

南華大學

財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION
INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT
NAN HUA UNIVERSITY

台灣股價指數期貨報酬率與成交量關係之研究

The Study of Price-Volume Relationship in Taiwan Stock Index Futures



指導教授：張瑞真 博士

ADVISOR: PH.D. JUI-CHEN CHANG

研究生：陳煒煥

GRADUATE STUDENT: PEI-KENG CHEN

中華民國九十六年七月

謝 辭

時間過的真快，一轉眼兩年就過去了，苦樂參半的研究生生涯也宣告結束，今天各位能看見此篇論文，實在是集眾人之力所成。在此，首先要感謝的是指導教授張瑞真老師，在撰寫論文的過程中碰到許多困難與瓶頸，不厭其煩地加以指導，讓我的思想得到進一步的啟發。另外，也要感謝口試評審委員賴靖宜老師、許鈺珮老師不辭辛勞地審閱論文，給予意見，讓學生的論文得以更加完備，在這段學習的過程中也承蒙邱魏頌正所長、徐清俊老師、鐘國貴老師、白宗民老師、許鈺珮老師、盧永祥老師及眾多師長的照顧與教誨，讓我在短短兩年的研究所生涯中獲益良多。

在這段學習的過程中最難忘的還是一起為論文而努力的同學們，雖然撰寫此篇謝辭時，多數同學已各自為前途打拼而離開嘉義，但這段期間的甘苦將成為大家最美好的回憶，我會永遠記得那段大家一起為課業，為論文而努力的日子，在研究所期間多虧了許多同學的協助才能順利完成許多工作，要感謝的人真的很多，我永遠不會忘記你們給我的幫助與美好的回憶。

論文的完成，代表了學習過程的結束與另一段學習的開始，心中雖充滿喜悅，但也有許多的無奈，而人生無處不是句點，它代表是要分離的時刻。回顧在這段學習過程中，心中充滿感恩與知足。

最後要感謝的當然是在背後默默支持我的家人，有你們的支持我才能無後顧之憂的唸完研究所，我會繼續努力不會辜負你們的期望。

陳 煥 焮 謹誌

中華民國九十六年七月

南華大學財務管理研究所九十五學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：台灣股價指數期貨報酬率與成交量關係之研究

研究生：陳 煒 煥

指導教授：張 瑞 真 博士

論文摘要內容：

縱觀國內外過去有關指數期貨的文獻研究，大部份都是討論到股價指數期貨和現貨價格之間的關係以及股價指數期貨報酬和波動性之外溢效果，很少論及報酬率和交易量之間的波動性外溢效果，本文採用 2003 年 1 月 3 日至 2006 年 6 月 30 日台灣股價指數期貨日資料，並以雙變量 EGARCH 模型，探討台股指數期貨報酬率和交易量以及未平倉量之間的波動性外溢效果，並探討波動性外溢效果是否具有價量之間的不對稱效果，以及研究報酬率波動對交易量的影響，其實證結果顯示，台股指數期貨報酬率、報酬率絕對值、交易量及未平倉量皆有波動遞延的效果以及波動外溢效果，在不對稱效果方面以前一期未平倉的壞消息會造成本期報酬率的波動性增加 47.82% 最為明顯。本研究再以 Granger Causality Test 檢定台股指數期貨之報酬率與交易量的領先落後之因果關係，其結果顯示交易量與報酬率絕對值有回饋效果。

關鍵詞：台股指數期貨、價量關係、回饋效果、槓桿效果、波動外溢效果。

Title of Thesis : The Study of Price-Volume Relationship in Taiwan Stock Index Futures.

Name of Institute: Institute of Financial Management, Nan Hua University

Graduate date: May 2007

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: Pei-Keng Chen

Advisor: Ph.D. Jui-Chen Chang

Abstract

Majority of the previous studies about stock index futures were focused on their relationship with price of stock index, seldomly touched on the volatility spillover effect between profit return rate and trade volume. This research used bivariate EGARCH-M model and Granger Causality test to analyze the compiled data of Taiwan stock index futures from January 3, 2003 to June 30, 2006 for examining the relationship of daily return and daily volume in Taiwan stock index futures (TAIFEX). The empirical conclusions are as follows : (1) return, volume and open interest all have a positive volatility deferred effect; (2) there is a positive volatility spillover effect between return and volume; (3) there is an asymmetric effect (leverage effect) in volatility spillovers of absolute return and volume; and (4) Granger Causality test reveals that there is a feedback relationship between absolute return and volume.

Keywords : Taiwan stock index futures, price-volume relationship, feedback effect, leverage effect, volatility spillover effect.

目 錄

準碩士推薦函	ii
論文口試委員審定書	iii
版權宣告	iv
謝辭	v
中文摘要	vi
英文摘要	vii
目錄	viii
表目錄	ix
圖目錄	x
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	2
第三節 研究目的	4
第四節 論文架構	5
第二章 文獻探討	6
第一節 價量關係理論文獻	6
第二節 價量關係實證文獻	10
第三節 EGARCH-M理論和實證文獻	13
第四節 小結	17
第三章 研究方法	21
第一節 資料來源與研究流程	21
第二節 單根檢定	23
第三節 EGARCH模型配適	25
第四節 EGARCH-M模型	27
第五節 因果關係檢定	32
第四章 實證結果	33
第一節 報酬率及絕對值和交易量及未平倉量變動率的基本敘述統計量	33
第二節 單根檢定	34
第三節 建立預測模型	35
第四節 診斷性檢定	36
第五節 ARCH 效應檢定	37
第六節 EGARCH-M 模型實證結果	38
第七節 因果關係檢定	45
第五章 結論與建議	46
第一節 結論	46
第二節 後續研究建議	48
參考文獻	49

表目錄

表 2-1	價格變動絕對值與交易量是否為正相關文獻整理	18
表 2-2	價量關連性文獻整理	19
表 4-1	台股指數期貨各變數之敘述統計量	33
表 4-2	台股指數期貨各變數之單根檢定	34
表 4-3	台股指數期貨各個變數之 ARMA(p, q)模型最適落後期數	35
表 4-4	Ljung-Box Q 檢定結果	36
表 4-5	ARCH-LM 檢定結果	37
表 4-6	台股指數報酬率與交易量變動之 EGARCH 模型估計結果	38
表 4-7	台股指數報酬率與交易量變動之均數方程式估計結果	39
表 4-8	台股指數報酬率與未平倉量變動之 EGARCH 模型估計結果	40
表 4-9	台股指數報酬率與未平倉量變動之均數方程式估計結果	41
表 4-10	台股指數報酬率絕對值與交易量變動之 EGARCH 模型估計結果	42
表 4-11	台股指數報酬率絕對值與交易量變動之均數方程式估計結果	43
表 4-12	因果關係檢定結果	45

圖目錄

圖 3-1 研究流程圖

22

第一章 緒論

第一節 研究背景

股價指數期貨自1984年問世以來便迅速蓬勃發展，到了2003年，其成交量已佔全球期貨交易總量的50%，為目前第一大的期貨商品。而近年來，國內金融市場在國際化與自由化的趨勢下，將新興的衍生性金融商品不斷引進國內，使得國內金融市場不論在規模或制度方面皆有了極大的進展。另一方面，政府也積極的推動本土期貨交易所成立，經過數年來的努力，台灣期貨交易所(Taiwan Futures Exchange, TAIFEX)在1998年7月21日推出臺灣發行人加權股價指數期貨(以下簡稱TAIFEX臺股指數期貨)。股價指數期貨成交量由1998年的277,909口到2005年的6,917,375口，顯示國人利用台股指數期貨規避股票價格動風險的狀況日漸普及，而此項衍生性金融商品，不僅可以提供股票投資人、基金經理人一個避險管道，同時也提供投資人一個低交易成本、高財務槓桿、高流動性的交易環境，使投資人能更廣泛、更有效地參與股票市場。

諾貝爾經濟學獎得主米勒Miller(1990)說過：『期貨是人類二十世紀最偉大的金融創舉』。Miller(1990)認為期貨提供避險與價格發現等功能，幫助解決自由經濟制度下無法克服的問題，而政府為因應金融國際化、自由化的潮流，逐步放寬金融管制，使得資產價值變化和資金流動速度較以往更迅速，企業及個人對風險控管的需求逐漸提高，使得金融期貨市場超越傳統的商品期貨，衍生性金融商品(指數期貨、認購權證、選擇權)市場之建立不可或缺，提供更多的投資管道，使得企業及個人擁有規避價格風險的工具。而股價指數期貨則為滿足投資者在現貨市場沖銷與避險需求的工具，成為今日期貨市場主流。

第二節 研究動機

Garcia, Leuthod and Zapata(1986)指出，如果期貨交易行為能引導現貨市場的波動，則投資人可以透過期貨交易來影響現貨價格的行為，造成資訊不對稱，進而降低市場效率與流動性。反之，若期貨交易只是反應現貨市場的資訊，則期貨市場的存在其實是有助於市場效率性的提昇。相較於現貨，具有成本優勢的期貨市場不但有利於避險操作，也容易吸引投機交易的加入。一般認為期貨市場的建立可以對現貨市場提供規避風險、價格發現與增加選擇等正面的效果，但是如果發展不健全，亦有可能產生交易移轉、程式交易(電腦自動下單)與加劇現貨市場價格波動等負面影響。

自建立資本市場以來，成交量與價格的關係，一直是學界與實務界所關切的議題；資本市場的投資分析大致上可以區分為基本分析與技術分析，基本分析是以公開資訊為分析的內容，技術分析則是以歷史的資料進行分析，這些歷史資料主要是成交量與價格的資料；因此，金融資產價量關係在投資分析實務上有其重要之處，無論是股票或期貨市場，常可聽到市場人士所謂的「量行價先」、「價行量先」等術語，即為探討市場的價量關係。針對期貨市場而言，投資者亦常藉由對成交量的變化分析判斷市場價格之走勢與資金流動的動向，然而市場的波動性攸關各種投資決策之考量，因此期貨市場成交量變化與市場價格波動間的價量關係，長期以來即為研究之重心，有助於投資者對市場動態之認知。

縱觀國內外過去有關指數期貨的文獻研究，大部份都是討論到股價指數期貨和現貨價格之間的關係以及股價指數期貨報酬和波動性之外溢效果Koutmos and Booth(1995)，很少論文提及到報酬率和交易量之間的波動性外溢效果，及研究報酬率波動性或交易量之波動性分別對報酬率與交易量的影響。Clark(1973)認為測量價格演變速度最明顯的工具是交易量，當新資訊流入市場時，成交價與交易者個別預期的價

格都會改變，故欲探討市場的結構必須針對市場的價量關係加以研究，所以價格和交易量在經濟理論研究和實證分析上是相當重要的兩個變數，且由於台股指數期貨近兩年的交易量規模逐年創新高，因此，台股指數期貨之報酬率是否具有波動叢聚現象¹且交易量能否成為投資人反應資訊之替代變數，台股指數期貨價量兩者間是否有因果關係存在皆為本研究之重點。

另外本研究以未平倉契約作為市場指標，主要用意在藉由未平倉契約之增減變動相對於交易量與價格變化之分析，以供交易決策參考。因未平倉契約數可以用來衡量資金流入及流出市場。當未平倉契約數增加時，即資金流入市場，新買單與新賣單建立了部位，將可強化現有趨勢持續下去之可能性。而未平倉契約數之減少則可能反映進行市場了結，同時在近期可能會有反轉行情。

¹價格變動會呈現前後期相關的現象；亦即，前期大(小)幅度的變動，後期通常會伴隨著大(小)幅度的變動，此一稱現象之“波動叢聚現象”。

第三節 研究目的

價格與交易量是資本市場中重要的經濟變數，從經濟學的角度來看，供給與需求這兩股力量共同決定了市場的價格與數量。Ying(1996)指出股票「價格」與「交易量」為市場機能的聯合產物，任何只單獨分析價格或交易量的模式，就算其推導過程符合邏輯，仍不能算是非常完整的分析。Karpoff(1987)指出，由於各種解釋價量關係(Price-Volume Relationship)的模型對市場結構做的假設不同(例如：資訊傳遞的方式、資訊進入市場的速度、市場價格對資訊的反應程度、市場規模，以及放空限制條件的存在與否等)，所得到的價量關係便會有所不同。

