

國立勤益科技大學

企業管理學系

碩士論文

臺灣股票市場改採收盤五分鐘集合競價制度前後

現貨市場與期貨市場的關聯性分析

The Relationship between Stock Market and Futures Market

before versus after the System of Stock Closing 5 Minutes Call

in Taiwan Financial Market

研究生：王美智

指導教授：林麗嬌 教授

中華民國九十九年一月

國立勤益科技大學

企業管理學系

碩士論文

臺灣股票市場改採收盤五分鐘集合競價制度前後
現貨市場與期貨市場的關聯性分析

研究生：王美智

指導教授：林麗嬌 教授

中華民國九十九年一月

臺灣股票市場改採收盤五分鐘集合競價制度前後

現貨市場與期貨市場的關聯性分析

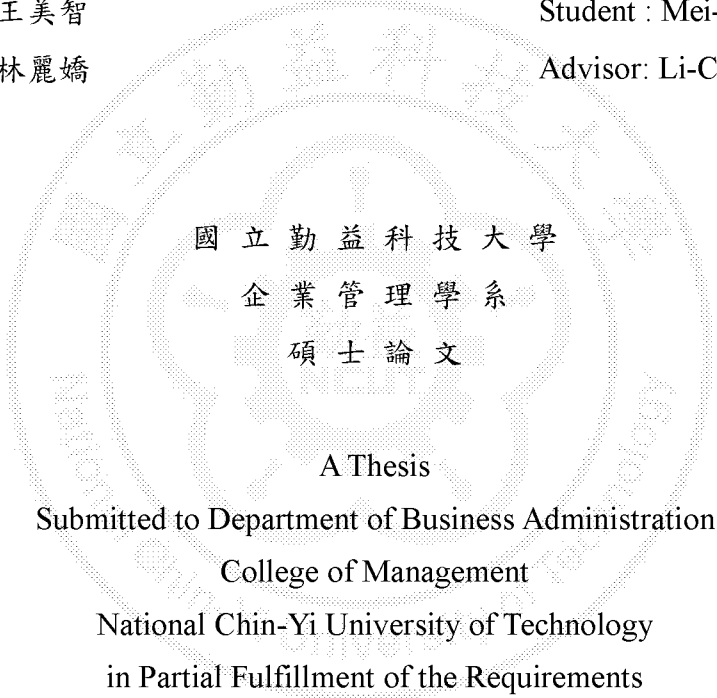
**The Relationship between Stock Market and Futures Market before
versus after the System of Stock Closing 5 Minutes Call in Taiwan
Financial Market**

研究生：王美智

Student : Mei-Chih Wang

指導教授：林麗嬌

Advisor: Li-Chiao Lin



國立勤益科技大學
企業管理學系
碩士論文

A Thesis

Submitted to Department of Business Administration

College of Management

National Chin-Yi University of Technology

in Partial Fulfillment of the Requirements

For the Degree of

Master in

Management

January 2010

Taichung, Taiwan, Republic of China

中華民國九十九年一月

國立勤益科技大學

論文口試委員會審定書

本校 企業管理學系 碩士班

王美智 君

所提論文：臺灣股票市場改採收盤五分鐘集合競價制度前後
現貨市場與期貨市場的關聯性分析

合於碩士資格水準、業經本委員會評審認可。

口試委員：

林麗嬌

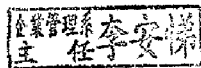
侯國璋

蕭育堯

指導教授：

林麗嬌

系主任：



中華民國九十八年十二月

臺灣股票市場改採收盤五分鐘集合競價制度前後

現貨市場與期貨市場的關聯性分析

學生：王美智

指導教授：林麗嬌

國立勤益科技大學企業管理系（研究所）碩士班

摘要

臺灣期貨交易所之股價指數期貨以股價指數作為標的，再加上期貨到期日之結算是以股價指數作為最後結算價格，因此，股價指數期貨與現貨之間有一定的關聯性存在。臺灣證券交易所於2002年7月1日，將股票收盤集合競價的時間延長，由連續競價改為集合競價。本研究欲探討制度改變後，是否會引起期貨市場價格波動，可否提高現貨與期貨二市場之效率性，而股票報酬對期貨報酬之影響是否會因制度改變而受影響。

本研究先對時間序列資料是否為定態，採用單根檢定，及共整合檢定，分析計算現貨與期貨之標準差，瞭解其波動情況；股票與期貨之相互關聯性採用GARCH(1,1)模型、Granger 因果關係及衝擊反應函數來作分析。

本研究以臺股加權指數及臺股期貨指數為研究對象，將研究期間劃分為二個階段，分別是2002年4月1日至6月30日及7月1日至9月30日來進行分析。研究結果顯示：(1)在連續競價下，二市場之標準差差異不大；在集合競價下，期貨市場有較大的波動。(2)制度改變後，收盤前股票報酬對延伸期貨報酬有較大的影響。(3)制度改變後，現貨顯著的領先期貨。(4)改採集合競價後，期貨市場之效率性變差，而股票市場效率提高。因此，本研究之分析結果可作為管理當局及投資者重要決策之參考依據。

關鍵詞：股票市場、期貨市場、連續競價、集合競價

The Relationship between Stock Market and Futures Market before versus after the System of Stock Closing 5 Minutes Call in Taiwan Financial Market

Student : Mei-Chih Wang

Advisor : Li-Chiao Lin

Department of Business Administration
National Chin-Yi University of Technology

Abstract

In TAIFEX (Taiwan Futures Exchange), stock index futures are traded on the basis of the stock index, and the final clearing price of futures expiry is also settled on the basis of the stock index. Therefore, there is a certain relationship between stock index futures and the stock market. On July 1, 2002, TWSE (Taiwan Stock Exchange) extended the period of stock closing call and replaced the continuous auction system with the call auction system. This paper attempts to investigate whether this systematic change induce volatility of the futures market price, increase the efficiency of both the cash market and the futures market, and influence the effects of stock returns on future returns.

First of all, tests for unit roots and tests for cointegration are performed to test if the time series data are stationary. The standard deviations of spots and futures are calculated to understand their volatility. The correlation between the stock market and futures market is later analyzed using GARCH(1,1) model, Granger causality, and the impulse response function.

The research subjects are TWSE weighted indexes and TAIFEX indexes in two periods, from April 1, 2002 through June 30, 2002 and from July 1, 2002 through September 30, 2002. Results show that (1) in continuous auction, there is no significant difference between the two markets in terms of standard deviation; in call auction, the futures market has larger volatility; (2) after change of the system, stock returns before closing have larger effects on futures returns; (3) after change of the system, the stock market significantly leads the futures market; (4) in the call auction system, efficiency of the futures market is becoming lower, and that of the stock market is becoming higher. The analysis results of this paper can be an important reference for both the authorities and investors in decision making.

Keywords: stock market, futures market, continuous auction, call auction

誌謝

時間過得很快，研究所兩年半的時間即將告一段落，研究生的生活將是我在求學過程中最具意義，也最難忘的回憶，雖然課業及研究上曾面臨不少壓力與挫折，但也培養我獨立思考與解決問題的能力，對自己更有信心，在待人處事上也更圓融。

首先要感謝恩師林麗嬌老師的指導，您在學術研究上的認真嚴謹與執著，是學生景仰的榜樣，在我遇到挫折時，謝謝您不斷鼓勵我，也謝謝您在待人處事的態度上帶給我很多啟發。非常感謝師丈侯國隆教授，對我論文研究方法耐心的指導，讓我的論文能順利完成。在論文口試時，承蒙廖東亮教授及侯國隆教授提供諸多寶貴的看法與建議，不僅讓本篇論文更臻完善，也讓學生受益良多。

在求學這段期間，感謝李安悌主任、吳淑鶯老師、林水順老師、柯美珠老師、邱文志老師、劉晉宏老師、王雅慧老師及賴建榮老師等的指導，讓學生一路走來如沐春風，獲益匪淺。此外，也要感謝冠竹學長、彥儒學長及建文學長對我的協助，同時也要謝謝珮齊、家羽、瑋欣、采真、純瑜、原翔、泳維、建佑、昀達…等同學平時的加油打氣，及最後在論文口試時感謝若庭學妹、育祈學弟及玉婷學妹的幫忙，讓我論文口試能順利完成。

感謝勤益科大的會計室棟主任秀捉，在我大學畢業後工作十多年鼓勵我再繼續進修，及其所帶領的工作團隊-會計室全體同仁，由於您們的幫忙與協助，讓我能無後顧之憂下完成學業。也感謝勤益科大其他科室同仁的關心與鼓勵，讓我能勇敢繼續支持下去。

最後，我要將這份榮耀獻給我摯愛的家人，也要致上最高的謝意給家嚴王文雄先生與家慈張玉枝女士，謝謝您們無怨無悔的栽培與犧牲奉獻，在我情緒低落、徬徨無助時，總是不斷給我精神上的支持與鼓勵，指引我朝正確的方向前進，沒有您們，不會造就今日的我；您們讓我對人生充滿期待與希望，也是我學習的最好榜樣，非常感謝我偉大的雙親。另外我也要謝謝妹妹順麗，對我的寬容與默默的付出，讓我能朝自己的目標邁進一大步。在此感謝大家對我的關懷與包容，讓我能通過一邊工作一邊進修的嚴酷挑戰。在論文完成與畢業之際，心中除了喜悅之外，非常感謝師長、家人及朋友對我的關懷與支持，願將這小小的成就與您們分享。

王美智 謹誌於

國立勤益科技大學企業管理研究所

民國九十八年十二月

目 錄

摘要.....	i
Abstract.....	ii
誌 謝.....	iii
目 錄.....	iv
表 目 錄.....	vi
圖 目 錄.....	vii
第一章 緒論.....	1
1.1 研究背景與動機.....	1
1.2 研究範圍與目的.....	2
1.3 研究架構及研究流程.....	3
第二章 文獻回顧及假設.....	5
2.1 期貨市場之介紹.....	5
2.1.1 認識期貨.....	5
2.1.2 期貨市場的相關文獻.....	8
2.2 集合競價與連續競價制度之分析.....	12
2.2.1 集合競價與連續競價制度之定義.....	12
2.2.2 集合競價與連續競價的相關文獻.....	13
2.3 臺灣證券交易所股票市場交易新制的介紹.....	17
2.3.1 股票市場交易新制的理論基礎.....	17
2.3.2 股票市場交易新制收盤改採集合競價的相關文獻.....	18
2.4 期貨市場和現貨市場的領先落後關係.....	22
2.4.1 股價指數期貨領先現貨之相關文獻研究.....	22
2.4.2 現貨領先股價指數期貨之相關文獻研究.....	23
2.4.3 股價指數期貨與現貨無特定單向關係之相關文獻研究.....	25
第三章 研究方法.....	30
3.1 統計檢定.....	30
3.2 單根檢定.....	33
3.2.1 單根的概念.....	33
3.2.2 ADF 單根檢定.....	35
3.2.3 PP 單根檢定.....	35

3.3 共整合檢定	36
3.3.1 共整合的概念	36
3.3.2 跡檢定(Trace Test)	39
3.3.3 最大特性根檢定(Max Test)	39
3.4 變數的衡量	41
3.5 GARCH 模型	41
3.6 Granger 因果關係	42
3.7 衝擊反應函數	43
第四章 實證分析與結果	45
4.1 基本敘述統計量分析	45
4.2 單根檢定	48
4.3 共整合檢定分析	51
4.4 變數的衡量分析	56
4.5 GARCH 模型分析	59
4.6 Granger 因果關係檢定分析	61
4.7 衝擊反應分析	63
第五章 結論與建議	66
5.1 結論	66
5.2 研究限制	67
5.3 管理意涵	67
5.4 對後續研究者之建議	68
參考文獻	70

表 目 錄

表 2-1 指數期貨契約與股票現貨的比較.....	8
表 2-2 期貨市場之相關文獻整理.....	11
表 2-3 集合競價與連續競價之優缺點比較.....	13
表 2-4 集合競價與連續競價之相關文獻整理.....	16
表 2-5 股票市場交易新制收盤改採集合競價的相關文獻整理.....	21
表 2-6 股價指數期貨領先現貨之相關文獻整理.....	27
表 2-7 現貨領先股價指數期貨之相關文獻整理.....	28
表 2-8 股價指數期貨與現貨無特定單向關係之相關文獻整理.....	29
表 4-1 制度改變前後原始價格序列基本敘述統計量.....	47
表 4-2 ADF 單根檢定結果-TS 與 TF (制度改變前).....	49
表 4-3 PP 單根檢定結果-TS 與 TF (制度改變前).....	49
表 4-4 ADF 單根檢定結果-TS 與 TF (制度改變後).....	50
表 4-5 PP 單根檢定結果-TS 與 TF (制度改變後).....	50
表 4-6 制度改變前後股價及期貨落後期數之選取.....	52
表 4-7 制度改變前共整合檢定統計量.....	54
表 4-8 制度改變後共整合檢定統計量.....	55
表 4-9 制度改變前後臺灣加權指數與臺股期貨指數之標準差比較.....	57
表 4-10 制度改變前後收盤前股票報酬對延伸期貨報酬的影響.....	60
表 4-11 加入 DUM 變數，收盤前股票報酬對延伸期貨報酬的影響.....	61
表 4-12 制度改變前後之 Granger 因果關係檢定.....	62

圖目錄

圖 1-1 研究流程圖.....	4
圖 3-1 臺灣證券交易所股票收盤交易制度改變時間圖.....	30
圖 3-2 12:31 至 13:41 每五分鐘為一區間圖.....	41
圖 4-1 制度改變前股票與期貨指數關係圖.....	45
圖 4-2 制度改變後股票與期貨指數關係圖.....	46
圖 4-3 制度改變前股價與期貨標準差比較.....	58
圖 4-4 制度改變後股價與期貨標準差比較.....	58
圖 4-5 制度改變前，衝擊反應分析圖.....	64
圖 4-6 制度改變後，衝擊反應分析圖.....	64



第一章 緒論

1.1 研究背景與動機

臺灣證券交易所(Taiwan Stock Exchange, 本文簡稱 TWSE)之交易時間從早上九點至下午一點三十分, 而臺灣期貨交易所(Taiwan Futures Exchange, 本文簡稱 TAIFEX)之開盤及收盤皆比台灣證券交易所提早及延後十五分鐘, 即台灣期貨交易所之營業時間為早上八點四十五分至下午一點四十五分。由於股價指數期貨是以股價指數為其標的, 再加上期貨到期日的結算是以現貨股價指數作為最後結算價格, 因此, 股價指數期貨與現貨價格之間有著一定的關聯性存在。

股票市場的投資存在著價格波動的風險。股票的風險一般分為兩類：系統風險(systematic risk)與非系統風險(unsystematic risk), 前者係市場整體因素所造成, 包括政治、經濟、國際局勢等所造成的價格波動。受系統風險影響的資產非常多, 只是影響程度深淺不一, 因為系統風險的影響遍及整個市場, 故又稱為市場風險(market risk); 後者係指個別因素, 例如公司營運、財務狀況及經營管理所帶來個股價格波動。非系統風險只會影響單一種資產或一部分資產的風險, 因為這些屬個別公司或資產特有的風險, 有時也稱為獨特風險(unique risk), 或資產特有風險(asset-specific risk)。非系統風險可藉由分散持股來加以規避, 而系統風險卻無法利用分散投資來降低風險, 一旦面臨系統風險, 投資人可能遭遇重大損失。投資人若想利用股價指數期貨來規避此風險, 必先瞭解期貨與現貨價格之關聯性及其波動對報酬率之影響, 此為本研究之議題。

2002年7月1日, 臺灣證券交易所將股票收盤集合競價的時間延長; 現貨收盤的撮合, 由大約三十秒增加為五分鐘; 收盤價格之決定, 改採五分鐘集合競價, 也就是下午一點二十五分起電腦交易系統只接受下單、取消、改量等委託申報之委託, 但暫不撮合, 等到一點三十分停止委託申報, 電腦交易系統即匯集當日已輸入交易所仍未成交的所有買賣單, 在當日漲跌停價格範圍內, 依據集合競價的價格決定原則, 撮合產生收盤價格。

在單一天裏, 若我們對股票價格做觀察, 收盤價格在許多方面是重要的。收盤價格被實務界或學術界拿來分析計算報酬、投資組合報酬或共同基金淨資產之價值。收盤價格也使用於邊際資產及衍生性契約的處理。基於這些理由, 特別像指數基金交易者, 嘗試去交易或接近這天的收盤價格。另外特別在一個月或一季結束後, 對於市場參與者去處理股票的收盤價格有非常明顯的誘因。收盤集合競價提供投資者有能力以收盤價格去執行交易, 及在相同時間, 藉集中流動性降低

操縱的可能。

先前研究有很多在檢視股票市場收盤後，期貨價格之變動情形(例如：Chang, Jain & Locke, 1995; Daigler, 1997; Fong & Frino, 2001)。先前研究已指出股票市場收盤後期貨之報酬波動是減緩的，而李修全(民 96)發現期貨市場的成交量與波動性型態在現貨市場收盤後有顯著的改變。

在證券市場，為結合買方及賣方委託單，集合競價及連續競價二者被使用去決定交易價格，先前研究顯示集合競價比連續競價較無效率(Amihud & Mendelson, 1987; Amihud & Mendelson, 1996; Amihud, Mendelson & Lauterbach, 1997; 陳培林, 民 93)；也有學者認為收盤集合競價，已有效率的降低收盤時市場波動，及藉著降低在股票收盤價格之雜訊，來增加市場效率性(Madhavan, 1992; Huang & Tsai, 2008)。

而收盤採集合競價能增強價格發現，降低交易成本(Pagano & Schwartz, 2003; Aitken, Comerton-Forde & Frino, 2005; Comerton-Forde & Rydger, 2006b; Lee, Chien & Huang, 2007)，收盤前股票報酬對延伸至期貨報酬有很大的影響，而 Comerton-Forde, Lau & McInish (2007)進一步指出，集合競價的導入，可減少操縱股票之收盤價格，使價格決定過程更加公正。

股票與期貨之領先落後關係，過去研究基於不同研究對象、期間、模型或假說，而產生不同的結論。例如股價指數期貨領先現貨(Stoll & Whaley, 1990; Ghosh, 1995; Tse, 1995)；現貨領先股價指數期貨(Wahab & Lashgari, 1993; Ghosh, 1995; Lien & Yang, 2003)及股價指數期貨與現貨無特定單向關係(Shyy, Vijayraghavan & Scott-Quinn, 1996; Sim & Zurbreugg, 1999; Brooks, Garrett & Hinich, 1999)。

因為期貨無法單獨存在，它必須以現貨為其標的，因此期貨及現貨之間存在著某種程度的關聯性，本研究主要在檢查臺灣證券交易所改採收盤五分鐘集合競價制度前後，期貨市場與現貨市場之關聯性變化。

1.2 研究範圍與目的

證券交易所推行新制度的用意，在於減少人為操控，促進交易公平。而實施收盤五分鐘集合競價，可降低特定人士操縱收盤價格的情況(或藉由提高成本，來降低其意願與能力)，回歸市場自由機制的運作。本研究之標的為臺灣加權股價指數及臺灣加權股價指數期貨，研究期間為 2002 年 4 月 1 日至 2002 年 9 月 30 日。

因期貨市場與現貨市場具關聯性，而股票市場收盤改採集合競價制度後，對期貨與現貨價格之關聯性是否會產生影響，值得做進一步探討。因此，本研究之主要探討目的如下：

1. 股票市場制度改變，是否會引起期貨市場價格波動？
2. 制度改變後，可否提高股票市場及期貨市場之效率性？
3. 收盤前股票報酬對延伸至期貨之報酬，是否會因制度改變而受影響？
4. 制度改變後，是否現貨會領先期貨？

1.3 研究架構及研究流程

本研究共分為五章，各章內容概要說明如下：

一、緒論

說明本研究之背景、動機、範圍與研究目的，並說明本研究之架構及流程。

二、文獻回顧及假設

本章分成四部分，首先介紹期貨市場及其相關文獻，其次為集合競價與連續競價制度之分析與比較暨其相關文獻，第三為臺灣證券交易所交易新制之介紹及其相關文獻，最後針對期貨市場與現貨市場之領先落後關係做探討。

