

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

交易時間差距對台股指數現貨與期貨的影響之研究

A STUDY ON THE IMPACT OF DIFFERENCE IN TRADING HOURS
BETWEEN TAIWAN STOCK INDEX AND INDEX FUTURES

指導教授：莊益源 博士

ADVISOR: PH.D. I-YUAN CHUANG

共同指導教授：徐清俊 博士

COADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：陳柏豪

GRADUATE STUDENT: PO-HAO CHEN

中華民國九十五年七月

南華大學財務管理研究所九十四學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：交易時間差距對台股指數現貨與期貨的影響之研究

研究生：陳柏豪

指導教授：莊益源 博士

共同指導教授：徐清俊 博士

論文摘要內容：

我國的交易機制，期貨較現貨提早開盤和較遲收盤，因此本論文的焦點即在探討在這交易時間差距中，是否隱藏著私有訊息及期貨與現貨領先落後關係。本論文利用不對稱 EGARCH 模型，研究資料為 2003 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日，共 484 筆台灣指數、台灣指數期貨與美國那斯達克指數日內分鐘資料，實證結果如下：

1. 預期前期收盤後未預期期貨報酬、當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數與隔夜現貨報酬之間存在正向關係。
2. 當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數與當期現貨報酬之間存在正向關係。

關鍵字：不對稱性、交易時間、差距、EGARCH 模型。

Title of Thesis: A Study on the Impact of Difference in Trading Hours between Taiwan Stock Index and Index Futures.

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

Graduate date: July 2006

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: Po-Hao Chen

Advisor: PH.D. I-Yuan Chuang

Co-advisor: PH.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

In Taiwan, futures market opens earlier and closes later than spot market, and futures market leads spot market. The purpose of this research is to investigate whether the difference in trading hours contain useful information about spot returns and the lead-lag relation between spots and futures. This research uses asymmetric EGARCH model with total 484 intraday trading data of Taiwan Index, Taiwan Index Futures and NASDAQ Index covers from 2003/1/1 to 2004/12/31. The empirical results are as follows:

1. There is a positive relation between NASDAQ index, unexpected futures return during pre-open and past-close extended session and overnight spot return.
2. There is a positive relation between NASDAQ index, unexpected futures return during pre-open extended session and regular hours spot return.

Keywords : Asymmetric, Trading Hours, Difference, EGARCH Model.

目 錄

準碩士推薦函	ii
論文口試委員審定書	iii
版權宣告	iv
中文摘要	v
英文摘要	vi
目錄	vii
表目錄	ix
圖目錄	x
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	2
第三節 研究目的	3
第四節 研究限制	4
第五節 論文架構	5
第二章 相關文獻探討	6
第一節 指數期貨及現貨市場之領先落後關係	6
第二節 台指期貨與現貨日內的 U 型價差	9
第三節 現貨盤後期貨隱含資訊的探討	12
第四節 文獻總結	13
第三章 研究方法	15
第一節 研究流程	15
第二節 資料來源與樣本特性	17
第三節 研究假說	17
第四節 變數說明	18
第五節 研究方法	19
第四章 實證結果	27
第一節 基本統計分析	27
第二節 單根檢定	29
第三節 自我相關檢定	30
第四節 異質性檢定	30
第五節 實證結果	31
第五章 結論與後續建議	39

第一節 結論	39
第二節 後續研究與建議	41
參考文獻	42

表目錄

表 1- 1	各期貨日平均成交量	2
表 1- 2	投資人類別交易比重統計表	4
表 4- 1	台股指數現貨與期貨及那斯達克指數報酬之基本統計量	28
表 4- 2	台股指數現貨與期貨及那斯達克指數報酬之單根檢定	29
表 4- 3	台股指數現貨與期貨報酬之自我相關檢定	30
表 4- 4	台股指數現貨與期貨報酬之異質性檢定	31
表 4- 5	現貨開盤前期貨報酬之 EGARCH(1,1)結果	32
表 4- 6	現貨收盤後期貨報酬之迴歸結果	33
表 4- 7	隔夜現貨報酬之 EGARCH(1,1)結果	34
表 4- 8	日內現貨報酬之 EGARCH(1,1)結果	36

圖目錄

圖 3- 1 研究流程圖

16

第一章 緒論

第一節 研究背景

期貨對於金融市場的健全發展扮演著相當重要的角色，主要原因為股價指數期貨可以作為股票市場風險的避險工具。股價指數期貨的起源，最早是從西元1982年2月，由美國堪薩斯交易所(Kansas City Board of Trade, KCBT)推出第一個股價指數期貨 - 價值線股價指數期貨(Value Line Stock Index Futures)。之後，S&P500、日經225指數等各股價指數期貨相繼成立，而我國的台灣期貨交易所在政府的推動下，於1998年4月正式成立，並於同年7月推出以台灣證券交易所公布的台灣發行量加權股價指數為標的的期貨契約(台股指數期貨)。