在我國的投資市場之中，散戶占了大多數，但是散戶所擁有的資訊卻是最少的，所以許多散戶投資人會因為一些錯誤訊息而導致血本無歸，因此，本研究希望藉著觀察期貨價量間的關係，是否有隱藏一些訊息，使得投資人能獲得更多資訊，進而增加在股市交易中獲利的機會。故本研究將進一步探討期貨市場的價量關係，希望能達成以下三個目的：

- 一、探討台股指數期貨交易量和報酬率間之波動外溢效果以及其波動外溢效果於價量之間的不對稱效果（槓桿效果）。
- 二、本研究採用台股指數期貨之交易量與結算價，驗證Karpoff(1987)假說於台股指數期貨市場之適用性，即期貨市場存在交易量與價格變動絕對值間的關係相較於交易量與價格變動之間的關係更為明顯，也就是交易量越大，價格變動幅度越大。
- 三、探討期貨報酬率與交易量間之因果關係，即針對價量之間的領先落後或序列相關情形予以討論，包含「價」領先「量」或是「量」領先「價」以及兩者具備的雙向因果關係。

第四節 論文架構

本研究共分為五章，各章內容概要說明如下：

第一章 緒論：

說明本文之研究背景、研究動機與研究目的。

第二章 價量關係相關文獻探討：

首先，本文在第一節探討價量關係理論和文獻，價量關係的理論基礎分別有(1)混合分配假說(The Mixture of Distribution Hypothesis) (2) 序列資訊抵達假說(The Sequential Arrival of Information Hypothesis) (3)價量不對稱假說(Asymmetric Volume Price Change Hypothesis)。然後在第二節探討價量關係實證文獻，在第三節探討EGARCH模型，最後為小結。

第三章 研究方法：

本研究首先將有關台股指數期貨價量等資料進行單根檢定以確保該時間序列資料為定態；其次配適ARMA模型以調整台股指數期貨價量相關變數之殘差項存在一階序列相關之問題，並估計最適的落後期數；再者根據Ljung-Box Q 統計量，針對ARMA模型的殘差以及殘差平方做檢定是否仍具有序列相關，並以ARCH-LM檢定，確認時間序列資料的殘差是否存在二階序列相關，然後再設定雙變量EGARCH-M模型以估計期貨報酬率與交易量之波動性之GARCH效應；最後進行期貨報酬率與交易量等變數之Granger因果關係檢定。

第四章 實證結果：

根據第三章的研究方法並依照本研究所分類的資料形式進行分析，並提出實證研究結果。首先為單根檢定，再來以Ljung-Box Q檢定方式配適最適EGARCH，因果關係檢定，最後則是實證結果。

第五章 結論與建議：

根據本研究的實證結果進行彙總說明，並提出建議以供後續研究參考。

第二章 文獻探討

第一節 價量關係理論文獻

價量理論經過數十年的發展，不論在理論假說之建立或文獻實證結果，皆支持價量具有同時關係而價量關係的理論基礎分別有(1) 混合分配假說(The Mixture of Distribution Hypothesis) (2) 序列資訊抵達假說(The Sequential Arrival of Information Hypothesis) (3)價量不對稱假說(Asymmetric Volume Price Change Hypothesis)。這些假說都試著以不同的理論模型來解釋金融資產的價格與交易量之間關係。

一、混合分配假說(The Mixture of Distribution Hypothesis)

金融市場瞬息萬變，隨時都會有一連串的事件發生，而每一個事件的發生都會是影響金融商品價格的重要資訊，Clark(1973)提出「混和分配假說」認為每日的價格會變動 m 次，每日價格變動 Δp ，而 Δp 為該日 m 個日內價格變動的加總，當 m 已知時，依據中央極限定理，價格變動之分配將符合常態分配，而其價格變化之變異數與 m 成正比，但若 m 為一隨機變數，則價格變動之分配則將依附於 m 的分配。此時我們若將 m 視為每日到達市場的訊息數量，則價格變動的條件變異數便為訊息到達速率的遞增函數，而交易量同樣地也是訊息到達速率的遞增函數。因此，價格變動的絕對值與交易量存在著正相關，同時價格波動與交易量間也會存在正向關係，此即混合分配假說。亦即，混合分配假說是探討在某個變數的條件下資產報酬率或價格變動的條件分配，金融市場瞬息萬變隨時都會有一連串的事件發生，而每一個事件的發生都會是影響金融商品價格的重要資訊。因此，交易者會隨著新事件的發生與預期金融商品價格的變化而調整其投資組合。其模型假設為公開事件的價格與交易量為有限變異數下獨

立相似之聯合機率分配（表示未公開的資訊才是最重要的）以及每日新事件發生的次數都不斷改變（資訊流為隨機分配）。而在混合分配假說(The Mixture of Distribution Hypothesis)的實證上隱含了以下的結果：

1. $|\Delta p|$ 與 V 有正相關。
2. ΔP 與 V 有微弱的正相關。
3. 資訊的傳播使價量關係的變動為同時發生(contemporaneous)。
4. n 與 $|\Delta p|$ 、 ΔP 、 V 具有相關性。 n 為每日的交易次數。

以下就其相關的文獻加以整理如下：

(1) Clark(1973)首先提出以投機市場價格變化的速度為條件來說明投機市場價格波動的分配為對數常態分配，修正了Kendall(1953)認為金融性資產價格變動之分配為非常態分配的說法。Clark以投機市場價格變化的速度為條件對棉花期貨市場(1947~1955)之價格變動情況進行討論，Clark的模型中認為每日價格變動為日內隨機價格變動次數的總合，因此價格變動的變異數則以交易次數平均值為條件之隨機變數。所以Clark認為交易量與每日交易次數成正相關，則交易量將與價格變動之變異數呈正相關。

(2) Epps and Epps(1976)則提出了另一相關模型，以兩參數組合選擇模型(Two-Parameter Portfolio Selection Model)為架構，界定市場交易者由空頭及多頭所組成，分別導出市場超額需求及超額供給函數。Epps and Epps認為交易量在價格變動為正時較價格變動為負時來得大，因此，價格變動與交易量為正相關，且價格變動之條件變異數與交易量亦為正函數關係。

(3) Tauchen and Pitts(1983)根據混合分配假說(Mixture of Distribution Hypothesis)提出了一般化的模型，說明每日價格變動之變異數與交易量之平均數皆為每日訊息到達速率的正向函數。價格變動之變異數會隨著交易人數的增加而減少，而交易量之平均數則會隨著交易人數的增加而增加，當交易人數固定時，則價格變動的平方項與交易量項之共變異數為正函數。因此，價量二者應為正相關。

(4) Harris(1986)則更進一步假設各證券 m 的分配不盡相同，認為價格變動之平方項、峰態及偏態皆與交易量呈現正相關。

二、序列資訊抵達假說(The Sequential Arrival of Information Hypothesis)

Copeland(1976)提出序列資訊抵達假說，來解釋價量關係。模型假設如下：

- 1.在同一時間只有一個交易者會接受到新的訊息，訊息樂觀者其需求曲線會上移，悲觀者則會下降。
- 2.市場未接獲訊息者，無法由已獲知訊息者的交易行為中，得知該訊息。
- 3.當市場所有的交易者均得知訊息後，均衡價格才會產生，其調整的過程依賴樂觀者與悲觀者所接受到的訊息而定。
- 4.市場不存在賣空交易。

所以由Copeland(1976)所建構的序列資訊抵達假說已經隱含了雙向之短暫性因果關係($\Delta p \leftrightarrow v$)也存在著落後期交易量對當期絕對價格變動之檢定力，且 $|\Delta P|$ 對當期交易量具預測能力。

以下就其相關文獻加以整理如下：

(1) Copeland(1976)以機率模式模擬新訊息對交易量期望值的影響，假設市場共有 n 位交易者，在均衡價格產生前有 o 位樂觀者， p 位悲觀者，以 $n-o-p$ 位未接獲訊息者。當 n 位交易者都獲知訊息後，市場才會達到均衡，其均衡過程是隨機的，有著許多不同的機率路徑，故市場在均衡前共有 $n-1$ 個不均衡的交易量與價格變動，若將此加總起來，即可獲得最後的總交易量及總價格變動，且其交易量期望值為各路徑之加權平均。模擬結果顯示，當交易者同為樂觀者或悲觀者時，交易量最大，而價格變動之絕對值與交易量則呈正相關。

(2) Karpoff(1987)則針對模型中部分不合理的假設，如市場未接獲訊息，無法由已獲知者的交易行為中，得知訊息等提出批評，並認為Copeland(1976)假定市場交易者同為樂觀者或悲觀者時，交易量最大，也與實證結果不符。其後Jennings,

Starks and Fellingham(1981)進一步放寬了Copeland模型中賣空交易的限制，允許賣空交易，並考量保證金對賣空交易的影響。認為當所有交易者均為樂觀者或悲觀者時，價格變動之絕對值最大，交易量最小，二者為負相關。而當市場樂觀者的比例介於0.2至0.6之間時，價量關係呈現明顯的正相關，故價量關係是受到交易者結構及保證金等的影響。

三、價量不對稱假說(Asymmetric Volume Price Change Hypothesis)

Epps(1975)指出成交量和價格變動呈現正向關係，且假設在多頭市場，資產的風險高於空頭市場，而此時將使多頭市場需求函數之斜率絕對值大於空頭市場需求函數之絕對值。由此觀念可導出「多頭市場的成交量大於空頭市場的成交量」，而該結論也可解釋為什麼成交量和價格變動為正相關。

Karpoff(1988)則認為因放空限制的存在，進而導致放空的成本較高，在此情況下證券的供給量會受到限制。因此導出價量不對稱性，認為成交量增加與價格變動呈現正向關係。然而Karpoff的假說卻無法解釋期貨市場的成交量和價格變動為何呈現正向關係。

由以上混合分配假說、序列資訊抵達假說和價量不對稱假說我們可以歸納出：(1) 價格變動的絕對值與成交量間存在著正相關，同時價格波動性與成交量間也會存在正向關係，(2) 當交易者同為樂觀者或悲觀者時，成交量最大，價格變動的絕對值與成交量則呈正相關，(3) 交易量與股價報酬間有關係，但價量關係在股市上漲時期成正相關，下跌時期成負相關，故我們可以預期，期貨市場的價格與數量間應該存在正的相關性，這也是本論文所持的假說，以下將進行相關實證文獻的探討。

第二節 價量關係實證文獻

Osborne(1959)是最早利用價量關係導出股價的變動和交易量的變異數成正比，而這也意味著交易量 V 和價格變動的絕對值 $|\Delta p|$ 有正相關，並且許多文獻發現交易量與股價變動的絕對值具正向關係，即交易量愈大，股價變動幅度愈大，許多理論文獻認為股價與交易量間隱含著重要的資訊內容。如Easley, D. and M. O' Hara(1987)認為擁有私人資訊的投資人(information traders)交易量通常較大。而Karpoff(1987)就其價量關係的重要性提出三點看法：(1)可洞察財務市場的結構，(2)結合價量資料做事件研究，價量關係有助於推斷結論，(3)探討投機價格的實證分配(empirical distribution)，價量關係具決定性影響。以下就其價量關係的相關文獻加以整理與探討：

Crouch(1970)發現在股票指數和個別股票的每日價格變動的絕對值和每日交易量是正相關。Clark(1973)在棉花期貨市場上利用日資料發現價格變動的平方和總合交易量之間有正向關係。Epps(1976)利用 20 檔股票買賣資料，發現在已知的交易量水準下，價格變動的樣本變異數和交易量呈現正相關。Cornell(1981)利用兩個月為一期的交易資料，從 17 個期貨合約中發現每個期貨合約的交易量和價格波動性的變動呈現正相關。Rutledge(1984)探討 136 個期貨合約的日資料發現有 113 個期貨合約的每日交易量和每日價格變動的絕對值呈現顯著的正相關。Jain and John(1988)以 1979-1983 年 S&P 500 加權指數與 NYSE 交易量每小時資料，探討美國股市的價量關係，實證結果發現日內每小時或週內每日之交易量與報酬率的絕對值之間存在顯著正相關。而若分別檢視正負報酬率與交易量的關係，則得到在正報酬率下的交易量與報酬率之間的因果關係反應比負報酬率下的因果關係反應為大。Chen, Firth and Rui(2001)利用簡單迴歸、複迴歸、EGARCH(1,1)模型，探討九個主要國際市場（香港、日本、英國、法國、瑞士、荷蘭、義大利、加拿大）的股市報酬率、交易量及波動性的因果關係，研究樣本為 1973/4-2000/12 每日大盤指數與交易量，則實證結果為：(1)簡單迴歸法發現所有國家的股市交易量與報酬的絕對值有正相關，但交易量與報酬率則並非全部為正相關。(2)以複迴歸探討價量因果關係，發現「價」領先「量」的情形大於「量」

