響是最大的。

4.3 單變量非對稱 GARCH

本研究利用三大法人未平倉量淨口數(oi)與買賣超淨金額(n)資料來進行單變量非對稱 GARCH 模型進行實證分析。

EGARCH 模型：

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right) + \beta \log \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 oi_{t-1} + \alpha_2 n_{t-1} \quad (19)$$

TGARCH 模型

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma (\varepsilon_{t-1}^2 I_{t-1}) + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha_1 oi_{t-1} + \alpha_2 n_{t-1} \quad (20)$$

表 4-3 外資單變量非對稱 GARCH

	α_1	α_2	C_5	γ	β_1
GARCH	1.36E-07***	5.47E-10***	0.065575***	-	0.933830***
T-GARCH	1.05E-07***	5.44E-10***	0.023686***	0.072502***	0.933638***
E-GARCH	1.01E-07***	5.47E-10***	0.158938***	-0.062536***	0.990012***

實證結果顯示 γ 均不等於 0 且顯著水準達到三顆星顯著， γ 不等於 0 代表外資未平倉量淨口數與外資買賣超淨金額存在著非對稱性效果且非常顯著；而係數方面外資未平倉量淨口數 α_1 在 T-GARCH 模型和 E-GARCH 模型的係數分別為

1.05E-07 與 1.01E-07，外資買賣超淨金額 α_2 在 T-GARCH 模型和 E-GARCH 模型的係數分別為 5.44E-10 與 5.47E-10，比較之下外資未平倉量淨口數影響台灣加權指數期貨波動大於外資買賣超淨金額對台灣加權指數期貨波動。



表 4-4 外資配適度比較表

	AIC	SBC
GARCH	-6.097232	-6.079856
T-GARCH	-6.107746	-6.087475
E-GARCH	-6.119233	-6.098962

再從表 4-4 實證模型來看，本研究利用了傳統 GARCH 模型與非對稱性 GARCH 模型來比較何者的配適度較佳，從表 4-4 可以看出傳統 GARCH 模型的 AIC 與 SBC 係數均大於非對稱性 GARCH 模型，這代表非對稱性 GARCH 模型在外資未平倉量淨口數與外資買賣超淨金額的配適度較傳統 GARCH 模型佳。

表 4-5 自營商單變量非對稱 GARCH

	α_1	α_2	C_5	γ	β_1
GARCH	3.15E-08	1.58E-09***	0.074180***	-	0.915843***
T-GARCH	1.30E-07***	1.55E-09***	-0.004329	0.122924***	0.931961***
E-GARCH	1.48E-07**	2.32E-09***	0.010075	0.009949	0.009889

本研究使用自營商未平倉量淨口數(α_1)與自營商買賣超淨金額(α_2)資料來進行單變量非對稱 GARCH 模型的實證，實證結果顯示 γ 均不等於 0 但只有 T-GARCH 模型的顯著水準達到三顆星顯著， γ 不等於 0 代表自營商未平倉量淨口數與自營商買賣超淨金額存在著非對稱性效果且非常顯著；而係數方面自營商未平倉量淨口數 α_1 在 T-GARCH 模型和 E-GARCH 模型的係數分別為 1.30E-07 與 1.48E-07，自營商買賣超淨金額 α_2 在 T-GARCH 模型和 E-GARCH 模型的係數分別為 1.55E-09 與 2.32E-09，比較之下自營商未平倉量淨口數影響台灣加權指數期貨波動大於自營商買賣超淨金額對台灣加權指數期貨波動。

再從表 4-6 實證模型來看，本研究利用了傳統 GARCH 模型與非對稱性 GARCH 模型來比較何者的配適度較佳，從表 4-6 可以看出傳統 GARCH 模型的 AIC 與 SBC 係數大於 T-GARCH 模型但小於 E-GARCH 模型，這代表 T-GARCH 模型在自營商未平倉量淨口數與自營商買賣超淨金額的配適度較傳統 GARCH 模型佳，而 E-GARCH 模型在自營商未平倉量淨口數與自營商買賣超淨金額的配適度並沒有比傳統 GARCH 模型佳。