三、研究方法

包括單根檢定、共整合檢定、變數的衡量、GARCH 模型、Granger 因果關係及衝擊反應函數等。

四、實證分析與結果

根據第三章的研究設計並依照本研究的資料進行分析，並提出實證分析結果。

五、結論與建議

根據本研究的實證分析與結果進行彙總說明，提出管理意涵，以及對後續研究者之建議。

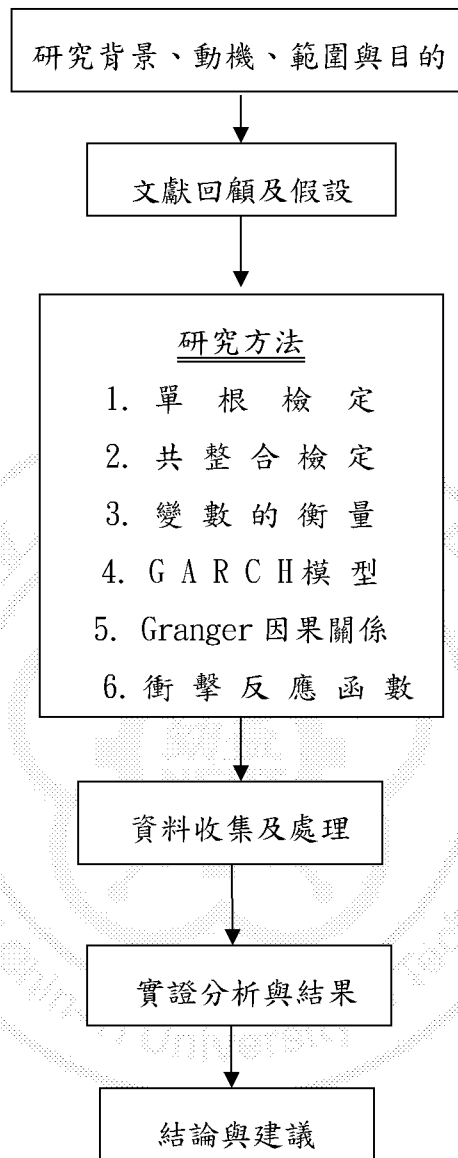


圖 1-1 研究流程圖

第二章 文獻回顧及假設

本章首先介紹期貨市場、期貨市場的功能、期貨與現貨市場的密切關係及其相關文獻；其次介紹集合競價與連續競價制度、優缺點的比較及其相關文獻；第三部分為臺灣證券交易所股票市場交易新制的介紹、法瑪(Fama)的效率市場假說及收盤改採集合競價之相關文獻；最後為期貨市場與現貨市場的領先落後關係作探討，其研究結果分為三部份，依序為股價指數期貨領先現貨、現貨領先股價指數期貨及兩者並無特定的單向關係之相關文獻。

2.1 期貨市場之介紹

1998年7月21日臺灣期貨交易所(TAIFEX)推出以發行量加權為基礎之本土化的台灣加權股價指數期貨，此一期貨商品的推出可說是台灣期貨發展史上的重要里程碑，對於投資人而言，亦提供了一個能規避價格風險與投機套利的管道。然而投資人應如何進行投資與套利的活動，首先投資人必須了解期貨與現貨價格間之互動關係，方能在市場中藉由買低賣高之套利活動獲利，並減少風險。

2.1.1 認識期貨

期貨契約(Futures Contract)是以一種標準化的財務契約，指明在未來的某一特定日，以約定的價格買進或賣出一定數量與品質的商品，而為了確保交易能夠安全執行，買賣雙方均要繳交保證金。當契約到期時，交易雙方必須履行交割(Delivery)的義務，即買方交錢，賣方交貨，以完成契約的規定事項。

依標的物的種類，期貨契約可分為商品期貨與金融期貨兩大類：商品期貨如農產品期貨、金屬期貨及能源期貨等；而金融期貨如利率期貨、外匯期貨及股價指數期貨等。相對於期貨市場(Futures Market)，期貨之標的物即構成所謂的「現貨市場」(Cash Market)

期貨是標準化契約，透過健全的期貨市場交易，至少可以產生以下三項功能：

1. 避險功能：

期貨交易的原始目的，在於降低交易雙方所面對的商品價格風險，也就是將

價格風險移轉至願意承受風險者(多半是投機者)。

2. 價格發現功能:

期貨市場的交易者眾多，又透過公開喊價或競價的方式，且成交後之價格能夠迅速公布，隨時反應最新的商品預期價格，作為現貨市場交易者的參考指標。故若期貨價格能充分揭露，將能有效提升整個經濟社會資源的配置效率。

3. 促進市場流動性的功能:

參與期貨交易有避險者與投機者兩種，避險者是為了規避價格風險，而投機者是有能力且願意承擔風險者。投機者主要以獲利為目的，手上並無太多現貨，為能在期貨交易中賺取利潤，他們在交易之前，會先預測交易標的之價格，再決定買進或賣出期貨契約。事實上，正因為有投機者的參與，增加了市場流動性，避險交易才能順利地進行，而使期貨市場具備經濟功能。

以上避險、價格發現與促進市場流動性三種功能可謂相輔相成，例如缺乏避險者的期貨市場，期貨價格將由多數投機客來決定，不但價格因缺乏現貨部位之考量而容易失真，價格波動幅度也將加大，逐漸變得不適合避險者參與；又若是缺乏投機客，避險者的風險則不易轉移，期貨價格也難具備預期功能。因此，以上三種功能缺一不可。

期貨係以現貨為主體之依附性契約，前面提及期貨具有價格發現的功能，顯示出期貨價格似乎與現貨價格之間具有密切的關係，可用以合理評估期貨的價值。以下將從預期理論與持有成本理論兩方面來介紹期貨與現貨價格的關係。

一、預期理論

預期理論(Expectations Theory)認為目前期貨的價格為交割日現貨價格的預期值。如果 P_f 為目前期貨價格， $E(P_s)$ 為未來交割日現貨價格的預期，兩者的關係如下：

$$E(P_s) = P_f \quad (2.1)$$

但經濟學家凱因斯(John Maynard Keynes)則認為，若避險者因避險需求而須持有期貨的空頭部位，市場上須存在相對一方願意持有期貨的多頭部位，為了使投機者願意承擔風險來持有多頭部位，目前期貨價格必須低於現貨價格的期望值，以數學式表示為：

$$E(P_s) > P_f \quad (2.2)$$

其中， $E(P_s) - P_f$ 的差額即為投機者要求的風險溢酬(Risk Premium)，隨著交

割日的接近，風險溢酬會愈來愈小，直到交割日時為零，也就是期貨價格等於現貨價格，此種關係稱為正常交割延遲(Normal Backwardation)。另外一派學者則發現市場上的期貨價格不全然小於未來現貨價格，認為在此情況下，市場上的避險者希望持有多頭部位；相對地，投機者應持有空頭部位，為了使避險者轉移風險由投機者承擔，則期貨價格必須高於未來現貨價格的預期值，使投機者因承擔風險而獲得風險溢酬的補償，以數學式表示為：

$$E(P_s) < P_f \quad (2.3)$$

當交割日期愈來愈接近時，期貨價格與未來現貨價格預期值的差額會縮小，此種關係稱為正常交易延遲(Normal Contango)。

二、持有成本理論

持有成本理論(Cost of Carrying Theory)係指期貨價格除了現貨價格之外，還要加上將現貨持有至交割日這段期間內所必須負擔的成本(即倉儲成本、資金成本等之總和)。如果以 P_f 表示期貨價格， P_s 表示現貨價格， C 表示持有成本，則期貨價格應為：

$$P_f = P_s + C \quad (2.4)$$

雖然持有現貨會產生成本，但也有可能中途因某些因素而產生收益，所以(2.4)公式必須修正為：

$$P_f = P_s + C - B \quad (2.5)$$

B 為到期前的收益，這種持有現貨的條件，必須從持有成本中扣除。從公式(2.5)中可發現，期貨價格不一定大於現貨價格。期貨價格是否高於現貨價格，須視持有成本與到期前的收益而定。當期貨價格與現貨價格偏離公式(2.5)的理論關係時，市場便存有賺取套利的空間。

指數期貨以股票為現貨，而指數期貨具有價格發現之功能，因此二者在價格上，存有某種程度之關聯性，但其餘部分仍有許多不同的地方，詳如表 2-1 之比較：

表 2-1 指數期貨契約與股票現貨的比較

	指數期貨	股票現貨
產權性質	契約屬性	有價證券
交易標的	股價指數(一籃子股票)	個別股票
功能	投機、避險及套利	籌資工具、直接投資
持有期限	至契約到期日	可無限期持有
交割時間	未來交割(到期日)	成交日後第二營業日交割(即期)
交易繳交	保證金	全額股價或融資融券
財務槓桿	高槓桿(約 5%-13%自有資金)	低槓桿(50%以上自有資金)
風險評估	高風險	風險較低
損益實現	每日結算盈虧	結束部位時實現
部位了結	平倉，以現金結算	賣出股票
空頭部位限制	無放空限制	存在較多放空限制
交易成本	較低	較高

資料來源：李進生、謝文良、吳壽山、蔣炤坪合著之台股指數期貨與操作實務，二版，證基會，臺北市，民國 91 年，第 74 頁

2.1.2 期貨市場的相關文獻

Chang, Jain 與 Locke (1995) 使用傳染模型去發展預測接近股票市場時，期貨價格行為。傳染模型被 King 與 Wadhvani (1990) 發展，描述在一個市場的交易能改變在一個相關市場之價格行為，因為交易者的決定將影響主要市場的價格行為。因此，在一個市場之價格移動影響哪些相關的市場。Chang et al. 分析紐約證券交易所(NYSE)的收盤對 S&P 500 指數期貨的影響。使用資料從 1985 年 5 月至

1990年12月，在NYSE收盤後，他們觀察期貨報酬波動立即下跌。

Daigler (1997) 指出期貨市場也許沒有與股票相同的因素影響價格型態，一般，股票指數期貨在股票市場收盤後及在股票市場開盤前仍有交易。根據 Daigler 提出延伸的市場收盤理論去解釋期貨合約的報酬波動及交易數量的日內型態，使用資料從 1988 年至 1999 年，發現在現貨及期貨市場，在開盤及收盤期間，報酬波動及交易數量傾向是高的。然而，在股票市場收盤後，期貨市場是下跌的。

Fong 與 Frino (2001) 研究現貨市場收盤對期貨價格行為的影響，使用資料從恆生指數期貨契約，在 1998 年 10 月 13 日至 1999 年 1 月 8 日，他們發現在股票市場收盤後，期貨報酬波動是降低的，結論與傳染模型假設一致。

為了解長期間期貨價格是否為未來現貨價格的不偏推定量，戴錦周、楊淑芬、陳建宏(民 92)以「新加坡國際金融交易所」發行的「日經 225 股價指數期貨」、「香港期貨交易所」發行的「恆生指數期貨」、「韓國證券交易所」發行的「韓國綜合 200 指數期貨」、「新加坡國際金融交易所」發行的「摩根臺指期貨」、以及「臺灣期貨交易所」發行的「臺灣發行量加權股價指數期貨」做為研究標的，來探討期貨市場的不偏性，發現長期而言，此五種指數期貨的當期期貨價格是到期日現貨價格的不偏推定量。亦即現貨市場的參與者以及相關的經濟個體在進行決策時，此五種指數期貨都能對現貨市場提供不偏的預測。

Chan (2005) 研究香港期貨交易所恆生指數期貨契約的交易，自從交易所開始於現貨市場開盤前提早及收盤後延遲十五分鐘。發現在收盤時，期貨市場報酬波動大於現貨市場；而現貨市場收盤對期貨波動的影響，只應用在開盤期間，而非收盤期間，即在現貨市場收盤後十五分鐘之延後期間，期貨市場交易行為沒有顯著改變。

In 與 Kim (2006) 採用波浪分析法(wavelet analysis)去調查澳洲股票市場及期貨市場之間的關係，在不同時間等級，波浪分析被保證使用 Daubechies 最小不對稱波浪長度 8 的資料庫設定篩選，結果顯示從 Hurst 指數(H)，澳洲股票及期貨市場是反永久性(antipersistent)。波動變異顯示，不管時間等級，期貨市場比股票市場較有波動。再者，相關性的大小因時間等級增加而增加，並指出股票及期貨沒有根本的不同。

臺灣證券交易所於 2002 年 7 月 1 日將股票收盤集合競價的時間延長；現貨收盤的撮合，由大約三十秒增加為五分鐘。李修全 (民 96) 研究探討股票收盤集合競價的制度改變，對期貨之價格影響，採用 Wilcoxon 檢定、一般化動差法 (Generalized Method of Moment, GMM)、自我迴歸條件異質變異模型 (Generalized

Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model, GARCH Model)進行實證分析。實證研究發現，撮合時間增加後，(1)期貨日內價格的型態並未大幅變化，(2)期貨市場的成交量與波動性型態在現貨市場收盤後有顯著的改變，(3)利用最後五分鐘的現貨報酬預測期貨最後十五分鐘的報酬能力增強，(4)現貨收盤的價格較接近真實的價格，(5)期貨收盤的價格較趨近真實的價格。

陳君達、陳志鈞、李文雄(民 96)探討美國與臺灣定期之總體經濟訊息宣告對台灣金融市場之衝擊。實證結果顯示台灣現貨報酬之日變動領先期貨報酬，二市場的報酬率波動存在波動群聚的現象，且二市場報酬波動不對稱的現象會相互影響。

Chan (2005) 發現在收盤時，期貨市場報酬波動大於現貨市場，李修全(民 96)期貨市場的成交量與波動性型態在現貨市場收盤後有顯著的改變，即股票市場收盤改採集合競價後，對期貨市場有顯著的改變，及 In 與 Kim (2006) 波動變異顯示，不管時間等級，期貨市場比股票市場較有波動。根據以上的文獻，整理成表 2-2。據此，本研究提出下列假設：

H1：期貨市場價格之波動，會因股票市場撮合制度改變而改變。



表 2-2 期貨市場之相關文獻整理

作者(年代)	研究對象	研究/實證結果
Chang, Jain 與 Locke (1995)	S&P500 指數期貨	使用傳染模型去發展預測接近股票市場時期貨價格行為，他們發現在 NYSE 收盤後，期貨報酬波動立即下跌。
Daigler (1997)	S&P500 指數期貨、MMI 指數期貨、T-bond 期貨	發現在現貨及期貨市場，在開盤及收盤期間，報酬波動及交易數量傾向是高的。然而，在股票市場收盤後，期貨市場是下跌的。
Fong 與 Frino (2001)	恆生指數期貨	在股票市場收盤後，期貨報酬波動是降低的，結論與傳染模型假設一致。
戴錦周、楊淑芬、陳建宏(民 92)	新加坡國際金融交易所	發現長期而言，此五種指數期貨的當期期貨價格是到期日現貨價格的不偏推定量。亦即現貨市場的參與者以及相關的經濟個體在進行決策時，此五種指數期貨都能對現貨市場提供不偏的預測。
Chan (2005)	恆生指數期貨	發現在收盤時，期貨市場報酬波動大於現貨市場；而現貨市場收盤對期貨波動的影響，只應用在開盤期間，而非收盤期間，即在現貨市場收盤後十五分鐘之延後期間，期貨市場交易行為沒有顯著改變。
In 與 Kim (2006)	澳洲股票市場及期貨市場	波動變異顯示，不管時間等級，期貨市場比股票市場較有波動。
李修全(民 96)	臺灣股票市場及期貨市場	股票市場收盤改採集合競價後，發現(1)期貨市場的成交量與波動性型態在現貨市場收盤後有顯著的改變，(2)利用最後五分鐘的現貨報酬預測期貨最後十五分鐘的報酬能力增強，(3)期貨收盤的價格較趨近真實的價格。
陳君達、陳志鈞、李文雄(民 96)	臺灣股票市場及期貨市場	臺灣現貨報酬之日變動領先期貨報酬，二市場的報酬率波動存在波動群聚的現象，且二市場報酬波動不對稱的現象會相互影響。

資料來源：本研究整理

2.2 集合競價與連續競價制度之分析

2.2.1 集合競價與連續競價制度之定義

集合競價(Call auction)：是指對一段時間內接受的買賣申報一次集中撮合的競價方式。臺灣股市制度中主要的撮合方式為集合競價，所謂集合競價是指股市累積相當數目的買賣委託訂單，在規定的時間內，以能滿足最大委託數的成交量之價格，將買賣訂單撮合成交。簡單來說，就是每隔一段時間累積所有委託單撮合一次，而每一盤撮合僅有一個成交價格。成交價以上的限價買單與成交價以下的限價賣單皆可成交，且以成交價位來撮合。撮合時顧及到價格優先與時間優先，因此原則上市價單優先成交，而限價單中，委託買價越高越優先成交，委託賣價越低越優先成交。若相同委託價的買(賣)單，先到則先撮合。市場價格之決定方式如下：

1. 當兩種限價單進行撮合時，買單的價格必須高於或等於賣單的價格才能成交，當買單價格高於賣單價格則成交價為此兩個價格的平均。
2. 若買單委託張數不等於賣單委託張數，且多張訂單的一方，委託價皆相同時，則其訂單依電腦抽選撮合(即依照機率原則成交)。
3. 若有多種價格可以撮合買賣雙方時，則選擇撮合數量最大的價格作為成交價，而且被撮合成交的訂單，皆以此成交價交易。

連續競價(Continuous auction)：是指對買賣申報逐筆連續撮合的競價方式。連續競價階段的特點是每一筆買賣委託輸入電腦自動撮合系統後，當即判斷並進行不同的處理：能成交者予以成交；不能成交者等待機會成交；部分成交者則讓剩餘部分繼續等待。

集合競價與連續競價之優缺點比較整理成表 2-3

表 2-3 集合競價與連續競價之優缺點比較

交易撮合制度	集合競價	連續競價
優點	可改善不同資訊擁有者之間資訊不對稱程度，使價格決定過程更加公正。	<ol style="list-style-type: none"> 1. 可使投資人對於反應在成交價格與數量上的市場新進資訊，做出即時進出市場的委託行為。 2. 藉由較連續的價格揭示過程，取得較新的市場資訊。
缺點	無法即時傳達交易資訊，使得市場透明度相對較差。	<ol style="list-style-type: none"> 1. 當買賣委託單太少且報價出現極端情況時，容易發生價格劇烈波動的現象。 2. 在委託單太大時容易發生塞車的情況，且易受到大額委託的影響。

資料來源：本研究整理

2.2.2 集合競價與連續競價的相關文獻

關於價格決定之原則究竟採取集合競價或逐筆撮合之方式，對市場效率性、波動性及流動性等相關議題上，過去研究並未獲得一致性的結論。

Amihud 與 Mendelson (1987)研究集合及連續競價對股票價格行為的效果。使用資料從 1982 年 2 月 8 日至 1983 年 2 月 18 日，在紐約證券交易所(NYSE)，他們發現開盤價格比收盤價格有雜訊。然而，NYSE 分別在開盤及收盤使用集合及連續競價，Amihud 與 Mendelson 結論為集合競價比連續競價較無效率。

Madhavan (1992)發展一理論模型，去分析當資訊是不完全的且交易者行為戰略上地，在集合及連續競價，價格形成的過程。Madhavan 顯示集合競價聚集資訊的效率性，比連續競價提供較大的價格效率性。所以，當資訊不對稱是劇烈的，一個交易系統連續競價比集合競價較會在收盤時下跌，而集合競價對處理資訊不對稱問題是有效果的。

Schnitzlein (1996)調查在實驗室資產市場，在資訊不對稱下，集合及連續競價

的相關績效。Schnitzlein 發現集合競價較連續競價提供較大流動性，且在集合競價有雜訊交易者遭受較少損失。另外，Schnitzlein 指出在集合及連續競價二者中，價格效率性是沒有顯著不同。

Amihud 與 Mendelson (1996)調查轉換從集合競價到連續競價對股票價格行為的影響，使用資料從 1987 年至 1994 年，他們發現在 Tel Aviv Stock Exchange (TASE)使用新的交易結構(連續競價)之後，價格之效率性被增強及對於市場資訊股價調整較快。