領先「價」的情形。(3)EGARCH(1,1)模型結果發現以交易量為外生變數時，與落後期的交易量之間存在正相關。

黃文芳 (1995)利用台灣 1986~1995 之十年加權股價指數及交易量日資料，探討股市價量線性與非線性之因果關係，研究結果顯示，無論是線性因果檢定 Granger(1969)或非線性因果檢定 Hiemstra and Jones(1994)，報酬率與交易量（交易量變動率）之間均呈現雙向因果關係，而且「交易量(交易量變動率)領先報酬率」之出現頻率高於「報酬率領先交易量(交易量變動率)」之出現頻率。徐泰璋 (1997)採誤差修正模型和 GARCH 系列模型，分別探討台港股市 1981/1~1997/6 每日股價報酬率與每日交易量變動率之因果關係，與報酬率的波動行為，實證結果：(1)價量間具有長期之共整合關係。(2)價量間之變動率具同時之正相關。(3)價量變動率互為領先指標。(4)由價量變動率互相引致的結果看來，我們推論價量變動率間具有回饋之因果關係。郭修旻、李秀雯 (1998)則探討台灣股市波動性、總體波動性與交易量成長率的關係，其利用 Granger 因果關係進行研究，發現在整個樣本期間(1979/2~1998/12)，交易量成長率領先股票報酬波動性，存在「量領先價波動性」的現象；而在第二段樣本期間(1991/3~1998/12)，股票報酬率波動性與交易量成長率有因果關係，即表示兩者具有回饋情形。葉銀華 (1991)使用轉換函數模式來驗證台股指數與交易量的因果關係，實證發現股市與交易量兩者呈現正相關，加上交易量後，可以改善對價格的預測。王姓與林華德 (1995)以不對稱 GARCH 模型實證台股指數與交易量間之關聯性，結論說明 GARCH 效果、不對稱性及交易量三者同樣是影響與預測台灣股市條件波動的重要因素，儘管以上的發現幾乎都是交易量和價格的變動呈現正相關，但是有一些發現這個相關性是很微弱的。

歸納以上有關價量關係的研究結果可以發現，價格與成交量間多存在正向關係 (Osborne, 1959；Crouch, 1970；Cornell, 1981；Rutledge, 1984；Jain and John, 1988)，這樣的結論與混合分配假說的推論互相符合，但是這些文獻少論及價量不對稱性，不易掌握股市價量波動性的變化，此外，在因果關係的研究方面，結論較為紛歧，有些

研究指出股市價先量行(Chen et al., 2001)，有些則為量先價行(黃文芳, 1996；郭修旻、李秀雯, 1999)，亦有研究指出股市價與量兩者間具有雙向回饋關係(葉銀華, 1991；郭修旻、李秀雯, 1998)，但對台灣股價指數期貨價量之領先落後關係甚少著墨，因此本研究運用雙變量 EGARCH 模型及 Granger Causality Test 進一步針對台灣股價指數期貨價量之間的領先落後或序列相關情形予以討論，包含「價」領先「量」或是「量」領先「價」以及兩者具備的雙向因果關係。

第三節 EGARCH-M 理論和實證文獻

傳統有關價量關係的研究常假設價格與交易量的變異數為固定，但是高頻率財務資料通常具有自我相關及條件異質變異的問題，因此Engle(1982)發展ARCH模型加以描述，而Bollerslev(1986)則將其擴展成GARCH模型以用來描述時間數列的波動群聚現象。許多文獻如(Engle, 1982；Bollerslev, 1986 and Nelson, 1991)等均提出若某時間序列呈現條件異質變異性，則其變異數可用GARCH模型來刻劃。以總體及財務的資料而言，常有資料拒絕齊質變量假設的情況。而GARCH模型則由於允許變異數取決於過去的變異數及干擾項，故可接受條件異質變異的存在。同時，此類模型亦可抓住時間序列資料中常見的波動性群聚特性。

GARCH (p,q)模型雖然能夠顯示出某些時間序列資料的特性，如波動性群聚的現象，但是GARCH模型在設定上仍有若干的缺失存在，Nelson(1991)指出因為干擾可能為非對稱，例如，好消息使波動增加的幅度，通常小於壞消息對波動的影響，同時列出三項GARCH模型的缺點如下：

- 1.實證研究發現報酬率與未來波動度呈現負向關係，而在GARCH模型中無法反應此現象。
- 2.GARCH模型在條件變異數方程式中，對參數限制不能為負數，有可能破壞了條件變異數的動態過程，無法將條件變異數隨機波動的行為納入考慮。
- 3.GARCH模型無法解釋前期的衝擊對當期條件變異數的影響持續時間。若衝擊對波動度有無限期的影響，將會使風險貼水的期間結構發生改變，對投資者的長期資產產生重大的影響。

Nelson(1991)進而發展出指數型GARCH模型(Exponential Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedasticity Model, EGARCH模型)，亦可解決係數

不得為負的要求。

以下就其相關的文獻加以整理及探討如下：

1. Darrat, Rahman, and Zhong(2003)利用DJIA(美國道瓊工業平均指數)在1998年4月1日到1998年6月30日這段期間的30支股票的日內買賣價格和交易量的資料來檢驗股票的成交量和價格波動間的同期關係和領先-落後關係。他們採用了EGARCH 這個模型的理由如下：

(1)用EGARCH來測量股票日內價格波動是當今相當新奇的方法，而且也優於其它一般GARCH的模型（沒有辦法捕捉到波動不對稱性的現象）。

(2)EGARCH 沒有加諸任何恆正的限制在估計的參數上而且EGARH可以很明確的說明資產報酬的不對稱性和兩變數的因果關係。

經由實證的分析他們提出了三個結果：

a.在DJIA的30支股票中，只有3支股票顯示了成交量和價格的波動有正向的同期關係，而大多數的股票都沒有顯著的正向關係，這個結果不支持混合分配假說。

b.在DJIA的30支股票中至少有12支股票存在著顯著的單向因果關係（也就是從成交量到價格波動），而反向因果關係的統計量就顯得小很多，但兩者都有達到統計的顯著水準。

c.DJIA的30支股票只存在顯著的單向因果關係。

2.Koutmos and Booth(1995)研究美國、日本及英國間的價格與波動外溢效果，樣本資料為1986年9月3日至1993年12月1日的日報酬，使用EGARCH 模型探討各國股市間的外溢效果，以及受壞消息影響較大的不對稱效果。實證結果發現壞消息對波動性不僅影響程度大，也非常有效率；而美國對日本與英國、日本對英國有價格外溢效果；另外，三個國家間均有波動外溢效果，且均存在波動不對稱性。這項發現顯示各國股票市場對於他國市場的負面消息非常敏感。

3. Booth, Geoffrey, Teppo and Yiuman(1997)針對丹麥、挪威、瑞典及芬蘭的股票市場，採用EGARCH 模型去配置波動性，證實波動性是不對稱的，壞消息的衝

擊比好消息的衝擊更明顯。Michael, Christine and Christos(1997)針對歐元匯率加入EMS(European Monetary System)前後期間的變化，採用GARCH及EGARCH兩種模型去配置，發現EGARCH模型較能適當且一致地描述歐元匯率的走勢，且也證實EMS 制度確實能貨幣市場的波動性。

4.Poon and Fung(2000)研究中概股，又稱H股、紅籌股對資訊的反應，採用EGARCH-M模型，發現中國股票市場對壞消息的敏感度高於好消息，而H股、紅籌股卻對好消息的敏感度高於壞消息。且中概股的報酬與波動性具有外溢效果(spillover effect)，亦即紅籌股對於資訊的反應較其他市場更為快迅。

5.陳君達(2000)利用指數型多變量GARCH 模型(EGARCH)探討台灣股市與美國、日本及香港股市間價格變化波動的傳遞效果，樣本資料為1996年1月1日至1999年12月31日的日資料。實證結果發現美國股市對台灣、日本和香港具有領先的效應，而香港股市受到台灣、美國與日本股市的影響最為明顯，原因是香港本身沒有自己的傳統產業作為經濟發展基礎，其經濟發展自然受到鄰近亞洲國家影響較大；在非預期的波動衝擊方面，只有香港股市不受日本股市的非預期干擾的衝擊，台灣股市則迅速且完全反映了美、日與港股市的非預期波動。

6.黃信欽(2002)以台灣加權股價指數為研究對象，利用GARCH(1,1)模型與EGARCH(1,1)模型，探討1989.10.11~1999.09.20這段期間，台灣股票市場報酬是否具有GARCH效果和不對稱效果的現象，實證結果發現ARCH和GARCH效果顯著存在台灣股票市場中，且台灣股市有不對稱效果，亦即台灣股價日報酬不僅存在波動異質性與波動叢聚性，而且會有相同程度不同符號之報酬衝擊發生，在此同時，這種異質波動具有不對稱性，也就是說，每日股票指數報酬的波動對負向衝擊(壞消息)的反應通常大於對正向衝擊(好消息)的反應，即跟隨在負報酬之後的波動應較大，而跟隨在正報酬之後的波動應較小，也就是股市對於負向衝擊較為敏感，另外，在模型中估計參數 α 和 β ，其相加之總和非常接近1，也就是說過去的訊息對所有期間的變異數預測都有持續性的現象。

7.胥愛琦與吳清豐(2003)建立一個完整的雙變量EGARCH模型，並以民國84年

1月至90年12月台灣股票報酬及匯率變動之的資料，探討台灣股票報酬與匯率變動之波動性外溢效果，並比較亞洲金融風暴前後的波動性外溢程度。結果顯示股票報酬不僅受其本身的遞延影響外，也受其標準差項影響。而匯率變動除受到其本身的遞延影響之外，並受到股價報酬的遞延負向影響，其結果和股票報酬與匯率呈反向變動的預期一致。另外台灣股市報酬與匯率變動存在上漲和下跌之波動性不對稱情況，且這種波動不對稱也在兩市場間交互影響。而金融風暴後的外溢效果比風暴前更為顯著。

第四節 小結

有關價量關係之相關研究(參閱表2-1和表2-2)，以價量同時性相關之探討為起始，而後進入價量因果關係分析，價量同時性相關研究之結果較為一致，大多呈現價量具有正相關的結論；因果關係研究之結論則較為紛歧，或為價先量行、量先價行，亦有研究指出兩者具雙向回饋關係。

許多文獻發現交易量與價格變動的絕對值具正向關係，即交易量愈大，價格變動幅度愈大，且價格與交易量間隱含著重要的資訊內容，Karpoff(1987)指出期貨市場在實證上存在交易量與價格變動絕對值間的關係相較於交易量與價格變動之間的關係更為明顯，故本文採用台股指數期貨之交易量與結算價進行驗證。

歸納以上有關價量同時關係的研究結果可以發現，價格與成交量間多存在正向關係(Osborne, 1959; Crouch, 1970; Cornell, 1981; Rutledge, 1984; Jain and John, 1988)，這樣的結論與混合分配假說的推論互相符合，但是這些文獻少論及價量不對稱性，不易掌握股市價量波動性的變化，此外，在因果關係的研究方面，結論較為紛歧，有些研究指出股市價先量行(Chen et al., 2001)，有些則為量先價行(黃文芳, 1996; 郭修旻、李秀雯, 1999)，亦有研究指出股市價與量兩者間具有雙向回饋關係(葉銀華, 1991; 郭修旻、李秀雯, 1998)，但對台灣股價指數期貨價量之領先落後關係甚少著墨，因此本研究進一步針對台灣股價指數期貨價量之間的領先落後或序列相關情形予以討論，包含「價」領先「量」或是「量」領先「價」以及兩者具備的雙向因果關係。

研究方法方面，在高頻率的財務時間數列資料實證研究中，非線性模型被認為是較易處理常遇到的高峰厚尾、波動群聚以及波動不對稱等問題的模型，而EGARCH模型不同於GARCH之一般線性模型，其為一非線性模型，雖然與GARCH一樣都具有