台灣加入WTO後，政府為因應金融國際化、自由化的潮流，逐步放寬金融管制，使得資產價值變化和資金流動速度較以往更迅速，企業及個人對風險控管的需求逐漸提高，隨著交易活動的熱絡，可以預見有更多企業界、金融機構與投資大眾利用期貨當做投機與避險工具。資訊流通迅速，使得社會大眾對期貨商品更加了解，各合約的成交量與日俱增，表1-1顯示期貨的每日交易量總和逐年上升，而且其中又以台股指數期貨所占的比率最高，成為今日期貨市場主流。

國人對於證券市場之股票投資一向非常熱衷，股價指數期貨的避險與價格發現等功能，能提供投資人規避風險--系統風險與套利，此兩項功能皆與期貨和現貨間的互動具有直接的關係。

表 1- 1 各期貨日平均成交量

期貨契約	91 年日平均成交量	92 年日平均成交量	93 年日平均成交量
台股期貨(TX)	16,661(64.79%)	26,163(65.48%)	35,445(60.58%)
電子期貨(TE)	3,367(13.09%)	3,979(9.96%)	6,274(10.72%)
金融期貨(TF)	1,479(5.75%)	4,526(11.33%)	9,022(15.42%)
小型台指期(MTX)	4,210(16.37%)	5,288(13.23%)	7,773(13.28%)
總和	25,717	39,956	58,514

資料來源：台灣期貨交易所

註：()內為占全體的百分比

第二節 研究動機

由於股價指數期貨是以股價指數為標的，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，因此股價指數期貨價格應與現貨指數價格呈現一定的關連性。

造成股價指數期貨價格與現貨價格間的差距偏離合理水準的原因是：市場結構不同、非同步交易、交易成本、市場預期心理、資金需求、現貨市場賣空限制及其他法規與技術上之限制等因素，而現實的交易市場並非是強式效率市場，且存在著交易成本、交易風險與不同的資訊傳遞速度，兩市場間是否存在領先--落後的互動關係？若期貨反應新資訊的速度領先現貨，則期貨價格將包含現貨價格尚未反應的資訊，在預測現貨價格時應加入期貨價格之資訊，有益於提昇對現貨價格的預測力；相同的，若現貨領先期貨，則加入現貨資訊將有益於提昇對期貨價格的預測力。

隨著科技的高速發展，各國資訊於國際間迅速傳遞，造成國際股市的連動更加緊密，各國股市受國外資訊的影響越來越大。因此在各國當日股市開盤前，國外的訊息已成為投資人很重要的一項參考指標，也會對當日股市交易帶來影響。

歐美股市在台灣股市收盤後才開盤，然後在台灣股市次日開盤之前收盤，根據許多學者的研究，發現歐美股市對台灣股市有顯著的傳導效果(Spillover Effect)，不論是報酬或波動性都有相同的形況。此外，也有學者發現前一日美國股市之漲跌對當日台灣股市之開盤價有顯著之影響。

由於各國的股價指數期貨契約的交易時間普遍均較現貨交易來的長，例如我國的台指期貨，台灣股市於每日上午 9 點整開盤，台指期貨在每日上午 8 點 45 分即開始交易，期貨較現貨提早了 15 分鐘，而台灣股市於每日下午 1 點 30 分收盤，台指期貨在每日下午 1 點 45 分即停止交易，期貨較現貨延後 15 分鐘，而其他文獻的看法為，當這段現貨沒有交易的時間內有重大訊息產生時，則法人機構或擁有特殊資訊的交易者會傾向提前於指數期貨市場中，進行避險或投機的指數期貨交易，此時許多現貨收盤後之資訊，可能會提前在前一日現貨收盤後或當日開盤前的期貨交易中反應出來，而本論文的重點為探討此一現象是否也存在於台灣的股市之中。

第三節 研究目的

表 1-2 顯示在我國的投資市場之中，散戶占了大多數，但是散戶所擁有的資訊卻是最少的，所以許多散戶投資人會隨著一些錯誤訊息起舞，導致血本無歸，因此，本論文希望藉著觀察期貨與現貨間的關係，加上參考前一日美股收盤來預測今日股市的走勢，而與其他研究不同之處在於，本論文著重於交易時間的差距，前一天現貨收盤後的期貨報酬與今天開盤前的期貨報酬，也就是交易差距時段，是否有隱藏一些私有訊息，而這些訊息是否影響今天現貨的交易，使得散戶投資人能獲得更多資訊，進而增加在股市交易中獲利的機會。

因此，本論文的目的有 3 點：

1. 檢驗當天現貨的報酬是否受到前一天現貨收盤後的未預期期貨報酬、當天現貨開盤前的未預期期貨報酬的影響。
2. 檢驗當天現貨報酬是否受到前一天美股收盤報酬的影響。
3. 檢驗現貨收盤後的期貨報酬與現貨開盤的期貨報酬是否隱含著私有資訊。

表 1-2 投資人類別交易比重統計表

單位：%

年	本國自然人		本國法人		僑外自然人		僑外法人	
	買進	賣出	買進	賣出	買進	賣出	買進	賣出
91 年	41.20	41.10	4.95	5.10	0.52	0.45	3.34	3.34
92 年	38.62	39.22	5.39	6.12	0.74	0.50	5.25	4.16
93 年	37.82	38.12	5.63	5.93	0.92	0.71	5.62	5.25
94 年	34.02	34.82	6.10	7.19	1.36	1.05	8.52	6.94