Amihud, Mendelson 與 Lauterbach (1997)調查從集合競價轉換到連續競價對股票價格行為的影響，使用資料從 1987 年至 1994 年，他們發現在 Tel Aviv 股票交易所(TASE)使用新的交易結構(連續競價)之後，價格之效率性被增強及對於市場資訊股價調整較快。因此，Amihud et al.結論為連續競價能增加價格效率性。

當理論的及經驗的研究建議集合競價能增加市場流動性，實證研究發現在轉換從集合競價至連續競價之後，股票經驗在流動性，數量及價格是增加。除了研究在價格效率性轉換從集合競價至連續競價的效果，Amihud, Mendelson 與 Lauterbach (1997)也檢查是否轉換能增加流動性及股價，Amihud et al. 發現從集合競價改變至連續競價之後，流動性及股價增加。

Muscarella 與 Piwowar (2001)研究集合競價及連續競價間的轉換對股票價格行為的影響。使用資料從巴黎股票交易所(在 1995 至 1999 年期間)，Muscarella 與 Piwowar 顯示經常交易股票經驗流動性增加，及價格跟著轉換至連續競價而上漲。他們也報導非經常性交易股票經驗在從連續競價轉換至集合競價，價格及流動性下降。因此，Muscarella 與 Piwowar 結論為股票的連續競價能增加流動性及價格。

Kalay, Wei 與 Wohl (2002)檢查是否投資者較喜歡在連續競價交易環境下交易，使用資料從 1997 年 1 月至 1999 年 5 月 31 日，他們發現在 TASE 當他們由集合競價移至連續競價，股票經驗在數量及價格上顯著增加。再者，Kalay et al.顯示當大多數股票從集合競價移動至連續競價及小部分股票仍在集合競價交易時，小部份股票的相關數量及價格減少。因此，Kalay et al.結論為投資者較喜歡在連續競價環境下交易。

陳培林(民 93)檢查臺灣證券集中市場改採收盤五分鐘集合競價後之交易，研究期間為 2002 年 1 月 2 日至 2003 年 6 月 30 日止，共 367 個交易日，實證結果發現整體市場收盤交易的流動性變差、波動性降低、效率性也變差。

Lee, Chien 與 Huang (2007)檢查臺灣證券集中市場股票收盤這組期間長度的有價值改變對指數期貨價格行為的影響，使用資料從臺灣期貨交易所(TAIFEX)的指數期貨交易，當股票收盤集合競價這組期間是短的(三十秒)及是長的(五分鐘)，他們比較指數期貨報酬波動及交易數量。觀察結果指出當股票收盤這組期間是短的，在股票市場收盤後期貨之報酬波動及交易數量是減少的；相反地，這組期間是長的，在股票市場收盤後報酬波動及交易數量是增加的。Lee et al. 也指出當股票收盤這組期間是長的，收盤前股票報酬對延伸至期貨報酬有很大的影響。

Huang 與 Tsai (2008)檢查臺灣證券交易所改變收盤交易的方式，由連續競價改為五分鐘收盤集合競價，研究期間為 2001 年 4 月至 9 月之臺灣證券交易所的臺灣 50 指數，實證結果顯示改為五分鐘收盤集合競價後，交易數量及市場深度在收盤期間衰退，而收盤集合競價已有效率地降低在收盤時市場波動及藉著降低在股票收盤價格之雜訊來增加市場效率性。

股票市場改採集合競價後，可改善不同資訊擁有者之間資訊不對稱程度，使價格決定過程更加公正，根據 Madhavan (1992)指出集合競價聚集資訊的效率性，比連續競價提供較大的價格效率性。Lee, Chien 與 Huang (2007)及 Huang 與 Tsai (2008)指出收盤改採集合競價後，交易數量及市場深度在收盤期間衰退，而收盤集合競價已有效率地降低在收盤時市場波動及藉著降低在股票收盤價格之雜訊來增加市場效率性，及收盤前股票報酬對延伸至期貨報酬有很大的影響。綜合以上文獻，整理成表 2-4，據此，本研究提出下列假設：

H2：股票市場改採收盤五分鐘集合競價之後，可增加股票市場及期貨市場之效率性。

表 2-4 集合競價與連續競價之相關文獻整理

作者(年代)	研究對象	實證結果
Amihud 與 Mendelson (1987)	紐約證券交易所(NYSE)	集合競價比連續競價較無效率
Madhavan (1992)	比較自營商報價與委託單驅動系統的價格形成過程	顯示集合競價聚集資訊的效率性大於連續競價。當資訊不對稱是劇烈的，一個交易系統連續競價比集合競價較會在收盤時下跌，而集合競價對處理資訊不對稱的問題是有效果的。
Schnitzlein (1996)		集合競價及連續競價二者中，價格效率性是沒有顯著不同。
Amihud et al. (1996)	Tel Aviv 股票交易所(TASE)	在連續競價下，價格之效率性被增強及對於市場資訊股價調整較快。
Amihud, Mendelson 與 Lauterbach(1997)	Tel Aviv 股票交易所(TASE)	連續競價能增加價格效率性。
Muscarella 與 Piwowar (2001)	巴黎股票交易所	在連續競價下，能增加股票流動性及價格。
Kalay, Wei 與 Wohl (2002)	Tel Aviv 股票交易所(TASE)	投資者較喜歡在連續競價環境下交易。
陳培林(民 93)	臺灣證券交易所	收盤改採集合競價後，整體市場收盤交易的流動性變差、波動性降低、效率性也變差。
Lee, Chien 與 Huang (2007)	臺灣股票市場及期貨市場	收盤改採集合競價後，期貨市場報酬波動及交易數量是增加的，及收盤前股票報酬對延伸至期貨報酬有很大的影響。
Huang 與 Tsai (2008)	臺灣 50 指數	收盤改採集合競價後，交易數量及市場深度在收盤期間衰退，而收盤集合競價已有效率地降低在收盤時市場波動及藉著降低在股票收盤價格之雜訊來增加市場效率性。

資料來源：本研究整理

2.3 臺灣證券交易所股票市場交易新制的介紹

2.3.1 股票市場交易新制的理論基礎

一般交易制度是由相關主管機關與證券交易所的推動設立，旨在建立公平性與效率性之證券市場，以保障投資人能在公平基礎上從事投資。從投資者的決策過程來分析，其決定參與市場時，必先接收市場情況資訊，其後以委託單申報來反應市場資訊，並等候委託單之成交資訊回報，最後再以市場產生的新資訊作為下一次投資的參考依據。這一系列的投資決策循環流程中，要達到公平、公正、公開的原則下完成每一筆交易，以及維持市場的流動性與效率性之目標，市場交易撮合制度設計的合理性與市場即時資訊揭示的真實性，即為其重點所在。

臺灣證券交易所為提昇交易的公平性，於2002年7月1日股票市場收盤價格之決定方式改採收市前五分鐘暫停撮合，但仍接受委託，並於收市時以集合競價方式收盤；即每日下午一時二十五分起至一時三十分止暫停撮合，但電腦持續接受買賣申報的輸入、改量及取消作業，直至下午一時三十分停止上述委託作業，再依集合競價決定收盤價格並執行撮合，針對個股收盤前五分鐘集合競價的結果，若無任何買賣申報成交時，則以當日最後一次成交價格作為收盤價；若當日均無成交者，則無收盤價。

以效率市場的觀念為基礎，在財務學的領域裡發展出所謂的「效率市場假說」，其主張在資本市場上充滿著眾多受過嚴格專業訓練的證券交易人員，他們對於資訊可以充分掌握，並可以有效且迅速地加以分析。此外，在有利可圖的投資機會出現時，他們能夠取得充足的資金來買賣該種出現投資機會的股票，此時市場的買賣行動將使得股票價格迅速調整，立即產生新的均衡價格。

著名的財務學家法瑪(Fama)於1970年的論文裡，更為效率市場劃分出三種類型，其分別是：

1. 弱式效率性

在弱式效率的市場，凡是所有影響股價過去移動趨勢的資訊，都已經完全反應在現行的股價中；換言之，投資人無法利用過去的價格資訊「擊敗市場」。因此，在弱式效率市場成立的股市裡，實務上常見以價格線圖為主要走勢依據的技術分析將無法協助投資人或分析師找出價格被低估或高估的股票，以賺取超常報酬。

2. 半強式效率性

若市場中股票的市價能反應出所有「已公開」的資訊，則該市場具有半強式

效率性。換言之，在半強式效率市場中，不但是技術分析，連側重公司財務報表等統計資料的基本分析也將無法帶給投資人「超常報酬」。

3. 強式效率性

至於所謂的強式效率市場，指的是股票目前市價已反應了所有已公開或未公開(內線)的資訊，因此任何投資人(甚至內部人)均無法在股市中賺得超常報酬；這表示任何分析方法皆已無效，並暗示著內線資訊是否公開也不會影響股價走勢。這裡所稱「內部人」，是指董事、監察人、經理人以及大股東等熟悉公司營運動態及財務狀況的內部人員，倘若這些「擁有第一手資訊」的人員買賣股票都已無法賺取超常報酬，可以想見強式效率市場的定義條件有多麼嚴苛了。

目前證券交易所，採取收盤前五分鐘集合競價一次決定收盤價格，其目的主要在避免收盤價格人為操縱，使市場效率性受到扭曲，而違反公平交易原則。

2.3.2 股票市場交易新制收盤改採集合競價的相關文獻

Pagano 與 Schwartz (2003) 檢查了巴黎證券交易所股票收盤集合競價對市場品質之影響，使用資料為 1995 年至 1999 年期間，他們發現收盤集合競價在個別參與者與增強價格發現，在交易熱絡市場能降低執行成本。

陳培林(民 93)檢查臺灣證券集中市場收盤改採五分鐘集合競價後之交易，研究期間為 2002 年 1 月 2 日至 2003 年 6 月 30 日止，共 367 個交易日，實證結果發現整體市場收盤交易的流動性變差、波動性降低、效率性也變差。另外，陳培林認為收盤改採五分鐘集合競價後，市場參與者為避開透明度不佳的收盤交易，有提早五分鐘出場的行為，造成該時段波動性明顯上升，但有效移轉過往收盤時的大幅波動。

Aitken, Comerton-Forde 與 Frino (2005) 研究收盤集合競價對於市場流動性的影響，使用資料從 1996 年 8 月 9 日至 1997 年 8 月 10 日，他們報導每天最後 1 小時跟隨收盤集合競價之導入交易量的百分比明顯的降低。另外，他們也發現，收盤採集合競價可增強市場流動性及降低投資者之交易成本。

Comerton-Forde 與 Rydge (2006a)指出收盤集合競價提供投資者接近收盤價格，降低波動及降低價格操縱，而集合競價連結(matching)方法影響集合競價價格，從兩個真實市場例子的分析指出，不同的方法設定不同的價格。這結果也指出操縱對集合競價價格有顯著的影響。有一些方法的設計比其他的在降低操縱的影響較有效率。選擇集合競價設計特色，例如波動的延伸，也許能較有效率降低收盤價格操縱。Comerton-Forde 與 Rydge 指出操縱者也許準備花費顯著的資源

去膨脹(inflate)股票價格，在收盤集合競價下，確實的市場監督也許證明能有效率的在阻止價格操縱。

澳洲股票交易所(Australian Stock Exchange, 簡稱 ASX)於 1997 年導入收盤集合競價，又於 2002 年 3 月 18 日對集合競價的設計做一些改變，這些改變加強集合競價的暫時性(transparency)及導入一個新的結合方法。Comerton-Forde 與 Rydge (2006b)檢查這些改變對價格效率性的影響。使用資料為澳洲股票交易所分事件前(pre-event)從 2000 年 3 月 18 日至 2001 年 3 月 18 日，及事件後(post-event)從 2002 年 3 月 18 日至 2003 年 3 月 18 日，這樣本期間涵蓋事件前及事件後各 250 個交易日。經分析後集合競價方法的設計是重要的，變異數比率分析指出在事件後跨市場間報酬波動是降低的。在事件後對於開盤前價格發現過程的檢查進一步提供增加集合競價價格效率性，而對於收盤前價格效率性沒有出現顯著性的增加。Comerton-Forde 與 Rydge 指出收盤集合競價與開盤扮演不同的角色；收盤集合競價是促進在收盤價格之交易，而非促進價格不確定的分析。

Lee, Chien 與 Huang (2007)檢查臺灣證券集中市場股票收盤這組期間長度的有價值改變對指數期貨價格行為的影響，使用資料從臺灣期貨交易所(TAIFEX)的指數期貨交易，當股票收盤集合競價這組期間是短的(三十秒)及是長的(五分鐘)，他們比較指數期貨報酬波動及交易數量。觀察結果指出當股票收盤改採集合競價後，在期貨市場報酬波動及交易數量是增加的。Lee et al. 也指出當股票收盤這組期間是長的，收盤前股票報酬對延伸至期貨報酬有很大的影響。

新加坡股票交易所(Singapore Exchange, 簡稱 SGX)於 2000 年 8 月以委託單驅動市場導入一個開盤及收盤的集合競價。Comerton-Forde, Lau 與 McInish (2007)檢查 250 種活動性最高在 SGX 交易之股票，在導入集合競價之前及之後的 240 個交易日為樣本之股票。實證結果顯示集合競價導入，特別在開盤時可增強價格發現，減少資訊不對稱的問題；而在收盤時可減少操縱股票之收盤價格。Comerton-Forde et al. 也指出集合競價每天交易數量的百分比，在較少流動性股票是顯著較高的。

Huang 與 Tsai (2008)檢查臺灣股票交易所於 2002 年 7 月 1 日改為五分鐘收盤集合競價機制後，對市場績效及品質效果是否有提升，使用資料為臺灣股票交易所，分別導入最後五分鐘收盤集合競價之前的 150 天(T-150)至 30 天(T-30)及之後的 30 天(T+30)至 150 天(T+150)，實證結果顯示收盤採集合競價已經有效率地降低在收盤時市場波動及藉著降低在股票收盤價格之雜訊來增加市場效率性。然而市場流動性已經減少，主要因為個別投資者的行為。

股票市場改採集合競價後，可改善不同資訊擁有者之間資訊不對稱程度，使價格決定過程更加公正。根據 Comerton-Forde 與 Rydge (2006a)、Lee, Chien 與 Huang (2007)及 Comerton-Forde, Lau 與 McInish (2007)我們知道收盤改採集合競價後，收盤前股票報酬對延伸至期貨報酬有很大的影響，透過波動的延伸可減少操縱股票之收盤價格。綜合以上文獻，整理成表 2-5，據此，本研究提出下列假設：

H3：收盤改採集合競價後，收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬有很大的影響。



表 2-5 股票市場交易新制收盤改採集合競價的相關文獻整理

作者(年代)	研究對象	實證結果
Pagano 與 Schwartz (2003)	巴黎證券交易所	收盤集合競價在個別參與者與增強價格發現，在交易熱絡市場能降低執行成本。
陳培林(民 93)	臺灣股票交易所	整體市場收盤交易的流動性變差、波動性降低、效率性也變差。
Aitken, Comerton-Forde 與 Frino (2005)	澳洲股票交易所	增強市場流動性及降低投資者之交易成本。
Comerton-Forde 與 Rydge (2006a)	12 個股票交易所	選擇集合競價設計特色，例如波動的延伸，也許能較有效率降低收盤價格操縱。而確實的市場監督也許證明能有效率的在阻止價格操縱。
Comerton-Forde 與 Rydge (2006b)	澳州股票交易所	變異數比率分析指出，在跨市場間報酬波動是降低的。對於開盤前價格發現過程的檢查進一步提供增加集合競價價格效率性，而對於收盤前價格效率性沒有出現顯著性的增加。收盤集合競價是促進在收盤價格之交易。
Lee, Chien 與 Huang (2007)	臺灣股票市場及期貨市場	當股票收盤這組期間是長的，收盤前股票報酬對延伸至期貨報酬有很大的影響。
Comerton-Forde, Lau 與 McInish(2007)	新加坡股票交易所	集合競價的導入，可減少操縱股票之收盤價格。
Huang 與 Tsai (2008)	臺灣股票市場	收盤採集合競價已經有效率地降低在收盤時市場波動及藉著降低在股票收盤價格之雜訊來增加市場效率性。

資料來源：本研究整理

2.4 期貨市場和現貨市場的領先落後關係

由於指數期貨是以指數現貨為其標的，且期貨到期時的結算是以指數現貨為最後結算價格，因此期貨與現貨價格間應存有一定關聯性。期貨與現貨間可從不同角度解釋，其中 Cornell 與 French (1983) 提出持有成本模型，指出股價指數期貨的價格由其標的股價指數值加上持有成本的關係。但實際上，由於市場非完全合乎理論假設前提，所以實際價格和理論價格會有所不同。以下分別就股價指數期貨領先現貨、現貨領先股價指數期貨及股價指數期貨與現貨無特定單向關係作探討。

2.4.1 股價指數期貨領先現貨之相關文獻研究

Stoll 與 Whaley (1990) 利用 S&P 500 指數期貨與現貨的日內每五分鐘資料，以 ARMA 模型去除市場摩擦因素後得到價格殘差，再用 Granger 的因果關係檢定其間的領先落後關係，結果發現期貨報酬率領先現貨。

Ghosh (1995) 以 S&P 500 在 1988 每星期三之間隔十五分鐘資料進行研究，得到 S&P 500 期貨領先現貨。

Martikaninen, Perttunen 與 Puttonen (1995) 以 1989 及 1990 年的 FOX 股價指數與股價指數期貨的日資料進行研究，採用雙向的 Granger 因果關係檢定兩者相對於其成份股的預測能力，結果發現兩者對於成份股報酬率的預測能力以期貨較佳，意味著期貨市場更新資訊的能力比現貨市場快。

Tse (1995) 以新加坡衍生性商品交易所 (SGX-DT) 交易的日經 225 期貨與在東京股票交易所交易的現貨日資料研究其間價格的領先落後關係，利用誤差修正模型以配合期貨與現貨之間存在的共整合現象，得到期貨報酬率領先現貨的結論，作者認為造成此關係是因為期貨市場較具效率而且為系統性訊息的主要來源，而非交易系統處理資訊速度的不同所造成，換句話說，交易系統的不同，並不足以造成期貨報酬領先現貨的現象，因此期貨具有價格發現的功能。

Pizzi, Economopoulos 與 O'Neill (1998) 以 S&P 500 股價指數和其三個月、六個月指數期貨每分鐘成交價進行研究，利用 Engle-Granger 兩階段檢定共整合現象，再利用誤差修正模型進行 Granger 的因果關係，結果發現不論是三個月期貨或六個月期貨都領先現貨達二十分鐘以上。

吳易欣 (民 87) 以摩根臺指期貨和現貨指數每五分鐘資料進行研究，研究期

間為 1998 年 3 月 1 日至 3 月 18 日，以 Engle-Granger (1987)兩階段估計法及 Johansen (1988)最大概似法檢定都獲得兩者有共整合的現象，而進行 Granger 的因果關係得到期貨價格領先現貨價格達十五分鐘。

Min 與 Najand (1999) 研究韓國期貨和現貨每十分鐘的交易資料，採用雙向的 Granger 因果關係檢定報酬率和波動性領先落後的關係，結果發現期貨領先現貨有三十分鐘，也同時發現交易量不論對期貨或現貨的波動性皆有顯著的解釋能力。

Tse (1999) 以道瓊工業指數(DJIA)期貨與現貨 1997 年 11 月至 1998 年 4 月每分鐘資料，研究兩者間的價格發現與波動外溢的現象，前者利用誤差修正模型，後者則使用多變量 GARCH，在檢驗價格發現方面，期貨市場具有價格發現的功能；而在波動外溢現象則發現，期貨市場領先現貨市場的情況較為顯著。

Zhong, Darrat 與 Otero (2004) 利用 EGARCH 模型針對墨西哥的日資料進行分析，發現墨西哥期貨市場對於現貨市場而言，是有效的價格發現媒介。

施義展 (民 93) 以 2002 年 1 月 2 日至 2003 年 9 月 15 日之日資料，用 VAR 模型實證顯示，期貨領先現貨，現貨領先買權，而買權又領先賣權。亦即期貨市場扮演著價格發現的主要功能。觀察衝擊反應函數實證結果得知，不論是哪一個研究期間，整體而言，期貨還是比較不受其他市場的影響，所以在價格發現上居於領先的地位。