表 2-1 價格變動絕對值與交易量是否為正相關文獻整理

作者 (年度)	樣本資料	樣本期間	資料型態	是否支持 ($ \Delta p $, V) 為正相關
Crouch (1970)	五檔普通股	1963-67	日資料	是
Clark (1973)	棉花期貨合約	1945-58	日資料	是
Epps (1976)	20 檔股票	1971-01	日內資料	是
Cornell (1981)	17 個商品期貨合約	1968-79	日資料	是
Rutledge (1984)	13 個商品的期貨合約	1973-76	日資料	是
Jain and John (1988)	S&P500 加權指數與 NYSE交易量	1979-83	日內資料	是
Chen et al. (2001)	九個主要國際市場（香 港、日本、英國、法國、 瑞士、荷蘭、義大利、 加拿大）的股市	1973-2000	日資料	是

資料來源：本研究整理

附註： $|\Delta p|$ 代表價格變動的絕對值；V 代表成交量

表 2-2 價量關連性文獻整理

作者 (年度)	研究主題	研究 頻率	研究方法	研究結果
黃文芳 (1996)	股市價量線性與非線性之因果關係。	日資料	線性因果檢定及非線性因果檢定。	(1)交易量(交易量變動率)領先報酬率之出現頻率高於「報酬率領先交易量(交易量變動率)」之出現頻率。
徐泰璋 (1997)	台港股市每日股價報酬率與每日交易量變動率之因果關係。	日資料	採誤差修正模型和 GARCH 模型。	(1)價量間具有長期之共整合關係。(2)價量間之變動率具同時之正相關。(3)價量變動率互為領先指標。
郭修旻 和 李秀雯 (1999)	台灣股市波動性、總體波動性與交易量成長率的關係	日資料	Granger 因果關係。	(1)交易量成長率領先股票報酬波動性，存在「量領先價波動性」的現象。 (2)股票報酬率波動性與交易量成長率有因果關係。
葉銀華 (1991)	台灣加權股價指數與交易量之因果關係。	日資料	轉換函數模式	(1)股市與交易量兩者呈現正相關，表示加上交易量的因果資料，可以改善對價格的預測。 (2)交易量領先股價變動兩期(週)，「量先價行」的指標獲得驗證。
王姓和 林華德 (1995)	台灣加權股價指數與交易量間報酬與波動性之關聯性。	日資料	GJR-GARCH AGARCH EGARCH NGARCH	(1)GJR-GARCH (1,1) 所產生的波動值計算較具正確。 (2)GARCH效果、不對稱效果及交易量三者同樣是影響與預測台灣股市條件波動的重要變數。

資料來源：本研究整理

高狹峰及厚尾的特性，最大的不同點在於 EGARCH 模型之變異數方程式並無係數非負的限制，重要的是它可以檢定過去衝擊所導致的本期波動不對稱現象，因此，本研究採用 EGARCH 模型來進行探討。



第三章 研究方法

第一節 資料來源與研究流程

本文之資料來源為台灣經濟新報期貨資料庫包括每日報酬、交易量及未平倉量。由於台股指數期貨在1998年7月21日開始交易，市場規模較小交易量甚低，直至2000年初時才較為活絡，我們可以發現交易量由1998年的277,909口不斷的增加，直到2003年的6,514,691口；2004年的8,861,278口到2005年的6,917,375口顯示期貨交易在國內日益受到投資人的重視。故本文實證分析的樣本期間從2003年1月3日至2006年6月30日，共666筆資料。雖然每日期貨交易契約月份包括近月、次月與最近接連三個季月共五種契約，但交易量集中在近月契約故相對於遠月份的交易資料更具有代表性，因此本研究採用近月期貨契約作為實證樣本，由於交易量於接近到期日前，可能會存在著急劇減少的現象，導致此段期間資料較不具有效性，因此排除了到期日前5天的交易資料。此外，本研究以未平倉契約數作為一項市場指標，主要用意在於藉未平倉契約數之增減變動相對於交易量與價格變化之分析，以供交易之決策。即未平倉契約數可用以衡量資金流入及流出市場。當未平倉契約數增加時，資金即流入市場：新買單與新賣單建立了部位，這將可強化現有趨勢持續下去之可能性。而未平倉契約數之減少則可能反映進行市場了結，同時在近期可能會有反轉行情。

本研究流程主要有八個步驟(參見圖3-1：研究流程圖)，首先為資料蒐集；第二步驟為單根檢定，以判定資料是否存在非定態現象，如果資料出現有單根時，便需要經過差分的過程，以避免假性迴歸造成模型誤設；第三步驟為配適ARMA模型，並估計最適的落後期數；第四步驟為Ljung-Box Q檢定，檢測預測模型的殘差是否具有序

列相關；第五步驟採用Engle(1982)所提出的ARCH-LM檢定來進行殘差自我迴歸模型的檢定；第六步驟以EGARCH為基本模型，進而設定出雙變量EGARCH-M模型來探討台股指數期貨報酬率（報酬率絕對值）和交易量之間的變動關係，第七步驟為期貨報酬率與交易量等變數之Granger 因果關係檢定，最後為本研究之結論與建議。

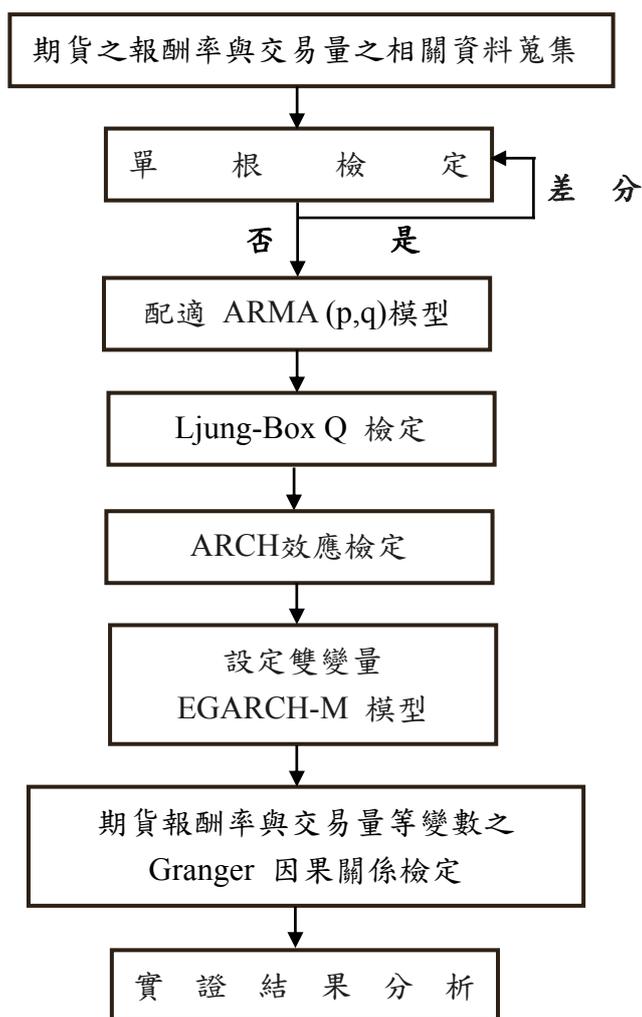


圖3-1 研究流程圖

第二節 單根檢定

為了避免期貨價格數列不符合恆定性的要求，而干擾研究的進行，所以先對期貨價格數列，進行單根檢定。而單根檢定的方法中較為知名的有三種：Dickey-Fuller檢定法(DF檢定法)、Augmented Dickey-Fuller檢定法(ADF檢定法)、Philips-Perron檢定法(PP檢定法)，但因Dickey-Fuller檢定法中假設迴歸式的殘差須符合白噪音(white noise)故迴歸式的殘差若存在高度自我相關的情況則會影響檢定力。所以本文採用ADF檢定法和PP檢定法。

(一) ADF 檢定法

ADF 單根檢定利用加入適當的落後期數，來確保數列經過一次差分後誤差項為白噪音，而沒有序列相關的問題。ADF 單根檢定依有無常數項或時間趨勢項，其檢定方法可分為三種迴歸式如下：

模式一：無漂項亦無趨勢項的迴歸模式

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

模式二：有漂項、無趨勢項的迴歸模式

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-2)$$

模式三：同時包含漂項和趨勢項的迴歸模式

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-3)$$

式中： $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} (0, \sigma^2)$ ，落後期n的選擇在於確保殘差項 ε_t 符合白噪音過程，故其假設檢定為 $H_0: \rho = 0$

(二) PP單根檢定法

Phillips-Perron (1988) 提出無母數校正檢定法 (non-parametric correction)，透過校正因子去修正 DF 檢定統計量，使得殘差項不須刻意假設為白噪音，若存在序列相

關與異質變異也能檢定時間數列是否具單根。

PP 檢定法所設定的模式如下：

$$y_t = \mu^* + \delta^* y_{t-1} + \varepsilon_t^* \quad (3-4)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}(t - \frac{T}{2}) + \tilde{\delta} y_{t-1} + \tilde{\varepsilon} \quad (3-5)$$

假設檢定的虛無假設是存在單根現象

$$H_0: \delta^* = 1 \quad H_0: \tilde{\delta} = 1$$

檢定統計量如下：

$$Z(t_{\delta}^*) = \left(\frac{S_u}{S_T} \right) t_{\delta}^* - (0.5 S_T) (S_T^2 - S_n^2) [T^{-2} \sum (Y_{t-1} - \bar{Y}_{-1})^2]^{-\frac{1}{2}} \quad (3-6)$$

$$Z(t_{\tilde{\delta}}) = \left(\frac{S_u}{S_T} \right) t_{\tilde{\delta}} - (T^3 / 4 \sqrt{3} D_y^{0.5} S_T) (S_T^2 - S_u) \quad (3-7)$$

其中： 1. t_{δ}^* 、 $t_{\tilde{\delta}}$ 為一般的t統計量，T為樣本的個數。

2. $Dy = \det(y^T y)$ 為解釋變數的行列式值。

3. S_u^2 為 δ_u^2 的一般估計式， $\delta_u^2 = \lim_{r \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(t^2)$ 。

4. S_T^2 為 δ^2 的一般估計式， $\delta^2 = \lim_{r \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(S_t^2)$ ， $S_T = \sum_{t=1}^T u_t$ 。

第三節 EGARCH模型配適

一、AR與MA最適期數的決定

在確認時間序列資料沒有單根的現象後，接下來要建立預測模型ARMA (p,q)，而建立此模型的主要目的在於決定EGARCH-M模型的條件平均方程式中的最適落後期數。本文的AR、MA最適落後期數的決定是採用AIC(Akaike Information Criterion)和SC(Schwarz Criterion)兩準則來判定，其準則函數表示如下：

$$AIC(k) = N * \ln \sigma_k^2 + 2k \quad (3-8)$$

$$SC(k) = N * \ln \sigma_k^2 + k * \ln N \quad (3-9)$$

其中： k為落後期數

N為樣本數

$$\sigma_k^2 \text{ 為落後期數 } k \text{ 時之 } \sum_{i=1}^T \varepsilon_i^2$$

因此，不論是AIC或是SC，只要所配適模型之AIC(k)或SB(k)為最小之k，即為最適的落後期數。而這裡要特別注意的是，配適模型時，首先要注意配適完之殘差必須為白噪音(White Noise)，再比較各配適模型的AIC、SC值。

二、診斷性檢定

在建立預測模型 ARMA(p,q)後，為了確定模型的參數是否恰當，本文利用Ljung&Box 所提出的 Q 檢定來檢測預測模型的殘差是否具有二階的序列相關。其統計量 Q 如下：

$$Q_{LB} = T * (T + 2) * \sum_{k=1}^m \frac{1}{T - K} \hat{\gamma}_k^2 \quad (3-10)$$

其中： T為觀測樣本數；k 為落後期數

$$Q_{LB} \sim x_m^2, \hat{\gamma}_k^2 = \left(\frac{\sum \varepsilon_i \varepsilon_{i-1}}{\sum \varepsilon_i^2} \right)^2 \text{ 第 } i \text{ 階的自我相關係數}$$

虛無假設為H₀：無序列相關

若LB(k)為顯著則表示預測模型的殘差有一階序列相關ARMA(p,q)模型配適是不合適的，必須重新建立預測模型。若LB²(k)顯著則表示預測模型的殘差平方有自我迴歸條件異質性(ARCH)效果。一般而言，預測模型的殘差必須是沒有一階序列相關但是要有異質性存在，才能更進一步建立GRCH和EGARCH 模型。