資料來源：台灣證券交易所

第四節 研究限制

因為國外與國內的交易制度的不同，在非交易時段的現貨報酬，所擷取的方式也不同，國外如香港，在香港的恆生指數收盤後到隔一天開盤前為非交易時段¹，在英國之恆生倫敦參考指數(Hang Seng London Reference Index, HSLRI)²可做為香港恆生指數未交易時段的交易標的，若投資者處於恆生指數未交易時，擁有香港恆指數之私

¹ 香港恆生指數交易的時段為早上 10 點至下午 4 點，非交易時段則為下午 4 點至隔天早上 10 點。

² 恆生倫敦參考指數在倫敦股票交易所交易，總共 27 筆香港股票，其中 24 筆股票包含了在香港恆生指數中，交易時段為香港時間之下午 4 點半至 11 點半。

有訊息時，可能會提前反應於恆生倫敦參考指數上³，但台灣並無相對之標的。不過台灣股市於開盤前 30 分鐘即可先行將委託單輸入證交所之電腦，而 9 點開盤時之指數則是開盤前 30 分鐘委託單之結果，因此，本論文所使用之非交易時段的現貨報酬稱為現貨隔夜報酬，利用李存修及蔡垂君(2004)之方法，選取當日開盤指數與前一日收盤指數之價差做為現貨隔夜報酬。

第五節 論文架構

本論文共分五章，茲將各章內容摘列如下：

第一章 緒論

說明本論文之研究背景、研究動機、研究目的與論文架構。

第二章 文獻探討

介紹過去研究者之相關文獻。

第三章 研究方法

研究流程、資料範圍、研究假說及所使用的實證方法與模型加以說明。

第四章 實證結果分析

將資料經由實證模型所得到結果，進行分析與推論。

第五章 結論與建議

彙總及歸納本論文所得的結果，並對後續研究提出建議。

³ 引述自 Cheng, Jiang and Ng(2004)。

第二章 相關文獻探討

為了探討期貨較現貨早開盤與較現貨晚收盤，其交易價格是否含有豐富之資訊內涵，而這些資訊對於股價現貨的影響，因此利用本論文之題目：交易時間差距對台股指數現貨與期貨的影響之研究將文獻探討分成3節，第一節為指數期貨及現貨市場之領先落後關係；第二節為台指期貨與現貨日內的U型價差；第三節為現貨盤後期貨隱含資訊的探討。

第一節 指數期貨及現貨市場之領先落後關係

以投資人的觀點來分析期貨與現貨兩個市場之間報酬的領先與落後關係是重要的。所謂領先與落後的關係，是指當交易者擁有市場資訊的時候，如果先在某一個市場上採取行動，則會在這市場的價格或報酬中先反應出來，因此，價格或報酬的領先與落後關係，便能夠觀察出來，而以下就是一些學者針對此關係所做的研究。

一、期貨與現貨存在單向關係者

Kawaller, Koch and Koch(1987)針對 S&P500 股價指數期貨與其現貨每分鐘日內價格為研究對象，使用方法為三階段最小平方迴歸法。實證結果發現：股價指數期貨領先現貨約 20 至 45 分鐘，而股價指數現貨雖有顯著地領先期貨，但卻很少超過 1 分鐘。而在所有樣本期間中，期貨領先現貨的關係相當穩定。

Chan(1992)針對 S&P500 與 MMI 兩種股價指數期貨及其現貨為研究對象，使用方法為最小平方方法(Ordinary Least Square, OLS)線性迴歸分析及廣義動差法

(Generalized Method of Moments, GMM)非線性迴歸分析。實證結果發現：市場整體資訊的強弱會對股價指數期貨與其現貨的領先落後程度造成影響，股價指數期貨影響其現貨的程度大於現貨影響期貨的程度，因此認為存在期貨領先現貨的關係。

Abhyanker(1995)針對 FSTE100 股價指數期貨與其現貨之每小時日內報酬為研究對象，使用方法為迴歸分析方法。實證結果發現：在 3 個子期間內，股價指數期貨均領先股價指數現貨。且當股價指數現貨市場的交易成本較低時，股價指數期貨報酬領先的程度較為薄弱，證實了較低的交易成本是股價指數期貨市場反應快速的原因之一，且無論市場交易量大小如何，股價指數期貨均大幅領先股價指數現貨。

郭煒翎(1997)針對摩根台股指數期貨與現貨，資料為1997年3月10日至1998年2月27日間，摩根台股指數期貨與現貨的日資料，以及1997年10月30日至1998年2月27日，摩根台股指數期貨與現貨的5分鐘資料，使用的方法為單一方程式。實證結果發現：不論是日資料或是五分鐘資料，期貨報酬均領先現貨報酬，且期貨與現貨之間波動關係具有相互領先的關係。

黃裕堅(1999)針對摩根台股指數期貨與現貨，資料為1998年9月21日至1999年3月22日之每5分鐘日內資料，使用方法為對稱的一般化自我迴歸條件異質變異數(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)模型及非對稱的GARCH模型。實證結果發現：期貨市場的風險高於現貨市場的風險；期貨市場的報酬領先現貨市場的報酬；期貨市場的報酬波動領先現貨市場的報酬波動；期貨市場與現貨市場的隔夜效果是存在的以及期貨市場與現貨市場均存在報酬波動的不對稱性。

