

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

交易時間延長對股票及期貨報酬與波動性之影響

以台灣證券市場及期貨市場為例

THE IMPACT OF EXTENDING TRADING HOURS ON RETURNS
AND VOLATILITY AN EXAMPLE OF TAIWAN SECURITY
MARKET AND FUTURES MARKET

指導教授：陳勁甫 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-FU CHEN

徐清俊 博士

PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：陳宣宏

GRADUATE STUDENT: HSUAN-HUNG CHEN

中華民國九十二年六月

南 華 大 學

碩 士 學 位 論 文

財務管理所

交易時間延長對股票及期貨報酬與波動性之影響—以台灣
證券市場及期貨市場為例

研究生： 陳宜宏

經考試合格特此證明

口試委員：

周明哲
段亦良
陳勁甫

指導教授：
陳勁甫
徐清俊

所 長：
徐清俊

口試日期：中華民國 92 年 5 月 29 日

南華大學財務管理研究所九十一學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：交易時間延長對股票及期貨報酬與波動性之影響 以台灣證券市場及期貨市場為例

研究生：陳宣宏

指導教授：陳勁甫 博士

徐清俊 博士

論文摘要內容：

台灣證券市場從 2001 年 1 月 2 日起，每日交易時間由 3 小時延長到 4.5 小時，而期貨市場之交易時間，也從原本的 3.5 小時延長到 5 小時，此新制度的實行，改變了台灣金融市場行之多年的交易習慣。本研究主要探討延長交易時間制度實施前後，是否會對股票及期貨報酬與波動性產生影響，以台股指數、電子指數、金融指數、台股期貨、電子期貨及金融期貨為主要研究對象。六種研究樣本資料選取期間皆為 2000 年 1 月到 2001 年 12 月的每日收盤價，主要結論如下：

1. 在報酬的研究方面，交易時間延長前一年的台股指數、電子指數及金融指數之報酬在交易時間延長之後，受落後期之報酬及報酬殘差的影響減少，表示其市場訊息的傳遞速度已獲得改善。交易時間延長前後的台股期貨報酬並沒有明顯改變，而電子期貨及金融期貨之報酬則在交易時間延長之後，不受到落後期之報酬及報酬殘差之影響，表示其市場訊息的傳遞速度已獲得改善。
2. 在波動性的研究方面，交易時間延長前後的台股指數與台股期貨波動性並沒有明顯改變，表示大盤指數的波動性不會因為交易時間的延長而有所改變，因此，若不考慮對總體經濟指標，如生產率、失業率的影響，單純就市場績效的觀點而言，政府全面推行全天交易是可行的。電子指數與金融指數的波動性在交易時間延長之後，其受落後期的影響有所增加，表示波動的持續性增加，市場反應資訊的能力減少；而電子期貨與金融期貨的波動性在交易時間延長之後，其受落後期的影響趨於緩和，表示波動的持續性減少，市場反應資訊的能力增加。

關鍵詞：交易時間、證券市場、期貨市場、報酬、波動性。

Title of Thesis : The Impact of Extending Trading Hours on Returns and Volatility An Example of Taiwan Security Market and Futures Market

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

Graduate date : June 2003

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Hsuan-Hung Chen

Advisor : Ph.D. Ching-Fu Chen

Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

This study mainly focuses on the impact of extending trading hours on the return and volatility of stocks and futures. The daily price data dated from 2000/1-2001/12 of stock indexes and index futures were obtained from TSEC and TAIEX. The main research results include:

1. Research in return shows that indicates the transmission speed of market information has been improved in the year-before period of extending trading hours among Taiwan Stock Index, Electronic Sector Index and Banking and Insurance Sector Index. Taiwan Stock Index futures return does not have great changes in the year-before period and year-after period of extending trading hours, and Electronic Sector Index futures and Banking and Insurance Sector Index futures did not be affected by lagged return and residual that indicates the transmission speed of market information has been improved in the year-after period of extending trading hours.
2. Research in volatility presents that volatilities in Taiwan Stock Index and Taiwan Stock Index futures did not exist significant change in the year-before period and year-after period of extending trading hours, indicating volatility of stock index doesn't have any change due to extending trading hours. Therefore, without considering effects on macro economy such as productivity rate, unemployment rate, all-day trading would be feasible from the perspective of market performance. Volatilities of Electronic Sector Index and Banking and Insurance Sector Index are slightly influenced by lagged term in the year-after period of extending trading hours, indicating volatility persistence increasing, ability for market reacting to information declining; volatilities of Electronic Sector Index futures and Banking and Insurance Sector Index futures tend to smooth influence by lagged term in the year-after period of extending trading hours that indicates when volatility persistently decrease, the ability for market reacting to information will rally.

Keywords : Trading Hours, Security Market, Futures Market, Return, Volatility.

目 錄

| | |
|------------------------|------|
| 授權書 | i |
| 博碩士論文電子檔案上網授權書 | ii |
| 準碩士推薦函 | iii |
| 論文口試委員審定書 | iv |
| 版權宣告 | v |
| 中文摘要 | vi |
| 英文摘要 | vii |
| 目錄 | viii |
| 表目錄 | x |
| 圖目錄 | xi |
| | |
| 第一章 緒論 | 1 |
| 第一節 研究背景與研究動機 | 1 |
| 第二節 研究目的 | 3 |
| 第三節 研究架構 | 4 |
| 第二章 文獻探討 | 6 |
| 第一節 交易時間變動與市場績效關係之相關文獻 | 6 |
| 第二節 波動性研究方法之相關文獻 | 11 |
| 第三章 研究方法 | 16 |
| 第一節 研究對象 | 16 |
| 第二節 研究期間 | 16 |
| 第三節 單根與穩定序列 | 18 |
| 第四節 拉氏乘數(LM)檢定法 | 20 |
| 第五節 GARCH 模型 | 21 |
| 第四章 實證分析 | 24 |
| 第一節 基本統計分析與單根檢定 | 24 |
| 第二節 拉氏乘數(LM)檢定 | 32 |
| 第三節 GARCH 模型估計 | 36 |
| 第四節 延長交易時間前後之比較 | 39 |
| 第五章 結論與建議 | 44 |
| 第一節 結論 | 44 |
| 第二節 研究建議 | 45 |
| | |
| 參考文獻 | 47 |

| | | |
|-----|------------------------------|----|
| 附錄一 | 期貨契約規格表 | 50 |
| 附錄二 | 六種研究樣本之最佳條件平均數方程式估計結果 | 51 |
| 附錄三 | 六種研究樣本的十八個樣本期間之最佳GARCH模型估計結果 | 57 |

表 目 錄

| | | |
|--------|-----------------------------------|----|
| 表 3-1 | 台灣上市類股成交比重表 | 18 |
| 表 4-1 | 台股指數報酬序列敘述統計量表 | 29 |
| 表 4-2 | 電子指數報酬序列敘述統計量表 | 29 |
| 表 4-3 | 金融指數報酬序列敘述統計量表 | 30 |
| 表 4-4 | 台股期貨報酬序列敘述統計量表 | 30 |
| 表 4-5 | 電子期貨報酬序列敘述統計量表 | 31 |
| 表 4-6 | 金融期貨報酬序列敘述統計量表 | 31 |
| 表 4-7 | 台股指數拉氏乘數(LM)檢定表 | 33 |
| 表 4-8 | 電子指數拉氏乘數(LM)檢定表 | 33 |
| 表 4-9 | 金融指數拉氏乘數(LM)檢定表 | 34 |
| 表 4-10 | 台股期貨拉氏乘數(LM)檢定表 | 34 |
| 表 4-11 | 電子期貨拉氏乘數(LM)檢定表 | 35 |
| 表 4-12 | 金融期貨拉氏乘數(LM)檢定表 | 35 |
| 表 4-13 | 六種研究樣本資料 GARCH 模型估計後的結果 | 38 |
| 表 4-14 | 延長交易時間前六種研究樣本之 ARMA-GARCH 模型參數估計表 | 42 |
| 表 4-15 | 延長交易時間後六種研究樣本之 ARMA-GARCH 模型參數估計表 | 43 |

圖 目 錄

| | | |
|--------|-----------|----|
| 圖 1-1 | 研究架構圖 | 5 |
| 圖 3-1 | 實證分析流程圖 | 17 |
| 圖 4-1 | 台股指數走勢圖 | 25 |
| 圖 4-2 | 電子指數走勢圖 | 25 |
| 圖 4-3 | 金融指數走勢圖 | 25 |
| 圖 4-4 | 台股期貨走勢圖 | 26 |
| 圖 4-5 | 電子期貨走勢圖 | 26 |
| 圖 4-6 | 金融期貨走勢圖 | 26 |
| 圖 4-7 | 台股指數報酬走勢圖 | 27 |
| 圖 4-8 | 電子指數報酬走勢圖 | 27 |
| 圖 4-9 | 金融指數報酬走勢圖 | 27 |
| 圖 4-10 | 台股期貨報酬走勢圖 | 27 |
| 圖 4-11 | 電子期貨報酬走勢圖 | 27 |
| 圖 4-12 | 金融期貨報酬走勢圖 | 27 |

第一章 緒論

本章藉由研究背景、研究動機、研究目的及論文各章節的內容概述，簡明陳述本論文的整體架構。

第一節 研究背景與研究動機

隨著全球金融環境的快速發展與整合，台灣正面臨「全球化」的衝擊及新世紀的國際競爭，政府也積極的推動『金融國際化與自由化』，其目的即是在促使台灣的金融體系健全，且能合乎新時代的需要。政府在推動『金融國際化與自由化』的過程中，已陸續改革一些不合國際證券市場潮流及慣例的法規，例如：每週交易日數的減少(隔週休二日與週休二日)與每日交易時間(Trading Hours)的延長，其目的是希望與國際金融市場接軌，並且為全天交易做好準備。

證券市場交易時間的長短，攸關投資大眾的權益，也與所有的券商、上市上櫃公司以及證券主管機構、稅捐機構有著密切的關係，同時亦涉及台灣股市國際化及競爭力的問題。針對交易時間延長與否的問題，證券主管機構、市場參與者及媒體有難以計數的爭論與報導。

1996年7月，證管會提出『延長證券市場與期貨市場交易時間』一案，認為基於國際化考量，全球股票市場與期貨市場24小時交易是未來目標，而且過去國內交易時間太短，所有資訊無法在市場交易當天反應出來，因此，為了建立台灣為區域金融中心，確實有必要調整交易時間，以符合國際金融市場交易之習慣。

『延長證券市場與期貨市場交易時間』一案提出後，立刻引起社會大眾的熱烈討論。贊成延長交易時間的人認為，目前世界各大金融中心主要證券交易所的交易時間，除了德國法蘭克福證券交易所之外，每日的交易時間一般皆為4.5~6.5個小時(廖怡玲，民88)，分別開出上、下午盤，如此可以隨時將上市公司及其相關部門的最新資訊，反映在其股票價格上面，減少投資客炒作的空間。台灣既要推動國際化政策，自應採納國際市場慣例。

但持反對意見的證券商同業公會與投資人協會等團體，則認為目前台灣參與股市買賣的散戶高達八成，公司法人僅占二成左右，此與美國、日本、德國、新加坡截然不同，所以將交易時間延長並不能提高成交量，反而會造成證券商營業成本的加重、投資大眾生活作息的改變等諸多不便，對交易制度的健全、證券市場的活絡毫無益處，並不能達成讓台灣證券市場更具國際化、自由化等目標。因此，在贊成與反對這兩種截然不同的聲音之下，延長交易時間是否會對證券市場及期貨市場產生影響即成為一個非常值得探討的問題。

近年來，台股法人比例已逐漸提高，政府亦積極實施各項健全股市制度，加上自1999年下半年起，台灣股市受到國際經濟衰退與政黨輪替等政經因素的影響，加權指數由8000多點大幅下跌而進入空頭時期，為提高股市成交量與符合國際股市交易之習慣，台灣證券交易所與台灣期貨交易所自2001年1月2日起，實施每日交易時間延長的新制度。但由於台灣證券交易制度仍未完全健全，財政部不敢貿然實施上、下午盤制度，先以延後股市收盤時間來代替，將股票市場之交易時間從原本的AM 9:00 ~ PM 12:00共3個小時，改制成AM 9:00 ~ PM 13:30共4.5個小時，而期貨市場之交易時間也從原本的AM 8:45 ~ PM 12:15共3.5個小時，改制成AM 8:45 ~ PM 13:45共5個小時，此新制度的實行，改變了台灣金融市場行之多年的交易習慣。

在時間數列之研究中，若有一事件(如突然頒佈某法令或制度面的改變)突然介入

(或改變)，則有可能會改變原有之時間數列，表示此事件對該數列有顯著之影響。台灣證券交易所與台灣期貨交易所自2001年1月2日起，實施延長交易時間的措施後，交易時數的變化，是否會對市場報酬(return)及波動性(Volatility)產生影響？而台灣股票市場指數與期貨市場指數之時間數列走勢，是否受延長交易時間之事件，而有顯著改變呢？以上這些課題便成為本文之研究動機。

第二節 研究目的

Engle(1982)提出自我迴歸條件異質變異數模型(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH)，其放棄傳統上對於迴歸模型之變異數為固定的假設，允許殘差項之條件變異數隨時間而改變。其後Bollerslev(1986)將落後期的條件變異數加入Engle(1982)發展之ARCH模型中，擴充成一般化自我迴歸條件異質變異數模型(Generalized ARCH, GARCH)，使得結構設定更具彈性也使參數計算更加精簡。經過許多學者研究，GARCH模型確實對於時間序列資料有很好的解釋能力，已廣泛應用於財務、金融分析上，其能描述隨時間變動之波動性，因此目前成為用來檢視國際金融市場報酬率與波動性傳遞效果之良好模型。

根據上節的研究背景與研究動機，本研究的目的是在於對台灣證券市場(Security Market)與期貨市場(Futures Market)延長交易時間之影響有更深入的探討，並能提供政府相關單位在制定穩定股市政策之參考。詳言之，本研究目的有二：

1. 探討台灣股票市場之發行量加權股價指數、電子類股指數及金融保險類股指數，其個別報酬與波動性於延長交易時間制度實施前後是否有所不同。
2. 探討台灣期貨市場之台股期貨、電子期貨及金融期貨等三種衍生性金融商品，其個別報酬與波動性於延長交易時間制度實施前後是否有所不同。

第三節 研究架構

本研究主要分為五個章節，各章之內容概述如下：

第一章 緒論

主要說明本研究之研究背景與動機，以及確立研究目的與研究架構。

第二章 文獻探討

本章主要分為三部分描述，第一部分首先介紹期貨的基本理論及其經濟功能；第二部分為有關證券市場交易時間變動的相關文獻回顧；第三部分則回顧有關研究波動性方法的相關文獻。

第三章 研究方法

本章主要是在說明本研究所使用樣本描述、研究期間，並介紹單根檢定、拉氏乘數檢定、ARCH 及 GARCH 模型之基本的定義、模式、檢定方法以及本研究實證模型之建立。

第四章 實證分析

將 GARCH 模型在台灣證券交易所及台灣期貨交易所之各指數間之各種實證結果加以分析以達到本研究欲探討之目的。

第五章 結論與建議

根據實證所得的結果作出研究結論，並對後續研究者未來可發展之研究方向提出相關之建議。

本文研究架構如圖 1-1：研究架構圖所示。

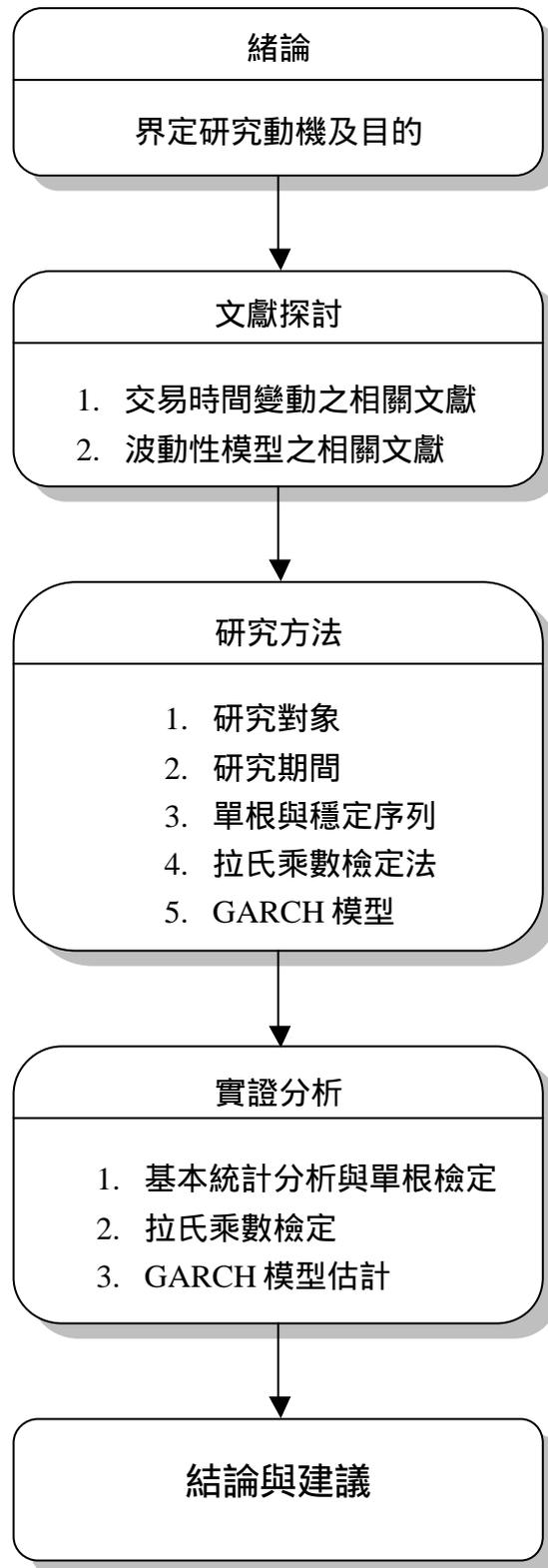


圖 1-1 研究架構圖

第二章 文獻探討

本章主要分成兩部分來探討，第一部分是有關交易時間變動與市場績效關係的相關文獻，第二部分是有關研究波動性方法的相關文獻。

第一節 交易時間變動與市場績效關係之相關文獻

最早驗證交易時間與波動性關係的是 Fama(1965)，運用 1956/1~1968/4 道瓊工業指數(Dow-Jones Industrial)中 30 家公司每日交易資料，主要使用變異數比例分析為研究方法。實證結果發現紐約證券市場週五收盤到週一收盤報酬的變異數，是週一、二、三、四等交易日收盤到次一交易日收盤之報酬變異數的 1.22 倍而非 3 倍，證明大部分的波動性是在交易時間內產生。