表 4-6 自營商配適度比較表

	AIC	SBC
GARCH	-6.068636	-6.051261
T-GARCH	-6.104414	-6.084143
E-GARCH	-5.718731	-5.698459

本研究使用投信未平倉量淨口數(α_1)與投信買賣超淨金額(α_2)資料來進行單變量非對稱 GARCH 模型的實證，實證結果顯示 γ 均不等於 0 但只有 T-GARCH 模型的顯著水準達到三顆星顯著， γ 不等於 0 代表 α_1 與 α_2 存在著非對稱性效果且非常顯著；而係數方面 α_1 在 T-GARCH 模型和 E-GARCH 模型的係數分別為 9.94E-08 與 5.27E-08， α_2 在 T-GARCH 模型和 E-GARCH 模型的係數分別為 9.34E-09 與 7.23E-09，雖然在係數比較之下投信未平倉量淨口數大於投信買賣超淨金額，但投信未平倉量淨口數在 T-GARCH 模型和 E-GARCH 模型均不顯著，經過比較結果發現投信未平倉量淨口數是不會影響台灣加權指數期貨的波動，僅投信買賣超淨金額會影響台灣加權指數期貨的波動且非常顯著。



表 4-7 投信單變量非對稱 GARCH

	α_1	α_2	C_5	γ	β_1
GARCH	1.68E-07***	9.71E-09***	0.056466***	-	0.940606***
T-GARCH	9.94E-08	9.34E-09***	0.015044***	0.053644***	0.952933***
E-GARCH	5.27E-08	7.23E-09***	0.010194	0.009861	0.009732

表 4-8 投信配適度比較表

	AIC	SBC
GARCH	-6.120091	-6.102716
T-GARCH	-6.129807	-6.109536
E-GARCH	-5.684480	-5.664209

從表 4-8 實證模型來看，本研究利用了傳統 GARCH 模型與非對稱性 GARCH 模型來比較何者的配適度較佳，從表 4-8 可以看出傳統 GARCH 模型的 AIC 與 SBC 係數大於 T-GARCH 模型但小於 E-GARCH 模型，這代表 T-GARCH 模型在投信未平倉量淨口數與投信買賣超淨金額的配適度較傳統 GARCH 模型佳，而 E-GARCH 模型在投信未平倉量淨口數與投信買賣超淨金額的配適度並沒有比傳統 GARCH 模型佳。

表 4-9 三大法人 T-GARCH 模型總表

	未平倉量淨口數	買賣超淨金額
外資	1.05E-07***	5.44E-10***
自營商	1.30E-07***	1.55E-09***
投信	9.94E-08	9.34E-09***

本研究個別比較外資、自營商與投信的 T-GARCH 模型實證之後的結果，在表 4-9 我們將三大法人未平倉量淨口數與買賣超淨金額的 T-GARCH 模型實證的係數整理後，發現外資未平倉量淨口數、自營商未平倉量淨口數與投信在未平倉量淨口數顯著性的部分，僅投信未平倉量淨口數沒有顯著性效果，刪除投信未平倉量淨口數後進而比較外資未平倉量淨口數與自營商未平倉量淨口數的係數，兩者相較之下自營商未平倉量淨口數影響台灣加權指數期貨波動是最大的；而外資買賣超淨金額、自營商買賣超淨金額與投信買賣超淨金額三者的顯著性效果均呈現非常顯著，三者比較之下發現在投信買賣超淨金額影響台灣加權指數期貨波動的影響是最大的。