池柏毅(2000)針對台股加權與電子指數期貨，資料為1999年7月21日至1999年12月28日之每5分鐘資料，使用方法為Bivariate GARCH模型。實證結果發現：台指加權指數期貨之報酬率與現貨報酬率間僅單向影響關係。期貨報酬率連續領先現貨報酬率10分鐘，最多領先至45分鐘。

李天行、陳能靜及蔡榮裕(2001)針對新加坡摩根台股指數與日經225指數，探討每日收盤及次日開盤時段之現貨與期貨報酬的領先落後關係，資料為1998年10月1日至1999年3月31日現貨指數與最近月之期貨契約5分鐘日內資料，使用方法為GMM估計法、類神經網路方法。實證結果發現：兩種指數的期貨報酬與現貨報酬皆出現同期變動，且存在期貨報酬領先現貨報酬變動的現象。

詹錦宏及施介人(2005)針對台灣加權指數現貨、期貨及選擇權，探討三者的價格關連性以及在各市場間之資訊傳遞關係，資料為2003年1月2日至2003年10月31日之日內每分鐘對數報酬資料，使用方法為向量自我迴歸模型、Granger因果關係及預測誤差變異分解模式。實證結果發現：在資訊傳導效率上，台指期貨領先台指現貨，在現貨、期貨、選擇權3個市場中，台指期貨市場最具價格發現功能，且對現貨市場的解釋能力較選擇權市場強，其在資訊傳遞速度上亦快於選擇權市場。

二、期貨與現貨存在雙向關係者

黃玉娟及徐守德(1997)針對摩根台股指數，資料為1997年1月9日至1997年11月10日期貨與現貨之每5分鐘資料。使用方法為共整合理論與誤差修正(Error Correction Model, ECM)模型。實證結果發現：摩台股指數之期貨與現貨市場間，具有長期穩定關係，且存在雙向因果關係，透過期貨市場價格之變動來達成均衡關係。

王凱蒂(2000)針對台灣加權股價指數及本土指數期貨，目的為探討以及本土指數期貨間的「價格發現」關係，資料為1998年9月1日至1999年12月31日止各交易日內期貨與現貨每5分鐘的資料，使用方法為ADF單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型(ECM)及衝擊反應函數。實證結果發現：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15分鐘左右，而現貨領先期貨亦為20分鐘，兩者並非單一方向之因果關係。

由以上有關指數期貨及現貨市場之領先落後關係之文獻可知，以股價指數期貨與現貨之領先落後關係為題之研究中，除了少數論文研究發現現貨與期貨指數間存在雙向之反饋效果之外，多數研究的實證結果均顯示不論就頻率或顯著性而言，期貨市場對訊息的衝擊反應速度，似乎比現貨市場快。指數期貨報酬領先現貨指數報酬的原因很多，引述李存修及蔡垂君(2004)之觀點，可能的原因是期貨市場的限制條件比現貨市場寬鬆，市場機制較具彈性，所以期貨市場對於訊息反應速度往往快於現貨。

第二節 台指期貨與現貨日內的U型價差

日內的U型價差型態指的是在開盤及收盤時具有較大的報酬與波動性，所以若以圖形表示則為一個英文字母U的型態，以下則是一些學者的文獻探討。

Harris(1986)針對紐約證券交易所中所有股票之逐筆交易。實證結果發現：紐約證券交易所(New York Stock Exchange, NYSE)的股票報酬率波動性在開盤與收盤時均顯著高於其他交易時段，呈現日內U型的交易型態。

Lockwood, Larry and Linn(1990)針對道瓊工業指數，資料期間為 1964 年 1 月至 1989 年 2 月。實證結果發現：報酬率呈現非常明顯的 U 型曲線。

Mclinish and Wood(1990)針對多倫多證券交易所進行研究。實證結果發現：開盤後前十分鐘的報酬率顯著高於中間時段的報酬率，交易量方面開盤後前十分鐘與收盤前十分鐘的交易量顯著高於中間時段之交易，其結果存在日內 U 型的交易型態。

Wang, Lim and Chang(1999)針對日經指數現貨與期貨，資料期間為1993年1月1日至1994年12月31日，研究方法為馬可夫鏈模型。實證結果發現：日經指數與期貨在價格波動性上皆呈現U型交易型態。

余明芳(1999)針對台灣加權股價指數、台指期貨及摩台股期，探討台灣加權股價指數與期貨及摩根台股指數期貨之日內交易型態，資料為1998年1月1日至12月31日止，研究方法為Granger causality及Levene檢定。實證結果發現：(1)加權指數及摩台股期下午盤的交易量與報酬波動性型態皆為U型曲線，報酬型態則沒有一致的型態出現；而台指期貨與摩台股期在交易量及報酬波動性上驗證「市場關門理論」的存在；(2)開盤與收盤有較大的交易量與波動性的可能原因如下：a.交易者在開盤時，會獲得較多訊息，此外其預期會較分歧因而導致較高的交易量與波動性；b.在收盤時，投資組合交易者預期在一夜之間，價格行為會有變化因而其最適投資組合也會跟著改變；c.交易集中於收盤乃是因為指數基金經理人為因應基金的贖回而須以收盤價來交易；d.避險者經常會為其夜間的部位進行避險；e.賣空者通常會在收盤時結清部位。