鄭義林 (民 96) 利用 Granger (1969)因果檢驗模型檢測日本期貨市場與現貨市場間的價格發現功能現象。針對 2004 年到 2006 年之日內每十五分鐘日經指數之對數報酬資料進行分析後，發現在日本期貨與現貨市場中，期貨會引領現貨，但現貨卻無法明顯改變期貨。

2.4.2 現貨領先股價指數期貨之相關文獻研究

Wahab 與 Lashgari (1993) 以 1988 年 1 月 4 日至 1992 年 5 月 30 日的日資料，探討 S&P 500 指數期貨和 FT-SE 100 指數期貨和其現貨價格是否具有共整合與因果關係，結果發現不論是 S&P 500 指數期貨和現貨或是 FT-SE 100 指數期貨和現貨，兩者皆存在長期均衡關係，在價格發現而言，雖然現貨與期貨價格之間具有回饋的關係，然而現貨價格領先期貨價格的效果較期貨價格領先現貨價格的效果更為顯著。

廖崇豪 (民 83) 以 S&P 500 指數期貨和現貨 1982 年 4 月至 1994 年 1 月的月資料，檢定其領先落後的關係，研究方法是以前 Johansen 最大概似法得共整合向量

及 ECM，且對共整合向量作線性限制檢定股價指數的不偏性，結果得到期貨和現貨存在共整合向量，表示兩者短期雖然受各自不同供給及需求所影響，但長期趨向會有一致的均衡關係，而領先落後關係則是現貨領先股價指數期貨。

Ghosh (1995) 研究 1986 年至 1989 年 CRB 指數期貨和現貨的日資料，兩者皆利用誤差修正模型來檢定期貨和現貨領先落後的關係，同樣皆得到現貨領先期貨的結論。

Frino, Walter 與 West (2000) 以 1995 年 8 月 1 日至 1996 年 12 月 31 日，澳洲 AOI 指數及 SPI 指數期貨進行研究，得到以下三種結論：第一、擁有資訊的投資者喜好在期貨市場進行交易；第二、當市場存在雜訊時，期貨市場和現貨市場不易在同一時期整合；第三、當影響股價波動的因素是公司個別因素時，消息傳遞順序則是由現貨市場傳遞至期貨市場。

Lien 與 Yang (2003) 應用 Geweke's (1982) 衡量資訊流量及依賴澳洲個別股份期貨契約及它的基本股票市場之間去調查期貨價格在不同的決定方法下的價格發現功能。對於當期期貨報酬，發現落後現貨報酬有一顯著的正向影響，而落後期貨報酬有一顯著負向影響。Lien 與 Yang 發現指出現貨市場支配期貨市場，現貨市場而非期貨市場提供一個價格發現功能。

楊聲勇、董澍琦、李昭蓉、黃喬郁 (民 95) 以 2003 年 6 月 30 日至 2005 年 10 月 27 日之日交易資料，探討在期貨市場與現貨市場之市場結構不同下，期貨市場與現貨市場間之價格發現功能與波動性外溢現象，利用誤差修正模型檢測短期價格發現與長期價格發現功能，進行實證，得到下列結論：(1) 台股期貨與現貨兩個序列資料經過一階差分後皆呈現定態，且期貨市場與現貨市場間存在一階共整合關係；在短期內，落後一期之期貨價格與現貨價格存在雙向因果關係，也就是說在落後一期之情況下期貨與現貨存在互為因果的回饋關係；(2) 但以長期而言，則為單向因果關係，其關係是以現貨影響期貨市場，說明了現貨市場相對之主導性地位。

Lee, Chien 與 Huang (2007) 以臺灣證券交易所之股票市場及臺灣期貨交易所之期貨市場，在 2001 年 7 月 3 日至 2003 年 6 月 18 日之日交易資料，用 GARCH 模型去評價收盤前股票報酬，對延伸期貨報酬的影響，發現利用最後五分鐘的現貨報酬預測最後十五分鐘的期貨報酬能力增強。

2.4.3 股價指數期貨與現貨無特定單向關係之相關文獻研究

Kawaller, Koch 與 Koch (1990) 以 S&P 500 股價指數期貨和現貨日內資料，探討其間報酬變動率的 Granger 的因果關係，作者嘗試以不同期數進行分析，當報酬變動率以三十分鐘為估計區間時，被解釋變數為落後 24 期，解釋變數以落後 6、12 及 18 期進行分析，結果顯示期貨與現貨報酬率之間並沒有一個系統性的趨勢，顯示期貨報酬變動率領先現貨或是現貨報酬率領先期貨。

Shyy, Vijayraghavan 與 Scott-Quinn (1996) 以法國 CAC 40 股價指數期貨與現貨及其構成股每分鐘成交價及買、賣價，利用誤差修正模型進行分析，結果發現當以成交價進行研究時，股價指數期貨報酬率領先現貨報酬率，但成交價包含了非同步交易的問題，因此作者以買、賣價的中間價格重新分析時，得到了現貨領先期貨完全相反的結果。

賴瑞芬 (民 85) 以摩根臺指期貨和現貨指數每五分鐘資料進行研究，主要針對摩根臺指期貨上市初期資料，結果發現現貨領先期貨長達六十分鐘，期貨領先現貨二十五分鐘，兩者無特定的單向關係。

姜德宣 (民 87) 在 1998 年 10 月 13 日至 1999 年 4 月 13 日，臺指期貨與現貨每五分鐘報價進行研究，作者將樣本分為整體、空頭走勢與多頭走勢三個群體，在整體方面，短期現貨領先期貨五至十分鐘，長期兩者具有回饋關係，在空頭走勢方面，短期現貨領先期貨五至十分鐘，長期兩者為獨立，多頭走勢方面，短期期貨領先現貨十五至三十分鐘，長期兩者具有回饋關係。

Sim 與 Zurbreugg (1999) 為研究國外(澳洲)期貨與對國內(日本)期貨和現貨市場之跨期影響，並探討國外期貨對國內期貨與現貨是否存在價格發現的功能。除了探討期貨與現貨之價格關聯，亦分析國外市場之波動對本國市場之外溢效果是否存在。研究對象為澳洲對日本期貨與現貨每十分鐘的成交價格。作者利用多變量 ARCH 誤差修正模型進行實證分析。實證結果發現期貨與現貨報酬存在雙向因果關係，期貨波動之外溢效果單方向影響現貨市場的波動。此研究顯示在全球化的發展下，本土期貨與現貨之關聯性被國外市場所影響。

Brooks, Garrett 與 Hinich (1999) 研究英、美股價指數期貨和現貨間領先落後關係，研究結果發現，在忽略市場摩擦性的情況下，持有成本模型成立，也就是期貨與現貨會在同時期相互影響，而兩者的領先落後關係，皆為短暫現象，無法持久。

王凱蒂 (民 89) 探討臺灣加權股價指數以及本土指數期貨間的「價格發現」

關係，選取各交易日內期貨與現貨每五分鐘的資料作為觀察值，作者將資料進一步區分為週一至週六等六個交易日，以探討各交易日的結果是否不同。得出以下之結論：將共整合關係考慮進 ECM 分析中則可發現，對全體資料而言，不論是期貨或現貨，兩者均會對前期均衡誤差作調整，但是期貨的調整速度較現貨為快，也較為顯著；在領先落後關係上：就全部資料來看(落後 4 期)，期貨會領先現貨約十五分鐘左右，而現貨領先期貨亦為二十分鐘，兩者必非單一方向之因果關係。

現貨領先期貨或期貨領先現貨，過去研究並未獲得一致的結論，本研究因臺灣股價指數期貨比現貨晚十五分鐘收盤，又依 Lien 與 Yang (2003)指出現貨市場支配期貨市場，現貨市場而非期貨市場提供一個價格發現功能，及 Lee, Chien 與 Huang (2007)指出臺灣證券收盤改採集合競價後，收盤前股票報酬對延伸至期貨報酬有很大的影響，即現貨領先期貨。綜合以上文獻，整理成表 2-6、2-7 及 2-8，據此，本研究提出下列之假設：

H4：制度改變後，現貨會領先期貨。



表 2-6 股價指數期貨領先現貨之相關文獻整理

作者(年代)	研究對象	實證結果
Stoll 與 Whaley (1990)	S&P 500 指數期貨與現貨	期貨報酬率領先現貨。
Ghosh (1995)	S&P 500 指數期貨與現貨	期貨領先現貨。
Martikaninen, Perttunen 與 Puttonen (1995)	FOX 股價指數與股價指數期貨	預測能力以期貨較佳，意味著期貨市場更新資訊的能力比現貨市場快。
Tse (1995)	新加坡衍生性商品交易所(SGX-DT)交易的日經 225 期貨與在東京股票交易所交易的現貨	期貨具有價格發現的功能。
Pizzi, Economopoulos 與 O'Neill (1998)	S&P 500 指數期貨與現貨	三個月期期貨或六個月期期貨都領先現貨達二十分鐘以上。
吳易欣 (民 87)	摩根臺指期貨和現貨	期貨價格領先現貨價格達十五分鐘。
Min 與 Najand (1999)	韓國期貨和現貨	期貨領先現貨有三十分鐘。
Tse (1999)	道瓊工業指數(DJIA)期貨與現貨	期貨市場具有價格發現的功能，及期貨市場領先現貨市場的情況較為顯著。
Zhong, Darrat 與 Otero (2004)	墨西哥期貨市場及現貨市場	期貨市場對於現貨市場而言，是有效的價格發現媒介。
施義展 (民 93)	臺灣股價指數期貨及現貨	期貨在價格發現上居於領先的地位。
鄭義林 (民 96)	日本期貨市場與現貨市場	期貨會引領現貨，但現貨卻無法明顯改變期貨。

資料來源：本研究整理

表 2-7 現貨領先股價指數期貨之相關文獻整理

作者(年代)	研究對象	實證結果
Wahab 與 Lashgari (1993)	S&P 500 指數期貨和 FT-SE 100 指數期貨和其現貨	現貨與期貨價格之間具有回饋的關係，然而現貨價格領先期貨價格的效果較期貨價格領先現貨價格的效果更為顯著。
廖崇豪 (民 83)	S&P 500 指數期貨和現貨	現貨領先股價指數期貨。
Ghosh (1995)	CRB 指數期貨和現貨	現貨領先期貨。
Frino, Walter 與 West (2000)	澳洲 AOI 指數及 SPI 指數期貨	消息傳遞順序則是由現貨市場傳遞至期貨市場。
Lien 與 Yang (2003)	澳洲期貨及現貨	現貨市場支配期貨市場，現貨市場而非期貨市場提供一個價格發現功能。
楊聲勇、董澍琦、李昭蓉、黃喬郁 (民 95)	臺灣股價指數期貨及現貨	現貨影響期貨市場。
Lee, Chien 與 Huang (2007)	臺灣股價指數期貨及現貨	利用最後五分鐘的現貨報酬預測最後十五分鐘的期貨報酬能力增強。

資料來源：本研究整理

表 2-8 股價指數期貨與現貨無特定單向關係之相關文獻整理

作者(年代)	研究對象	實證結果
Kawaller, Koch 與 Koch (1990)	S&P 500 股價指數期貨和現貨	期貨與現貨報酬率之間並沒有一個系統性的趨勢。
Shyy, Vijayraghavan 與 Scott-Quinn (1996)	法國 CAC 40 股價指數期貨與現貨	當以成交價進行研究時，股價指數期貨報酬率領先現貨報酬率，但以買、賣價的中間價格重新分析時，得到了現貨領先期貨完全相反的結果。
賴瑞芬 (民 85)	摩根臺指期貨和現貨指數	現貨領先期貨長達六十分鐘，期貨領先現貨二十五分鐘，兩者無特定的單向關係。
姜德宣 (民 87)	臺灣股價指數期貨及現貨	在整體方面，短期現貨領先期貨五至十分鐘，長期兩者具有回饋關係；在空頭走勢方面，短期現貨領先期貨五至十分鐘，長期兩者為獨立；多頭走勢方面，短期期貨領先現貨十五至三十分鐘，長期兩者具有回饋關係。
Sim 與 Zurbreugg (1999)	澳洲期貨與日本期貨和現貨市場	全球化的發展下，本土期貨與現貨之關聯性被國外市場所影響。
Brooks, Garrett 與 Hinich (1999)	英、美股價指數期貨和現貨	期貨與現貨會在同時期相互影響，而兩者的領先落後關係，皆為短暫現象，無法持久。
王凱蒂 (民 89)	臺灣股價指數期貨及現貨	期貨會領先現貨約十五分鐘左右，而現貨領先期貨亦為二十分鐘，兩者必非單一方向之因果關係。

資料來源：本研究整理

第三章 研究方法

這章包含七個部分，3.1 節先對制度改變前與改變後各三個月的臺灣加權股價指數及臺灣加權股價指數期貨作一些統計分析；3.2 節判定時間序列資料是否為定態，使用單根檢定，以避免產生假性迴歸的問題；3.3 節判定股票與期貨非定態時間序列二變數的線性組合是否變成定態，使用共整合檢定；3.4 節從十二點三十一分至十三點四十一分，以五分鐘為一區間，分別計算股票與期貨之標準差，來看此二變數之價格波動情形；3.5 節為檢查收盤前股票報酬對延伸期貨報酬之影響，使用 GARCH(1,1)模型分析；3.6 節利用 Granger 因果關係來預測二變數之領先落後關係；3.7 節利用衝擊反應函數，來看二變數分別受到衝擊之影響。

3.1 統計檢定

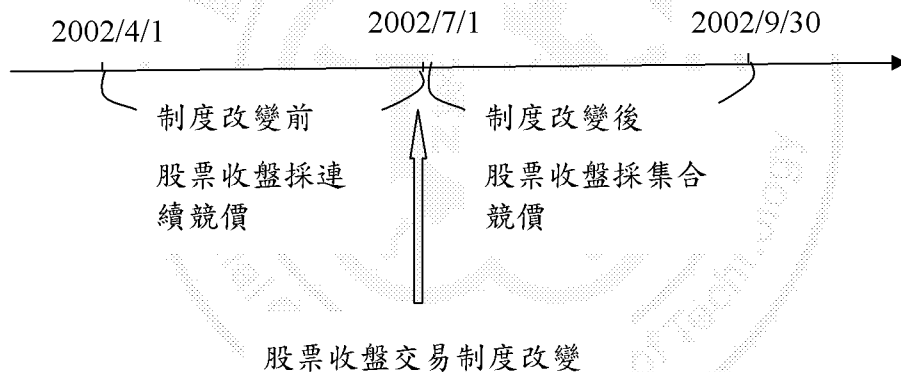


圖 3-1 臺灣證券交易所股票收盤交易制度改變時間圖

臺灣證券交易所於 2002 年 7 月 1 日，將股票收盤的交易制度由連續競價改為集合競價，即現貨收盤的撮合，由大約三十秒增加為五分鐘。我們先針對制度改變前三個月(即 2002 年 4 月 1 日至 2002 年 6 月 30 日)及改變後三個月(即 2002 年 7 月 1 日至 2002 年 9 月 30 日)的臺灣加權股價指數及臺灣加權股價指數期貨作一些統計分析。

1. 算術平均數(Arithmetic Mean)：簡稱平均數(Mean)，是最常用的集中趨勢

量數。設一群資料含 X_1 、 X_2 、 X_3 、 \dots 、 X_N 等 N 個數，則可用 M 來代表此群數字資料的平均數，而一般較常用 \bar{X} 來表示變數 X 的平均數，其算法為

$$\bar{X} = M = \frac{1}{N}(X_1 + X_2 + X_3 + \dots + X_N) = \frac{\sum X}{N}$$

2. 中位數(Median)：一組數字資料按大小順序排列後，位置居於中間的數值即為中位數，一般以 Me 或 Md 來表示。其算法為：

(1) 若項數為奇數，則最中間項的數值為中位數。

(2) 若項數為偶數，則以中間兩項數值的平均數為中位數。

3. 標準差(Standard Deviation)：為資料中各個數值與其算術平均數之差數平方和的平均數之平方根。習慣上母群體標準差用 σ 表示，樣本標準差用 S (或 SD)表示，其算法為：

$$\text{母體標準差 } \sigma = \sqrt{\frac{\sum (X - u)^2}{N}}$$

其中 u 為母體平均數， N 為母體總個數。

$$\text{樣本標準差 } S = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n-1}}$$

其中 \bar{X} 為樣本平均數， n 為樣本個數。

4. 偏態(Skewness)：指資料次數分配圖之分布的形狀是偏向中心位置的右邊，或是偏向中心位置的左邊，或是以中心位置呈對稱形狀。而偏態係數(coefficient of skewness)是用來衡量資料分佈形狀的測量數，由於不帶單位，故稱為偏態係數。測量偏態的量數為 β_1 ，或用 SK 其為三級動差 u_3 除

以 σ^3 的無名數，即

$$\text{母體偏態： } \beta_1 = \frac{u_3}{\sigma^3} = \frac{\frac{1}{N} \sum f(X-u)^3}{\sigma^3}$$

$$\text{樣本偏態： } \beta_1 = \frac{\frac{1}{n-1} \sum f(X-\bar{X})^3}{S^3}$$

偏態係數之型態：

- (1) $\beta_1 = 0$ ，表示對稱分配。
- (2) $\beta_1 > 0$ ，表示右偏或正偏分配，即當高峰偏向於變量較小之一方。
- (3) $\beta_1 < 0$ ，表示左偏或負偏分配，即當高峰偏向於變量較大之一方。

5. 峰態(Kurtosis)：許多不同之資料，描繪於圖上，我們可以發現這些次數分配圖，有的高峰較高狹，有的則較低闊，此種次數分配高峰的峻峭或低闊平坦之情形即稱之為峰態。而峰態係數(Coefficient of kurtosis)就是用來衡量資料分佈的峰態高低情形，用來測度峰態之量數亦不帶單位，稱作峰態係數。測量峰態之量數為 β_2 係數或用 K 代表或係數 γ_2 (γ 讀作 gamma)，其為四級動差除以 σ^4 的無名數。

$$\text{母體峰態： } \beta_2 = \frac{u_4}{\sigma^4} = \frac{\frac{1}{N} \sum f(X-u)^4}{\sigma^4}$$

$$\gamma_2 = \beta_2 - 3$$

$$\text{樣本峰態： } \beta_2 = \frac{\frac{1}{n-1} \sum f(X-\bar{X})^4}{S^4}$$

$$\gamma_2 = \beta_2 - 3$$

峰態係數之型態：

- (1) $\beta_2 > 3$ 或 $r_2 > 0$ ，則次數分配之峰態為高狹峰(Lepto kurtosis)。
- (2) $\beta_2 = 3$ 或 $r_2 = 0$ ，則次數分配之峰態為常態峰(Mesokurtosis)。

(3) $\beta_2 < 3$ 或 $r_2 < 0$ ，則次數分配之峰態為低闊峰(Playkurtosis)。

6. 相關係數(Correlation coefficient)：是兩組變量間相關程度的數字表現形式，作為母體間相互關係程度的母數，一般以 ρ 表示，作為樣本間的統計量數，就常用 r 表示，其算法為：

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}} = \frac{\sum XY}{\sqrt{\sum X^2 * \sum Y^2}} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{S_x * S_y}$$

相關係數 r 具有下列的性質：

- (1) $-1 \leq r \leq 1$ 。
- (2) $r > 0$ ，正相關。
- (3) $r < 0$ ，負相關。
- (4) $r = 1$ ，完全正相關。
- (5) $r = -1$ ，完全負相關。
- (6) $r = 0$ ，零相關。

3.2 單根檢定

3.2.1 單根的概念

傳統的迴歸模型是建立在資料數列呈穩定的型態，且假設殘差項為白噪音，如果我們將非定態(nonstationary)的資料，直接進行傳統的迴歸分析，則可能導致假性迴歸(spurious regression)的結果；所謂的假性迴歸，是指模型雖然有很高的解釋能力(R^2)，且 t 統計量很顯著，但其結果卻不具任何的經濟意義。因此在作時間序列之各項統計分析，必須先判定資料結構是否為定態(stationary)，這種檢定稱為單根檢定(unit root test)，以避免產生假性迴歸的問題。

所謂的定態(stationary)，意思就是時間序列隨著時間演變，要有穩定的結構，在此，我們要求時間序列的一階動差(均值)與二階動差(變異數與共變數)具有穩定的結構，而一個具有穩定的結構的時間序列才是可預測的，亦即，我們可以用過去的歷史資料預測未來。

如果對於所有 t 及 $t - k$ 而言，一個時間序列 $\{\dots, y_{t-2}, y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, y_{t+2}, \dots\}$ 符合以下條件：

1. $E(y_t) = E(y_{t-k}) = u$.
2. $Var(y_t) < \infty$.
3. $Cov(y_t, y_{t-k}) = E(y_t - u)(y_{t-k} - u) = \gamma(k)$.