Rogalski(1984)將日報酬分為交易期間報酬和非交易期間報酬，以1974年4月30日至1984年4月30日的S&P 500 和道瓊工業指數為研究對象，其研究結果顯示：

1. 兩種指數週一的負報酬主要是由非交易期間的負報酬所產生。
2. 週一交易期間內的報酬平均為正值。
3. 週末效果僅存在於週五收盤至週一開盤這段非交易時間。

Jaffe and Westerfield(1985)擴大研究範圍包含美國、加拿大、英國、日本和澳大利亞五國股市，因這五個股市的市價總值佔全世界股市價值的87%，其研究結果顯示：

1. 股市週末效果普遍存在於各國股市。

2. 澳大利亞與日本股市最低的負報酬是發生在週二，最高報酬分別在週五與週六。
3. 澳大利亞股市週二的負平均報酬反應其和美國紐約之間的時差。

French and Roll(1986)為了解釋交易期間股價報酬變異數大於非交易期間股價報酬變異數的股價行為，分別檢查了公開資訊、私有資訊以及雜訊交易的假說，因為公開資訊通常都是在企業的正常營業時間內發生，而私有資訊的揭露則只能透過私有資訊擁有者參與市場交易而反應出來。他們進一步運用紐約股市1968年下半年週三休市以及各種選舉日休市，但企業照常營運作為對照樣本，來判定高的波動性是否為公共資訊所致，結果顯示交易時間內具有高波動性的主要成因是受到私有資訊及雜訊交易的影響。

Amihud, Mendelson and O' Hara(1987)與Stoll and Whaley(1990)等人利用NYSE掛牌的股票資料，比較開盤至開盤的股價報酬變異數與收盤至收盤的股價報酬變異數間的關係，並測試交易機制假說(trading mechanism hypothesis)，研究結果發現：開盤至開盤的股票報酬變異數大於收盤至收盤的股票報酬變異數的現象，而且他們認為這一結果係與交易機制假說相一致的。

Barclay, Robert and Jerold(1990)利用日本東京證券市場 1973-1986 年每月有一週的週六休市；1986-1989 年每月有兩週的週六休市導致特定時間間隔內的交易小時數不同的特殊現象，以及共有八家公司同一股票同時在本國與國外上市時，以上述描述此兩段期間和八家跨國上市公司每日報酬為樣本。運用變異數比例分析結果發現，股票交易時間增加之下，週六開市會增加整週交易量但對整週的波動性沒有影響，同時支持交易時間內的高波動性是由受到私有資訊所致。

Houston and Ryngaert(1992)以變異數比例分析的方法研究美國紐約證券交易所(New York Stock Exchange, NYSE)在1945年至1952年夏季之週六休市，以及1968年下

半年週三不交易，這兩種交易時間的改變會有何影響，研究發現：

1. 股價的波動反映於公開資訊與未公開資訊。
2. 減少交易時間，會減少私人資訊(未公開)進入市場價格內。
3. 交易機會減少，但公開資訊的流動是不變的。
4. 減少交易時間對週的報酬波動與成交量幾乎無效果，但的確對波動與成交量的分配有效果。

Chow, Hsiao and Solt(1997)在假設週末效果存在的情況下，希望能利用週末效果以得出星期五與星期一的最佳介入時點，以檢定星期五下半個交易日與星期一上半個交易日這段期間之投資報酬率交互作用之成果，另外也將交易成本和利息之因素加入投資策略中，來比較三個投資策略的績效，此三個投資策略分別是：

1. Naive Strategy：在星期五開盤與星期一收盤時放空。
2. 如果星期五的投資報酬是正，則在週末結束後選擇買入。
3. 如果星期五的投資報酬為負，則在週末結束後選擇賣出。

他們以1970年至1993年6月底之S&P 500 指數為研究對象，實證結果顯示：

1. 當週五產生負報酬時，通常下星期一會產生更大的負報酬，其機率有80%。
2. 經過統計分析三種策略績效後，發現第三個策略的投資報酬最好。
3. 資料中星期五的報酬為負的情況佔50%，當星期五的報酬率在-1%至-0.7%時，可以選擇放空股票，而最好的交易時間是星期五下午。
4. 在正確的時點交易的情況下，週末效果確實可以利用來創造正投資報酬。

林亭兒(1997)主要探討不同交易方式與交易時間的長短對整體市場造成的影響。研究發現：交易機制確實會對整體市場造成影響。以非交易時間對交易時間之波動性比率來看，結果發現跨國上市公司之股票顯著大於未跨國上市公司之股票。以MT值與EC值兩種指標來衡量流動性，實證結果皆顯示日本跨國上市公司股票之流動

性顯著高於未跨國上市公司的股票。

王彥茸(1999)運用民國87/1/1~89/2/29，共計2年2個月的樣本期間。主要在於探討隔週休二日制實施後，對台灣股市報酬率的影響。運用t檢定與變異數分析(ANOVA)與Kruskal-Wallis H檢定法來檢定週休二日與週休一日股票平均報酬率是否有顯著差異，並檢測非交易日增加是否會造成訊息累積，使得投資人在週休二日前後產生異常的交易行為。實證結果發現台灣實施隔週休二日制以後，週休二日與週休一日交易日差一天，其股票報酬率並沒有明顯的差別，但放假一天與放假兩天的差異確實使投資人的交易行為產生異常變化，而且週休一日與週休二日當週星期效應是存在有差異性。

廖怡玲(1999)以T檢定法、F檢定法及Z檢定法等多種不同的檢定方法，研究台灣股市在實施隔週休二日制後有何影響，分別探討市場績效之流動性、波動性與效率性。研究發現：在流動性方面，隔週休二日的實施，並不會影響市場整體的流動性，但會改善並重新分配市場流動性。在波動性方面，週六的休市會降低市場整體的波動性，而週六的延長交易，則會使市場波動性提高；在效率性方面，交易不熱絡類股之市場效率性大幅降低，但對交易熱絡類股之效率性，僅有小幅度的影響。

Huang, Liu and Fu(2000)認為一般私有資訊會經由資訊投資人(informed investor)在交易期間內透過交易揭露出來，且股票交易時間通常會小於上班時間，因此私有資訊傾向反映於交易期間內股票價格，而不是反映在非交易時間價格上，公共資訊則是分別影響交易時間及非交易時間報酬，研究樣本從1971~1996年，台灣證券市場全部股票交易期間及非交易時間內股票價格行為，實證結果顯示交易期間比非交易期間報酬變異還要高，交易期間報酬變異比例比非交易期間高，且開盤到開盤報酬變異比收盤到收盤報酬變異高，且發現股票價格主要受到私有資訊的影響。

劉弟勇(2000)檢測在台灣證券交易所掛牌的股票，在交易期間與非交易期間的股

價報酬變異數，以及開盤至開盤與收盤至收盤的股價報酬變異數。其研究的結果顯示：

1. 在臺灣股票市場中存在有交易期間的股價報酬變異數大於非交易期間的股價報酬變異數的現象，而且在較大交易量分群中更為顯著。
2. 交易期間與緊接其後的非交易期間的證券價格間是呈正向變動關係，故認為其結果與私有資訊假說一致。
3. 在臺灣股票市場中存在有開盤至開盤的股價報酬變異數大於收盤至收盤的股價報酬變異數的現象。

莊慶仁(2001)主要研究政府所採行的延長股市交易時間措施是否有實質的效能。研究對象針對民國91/1/1起從原先交易3小時增加至交易4.5小時，樣本類型為每日收盤指數、每日及每十五分鐘加權股價指數與成交量，研究期間從民國88/1/1~91/3/15。在平均數相等檢定(Z檢定、K-W檢定)、變異數相等檢定(Levene檢定)及卡方齊一性檢定(無母數卡方檢定)分析，發現交易時間延長後，不論是在交易期間的日報酬、非交易期間的報酬率與報酬標準差均較延長前高。而股市交易延長對日內各期之平均報酬與變異數上均無顯著影響。最後在成交量與大盤指數之比例關係比較分析方面，發現交易時間延長後對成交量與大盤指數之比例關係有顯著增加之影響。

陳雲卿(2001)探討台灣股市之日內效應，研究期間為1998年3月23日至2000年9月30日，資料分為每小時、每半小時以及每十五分鐘等區段。先以傳統迴歸模型為研究方法，觀察是否有日內效應的存在，同時並將樣本由開盤至收盤及收盤至收盤二種不同角度切入，再分別探討全期間、多頭期間及空頭期間之潛在日內效應。實證結果發現：

1. 交易期間之波動性大於非交易期間的波動性。
2. 在報酬的檢定中，若以開盤至收盤的資料來觀察，在收盤前十五分鐘的時段，股市有顯著的負報酬，稱之為收盤前十五分鐘效應。
3. 若以收盤至收盤的資料來觀察，在收盤至開盤後十五分鐘內的時段，股市有

顯著的正報酬，在收盤前十五分鐘的時段，股市有顯著的負報酬，分別稱之為開盤後十五分鐘效應及收盤前十五分鐘效應。

4. 而在報酬波動性的檢定發現，不論為開盤至收盤的資料或收盤至收盤的資料，普遍拒絕了變異數相等的假設。波動性型態與成交值型態大致呈現U字型曲線，而報酬並無一特定的型態且與波動性型態相比較下，並無傳統所謂高風險高報酬的關係。對投資人而言，應儘量避免在收盤前十五分鐘拋售股票，因為此時段不僅有顯著的負報酬且風險亦較高。

Friedmann and Walter(2002)利用EGARCH及GJR GARCH模型分析大陸股票市場的波動性，運用1992/5/22~1996/12/13上海證券市場(SHSE)及深圳證券市場(SZSE)兩部分市場為研究對象。研究實證結果發現A股及A股綜合指數每日的股票報酬波動明顯地受到非交易時間長短的影響。

第二節 波動性研究方法之相關文獻

長久以來股票市場價格波動的相關問題常受到政府主管機關、財務經濟學界及投資者等各方面的關注；主管當局根據市場波動的情況作為政策施行的參考，期使政策有效影響市場波動，或使政策之推動對市場影響程度降至最小，前者諸如調整信用交易中融資融券的金額及比率以提高或降低波動的度，後者則如選擇適當的時機來調整證券交易的稅賦，以避免市場因課稅政策的改變而有過大的波動。

財務經濟學的學者則重視市場價格波動程度隨時間經過的變化，以及市場波動與經濟因素的因果關係；更甚者，自 Black & Scholes(1973)成功導出選擇權評價模式後，因該公式必須先求出標的物的價格波動，故有關股票選擇權的評價便需要先估計股

票的價格波動值方可評估出選擇權的訂價，波動估計的重要性因而受到重視。至於股票投資者則是研判可能影響波動變化的訊息及影響程度來決定投資策略，以期掌握獲利的機會。

因此綜觀而言，股票市場的波動情況的確是眾所關心的課題，然而對於上述所提及的問題，在進行求解之前存在一個共同的問題，即“何謂股價波動？”亦即當要觀察股價波動前，對於衡量股價波動必須先有明確的定義。財務經濟學界對於波動的定義採用股票價格或報酬的變異數或標準差來衡量，但是衡量金融資產波動性的方法很多，除常見的歷史波動率及隱含波動率之外，尚有標的股票波動會隨時間改變的 GARCH 系列波動模型，由於此類模型能夠捕捉到金融資產如利率、匯率與股價的變異數不是固定的特性，而成為研究金融資產價格波動性最受歡迎的方法。

鍾惠民、吳壽山、周寶凰及范懷文(2002)也提到，GARCH 模式也是許多財務運用研究中，較常採用的研究方法，例如，分析某一重要事件是否對股票報酬之波動結構產生改變，如開放融資融券、期貨保證金下降、發行認購權證、國際股市波動傳遞、漲跌幅限制改變...等等。其廣泛受到運用的原因之一，在於 GARCH 模式能適切描述股票報酬及其他金融商品報酬現象，例如，該模式可描述金融市場波動常有的群聚現象及股票報酬常具有之肥尾及高狹峰現象，GARCH 模式正能解釋這些現象。

此外，還有學者發現股價變動的一個有趣現象：好消息與壞消息對未來股價波動的影響是不相同的。但是由於 GARCH 模型設定當期條件變異數為前期條件變異數與誤差項平方的函數，因此條件變異數只會隨著誤差項的大小值而變動，而不會隨著誤差項的正負符號而改變，所以 GARCH 或 ARCH 模型並不能反應上述學者所發現到的股價波動現象。基於 GARCH 模型結構具有容易擴充的特性，因此另有學者以修正 GARCH 模型或 ARCH 模型的方式，亦即所謂不對稱 GARCH 模型，來捕捉金融資產價格波動的異質性與不對稱性的行為，例如：指數型 GARCH(EGARCH)模型、非線

性不對稱 GARCH(NGARCH)模型及 GJR-GARCH 模型等，皆是常被使用的不對稱 GARCH 模型。茲將相關文獻列述如下：

黃德芬(1995)主要分析影響台灣股票市場風險的變動係來自於基本面的不確定性，或者是市場的投機交易行為所造成。實證結果發現：

1. 台灣股票市場波動性存在序列相關，此現象表示當期的風險可由過去的風險加以預測。
2. 總體經濟波動性對股票波動性並無預測力，但同期間則存在正相關，其中，台灣早期股票市場之風險與通貨膨脹風險間存在正相關；後期則主要受匯率風險的影響。
3. 週轉率對股市風險具有強烈正向解釋力，顯示投機行為會增加市場風險。而融資交易金額比率則與市場風險間存在反向關係，顯示融資交易有助於調節股市供需，使價格的波動較為連續。

王毓敏與徐守德(1997)探討亞洲股市間報酬與波動性的外溢效果，研究日本、新加坡、香港、台灣和韓國等五處股市，以 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)模型進行分析。得到以下結論：(1)經由共整合檢定，發現亞洲股市具有共整合的關係；(2)亞洲股市間存在波動性外溢效果，但其影響的方向則不一致，且影響力也不同，日本股市波動性外溢效果的影響力最大，但股市波動性間不存在回饋效果。

許家豪(1998)採用 GARCH 模型來進行股價報酬波動與交易量變異之非線性因果關係的實證分析，研究期間為 1981 年至 1997 年，此研究不但對整個期間的資料進行分析，還分別針對前期與後期的價量關係進行檢定，從中證實股市價量間是有領先落後關係，並發現此領先落後關係有部份來自於非線性因果關係，另外也實證出資訊在市場中傳遞的方式為序列式傳遞。

林楚雄、劉維琪及吳欽杉(1999)以六個不對稱 GARCH 模型探討台灣股票店頭市

場條件波動的行為，實證結果顯示我國店頭市場股價波動除了具有異質性之外，而且波動具有不對稱的現象；好消息引發的波動較壞消息引發的波動為大，此處不同於我國股票集中市場股價波動不對稱性的方向。在六個不對稱GARCH模型的配適上，發現符號轉換GARCH模型，較能掌握波動行為的不對稱性。此點與Engle與Ng(1993)認為GJR模型是一個最好的不對稱GARCH模型並不相同。

劉舒惠(2000)採用EGARCH模型來配置不對稱的波動性，而研究對象為台股指數與八大產業類股指數，研究期間為1987年10月至1999年12月，分為漲跌幅3%、5%與7%的區間，以SBC準則來選擇最適落後期數，將影響波動性的因素分為總體經濟面因素與交易面因素，分別利用複迴歸模型與VAR兩種方法，來探討波動性與不同因素之間的同期關係與動態關係。實證結果發現：總體經濟面變數對波動性的影響，不論在任何區間內均是顯著的，其中M2成長率對波動性的影響為負。

Maria and Simon(2001)以多種不同型態之GARCH模型比較四個中歐的新興市場，包括匈牙利、捷克、波蘭及斯洛伐克等四個國家，說明模型的適用性及槓桿效應。

李天行、陳能靜及蔡榮裕(2001)研究探討新加坡交易所日經 225 指數現貨盤後期貨交易資訊之內涵。利用領先現貨開盤 5 分鐘之期貨指數及現貨前一日之收盤指數當作輸入層之輸入變數建構類神經網路模式，進行現貨開盤指數價格之預測。研究期間與樣本為 1998 年 10 月 1 日至 1999 年 3 月 31 日現貨與期貨指數的 5 分鐘日內資料。實證結果顯示建構之類神經網路預測模式相較於隨機漫步模型、以現貨前一日之收盤指數為輸入變數之類神經網路模式及 GARCH 模型顯著有較好之預測能力，顯示非現貨交易時段之期貨交易價格內含豐富的資訊，可做為預測現貨開盤指數之參考，且類神經網路相較於 GARCH 模型而言，為一較優良之預測工具。

綜觀上述，相關文獻著重在比較交易日和非交易日的不同，並沒有針對交易時間延長前後作比較，而且以週資料為主，所以僅能得知週型態的改變，並無法了解日型

態的變化；此外，相關文獻著重於比較股票市場之行為特性，關於交易時間變化對於期貨市場的影響與期貨市場之行為特性的相關文獻亦屬少數；又因為 GARCH 模式為研究金融資產價格波動性最主要的方法。因此本研究使用 GARCH 模式，探討交易時間延長前後，證券市場之股價指數及期貨市場之指數期貨，其報酬與波動性是否產生差異。

第三章 研究方法

第一節 研究對象

台灣證券交易所集中市場的十九種類股中，以電子類股與金融保險類股的交易比重最大，約占整個市場交易比重的 53.62%(詳見表 3-1)，而台灣期貨交易所集中市場中，也有此二種類股的衍生性金融商品，以提供投資人避險的管道。因此本研究主要以台灣證券市場之三種指數：發行量加權股價指數(以下稱台股指數)、電子類股價指數(以下稱電子指數)及金融保險類股價指數(以下稱金融指數)，及台灣期貨市場之三種衍生性金融商品：台灣證券交易所股價指數期貨(以下稱台股期貨)、台灣證券交易所電子類股價指數期貨(以下稱電子期貨)及台灣證券交易所金融保險類股價指數期貨(以下稱金融期貨)，為主要研究對象。附錄一為台股期貨、電子期貨及金融期貨的相關契約規格說明。