黃玉娟及徐守德(2000)針對台指期貨與加權指數，探討台指期貨與加權指數之日內交易型態，資料為每五分鐘之交易資料。實證結果發現：(1)加權指數及台指期貨的交易量與報酬波動性型態皆為 U 型曲線，而報酬型態則無一致的型態出現；(2)開盤報酬收盤報酬顯示開盤的波動性高於收盤的波動性。

魏妤苓(2001)針對摩根台股指數期貨，資料為1998至1999年高頻率之日內逐筆成交價與報價。以每30分鐘為時間區段，將交易時間分成7個時間區段，估計有效價差的逆選擇成份和委託單處理成本，研究方法為買賣價差分解模式。實證結果發現：(1)期貨有效價差的日內型態呈現開盤高於其它時段的L型態；(2)逆選擇價差日內型態為開盤高於盤中時段，收盤低於盤中時段；(3)委託單處理成本價差，則是開盤與收盤高於盤中其它時段的U型態。

吳瑞萱(2001)針對台灣股市，探討台灣股市日內交易行為是否具 U 型曲線效果。實證結果發現：不同時段之大盤指數波動率動態調整行為不一致。在開盤和收盤時段，大盤指數連續出現高波動狀態的機率最大，盤中則是以連續出現低波動狀態的機率最大，符合 U 型曲線理論。實證研究發現：台灣加權股價指數存在 U 型曲線效果。

黃文彥(2003)針對台灣加權股價指數期貨，探討台灣加權股價指數期貨日內交易型態是否與國外實證結果一樣具有相同的或類似的交易型態，資料為 2002 年 1 月 2 日至 2003 年 1 月 28 日共 267 個交易日之每日交易量。實證結果發現：台股指數期貨日內交易型態，在交易量上呈現 U 型交易型態。

黃玉娟及林明白(2003)針對摩根台股指數期貨契約及台灣指數期貨契約，資料為 2001 年 7 月 1 日至 2002 年 6 月 30 日的日資料每個交易日劃分為 60 個交易區間(5 分鐘一單位)，以最近月之契約為主。研究方法為恆定性檢定及向量自我迴歸。實證結果發現：(1)兩市場在買賣方主導交易及淨買單不平衡大致具有 U 型的日內型態，但報酬均無；(2)在委託單驅動市場，台股指數期貨呈倒 U 型態。

由以上有關台指期貨與現貨日內的 U 型價差之文獻可知，不管在股票現貨市場或者期貨市場，U 型的日內交易型態是一個普遍共通的現象，而造成此 U 型的日內交易型態則有許多不同的說法，交易機制的不同、資訊的不對稱和市場關門理論，則

是大多數學者的看法。

第三節 現貨盤後期貨隱含資訊的探討

由於現貨與期貨交易開盤與收盤的時間不一致，因此，當現貨沒有交易時，若有重大的事件產生時，是否會提早在期貨交易中發酵，以下則是一些學者的研究。

鍾怡蕙(1999)主張現貨盤後時段的期貨價格隱含了消息靈通者的私有資訊。針對台灣股價指數期貨，研究目的為探討台股期貨日內報酬波動型態與造成現貨盤後時段報酬波動的原因，同時以現貨盤後時段報酬的資訊內涵來分析市場價格行為是否與研究主張相同，資料為1998年9月1日至1999年11月8日止。實證結果發現：(1)分析造成現貨盤後時段報酬波動的原因：a.市場主導權的轉變：在現貨盤後時段，因為現貨已經收盤，所以投資者會在期貨市場進行交易，而轉變為台股期貨主導市場價格，導致尾盤波動增加；(b)私有資訊的產生：現貨盤後時段若有新的私有資訊產生，可能在非交易期間衰竭為公開資訊，因此消息靈通者會立刻進行交易，導致尾盤的波動增加；(2)檢定現貨盤後時段資訊流量的強度，顯示現貨盤後時段價格資訊會比現貨市場的非交易期間揭露更多有用資訊；(3)現貨盤後時段資訊內涵與現貨隔夜報酬的相關性：藉由觀察分組的報酬率，發現現貨盤後時段期貨報酬與現貨隔夜報酬存在高度的正相關，因此消息不靈通的投資者並不需要花費額外的成本去搜集資訊，可以藉由觀察現貨盤後時段的價格變化來預測下一個交易日現貨市場開盤價格。

李天行、陳能靜及蔡榮裕(2001)針對摩根台股指數與日經 225 指數，資料為 1998 年 10 月 1 日至 1999 年 3 月 31 日之 5 分鐘日內資料，研究方法為 GMM 估計法、類神經網路方法。實證結果發現：2 種指數皆可以前日現貨盤後及每日現貨盤前之期貨

價格當作輸入數，來建構良好的類神經網路預測模型，以預測每日之現貨開盤指數，其預測值之均方誤百分率(Root Mean Squared Percentage Error, RMSPE)均在 2%以下，此一結果顯示此一交易時段之期貨價格內含豐富之資訊。