5. 結論與建議

台灣自 1996 年引入 QFII 以來，機構投資人於台灣股市的比重不斷增加，以機構投資者為主的機構投資人，近年來持有大盤市值比率已經達到 36.79%，其運用資源及資訊上的優勢，於現貨市場及期貨市場間互相配合，往往能產生極大的獲利。法人投資人利用其龐大的資金優勢與專業市場研究團隊佈局，以現貨市場的買賣與期貨選擇權的策略作為避險與長期佈局，使得一般投資人難以捉摸法人投資人的投資趨勢。因此經由研究分析三大法人的進出動態對市場的影響，使投資人能判斷三大法人的未平倉量淨口數與買賣超淨金額產生的資訊以獲得超額報酬。

本研究使用 ADF 與 PP 單根檢定法，得知機構投資者未平倉量對台灣加權股價指數期貨報酬率與機構投資者買賣超對台灣加權股價指數期貨報酬率經取一皆差分資料呈定態型式，故可以進行後續實證分析。

本文經由線性迴歸模型實證分析結果，發現外資、自營商與投信在未平倉量淨口數顯著性的部分，僅投信未平倉量淨口數沒有顯著性效果，刪除投信未平倉量淨口數後比較外資未平倉量淨口數與自營商未平倉量淨口數的係數，兩者相較之下外資未平倉量淨口數係數大於自營商未平倉量淨口數，代表外資未平倉量淨口數影響台灣加權指數期貨報酬率是最大的；而外資買賣超淨金額、自營商買賣超淨金額與投信買賣超淨金額三者的顯著性效果均呈現非常顯著，在係數方面三者比較之下發現在投信買賣超淨金額影響台灣加權指數期貨報酬率的影響是最大的。

在不對稱性效果，本研究個別比較外資、自營商與投信的 T-GARCH 模型實證之後的結果，發現外資未平倉量淨口數、自營商未平倉量淨口數與投信在未平倉量淨口數顯著性的部分，僅投信未平倉量淨口數沒有顯著性效果，刪除投信未平倉量淨口數後進而比較外資未平倉量淨口數與自



營商未平倉量淨口數的係數，兩者相較之下自營商未平倉量淨口數影響台灣加權指數期貨波動是最大的；而外資買賣超淨金額、自營商買賣超淨金額與投信買賣超淨金額三者的顯著性效果均呈現非常顯著，三者比較之下發現在投信買賣超淨金額影響台灣加權指數期貨波動的影響是最大的。

經實證結果發現外資未平倉量淨口數與投信買賣超淨金額是影響台灣加權指數期貨日報酬的重要指標，而自營商未平倉量淨口數與投信買賣超淨金額是影響台灣加權指數期貨日報酬波動的重要指標；然而投信未平倉量對於台灣加權股價指數期貨日報酬與波動較無投資的參考價值。

中文文獻

- 皮善榮，「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，2004。
- 吳政樂，「證券自營商之從眾行為與投資策略分析」，國立中央大學財務管理研究所碩士論文，1999。
- 李袁寬，「交易人淨部位與期貨報酬之動態關聯」，國立高雄第一科技大學財務管理所碩士論文，2005。
- 林佳蓉，「成交量與未平倉量對期貨價格波動性之關聯性—臺灣期貨市場之實證」，國立成功大學企業管理學系碩士論文，2003。
- 林芳如，「機構投資者投資佈局與台灣加權指數日報酬之相關探討」，國立高雄第一科技大學-風險管理與保險研究所碩士論文，2014。
- 林昭賢，「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，2005。
- 林鈺綾，「機構投資者選擇權與期貨未平倉量之研究」，國立交通大學財務金融研究所，碩士論文，2010。
- 邱馨儀，「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，2010。
- 柯永仁，「外資與自營商買賣超行為對股價影響效果之探討」，國立中央大學企業管理研究所碩士論文，2000。
- 張皇輝，「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，1995。
- 陳春芳，「外資買賣對台灣股價指數衝擊之研究」，佛光大學應用經濟學系博士論文，2004。
- 陳瑄，「台灣股票市場期貨結算效應之實證探討與分析」，台灣期貨與衍生性商品學刊，2008，第7期，23-58。
- 傅俊源，「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，2010。
- 曾冠儒，「機構投資者於台灣期貨市場未平倉部位之研究」，國立中正大學財務金融碩士論文，2008。
- 黃懷慶，「臺灣股市三大機構投資人(外資、投信與自營商)投資行為之實證研究」，私立朝陽大學財務金融系碩士論文，2000。
- 葉月女，「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，2003。
- 劉昱劭，「台灣期貨市場交易者未平倉部位與報酬互動之研究」，國立高雄第一科技大學金融系碩士論文，2009。
- 薛龍進，「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，2009。