第二節 研究期間

本研究資料選取自台灣經濟新報資料庫(TEJ)。六種研究樣本資料選取期間皆為 2000 年 1 月到 2001 年 12 月的每日收盤價，共 515 筆，其中又將樣本資料劃分為交易時間延長前一年(2000 年 1 月至 2000 年 12 月，共 271 筆資料)及交易時間延長後一年(2001 年 1 月至 2001 年 12 月，共 244 筆資料)，故本研究主要研究三個階段，視各期間之股價指數及指數期貨報酬與波動性之影響如何。

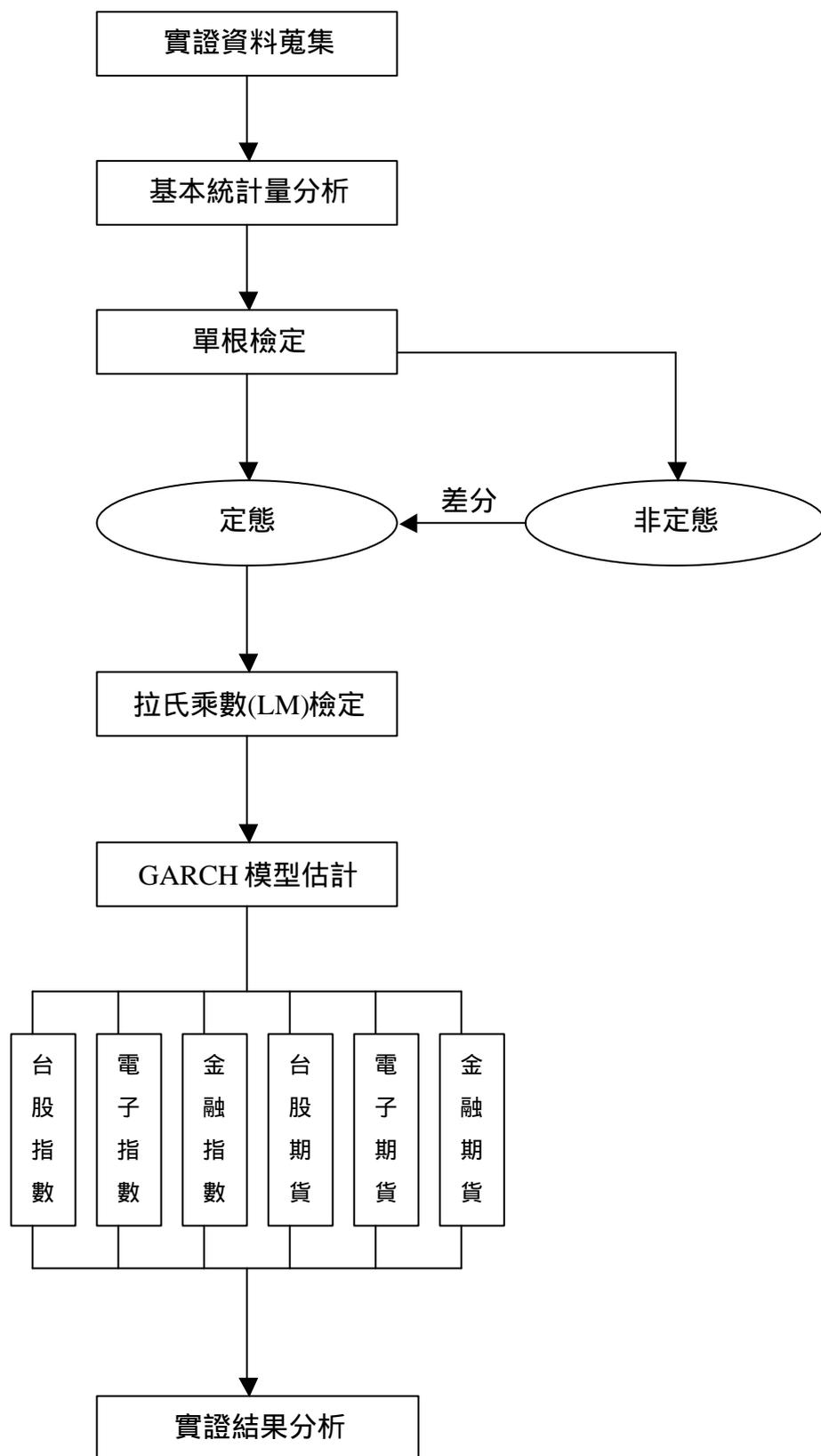


圖 3-1 實證分析流程圖

表 3-1 台灣上市類股成交比重表

| 類股 | 成交張數 | 成交金額 (億) | 比例(%) | 類股 | 成交張數 | 成交金額 (億) | 比例(%) |
|----|--------|-------------|-------|----|----------------|----------------|--------------|
| 水泥 | 294027 | 38.979 | 3.14 | 橡膠 | 136663 | 25.079 | 2.02 |
| 食品 | 122089 | 14.835 | 1.19 | 汽車 | 62055 | 24.053 | 1.93 |
| 塑膠 | 392783 | 93.508 | 7.53 | 電子 | 1219486 | 325.409 | 26.21 |
| 紡織 | 557887 | 69.335 | 5.58 | 營造 | 306032 | 17.805 | 1.43 |
| 電機 | 194971 | 38.189 | 3.07 | 運輸 | 155014 | 28.140 | 2.26 |
| 電器 | 353544 | 32.264 | 2.59 | 觀光 | 15451 | 2.020 | 0.16 |
| 化工 | 190326 | 38.805 | 3.12 | 金融 | 1891516 | 340.282 | 27.41 |
| 玻璃 | 47623 | 4.501 | 0.36 | 百貨 | 56794 | 8.772 | 0.70 |
| 造紙 | 196886 | 27.522 | 2.21 | 其他 | 156885 | 38.442 | 3.09 |
| 鋼鐵 | 380078 | 66.690 | 5.37 | | | | |

資料來源：2003 年 1 月 25 日，蕃薯藤網站。

第三節 單根與穩定序列

一般而言，時間序列資料多為非定態序列，但傳統計量模型(如：最小平方法)，都是假設誤差項為定態序列，從而分析其估計式之統計特性，並以此特性做為假設檢定的依據，若誤差項為非定態序列時，則在定態假設下所得到的估計式和檢定結果都將不具意義。Granger and Newbold(1974)以 Monte Carlo 模擬方法研究發現，若迴歸式的自變數為非定態，以傳統 OLS 方法進行迴歸分析，將產生假性迴歸(Spurious Regression)的關係，即在自變數原本與應變數無任何因果關係下，分析者若有察覺自變數為非定態，但仍運用傳統 OLS 檢定方法時，將容易產生接受自變數顯著影響應變數的結論。因此非定態的時間序列，必須先使其成為定態序列後，才能繼續進一步之計量模型研究。

根據 Engle and Granger(1987)的研究指出，若時間序列呈現不穩定的型態，即是時間序列存在單根問題，若對具單根的時間序列資料進行差分，則可使其成為定態序列。因此，為了使時間序列資料成為一定態序列，本研究採用將時間序列資料轉換為報酬型態的差分方法，此方法的計算是採取自然對數的一階差分，即為：

$$r_t = \log(F_t / F_{t-1}) \quad (3-1)$$

其中 r_t 為第 t 天的股票或期貨之報酬， F_t 代表第 t 天的股票或期貨指數。

單根檢定的主要目的在於確定時間序列的整合級次(integrated order)，籍以判定時間序列的定態性質，根據 Engle and Granger(1987)年對整合級次的定義為：一數列 X_t 經過 d 次差分後成為一穩定、可逆的 ARMA 型，則可稱此數列為整合級次 d 次(integrated of order d)的數列，表示成 $X_t \sim I(d)$ ，若數列只經一次差分即符合定態的要求，則記為 $I(1)$ 數列，而 $I(0)$ 則是表示數列本身即為穩定，其整合級次為零。

單根檢定的方法除了原始的 DF 檢定法(Dickey and Fuller, 1979)之外，還有進一步的 Augmented DF(ADF)檢定法(Dickey and Fuller, 1981)，用以處理較一般化的變數(屬於 AR(P)的過程)。計量學術界在近十年來也發展了許多其他單根檢定的方法，但多以 ADF 檢定法及 PP(Phillips and Perron, 1988)檢定法為主，其中以 ADF 檢定法最為穩定，Engle and Granger(1987)亦建議使用 ADF 檢定法來檢測單根問題，因此本研究亦採用 ADF 檢定法。

在進行單根檢定時由於無法事先確知各時間序列的走勢，是否包含截距項與時間趨勢項，故每一時間序列的單根檢定可分為二種模型：其一為有截距項、無時間趨勢項，其二為有截距項、有時間趨勢項。若為模型一，則再經過差分之後，會成為不包含截距項及時間趨勢項之時間序列模型；若為模型二，則再經過差分之後，會成為包含截距項，但不包含時間趨勢項之時間序列模型。

本研究所採用之 ADF 檢定法是以最小平方法對包含截距項之時間序列模型的基本迴歸式加以估計，列式如下：

$$\Delta F_t = a + bF_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i \Delta F_{t-i} + e_t \quad (3-2)$$

其中 F_t 為第 t 天股票或期貨之價格， a 為常數項， b 為 F_t 的係數值， e_t 為誤差項，而選擇 P 值的目的是使誤差項符合白噪音之假設，上式在檢定 $H_0: a = \beta = 0$ ，若上述的虛無假設成立，則表示 F_t 為一具有單根的非定態序列。

第四節 拉氏乘數(LM)檢定法

傳統的計量方法用於處理時間序列模型的估計與檢定問題時，時常假設其殘差之條件變異數是固定的，但是，實際上從許多時間序列資料顯示，其條件變異數並非固定，而是隨著時間的不同而有所改變。為改善此一不合理的假設，有許多學者致力於發展有關異質變異數之處理方法，而其中 Engle(1982)提出自我迴歸條件異質變異數模型(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH)，此模型允許條件變異數為過去殘差平方項之函數，因此條件變異數能隨時間而變動。Engle 以 ARCH 模型估計英國通貨膨脹率時間序列資料之條件平均數及變異數，結果發現 ARCH 模型較最小平方法有更好的表現。

ARCH 模型在估計條件變異數時，為避免得到負數的變異數參數，通常設定一個固定的遞延結構(fixed lag structure)，但是 Bollerslev(1986)認為 ARCH 模型在條件變異數中之線性遞延落後期結構(linear declining lag structure)過於專斷。為避免產生負的變異數參數及修正 ARCH 模型過長的線性遞延結構，Bollerslev(1986)提出一般化自

我迴歸條件異質變異數模型(Generalized ARCH, GARCH)，此模型設定條件變異數為落後期之殘差平方及落後期之條件變異數的函數，因此 GARCH 模型在條件變異數的結構設定上較 ARCH 模型更具彈性及合理性。

由於 GARCH 模型的估計過程十分繁複，為了避免浪費時間，所以通常在估計前會先作檢定的工作，而一般常用的檢定方法為 Engle(1982)的拉氏乘數檢定法(Lagrange Multiplier, LM)，用來檢定誤差項的變異數是否具有異質性的效果，以做為是否繼續進行 GARCH 模式估計的研究依據。在無異質性效果的虛無假設下，統計檢定量為 $T \times R^2$ ，服從自由度為 n 的卡方分配。其中 T 表樣本數， R^2 為條件平均數方程式的迴歸判定係數。

$$e_t^2 = w_0 + w_1 e_{t-1}^2 + \dots + w_n e_{t-n}^2 \quad (3-3)$$

上式為估計條件平均數方程式所得到的誤差平方序列，其中 e_t 為誤差項， w_i 為 e_t 的係數值。

第五節 GARCH 模型

一般說來 ARCH 模型能夠正確反應金融性資產的價格行為，但其自我迴歸期數通常很長，如 ARCH(20)、ARCH(30)等，才能合理配適財金資料，由於參數太多，在估計及分析上，似乎限制了 ARCH 模式的運用，同時也不符合時間序列模型設定要求的精簡性(Parsimony)原則，因此，Bollerslev(1986)遂根據傳統 ARMA 模式的認定方法，將落後期的條件變異數加入 ARCH 模型中，予以擴充成為 GARCH 模式。GARCH(p, q)模式為：

$$r_t = a_0 + e_t \quad (3-4)$$

$$e_t = n_t(h_t)^{1/2} \quad (3-5)$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2 \quad (3-6)$$

$$A_0 > 0, A_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, q$$

$$B_j \geq 0, j = 1, 2, \dots, p$$

其中 r_t 為第 t 天的股票或期貨報酬； h_t 為誤差項 e_t 的異質變異數，受過去 p 期條件變異數及 q 期誤差項之影響； v_t 是服從平均數為 0，且只有單一變異數的常態分配；依據此一模式可知，當 $p = 0$ 時，GARCH(p, q) 模型即回復 ARCH(q) 模型，而 $p = q = 0$ 時，此一模式即成為一純白噪音過程。

利用 GARCH(p, q) 模型處理時間序列資料之前，本研究也考慮 GARCH(p, q) 模型其條件平均數方程式的一階序列相關問題，因此本研究以自我迴歸移動平均模型 (Autoregressive Moving average, ARMA)，來建立 GARCH 模型的條件平均數方程式：

$$r_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j e_{t-j} \quad (3-7)$$

在決定自我迴歸項(p)和誤差項(q)的最適期數時，本研究採用 Akaike 準則(1973) (Akaike's information criterion, AIC)來決定自我相關最適期數，其方程式為：

$$AIC(k) = T \ln s^2 + 2k \quad (3-8)$$

式中 k 表參數的個數， T 表觀察值的個數， s^2 表樣本變異數的最大概似估計值，使

AIC 為最小的 k 即為 p 和 q 的最適期數。

另外，本研究以 Ljung and Box(1978)之 Q 及 Q^2 統計檢定量，來分別檢定報酬序列與報酬平方序列之序列相關問題，以符合誤差項 e_t 為白噪音之假設， Q 統計檢定量計算方程式如下：

$$Q(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k (r_j^2 / T - j) \quad (3-9)$$

其中， r_j 為誤差項 e_t 與落後 j 期之誤差項 e_{t-j} 的交叉相關係數， T 表樣本數， k 表自我相關係數的個數。而 Q^2 統計檢定量計算方程式則可採用與 Q 檢定相同之公式，但 r_j 則改為 $(e_t^2 - s^2)$ 與 $(e_{t-j}^2 - s^2)$ 的交叉相關係數。

第四章 實證分析

第一節 基本統計分析與單根檢定

本研究先對六種研究樣本資料：台股指數、電子指數、金融指數、台股期貨、電子期貨及金融期貨之原始時間序列，進行單根檢定後發現為非定態序列，為避免產生假性迴歸的問題，故利用上述之差分方法(參見公式 3-1)，將原始時間序列轉變為報酬時間序列，以進行後續模型之估計。由圖 4-1：台股指數走勢圖、圖 4-2：電子指數走勢圖、圖 4-3：金融指數走勢圖、圖 4-4：台股期貨走勢圖、圖 4-5：電子期貨走勢圖及圖 4-6：金融期貨走勢圖當中可發現到，六種研究樣本資料在 1 月的時候皆存在上漲的走勢，而在 7 月的時候則皆存在下跌的走勢，其中又以金融指數及金融期貨其上漲及下跌的走勢更為明顯，此一觀察結果可提供投資大眾在買入或賣出股票及期貨商品時，作為參考的依據。

由圖 4-7：台股指數報酬走勢圖、圖 4-8：電子指數報酬走勢圖、圖 4-9：金融指數報酬走勢圖、圖 4-10：台股期貨報酬走勢圖、圖 4-11：電子期貨報酬走勢圖及圖 4-12：金融期貨報酬走勢圖當中可以發現，台股期貨報酬的波動幅度大於台股指數報酬的波動幅度，而在電子與金融兩部份也有相同的情況，表示期貨商品的波動幅度會大於現貨商品的波動幅度。此外，從六種研究樣本資料的報酬走勢圖中也可以觀察到，期貨商品的波動幅度會大於現貨商品的波動幅度。