陳能靜、李天行及劉嘉鴻(2003)針對摩根台股指數及日經225指數，探討現貨交易結束時段，摩根台股指數及日經225指數期貨價格中所蘊含之訊息，資料為1998年10月1日至1999年12月31日，5分鐘日內資料，使用方法為整合灰預測及類神經網路模型。實證結果發現：(1)在摩根台股指數現貨開盤價的預測上，整合灰預測之倒傳遞類；(2)摩根台股指數現貨盤後的期貨交易價格蘊藏豐富之資訊內涵。

由以上有關現貨盤後期貨隱含資訊的探討之文獻可知，當現貨沒有交易的時間內有重大訊息產生時，法人機構或擁有特殊資訊的交易者會傾向提前於指數期貨市場中，進行避險或投機的指數期貨交易。因此，許多現貨收盤後之資訊，可能會提前在前一日現貨收盤後及當日開盤前的期貨交易中領先反應出來。

第四節 文獻總結

在第一部分「指數期貨及現貨市場之領先落後關係」的文獻探討中，所得的結論大多數存在著期貨領先現貨的關係。在第二部分「台指期貨與現貨日內的U型價差」的文獻探討中，所得的結論為存在普遍的日內U型價差型態，表示交易都集中在開盤與收盤。在第三部分「現貨盤後期貨隱含資訊的探討」的文獻探討中，所得的結論為現貨盤後期貨內含豐富的資訊。而這些學者大多數的標的皆為在新加坡期貨交易所交易的摩根台股指數期貨，對於台指期貨的研究相對較少，在大多數的文獻中，皆支持開盤與收盤存在著較高的交易量，而且針對期貨提早開盤對現貨日內的影響，對於較

晚開盤的現貨，期貨開盤的波動，是否能給予投資人在現貨上一些投資資訊，則無學者研究。因此，本論文研究的目的，將延續李天行、陳能靜及蔡榮裕(2001)與李天行、陳能靜及劉嘉鴻(2003)對於摩根台股指數與日經225指數的實證結果，並以台指期貨為主，探討現貨盤後的期貨交易價格蘊藏豐富之資訊內涵是否也存在台灣的交易市場中。

第三章 研究方法

此章說明本論文實證部分之研究方法，共分為 5 節，第一節為本論文之研究流程；第二節為資料的來源與樣本特性；第三節為研究假說；第四節為變數說明；第五節為研究方法之敘述。

第一節 研究流程

本論文先將所收集到之台指指數、台指指數期貨及美國那斯達克指數的報酬資料進行基本的統計分析與檢定：

1. 恆定性檢定，利用的是(Augmented Dickey Fuller, ADF)檢定，如有單根現象則將資料做差分，直至無單根現象為止。
2. 自我相關檢定，利用的是 Ljung-Box Q 檢定，若出現自我相關之情形則需配適自我迴歸移動平均(Autoregressive Moving Average, ARMA)模型，直至殘差項無自我相關為止。
3. 異質性檢定，利用的是 Q^2 檢定與 ARCH-LM 檢定，若無異質性的存在，則利用一般的簡單迴歸進行實證；若有異質性的存在，則不能使用一般的簡單迴歸進行驗證，否則會產生估計值的偏誤，必需使用能夠消去異質性的 GARCH 族模型來進行實證。
4. 利用 EGARCH(1,1)或 OLS 模型來進實證。
5. 將獲得的實證結果進行分析與建議(參照圖 3-1)。