則我們稱 y_t 為弱定態(weak stationary)，又稱共變異定態(covariance stationary)，或是簡單地稱之為定態(stationary)。

簡單地說，一個時間序列為弱定態的條件為

1. 該時間序列的均數為常數，不隨時間變動而改變。
2. 該時間序列的變異數為有限。
3. 該時間序列的自我共變異數為 k 的函數，與 t 無關。

因此，一定態數列的期望值、變異數及自我相關係數皆不會隨著時間而改變，也就是說，若數列資料呈現定態時，其數列會在一個長期平均值附近波動，會有迴歸平均值的情況，且依據 Yule-Walker 公式的推導，當定態的數列受到外部衝擊時，只會對其數列產生短暫性的影響，但對於非定態的時間序列而言，外部衝擊的影響則是永久。

一個具有單根的時間序列如下

$$y_t = \beta_0 + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \sigma^2)$$

取一階差分

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \beta_0 + \varepsilon_t$$

就變成一個定態的時間序列，因此，將具單根的數列取一階差分就能去除其隨機趨勢。一般來說，如果一個非定態的時間序列取一階差分後就變成定態的時間序列，我們稱此時間序列為差分後定態(difference stationary)。

對於一階差分後定態的時間序列我們以 $y_t \sim I(1)$ 表示之，意指一階自積

(integrated of degree one), 亦即, 經過一階差分後為定態。如果時間序列不具隨機趨勢, 本來就是一個定態序列, 我們以 $y_t \sim I(0)$ 表示之。如果時間序列經過 d 階差分後方為定態, 則我們以 $y_t \sim I(d)$ 表示之。

既然時間序列存在單根會造成許多問題, 一如 Nelson 與 Plosser (1982) 所提示, 如果我們忽略總體經濟變數具有單根之問題, 則過去實證總體經濟研究中所得到的統計推論都是錯的。

單根檢定為判斷是否進行共整合測試之先驗檢定, 檢定的方法有許多種, 本研究依 Schwert (1989) 比較多種單根檢定之結果, 選擇一個最常使用的檢定稱為 Augmented Dickey-Fuller 檢定 (ADF test) 及 Phillips-Perron 檢定 (PP test), 檢定虛無假設為 y_t 具有單根, 對立假設 y_t 為定態。

3.2.2 ADF 單根檢定

其檢定模型如下:

下述三式的不同處在於模型中是否包含 a_0 或 t 。

$$\text{不含截距項及趨勢項: } \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{含截距項} \quad : \quad \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{含截距項及趨勢項} \quad : \quad \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

其中 a_0 為截距項 (drift), t 為時間趨勢項 (deterministic trend)。

其檢定的虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$, 對立假設為 $H_1: \gamma < 0$ 。

3.2.3 PP 單根檢定

前述的 ADF 檢定雖然是文獻上常見的非定態變數之檢定, 但是其隱含檢定式的殘差必須是無自我相關和具有同質變異, 有時候這些條件無法被滿足, 此時就可利用 Phillips-Perron 檢定 (簡稱為 PP 檢定), 來輔助 ADF 檢定。因為 PP 檢定允許檢定式的殘差自我相關和異質變異。

在進行單根檢定時，落後期數的選取是個很重要的議題；若是選用的落後期數過長，會產生過度參數化的現象，造成估計無效率，但若選擇的落後期數過短，又會因為參數精簡而產生估計偏誤的問題，因此必須選出最適的落後期數。本研究依 Reimers (1992)所建議的 SBC 準則(Schwartz's (1978) Bayesian Criterion)來選取最適落後期數，SBC 式如下：

$$SBC = T\ln(e'e) + n\ln(T)$$

其中 T 為觀察值個數，n 為待估計係數之數目， $e'e$ 為殘差平方和。

3.3 共整合檢定

3.3.1 共整合的概念

若某時間序列變數 y_t 為非定態，但是經過 k 次差分之後， y_t 即變成定態，則此變數我們稱之為「k 階整合變數」(integrated of order k)，以符號表示，為 $y_t \sim I(k)$ ，而 $\Delta^k y_t \sim I(0)$ 。根據 Engle 與 Granger (1987)，共整合(Cointegration)的定義，就是一組非定態時間序列變數的線性組合變成定態，則我們稱這些變數有「共整合」現象；也就是非定態變數之間的迴歸關係，如果出現共整合現象，則這樣的迴歸關係仍然有經濟意義，而且原有的迴歸推論性質也可以適用。而共整合關係，恰是描述非定態變數間，因為存在這種「特殊」關係，而使其線性關係變成定態變數的現象。

變數經由差分形式轉換成恆定序列後，在探討彼此的相關性時可能喪失期間原本存在的長期均衡關係，Granger (1981, 1986)及 Engle and Granger (1987)所發展出的共整合分析即在探討兩序列是否存在長期穩定關係，避免變數差分後可能產生不當推論之缺失。Engle 與 Granger (1987)指出：若非定態的時間序列之間存在著恆定的線性組合，則變數間具有長期穩定的均衡關係。短期的衝擊波動雖會使得變數偏離均衡水準，隨著時間的演進，其偏離程度將逐漸消退而回歸至均衡水準。

共整合分析有兩種主要的程序。第一種係由 Robert Engle 以及 Clive Granger 所提出，他們假設變數之間只存在一個共整合關係，並且採取兩階段程序，以第一階段的殘差在第二階段檢定共整合關係以及建構誤差修正模型。第二種方法是由 Soren Johansen 所提出，此方法容許多個共整合關係存在，並以最大概似法從事檢定與估計，本研究採用第二種方法。

首先將兩序列間的共整合關係簡述如下：

假設 X 為一 $I(1)$ 的序列，而 Y 亦為一 $I(1)$ 的序列，當存在一常數 a ，使 $Z(t)=Y - aX$ 為一 $I(0)$ 的序列時，則稱序列 X 與 Y 間存在共整合關係，此時稱 a 為共整合係數， $Z(t)$ 為共整合向量。由此可知，兩序列間要探討共整合關係，須符合兩項條件：

1. 序列 X 及 Y 需具有相同的整合階次 n ，亦即兩者均經過 n 次的差分後會變成定態的序列。
2. 存在一共整合係數 a ，使序列 Y 及 X 的線性組合會變成一定態的 $I(0)$ 序列。

當落遲項不只是落後 1 期，而是落後 p 期的時候，以矩陣的方式來表示 n 個變數的情況可寫成

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + A_3 X_{t-3} + \dots + A_p X_{t-p} + e_t$$

對等式左右邊所有變數各加減 $A_p X_{t-p+1}$ 一階落遲項即成

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p+1} - A_p X_{t-p+1} + A_p X_{t-p} + e_t$$

將整理後可得

$$\begin{aligned} X_t &= A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_{p-1} X_{t-p+1} + A_p X_{t-p+1} - A_p (X_{t-p+1} - X_{t-p}) + e_t \\ &= A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + (A_{p-1} + A_p) X_{t-p+1} - A_p \Delta X_{t-p+1} + e_t \end{aligned}$$

此式等號右邊再加減 $(A_{p-1} + A_p) X_{t-p+2}$

$$\begin{aligned} X_t &= A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + (A_{p-1} + A_p) X_{t-p+2} - (A_{p-1} + A_p) X_{t-p+2} + (A_{p-1} + A_p) X_{t-p+1} \\ &\quad - A_p \Delta X_{t-p+1} + e_t \\ &= A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots - (A_{p-1} + A_p) X_{t-p+2} - (A_{p-1} + A_p) \Delta X_{t-p+2} - A_p \Delta X_{t-p+1} + e_t \end{aligned}$$

不斷重覆前述的加減方式，直到加減 $(A_2 + A_3 + \dots + A_p)X_{t-1}$ 為止。

$$\begin{aligned} X_t &= A_1 X_{t-1} + (A_2 + A_3 + \dots + A_p) X_{t-1} - (A_3 + A_4 + \dots + A_p) X_{t-2} - \dots - (A_{p-1} + A_p) \Delta X_{t-p+2} - A_p \Delta X_{t-p+1} + e_t \\ &= (A_1 + A_2 + \dots + A_p) X_{t-1} - (A_3 + A_4 + \dots + A_p) \Delta X_{t-2} - \dots - (A_{p-1} + A_p) \Delta X_{t-p+2} - A_p \Delta X_{t-p+1} + e_t \end{aligned}$$

最後，在上式等號兩邊各減去 X_{t-1} ，可得

$$\Delta X_t = (A_1 + A_2 + \dots + A_p - I) X_{t-1} - (A_2 + A_3 + \dots + A_p) \Delta X_{t-1} - (A_3 + A_4 + \dots + A_p) \Delta X_{t-2} - (A_4 + A_5 + \dots + A_p) \Delta X_{t-3} - \dots - (A_{p-1} + A_p) \Delta X_{t-p+2} - A_p \Delta X_{t-p+1} + e_t$$

令 $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ， $\Pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$ ，上式即可簡化地表示成

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Pi_1 \Delta X_{t-1} + \Pi_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Pi_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + e_t \quad (3.1)$$

(3.1)式的模型，即是所謂向量誤差修正模型(vector error correction model, 簡稱 VECM)。

根據 Π 矩陣的秩(rank)的性質可以決定三種不同情況。

1. $\text{rank}(\Pi) = k$ ， Π 為滿秩(full rank)。因此， y_{t-1} 所有的線性組合都是定態時間序列，亦即 $y_t \sim I(0)$ 。
2. $\text{rank}(\Pi) = 0$ 。因此，沒有任何一個 y_{t-1} 的線性組合是定態時間序列，亦即 $y_t \sim I(1)$ ，且不存在共整合關係。
3. $\text{rank}(\Pi) = r < k$ 。因此， y_{t-1} 部分的線性組合是定態時間序列，更精確地說，存在 r 個共整合關係，且 r 稱為共整合秩(cointegration rank)。

在第 3 種情況下，稱之為減秩(reduced rank)，則我們可以將 Π 分解為

$$\Pi = \alpha \beta'$$

其中 α 與 β 均為 $k \times r$ 矩陣，且

$$\text{rank}(\alpha) = \text{rank}(\beta) = r$$

欲檢定共整合階次，Johansen (1988) 提出兩種檢定統計量

3.3.2 跡檢定(Trace Test)

i. 檢定之假設為

H_0 ：最大共整合階次為 r (最多只有 r 個共整合關係)

H_1 ：最大共整合階次為 k (最多只有 k 個共整合關係)

ii. 跡檢定量

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{j=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_j)$$

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}, \hat{\lambda}_{r+2}, \dots, \hat{\lambda}_k$ 都會很接近零，則跡檢定量

$\lambda_{\text{trace}}(r)$ 會很小。

3.3.3 最大特性根檢定(Max Test)

1. 檢定之假設為

H_0 ：最大共整合階次為 r (最多只有 r 個共整合關係)

H_1 ：最大共整合階次為 $r+1$ (最多只有 $r+1$ 個共整合關係)

2. 最大特性根檢定量

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}$ 會很接近零，最大特性根檢定量

$\lambda_{\max}(r, r+1)$ 會很小。

簡而言之，此兩種檢定量在虛無假設為真時會較小，反之，當對立假設成立時，有更多的 $\ln(1-\hat{\lambda}_j) < 0$ 被加進此兩種檢定量，由於檢定量前面乘上一個負號，亦即在對立假設成立時，此兩種檢定量會較大。因此，當跡檢定量或是最大特性根檢定量的值很大時，我們就拒絕虛無假設。

然而在共整合檢定的過程中，需滿足迴歸式下的殘差項不具自我相關的現象，且最適落後期數的選擇更將影響到共整合的檢定結果，本研究對於最適落後期數的選擇將採用 AIC(Akaike information criterion)或者是 SBC(Schwartz Bayesian information criterion，也被簡寫為 SBIC 或 SC)

AIC 和 SBC 的計算式分別是：

$$AIC = T\ln(SSE) + 2k$$

$$SBC = T\ln(SSE) + k\ln(T)$$

其中 T 是樣本總數， $\ln(SSE)$ 是 SSE (殘差平方和)取自然對數， $\ln(T)$ 是樣本總數取自然對數， k 是待估參數總數。

因 SST (總變異 total sum of squares) = SSR (已解釋變異 regression sum of squares) + SSE (未解釋變異 error sum of squares)， SSR 「愈大」代表模型樣本資料的解釋能力愈好，在 SST 固定的情況下，即表示 SSE 「愈小」代表模型樣本資料的解釋能力愈好。因此，AIC 和 SBC 所計算出來的值愈小，則代表模型的配適度愈佳。當二者檢定結果不一致時，由於 SBC 在大樣本下檢定效力較佳，故將以 SBC 最小值的落後期數為判定法則。

3.4 變數的衡量

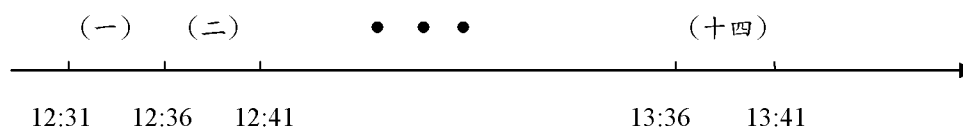


圖 3-2 12:31 至 13:41 每五分鐘為一區間圖

為瞭解股票市場撮合制度改變，是否會對期貨市場造成較大的波動，我們將 2002 年 4 月 1 日至 6 月 30 日及 2002 年 7 月 1 日至 9 月 30 日，每天股票市場及期貨市場的日內價格從十二點三十一分至十三點四十一分，以五分鐘為一區間，即十二點三十一分至三十六分為第一區間，而十二點三十六分至四十一分為第二區間，以下以此類推，分別計算每五分鐘之標準差，樣本標準差之公式為(3.2)：

$$S = \sqrt{\frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n-1}} \quad (3.2)$$

然後再將相同區間標準差的平均數，比較制度改變前與制度改變後，股票市場及期貨市場標準差是否有差異。

3.5 GARCH 模型

為檢查收盤前股票報酬(SR_t)及延伸期貨報酬(FR_t)之間的關係，以下面的 GARCH(1,1)模型來評估收盤前股票報酬對延伸期貨報酬的影響：

$$FR_t = a_1 + a_2 SR_{1326,t} + a_3 FR_{1326,t} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad (3.3)$$

$$h_t = b_1 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + b_3 h_{t-1}$$

其中， FR_t 是 t 日股票收盤後期間期貨報酬， $SR_{1326,t}$ 是 t 日收盤前期間 13:26-13:30 之股票報酬， $FR_{1326,t}$ 是 t 日收盤前期間 13:26-13:30 之期貨報酬。 ε_t 是 t 日的殘差， h_t 是 t 日條件變異數。

公式(3.3)被個別估計短期(2002 年 4 月 1 日至 6 月 30 日)及長期(2002 年 7 月 1

日至 9 月 30 日)的一組撮合期間。期貨及現貨報酬，價格相關性的自然對數， $\ln(p_t/p_{t-1})$ 被使用。收盤前期貨報酬 $FR_{1326,t}$ 被包含去控制對 FR_t 有潛在影響。因為期貨交易者將使用關於股票價格資訊去使交易接近股票市場，在(3.3)式迴歸係數 a_2 將會是正的。再者，在長的一組期間(股票收盤採集合競價)比在短的一組期間(股票收盤採連續競價)，如果收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬有大的影響，在長的一組期間，迴歸係數 a_2 將是大的。

另外，下面的 GARCH(1,1)模型利用虛擬變數(DUM)去統計測試是否收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬在一組長的期間比短的期間有較大的影響：

$$FR_t = a_1 + a_2 SR_{1326,t} + a_3 SR_{1326,t} * DUM_t + a_4 FR_{1326,t} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, h_t) \quad (3.4)$$

$$h_t = b_1 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + b_3 h_{t-1}$$

其中， FR_t 是 t 日收盤後期間期貨報酬； $SR_{1326,t}$ 是 t 日收盤前期間 13:26-13:30 股票報酬； $FR_{1326,t}$ 是 t 日收盤前期間 13:26-13:30 期貨報酬； $DUM_t=1$ 是從 2002 年 7 月 1 日至 2002 年 9 月 30 日這段子期間(股票收盤採集合競價；長的一組期間)，而 $DUM_t=0$ 是從 2002 年 4 月 1 日至 2002 年 6 月 30 日這段子期間(股票收盤採連續競價；短的一組期間)； ε_t 是 t 日殘差， h_t 是 t 日條件變異數。

在收盤前期間股票報酬 $SR_{1326,t}$ ，在第二子期間對延伸期貨報酬有一大的影響，係數 a_3 在公式(3.4)將有較大的正值。

3.6 Granger 因果關係

Granger 因果關係(Granger causality)是由 Clive W. J. Granger 所提出來的一個因果關係概念。Granger (1969)是從變數的預測能力來定義兩變數間的因果關係。根據 Granger 對因果關係的定義，是利用在不同的資訊集合下，嘗試增加另一變數，看其是否能夠降低預測誤差的觀念，來進行因果關係的檢定。而 Granger 因果關係是指統計上的因果關係，針對本文或許稱領先與落後關係較為適切。Granger (1988)因此指出，變數間若有共整合的現象，則必定存在因果關係。

「Granger 因果關係」定義在「預測因果關係」(predictive causality)，也就是說，如果變數 x 能夠提供預測變數 y 所需的資訊，我們稱變數 x 「Granger 影響」(Granger cause)變數 y 。

若給定 Ω_t 為 t 期的資訊集合， $\Omega_t / \{x_t, x_{t-1}, \dots\}$ 為 t 期資訊集合與 $\{x_t, x_{t-1}, \dots\}$ 的餘

集(relative complement)，且 $F(. | .)$ 為條件分配。如果

$$F(y_{t+h} | \Omega_t \setminus \{x_t, x_{t-1}, \dots\}) = F(y_{t+h} | \Omega_t) \quad \forall h \geq 1,$$

則我們稱 x 不會「Granger 影響」 y 。亦即， x 無助於預測 y 。

而實務上的檢定方式考慮以下迴歸式：

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \gamma_1 x_{t-1} + \gamma_2 x_{t-2} + \dots + \gamma_p x_{t-p} + e_t,$$

如果

$$\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$$

則我們稱 x 不會「Granger 影響」 y 。

假設有 x 和 y 兩個變數，當對 x 做預測時，除了使用 x 過去資料所提供的資訊外，若加上 y 過去的資料，而使得對 x 的預測更準確，則稱 y 是 x 的因(y causes x)；反之，當對 y 做預測時，若加上 x 過去的資料，能降低 y 的預測誤差，則稱 x 是 y 的因(x causes y)；若以上兩種情況同時發生時，稱 x 與 y 具有回饋(feedback)關係。

3.7 衝擊反應函數

衝擊反應函數(impulse response function, IRF)主要在探討兩變數中若有一變數受到自身的衝擊後，該衝擊會利用兩變數間的關係而間接影響到另一個變數。以落後一期為例，假設有兩個變數 x_t 與 y_t ， y_t 數列會受到當期與過去的 x_t 數列影響，且 x_t 數列亦會受到當期與過去的 y_t 數列所影響，兩者的關係式如下：

$$x_t = b_{10} - b_{12}y_t + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}y_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (3.5)$$

$$y_t = b_{20} - b_{21}x_t + \gamma_{21}x_{t-1} + \gamma_{22}y_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (3.6)$$