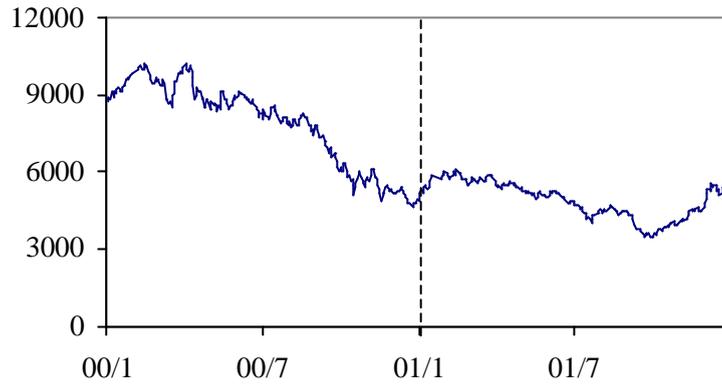


圖 4-1 台股指數走勢圖

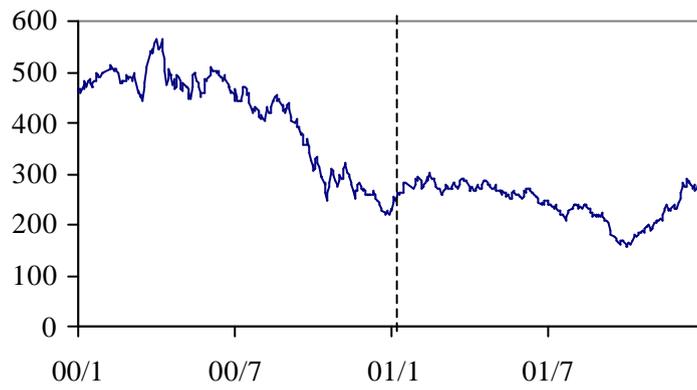


圖 4-2 電子指數走勢圖

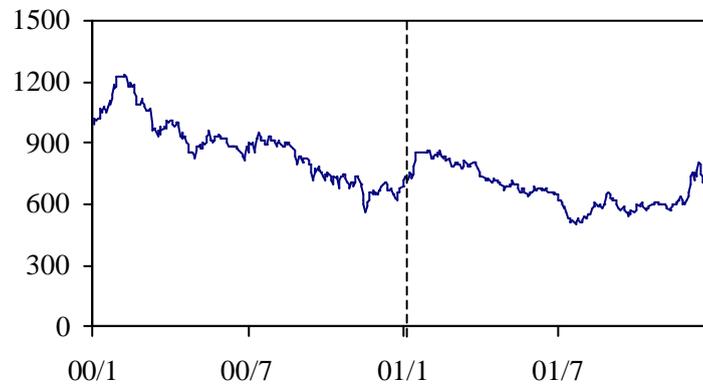


圖 4-3 金融指數走勢圖

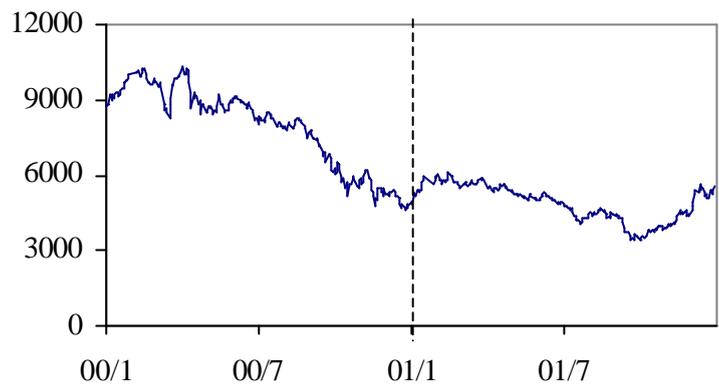


圖 4-4 台股期貨走勢圖

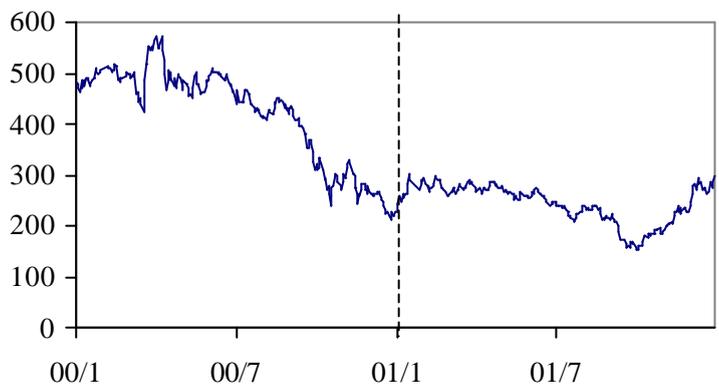


圖 4-5 電子期貨走勢圖

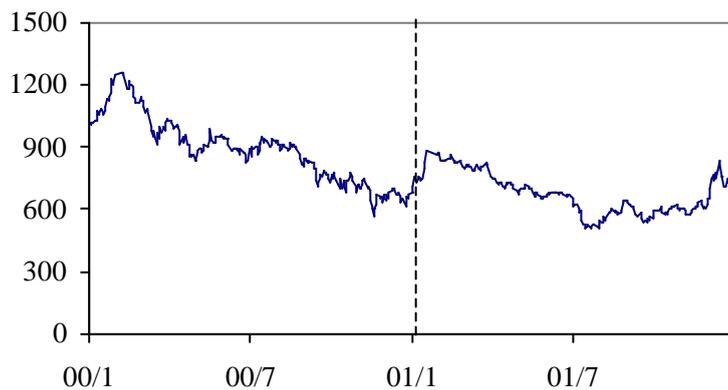


圖 4-6 金融期貨走勢圖

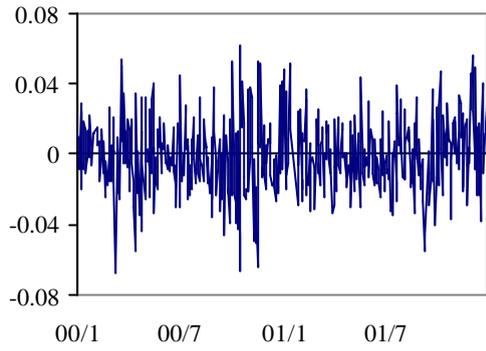


圖 4-7 台股指數報酬走勢圖

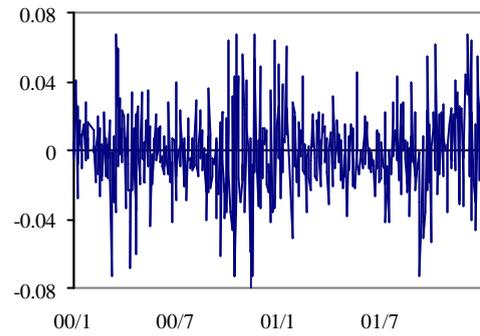


圖 4-10 台股期貨報酬走勢圖

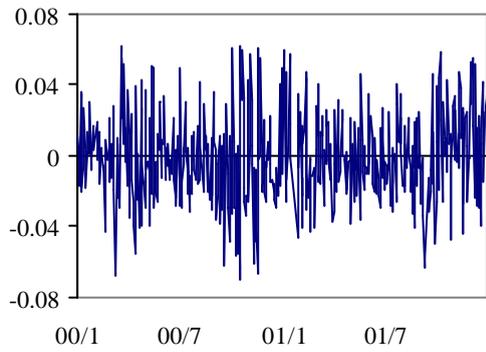


圖 4-8 電子指數報酬走勢圖

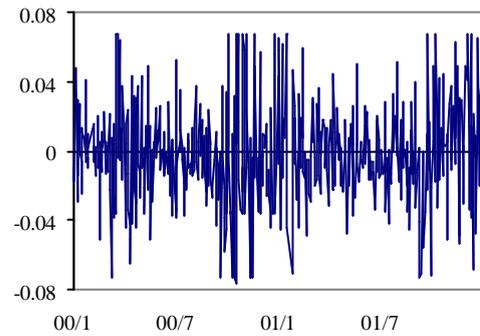


圖 4-11 電子期貨報酬走勢圖

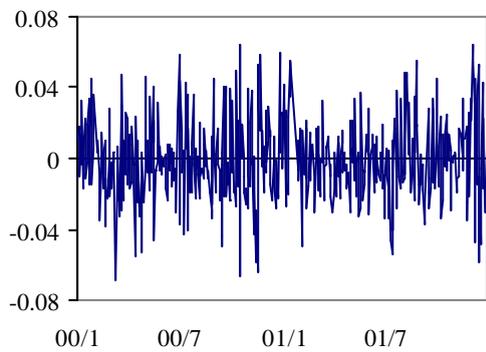


圖 4-9 金融指數報酬走勢圖

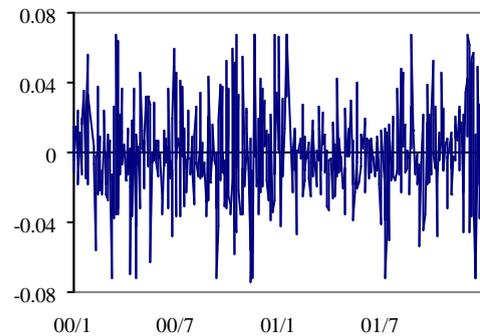


圖 4-12 金融期貨報酬走勢圖

由表 4-3：台股指數報酬序列敘述統計檢定量表、表 4-4：電子指數報酬序列敘述統計檢定量表、表 4-5：金融指數報酬序列敘述統計檢定量表、表 4-6：台股期貨報酬序列敘述統計檢定量表、表 4-7：電子期貨報酬序列敘述統計檢定量表及表 4-8：金融指數報酬序列敘述統計檢定量表中可以觀察到，六種研究樣本資料的報酬序列敘述統計檢定量，包括平均數、標準差、偏態係數與峰態係數，其表現的型態大致相同：其中六個樣本期間的交易時間延長後一年之平均報酬為正報酬，全部樣本期間及交易時間延長前一年則為負報酬，此一結果顯示在交易時間延長之後，投資人擁有更多的時間以得到更多的資訊，並且將所得的資訊反應於金融資產的價格上，使得投資人得以獲得較高的報酬，甚至是正的報酬。偏態係數及峰態係數則顯示，報酬序列資料大致呈現右偏的高狹峰分配型態，而且，Jarque-Bera 之常態性檢定也顯示十八個樣本期間並非為常態分配，表示六種研究樣本的報酬序列資料適合使用 GARCH 模式來進行報酬序列之推估。

為了驗證六種研究樣本資料之報酬序列是否屬於定態時間序列，因此本研究採用 ADF 檢定法進行單根檢定，結果如表 4-3~表 4-8 之 ADF 檢定值，表中顯示十八個樣本期間在落後 6 期及 12 期的情況下，皆顯著拒絕有單根現象之虛無假設，即顯示十八個樣本期間皆已為定態時間序列。此外，報酬的 Ljung-Box 檢定統計量 $Q(k)$ 則顯示，六種研究樣本資料的交易時間延長前一年皆顯著拒絕無序列相關之虛無假設，可能需要再更進一步探討一階序列相關問題，而六種研究樣本資料的全部期間及交易時間延長後一年則大致接受一階序列無相關之虛無假設，表示其可能已無一階相關問題。報酬平方的 Ljung-Box 檢定統計量 $Q^2(k)$ 顯示，六種研究樣本資料皆顯著拒絕無非線性序列相關之虛無假設，表示其有非線性序列相關的問題，隱含報酬序列具波動叢聚的現象，適宜使用 GARCH 模型來進行報酬序列之推估。

表 4-1 台股指數報酬序列敘述統計量表

| | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|---------------------|--------------|--------------|--------------|
| 平均數 | -0.000887 | -0.002274 | 0.000484 |
| 標準差 | 0.020602 | 0.021247 | 0.019668 |
| 偏態係數 | 0.109296 | 0.057014 | 0.213501 |
| 峰態係數 | 3.458230 | 3.775176 | 2.940759 |
| Jarque-Bera | 5.520316* | 6.906371** | 1.881635* |
| Observations | 514 | 270 | 243 |
| ADF(6) | -8.688860*** | -7.142807*** | -4.959364*** |
| ADF(12) | -5.436983*** | -4.140986*** | -3.679143*** |
| Q(6) | 9.2393 | 13.556** | 8.6917 |
| Q(12) | 11.121 | 18.309 | 11.957 |
| Q ² (6) | 49.579*** | 37.192*** | 6.9286** |
| Q ² (12) | 71.329*** | 52.488*** | 11.976** |

註 1. *代表 10%顯著水準 **代表 5%顯著水準 ***代表 10%顯著水準。

2. Jarque-Bera 為常態分配的檢定統計量，其統計量計算方程式為： $J-B = T [\text{skewness}^2 / 6 + (\text{kurtosis} - 3)^2 / 24]$ ，在常態分配的虛無假設下，服從卡方分配。

3. ADF(k)為 Augmented Dickey-Fuller 落後 k 期的單根檢定。

4. Q(k)及 Q²(k)表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，分別檢定報酬及報酬平方之序列相關。

表 4-2 電子指數報酬序列敘述統計量表

| | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|---------------------|--------------|--------------|--------------|
| 平均數 | -0.000856 | -0.002740 | 0.001033 |
| 標準差 | 0.024710 | 0.025168 | 0.023925 |
| 偏態係數 | 0.168659 | 0.192795 | 0.161456 |
| 峰態係數 | 3.108667 | 3.390435 | 2.763329 |
| Jarque-Bera | 2.689758* | 3.387591* | 1.622887* |
| Observations | 514 | 270 | 243 |
| ADF(6) | -8.824560*** | -7.169849*** | -5.064419*** |
| ADF(12) | -5.312075*** | -3.866625*** | -3.393892** |
| Q(6) | 12.397* | 15.121** | 6.7416 |
| Q(12) | 14.844 | 21.516** | 10.678 |
| Q ² (6) | 63.806*** | 51.954*** | 8.0466* |
| Q ² (12) | 102.53*** | 83.843*** | 15.360* |

同表 4-1 註。

表 4-3 金融指數報酬序列敘述統計量表

| | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|---------------------|--------------|--------------|--------------|
| 平均數 | -0.000619 | -0.001418 | 0.000164 |
| 標準差 | 0.022536 | 0.022998 | 0.022012 |
| 偏態係數 | 0.170724 | 0.107248 | 0.271772 |
| 峰態係數 | 3.387702 | 3.571409 | 3.129736 |
| Jarque-Bera | 5.716110** | 4.190811* | 3.161744* |
| Observations | 514 | 270 | 243 |
| ADF(6) | -8.431380*** | -7.064523*** | -4.876627*** |
| ADF(12) | -5.781034*** | -4.516002*** | -4.425978*** |
| Q(6) | 10.334 | 11.901* | 3.9597 |
| Q(12) | 13.470 | 15.355 | 11.646 |
| Q ² (6) | 50.562*** | 14.374** | 51.493*** |
| Q ² (12) | 62.841*** | 15.912* | 83.517*** |

同表 4-1 註。

表 4-4 台股期貨報酬序列敘述統計量表

| | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|---------------------|--------------|--------------|--------------|
| 平均數 | -0.000890 | -0.002286 | 0.000555 |
| 標準差 | 0.023848 | 0.025035 | 0.022400 |
| 偏態係數 | 0.024826 | -0.067710 | 0.228495 |
| 峰態係數 | 3.983077 | 4.095328 | 3.613755 |
| Jarque-Bera | 20.75075*** | 13.70343*** | 5.92855** |
| Observations | 514 | 270 | 243 |
| ADF(6) | -8.941017*** | -7.220990*** | -5.279392*** |
| ADF(12) | -5.893536*** | -4.560880*** | -3.920909*** |
| Q(6) | 11.3266 | 16.0470** | 7.9031 |
| Q(12) | 15.8767 | 21.0605** | 9.3855 |
| Q ² (6) | 87.919*** | 57.011*** | 21.576*** |
| Q ² (12) | 120.60*** | 72.177*** | 37.571*** |

同表 4-1 註。

表 4-5 電子期貨報酬序列敘述統計量表

| | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|---------------------|--------------|--------------|--------------|
| 平均數 | -0.000940 | -0.002901 | 0.001057 |
| 標準差 | 0.029151 | 0.029606 | 0.028475 |
| 偏態係數 | 0.152229 | 0.172441 | 0.153694 |
| 峰態係數 | 3.362296 | 3.468938 | 3.266938 |
| Jarque-Bera | 4.796331** | 3.812018* | 1.678146* |
| Observations | 514 | 270 | 243 |
| ADF(6) | -9.340736*** | -7.227529*** | -5.643575*** |
| ADF(12) | -5.824025*** | -4.290908*** | -3.698998*** |
| Q(6) | 6.4090 | 14.440** | 3.0639 |
| Q(12) | 19.720* | 22.723** | 8.6353 |
| Q ² (6) | 120.31*** | 82.534*** | 35.051*** |
| Q ² (12) | 200.07*** | 130.55*** | 64.240*** |

同表 4-1 註。

表 4-6 金融期貨報酬序列敘述統計量表

| | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|---------------------|--------------|--------------|--------------|
| 平均數 | -0.000633 | -0.001539 | 0.000338 |
| 標準差 | 0.026167 | 0.027405 | 0.024790 |
| 偏態係數 | 0.115087 | 0.080812 | 0.197186 |
| 峰態係數 | 3.622460 | 3.385890 | 3.897486 |
| Jarque-Bera | 9.432679*** | 1.969129* | 9.730244*** |
| Observations | 514 | 270 | 243 |
| ADF(6) | -8.547398*** | -7.009424*** | -5.095305*** |
| ADF(12) | -6.057422*** | -4.811530*** | -4.627308*** |
| Q(6) | 15.377** | 18.485*** | 3.2486 |
| Q(12) | 18.094 | 20.319* | 10.791 |
| Q ² (6) | 77.235*** | 28.820*** | 54.914*** |
| Q ² (12) | 98.064*** | 31.999*** | 85.153*** |

同表 4-1 註。

第二節 拉氏乘數(LM)檢定

由於 GARCH 模型的估計過程十分繁複，為了避免時間的浪費，所以通常在估計前會先作檢定的工作，而一般常用的檢定方法為 Engle(1982)的拉氏乘數(Lagrange Multiplier，簡稱 LM)檢定法，用來檢定誤差項的變異數是否具有異質性的效果，以做為是否繼續進行 GARCH 模式估計的研究依據。本研究為了檢驗六種研究樣本資料之報酬序列是否存在異質性效果，以繼續進行 GARCH 模型估計，因此使用 LM 檢定法進行異質性效果檢定，結果如表 4-9~表 4-14。

表 4-9~表 4-12 當中顯示，台股指數、電子指數、金融指數及台股期貨這四個研究樣本資料，除了交易時間延長後一年的遞延 1、2 期無法拒絕無異質性效果的虛無假設，其他大部份的遞延期間皆顯著拒絕無異質性效果的虛無假設，表示這四個研究樣本資料存在顯著的異質性效果，適宜繼續進行 GARCH 模型估計，而此檢定結果與報酬平方的 Ljung-Box 檢定結果相同，都建議使用 GARCH 模型進行報酬序列之推估的適宜性。

表 4-13 當中顯示，電子期貨的三個研究期間皆顯著拒絕無異質性效果的虛無假設，表示電子期貨存在顯著的異質性效果，而此檢定結果與報酬平方的 Ljung-Box 檢定結果相同，都建議使用 GARCH 模型進行報酬序列之推估的適宜性。

表 4-14 當中顯示，金融期貨除了交易時間延長前一年的遞延 1、2 期，沒有拒絕無異質性效果的虛無假設，其他大部份的遞延期間皆顯著拒絕無異質性效果的虛無假設，表示金融期貨存在顯著的異質性效果，適宜繼續進行 GARCH 模型估計，而此檢定結果與報酬平方的 Ljung-Box 檢定結果相同，都建議使用 GARCH 模型進行報酬序列之推估的適宜性。

表 4-7 台股指數拉氏乘數(LM)檢定表

| <i>n</i> | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|----------|-------------|-------------|-------------|
| 1 | 9.674475*** | 7.804084*** | 0.183825 |
| 2 | 14.47691*** | 14.52019*** | 0.253235 |
| 3 | 24.26222*** | 16.37834*** | 4.369389* |
| 4 | 29.00064*** | 18.32849*** | 4.320571* |
| 5 | 29.12860*** | 19.07455*** | 4.471732* |
| 6 | 31.52973*** | 20.71238*** | 7.389923** |
| 7 | 32.65780*** | 20.55738*** | 8.188421** |
| 8 | 33.42414*** | 22.08856*** | 7.534915*** |
| 9 | 33.37444*** | 21.96926*** | 8.875541*** |
| 10 | 37.60415*** | 24.37925*** | 9.473443*** |
| 11 | 37.37471*** | 24.15595** | 9.399140*** |
| 12 | 40.93899*** | 27.61213*** | 10.01595*** |