三、ARCH效應檢定

為了要更準確的知道預測模型的殘差是否具有自我迴歸條件異質性(ARCH)效果，因此本文採用Engle(1982)所提出的ARCH-LM檢定來進行殘差自我迴歸模型的檢定。其檢定統計量如下：

$$LM = n * R_u^2 \sim \chi_q^2 \quad (3-11)$$

其中： n 為觀察值 R_u^2 為判定係數

虛無假設為H₀：沒有ARCH 效應，若LM 顯著(拒絕H₀)，則表示模型具有ARCH效應，可以在EARCH-M中產生顯著的估計參數。

第四節 EGARCH-M模型

在傳統的計量經濟模型中，一般皆假設誤差項之變異數為固定，亦即誤差項的變異數不會隨著時間的變動而改變，然而，大部分金融資產的時間序列資料並不符合此一假設，學者因此對此假設產生質疑。如Mandelbort(1963)對股價資料進行研究，結果發現股票價格變動的分配呈現高狹峰及厚尾(fat tail)的現象，且股價的變動具有自我相關現象，同時也存在波動群聚(volatility clustering)及股價報酬變異隨時間經過而變動的事實。Engle(1982)提出自我迴歸異質條件變異數模型(Autoregression Conditional Heteroskedasticity, ARCH)，允許條件變異數會受到前期誤差項平方的影響，隱含條件變異數會隨著時間的經過而改變，解決了傳統計量模型中其異質變異數不合理的假設，而實證結果也發現ARCH模型不僅顯示了金融資產時間序列資料的特性，對於其異質變異數更能加以預測。

Bollerslev(1986)進一步將ARCH模型擴展，提出一般化自我迴歸異質條件變異數模型(General Autoregression Conditional Heteroskedasticity, GARCH)。Bollerslev是將ARCH模型中條件變異數的部分加以修正，認為條件變異數不僅受到前期誤差平方項的影響，也會受到前期條件變異數所影響；GARCH 模型不但能掌握ARCH模型的特性，且在條件變異數的結構設定上更具彈性。

Nelson(1991)針對條件變異數的不對稱性提出指數型一般化自我迴歸異質條件變異數模型(Exponential General Autoregression Conditional Heteroskedasticity, EGARCH)。在ARCH模型中，僅有殘差項的大小會影響變異數，至於正負值則與變異數無關，這顯然與解釋真實情況的財務模型無法配合(通常壞消息的影響力較大)，因此Nelson修正GARCH 模型，發展出EGARCH模型。EGARCH 模型是一組包括平均方程式(Mean Equation)與變異方程式(Variance Equation)的模型，因此它不但可以觀察一階動差的相關性，也可以觀察二階動差的相關性。

在過去的一些文獻中發現，金融商品報酬的波動具有不對稱的效果，如Black(1976)、Schwert(1989)等，他們都發現到負報酬所產生的波動性比正報酬所產生

的波動性還大，另外，Campbell and Hentschel(1992)更提出了另一個可能的原因是波動的回饋效果(Volatility Feedback Effect)，由於波動具有持續性，即正的衝擊(好消息)通常跟隨著正的衝擊，使未來的波動增加、風險增加的效果使公司股價下跌，而抵消了正的衝擊所帶來的影響；相對的，對負的衝擊(壞消息)而言，波動的回饋效果反而會擴大對負的衝擊的影響，因而造成報酬波動的不對稱效果。且由文獻探討中發現近年來EGARCH模型用於探討外溢效果及不對稱性上已被多數學者採用，因此本研究即是以EGARCH為基本模型，進而設定出雙變量EGARCH-M模型來探討台股指數期貨報酬率（報酬率絕對值）和交易量以及未平倉量之間的關係。首先描述雙變量EGARCH-M 模型的通式如下：

$$R_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} R_{t-i} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} v_{t-j} + \gamma_{11} h_{11,t}^{0.5} + \gamma_{12} h_{22,t}^{0.5} + e_{1,t} \quad (3-12)$$

$$V_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^r \beta_{1i} R_{t-i} + \sum_{j=1}^s \beta_{2j} v_{t-j} + \gamma_{21} h_{11,t}^{0.5} + \gamma_{22} h_{22,t}^{0.5} + e_{2,t} \quad (3-13)$$

$$\begin{aligned} \log h_{11,t} = & w_1 \sum_{i=1}^{m1} \theta_{11i} \log h_{11,t-i} + \sum_{i=1}^{n1} \theta_{12i} \log h_{22,t-i} \\ & + \sum_{j=1}^{p1} \lambda_{11,j} \left\{ v_{1,t-j} \left| -E|v_{1,t-j}| + \delta_{11} v_{1,t-j} \right. \right\} \\ & + \sum_{k=1}^{q1} \lambda_{12,k} \left\{ v_{2,t-k} \left| -E|v_{2,t-k}| + \delta_{12} v_{2,t-k} \right. \right\} \end{aligned} \quad (3-14)$$

$$\begin{aligned} \log h_{22,t} = & w_2 \sum_{i=1}^{m2} \theta_{22i} \log h_{22,t-i} + \sum_{i=1}^{n2} \theta_{21i} \log h_{11,t-i} \\ & + \sum_{j=1}^{p2} \lambda_{22,j} \left\{ v_{2,t-j} \left| -E|v_{2,t-j}| + \delta_{22} v_{2,t-j} \right. \right\} \\ & + \sum_{k=1}^{q2} \lambda_{21,k} \left\{ v_{1,t-k} \left| -E|v_{1,t-k}| + \delta_{21} v_{1,t-k} \right. \right\} \end{aligned} \quad (3-15)$$

$$h_{12,t} = \rho \sqrt{h_{11,t} * h_{22,t}} \quad (3-16)$$

以下為方程式 (3-12)、(3-13) 參數說明

其中： R_t 為台股指數期貨報酬率

V_t 為台股指數期貨交易量和未平倉量

$e_{1,t} \sim N(0, h_{11,t})$ 為報酬率的隨機誤差項

$e_{2,t} \sim N(0, h_{22,t})$ 交易量和未平倉量的隨機誤項

$h_{11,t}$ 為台股指數期貨報酬率的條件變異數

$h_{22,t}$ 為台股指數期貨交易量和未平倉量的條件變異數

$h_{11,t}^{0.5}$ 為台股指數期貨條件標準差 (波動性)

$h_{22,t}^{0.5}$ 為台股指數期貨交易量和未平倉量條件標準差 (波動性)

γ_{11} 為台股指數期貨報酬率波動性對報酬率的影響

γ_{12} 為台股指數期貨交易量和未平倉量之波動性對報酬率的影響

γ_{22} 為台股指數期貨交易量和未平倉量之波動性對交易量和未平倉量的影響

γ_{21} 為台股指數期貨報酬率波動性對交易量和未平倉量的影響

以下為台股指數報酬率、交易量和未平倉量之條件變異數方程式 (3-14)、(3-15) 之參數說明其中：

$\sum_{i=1}^{m1} \theta_{11i}$ 為台股指數期貨報酬率之波動持續性

$\sum_{i=1}^{m2} \theta_{22i}$ 台股指數期貨交易量和未平倉量之波動持續性

$\sum_{i=1}^{n1} \theta_{12i}$ 為報酬率波動外溢對交易量和未平倉量條件變異數的影響

$\sum_{i=1}^{n2} \theta_{21i}$ 為交易量和未平倉量之波動外溢對報酬率條件變異數的影響

$v_{1,t}$ 為台股指數期貨報酬率的標準殘差， $v_{1,t} = \frac{e_{1,t}}{\sqrt{h_{11,t}}}$

$v_{2,t}$ 為台股指數期貨交易量和未平倉量的標準殘差， $v_{2,t} = \frac{e_{2,t}}{\sqrt{h_{22,t}}}$

δ_{11} 為不對稱效果，若 $\delta_{11} < 0$ 表示報酬率負的衝擊比正的衝擊更會增加報酬率的波動性，因此具有訊息的不對稱效果

δ_{12} 為波動外溢效果是否具有不對稱效果，若 $\delta_{12} < 0$ 表示負的交易量和未平倉量衝擊比正的交易量和未平倉量衝擊更會增加報酬率的波動性

δ_{22} 為不對稱效果，若 $\delta_{22} < 0$ 表示交易量和未平倉量負的衝擊比正的衝擊更會增加交易量和未平倉量的波動性，因此具有訊息的不對稱效果

δ_{21} 為波動外溢效果是否具有不對稱效果，若 $\delta_{21} < 0$ 表示負的報酬率衝擊比正的報酬率衝擊更會增交易量和未平倉量的波動性

$\left\{v_{1,t-j} \left| -E|v_{1,t-j}| + \delta_{11}v_{1,t-j} \right. \right\}$ 為台股指數期貨報酬率的ARCH效應

$\left\{v_{2,t-j} \left| -E|v_{2,t-j}| + \delta_{22}v_{2,t-j} \right. \right\}$ 為台股指數期貨交易量和未平倉量的ARCH效應

$\lambda_{12,k} \left\{v_{2,t-k} \left| -E|v_{2,t-k}| + \delta_{12}v_{2,t-k} \right. \right\}$ 為交易量和未平倉量至報酬率的衝擊外溢效果

$\lambda_{21,k} \left\{v_{1,t-k} \left| -E|v_{1,t-k}| + \delta_{21}v_{1,t-k} \right. \right\}$ 為報酬率至交易量和未平倉量的衝擊外溢效果

$\lambda_{12,k}$ 為衡量由交易量和未平倉量至報酬率的波動外溢效果

$\lambda_{21,k}$ 為衡量由報酬率至交易量和未平倉量的波動外溢效果

而方程式(3-16)是由Bollerslev et al. (1988) and Bollerslev(1990)的設定而來，其在於描述條件共變異數變動。根據 Nelson(1991) 的研究，我們可以將 $\sum_{k=1}^{q1} \lambda_{12,k} \left\{v_{2,t-k} \left| -E|v_{2,t-k}| + \delta_{12}v_{2,t-k} \right. \right\}$ 中的 $v_{2,t-k}$ 視為上一期的好壞消息影響，即上一期交易量所帶來的衝擊。若 $\delta_{12} < 0$ ，則造成負面交易量衝擊所增加報酬率的波動性比正面的交易量衝擊為大，但整體而言都使報酬率的條件變異數增加。同理，報酬率至交易量之波動外溢的另一來源 $\sum_{k=1}^{q2} \lambda_{21,k} \left\{v_{1,t-k} \left| -E|v_{1,t-k}| + \delta_{21}v_{1,t-k} \right. \right\}$ 中的 $v_{1,t-k}$ 代表上一期的好壞消息影響，即上一期報酬率所帶來的衝擊。若 $\delta_{21} < 0$ ，則造成負面報酬率衝擊所增加交易量的波動性比正面的報酬率衝擊為大，但整體而言也都使交易量成長率的條件變異數增加。這些現象也就是所謂的不對稱效果。

因為EGARCH模型有很多的參數需要估計，一般採用的是最大概似估計法(maximum likelihood method)或條件最大概似估計法(conditional maximumlik 1

likelihood method)來估計模型中未知的參數，利用遞迴的方式求得參數估計值。因此本研究使用Kanas(2000)的對數概似函數設定 $L(\theta)$ ，並採Berndt, Hall, Hall and Hausman(1974)所提出之BHHH演算法來推估EGARCH-M模型的參數，以便求得參數的最大概似估計值。假設隨機誤差項為條件常態分配下，且樣本有T個觀察值之對數概似函數為：

$$L(\theta) = -0.5(NT) \log(2\pi) - 0.5 \sum_{t=1}^T (\log|Q_t| + \varepsilon_t' (Q_t^{-1} \varepsilon_t)) \quad (3-17)$$

其中N為方程式數目， θ 為參數向量， ε_t 為第t期的殘差向量， Q_t 為共變異矩陣。

第五節 因果關係檢定

本文採用Granger Causality Test 檢定報酬率與交易量及報酬率絕對值與交易量之間的因果關係。其雙變數迴歸模型如下：

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \dots + \alpha_{t-i} R_{t-i} + \beta_1 V_{t-1} + \dots + \beta_{t-i} V_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$V_t = \alpha'_0 + \alpha'_1 V_{t-1} + \dots + \alpha'_{t-i} V_{t-i} + \beta'_1 R_{t-1} + \dots + \beta'_{t-i} R_{t-i} + u_t$$