若方程式(3.5)中 b_{12} 不為零時，而 ε_{xt} 的衝擊會直接影響到 x_t 值，再經由 x_t 對 y_t 的影響，間接影響 y_t 值；同理可知，如果方程式(3.6)中 b_{21} 不為零時， ε_{yt} 的衝擊會直接影響到 y_t 值，再經由 y_t 對 x_t 的影響，而間接影響到 x_t 值。

將方程式(3.5)和(3.6)兩式轉換以矩陣表示：

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (3.7)$$

或

$$Bz_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

其中

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad z_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

將方程式(3.8)前乘上 B^{-1} 以轉換成標準 VAR 型態

$$z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

其中

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0 \quad A_1 = B^{-1}\Gamma_1$$

由於 AR 可轉換成 MA 的型態，因此我們亦將 VAR 轉為 VMA 來代替：

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x} \\ \bar{y} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt-i} \\ \varepsilon_{yt-i} \end{bmatrix} \quad (3.10)$$

方程式(3.10)中的四個係數 $\phi_{11}(i)$ 、 $\phi_{12}(i)$ 、 $\phi_{21}(i)$ 和 $\phi_{22}(i)$ 稱為衝擊反應函數，將衝擊反應函數以圖形表示，其中橫軸為期數 i ，縱軸為 $\phi_{jk}(i)$ ，即可看出 x_t 和 y_t 兩數列對於不同衝擊的反應情形，例如衝擊反應的大小變化、正向或負向反應、反應速度的快慢與持續性。所以，本研究的衝擊反應分析，將採用圖形的方式表達，以利說明。

第四章 實證分析與結果

本研究主要將研究期間劃分為兩個區段，分別是 2002 年 4 月 1 日至 2002 年 6 月 30 日及 2002 年 7 月 1 日至 2002 年 9 月 30 日，來比較臺灣股票交易所收盤由連續競價改採集合競價制度前後，股票市場的股價加權指數及期貨市場的加權股價指數期貨變化情形。

4.1 基本敘述統計量分析

根據觀察期間的資料，我們首先將臺股現貨指數與臺股期貨指數的原始價格畫成如圖 4-1 及圖 4-2，我們發現股票及期貨價格的關係非常密切。

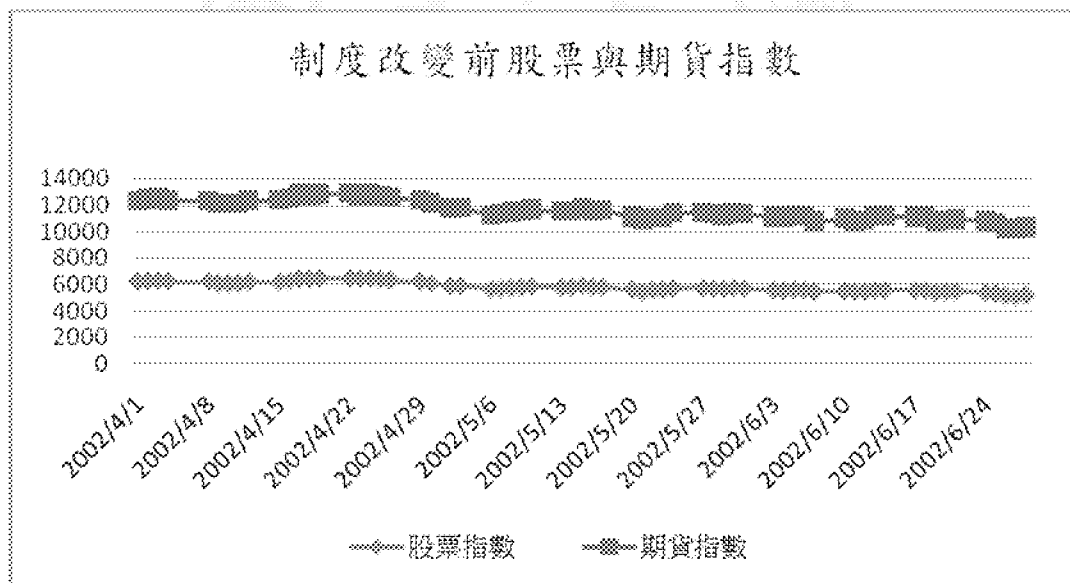


圖 4-1 制度改變前股票與期貨指數關係圖

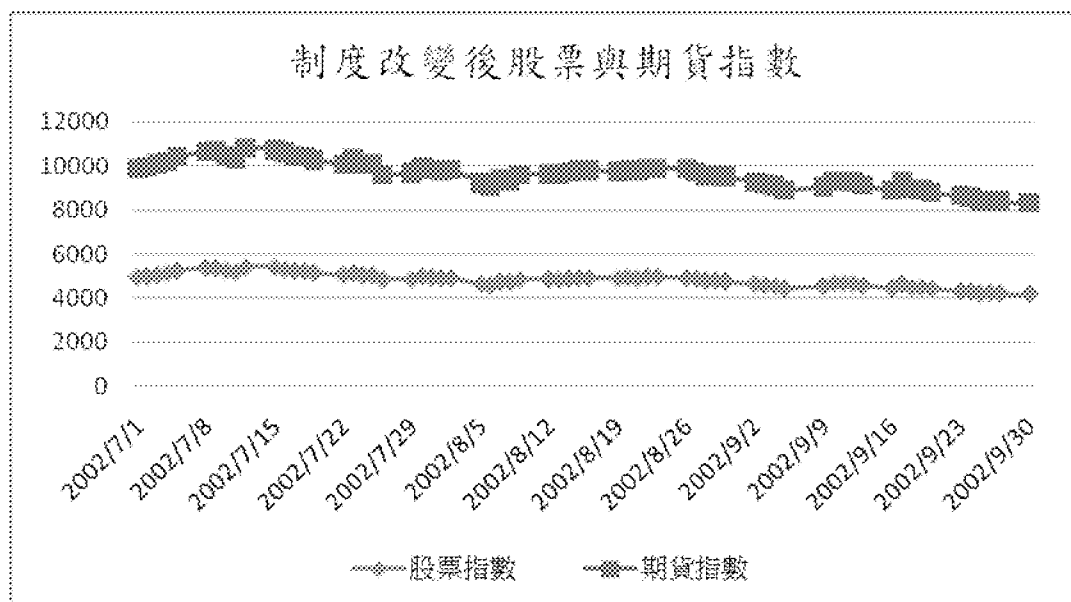


圖 4-2 制度改變後股票與期貨指數關係圖

接下來我們將臺股現貨指數與臺股期貨指數的原始價格序列基本敘述統計量列示如下表 4-1：

由表 4-1 可發現下列現象：

1. 從平均值來看：臺股現貨與臺股期貨的價格關係呈現逆價差(即現貨價格 $>$ 期貨價格)，根據持有成本理論(期貨價格=現貨價格+持有成本)，臺指期貨的理論價格應大於等於臺指現貨的價格。出現這個現象的原因，可能與這段期間國際經濟情勢不明朗有關，包括美西碼頭封港罷工事件、美、歐股持續下挫、外資賣超等，使投資人對臺灣資本市場的未來走勢預期較不樂觀，由於期貨市場一般被視為有領先現貨市場走勢的現象，而使臺股現貨與期貨間出現逆價差的現象。

2. 從標準差來看：臺股現貨的標準差略大於臺股期貨，表示臺股對新資訊較能快速反應，所以有較大的波動度。

3. 由偏態與峰態係數來看：由於偏態及峰態係數均不為 0，表示兩市場的價格序列均非對稱的常態分配。偏態係數為正，表示兩市場的價格分佈為略為右偏；偏態係數為負，表示兩市場的價格分佈略為左偏，但在制度改變後偏態值有減少的現象，尤以現貨市場更加明顯。在峰態係數上，兩市場均屬低闊峰，表示資料的分佈有分散於兩端，具有厚尾(heavy tail)現象(極端值較多)。

4. 從殘差項的白噪音(white noise)檢定來看：兩市場的價格序列有顯著自我相

關現象。

5.由相關係數來看：兩市場之價格趨勢有非常密切的正向線性關係，然而相關係數僅可初步描述變數間的關係，無法看出長期的動態互動與因果關係，故須進一步探討兩市場間的共整合趨勢與 Granger 因果關係檢測。

表 4-1 制度改變前後原始價格序列基本敘述統計量

研究期間	制度改變前 (2002 年 4 月 1 日至 6 月 30 日)		制度改變後 (2002 年 7 月 1 日至 9 月 30 日)	
	臺股加權指數	臺股期貨指數	臺股加權指數	臺股期貨指數
變數別				
樣本數	63	63	65	65
平均值	5,803.24	5,787.32	4,832.45	4,802.14
中位數	5,729.9	5,716	4,878.85	4,847
標準差	369.43	363.32	317.27	314.06
偏態	0.2343	0.2062	-0.1817	-0.1969
峰態	-0.9423	-0.9387	-0.5096	-0.5076
最大值	6,462.3	6,450	5,416.5	5,415
最小值	5,071.76	5,083	4,185.95	4,123
Q(6)	9999***	9999***	9999***	9999***
Q(12)	9999***	9999***	9999***	9999***
Q(18)	9999***	9999***	9999***	9999***
Q(24)	9999***	9999***	9999***	9999***
相關係數	0.9954		0.9953	

註：Q(n)統計量為檢定一序列是否有自我相關，拒絕表示存在自我相關，***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準

4.2 單根檢定

本研究探討期貨和現貨價格關聯性的探討，而分析二者價格關係的共整合檢定之前，必須確定研究變數存在相同的整合級數，因此須先做單根檢定，本研究採用 ADF 單根檢定及 PP 單根檢定法進行研究，而在進行檢定時，最適落後期數的選擇則採用 SBC 準則作為選取的依據。

ADF 的檢定模式有三項，分別為：

$$\text{不具截距項及趨勢項} : \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{僅有截距項} : \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\text{有截距項及趨勢項} : \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

其中 a_0 為截距項(drift)， t 為固定趨勢項(deterministic trend)。

其檢定的虛無假設為 $H_0 : \gamma = 0$ (時間序列存在單根)

對立假設為 $H_1 : \gamma < 0$ (時間序列不存在單根)

下表 4-2 至 4-5 的變數，其中 TS 及 TF 分別表示臺灣加權股價指數及臺灣加權股價指數期貨，我們先將每天股票及期貨之收盤價格取對數後，再做單根檢定，檢定結果如下：

表 4-2 ADF 單根檢定結果-TS 與 TF (制度改變前)

原始變數			
變 數	不含截距項及趨勢項	含截距項	含截距項及趨勢項
TS	-1.4115 (0.1458)	-0.4428(0.8946)	-2.5018(0.3263)
TF	-1.1133(0.2385)	-0.6876(0.8419)	-2.9557(0.1530)
一次差分項			
變 數	不含截距項及趨勢項	含截距項	含截距項及趨勢項
TS	-7.2444 (0.00***)	-7.4373 (0.00***)	-7.3964 (0.00***)
TF	-8.4824 (0.00***)	-8.6493 (0.00***)	-8.6056 (0.00***)

註：1. ***表示在 1%的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設

2. 括弧中代表依 ADF 檢定的 p 值

表 4-3 PP 單根檢定結果-TS 與 TF (制度改變前)

原始變數			
變 數	不含截距項及趨勢項	含截距項	含截距項及趨勢項
TS	-1.3748(0.1555)	-0.5050(0.8827)	-2.7630(0.2163)
TF	-1.1133(0.2385)	-0.6050(0.8615)	-3.0962(0.1163)
一次差分項			
變 數	不含截距項及趨勢項	含截距項	含截距項及趨勢項
TS	-7.2777 (0.00***)	-7.4402 (0.00***)	-7.3997 (0.00***)
TF	-8.4707 (0.00***)	-8.6493 (0.00***)	-8.6056 (0.00***)

註：1. ***表示在 1%的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設

2. 括弧中代表依 PP 檢定的 p 值

表 4-4 ADF 單根檢定結果-TS 與 TF (制度改變後)

原始變數			
變 數	不含截距項及趨勢項	含截距項	含截距項及趨勢項
TS	-1.1247 (0.2345)	-0.1833(0.9347)	-2.9009(0.1692)
TF	-1.0247(0.2719)	-0.3447(0.9116)	-2.9439(0.1562)
一次差分項			
變 數	不含截距項及趨勢項	含截距項	含截距項及趨勢項
TS	-7.976(0.00***)	-8.0866(0.00***)	-8.2237(0.00***)
TF	-8.8187(0.00***)	-8.9207(0.00***)	-9.0847(0.00***)

註：1. ***表示在 1%的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設

2. 括弧中代表依 ADF 檢定的 p 值

表 4-5 PP 單根檢定結果-TS 與 TF (制度改變後)

原始變數			
變 數	不含截距項及趨勢項	含截距項	含截距項及趨勢項
TS	-1.1247(0.2345)	-0.1535(0.9383)	-2.9146(0.1650)
TF	-1.1857(0.2133)	-0.0820(0.9465)	-2.8870(0.1736)
一次差分項			
變 數	不含截距項及趨勢項	含截距項	含截距項及趨勢項
TS	-7.9765(0.00***)	-8.0866(0.00***)	-8.2363(0.00***)
TF	-8.8187(0.00***)	-8.9763(0.00***)	-9.3080(0.00***)

註：1. ***表示在 1%的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設

2. 括弧中代表依 PP 檢定的 p 值

表 4-2 及表 4-3 的上半部，為制度改變前 ADF 及 PP 單根檢定之結果，我們可以很清楚知道 TS 與 TF 之原始資料經 ADF 及 PP 單根檢定結果均不顯著，屬於無法拒絕單根存在的虛無假設，代表其原始序列呈現非定態的隨機漫步趨勢，所以須對所有序列資料做一次差分轉換後再進行單根檢定，以確定各時間序列資料間是否具有相同的整合級數。

從表 4-2 和表 4-3 的下半部中，我們可以清楚地看出，經由一次差分後，各變數皆顯著地拒絕在 1% 的統計水準下具有單根存在的虛無假設，表示其序列屬於整合級數 $I(1)$ 的型態。

表 4-4 及表 4-5 的上半部，為制度改變後 ADF 及 PP 單根檢定之結果，與改變前同，即 TS 與 TF 之原始資料經 ADF 及 PP 單根檢定結果均不顯著，屬於無法拒絕單根存在的虛無假設，因此須對所有序列資料做一次差分轉換後再進行單根檢定。

從表 4-4 和表 4-5 的下半部中，經由一次差分後，各變數皆顯著地拒絕在 1% 的統計水準下具有單根存在的虛無假設，表示其序列屬於整合級數 $I(1)$ 的型態，與制度改變前同。

由表 4-2 至表 4-5 得知，變數 TS 與 TF，不管制度改變前或制度改變後，經過一次差分後皆為定態。

4.3 共整合檢定分析

落後期數之選取，若是變數的落後期數選取過長，則所得的估計結果會缺乏效率 (Efficiency)；但是若變數的落後期數選取過短，則所得的估計結果會因參數過於精簡而產生偏誤，因此若能透過判定的準則，來選定較適的落後期數，將能降低估計偏誤，並提高模式的效率。本研究對於最適落後期數之選擇採用 AIC 或 SBC 來判斷。

從表 4-6，我們知道制度改變前與制度改變後 AIC 對於最適落後期數之選取為 0 及 10 期，而 SBC 對於最適落後期數之選取皆為 0 期，因 SBC 在大樣本下檢定力較佳，故將以 SBC 最小值的落後期數為判定法則。

表 4-6 制度改變前後股價及期貨落後期數之選取

落後期數	制度改變前		制度改變後	
	AIC	SBC	AIC	SBC
0	-12.53239*	-12.45591*	-12.25373	-12.17868*
1	-12.51433	-12.28488	-12.26525	-12.04011
2	-12.40595	-12.02355	-12.21547	-11.84023
3	-12.36463	-11.82926	-12.28753	-11.76220
4	-12.33905	-11.65072	-12.32585	-11.65042
5	-12.28492	-11.44363	-12.31933	-11.49380
6	-12.29550	-11.30125	-12.22835	-11.25273
7	-12.29234	-11.14513	-12.23969	-11.11398
8	-12.21922	-10.91904	-12.25227	-10.97646
9	-12.17821	-10.72507	-12.23741	-10.81150
10	-12.14474	-10.53864	-12.36629*	-10.79029
11	-12.07279	-10.31373	-12.31639	-10.59029
12	-11.99818	-10.08615	-12.19807	-10.32187

*為最適落後期數之選取

資料來源：本研究整理

本研究以 Johansen (1988)提出兩種共整合檢定統計量(跡檢定及最大特性根檢定)，整理成表 4-7 及表 4-8：

一、跡檢定(Trace Test)

1. 檢定之假設為

H_0 ：最大共整合階次為 r (最多只有 r 個共整合關係)

H_1 ：最大共整合階次為 k (最多只有 k 個共整合關係)

2. 跡檢定量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{j=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_j)$$

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}, \hat{\lambda}_{r+2}, \dots, \hat{\lambda}_k$ 都會很接近零，則跡檢定量 $\lambda_{trace}(r)$ 會很小。

二、最大特性根檢定(Max Test)

1. 檢定之假設為

H_0 ：最大共整合階次為 r (最多只有 r 個共整合關係)

H_1 ：最大共整合階次為 $r+1$ (最多只有 $r+1$ 個共整合關係)

2. 最大特性根檢定量

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}$ 會很接近零，最大特性根檢定量 $\lambda_{max}(r, r+1)$ 會很小。

表 4-7 制度改變前共整合檢定統計量

	虛無假設為有幾個共整合向量	所計算出來的特性根數 (Eigenvalue)	跡檢定量(或最大特性根檢定量)	5%水準的臨界值	p 值
跡檢定量	None	0.435315	40.74355	20.26184	0.0000*
	至少一個	0.144506	8.740244	9.164546	0.0602
最大特性根檢定量	None	0.435315	32.00330	15.89210	0.0001*
	至少一個	0.144506	8.740244	9.164546	0.0602

備註：跡檢定量及最大特性根檢定指出在 5%水準的臨界值下，共整合向量個數之檢定。

*在 5%水準下拒絕虛無假設。

由表 4-7 制度改變前跡檢定及最大特性根檢定所計算出來的特性根數皆為 $\lambda_1=0.435315$ ， $\lambda_2=0.144506$ 。

跡檢定量 $\lambda_{\text{trace}}(0) = 40.74355 > 20.26184$ (5%水準的臨界值)，所以沒有任何一組(None)共整合向量存在的虛無假設被強烈的拒絕。而跡檢定量 $\lambda_{\text{trace}}(1) = 8.740244 < 9.164546$ (5%水準的臨界值)，則顯示只有一組共整合向量存在的假設被接受。

最大特性根檢定量 $\lambda_{\text{max}}(0) = 32.00330 > 15.89210$ (5%水準的臨界值)，所以沒有任何一組(None)共整合向量存在的虛無假設被拒絕。而最大特性根檢定量 $\lambda_{\text{max}}(1) = 8.740244 < 9.164546$ (5%水準的臨界值)，則顯示只有一組共整合向量存在的假設被接受。

所以跡檢定量與最大特性根檢定量在制度改變前有一致的結果，即有一組共整合關係存在。

表 4-8 制度改變後共整合檢定統計量

	虛無假設為有幾個共整合向量	所計算出來的特性根數 (Eigenvalue)	跡檢定量(或最大特性根檢定量)	5%水準的臨界值	p 值
跡檢定量	None	0.353150	30.52125	20.26184	0.0014*
	至少一個	0.094999	5.689689	9.164546	0.2161
最大特性根檢定量	None	0.353150	24.83156	15.89210	0.0015*
	至少一個	0.094999	5.689689	9.164546	0.2161

備註：跡檢定量及最大特性根檢定指出在 5%水準的臨界值下，共整合向量個數之檢定。

*在 5%水準下拒絕虛無假設。

由表 4-8 制度改變後跡檢定及最大特性根檢定所計算出來的特性根數皆為 $\lambda_3 = 0.353150$ ， $\lambda_4 = 0.094999$ 。