註 1. *代表 10% 顯著水準 **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。
2. *n* 為落後期數。

表 4-8 電子指數拉氏乘數(LM)檢定表

| <i>n</i> | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|----------|-------------|-------------|-------------|
| 1 | 7.661956*** | 3.588178* | 0.208698 |
| 2 | 18.17704*** | 24.25267*** | 0.463484 |
| 3 | 25.12326*** | 25.10000*** | 4.572160* |
| 4 | 33.04204*** | 30.99200*** | 4.475543* |
| 5 | 33.07821*** | 30.64895*** | 4.712916** |
| 6 | 34.48076*** | 30.42130*** | 8.336407** |
| 7 | 37.28083*** | 32.66642*** | 8.273298** |
| 8 | 37.55224*** | 32.83194*** | 7.221823*** |
| 9 | 37.51560*** | 32.74520*** | 9.147816*** |
| 10 | 41.92688*** | 34.10431*** | 9.329452*** |
| 11 | 43.68356*** | 34.20394*** | 10.05647*** |
| 12 | 45.67875*** | 36.74406*** | 9.673754** |

同表 4-7 註。

表 4-9 金融指數拉氏乘數(LM)檢定表

| <i>n</i> | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|----------|-------------|-------------|-------------|
| 1 | 9.449250*** | 6.697543*** | 2.702785 |
| 2 | 14.41859*** | 8.743654** | 18.12998*** |
| 3 | 26.09537*** | 10.31536** | 26.64714*** |
| 4 | 26.89654*** | 10.30771** | 27.39427*** |
| 5 | 27.34855*** | 10.68525* | 27.61016*** |
| 6 | 31.28814*** | 11.04481* | 33.69741*** |
| 7 | 31.66984*** | 11.01020 | 38.72342*** |
| 8 | 34.23693*** | 11.08804 | 41.77953*** |
| 9 | 34.35051*** | 11.03557 | 41.55814*** |
| 10 | 34.14568*** | 11.47760 | 38.71736*** |
| 11 | 34.43569*** | 11.39115 | 41.80531*** |
| 12 | 34.21910*** | 11.53659 | 43.49902*** |

同表 4-7 註。

表 4-10 台股期貨拉氏乘數(LM)檢定表

| <i>n</i> | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|----------|-------------|-------------|-------------|
| 1 | 9.244175*** | 4.544209** | 0.536638 |
| 2 | 22.73111*** | 10.20616*** | 1.075653 |
| 3 | 45.41562*** | 21.90009*** | 7.764892* |
| 4 | 47.66744*** | 25.00215*** | 11.61588** |
| 5 | 47.89082*** | 27.41046*** | 12.77691** |
| 6 | 54.21898*** | 31.13551*** | 17.92085*** |
| 7 | 56.91376*** | 31.09507*** | 21.68657*** |
| 8 | 58.47849*** | 32.45469*** | 21.52456*** |
| 9 | 58.37839*** | 32.27035*** | 24.13276*** |
| 10 | 58.40015*** | 32.27428*** | 25.64103*** |
| 11 | 58.99575*** | 32.03230*** | 24.92524*** |
| 12 | 60.28094*** | 32.36257*** | 26.09785*** |

同表 4-7 註。

表 4-11 電子期貨拉氏乘數(LM)檢定表

| <i>n</i> | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|----------|-------------|-------------|-------------|
| 1 | 21.24968*** | 14.38184*** | 4.773311** |
| 2 | 37.18889*** | 22.18284*** | 6.653579** |
| 3 | 58.79959*** | 32.74169*** | 16.74545*** |
| 4 | 60.54582*** | 36.13802*** | 17.12956*** |
| 5 | 61.13286*** | 37.26943*** | 18.00664*** |
| 6 | 64.77071*** | 37.80586*** | 26.36772*** |
| 7 | 73.06743*** | 42.28327*** | 27.28506*** |
| 8 | 72.91435*** | 42.12576*** | 27.11965*** |
| 9 | 75.43742*** | 42.53605*** | 28.84700*** |
| 10 | 75.38983*** | 43.88774*** | 28.91458*** |
| 11 | 75.60739*** | 43.91107*** | 23.26376** |
| 12 | 77.78143*** | 45.22960*** | 22.80075** |

同表 4-7 註。

表 4-12 金融期貨拉氏乘數(LM)檢定表

| <i>n</i> | 2000~2001 | 2000 | 2001 |
|----------|-------------|-------------|-------------|
| 1 | 7.080192*** | 0.750655 | 5.472703** |
| 2 | 17.74055*** | 4.534899 | 24.55646*** |
| 3 | 30.42294*** | 17.16350*** | 28.27176*** |
| 4 | 31.35182*** | 19.39636*** | 28.84646*** |
| 5 | 31.94558*** | 21.95154*** | 28.87093*** |
| 6 | 39.80446*** | 22.56083*** | 30.87052*** |
| 7 | 42.72805*** | 22.49500*** | 36.45728*** |
| 8 | 44.65054*** | 22.97221*** | 37.38246*** |
| 9 | 45.89219*** | 24.19100*** | 37.16441*** |
| 10 | 47.10394*** | 25.13934*** | 34.06222*** |
| 11 | 47.01513*** | 25.05496*** | 35.02059*** |
| 12 | 46.91710*** | 24.91956** | 36.56031*** |

同表 4-7 註。

第三節 GARCH 模型估計

在進行 GARCH 模型估計之前，本研究也考慮 GARCH 模型其條件平均數方程式的一階序列相關問題，因此本研究使用 AIC 準則來選取每一個樣本期間的最佳條件平均數方程式，然後再進行每一個樣本期間的條件變異數方程式估計。

本研究所選取的最佳條件平均數方程式如下(相關之估計過程，請參見附錄二)：

一、台股指數：

1. 全部樣本期間以 MA(1)為最佳。
2. 交易時間延長的前一年以 ARMA(2, 2)為最佳。
3. 交易時間延長的後一年以 ARMA(2, 2)為最佳。

二、電子指數：

1. 全部樣本期間以 MA(1)為最佳。
2. 交易時間延長的前一年以 ARMA(2, 2)為最佳。
3. 交易時間延長的後一年以 ARMA(2, 1)為最佳。

三、金融指數：

1. 全部樣本期間以 ARMA(2, 2)為最佳。
2. 交易時間延長的前一年以 ARMA(1, 1)為最佳。
3. 交易時間延長的後一年以 AR(2)為最佳。

四、台股期貨：

1. 全部樣本期間以 ARMA(2, 2)為最佳。
2. 交易時間延長的前一年以 ARMA(2, 2)為最佳。
3. 交易時間延長的後一年以 ARMA(2, 2)為最佳。

五、電子期貨：

1. 全部樣本期間以 ARMA(2, 2) 為最佳。
2. 交易時間延長的前一年以 ARMA(2, 2) 為最佳。
3. 交易時間延長的後一年以 ARMA(2, 1) 為最佳。

六、金融期貨：

1. 全部樣本期間以 ARMA(2, 2) 為最佳。
2. 交易時間延長的前一年以 ARMA(2, 2) 為最佳。
3. 交易時間延長的後一年以 ARMA(2, 2) 為最佳。

本研究根據過去有關 GARCH 模型之相關文獻經驗，以及考慮 GARCH 模型係數的顯著性，所以假設 GARCH(p, q) 模型之 $p \geq 2$ 及 $q \geq 2$ 。由於某些樣本期間(例如：台股期貨之交易時間延長的後一年)其 GARCH(2,2) 模型之係數無法估計，或是某些樣本期間(例如：台股期貨之全部樣本期間及交易時間延長的前一年)其條件變異數方程式係數不顯著，再者，在 GARCH 的實際應用上，許多的實證研究指出，GARCH(1,1) 模型已經可描繪大多財金領域上的時間序列，而且比 GARCH(1,2) 或 GARCH(2,1) 更高階的模型已經不常見，因此本研究選取 GARCH(1,1)、GARCH(1,2) 及 GARCH(2,1) 等三組模型以進行比較。在比較各模型的配適性時，本研究使用概似機會檢定 (Likelihood odds test) 的方法來進行比較，具有較大的概似函數值表示其模型的配適性較佳，其計算方法列示如下：

$$\text{Log Likelihood} = \ln [L_1(x|q)] - \ln [L_2(x|q)] \quad (4-1)$$

式中 $L_i(\)$ 表示為模型 i 的最大概似值。

表 4-13 為六種研究樣本資料 GARCH 模型估計後的結果彙總(詳見附錄三), 由表中我們可以發現, 除了金融期貨之全部樣本期間的三組 GARCH 模型, 其遞延 6 期的報酬平方序列相關檢定, 顯示拒絕序列無相關的虛無假設, 但在遞延 12 期的報酬平方序列相關檢定, 則顯示報酬平方序列已無序列相關問題。此外, 大部份的樣本期間, 皆顯示無法拒絕序列無相關的虛無假設, 表示在經過 GARCH 模型的配適後, 十八個樣本期間已解決非線性序列相關的問題。

表 4-13 六種研究樣本資料 GARCH 模型估計後的結果

| | | Q(6) | Q(12) | | | Q(6) | Q(12) |
|------|-----------|------|-------|------|-----------|------|-------|
| 台股指數 | 2000~2001 | | | 台股期貨 | 2000~2001 | | |
| | 2000 | | | | 2000 | | |
| | 2001 | | | | 2001 | | |
| 電子指數 | 2000~2001 | | | 電子期貨 | 2000~2001 | | |
| | 2000 | | | | 2000 | | |
| | 2001 | | | | 2001 | | |
| 金融指數 | 2000~2001 | | | 金融期貨 | 2000~2001 | | |
| | 2000 | | | | 2000 | | |
| | 2001 | | | | 2001 | | |

註 1. 代表報酬平方序列無序列相關問題。

十八個樣本期間之最佳 GARCH 模型估計結果如下：

一、台股指數：

1. 全部樣本期間以 MA(1)-GARCH(2,1)為最佳。
2. 交易時間延長的前一年以 ARMA(2,2)-GARCH(2,1)為最佳。

3. 交易時間延長的後一年以 $ARMA(2, 2) - GARCH(2, 1)$ 為最佳。

二、電子指數：

1. 全部樣本期間以 $MA(1) - GARCH(2, 1)$ 為最佳。

2. 交易時間延長的前一年以 $ARMA(2, 2) - GARCH(1, 2)$ 為最佳。

3. 交易時間延長的後一年以 $ARMA(2, 1) - GARCH(2, 1)$ 為最佳。

三、金融指數：

1. 全部樣本期間以 $ARMA(2, 2) - GARCH(2, 1)$ 為最佳。

2. 交易時間延長的前一年以 $ARMA(1, 1) - GARCH(1, 2)$ 為最佳。

3. 交易時間延長的後一年以 $AR(2) - GARCH(2, 1)$ 為最佳。

四、台股期貨：

1. 全部樣本期間以 $ARMA(2, 2) - GARCH(1, 1)$ 為最佳。

2. 交易時間延長的前一年以 $ARMA(2, 2) - GARCH(2, 1)$ 為最佳。

3. 交易時間延長的後一年以 $ARMA(2, 2) - GARCH(1, 1)$ 為最佳。

五、電子期貨：

1. 全部樣本期間以 $ARMA(2, 2) - GARCH(2, 1)$ 為最佳。

2. 交易時間延長的前一年以 $ARMA(2, 2) - GARCH(2, 1)$ 為最佳。

3. 交易時間延長的後一年以 $ARMA(2, 1) - GARCH(1, 1)$ 為最佳。

六、金融期貨：

1. 全部樣本期間以 $ARMA(2, 2) - GARCH(1, 2)$ 為最佳。

2. 交易時間延長的前一年以 $ARMA(2, 2) - GARCH(2, 1)$ 為最佳。

3. 交易時間延長的後一年以 $ARMA(2, 2) - GARCH(1, 2)$ 為最佳。

由上述 GARCH 模型估計的結果，我們可以發現，電子指數、金融指數、台股期貨及金融期貨在交易時間延長之後，其報酬受市場前期資訊的影響情況，已回復成原來市場狀態，而台股指數則沒有受到交易時間延長的影響；此外，電子期貨在交易時

間延長之前，其報酬受市場前期資訊的影響情況，已和市場狀態相同，但是在交易時間延長之後，其受影響的情況卻轉變為和市場不同的狀態。

第四節 交易時間延長前後之比較

表 4-14 及表 4-15 為六種研究樣本資料交易時間延長前後之最佳 GARCH 模型估計結果比較，由表中本研究觀察出下列結果：

一、台股指數

在報酬方面，交易時間延長前一年的台股指數會受落後第二期的指數報酬及落後第二期的報酬殘差所影響，而在交易時間延長後一年則只受前期的報酬及報酬殘差所影響，表示在交易時間延長之後，台股指數其市場訊息的傳遞速度已獲得改善。在波動性方面，交易時間延長前後，市場波動性行為則無明顯變化，都會受落後二期的條件變異數及落後一期的殘差平方所影響。

二、電子指數

在報酬方面，交易時間延長前一年的電子指數會受落後第二期的指數報酬及落後第二期的報酬殘差所影響，而在交易時間延長後一年則只受前期的報酬及報酬殘差所影響，表示在交易時間延長之後，電子指數其市場訊息的傳遞速度已獲得改善。在波動性方面，交易時間延長前一年的電子指數受前期條件變異數的影響，而在交易時間延長的後一年則會受落後二期的條件變異數及落後一期的殘差平方的影響，表示在交易時間延長之後，電子指數受市場波動性的影響更為顯著。

三、金融指數

在報酬方面，交易時間延長前一年的金融指數會受落後一期的指數報酬及報酬殘

差所影響，而在交易時間延長後一年則不受前期的報酬及報酬殘差所影響。在波動性方面，交易時間延長前一年的金融指數受前期條件變異數的影響，而在交易時間延長的後一年則會受落後二期的條件變異數及落後一期的殘差平方的影響，表示在交易時間延長之後，金融指數受市場波動性的影響更為顯著。其可能原因有二，在交易時間延長之後，金融指數其市場訊息的傳遞速度已獲得改善；另一可能原因為，落後一期的指數報酬及報酬殘差對當期金融指數報酬的影響，已被條件變異數方程式對當期金融指數報酬的影響所取代。

四、台股期貨

在報酬方面，延長交易時間前後的台股期貨並無明顯的變化，都會受落後二期的報酬與報酬殘差的影響。在波動性方面，延長交易時間前後的台股期貨同樣亦無明顯的變化，都會受落後一期的條件變異數與殘差平方所影響。

五、電子期貨

在報酬方面，延長交易時間前一年的電子期貨會受落後二期的報酬與報酬殘差的影響，而在延長交易時間的後一年則不受前期報酬與報酬殘差的影響。在波動性方面，延長交易時間前一年的電子期貨會受落後二期的條件變異數及落後一期的殘差平方所影響，而在延長交易時間的後一年則會受落後一期的條件變異數與殘差平方所影響。其可能原因有三，表示在交易時間延長之後，電子期貨其市場訊息的傳遞速度已獲得改善；第二個可能原因為，落後二期的期貨報酬及報酬殘差對當期期貨報酬的影響，已被條件變異數方程式對當期期貨報酬的影響所取代；第三個可能原因為，交易時間延長的後一年，市場波動性對電子期貨的影響已趨於緩和。

六、金融期貨

在報酬方面，延長交易時間前一年的金融期貨會受落後二期的報酬與落後一期的報酬殘差影響，而在延長交易時間的後一年則不受前期報酬與報酬殘差的影響，表示

在交易時間延長之後，其市場訊息的傳遞速度已獲得改善。在波動性方面，延長交易時間前一年的金融期貨會受落後二期的條件變異數所影響，而在延長交易時間的後一年則只會受前期的條件變異數所影響，表示在交易時間延長之後，市場波動性對金融期貨的影響已趨於緩和。

表 4-14 延長交易時間前六種研究樣本之 ARMA-GARCH 模型參數估計表

$$r_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j e_{t-j}$$

$$e_t = \mathbf{n}_t(h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| | 台股指數 | 電子指數 | 金融指數 | 台股期貨 | 電子期貨 | 金融期貨 |
|-------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.002785*** (0.000654) | -0.002461** (0.001065) | -0.001976*** (0.000366) | -0.000981 (0.001358) | -0.001672 (0.001559) | -0.001213 (0.001539) |
| a_1 | 0.221289 (0.166579) | 0.202539 (0.153002) | 0.924631*** (0.010630) | -0.337853*** (0.045443) | 0.303026*** (0.021703) | -1.256505*** (0.294300) |
| a_2 | 0.721716*** (0.152999) | 0.670416*** (0.159915) | | -0.887385*** (0.041275) | -0.925635*** (0.021127) | -0.564457** (0.270564) |
| b_1 | -0.153327 (0.139719) | -0.117026 (0.125728) | -1.030744*** (0.005348) | 0.280718*** (0.019026) | -0.287045*** (0.008094) | 1.151797*** (0.321905) |
| b_2 | -0.832511*** (0.124813) | -0.792550*** (0.133819) | | 0.978391*** (0.020172) | 0.988510*** (0.005156) | 0.420954 (0.295587) |
| A_0 | 2.21E-05** (1.04E-05) | 6.11E-05 (3.73E-05) | 0.000117 (0.000111) | 2.46E-05** (1.18E-05) | 2.76E-05* (1.48E-05) | 7.15E-05* (4.09E-05) |
| A_1 | 0.125317** (0.056885) | 0.024516 (0.087149) | 0.111481 (0.083553) | 0.111531* (0.066098) | 0.097279* (0.057573) | 0.059053 (0.038395) |
| A_2 | | 0.183377 (0.122093) | 0.010182 (0.111111) | | | |
| B_1 | 1.344402*** (0.247475) | 0.698137*** (0.123403) | 0.640233** (0.306716) | 1.241080*** (0.390733) | 1.409017*** (0.295593) | 1.444912*** (0.293877) |
| B_2 | -0.510278** (0.203921) | | | -0.388542 (0.330750) | -0.536587** (0.242715) | -0.601855** (0.240698) |