虛無假設為：

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{t-i} = 0$$

$$H'_0 : \beta'_1 = \beta'_2 = \dots = \beta'_{t-i} = 0$$

若無法同時拒絕虛無假設 H_0 與 H'_0 ，則表示 R_t 、 V_t 之間不存在因果關係，若拒絕虛無假設 H'_0 但不拒絕 H_0 ，表示 R_t 領先 V_t ；若拒絕 H_0 但不拒絕 H'_0 ，表示 V_t 領先 R_t ；如果同時拒絕兩個虛無假設，則表示 R_t 、 V_t 間具有回饋的因果關係。

第四章 實證結果

第一節 台股指數期貨各變數的基本敘述統計量

由表 4-1 的結果可以看出各個變數的平均數皆為正數，而標準差方面，報酬率絕對值的波動情形低於交易量、未平倉量和報酬率。而偏態係數方面除報酬率絕對值呈現右偏分配外，交易量、未平倉量和報酬率的資料相對於常態分配皆呈現左偏分配，至於峰態係數部份，四個變數的資料全都呈現了高狹峰的分配。而由 Jarque-Bera 常態分配檢定統計量得知四個變數皆拒絕常態分配的假設。

表 4-1 台股指數期貨各變數之敘述統計量

變數 \ 統計量	平均數	標準差	偏態係數	峰態係數	Jarque-Bera
報酬率	0.084098	1.339481	-0.678033	7.170446	530.4699 (0.000)
報酬率絕對值	0.932145	0.964926	2.302846	10.69540	2218.571 (0.000)
交易量	10.11416	8.197814	-0.508094	4.404541	58.80644 (0.000)
未平倉量	10.36250	11.01651	-1.156391	4.388664	201.0214 (0.000)

註：括弧中為 p 值

資料來源：本研究整理

第二節 單根檢定

從事時間序列的分析前，我們必須先對時間序列資料進行單根檢定，以確保時間序列資料為定態，以避免我們所檢定出來結果有假性迴歸的現象。有關台股指數期貨的原始資料的單根檢定，本文採用 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller test)與 PP 檢定(Pillips-Perron test)兩種方法，此外，ADF 檢定法及 PP 檢定法的檢定模式共分為三種（一）有截距項模式（二）有截距項及有趨勢項模式（三）無截距項及無趨勢項模式，本文為避免其檢定結果有所遺漏，故將此三種模式全部納入加以分析，其檢定結果如表 4-2 所示：

表 4-2 台股指數期貨各變數之單根檢定

檢定法 變數	ADF 檢定法			PP 檢定法		
	有截距項	有截距項 有趨勢項	無截距項 無趨勢項	有截距項	有截距項 有趨勢項	無截距項 無趨勢項
報酬率	-13.61452 *** (-2)	-13.60488 *** (-2)	-15.53264 *** (-2)	-25.20287 *** (-1)	-25.18368 *** (-1)	-25.12016 *** (-1)
報酬率 絕對值	-7.220153 *** (-4)	-7.485012 *** (-4)	-3.517288 *** (-1)	-26.35802 *** (-1)	-26.24804 *** (-1)	-21.31156 *** (-1)
交易量	-18.71078 *** (-4)	-18.69698 *** (-4)	-18.71983 *** (-4)	-152.7918 *** (-1)	-152.9606 *** (-1)	-150.1255 *** (-1)
未平倉量	-30.79484 *** (-1)	-30.80688 *** (-1)	-30.81177 *** (-1)	-34.59901 *** (-1)	-35.24260 *** (-1)	-34.53517 *** (-1)

註：***表示在 1 % 的顯著水準下，拒絕虛無假設亦即拒絕單根

(.)代表落後期數

資料來源：本研究整理

這四個變數經由 ADF 檢定法與 PP 檢定法在 1% 的顯著水準下，都拒絕單根的存在。也就是這四個變數的原始資料皆為定態。

第三節 建立預測模型

由第二節的結果得知，台股指數期貨的四個變數的原始資料皆為定態，但我們還需進一步來檢定這四個變數的殘差項是否存在一階序列相關，若有則我們必須建立 ARMA(p,q)模型來調整，且利用 AIC(Akaike Info Criterion)和 SBC(Schwartz's Bayesian Criterion)準則來決定最適的落後期數，直到殘差項為白噪音為止。ARMA(p,q)預測模型建立的結果如表 4-3 所示：

表 4-3 台股指數期貨各個變數之 ARMA(p, q)模型最適落後期數

變數名稱 \ 落後期數		落後期數				
		1	2	3	4	5
報酬率	PACF	-0.009	-0.011	0.027	0.003	-0.017
	ACF	-0.009	-0.011	0.027	0.003	-0.016
報酬率絕對值	PACF	0.356	0.498	0.617	-0.002	0.348
	ACF	-0.819	0.689	0.586	0.348	0.299
交易量	PACF	0.367	-0.322	-0.458	0.115	0.103
	ACF	-0.629	0.195	0.115	0.103	0.113
未平倉量	PACF	0.525	0.299	-0.001	0.003	0.222
	ACF	0.525	0.477	0.289	0.348	0.169

資料來源：本研究整理

我們經由 ACF 和 PACF 的 Q 統計量和圖形可以判斷出報酬率的殘差項為一白噪音過程，所以不須建立 ARMA(p, q)來調整殘差項。至於報酬率絕對值和交易量變動率則必須加入 MA 項才能配適出 AIC 和 SBC 值為最小的 ARMA 模型。而在未平倉量變動率這個變數中，不需加入 MA 項（殘差落後項）即可配適出最佳的預測模型 AR。

第四節 診斷性檢定

為了要確定 ARMA 預測模型的建立是合適的，我們必須要更進一步的做診斷性檢定。以確保時間序列是否具有一階及二階的序列相關。根據 Ljung-Box Q 統計量，針對 ARMA 模型的殘差以及殘差平方做檢定是否仍具有序列相關，其檢定結果如表 4-4 所示：

表 4-4 Ljung-Box Q 檢定結果

變數名稱 \ 落後期數	LB(12)	$LB^2(12)$	LB(24)	$LB^2(24)$
報酬率
報酬率絕對值	9.4459	89.679***	21.611	161.13***
交易量	5.9560	25.845***	25.386	43.151***
未平倉量	14.283	16.469***	18.301	165.01***

註：***表示在 1 % 的顯著水準下，拒絕虛無假設

資料來源：本研究整理

由表 4-4 的檢定結果得知在 LB 方面，報酬率絕對值、交易量變動率和未平倉量變動率、在落後 12 期和 24 期都不顯著，而 LB^2 方面，三個變數在落後 12 期和 24 期在 1% 的顯著水準下皆拒絕無序列相關的虛無假設，亦即這三個變數的殘差都有可能產生自我迴歸條件異質性效果。至於報酬率因不需配適任何的 AR 項和 MA 項，故無 LB 和 LB^2 統計量。

第五節 ARCH 效應檢定

由 Ljung-Box Q 檢定得知，雖然四個變數的時間序列殘差都存在著自我迴歸條件異質性(ARCH Effect)，但基於保守原則，必須要更進一步的確認時間序列資料的殘差是否確實存在二階序列相關，故本文採用 ARCH-LM 檢定，其檢定結果如表 4-5 所示如下：

表 4-5 ARCH-LM 檢定結果

變數名稱 落後期數	報酬率	報酬率絕對值	交易量	未平倉量
落後一期	13.38759***	13.70069***	13.11829***	214.7073***
落後二期	8.312032***	9.079900***	6.522310***	143.0127***
落後三期	21.07013***	19.02658***	4.347005***	103.3795***
落後四期	3.548547***	14.68643***	3.516928***	80.48855***

註：***表示在 1 % 的顯著水準下，拒絕虛無假設

資料來源：本研究整理

由表 4-5 得知四個變數的統計量在 1% 的顯著水準下皆拒絕虛絕假設。所以這四個變數的殘差確實都存在著二階序列相關。

第六節 EGARCH-M模型實證結果

首先探討台股指數報酬率與交易量之關連性，表4-6為最大概適估計法配適出來的雙變量EGARCH-M估計結果。然後由表4-7的(6-1)式與(6-2)式的結果表示報酬率受到當期波動的正向影響且相當顯著和交易量之波動性的正向影響但不顯著。而交易量則受到其自身前一、四期的正向影響及前二、三期的負向影響，另外交易量也受到本身當期波動的負向影響和報酬率當期的正向影響，其結果亦相當的顯著。

表4-6台股指數報酬率與交易量之EGARCH模型估計結果

參數	係數	t 值
α_0	0.72483	(0.385)
γ_{11}	1.275	(0.86024)***
γ_{12}	0.6421	(0.0592)
β_0	6.452	(10.33)***
β_{21}	0.012	(7.29)***
β_{22}	-0.009	(-1.182)
β_{23}	-0.006	(-0.3442)
β_{24}	0.041	(0.9821)
γ_{21}	0.015	(3.20)***
γ_{22}	-0.882	(3.96)***
w_1	-0.0782	(0.7824)
θ_{11}	0.23612	(88.624)***
λ_{11}	0.0977	(8.123)***
δ_{11}	0.29103	(-6.7812)
λ_{12}	0.01482	(2.12)***
δ_{12}	-11.0823	(0.124)***
w_2	0.09423	(0.2342)
θ_{22}	0.33981	(76.123)
λ_{22}	0.1042	(4.782)***
δ_{22}	0.9321	(3.124)***
λ_{21}	0.4231	(5.1242)***
δ_{21}	0.24124	(2.114)***
ρ	-0.091	(1.7231)

註：***分別表示在 1 %的顯著水準下，拒絕虛無假設

表 4-7 均數方程式估計結果

$R_t = 0.72483 + 1.275h_{11,t}^{0.5} + 0.6421h_{22,t}^{0.5} \quad (6-1)$ <p style="text-align: center;">(0.385) (8.6024***) (0.0592)</p>	
$V_t = 6.452 + 0.012V_{t-1} - 0.009V_{t-2} - 0.006V_{t-3} + 0.041V_{t-4} + 0.0021e_{1,t-1} \quad (6-2)$ <p style="text-align: center;">(10.33***) (7.29***) (-1.1821) (-0.3442) (0.9821) (3.82**)</p> $+ 0.015h_{11,t}^{0.5} - 0.882h_{22,t}^{0.5}$ <p style="text-align: center;">(3.20***) (3.96***)</p>	
$\log h_{11,t} = -0.0782 + 0.23612 \log h_{11,t-1} + 0.0977 \left\{ v_{1,t-1} - E v_{1,t-1} + 0.29103v_{1,t-1} \right\} \quad (6-3)$ <p style="text-align: center;">(0.7824) (88.624***) (8.123***) (-6.7812)</p> $+ 0.01482 \left\{ v_{2,t-1} - E v_{2,t-1} - 11.0823v_{2,t-1} \right\}$ <p style="text-align: center;">(2.12***) (0.124***)</p>	
$\log h_{22,t} = 0.09423 + 0.33981 \log h_{22,t-1} + 0.1042 \left\{ v_{2,t-1} - E v_{2,t-1} + 0.9321v_{2,t-1} \right\} \quad (6-4)$ <p style="text-align: center;">(0.2342) (76.123) (4.782***) (3.124***)</p> $+ 0.4231 \left\{ v_{1,t-1} - E v_{1,t-1} - 0.24124v_{1,t-1} \right\}$ <p style="text-align: center;">(5.1242***) (2.114***)</p>	
$h_{12,t} = -0.091 \sqrt{h_{11,t} \cdot h_{22,t}} \quad (6-5)$ <p style="text-align: center;">(1.7231)</p>	

資料來源：本研究整理

表4-7的變異數方程式（6-3）式與（6-4）式的估計結果，報酬率與交易量的波動性存在GARCH效應，也就是報酬率和交易量的波動都受到自己前期波動的影響，觀察兩式的係數得知，報酬率受到前一期波動的正向影響，且其係數達23.6%，亦即前一期的報酬率波動將近有23.6%的效果延續至本期，交易量也受到前一期波動的正向影響約有33.9%的效果延續至本期。而由（6-3）式與（6-4）式中的估計結果可以看出報酬率的波動不對稱效果並不顯著，但交易量的波動的不對稱效果為顯著，由此可看出交易量存在上漲和下跌之波動不對稱的情形，由表4-6之（6-3）式與（6-4）式中的係數可以看出若前一期的報酬率之好消息會造成前一期報酬率絕對值增加1%也將會造成本期報酬率波動增加約2.84%（註²）。而前一期交易量的壞消息會造成本期報