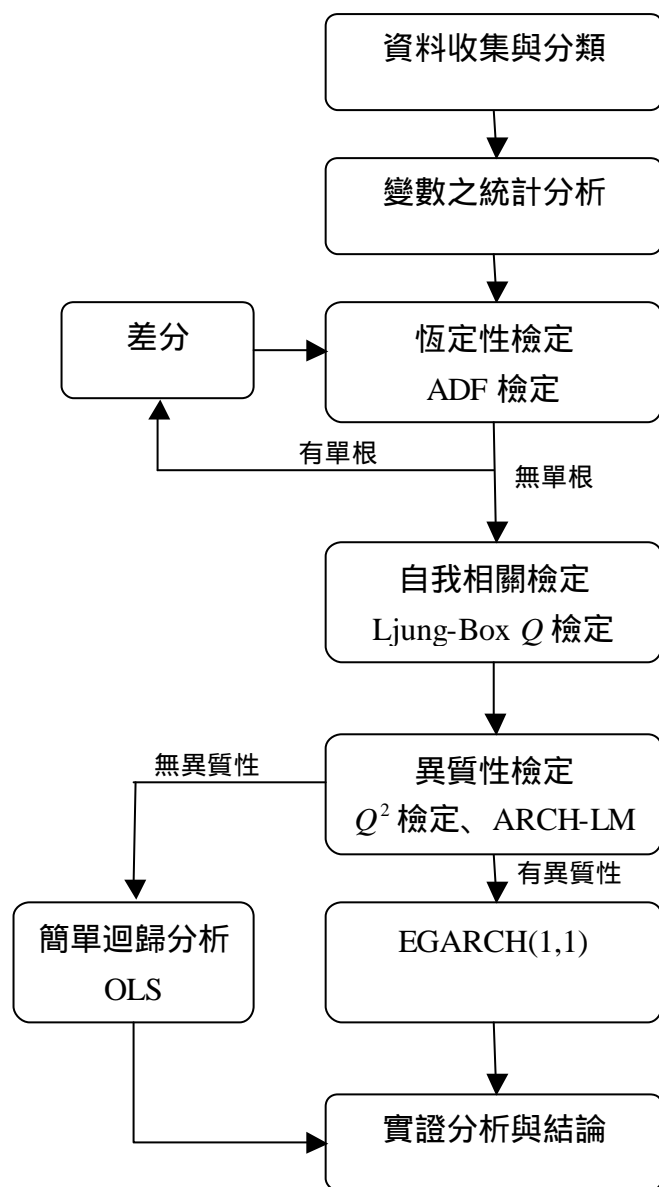


圖 3-1 研究流程圖

第二節 資料來源與樣本特性

由於實務上指數期貨契約上主要的成交均發生在近月的契約，所以選擇近月期貨契約與台股指數作為研究標的，資料涵蓋 2003 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日⁴，共 484 筆台股指數、台股指數期貨及那斯達克指數之日內分鐘資料。資料來源為台灣證券交易所(TSE)現貨資料庫、台灣期貨交易所(TAIFEX)期貨資料庫、台灣經濟新報(TEJ)期貨資料庫及 AREMOS 外國股價資料庫。為了要檢驗現貨收盤後期貨報酬是否會對現貨產生影響，所以在成交價格方面選取方面，以接近 8:45 9:00 13:30 及 13:45，也就是靠近期貨開盤、現貨開盤、現貨收盤及期貨收盤的資料；8:45~9:00 與 13:30~13:45 則為期貨較現貨早開盤與晚收盤的時段。

第三節 研究假說

證券的報酬通常會受到 3 個因素的影響：公開資訊、私有資訊及噪音(French and Roll, 1986)。在無法交易的時段，私有資訊沒有辦法反映在現貨或期貨的報酬上，但是，在台灣的股票市場或期貨市場關門之後，公開或未公開的資訊可能被反映在交易時間差距中反應出來，而台灣股市會受到美股的影響，胡光華及蔡美華(2004)的研究發現，近年來台股呈現由金融股、電子股及傳產股輪流帶動大盤的情況，電子類股的交易比重呈現下降的趨勢，但仍占交易總值的 5 成左右，所以，台股的漲跌與電子類股仍保持一定程度的關係，而國內電子股與美國科技類股的關係甚密，美國科技類股的波動經常牽動國內電子類股的走勢，進而帶動台股的波動，使得許多人會採取「看美股走勢操作台股」的策略，因此，此處將使用代表美國科技類股的那斯達克指數(The National Association of Securities Dealers Automated Quotations, NASDAQ)，做為影響

⁴ 資料期間涵蓋範圍之選取以表 1-1 中總交易量最大的 2 年為主。

台灣市場的外溢成份。

Foster and Viswanathan(1990)提出資訊擁有者的交易策略，如果私有資訊的價值越來越低，資訊擁有者會急著在現貨盤後的時段反映出來，以防止資訊在隔夜之後變的沒有價值，Hiraki et al.(1995) and Foster and Viswanathan(1990)證明前一天的收盤後期貨報酬與今天的開盤前期貨報酬存在正相關。而台股又受到美股的牽動影響，可能隱含有美股的外溢效果，再者，一些對新訊息來不及反應的投資人或者擁有私有訊息之投資人，可能會錯過前一天收盤後的期貨交易，最後反應在隔天開盤前的期貨交易上，或者觀察過美股走勢與收盤的投資人，會想搶先一步，在開盤前的期貨交易反應其擁有的私有資訊。

本論文引用 Cheng, Jiang and Ng(2004)的觀點，將期貨報酬區分為預期與未預期報酬。其中未預期報酬可能隱含著私有資訊在其中，利用未預期之報酬來檢驗私有資訊是否會對隔夜現貨報酬或當期現貨報酬產生影響，因此，我們推導出本論文的假說：

假說一：預期前期收盤後未預期期貨報酬、當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數與隔夜現貨報酬之間存在正向關係。

假說二：預期前期收盤後未預期期貨報酬、當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數與當期現貨報酬之間存在正向關係。

第四節 變數說明

本論文為了研究交易時間差距對現貨或期貨的影響，設定了以下變數，其中報酬部分的計算，不論是期貨或者是現貨，皆是以當期指數除以前一期指數再取自然對數的方式，即 $\ln(p_t / p_{t-1})$ ， AFR 為現貨收盤後(13:30~1:45)期貨的報酬； FR 為現貨交易

時間內(9:00~13:30)期貨的報酬； BFR 為現貨開盤前(8:45~9:00)期貨的報酬； SR 為正常交易時間(9:00~13:30)的現貨報酬，參考 Cheng, Jiang and Ng(2004)的方法將 SR 切割為 3、6、9、15、30、60、90 及 120 分鐘，來檢驗衝擊持續的程度； OSR 為隔夜現貨報酬(13:30~隔天 9:00)； ND 為那斯達克指數， ND 的成分股為美國高科技類股。台股的成份股中以電子類高科技股為主，自然會受到那斯達克指數的影響，因此，將 ND 設定為影響台股的外溢效果變數。