註 1. *代表 10%顯著水準 **代表 5%顯著水準 ***代表 1%顯著水準。
2. 括弧中的數字為標準誤。

表 4-15 延長交易時間後六種研究樣本之 ARMA-GARCH 模型參數估計表

$$r_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j e_{t-j}$$

$$e_t = n_t(h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| | 台股指數 | 電子指數 | 金融指數 | 台股期貨 | 電子期貨 | 金融期貨 |
|-------|-----------------------------|-----------------------------|--------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|
| a_0 | -0.000459 (0.001916) | -0.000352 (0.001868) | -0.001099 0.001574 | -0.000709 (0.001418) | -0.000508 (0.001739) | -0.001031 (0.001663) |
| a_1 | 1.145681*** (0.168340) | 0.813507*** (0.282129) | 0.075589 0.060803 | 1.151945*** (0.021920) | 0.455167 (0.374667) | 0.440044 (0.417666) |
| a_2 | -0.190326 (0.199598) | -0.041626 (0.080732) | 0.095782 0.064077 | -0.922659*** (0.023130) | 0.032470 (0.071785) | -0.120247 (0.438667) |
| b_1 | -1.079437*** (0.162322) | -0.711990** (0.278081) | | -1.197000*** (0.004833) | -0.457083 (0.376352) | -0.427413 (0.410445) |
| b_2 | 0.142406 (0.205890) | | | 0.989635*** (0.008099) | | 0.205896 (0.423183) |
| A_0 | 4.84E-05*** (7.65E-06) | 1.41E-06* (7.75E-07) | 8.20E-06*** 2.10E-06 | 1.39E-05 (1.20E-05) | 2.02E-05 (1.69E-05) | 4.43E-05 (2.77E-05) |
| A_1 | 0.078708*** (0.010121) | 0.003740** (0.001674) | 0.023463*** 0.006498 | 0.085785** (0.040190) | 0.079166** (0.038824) | 0.059716 (0.090751) |
| A_2 | | | | | | 0.077752 (0.101999) |
| B_1 | -0.131142*** (1.60E-101) | 1.933138*** (2.03E-102) | 1.894925*** 0.042712 | 0.886872*** (0.053430) | 0.892416*** (0.048649) | 0.782851*** (0.085567) |
| B_2 | 0.910296*** (2.37E-102) | -0.939544*** (2.01E-102) | -0.937424*** 0.039307 | | | |

註 1. *代表 10%顯著水準 **代表 5%顯著水準 ***代表 1%顯著水準。
2. 括弧中的數字為標準誤。

第五章 結論與建議

第一節 結論

台灣證券市場從 2001 年 1 月 2 日起，每日交易時間由 3 小時延長到 4.5 小時，而期貨市場之交易時間，也從原本的 3.5 小時延長到 5 小時，此新制度的實行，改變了台灣金融市場行之多年的交易習慣。

證券市場交易時間的長短，攸關投資大眾的權益，也與所有的券商、上市上櫃公司以及證券主管機構、稅捐機構有著密切的關係，同時亦涉及台灣股市國際化及競爭力的問題。針對交易時間延長與否的問題，證券主管機構、市場參與者及媒體有難以計數的爭論與報導。

本研究主要探討交易時間延長是否會對股票及期貨報酬與波動性產生影響，以台灣證券交易所集中市場之三種指數：發行量加權股價指數、電子類股價指數及金融保險類股價指數，及台灣期貨市場之三種衍生性金融商品：台股期貨、電子期貨及金融期貨，為主要研究對象。六種研究樣本資料選取期間皆為 2000 年 1 月到 2001 年 12 月的每日收盤價，主要結論如下：

1. 六個樣本期間的交易時間延長後一年之平均報酬為正報酬，全部樣本期間及交易時間延長前一年則為負報酬，此一結果顯示在交易時間延長之後，投資人擁有更多的時間以得到更多的資訊，並且將所得的資訊反應於金融資產的價格上，使得投資人得以獲得較高的報酬，甚至是正的報酬。
2. 六種研究樣本在經過 GARCH 模型的配適之後，已解決非線性的序列相關問題。

3. 在報酬的研究方面，交易時間延長前一年的台股指數、電子指數及金融指數之報酬在交易時間延長之後，受落後期之報酬及報酬殘差的影響減少，表示其市場訊息的傳遞速度已獲得改善。交易時間延長前後的台股期貨報酬並沒有明顯改變，而電子期貨及金融期貨之報酬則在交易時間延長之後，不受到落後期之報酬及報酬殘差之影響，表示其市場訊息的傳遞速度已獲得改善。
4. 在波動性的研究方面，交易時間延長前後的台股指數與台股期貨波動性並沒有明顯改變，表示大盤指數的波動性不會因為交易時間的延長而有所改變，因此，若不考慮對總體經濟指標，如生產率、失業率的影響，單純就市場績效的觀點而言，政府全面推行全天交易是可行的。電子指數與金融指數的波動性在交易時間延長之後，其受落後期的影響有所增加，表示波動的持續性增加，市場反應資訊的能力減少；而電子期貨與金融期貨的波動性在交易時間延長之後，其受落後期的影響趨於緩和，表示波動的持續性減少，市場反應資訊的能力增加。

第二節 研究建議

本研究提供下列建議以利後續研究者參考：

1. 關於政府的延長交易時間措施，本研究僅就股票與期貨之報酬與波動性進行實證研究，對於市場機能(如流動性、週轉性與效率性等)的影響則未能加以探討，後續研究者可針對此部分進行深入研究。
2. 本研究係以每日資料來進行分析，後續研究者若能以日內資料為研究樣本，或許能更精密的觀察延長交易時間的影響。
3. 由於交易時間延長至4.5小時乃是從2001年1月開始，本研究僅就2年期間進行

實證研究，後續研究者在實施期間較久之後，可再針對此一主題作長期的探討，以便更瞭解其影響現象。

參考文獻

中文部份：

王彥茸(民 88)，「台灣實施隔週休二日制度對股市報酬率之影響」，國立中央大學企業管理研究所碩士論文。

王毓敏、徐守德(民 86)，「亞洲股市間報酬與波動性外溢效果之研究」，Proceedings of the National Science Council(Part C)，450-460 頁。

李天行、陳能靜及蔡榮裕(民 90)，「現貨盤後期貨交易資訊內涵之研究-以新加坡交易所日經 225 指數期貨為例」，*管理學報*，第十八卷第四期，567-588 頁。

林亭兒(民 86)，「交易機制與交易時間之探討-日本跨國上市公司股價之實證研究」，國立中央大學財務管理研究所碩士論文。

林楚雄、劉維琪及吳欽杉(民 88)，「台灣股票店頭市場股價報酬波動行為的研究」，*企業管理學報*，第四十四期，頁 165-192。

莊慶仁(民 90)，「延長交易時間對台灣股市價格行為之影響」，國立成功大學企業管理研究所碩士論文。

許家豪(民 87)，「股票市場交易量與報酬波動因果關係實證分析」，國立中正大學企業管理研究所碩士論文。

陳雲卿(民90)，「日內效應之再檢視：台灣股市的實證」，私立逢甲大學會計與財稅研究所碩士論文。

黃德芬(民 84)，「台灣股票市場波動性之研究」，*證券市場發展季刊*，第七卷第四期，157-171 頁。

廖怡玲(民 88)，「實施隔週休二日制對台灣股市影響之實證研究」，國立中山大學財務管理研究所碩士論文。

劉弟勇(民89)，「臺灣股票市場交易與非交易期間股價行為之研究」，國立台灣科技大學管理研究所碩士論文。

劉舒惠(民89)，「台灣股市波動影響因素之探討」，私立朝陽科技大學財務金融研究所碩士論文。

鍾惠民、吳壽山、周賓凰及范懷文(民91), 財金計量, 台北: 雙葉書廊。

英文部份:

- Akaike, H. (1973), "Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle," In 2nd. International Symposium on Information Theory, Budapest: Akademiai Kiado, pp.267-281.
- Amihud, Y., Mendelson, H. and O' Hara, M. (1987), "Trading Mechanisms and Stock Returns: An Empirical Investigation/Discussion," *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 3, pp.533-555.
- Barclay, M. J., Robert H. L and Jerold B. W. (1990), "Private information, trading volume and stock return variance," *Review of Financial studies*, Vol. 3, pp.233-253.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp.307-327.
- Chow, E. H., Hsiao, P. and Solt, M. E. (1997), "Trading Returns for the Weekend Effect Using Intraday Data," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 24, No. 3/4, pp.425-444.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with Unit Root," *Journal of the American statistical Association*, Vol. 74, pp.427-431.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root," *Econometrica*, Vol. 49, pp.1057-1072.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, " *Econometrica*, Vol. 51, pp.987-1008.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, pp.251-276.
- Fama, E. F. (1965), "The behavior of stock market prices," *Journal of Business*, Vol. 38, pp.34-105.

- French K. R. and Roll R. (1986), "Stock Return Variances : The Arrival of Information and the Reaction of Trader," *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, No.1, pp. 5-26.
- Friedmann, R and Walter G. S. K. (2002), "Volatility clustering and nontrading days in Chinese stock markets," *Journal of Economics and Business*, Vol. 54, pp. 193-217.
- Granger, Clive and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp.111-120.
- Houston J. F. and Ryngaert M. D. (1992), "The Link between Trading Time and Market Volatility," *Journal of Financial Research*, Vol. 15, No.2, Summer.
- Huang, Y. S., D. Y. Liu and T. W. Fu (2000), "Stock Price Behavior over Trading and Non-trading Period: Evidence from the Taiwan Stock Exchange," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 65, pp.575-602.
- Jaffe, J. and Westerfield, R. (1985), "The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence," *Journal of Finance*, Vol. 40, No. 2, pp.433-454.
- Ljung, C. M. and G. E. P. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, Vol. 65, pp.297-303.
- Maria, K. H. and Simon, P. (2001), "Volatility in the transition markets of Central Europe," *Applied Financial Economics*, Vol. 11, pp.93-105.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression, " *Biometrika*, Vol. 75, pp.335-346.
- Rogalski, R. J. (1984), "New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns Over Trading and Non-Trading Periods: A Note," *Journal of Finance*, Vol. 39, No. 5, pp.1603-1614.
- Stoll, H. R. and Whaley, R. E. (1990), "Program Trading and Individual Stock Returns: Ingredients of the Triple-Witching Brew," *Journal of Business*, Vol. 63, No.1, pp.165-192.

附錄一 期貨契約規格表

| 契約簡稱 | 台股期貨 | 電子期貨 | 金融期貨 |
|--------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------|----------------------------|
| 交易標的 | 台灣證券交易所 發行量加權股價指數 | 台灣證券交易所 電子類股價指數 | 台灣證券交易所 金融保險類股價指數 |
| 代碼 | TX | TE | TF |
| 契約月份 | 現貨月和次一個月，另外再加上 3 月、6 月、9 月、12 月三個連續的季月，共交易五個月份 | | |
| 交易時間 | 開盤時間較現貨市場早 15 分鐘，收盤時間較現貨市場晚 15 分鐘。即星期一至星期五 AM 8:45 ~ PM 13:45，每 10 秒撮合一次，但 PM 13:40 ~ PM 13:45 這 5 分鐘只接受委託，等到 PM 13:45 才一次撮合。 | | |
| 契約規格 | 台股期貨指數 ×NT200 元 | 電子期貨指數 ×NT4000 元 | 金融期貨指數 ×NT1000 元 |
| 升降單位 | 指數 1 點=NT200 元 | 指數 0.05 點=NT200 元 | 指數 0.2 點=NT200 元 |
| 每日漲跌幅 | 每日最大漲跌幅為前一日收盤價的 7% | | |
| 保證金 | 分為原始保證金和維持保證金，保證金會隨行情波動而調整。 | | |
| | 原始保證金為 14 萬 維持保證金為 11 萬 | 原始保證金為 16 萬 維持保證金為 13 萬 | 原始保證金為 9 萬 維持保證金為 6.9 萬 |
| 每日結算價 | 每日結算價原則上為當日收盤時段之成交價，若收盤時無成交價，則依「台灣證券交易所股價指數期貨契約交易規則」、「台灣證券交易所電子類股價指數期貨契約交易規則」、「台灣證券交易所金融保險類股價指數期貨契約交易規則」訂定之。 | | |
| 最後交易日 | 各契約的最後交易日為各該契約交割月份第三個星期三 | | |
| 最後結算日 | 最後結算日為最後交易日的次一營業日，在最後結算日後所有未平倉契約應以最後結算價來結算。 | | |
| 最後結算價 | 以最後結算日台灣證券交易所依本指數各成分股當日開盤價計算之指數定之。前項開盤價係採當日第一筆成交價，惟當日市場交易時間開始後 15 分鐘內仍無成交價者，則以當日市價升降幅度之基準價替代。 | | |
| 到期結算交割 | 現金交割，交易人於最後結算日依最後結算價之差額，以淨額進行現金之交付或收受。(台股、電子、金融指數的最後結算日和最後交割日為同一天)。 | | |
| 部位限制 | 交易人於任何時間持有之各月份契約未平倉部位總合限制如下： 1. 自然人三百個契約 2. 法人一千個契約 3. 法人機構基於避險需求得向期交所申請豁免部位。 | | |

資料來源：台灣期貨交易所。

附錄二 六種研究樣本之最佳條件平均數方程式估計結果

A2-1 台股指數之條件平均數方程式估計

| 台股 指數 | 2000~2001 | | 2000 | | 2001 | |
|----------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| | 係數 | P-value | 係數 | P-value | 係數 | P-value |
| AR(1) | 0.071674 | 0.1055 | 0.055175 | 0.3670 | 0.088227 | 0.1729 |
| AIC | -4.924808 | | -4.854776 | | -5.011728 | |
| MA(1) | 0.067737 | 0.1257 | 0.054823 | 0.3695 | 0.081501 | 0.2071 |
| AIC | -4.925849 | | -4.857131 | | -5.014480 | |
| AR(1) | 0.068678 | 0.1223 | 0.053544 | 0.3840 | 0.088974 | 0.1669 |
| AR(2) | 0.036567 | 0.4103 | 0.010733 | 0.8613 | 0.044339 | 0.4904 |
| AIC | -4.920580 | | -4.844437 | | -5.026881 | |
| MA(1) | 0.063505 | 0.1523 | 0.053883 | 0.3794 | 0.082259 | 0.2053 |
| MA(2) | 0.033160 | 0.4547 | 0.005575 | 0.9275 | 0.035569 | 0.5838 |
| AIC | -4.922912 | | -4.849742 | | -5.007824 | |
| AR(1) | 0.561705 | 0.1017 | 0.350403 | 0.6354 | -0.201136 | 0.7288 |
| MA(1) | -0.489150 | 0.1763 | -0.297317 | 0.6934 | 0.275256 | 0.6292 |
| AIC | -4.923835 | | -4.848131 | | -5.004974 | |
| AR(1) | 0.456699 | 0.4872 | -0.750217 | 0.0000 | 0.917449 | 0.0000 |
| AR(2) | 0.021825 | 0.7746 | -0.035465 | 0.6027 | -0.021638 | 0.7607 |
| MA(1) | -0.390141 | 0.5525 | 0.834972 | 0.0000 | -0.852230 | 0.0000 |
| AIC | -4.918224 | | -4.867338 | | -5.030137 | |
| AR(1) | 0.474430 | 0.3467 | 0.337482 | 0.7503 | -0.380390 | 0.5178 |
| MA(1) | -0.409854 | 0.4171 | -0.284620 | 0.7887 | 0.478475 | 0.4152 |
| MA(2) | 0.025782 | 0.6880 | 0.002421 | 0.9780 | 0.091941 | 0.2148 |
| AIC | -4.920274 | | -4.840697 | | -5.004113 | |
| AR(1) | -0.172561 | 0.7143 | 0.195338 | 0.1126 | -0.148190 | 0.2465 |
| AR(2) | 0.497031 | 0.1106 | 0.738792 | 0.0000 | 0.824232 | 0.0000 |
| MA(1) | 0.266717 | 0.5781 | -0.126144 | 0.1874 | 0.223356 | 0.1414 |
| MA(2) | -0.480289 | 0.1628 | -0.869126 | 0.0000 | -0.770498 | 0.0000 |
| AIC | -4.922020 | | -4.887775 | | -5.032563 | |

A2-2 電子指數之條件平均數方程式估計

| 電子指數 | 2000~2001 | | 2000 | | 2001 | |
|-------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| | 係數 | P-value | 係數 | P-value | 係數 | P-value |
| AR(1) | 0.111635 | 0.0115 | 0.116836 | 0.0556 | 0.104820 | 0.1049 |
| AIC | -4.568357 | | -4.526360 | | -4.623207 | |
| MA(1) | 0.104854 | 0.0176 | 0.117794 | 0.0532 | 0.095142 | 0.1402 |
| AIC | -4.569050 | | -4.529012 | | -4.625386 | |
| AR(1) | 0.107493 | 0.0157 | 0.115967 | 0.0602 | 0.104910 | 0.1030 |
| AR(2) | 0.038834 | 0.3821 | 0.008056 | 0.8958 | 0.049197 | 0.4442 |
| AIC | -4.564006 | | -4.515186 | | -4.639627 | |
| MA(1) | 0.102247 | 0.0213 | 0.118560 | 0.0538 | 0.099654 | 0.1248 |
| MA(2) | 0.038950 | 0.3801 | -0.004964 | 0.9356 | 0.048369 | 0.4566 |
| AIC | -4.566499 | | -4.521620 | | -4.615433 | |
| AR(1) | 0.460477 | 0.1288 | 0.239390 | 0.6233 | -0.102122 | 0.8494 |
| MA(1) | -0.351986 | 0.2705 | -0.124430 | 0.8028 | 0.196017 | 0.7118 |
| AIC | -4.566612 | | -4.519074 | | -4.615433 | |
| AR(1) | 0.392741 | 0.6385 | 0.300864 | 0.9356 | 0.620376 | 0.0221 |
| AR(2) | 0.014552 | 0.8986 | -0.006968 | 0.9876 | 0.006133 | 0.9353 |
| MA(1) | -0.286739 | 0.7314 | -0.185622 | 0.9602 | -0.537432 | 0.0464 |
| AIC | -4.560991 | | -4.507919 | | -4.642081 | |
| AR(1) | 0.400532 | 0.5026 | 0.265717 | 0.8620 | -0.343676 | 0.4976 |
| MA(1) | -0.295781 | 0.6211 | -0.149544 | 0.9222 | 0.460327 | 0.3622 |
| MA(2) | 0.016911 | 0.8446 | -0.007296 | 0.9699 | 0.115558 | 0.1188 |
| AIC | -4.562840 | | -4.511659 | | -4.617858 | |
| AR(1) | -0.286562 | 0.5677 | -1.446685 | 0.0000 | -0.011499 | 0.9611 |
| AR(2) | 0.395724 | 0.1677 | -0.595354 | 0.0000 | 0.812683 | 0.0005 |
| MA(1) | 0.410432 | 0.4206 | 1.567200 | 0.0000 | 0.056667 | 0.8143 |
| MA(2) | -0.340409 | 0.2863 | 0.661758 | 0.0000 | -0.769476 | 0.0012 |
| AIC | -4.563847 | | -4.538799 | | -4.628833 | |