² 台股指數期貨好消息若造成造成前一期報酬率增加1%，將會造成本期報酬率波動增加幅度為：

酬率絕對值增加16.42%的波動，同理，前一期交易量的好消息將造成本期交易量的波動性增加約9.71%，而前一期的報酬率壞消息則會造成本期交易量的波動性增加約10.21%。(6-5)式中為報酬率和交易量之標準化殘差相關係數估計的結果，其估計值為-0.091但不顯著，代表其報酬率和交易量呈負向之同期關係，但相關性相當的微弱。

接著探討台股指數數報酬率與未平倉量之關連性，表4-8為最大概適估計法配適出來的雙變量EGARCH-M估計結果。然後由表4-9之(7-1)式與(7-2)式的結果表示

表4-8台股指數報酬率與未平倉量之EGARCH模型估計結果

參數	係數	t 值
α_0	0.001423	(0.1176)
γ_{11}	1.012342	(9.28)***
γ_{12}	-0.089421	(6.821)***
β_0	5.04143	(0.957)
β_{21}	0.0124	(6.782)***
γ_{21}	0.0042	(2.732)***
γ_{22}	0.001	(1.967)***
w_1	0.637713	(0.610)
θ_{11}	0.21621	(19.2872)***
λ_{11}	0.11912	(4.02)***
δ_{11}	-0.2764	(3.8724)***
λ_{12}	0.0492	(3.207)***
δ_{12}	-9.7205	(2.3855)***
w_2	1.0792	(0.43871)***
θ_{22}	0.43928	(24.2671)***
λ_{22}	0.14392	(5.1712)***
δ_{22}	-0.6934	(8.7253)***
λ_{21}	0.4082	(2.0142)***
δ_{21}	0.2164	(4.6221)***
ρ	-0.0778	(2.721)***

註：***分別表示在1%的顯著水準下，拒絕虛無假設

$(\lambda_{11} \times \delta_{11}) \times 100\%$ 亦即： $(0.149074 \times 0.035183) \times 100\%$

表4-9均數方程式估計結果

$R_t = 0.001423 + 1.012342h_{11,t}^{0.5} - 0.089421h_{22,t}^{0.5}$ <p style="text-align: center;">(0.1176) (9.28***) (6.821***)</p>	(7-1)
$OI_t = 5.04143 + 0.0124OI_{t-1} + 0.0042h_{11,t}^{0.5} + 0.001h_{22,t}^{0.5}$ <p style="text-align: center;">(0.957) (6.782***) (2.732***) (1.967***)</p>	(7-2)
$\log h_{11,t} = 0.637713 + 0.21621\log h_{11,t-1} + 0.11912\left\{v_{1,t-1} - E v_{1,t-1} - 0.2764v_{1,t-1}\right\}$ <p style="text-align: center;">(0.610) (19.2872***) (4.02***) (3.8724***)</p> $+ 0.0492\left\{v_{2,t-1} - E v_{2,t-1} - 9.7205v_{2,t-1}\right\}$ <p style="text-align: center;">(3.207***) (2.3855***)</p>	(7-3)
$\log h_{22,t} = 1.0792 + 0.43928\log h_{22,t-1} + 0.14392\left\{v_{2,t-1} - E v_{2,t-1} - 0.6934v_{2,t-1}\right\}$ <p style="text-align: center;">(0.43871) (24.2671***) (5.1712***) (8.7253***)</p> $0.4082\left\{v_{1,t-1} - E v_{1,t-1} + 0.2164v_{1,t-1}\right\}$ <p style="text-align: center;">(2.0142***) (4.6221***)</p>	(7-4)
$h_{12,t} = -0.0778\sqrt{h_{11,t} \cdot h_{22,t}}$ <p style="text-align: center;">(2.721***)</p>	(7-5)

資料來源：本研究整理

報酬率受到當期波動的正向影響，其結果為顯著和未平倉量之波動性的負向影響，結果為顯著。而未平倉量則受到自身前一期的正向影響，而且相當的顯著，另外未平倉量也受到本身當期波動及報酬率波動的正向影響，其結果相當的顯著。

表4-9之變異數方程式(7-3)式與(7-4)式的估計結果，報酬率與未平倉量的波動性存在GARCH效應，也就是報酬率和未平倉量的波動都受到自身前期波動的影響，觀察兩式的係數得知，報酬率受到前一期波動的正向影響，其係數為21.6%，亦即前一期的報酬率波動將近有21.6%的效果延續至本期，而未平倉量也受到前一期波動的正向影響高達43.9%，也就是說前一期的未平倉量波動將近有43.9%的效果延續至本期。而由表4-9之(7-3)式與(7-4)式中的估計結果也可以看出波動的不對稱效果也非常的顯著，由此可看出台股指數報酬率和未平倉量存在上漲和下跌之波動不對稱的情形，由(7-3)式與(7-4)式中的係數可以看出若前一期的報酬率之壞消息會造成前一期報酬率減少1%也將會造成本期報酬率波動增加約3.29%。而前一期未平倉

量的壞消息會造成本期報酬率增加約47.82%的波動，同理，前一期未平倉量的壞消息將造成本期末平倉量的波動性增加約9.98%，而前一期的報酬率好消息則會造成本期末平倉量的波動性增加約8.83%。(7-5)式中為報酬率和未平倉量之標準化殘差相關係數估計的結果，其估計值為-0.0778且達統計顯著，代表其報酬率和未平倉量呈負向之同期關係，且相關性比報酬率和交易量來的高一些。

最後探討台股指數報酬率絕對值與交易量之關連性，表4-10為最大概適估計法配適出來的雙變量EGARCH-M估計結果。然後由表4-11之(8-1)式與(8-2)式的結果

表4-10台股指數報酬率絕對值與交易量之EGARCH模型估計結果

參數	係數	t 值
α_{11}	0.155708	(4.1319)***
α_{12}	0.132563	(3.669)***
α_{13}	-0.306256	(8.473)***
γ_{11}	0.12736	(0.1291)
γ_{12}	-0.296201	(0.0000)***
β_0	3.66	(6.8844)***
β_{21}	-0.18443	(4.7443)***
β_{22}	-0.183418	(4.7420)***
β_{23}	-0.208161	(5.3650)***
γ_{21}	0.013053	(0.0321)***
γ_{22}	-0.296713	(0.0000)***
w_1	0.051525	(0.1176)
θ_{11}	0.29115	(0.000)***
λ_{11}	0.97031	(4.2557)***
δ_{11}	0.056	(0.0073)***
λ_{12}	0.570562	(0.5683)
δ_{12}	0.1766	(0.0000)***
w_2	2.05886	(0.3490)***
θ_{22}	0.014705	(0.7012)
λ_{22}	0.8437	(3.606)***
δ_{22}	0.0712	(0.0061)***
λ_{21}	0.01525	(0.0543)***
δ_{21}	-0.296715	(0.03376)***
ρ	-0.0542	(0.742)

註：***分別表示在1%的顯著水準下，拒絕虛無假設

表4-11 均數方程式估計結果

$RA_t = 0.155708RA_{t-1} + 0.132563RA_{t-2} - 0.306256RA_{t-3} + 0.016732e_{1,t-1} \quad (8-1)$ <p style="text-align: center;">(4.1319***) (3.669***) (8.473***) (0.0000***)</p> $+ 0.148236e_{1,t-2} + 0.12736h_{11,t}^{0.5} - 0.296201h_{22,t}^{0.5}$ <p style="text-align: center;">(0.0000***) (0.1291) (0.0000***)</p>
$V_t = 3.66 - 0.18443V_{t-1} - 0.183418V_{t-2} - 0.208161V_{t-3} - 0.90027e_{2,t-1} \quad (8-2)$ <p style="text-align: center;">(6.8844***) (4.7443***) (4.7420***) (5.3650***) (0.0000***)</p> $+ 0.013053h_{11,t}^{0.5} - 0.296713h_{22,t}^{0.5}$ <p style="text-align: center;">(0.0321***) (0.0000***)</p>
$\log h_{11,t} = 0.051525 + 0.29115 \log h_{11,t-1} + 0.97031 \left\{ v_{1,t-1} - E v_{1,t-1} + 0.056v_{1,t-1} \right\} \quad (8-3)$ <p style="text-align: center;">(0.1176) (0.000***) (4.2557***) (0.0073***)</p> $+ 0.570562 \left\{ v_{2,t-1} - E v_{2,t-1} + 0.1766v_{2,t-1} \right\}$ <p style="text-align: center;">(0.5683) (0.0000***)</p>
$\log h_{22,t} = 2.05886 + 0.014705 \log h_{22,t-1} + 0.8437 \left\{ v_{2,t-1} - E v_{2,t-1} + 0.0712v_{2,t-1} \right\} \quad (8-4)$ <p style="text-align: center;">(0.3490***) (0.7012) (3.606***) (0.0061***)</p> $+ 0.01525 \left\{ v_{1,t-1} - E v_{1,t-1} - 0.296715v_{1,t-1} \right\}$ <p style="text-align: center;">(0.0543**) (0.03376***)</p>
$h_{12,t} = -0.0542 \sqrt{h_{11,t} \cdot h_{22,t}} \quad (8-5)$ <p style="text-align: center;">(0.742)</p>

資料來源：本研究整理

表示報酬率絕對值受到本身當期波動的正向影響，其結果不顯著和交易量之波動性的負向影響結果相當的顯著，並且受到自身前一、二期的正向影響及前三期的負向影響其結果都相當的顯著。而交易量則受到自身前一、二、三期的負向影響而且結果相當的顯著，另外交易量也受到本身當期波動的負向影響和報酬率絕對值當期的正向影響，其結果亦相當的顯著。

表4-11之變異數方程式(8-3)式與(8-4)式的估計結果，報酬率絕對值與交易量的波動性明顯存在GARCH效應，也就是報酬率絕對值和交易量的波動都受到自己前期波動的影響，觀察兩式的系數得知，報酬率絕對值受到前一期波動的正向影響，且其系數達29.1%，亦即前一期的報酬率絕對值波動將近有29.1%的效果延續至本期，交易量也受到前一期波動的正向影響其系數達1.47%，約有1.47%的效果延續至

本期。而由(8-3)式與(8-4)式中的估計結果也可以看出波動的不對稱效果也非常的顯著，由此可看出台股指數報酬率絕對值和交易量存在上漲和下跌之波動不對稱的情形，由(8-3)式與(8-4)式中的係數可以看出若前一期的報酬率絕對值之好消息會造成前一期報酬率絕對值增加1%也將會造成本期報酬率波動增加約5.43%。而前一期交易量的好消息會造成本期報酬率絕對值增加10%的波動，同理，前一期交易量的好消息將造成本期交易量的波動性增加約6%，而前一期的報酬率絕對值壞消息則會造成本期交易量的波動性增加約0.45%。(8-5)式中為報酬率絕對值和交易量之標準化殘差相關係數估計的結果，其估計值為-0.0542但未達統計顯著，代表其報酬率絕對值和交易量呈負向之同期關係，但相關性相當的微弱。

第七節 因果關係檢定

本文採用 Granger Causality Test 檢定報酬率及報酬率絕對值與交易量之間的因果關係。其雙變數迴歸模型如下：

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \dots + \alpha_{t-i} R_{t-i} + \beta_1 V_{t-1} + \dots + \beta_{t-i} V_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$V_t = \alpha'_0 + \alpha'_1 V_{t-1} + \dots + \alpha'_{t-i} V_{t-i} + \beta'_1 R_{t-1} + \dots + \beta'_{t-i} R_{t-i} + u_t$$

虛無假設為： $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{t-i} = 0$

$$H'_0 : \beta'_1 = \beta'_2 = \dots = \beta'_{t-i} = 0$$

若無法同時拒絕虛無假設 H_0 與 H'_0 ，則表示 R_t 、 V_t 之間不存在因果關係，若拒絕虛無假設 H'_0 但不拒絕 H_0 ，表示 R_t 領先 V_t ；若拒絕 H_0 但不拒絕 H'_0 ，表示 V_t 領先 R_t 如果同時拒絕兩個虛無假設，則表示 R_t 、 V_t 具有回饋 (feedback) 的因果關係其檢定結果如表 4-9 所示。