跡檢定量 $\lambda_{\text{trace}}(0) = 30.52125 > 20.26184$ (5%水準的臨界值)，所以沒有任何一組 (None) 共整合向量存在的虛無假設被強烈地拒絕。而跡檢定量 $\lambda_{\text{trace}}(1) = 5.689689 < 9.164546$ (5%水準的臨界值)，則顯示只有一組共整合向量存在的虛無假設被接受。

最大特性根檢定量 $\lambda_{\text{max}}(0) = 24.83156 > 15.89210$ (5%水準的臨界值)，所以沒有任何一組 (None) 共整合向量存在的虛無假設被強烈地拒絕。而最大特性根檢定量 $\lambda_{\text{max}}(1) = 5.689689 < 9.164546$ (5%水準的臨界值)，則顯示只有一組共整合向量存在的虛無假設被接受。

所以跡檢定量與最大特性根檢定量在制度改變後有一致的結果，即有一組共整合關係存在。

由表 4-7 及表 4-8 得知，臺灣加權股價指數及臺灣加權股價指數期貨，不管制度改變前或制度改變後，皆有一組共整合之關係存在。

4.4 變數的衡量分析

我們將股票及期貨之日內價格，從 2002 年 4 月 1 日至 9 月 30 日之十二點三十一分至十三點四十分，以每五分鐘為一區間，分別計算每個區間之標準差，然後再依制度改變前之天數，相同區間標準差之平均數，及制度改變後之天數，相同區間標準差之平均數，整理成表 4-9。

根據表 4-9 我們將制度改變前與制度改變後之股票及期貨之標準差之關係，用圖 4-3 及圖 4-4 表示。從圖 4-3 我們看到股票及期貨之標準差在 2 至 5 之間變動，而股價在十三點二十六分至十三點三十分變動較大，超出標準差 5，可能是接近收盤的關係，而使變動較大。從圖 4-4 在十三點二十一分至二十五分這段區間之前股價及期貨之標準差亦在 2 至 5 之間移動，與制度改變前同，而期貨在十三點二十六分至十三點三十分這區間標準差突然上升快接近 10，表示期貨在這區間波動較大，可能原因為股票市場在這段區間收盤採五分鐘集合競價，股票市場暫停撮合，只接受買賣申報輸入、改量及取消作業，直到十三點三十分，停止上述委託作業，再依集合競價決定收盤價格並執行撮合，在集合競價五分鐘期間，並無任何價量資訊流出，導致這段區間情況不明，致使期貨波動較大，過了這區間標準差又回復至 4 以下。此結果與 H1 同，即期貨價格之波動會因股票市場撮合制度改變而改變。而此結果又與 Lee, Chien 與 Huang (2007) 研究結果認為當股票收盤採連續競價，期貨合約的報酬波動及交易數量在股票市場收盤後是減少的；但當股票收盤採集合競價，期貨市場報酬波動及交易數量是增加的，及收盤前股票報酬對延伸至期貨報酬有很大影響之結果是相同的。

表 4-9 制度改變前後臺灣加權指數與臺股期貨指數之標準差比較

研究期間 變數名 稱 區間	制度改變前 (2002 年 4 月 1 日至 6 月 30 日)		制度改變後 (2002 年 7 月 1 日至 9 月 30 日)	
	臺灣加權股價 指數	臺股期貨指數	臺灣加權股價 指數	臺股期貨指數
12:31~12:35	3.003519	4.27269	1.954037	4.581548
12:36~12:40	3.154583	3.977767	2.149513	4.334124
12:41~12:45	3.005839	3.5615123	2.34299	4.328356
12:46~12:50	2.497097	3.676289	2.179145	3.978915
12:51~12:55	3.080912	4.70147	2.326686	4.256473
12:56~13:00	3.74648	4.709279	2.527203	3.992987
13:01~13:05	3.586286	4.53771	2.384151	5.060891
13:06~13:10	3.273398	3.804399	2.393613	4.243293
13:11~13:15	3.588175	3.891096	2.827024	4.37509
13:16~13:20	3.910615	4.068428	2.6031	4.094878
13:21~13:25	3.805366	3.978417	3.010089	4.310906
13:26~13:30	5.213969	4.548467	2.121306	9.728771
13:31~13:35		3.183417		3.317876
13:36~13:40		2.679756		3.506187

資料來源：本研究整理

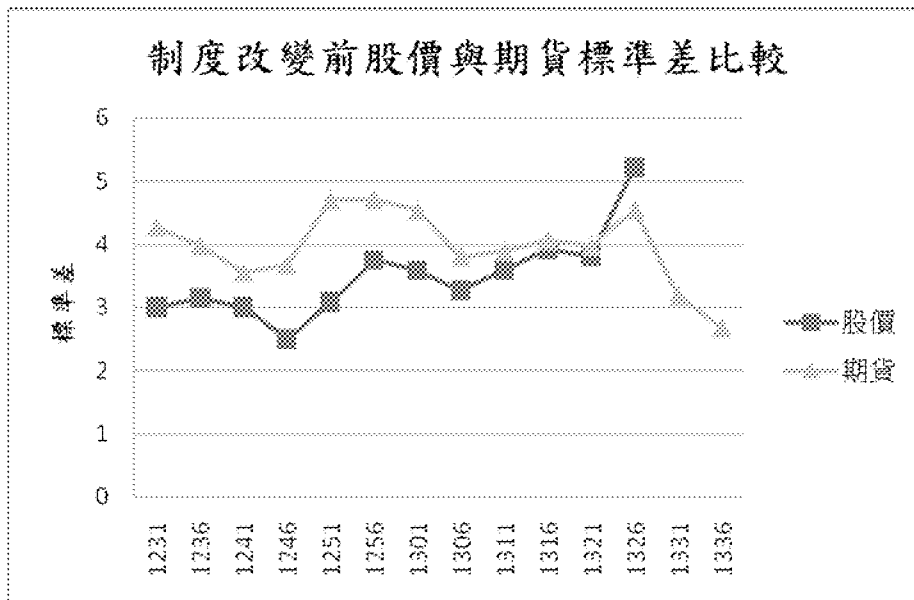


圖 4-3 制度改變前股價與期貨標準差比較

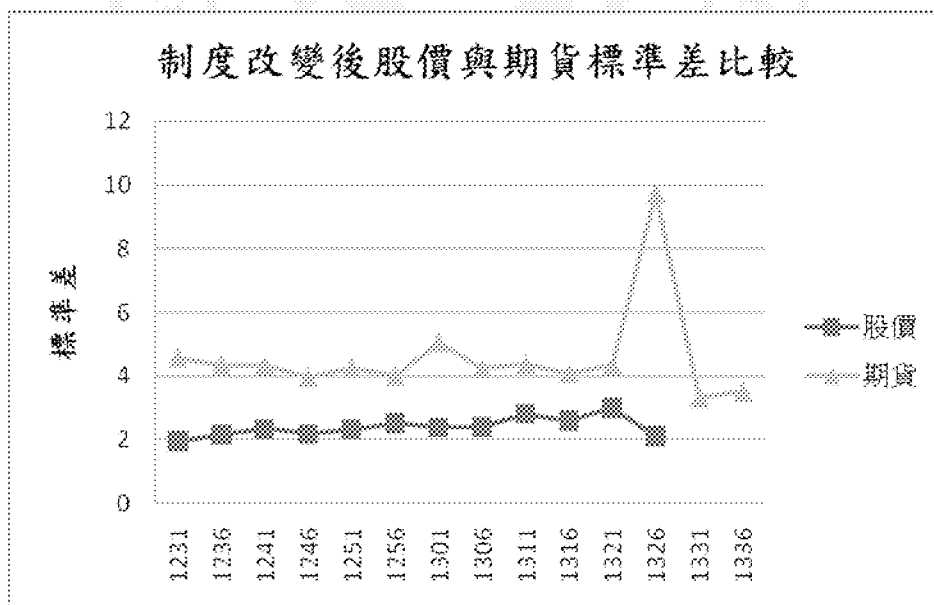


圖 4-4 制度改變後股價與期貨標準差比較

4.5 GARCH 模型分析

為檢查收盤前股票報酬(SR_t)及延伸期貨報酬(FR_t)之間的關係，以下面的 GARCH(1,1)模型來評估收盤前股票報酬對延伸期貨報酬的影響：

$$FR_t = a_1 + a_2 SR_{1326,t} + a_3 FR_{1326,t} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = b_1 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + b_3 h_{t-1}$$

其中， FR_t 是 t 日股票收盤後期間期貨報酬， $SR_{1326,t}$ 是 t 日收盤前期間 13:26-13:30 之股票報酬， $FR_{1326,t}$ 是 t 日收盤前期間 13:26-13:30 之期貨報酬。 ε_t 是 t 日的殘差， h_t 是 t 日條件變異數。

另外，下面的 GARCH(1,1)模型利用虛擬變數(DUM)去統計測試是否收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬在集合競價比連續競價有較大的影響：

$$FR_t = a_1 + a_2 SR_{1326,t} + a_3 SR_{1326,t} * DUM_t + a_4 FR_{1326,t} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = b_1 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + b_3 h_{t-1}$$

其中， FR_t 是 t 日收盤後期間期貨報酬； $SR_{1326,t}$ 是 t 日收盤前期間 13:26-13:30 股票報酬； $FR_{1326,t}$ 是 t 日收盤前期間 13:26-13:30 期貨報酬； $DUM_t=1$ 是從 2002 年 7 月 1 日至 2002 年 9 月 30 日這段子期間(股票收盤採集合競價；長的一組期間)，而 $DUM_t=0$ 是從 2002 年 4 月 1 日至 2002 年 6 月 30 日這段子期間(股票收盤採連續競價；短的一組期間)； ε_t 是 t 日殘差， h_t 是 t 日條件變異數。

表 4-10 為制度改變前後，收盤前股票報酬與延伸的期貨報酬之間的關係，以 GARCH(1,1)模型來分析，收盤前 $SR_{1326,t}$ 的迴歸係數為-0.200852，即收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬幾乎沒有影響，表示股票市場收盤採連續競價，股價的資訊很快流入期貨市場，所以在收盤後對期貨市場的影響較小。而制度改變後，收盤前股票報酬與延伸的期貨報酬之間的關係， $SR_{1326,t}$ 的迴歸係數為 1.223183，即收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬的影響在 1%的顯著水準下是顯著的，表示股票市場收盤採集合競價後，股價的資訊延遲至收盤後才流入期貨市場，所以在收盤後對期貨市場的影響較大。從表 4-10，實證結果指出若股票市場收盤採集合競價，收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬有較大的影響。

表 4-10 制度改變前後收盤前股票報酬對延伸期貨報酬的影響

變數		制度改變前 FR_t $t = 13:30 \sim 13:45$	制度改變後 FR_t $t = 13:30 \sim 13:45$
常數	a_1	0.000241	0.000204
$SR_{1326,t}$	a_2	-0.200852	1.223183***
$FR_{1326,t}$	a_3	0.226674	-0.203074
Intercept	b_1	4.21E-06	-7.91E-07
ε_{t-1}^2	b_2	0.227789	-0.068618
h_{t-1}	b_3	0.780145****	1.128976****
R^2		0.054400	0.118417
Log likelihood		257.9909	263.1843

註： $FR_t = a_1 + a_2 SR_{1326,t} + a_3 FR_{1326,t} + \varepsilon_t$ ， $\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$

$$h_t = b_1 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + b_3 h_{t-1}$$

***表 1%之顯著水準

表 4-11 為加入虛擬變數後，收盤前股票報酬對延伸期貨報酬之關係。我們以虛擬變數 GARCH(1,1)模型，統計檢查是否在集合競價比連續競價，收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬有較大的影響。從表 4-11 係數 a_2 為-0.175774，表示連續競價對延伸期貨報酬之影響很小，而係數 a_3 為 0.942223，表示集合競價對延伸期貨報酬之影響，在 1%之顯著水準下是顯著的，這些實證結果指出收盤採集合競價比採連續競價，對延伸期貨報酬有較大的影響。因此，表 4-11 得到結果與表 4-10 的結果是一樣的。

最後，從表 4-10 至表 4-11 指出，當股票市場收盤採連續競價時，股票市場收盤前的資訊可以很快流入期貨市場，而股票市場收盤採集合競價時，要俟股票市場收盤後，延遲資訊才流入期貨市場。實證研究發現在接近股票市場收盤時，現貨市場支配期貨市場，此發現與 Lien 與 Yang (2003)同。而這發現與 H3 是一致的，即收盤改採集合競價後，收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬有很大的影響；

也就是說，以最後五分鐘之現貨報酬來預測最後十五分鐘之期貨報酬能力增強。

表 4-11 加入 DUM 變數，收盤前股票報酬對延伸期貨報酬的影響

變數		FR _t t = 13:30~13:45
常數	a_1	7.32E-05
SR _{1326,t}	a_2	-0.175774
SR _{1326,t} × DUM _t	a_3	0.942223***
FR _{1326,t}	a_4	0.159206
Intercept	b_1	4.03E-06
ε_{t-1}^2	b_2	0.266168
h_{t-1}	b_3	0.827450***
R ²		0.071846
Log likelihood		520.7486

註： $FR_t = a_1 + a_2 SR_{1326,t} + a_3 SR_{1326,t} * DUM_t + a_4 FR_{1326,t} + \varepsilon_t$ ， $\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$

$$h_t = b_1 + b_2 \varepsilon_{t-1}^2 + b_3 h_{t-1}$$

***表 1%之顯著水準，**表 5%之顯著水準，*表 10%之顯著水準

4.6 Granger 因果關係檢定分析

「Granger 因果關係」定義在「預測因果關係」(predictive causality)，也就是說，如果變數 x 能夠提供預測變數 y 所需的資訊，我們稱變數 x 「Granger 影響」(Granger cause)變數 y。

假設有 x 和 y 兩個變數，當對 x 做預測時，除了使用 x 過去資料所提供的資訊外，若加上 y 過去的資料，而使得對 x 的預測更準確，則稱 y 是 x 的因(y causes x)，即 y 領先 x；反之，當對 y 做預測時，若加上 x 過去的資料，能降低 y 的預

測誤差，則稱 x 是 y 的因(x causes y)，即 x 領先 y；若以上兩種情況同時發生時，稱 x 與 y 具有回饋(feedback)關係，本研究將進行 Granger (1969)因果關係檢定。下列以二變數模型說明因果關係檢定：

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_j X_{t-j} + e_t$$

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p c_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p d_j Y_{t-j} + u_t$$

若拒絕虛無假設 $H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = \dots = b_p = 0$ ，則二變數間存在因果關係，即 X「Granger 影響」Y；若拒絕虛無假設 $H'_0 : d_1 = d_2 = d_3 = \dots = d_p = 0$ ，即 Y「Granger 影響」X。

表 4-12 制度改變前後之 Granger 因果關係檢定

依變數	自變數	Chi-sq	p 值
制度改變前			
股票	期貨	1.063056	0.5877
期貨	股票	4.447631	0.1082
制度改變後			
股票	期貨	5.916945	0.0519
期貨	股票	12.69636	0.0017***

資料來源：本研究整理

***表 1%之顯著水準

由表 4-12 制度改變前與改變後，期貨對股票之影響，其 p 值分別為 0.5877 及 0.0519，表示期貨的價格變動不會「Granger 影響」股價，若以領先及落後之說法，即期貨未領先現貨。而股票對期貨之影響，在制度改變前與改變後，其 p 值分別為 0.1082 及 0.0017，表示股票的價格變動在制度改變前不會「Granger 影響」期貨；而在制度改變後會「Granger 影響」期貨，若以領先落後之說法，即在制度改變後股票領先期貨。此結果與 H4 完全相同。

4.7 衝擊反應分析

衝擊反應函數主要是探討兩變數中，若有一變數產生自發性衝擊時，該衝擊會利用兩變數間的關係而間接影響到另一個變數，我們可藉由衝擊反應瞭解，此種衝擊是正向或負向、持續性或跳動性、長期或是短期的效果。根據衝擊反應函數，可以觀察模式內某一內生變數以一個單位標準差的大小發生自發性干擾時，對模式內所有的內生變數當期與未來各期的動態影響過程。

在衝擊反應分析中，必須考慮各個變數於模型中的排序問題，因為排序在前的變數會影響同期排序在後的變數，但排序在後的變數卻無法影響同期排序在前的變數，又統計方法中對變數的排序並沒有一個明確的準則，而是完全由分析者自行判斷。本研究依上節 Granger 因果關係檢定所得出來的結果，將具有領先指標的變數放在前面，因為所得出的結果為股票領先期貨，所以其順序為股票、期貨。衝擊反應的分析圖形如圖 4-5 及圖 4-6。

變數代號：

DLSTOCKB：制度改變前，股價指數取自然對數且一階差分後定態

DLFUTURESB：制度改變前，期貨指數取自然對數且一階差分後定態

DLSTOCKA：制度改變後，股價指數取自然對數且一階差分後定態

DLFUTURESA：制度改變後，期貨指數取自然對數且一階差分後定態

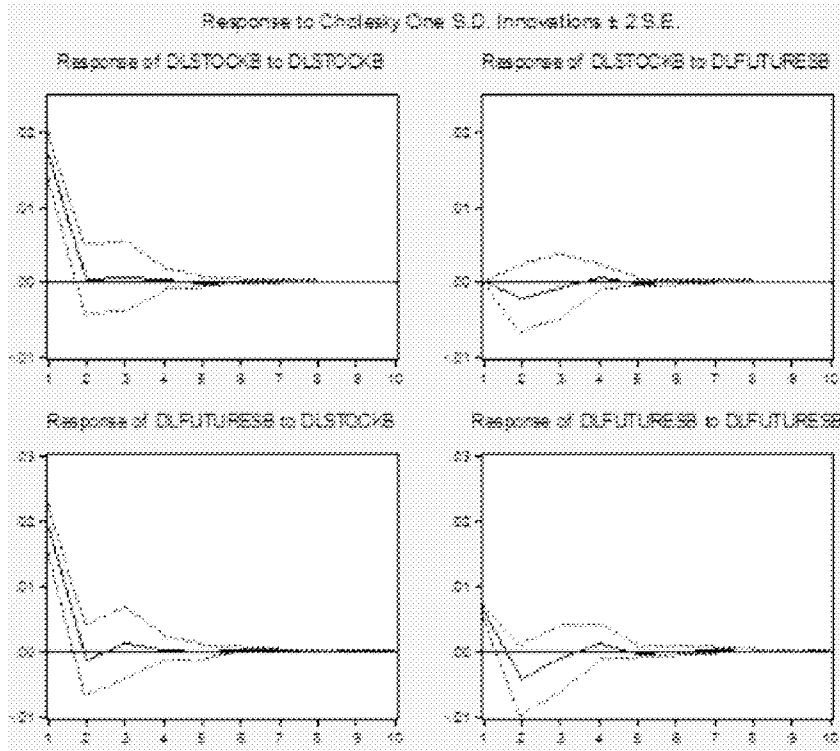


圖 4-5 制度改變前，衝擊反應分析圖

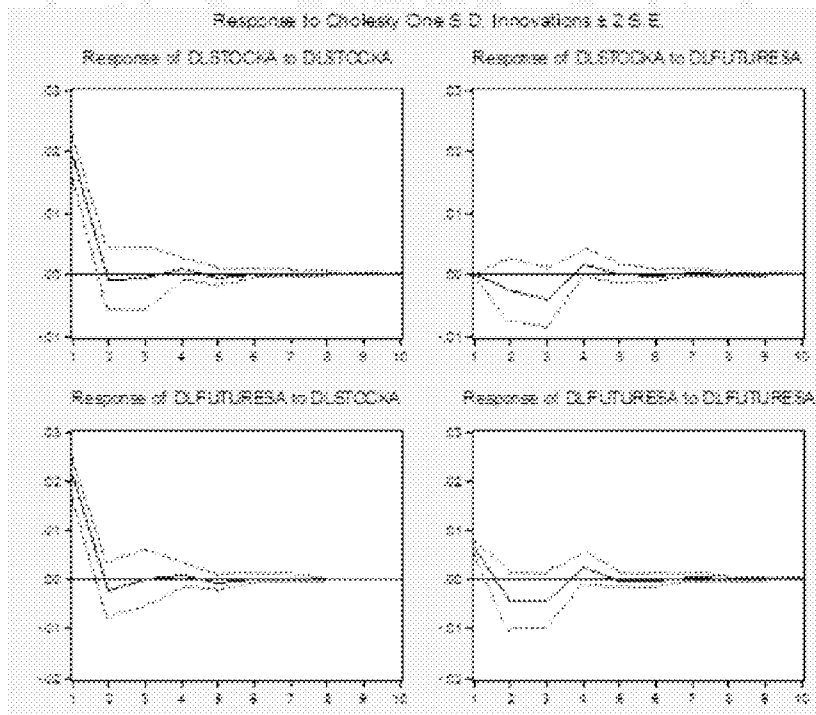


圖 4-6 制度改變後，衝擊反應分析圖

由圖 4-5 及圖 4-6 之衝擊反應分析圖，我們發現以下幾點：

1. 由這二圖可知，不管是期貨還是現貨，若其價格有些微的變動時，都會對另一市場的價格造成影響，即股票及期貨市場的確存在相互影響的關係，但並非是全面的；股票與期貨變動的資訊是互通的，具有訊息傳遞效果。
2. 股票對股票造成的衝擊大於股票對期貨之衝擊，而期貨對股票的衝擊卻大於期貨對期貨之衝擊，表示股票市場較易受到外面的衝擊，而有大幅的波動，期貨市場受到的衝擊，變動的幅度較低，此發現與 4.1 節的表 4-1，台股加權指數的標準差大於台股期貨指數之結果是相同的。
3. 股票對期貨之衝擊，在制度改變前呈現上下波動的情形，在第 3 期以後逐漸趨於零，表示股票對期貨之衝擊，期貨在第 3 期以後反應完畢；而在制度改變後，股票對期貨之衝擊，期貨在第 5 期以後，才逐漸趨於零，表示股票對期貨之衝擊，期貨在第 5 期以後才反應完畢，表示期貨市場因股票市場收盤撮合頻率減少，效率變差。
4. 期貨市場對股票市場之衝擊，在制度改變前呈現上下波動的情形，在第 4 期以後才逐漸趨於零，表示期貨市場對股票市場的衝擊在第 4 期以後反應完畢；而在制度改變後，期貨市場對股票市場之衝擊在第 3 期即逐漸趨於零，表示期貨市場對股票市場之衝擊，股票在第 3 期即反應完畢，表示股票市場因撮合頻率減少，而效率提高。
5. 股票市場撮合制度改變，由連續競價改為集合競價，可使股票市場之效率提高，而期貨市場之效率降低，此結果與 H2 不完全相同，即股票市場改採收盤五分鐘集合競價之後，可增加股票市場及期貨市場之效率性，可能是因為期貨市場受到資訊的衝擊反應速度較慢所致，而在股票市場將收盤撮合頻率降低，而使期貨效率降低。