A2-3 金融指數之條件平均數方程式估計

| 金融 指數 | 2000~2001 | | 2000 | | 2001 | |
|----------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| | 係數 | P-value | 係數 | P-value | 係數 | P-value |
| AR(1) | 0.040642 | 0.3583 | 0.007145 | 0.9073 | 0.0074554 | 0.2481 |
| AIC | -4.741841 | | -4.693120 | | -4.783761 | |
| MA(1) | 0.038023 | 0.3898 | 0.006836 | 0.9112 | 0.069587 | 0.2805 |
| AIC | -4.743134 | | -4.695720 | | -4.787241 | |
| AR(1) | 0.038170 | 0.3891 | 0.005256 | 0.9319 | 0.073347 | 0.2553 |
| AR(2) | 0.039232 | 0.3767 | 0.024838 | 0.6863 | 0.042857 | 0.5076 |
| AIC | -4.738712 | | -4.685027 | | -4.788141 | |
| MA(1) | 0.031926 | 0.4705 | 0.003095 | 0.9597 | 0.065782 | 0.3091 |
| MA(2) | 0.043981 | 0.3211 | 0.039308 | 0.5216 | 0.036744 | 0.5714 |
| AIC | -4.740748 | | -4.689265 | | -4.780336 | |
| AR(1) | 0.659981 | 0.1355 | 0.921778 | 0.0000 | -0.239869 | 0.7507 |
| MA(1) | -0.564277 | 0.1853 | -0.989724 | 0.0000 | 0.304682 | 0.6812 |
| AIC | -4.740564 | | -4.720510 | | -4.776133 | |
| AR(1) | 0.344828 | 0.6201 | 0.024071 | 0.9826 | 0.540012 | 0.1435 |
| AR(2) | 0.036880 | 0.5364 | 0.025610 | 0.6805 | 0.030502 | 0.6921 |
| MA(1) | -0.307963 | 0.6581 | -0.018860 | 0.9864 | -0.479526 | 0.1938 |
| AIC | -4.735665 | | -4.677566 | | -4.786843 | |
| AR(1) | 0.390968 | 0.4704 | 0.227790 | 0.8022 | -0.248331 | 0.7935 |
| MA(1) | -0.356704 | 0.5102 | -0.223395 | 0.8059 | 0.320704 | 0.7351 |
| MA(2) | 0.043294 | 0.4228 | 0.039568 | 0.5289 | 0.045496 | 0.5990 |
| AIC | -4.737564 | | -4.680151 | | -4.769909 | |
| AR(1) | 0.161898 | 0.0001 | -0.026258 | 0.3335 | 0.519849 | 0.3743 |
| AR(2) | -0.881301 | 0.0000 | -0.899954 | 0.0000 | -0.032853 | 0.9443 |
| MA(1) | -0.136095 | 0.0000 | 0.004002 | 0.7243 | -0.462489 | 0.4316 |
| MA(2) | 0.956722 | 0.0000 | 0.984305 | 0.0000 | 0.070952 | 0.8746 |
| AIC | -4.762310 | | -4.719509 | | -4.778683 | |

A2-4 台股期貨之條件平均數方程式估計

| 台股期貨 | 2000~2001 | | 2000 | | 2001 | |
|-------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| | 係數 | P-value | 係數 | P-value | 係數 | P-value |
| AR(1) | -0.054237 | 0.2211 | -0.091372 | 0.1353 | -0.013711 | 0.8328 |
| AIC | -4.629434 | | -4.530588 | | -4.743342 | |
| MA(1) | -0.047811 | 0.2805 | -0.084529 | 0.1662 | -0.011580 | 0.8582 |
| AIC | -4.631032 | | -4.533759 | | -4.747293 | |
| AR(1) | -0.050834 | 0.2523 | -0.089082 | 0.1482 | -0.009830 | 0.8785 |
| AR(2) | 0.058638 | 0.1872 | 0.025257 | 0.6822 | 0.091498 | 0.1564 |
| AIC | -4.627078 | | -4.520247 | | -4.759870 | |
| MA(1) | -0.067598 | 0.1269 | -0.099718 | 0.1033 | -0.024716 | 0.7031 |
| MA(2) | 0.086475 | 0.0512 | 0.079150 | 0.1959 | 0.079642 | 0.2208 |
| AIC | -4.633295 | | -4.530183 | | -4.746382 | |
| AR(1) | -0.252613 | 0.7158 | -0.164459 | 0.8022 | -0.763698 | 0.0799 |
| MA(1) | 0.194702 | 0.7819 | 0.073029 | 0.9124 | 0.722378 | 0.1216 |
| AIC | -4.626207 | | -4.523331 | | -4.738932 | |
| AR(1) | 0.378147 | 0.3484 | 0.267407 | 0.7781 | 0.470320 | 0.0646 |
| AR(2) | 0.099589 | 0.0261 | 0.069012 | 0.4683 | 0.117403 | 0.0751 |
| MA(1) | -0.431263 | 0.2868 | -0.356289 | 0.7078 | -0.502426 | 0.0498 |
| AIC | -4.627208 | | -4.514220 | | -4.767367 | |
| AR(1) | 0.381452 | 0.2709 | 0.162211 | 0.8179 | -0.364805 | 0.5365 |
| MA(1) | -0.443854 | 0.1973 | -0.257225 | 0.7137 | 0.356418 | 0.5450 |
| MA(2) | 0.124081 | 0.0055 | 0.098726 | 0.2201 | 0.071361 | 0.3045 |
| AIC | -4.631389 | | -4.519876 | | -4.736231 | |
| AR(1) | 0.698229 | 0.0000 | -0.359031 | 0.0000 | 0.985228 | 0.0000 |
| AR(2) | -0.819386 | 0.0000 | -0.884374 | 0.0000 | -0.641979 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.745386 | 0.0000 | 0.288616 | 0.0000 | -1.010105 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.914613 | 0.0000 | 0.981323 | 0.0000 | 0.752198 | 0.0000 |
| AIC | -4.640269 | | -4.570070 | | -4.768256 | |

A2-5 電子期貨之條件平均數方程式估計

| 電子期貨 | 2000~2001 | | 2000 | | 2001 | |
|-------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| | 係數 | P-value | 係數 | P-value | 係數 | P-value |
| AR(1) | 0.015731 | 0.7227 | 0.018754 | 0.7594 | 0.004736 | 0.9418 |
| AIC | -4.225273 | | -4.187386 | | -4.263473 | |
| MA(1) | 0.015003 | 0.7348 | 0.018646 | 0.7604 | 0.004422 | 0.9455 |
| AIC | -4.227039 | | -4.190939 | | -4.267295 | |
| AR(1) | 0.015123 | 0.7334 | 0.018300 | 0.7659 | 0.007508 | 0.9072 |
| AR(2) | 0.026094 | 0.5572 | 0.006156 | 0.9204 | 0.035138 | 0.5863 |
| AIC | -4.220485 | | -4.176730 | | -4.273207 | |
| MA(1) | 0.010869 | 0.8063 | 0.017752 | 0.7720 | 0.004265 | 0.9476 |
| MA(2) | 0.028768 | 0.5170 | 0.003985 | 0.9483 | 0.030226 | 0.6420 |
| AIC | -4.223831 | | -4.183540 | | -4.260115 | |
| AR(1) | 0.518058 | 0.5840 | -0.738648 | 0.0004 | -0.320179 | 0.8141 |
| MA(1) | -0.490448 | 0.6109 | 0.809512 | 0.0000 | 0.312847 | 0.8190 |
| AIC | -4.222357 | | -4.194332 | | -4.257396 | |
| AR(1) | 0.329925 | 0.7241 | 0.221795 | 0.9135 | 0.499705 | 0.0973 |
| AR(2) | 0.033704 | 0.5181 | 0.015374 | 0.8423 | 0.043118 | 0.5085 |
| MA(1) | -0.315609 | 0.7358 | -0.203955 | 0.9204 | -0.509141 | 0.0921 |
| AIC | -4.217548 | | -4.169676 | | -4.275436 | |
| AR(1) | 0.386070 | 0.5890 | 0.286710 | 0.8396 | -0.826278 | 0.0005 |
| MA(1) | -0.347797 | 0.5998 | -0.271866 | 0.8478 | 0.840397 | 0.0005 |
| MA(2) | 0.041019 | 0.4068 | 0.026692 | 0.7041 | 0.052940 | 0.4392 |
| AIC | -4.219662 | | -4.173335 | | -4.253187 | |
| AR(1) | 0.967204 | 0.0000 | -0.300677 | 0.0000 | 0.059545 | 0.8562 |
| AR(2) | -0.910368 | 0.0000 | -0.899691 | 0.0000 | 0.768132 | 0.0095 |
| MA(1) | -0.952236 | 0.0000 | 0.272018 | 0.0000 | -0.071047 | 0.8397 |
| MA(2) | 0.938948 | 0.0000 | 0.981881 | 0.0000 | -0.725409 | 0.0226 |
| AIC | -4.223268 | | -4.204892 | | -4.272072 | |

A2-6 金融期貨之條件平均數方程式估計

| 金融期貨 | 2000~2001 | | 2000 | | 2001 | |
|-------|-----------|---------|-----------|---------|-----------|---------|
| | 係數 | P-value | 係數 | P-value | 係數 | P-value |
| AR(1) | -0.072525 | 0.1009 | -0.132482 | 0.0303 | 0.002392 | 0.9705 |
| AIC | -4.446422 | | -4.359443 | | -4.540237 | |
| MA(1) | 0.063917 | 0.1480 | -0.122101 | 0.0457 | 0.002038 | 0.9748 |
| AIC | -4.447427 | | -4.361347 | | -4.544423 | |
| AR(1) | -0.067983 | 0.1251 | -0.128645 | 0.0376 | 0.001580 | 0.9804 |
| AR(2) | 0.057661 | 0.1939 | 0.023676 | 0.7009 | 0.087917 | 0.1744 |
| AIC | -4.444468 | | -4.349870 | | -4.548111 | |
| MA(1) | -0.081821 | 0.0637 | 0.135175 | 0.0277 | -0.011504 | 0.8581 |
| MA(2) | 0.097312 | 0.0278 | 0.088356 | 0.1492 | 0.097346 | 0.1326 |
| AIC | -4.450635 | | -4.358805 | | -4.544574 | |
| AR(1) | -0.271215 | 0.5945 | -0.213085 | 0.6291 | 0.876849 | 0.0000 |
| MA(1) | 0.196260 | 0.7053 | 0.081794 | 0.8557 | -0.871613 | 0.0000 |
| AIC | -4.443525 | | -4.352338 | | -4.558843 | |
| AR(1) | 0.258278 | 0.6059 | 0.128499 | 0.9101 | 0.433933 | 0.1371 |
| AR(2) | 0.093111 | 0.0639 | 0.067721 | 0.6584 | 0.090599 | 0.1693 |
| MA(1) | -0.327376 | 0.5191 | -0.256345 | 0.8221 | -0.449290 | 0.1260 |
| AIC | -4.442696 | | -4.343167 | | -4.554816 | |
| AR(1) | 0.213491 | 0.6008 | 0.076932 | 0.9105 | 0.858293 | 0.0000 |
| MA(1) | -0.289342 | 0.4753 | -0.208986 | 0.7588 | -0.881885 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.116423 | 0.0159 | 0.098926 | 0.3205 | 0.041867 | 0.5182 |
| AIC | -4.446403 | | -4.348120 | | -4.552174 | |
| AR(1) | -0.301744 | 0.0242 | -1.247888 | 0.0000 | -0.131159 | 0.0001 |
| AR(2) | -0.720329 | 0.0000 | -0.672253 | 0.0001 | -0.879443 | 0.0000 |
| MA(1) | 0.218527 | 0.0686 | 1.115043 | 0.0000 | 0.092958 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.788868 | 0.0000 | 0.516330 | 0.0077 | 0.977830 | 0.0000 |
| AIC | -4.457878 | | -4.361064 | | -4.578546 | |

附錄三 六種研究樣本的十八個樣本期間之最佳 GARCH 模型估計結果

A3-1 台股指數之全部樣本期間 MA(1)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + b_1 e_{t-1}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000~2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| a_0 | -0.000616 (0.000924) | -0.000547 (0.000910) | -0.000464 (0.000919) |
| b_1 | 0.069342 (0.048796) | 0.064773 (0.047147) | 0.068009 (0.048002) |
| A_0 | 3.03E-05* (1.58E-05) | 4.09E-05* (2.19E-05) | 2.19E-05** (1.07E-05) |
| A_1 | 0.120219*** (0.045616) | 0.068295 (0.056244) | 0.078090** (0.038410) |
| A_2 | | 0.086148 (0.078979) | |
| B_1 | 0.811234*** (0.069390) | 0.752955*** (0.097564) | 1.351398*** (0.311658) |
| B_2 | | | -0.479229* (0.272994) |
| $Q^2(6)$ | 2.8739 | 2.7704 | 2.2799 |
| $Q^2(12)$ | 9.6275 | 8.3112 | 7.8047 |
| Log Likelihood | 1285.198 | 1285.835 | 1285.943 |

註 1. *代表 10%顯著水準 **代表 5%顯著水準 ***代表 1%顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-2 台股指數之交易時間延長的前一年 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.003623*** (0.000715) | -0.001905** (0.000804) | -0.002785*** (0.000654) |
| a_1 | 0.246267* (0.136888) | 0.175025 (0.136336) | 0.221289 (0.166579) |
| a_2 | 0.708628*** (0.139338) | 0.687329*** (0.139836) | 0.721716*** (0.152999) |
| b_1 | -0.171843 (0.113532) | -0.105671 (0.108716) | -0.153327 (0.139719) |
| b_2 | -0.823489*** (0.115355) | -0.818537*** (0.110170) | -0.832511*** (0.124813) |
| A_0 | 3.79E-05* (2.11E-05) | 4.45E-05* (2.34E-05) | 2.21E-05** (1.04E-05) |
| A_1 | 0.212996** (0.084658) | 0.041665 (0.092742) | 0.125317** (0.056885) |
| A_2 | | 0.269412** (0.135302) | |
| B_1 | 0.713919*** (0.103160) | 0.615430*** (0.105499) | 1.344402*** (0.247475) |
| B_2 | | | -0.510278** (0.203921) |
| $Q^2(6)$ | 3.9081 | 5.3075 | 3.3719 |
| $Q^2(12)$ | 8.8668 | 10.315 | 8.7386 |
| Log Likelihood | 673.9745 | 674.7021 | 674.7461 |

註 1. *代表 10% 顯著水準 **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-3 台股指數之交易時間延長的後一年 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|-----------------------------|
| a_0 | -0.000602 (0.001825) | -0.000583 (0.001880) | -0.000459 (0.001916) |
| a_1 | 1.122623*** (0.187924) | 1.121625*** (0.192091) | 1.145681*** (0.168340) |
| a_2 | -0.201670 (0.191903) | -0.201565 (0.193791) | -0.190326 (0.199598) |
| b_1 | -1.055195*** (0.173718) | -1.053492*** (0.176363) | -1.079437*** (0.162322) |
| b_2 | 0.160357 (0.187043) | 0.160275 (0.187228) | 0.142406 (0.205890) |
| A_0 | 1.77E-05 (2.72E-05) | 1.87E-05 (3.15E-05) | 4.84E-05*** (7.65E-06) |
| A_1 | 0.043544 (0.041376) | 0.035871 (0.082303) | 0.078708*** (0.010121) |
| A_2 | | 0.008915 (0.091559) | |
| B_1 | 0.907760*** (0.102252) | 0.903492*** (0.120190) | -0.131142*** (1.60E-101) |
| B_2 | | | 0.910296*** (2.37E-102) |
| $Q^2(6)$ | 4.6185 | 4.5700 | 3.5382 |
| $Q^2(12)$ | 7.4324 | 7.2470 | 8.0679 |
| Log Likelihood | 612.5925 | 612.5998 | 616.1707 |

註 1. ***代表 1%顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-4 電子指數之全部樣本期間 MA(1)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + b_1 e_{t-1}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000~2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| a_0 | -0.000818 (0.001094) | -0.000781 (0.001085) | -0.000770 (0.001095) |
| b_1 | 0.082831* (0.047952) | 0.082050* (0.046762) | 0.082882* (0.046701) |
| A_0 | 3.01E-05* (1.67E-05) | 3.76E-05* (2.16E-05) | 2.12E-05 (1.33E-05) |
| A_1 | 0.093130** (0.037350) | 0.053849 (0.057376) | 0.060461 (0.038972) |
| A_2 | | 0.056371 (0.073291) | |
| B_1 | 0.858166*** (0.055822) | 0.828582*** (0.073879) | 1.352785*** (0.420783) |
| B_2 | | | -0.447874 (0.375330) |
| $Q^2(6)$ | 2.2581 | 2.1663 | 1.8767 |
| $Q^2(12)$ | 5.6584 | 5.1604 | 4.8266 |
| Log Likelihood | 1194.281 | 1194.643 | 1194.661 |

註 1. *代表 10% 顯著水準 **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-5 電子指數之交易時間延長的前一年 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.001968 (0.001488) | -0.002461** (0.001065) | -0.001781 (0.001422) |
| a_1 | -1.027968*** (0.082322) | 0.202539 (0.153002) | 0.512941 (0.492259) |
| a_2 | -0.200583** (0.093023) | 0.670416*** (0.159915) | -0.592002 (0.495438) |
| b_1 | 1.162238*** (0.038252) | -0.117026 (0.125728) | -0.467069 (0.479229) |
| b_2 | 0.274709*** (0.056288) | -0.792550*** (0.133819) | 0.633550 (0.455072) |
| A_0 | 3.93E-05 (2.56E-05) | 6.11E-05 (3.73E-05) | 2.18E-05* (1.32E-05) |
| A_1 | 0.133550** (0.065375) | 0.024516 (0.087149) | 0.068490* (0.040788) |
| A_2 | | 0.183377 (0.122093) | |
| B_1 | 0.804988*** (0.091683) | 0.698137*** (0.123403) | 1.498153*** (0.259006) |
| B_2 | | | -0.600337*** (0.215465) |
| $Q^2(6)$ | 5.6480 | 4.5277 | 2.7648 |
| $Q^2(12)$ | 8.3724 | 6.9169 | 5.2599 |
| Log Likelihood | 625.4729 | 627.4250 | 622.9496 |