表 4-12 因果關係檢定結果

	$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{t-i} = 0$	$H'_0 : \beta'_1 = \beta'_2 = \dots = \beta'_{t-i} = 0$
報酬率 & 交易量	1.88457 (0.33150)	2.13142 (0.11149)
報酬率絕對值 & 交易量	3.05384 (0.03785**)	3.34725 (0.03578**)

註：**表示在 5 % 的顯著水準下，拒絕虛無假設

資料來源：本研究整理

表 4-12 之結果顯示報酬率與交易量不拒絕 H_0 與 H'_0 ，因此報酬率和交易量間不存在因果關係。而報酬率絕對值與交易量同時拒絕 H_0 與 H'_0 ，所以報酬率絕對值與交易量間有回饋效果。

第五章 結論與建議

第一節 結論

隨著近年來各國股價不斷創新高，加上投資觀念的日益普及，使得股票和期貨市場的規模不斷擴大，投資人如果想要獲得最大的利益，除了掌握價的變動，還必須考慮量的因素，如此才能有最佳的獲利。縱觀國內外過去有關指數期貨的文獻研究，大部份都是討論到股價指數期貨和現貨價格之間的關係以及股價指數期貨報酬和波動性之外溢效果，很少論及報酬率和交易量之間的波動性外溢效果，因此，本研究以雙變數 EGARCH-M 模型來探討台股指數期貨報酬率（報酬率絕對值）和交易量以及未平倉量之間的波動外溢效果以及波動外溢效果是否具有價量之間的不對稱效果（槓桿效果），其中報酬率是否與交易量有關、報酬率絕對值是否如 Karpoff(1987)所言較報酬率對交易量更為顯著，並利用 Granger Causality Test 檢定交易量和報酬率或報酬率絕對值是否具有領先-落後以及回饋的因果關係。茲將實證結果整理如下：

一、在波動外溢效果方面，報酬率和交易量、報酬率絕對值和交易量以及報酬率和未平倉量各個變數皆存在外溢效果。在波動不對稱效果方面，除報酬率的波動不對稱效果不顯著外，交易量、報酬率絕對值和未平倉量各個變數皆存在不對稱效果。在交叉波動的不對稱效果方面，除了在報酬率和未平倉量這類組中，前一期未平倉的壞消息會造成本期報酬率的波動性增加 47.82%最為明顯，其餘皆存在交叉不對稱效果。在波動遞延效果方面，報酬率和交易量、報酬率絕對值和交易量以及報酬率和未平倉量各個變數的前期波動對其自身本期的波動皆有影響效果。

二、由台股指數報酬率與交易量之 EGARCH 模型估計和台股指數報酬率絕對值與交易量之 EGARCH 模型估計得知，並不支持 Karpoff (1988) 所觀察之結果，可能是因為台灣的市場多以散戶為主，所以當指數大漲時就會瘋狂追價，而當下跌時卻不敢買入所導致，在標準化殘差相關係數方面，報酬率和未平倉量呈現顯著負相關，但相關性並不強。

三、由 Granger Causality Test 下得出報酬率和交易量間不存在因果關係，而交易量與報酬率絕對值則有回饋效果表示價格的波動與交易量之間的確會相互影響。

本研究的實證結果提供投資人重要訊息，台灣股價指數期貨交易量與未平倉量及報酬率之間皆會互相影響，尤其當未平倉量大量減少時會使價格產生大幅波動表示資金流出市場，及價格的波動與交易量之間會相互影響，希望此一研究發現對投資人進行避險或投資時有所助益，避免追高殺低。

第二節 後續研究建議

一、台灣期貨市場中消息不靈通的散戶佔大多數，而消息不靈通的投資者通常會對壞消息特別敏感，造成期貨市場對消息的反應呈現不對稱性。為了健全台灣股市結構、提高市場效率性，主管機關可以制定相關的法令來達成。

二、價格波動性提高時，容易有雜訊(noise information)參雜其中，會改變投資者所面對的投資風險，為了避免面對更大的投資風險，須要事先調整投資組合，投資人調整投資組合的決策，將會影響到市場的流動性(成交量)，故為了掌握投資的先機，投資人有必要在市場風險發生變化時，注意市場流動性的變化。

三、本研究以台灣股價指數期貨為研究標的，得出價量之間的確會相互影響，尤其當有好消息時會造成為平倉量的大增，但近年來由於石油及原物料價格高漲，後續研究建議以石油期貨及原物料為價量關係的研究標的，有助於了解全球金融的脈動以及資金的流向。

四、本文假設殘差不會隨時間變動，建議後續可以改為與時具變之模型繼續研究。

五、本研究以近月期貨契約資料為主，建議後續可以採用不同到期日之契約，來探討價量之間是否具有相同的關係及效果。

參考文獻

中文部份

- 王甦、林華德 (1995)，「臺灣股市成交量對股價波動的影響1986-1994—GARCH修正模型的應用」，*企銀季刊*，第十九卷第二期，40-58頁。
- 胥愛琦、吳清豐 (2003)，「台灣股市報酬與匯率變動之波動性外溢效果-雙變量EGARCH模型的應用」，*台灣金融財務季刊*，第四輯第三期，87-103頁。
- 徐泰璋 (1997)，「台灣股市價量關係與報酬率波動行為之探討」，淡江大學財務金融研究所未出版碩士論文。
- 許和鈞與劉永欽 (1996)，「台灣地區股票市場價量之線性與非線性Granger因果關係之研究」，*證券市場發展季刊*，第八卷第四期，23-49頁。
- 許溪南與黃文芳 (1997)，「台灣股市價量線性與非線性關係之研究」，*管理學報*，第十四卷第二期，177-195頁。
- 黃信欽 (2002)，「台灣股票報酬機率分配之研究」，朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
- 黃文芳 (1996)，「台灣股市價量線性與非線性因果關係之研究」，國立成功大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 郭修旻、李秀雯 (1999)，「股票市場波動性與總體經濟波動性及市場交易量之關係—台灣市場實証研究」，*中國工商學報*，第二十一期，249-272頁。
- 陳君達 (2000)，「價格變動與國際股市波動相關性之研究」，淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 葉銀華 (1991)，「臺灣股票市場成交量與股價關係之實證研究-轉換函數模式」，*台北市銀月刊*，第二十二卷第十一期，57-70頁。
- 聶建中與姚蕙芸 (2001)，「空頭走勢期間台灣股票市場成交量與股價之關聯性研究」，2001年會計理論與實務研討會論文集。

西文部份

- Baker, M. and J. C. Stein (2004), "Market Liquidity as a Sentiment Indicator," *Journal of Financial Markets*, Vol.7, pp.271-299.
- Berndt, E.K., Hall, B.H. and Hausman, J.A. (1974), "Estimation Inference in Nonlinear Structural Model," *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol.4, pp.653-665.
- Black, F.(1976), "Studies of Stock Market Volatility Changes," *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, Vol.72, pp.177-181.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.
- Bollerslev, T., R. F. Engle and J. M. Wooldridge (1988), "A Capital-Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances," *Journal of Political Economy*, Vol.96, pp.116-131.
- Bollerslev, T. (1990), "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model," *Review of Economics and Statistics*, Vol.72, pp.498-505.
- Booth, G. Geoffrey, Teppo Martikainen, and Yiuman Tse (1997), "Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets," *Journal of Banking and Finance*, Vol.21, pp.811-23.
- Campbell, Y. and L. Hentschel (1992), "No News is Good News," *Journal of Financial Economics*, Vol.31, pp.281-318.
- Chen.G. M., M. Firth., and O. M. Rui (2001), "The Dynamic Relation between Stock Returns, Trading Volume, and Volatility," *Financial Review*, Vol.38, pp.153-174.
- Clark, P. K. (1973), "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica*, Vol. 41, pp.135-155.
- Cornell, B. (1981), "The Relationship between Volume and Price Variability in Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol.1, pp.303-316.
- Copeland, T. E. (1976), "A Model of Asset Trading Under the Assumption of Sequential

- Information Arrival,” *Journal of Finance*, Vol.31, pp.1149-1168.
- Crouch, R. L. (1970), “A Nonlinear Test of the Random-Walk Hypothesis,” *American Economic Review*, Vol.60, pp.199-202.
- Darrat, A. F., S. Rahman and M. Zhong (2003), “Intraday Trading Volume and Return Volatility of the DJIA Stocks: a Note,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.27, pp.2035-2043.
- Easley, D. and M. O’ Hara (1987), “Price, Trade Size and Information Insecurities Markets,” *Journal of Financial Economics*, Vol.19, pp69-90.
- Engle, R. F.(1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, Vol.55, pp.987-1007.
- Epps, T. W. (1975), “Security Price Changes and Transaction Volumes: Theory and Evidence,” *American Economic Review*, Vol.68, pp.586-597.
- Epps, T. W. and M. L. Epps (1976), “The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes Implications for the Mixture-of-Distribution Hypothesis,” *Econometrica*, Vol.44, pp.305-321.
- Garcia, P., R. Leuthod and H.Zapata (1986), “Lead-Lad Relationships between Trading Volume and Price Variability: New Evidence,” *Journal of Future Market*, Vol.6, pp.1-10.
- Granger, C. (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods,” *Econometrica*, Vol.37, pp.424-438.
- Harris, L. (1986), “Cross-Security Test of the Mixture Distributions Hypothesis,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.21, pp.39-46.
- Hiemstra, C. and J. D. Jones (1994), “Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation,” *Journal of Finance*, Vol.49, pp.1639-1665.
- Jain, P. C. and G. John (1988), “The Dependence Between Hourly Price and Trading Volume,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.23, pp.269-283.
- Jennings, R. H., L. T. Starks and J. C. Fellingham (1981), “An Equilibrium Model of Asset

- Trading with Sequential Information Arrival,” *Journal of Finance*, Vol.36, pp143-161.
- Kanas, A. (2000), “Volatility Spillovers between Stock Returns and Exchange Rate Changes: International Evidence,” *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol.27, pp.447-467.
- Karpoff, J. M. (1987), “The Relation between Price changes and Trading Volume: A Survey,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.22, pp.109-129.
- Karpoff, J. K. (1988) “Cost Short Sales and the Correlation of Returns with Volume.” *Journal of Financial Research*, Vol.11,p.173-188.
- Kendall, M. G. (1953). “The Analysis of Economic Time-Series. Part 1. Prices,” *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.96, pp.11-25.
- Koutmos, G., and G Booth (1995), “Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.14, pp.747-762.
- Mandelbrot, B. (1963), “The Variation of Certain Speculative Prices,” *Journal of business*, Vol.36, pp.394-419.
- Michael Y. H., X. J.Christine and T. Christos (1997), “The European exchange rates before and after the establishment of the European Monetary System,” *Journal of International Financial Markets*, Vol.7, pp235-253.
- Nelson, D. (1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica*, Vol.59, pp.347-370.
- Osborne, M. F. M.(1959) “Brownian Motion in the Stock Market,” *Operations Research*, Vol.7, pp.145-173.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, Vol.75, pp335-346.
- Poon, W. P. and H.G. Fung (2000), “Red Chips or H Shares: Which China-Backed Securities Process Information the Fastest?” *Journal of Multinational Financial Management*, Vol.10, pp.315–343.

- Rutledge, D.J.S. (1979), "Trading volume and price variability: new evidence on the price effects of speculation" *International Futures Trading Seminar*, Chicago Board of Trade, Chicago, Vol.18,pp.160-174.
- Rutledge, D. J. S. (1984), "Trading Volume and Price Variability: New Evidence on the Price Effects of Speculation," in A. E. Peck(Ed.), *Selected Writings on Futures Markets*, 4,Chicago Board of Trade, Vol.4, pp.237-251.
- Said, S. E. and Dickey, D. A. (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Economics Letters*, Vol.60, pp.131-137.
- Schwert, G. W. (1989), "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.7, pp.147-159.
- Tauchen, G. E. and M. Pitts (1983), "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets," *Econometrica*, Vol.51, pp. 485-505.
- Wang, C. Y. and N. S. Cheng (2004), "Extreme Volumes and Expected Stock Returns: Evidence from China's Stock Market," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol.12, pp.577-597.
- Ying, F.Y. (1996), "Earnings Management and Stock Performance of Reverse Leveraged Buyouts," *Journal of Financial and Quantitative Analysis(SSCI)*, Vol.41,pp407-438.