第五章 結論與建議

5.1 結論

期貨市場是依附現貨市場而存在，故現貨市場的變動也會對期貨市場造成一定程度的影響。本研究主要在於 2002 年 7 月 1 日股票市場收盤由連續競價改採五分鐘集合競價前後，臺灣加權股價指數及指數期貨之關聯性分析。研究期間為 2002 年 4 月 1 日至 2002 年 9 月 30 日，其中再分為制度改變前 2002 年 4 月 1 日至 6 月 30 日，及制度改變後 2002 年 7 月 1 日至 9 月 30 日二個期間，進行期貨市場與現貨市場的關聯性探討，由上一章的分析結果，可歸納出下列幾點結論：

1. 由圖 4-1 及圖 4-2 我們知道股票及期貨指數關係非常密切，我們先以單根檢定來檢查股票及期貨之時間序列資料是否為定態，我們採取最常用的 ADF 單根檢定及 PP 單根檢定，由表 4-2 至表 4-5，發現股票及期貨在制度改變前及制度改變後，皆為一次差分後定態。
2. 接下來要分析兩變數間之關聯性，以共整合檢定來探討兩變數之間的關係，我們採 Johansen (1988) 提出兩種共整合檢定統計量(跡檢定及最大特性根檢定)，結果發現制度改變前及制度改變後皆有一組共整合的關係存在，如表 4-7 及表 4-8。
3. 表 4-9 為臺灣加權指數及台股期貨指數，每五分鐘為一區間，所計算出來之標準差，由圖 4-3 得知，在股票收盤為連續競價下，由於股票市場資訊可以很快流入期貨市場，股價及期貨之標準差差異不大，大多維持在 2 至 5 之間；由圖 4-4 得知，在股票收盤為集合競價下，因為股票資訊延遲流入期貨市場，造成期貨市場較大的波動，期貨之標準差在 13:26 至 13:30 突然上升至 10 左右，此結果與 H1 同。此結果又與 Lee, Chien 與 Huang (2007) 研究結果認為當股票收盤集合競價這組期間是短的，期貨合約的報酬波動及交易數量在股票市場收盤後是減少的；但當這組期間是長的，它們將增加，即收盤改採集合競價後，期貨市場報酬波動及交易數量是增加的，及收盤前股票報酬對延伸至期貨報酬有很大的影響之結果是相同的。而在股票市場收盤後，期貨之價格波動是減緩的，此結果與 Daigler (1997) 及 Fong and Frino (2001) 指出股票市場收盤後，期貨市場報酬波動及交易數量是下跌的，結論與傳染模型的假設一致。
4. 股票市場收盤採集合競價後，股價之資訊延遲至收盤後才流入期貨市

場，從表 4-10 及表 4-11，實證結果得知，若股票市場採收盤集合競價，收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬有較大的影響，此結果與 H3 同。實證研究發現在接近股票市場時，現貨市場支配期貨市場，此發現與 Lien 與 Yang (2003)同，也就是說，以最後五分鐘之現貨報酬來預測最後十五分鐘之期貨報酬能力增強。

5. 從表 4-12 得知，期貨不會「Granger 影響」現貨；而現貨在制度改變後會「Granger 影響」期貨，在 1%的顯著水準下是顯著的，即制度改變後現貨領先期貨，現貨市場支配期貨市場，此結果與 H4 完全相同。
6. 由圖 4-5 及圖 4-6 的衝擊反應分析圖得知，股價與期貨變動的資訊是互通的，具有訊息傳遞效果，期貨市場因股票市場收盤撮合頻率減少，效率變差(股票對期貨之衝擊，由第 3 期延至第 5 期才反應完畢)；股票市場因撮合頻率減少，而效率提高(期貨對股票之衝擊，由第 4 期提早至第 3 期即反應完畢)，此結果與 H2 不完全相同，可能是因為期貨市場受到資訊的衝擊反應速度較慢所致，而在股票市場將收盤撮合頻率降低，而使期貨效率降低。

5.2 研究限制

本研究橫跨期間為半年，雖然該期間並無重大的事件發生，總體經濟趨勢未產生重大變化，但還是無法完全隔離所有其他變因，對期貨及現貨市場所產生的影響。

5.3 管理意涵

1. 在一般的認知中，期貨有價格發現功能，期貨是現貨的領先指標(Tse, 1999 及 Zhong, Darrat & Otero, 2004)，但本研究從 GARCH 模型分析，我們知道在制度改變後，收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬有較大的影響；從 Granger 因果關係檢定，在制度改變後，現貨對期貨之影響在 1%的顯著水準下是顯著的。
2. 一般認知中，期貨報酬波動大於現貨市場(Chan, 2005 及 In & Kim, 2006)，但從本研究 4.1 節基本敘述統計量分析的表 4-1，台股加權指數的

標準差大於臺股期貨指數；從 4.7 節衝擊反應分析股票對股票造成的衝擊大於股票對期貨之衝擊，而期貨對股票的衝擊卻大於期貨對期貨之衝擊，表示股票市場較易受到外面的衝擊，而有大幅的波動，期貨市場受到的衝擊，變動的幅度較低。

3. 政策面：臺灣期貨交易所之股價指數期貨以股價指數作為標的，再加上期貨到期日之結算是以股價指數作為最後結算價格，而收盤價格在許多方面都是最重要的。由實證分析我們知道，股票市場收盤採集合競價後，因為股票資訊延遲流入期貨市場，造成期貨市場有較大的波動(H1)，而收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬有較大的影響(H3)，及現貨領先期貨，現貨市場支配期貨市場(H4)，可見股票收盤前期間(13:26-13:30)的股票交易活動，因為它不但影響股票市場，亦影響期貨市場，本研究建議管理者應付出較多注意在股票市場收盤期間，以達到事半功倍之效果。
4. 實務面：因為股票市場收盤撮合頻率的降低，收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬有較大的影響，且在現貨領先期貨、現貨市場支配期貨市場下，投資者也許會發展較有效率之投資策略，來進行有利的投資機會。

5.4 對後續研究者之建議

本研究因時間、人力及成本等因素，仍有許多未盡之處，雖已獲得初步之結果，但仍不能適用於其他市場或其他變數，最後本研究提出四個未來研究方向：

1. 本研究只針對價格、報酬率作研究，後續研究亦可加入其他變數，例如成交量、委託單數量等，使用不同的統計方法，進一步探討是否會有不同的結果。
2. 研究不同國家市場、不同時段或使用不同研究方法，都可能使研究結果產生差異，建議後續研究者可針對其他國家市場進行探討，來驗證本研究架構之可行性。
3. 經過金融海嘯之後，後續之研究亦可針對期貨與現貨二者之關聯性作探討，檢查二者之關係是否會改變。
4. 在財務文獻裏，獲利是一個有趣的議題，從本研究之 5.1 節結論 4 得知，若股票市場採收盤集合競價，收盤前股票報酬對延伸的期貨報酬有較大的

影響，實證研究發現在接近股票市場時，現貨市場支配期貨市場，也就是說，以最後五分鐘之現貨報酬來預測最後十五分鐘之期貨報酬能力增強。這文獻沒有考慮到交易策略，後續的研究可透過二市場的關係，探討如何從中獲利。



參考文獻

1. 王凱蒂，“臺股指數期貨價格發現(Price Discovery)之探討：日內與週型態”，國立政治大學，碩士論文，民國八十九年。
2. 吳易欣，“股價指數期貨與現貨之關聯性研究—新加坡摩根臺灣指數期貨實證分析”，國立政治大學，碩士論文，民國八十七年。
3. 李修全，“股票收盤集合競價與期貨價格行為”，國立臺灣科技大學，博士論文，民國九十六年。
4. 李進生、謝文良、吳壽山、蔣炤坪，臺股指數期貨與操作實務，二版，證基會，台北市，民國九十一年。
5. 施義展，“臺灣股價指數期貨、現貨與選擇權市場領先落後關係之探討”，國立高雄第一科技大學，碩士論文，民國九十三年。
6. 姜德宣，“臺股指數期貨(TAIFEX)與現貨之因果關係研究”，國立臺灣大學，碩士論文，民國八十七年。
7. 陳旭昇，時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用，初版，臺灣東華，台北市，民國九十六年。
8. 陳君達、陳志鈞、李文雄，“美國與台灣總體經濟訊息對臺灣現貨與期貨市場之影響與不對稱波動傳遞之現象”，東海管理評論，第九卷第一期，65~90 頁，民國九十六年。
9. 陳培林，“臺灣證券集中市場新交易制度對市場流動性、波動性及效率性之影響”，國立高雄第一科技大學，碩士論文，民國九十三年。
10. 楊奕農，時間序列分析經濟與財務上之應用，初版，雙葉書廊，台北市，民國九十四年。
11. 楊聲勇、董澍琦、李昭蓉、黃喬郁，“臺灣股票市場與期貨市場間價格與波動性傳遞關係之探討—EGARCH-DCC 模型之應用”，中國統計學報，第四十四期，417~439 頁，民國九十五年。
12. 廖崇豪，“期貨與現貨價格之關連性分析與預測—以芝加哥玉米及股價指數期貨市場為例”，國立中興大學，碩士論文，民國八十三年。
13. 賴瑞芬，“臺股指數期貨與現貨日內價格關係之研究”，國立臺灣大學，碩士論文，民國八十五年。
14. 鄭義林，“日經指數與指數期貨市場間價格領先落後與相關性分析—使用高頻資料之實證結果”，國立中興大學，碩士論文，民國九十六年。
15. 謝劍平，財務管理原理，初版，智高，台北市，民國九十四年。

16. 謝劍平，期貨與選擇權-財務工程的入門捷徑，三版，智勝，台北市，民國九十六年。
17. 戴錦周、楊淑芬、陳建宏，“亞洲重要股價指數期貨市場之效率性分析—兼論東亞金融風暴的影響”，朝陽商管評論，第二卷第二期，51~74 頁，民國九十二年。
18. Aitken, M., Comerton-Forde, C., & Frino, A., “Closing call auction and liquidity”, Accounting & Finance, 45, pp. 501-518, 2005.
19. Amihud, Y., & Mendelson, H., “Trading mechanisms and stock returns: an empirical investigation”, Journal of Finance, 42, pp. 533-553, 1987.
20. ———, “A new approach to the regulation of trading across securities markets”, New York University Law Review, 71, pp.1411-1466, 1996.
21. Amihud, Y., Mendelson, H., & Lauterbach, B., “Market microstructure and securities values: evidence from the Tel Aviv Stock Exchange”, Journal of Financial Economics, 45, pp. 365-390, 1997.
22. Brooks, C., Garrett, I., & Hinich, M. J., “An alternative approach to investigating lead-lag relationships between stock and stock index futures markets”, Applied Financial Economics, 9(6), pp. 605-613, 1999.
23. Chan, Y. C., “Who trades in the stock index futures market when the underlying cash market is not trading?”, Pacific-Basin Finance Journal, 13, pp.547-561, 2005.
24. Chang, E. C., Jain, P. C., & Locke, P. R., “Standard & Poor’s index futures volatility and price changes around the New York Stock Exchange close”, Journal of Business, 68, pp. 61-84, 1995.
25. Comerton-Forde, C., Lau, S. T., & McInish, T., “Opening and closing behavior following the introduction of call auctions in Singapore”, Pacific-Basin Finance Journal, 15, pp.18-35, 2007.
26. Comerton-Forde, C., & Rydge, J., “Call auction algorithm design and market manipulation”, Journal of Multinational Financial Management, 16, pp. 184-198, 2006a.
27. ———, “The influence of call auction algorithm rules on market efficiency”, Journal of Financial Markets, 9, pp. 199-222, 2006b.
28. Cornell, B., & French, K. R., “The pricing of stock index futures”, Journal of Futures Markets, 3(1), pp. 1-14, 1983.
29. Daigler, R. T., “Intraday futures volatility and theories of market behavior”, Journal of Futures Markets, 17, pp. 45-74, 1997.

30. Engle, R. F., & Granger, C. W. J., "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing", Econometrica, 55(2), pp. 251-276, 1987.
31. Fama, E. F., "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical work", Journal of Finance, May 1970, pp. 383-417, 1970.
32. Fong, K., & Frino, A., "Stock market closure and intraday stock index futures market volatility: "Contagion," bid-ask bias or both?", Pacific-Basin Finance Journal, 9, pp. 219-232, 2001.
33. Frino, A., Walter, T., & West, A., "The lead-lag relationship between equities and stock index futures markets around information releases", Journal of Futures Markets, 20(5), pp. 467-487, 2000.
34. Ghosh, A., "Cointegration and error correction models: Intertemporal causality between index and futures prices", Journal of Futures Markets, 13(2), pp. 193-198, 1995.
35. Granger, C. W. J., "Investigating causal relations by econometric model and cross spectral methods", Econometrica, 37, pp. 424-438, 1969.
36. ———, "Some properties of time series data and their use in econometric model specification", Journal of Econometrics, 16(1), pp. 121-130, 1981.
37. ———, "Developments in the study of cointegrated economic variables", Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 48(3), pp. 213-228, 1986.
38. ———, "Some recent developments in a concept of causality", Journal of Econometrics, 39, pp. 199-211, 1988.
39. Huang, Y. C., & Tsai, P. L., "Effectiveness of closing call auction: Evidence from the Taiwan Stock Exchange", Emerging Markets Finance & Trade, 44(3), pp. 5-20, 2008.
40. In, K., & Kim, S., "Multiscale hedge ratio between the Australian stock and futures markets: Evidence from wavelet analysis", Journal of Multinational Financial Management, 16, pp. 411-423, 2006.
41. Johansen, S., "Statistical analysis of cointegration vectors", Journal of Economic Dynamics & Control, 12(2-3), pp. 231-254, 1988.
42. Kalay, A., Wei, L., & Wohl, A., "Continuous trading or call auctions: revealed preferences of investors at the Tel Aviv Stock Exchange", Journal of Finance, 57, pp. 523-542, 2002.
43. Kawaller, I. G., Koch, P. D., & Koch, T. W., "Intraday relationships between volatility in S&P 500 futures prices and volatility in the S&P index", Journal of

- Banking & Finance, 14, pp. 373-397, 1990.
44. King, M. A., & Wadhvani, S. W., "Transmission of volatility and between stock markets", Review of Financial Studies, 3, pp. 5-33, 1990.
 45. Lee, H. C., Chien, C. Y., & Huang, Y. S., "The stock closing call and futures price behavior: Evidence from the Taiwan futures market", Journal of Futures Markets, 27(10), pp. 1003-1019, 2007.
 46. Lien, D., & Yang, L., "Contract settlement specification and price discovery: Empirical evidence in Australia individual share futures market", International Review of Economics & Finance, 12, pp. 495-512, 2003.
 47. Madhavan, A., "Trading mechanisms in securities markets", Journal of Finance, 47, pp. 607-641, 1992.
 48. Martikaninen, T., Perttunen, J., & Puttonen, V., "On the dynamics of stock index futures and individual stock returns", Journal of Business Finance & Accounting, 22(1), pp. 87-100, 1995.
 49. Min, J. H., & Najand, M., "A further investigation of the lead-lag relationship between the spot market and stock index futures: Early evidence from Korea", Journal of Futures Markets, 9, pp. 217-232, 1999.
 50. Muscarella, C. J., & Piwowar, M. S., "Market microstructure and securities values: evidence from the Paris Bourse", Journal of Financial Markets, 4, pp. 209-229, 2001.
 51. Nelson, C., & Plosser, C., "Trends and random walks in macroeconomic time series", Journal of Monetary Economics, 10, pp. 139-162, 1982.
 52. Pagano, M. S., & Schwartz, R. A., "A closing call's impact on market quality at Euronext Prais", Journal of Financial Economics, 68, pp. 439-484, 2003.
 53. Pizzi, M. A., Economopoulos, A. J., & O'Neill, H. M., "An examination of the relationship between stock index cash and futures markets: A cointegration approach", Journal of Futures Markets, 18, pp. 297-305, 1998.
 54. Reimers, H. E., "Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration", Statistics Pater, 33, pp. 335-346, 1992.
 55. Schnitzlein, C. R., "Call and continuous trading mechanisms under asymmetric information: an experimental investigation", Journal of Finance, 51, pp. 613-636, 1996.
 56. Schwert, G. W., "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation", Journal of Business & Economic Statistics, 7, pp. 147-159, 1989.

57. Shyy, G., Vijayraghavan, V., & Scott-Quinn, B., "A futures investigation of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market with the use of bid/ask quotes: The case of France", Journal of Futures Markets, 16, pp. 405-420, 1996.
58. Sim, A. B., & Zurbreugg, R., "Intertemporal volatility and price interactions between Australian and Japanese spot and futures stock index markets", Journal of Futures Markets, 19(5), pp. 523- 540, 1999.
59. Stoll, H. R., & Whaley, R. E., "The dynamics of stock index and stock index futures returns", Journal of Finance & Quantitative Analysis, 25, pp. 440-468, 1990.
60. Tse, Y. K., "Lead-lag relationship between spot index and futures price of the Nikkei Stock Average", Journal of Forecasting, 14(7), pp. 553-563, 1995.
61. ———, "Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets", Journal of Futures Markets, 19(8), pp. 911-930, 1999.
62. Wahab, M., & Lashgari, M., "Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: A cointegration approach", Journal of Futures markets, 13(7), pp. 711-742, 1993.
63. Zhong, M., Darrat, A. F., & Otero, R., "Price discovery and volatility spillovers in index futures markets: some evidence from Mexico", Journal of Banking & Finance, 28, pp. 3037-3054, 2004.