註 1. *代表 10%顯著水準 **代表 5%顯著水準 ***代表 1%顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-6 電子指數之交易時間延長的後一年 ARMA(2,1)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|---------------------------|---------------------------|-----------------------------|
| a_0 | -0.000218 (0.001783) | -0.000199 (0.001829) | -0.000352 (0.001868) |
| a_1 | 0.632775** (0.297503) | 0.646204** (0.298942) | 0.813507*** (0.282129) |
| a_2 | -0.015382 (0.079517) | -0.015988 (0.080142) | -0.041626 (0.080732) |
| b_1 | -0.543823* (0.296437) | -0.556603* (0.296811) | -0.711990** (0.278081) |
| A_0 | 1.47E-05 (1.94E-05) | 1.52E-05 (2.30E-05) | 1.41E-06* (7.75E-07) |
| A_1 | 0.043374 (0.037420) | 0.035841 (0.077905) | 0.003740** (0.001674) |
| A_2 | | 0.008192 (0.091986) | |
| B_1 | 0.927999*** (0.059925) | 0.926360*** (0.075269) | 1.933138*** (2.03E-102) |
| B_2 | | | -0.939544*** (2.01E-102) |
| $Q^2(6)$ | 2.9311 | 2.9993 | 3.3596 |
| $Q^2(12)$ | 4.7300 | 4.8188 | 4.7563 |
| Log Likelihood | 567.2069 | 567.2139 | 567.9607 |

註 1. *代表 10% 顯著水準 **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-7 金融指數之全部樣本期間 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000~2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.001108 (0.001032) | -0.001133 (0.001038) | -0.001166*** (0.000370) |
| a_1 | -0.390181*** (0.054730) | -0.265954*** (0.061704) | 0.132503* (0.077898) |
| a_2 | 0.499345*** (0.041993) | 0.627597*** (0.037145) | 0.809208*** (0.082270) |
| b_1 | 0.444845*** (0.037247) | 0.314171*** (0.046885) | -0.096348 (0.061207) |
| b_2 | -0.511560*** (0.013603) | -0.638867*** (0.004852) | -0.898839*** (0.065805) |
| A_0 | 5.50E-05* (3.13E-05) | 6.04E-05 (3.83E-05) | 4.54E-05* (2.44E-05) |
| A_1 | 0.120101*** (0.042163) | 0.088381 (0.055483) | 0.087976** (0.043838) |
| A_2 | | 0.044607 (0.075378) | |
| B_1 | 0.772264*** (0.093542) | 0.748704*** (0.119964) | 1.222786*** (0.393890) |
| B_2 | | | -0.402132 (0.332455) |
| $Q^2(6)$ | 3.2470 | 2.9316 | 3.7785 |
| $Q^2(12)$ | 8.6193 | 8.6474 | 10.081 |
| Log Likelihood | 1233.933 | 1234.110 | 1238.356 |

註 1. *代表 10% 顯著水準 **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-8 金融指數之交易時間延長的前一年 ARMA(1,1)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + b_1 e_{t-1}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.001972*** (0.000376) | -0.001976*** (0.000366) | -0.001954*** (0.000292) |
| a_1 | 0.924447*** (0.012232) | 0.924631*** (0.010630) | 0.914936*** (0.026572) |
| b_1 | -1.030588*** (0.007360) | -1.030744*** (0.005348) | -0.990010*** (0.007371) |
| A_0 | 0.000110 (8.02E-05) | 0.000117 (0.000111) | 0.000121 (8.18E-05) |
| A_1 | 0.115630* (0.066732) | 0.111481 (0.083553) | 0.127515 (0.090376) |
| A_2 | | 0.010182 (0.111111) | |
| B_1 | 0.659240*** (0.210427) | 0.640233** (0.306716) | 0.721303 (0.773888) |
| B_2 | | | -0.082485 (0.626367) |
| $Q^2(6)$ | 0.7259 | 0.6768 | 0.6871 |
| $Q^2(12)$ | 2.2343 | 2.1539 | 3.0217 |
| Log Likelihood | 650.2632 | 650.2946 | 643.6520 |

註 1. **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-9 金融指數之交易時間延長的後一年 AR(2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|---------------------------|---------------------------|--------------------------|
| a_0 | -0.001159 (0.001455) | -0.001347 (0.001458) | -0.001099 0.001574 |
| a_1 | 0.055489 (0.069954) | 0.057798 (0.067489) | 0.075589 0.060803 |
| a_2 | 0.045551 (0.064992) | 0.048362 (0.069000) | 0.095782 0.064077 |
| A_0 | 2.52E-05 (2.19E-05) | 3.08E-05 (2.57E-05) | 8.20E-06*** 2.10E-06 |
| A_1 | 0.130489** (0.066599) | 0.071099 (0.089964) | 0.023463*** 0.006498 |
| A_2 | | 0.078659 (0.107082) | |
| B_1 | 0.816393*** (0.093852) | 0.784469*** (0.109274) | 1.894925*** 0.042712 |
| B_2 | | | -0.937424*** 0.039307 |
| $Q^2(6)$ | 3.2005 | 3.2354 | 4.9639 |
| $Q^2(12)$ | 10.276 | 9.6474 | 10.479 |
| Log Likelihood | 592.6802 | 593.0376 | 596.8624 |

註 1. **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-10 台股期貨之全部樣本期間 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000~2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.000688 (0.000949) | -0.000657 (0.000954) | -0.000670 (0.000950) |
| a_1 | 0.649502*** (0.028014) | 0.670402*** (0.080879) | 0.645964*** (0.027111) |
| a_2 | -0.920232*** (0.030052) | -0.813332*** (0.087585) | -0.923534*** (0.028528) |
| b_1 | -0.680334*** (0.016033) | -0.712115*** (0.061587) | -0.678620*** (0.014389) |
| b_2 | 0.972905*** (0.017362) | 0.894055*** (0.066692) | 0.974126*** (0.016482) |
| A_0 | 2.01E-05** (9.02E-06) | 2.94E-05 (1.24E-05) | 1.32E-05 (8.20E-06) |
| A_1 | 0.108479*** (0.035773) | 0.028058 (0.048676) | 0.067261* (0.040031) |
| A_2 | | 0.107142* (0.061062) | |
| B_1 | 0.858080*** (0.043805) | 0.814745*** (0.055360) | 1.349866*** (0.359836) |
| B_2 | | | -0.439362 (0.314110) |
| $Q^2(6)$ | 4.1376 | 2.7131 | 2.5177 |
| $Q^2(12)$ | 9.5926 | 7.5587 | 8.2317 |
| Log Likelihood | 1226.340 | 1225.433 | 1226.091 |

註 1. *代表 10% 顯著水準 **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-11 台股期貨之交易時間延長的前一年 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.002986*** (0.000481) | -0.001881*** (0.000637) | -0.000981 (0.001358) |
| a_1 | 0.777462** (0.312648) | 0.123717 (0.272997) | -0.337853*** (0.045443) |
| a_2 | 0.179583 (0.303406) | 0.713411*** (0.260585) | -0.887385*** (0.041275) |
| b_1 | -0.888170*** (0.332970) | -0.159465 (0.266035) | 0.280718*** (0.019026) |
| b_2 | -0.109024 (0.334009) | -0.775988*** (0.262436) | 0.978391*** (0.020172) |
| A_0 | 4.10E-05* (2.15E-05) | 4.81E-05** (2.35E-05) | 2.46E-05** (1.18E-05) |
| A_1 | 0.181167** (0.075134) | 0.015179 (0.059691) | 0.111531* (0.066098) |
| A_2 | | 0.203550** (0.099287) | |
| B_1 | 0.761485*** (0.089542) | 0.715698*** (0.110919) | 1.241080*** (0.390733) |
| B_2 | | | -0.388542 (0.330750) |
| $Q^2(6)$ | 2.0120 | 1.4743 | 3.0704 |
| $Q^2(12)$ | 5.4316 | 4.8480 | 5.1020 |
| Log Likelihood | 633.5660 | 635.5768 | 636.9072 |

註 1. *代表 10%顯著水準 **代表 5%顯著水準 ***代表 1%顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-12 台股期貨之交易時間延長的後一年 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.000709 (0.001418) | -0.000720 (0.001435) | -0.000767 (0.001408) |
| a_1 | 1.151945*** (0.021920) | 1.150974*** (0.023576) | 1.150378*** (0.023305) |
| a_2 | -0.922659*** (0.023130) | -0.922187*** (0.023697) | -0.922342*** (0.023340) |
| b_1 | -1.197000*** (0.004833) | -1.197164*** (0.004891) | -1.197309*** (0.004716) |
| b_2 | 0.989635*** (0.008099) | 0.989931*** (0.008122) | 0.990228*** (0.007829) |
| A_0 | 1.39E-05 (1.20E-05) | 1.34E-05 (1.24E-05) | 1.82E-05 (1.71E-05) |
| A_1 | 0.085785** (0.040190) | 0.094729 (0.071291) | 0.119203** (0.057629) |
| A_2 | | -0.010388 (0.081236) | |
| B_1 | 0.886872*** (0.053430) | 0.889448*** (0.081236) | 0.420491 (0.628371) |
| B_2 | | | 0.424977 (0.583235) |
| $Q^2(6)$ | 0.7812 | 0.7389 | 0.5793 |
| $Q^2(12)$ | 5.6339 | 5.6816 | 5.1865 |
| Log Likelihood | 591.9196 | 591.8271 | 591.8863 |

註 1. **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-13 電子期貨之全部樣本期間 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000~2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.000941 (0.001158) | -0.000922 (0.001159) | -0.000954 (0.001158) |
| a_1 | 0.693874*** (0.017541) | 0.693534*** (0.017104) | 0.694093*** (0.016730) |
| a_2 | -0.938472*** (0.017568) | -0.939259*** (0.017098) | -0.939767*** (0.016811) |
| b_1 | -0.714726*** (0.003686) | -0.715096*** (0.003070) | -0.715371*** (0.002540) |
| b_2 | 0.990373*** (0.005085) | 0.990939*** (0.004326) | 0.991554*** (0.003491) |
| A_0 | 3.44E-05** (1.59E-05) | 3.73E-05* (2.02E-05) | 2.02E-05* (1.11E-05) |
| A_1 | 0.120755*** (0.037753) | 0.096597* (0.056588) | 0.066058** (0.033219) |
| A_2 | | 0.032198 (0.079124) | |
| B_1 | 0.838008*** (0.048339) | 0.826405*** (0.068027) | 1.418072*** (0.284143) |
| B_2 | | | -0.508474** (0.247961) |
| $Q^2(6)$ | 3.9726 | 4.0297 | 2.9573 |
| $Q^2(12)$ | 10.358 | 10.587 | 9.3421 |
| Log Likelihood | 1128.460 | 1128.554 | 1128.871 |

註 1. *代表 10% 顯著水準 **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-14 電子期貨之交易時間延長的前一年 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.002477*** (0.000942) | -0.002389** (0.000944) | -0.001672 (0.001559) |
| a_1 | 0.176360 (0.251613) | -0.048595 (0.075964) | 0.303026*** (0.021703) |
| a_2 | 0.693044*** (0.253323) | 0.918613*** (0.083805) | -0.925635*** (0.021127) |
| b_1 | -0.164849 (0.233832) | 0.020825 (0.072835) | -0.287045*** (0.008094) |
| b_2 | -0.764587*** (0.238438) | -0.952211*** (0.081688) | 0.988510*** (0.005156) |
| A_0 | 4.95E-05* (2.97E-05) | 6.32E-05 (3.89E-05) | 2.76E-05* (1.48E-05) |
| A_1 | 0.160816** (0.070635) | 0.138638 (0.098043) | 0.097279* (0.057573) |
| A_2 | | 0.059280 (0.145734) | |
| B_1 | 0.783499*** (0.091347) | 0.730463*** (0.136152) | 1.409017*** (0.295593) |
| B_2 | | | -0.536587** (0.242715) |
| $Q^2(6)$ | 1.7789 | 1.6769 | 1.8007 |
| $Q^2(12)$ | 4.9151 | 5.8527 | 7.1653 |
| Log Likelihood | 590.8451 | 589.4923 | 592.9875 |

註 1. *代表 10% 顯著水準 **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-15 電子期貨之交易時間延長的後一年 ARMA(2,1)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|---------------------------|---------------------------|-------------------------|
| a_0 | -0.000508 (0.001739) | -0.000477 (0.001795) | -0.000581 (0.001736) |
| a_1 | 0.455167 (0.374667) | 0.470982 (0.378272) | 0.446329 (0.367293) |
| a_2 | 0.032470 (0.071785) | 0.033576 (0.073032) | 0.029533 (0.070075) |
| b_1 | -0.457083 (0.376352) | -0.468571 (0.379333) | -0.451420 (0.368668) |
| A_0 | 2.02E-05 (1.69E-05) | 2.15E-05 (1.95E-05) | 2.70E-05 (2.54E-05) |
| A_1 | 0.079166** (0.038824) | 0.058188 (0.067364) | 0.105868* (0.062299) |
| A_2 | | 0.024935 (0.082377) | |
| B_1 | 0.892416*** (0.048649) | 0.886479*** (0.060939) | 0.468492 (0.829279) |
| B_2 | | | 0.387681 (0.772544) |
| $Q^2(6)$ | 2.7938 | 2.8565 | 2.6579 |
| $Q^2(12)$ | 5.6741 | 5.6088 | 5.4224 |
| Log Likelihood | 533.2249 | 533.1840 | 533.0647 |

註 1. *代表 10% 顯著水準 **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-16 金融期貨之全部樣本期間 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000~2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.000830 (0.001126) | -0.001047 (0.001103) | -0.000899 (0.001115) |
| a_1 | 0.106552*** (0.021782) | 0.104393*** (0.020125) | 0.104968*** (0.021564) |
| a_2 | -0.935944*** (0.018838) | -0.935130*** (0.017532) | -0.935133*** (0.018804) |
| b_1 | -0.105345*** (0.008262) | -0.104153*** (0.006466) | -0.104838*** (0.008025) |
| b_2 | 0.987397*** (0.007678) | 0.988306*** (0.005897) | 0.987449*** (0.007443) |
| A_0 | 5.65E-05** (2.86E-05) | 9.87E-05** (3.97E-05) | 4.97E-05** (2.53E-05) |
| A_1 | 0.123343*** (0.040614) | 0.052165 (0.053552) | 0.094629* (0.052196) |
| A_2 | | 0.134057** (0.065718) | |
| B_1 | 0.795111*** (0.069108) | 0.669177*** (0.094701) | 1.172539*** (0.427417) |
| B_2 | | | -0.340344 (0.361874) |
| $Q^2(6)$ | 7.5100** | 5.7999* | 6.6189** |
| $Q^2(12)$ | 11.196 | 10.226 | 10.449 |
| Log Likelihood | 1167.902 | 1169.623 | 1168.622 |

註 1. *代表 10% 顯著水準 **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-17 金融期貨之交易時間延長的前一年 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2000 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|----------------------------|----------------------------|----------------------------|
| a_0 | -0.001005 (0.001574) | -0.001931*** (0.000245) | -0.001213 (0.001539) |
| a_1 | -1.235945*** (0.299882) | 0.135538 (0.330849) | -1.256505*** (0.294300) |
| a_2 | -0.539204* (0.275410) | 0.685519** (0.311745) | -0.564457** (0.270564) |
| b_1 | 1.128138*** (0.329001) | -0.188457 (0.309843) | 1.151797*** (0.321905) |
| b_2 | 0.391970 (0.302127) | -0.800850** (0.311150) | 0.420954 (0.295587) |
| A_0 | 0.000108 (0.000106) | 0.000245** (0.000111) | 7.15E-05* (4.09E-05) |
| A_1 | 0.095294 (0.068922) | 0.051246 (0.075461) | 0.059053 (0.038395) |
| A_2 | | 0.249709** (0.123236) | |
| B_1 | 0.758268*** (0.200552) | 0.371820 (0.242281) | 1.444912*** (0.293877) |
| B_2 | | | -0.601855** (0.240698) |
| $Q^2(6)$ | 5.5116 | 2.0830 | 3.9349 |
| $Q^2(12)$ | 9.0796 | 5.3039 | 7.2004 |
| Log Likelihood | 594.5522 | 599.9629 | 599.9766 |

註 1. *代表 10%顯著水準 **代表 5%顯著水準 ***代表 1%顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

A3-18 金融期貨之交易時間延長的後一年 ARMA(2,2)-GARCH(p,q)模型參數估計表

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 e_{t-1} + b_2 e_{t-2}$$

$$e_t = n_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = A_0 + \sum_{i=1}^q A_i e_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p B_j h_{t-j}^2$$

| 2001 | GARCH(1 , 1) | GARCH(1 , 2) | GARCH(2 , 1) |
|-----------------------|---------------------------|---------------------------|-------------------------|
| a_0 | -0.000857 (0.001647) | -0.001031 (0.001663) | -0.000911 (0.001654) |
| a_1 | 0.357524 (0.367535) | 0.440044 (0.417666) | 0.392793 (0.385920) |
| a_2 | -0.107723 (0.395918) | -0.120247 (0.438667) | -0.111713 (0.412732) |
| b_1 | -0.350563 (0.360051) | -0.427413 (0.410445) | -0.383419 (0.380252) |
| b_2 | 0.202300 (0.386283) | 0.205896 (0.423183) | 0.202752 (0.400893) |
| A_0 | 3.74E-05 (2.44E-05) | 4.43E-05 (2.77E-05) | 2.98E-05 (2.90E-05) |
| A_1 | 0.125248** (0.053572) | 0.059716 (0.090751) | 0.096844 (0.101037) |
| A_2 | | 0.077752 (0.101999) | |
| B_1 | 0.808483*** (0.074332) | 0.782851*** (0.085567) | 1.071383 (0.899746) |
| B_2 | | | -0.221623 (0.767704) |
| $Q^2(6)$ | 3.0132 | 2.4329 | 2.7603 |
| $Q^2(12)$ | 7.5740 | 7.0107 | 7.3631 |
| Log Likelihood | 569.7838 | 570.1020 | 569.9268 |

註 1. **代表 5% 顯著水準 ***代表 1% 顯著水準。

2. 括弧中的數字為標準誤。

3. $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。