英文文獻

- Anna J. Schwartz. "Prospects Of An International Monetary System Constitution," Contemporary Economic Policy," Western Economic Association International, 1987, 5(2), pages 16-30, 04.
- Baba, Y., Engle, R.F., Kraft, D.F. and K. Kroner "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", Department of Economics, University of California, San Diego, 1990.
- Bollerslev, T., Engle, R.F. and Wooldridge, J.M. "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances," Journal of Political Economy 96:1988, 116-131.
- C. W. J. Granger. "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods." Econometrica, 1969 37, No. 3. pp. 424-438.
- Clark, P. K, "A subordinated stochastic process model with finite model with finite variance for speculative prices," Econometrica, 1973, 41, pp. 135-155.
- Copeland, T, "A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival," Journal of Finance, 1976, 31, 1149-1168.
- Dickey, D. and Fuller, W. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root." Journal of the American Statistical Association, 1979, 74, 427-431.
- Engle, R. F, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," Econometrica,



- 1982, 50, 987-1008.
9. Engle, R. F. and Kroner, K. F., "Multivariate simultaneous GARCH." *Econometric Theory*, 1995, 11:122-150.
 10. Epps, T. W. and M. L. Epps, "The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implication for the mixture distributions hypothesis," *Econometrica*, 1976, 44, pp. 305-321.
 11. Harris, L., "Cross-security tests of the mixture of distribution hypothesis," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1986, 22, pp. 127-141.
 12. Harris, L., "Transaction data tests of the mixture of distributions hypothesis," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1987, 22, pp. 127-141.
 13. Huang B. N., "Impact of domestic investment companies, registered trading firms and QFIIs on the Taiwan stock exchange after the financial market liberalization," Working paper, 2000.
 14. Jenning, R. H., L.T. Starks and J.C. Fellingham, "An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival," *Journal of Finance*, 1981, 36:1, 143-161.
 15. Kalotychou, E. and S. K. Staikouras, "Volatility and trading activity in Short Sterling futures," *Applied Economics*, 2006, 38, pp. 997-1005.
 16. Kamesaka, A., Nofsinger, J.R., Kawakita, H. "Investment patterns and performance of investor groups in Japan," *Pacific-Basin Finance Journal*, 2003,11, 1-22.
 17. Liew, Y. Keng, Brooks, D. Robert, "Returns and Volatility in the Kuala Lumpur Crude Palm Oil Futures Market," *The Journal of Futures Markets*, 1998 18, 1. 8, 985-999.
 18. Lin, C.H., Hsu, H., Chiang, C.Y. , "Trading patterns and performance of trader types in Taiwan futures market," *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, 2005, 8,217-234.
 19. Nelson, Charles R., and Charles Plosser, "Trends and random walks on macroeconomic time series", *Journal of Monetary Economics*, 1982, 10, 139-162.
 20. Pagan, Adrian R & Wickens, M R, "A Survey of Some Recent Econometric Methods," *Economic Journal*, Royal Economic Society, 1989 99(398), 962-1025, December.
 21. Phillips, P., and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika*. 1988 75, 335-346.
 22. Said, S.E. and Dickey, D. A. "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika* 71, 1984, 599-607.
 23. Sims, C A, "Macroeconomics and reality", *Econometrica*, 1980, 48, 1-47.