第五節 研究方法

一、單根檢定

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 統計量也很顯著，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，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。

本論文依 Schwert(1989)比較多種單根檢定之結果，採用 Augmented Dickey-Fuller(ADF)的方法進行單根檢定，其檢定模型如下：

模型1：無漂浮項且無趨勢項

$$DX_t = dX_{t-1} + \sum_{i=1}^p g_i DX_{t-i} + e_t \quad (3-1)$$

模型2：有漂浮項，但無趨勢項

$$\Delta X_t = a + dX_{t-1} + \sum_{i=1}^p g_i \Delta X_t + e_t \quad (3-2)$$

模型3：有漂浮項與趨勢項

$$DX_t = a + bT + dX_{t-1} + \sum_{i=1}^p g_i DX_t + e_t \quad (3-3)$$

其中：

Δ ：表一階差分運算因子

a ：漂浮項

T ：時間趨勢項

d ：使殘差項符合白噪音之最適落後期數

虛無假設為 $H_0: d=0$ ，若拒絕虛無假設表示 X_t 為恆定數列；若無法拒絕虛無假設則 X_t 為非恆定數列。

二、自我相關檢定與異質性檢定

若變數間在在序列相關與波動群聚之非線性相依的現象，時間數列模型通常利用模型等式右邊增加應變數自我相關的落後階數來解決序列相關的問題。而股市期貨和現貨的資料有序列相關和條件變異數可能隨時間變動之情況，此點不但表示變異數不具齊一性，且變異數之間似乎存在某種關係，為了描述此叢聚的特性。Engle(1982)提出自我迴歸條件異質變異(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH)模型，將條件變異設定為落後 q 階的殘差平方之線性函數。

(1)自我相關檢定

Yang and Brorsen(1993)指出若報酬存在條件異質變異數，此時必須考慮報酬存在自我相關的問題，否則會得到不一致的參數估計值。因此以自我迴歸模型來建立報酬率的條件平均數方程式：

$$R_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i R_{t-i} + e_t \quad i = 1, \dots, n \quad (3-4)$$

迴歸式中殘差項 e_t 若不為白色噪音(White Noise)或有線性相關，則其平方項會受到干擾，所以在檢定ARCH效果之前，須先判定殘差項是否有無一階及高階自我相關，在此採用Ljung-Box Q test：

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{j=1}^m \frac{r_j^2}{(T-j)} \sim \chi^2(m) \quad (3-5)$$

其中， T 為樣本數， m 為自我相關階數， r_j 為第 j 個自我相關係數， $Q(m)$ 為近似於自由度為 m 的 χ^2 分配。虛無假設及對立假設為： $H_0: e_t$ 無自我相關及 $H_1: e_t$ 有自我相關。

(2)ARCH效果檢定

Engle(1982)提出以LM統計量作為檢定ARCH效果的工具。其檢定方式可分為以下三步驟：

a. 先利用最小平方法估計殘差項， $e_t = Y_t - \mathbf{b}X_t$

b. e_t^2 為被解釋變數， e_t^2 的落後項為解釋變數得一輔助迴歸式：

$$e_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i e_{t-i}^2 + v_t \quad (3-6)$$

c.以輔助迴歸式計算 $(T - q) \times R^2$ ， T 為樣本數且 $(T - q) \times R^2 \sim c^2(q)$ ，LM檢定的虛無假設為 $H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_q = 0$ ，當統計量超過臨界值時，則應拒絕虛無假設，即表示存在ARCH效果。

三、一般化自我迴歸條件異質變異數(GARCH)模型

在財經的實證上發現許多時間序列資料的變異數是不固定的，而是隨著時間的改變而改變，但傳統上計量模型都假設變異數為固定，所以為了描述股價報酬波動具有波動叢聚的現象，Engle(1982)提出自我迴歸異質條件變異數(ARCH)模型，此模型允許條件變異數為過去殘差值的函數，使條件變異數並非固定常數而是隨時間改變。而Bollersler(1986)則是將過去殘差及條件變異數加入條件變異數方程式中，使其模型更能縮減估計的參數個數，並有很好的估計效果，此模型稱為一般化自我迴歸異條件變異數(GARCH)模型。Bollerslev(1986)GARCH(1,1)模型之架構為：

$$\text{平均數方程式} \quad R_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i R_{t-i} + e_t \quad (3-7)$$

$$\text{條件變異數方程式} \quad e_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = w + a_1 e_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} \quad (3-8)$$

h_t 為模型殘差之異質條件變異數，其受過去誤差干擾項 e_{t-1} 的影響，以及自身過去條件殘差變異數 h_{t-1} 之影響。

而Nelson(1991)認為GARCH模型在設定上仍有若干的缺失存在，將三項缺點列於下：

1.GARCH模型無法解釋現在的報酬率與未來報酬的波動度呈現負向關係。

2.GARCH模型在條件變異數中，對參數限制不能為負數，有可能破壞了條件變異數的動態過程，無法將條件變異數隨機波動的行為納入考慮。

3.GARCH模型無法解釋前期的衝擊對當期條件變異數的影響持續時間。

因此，Nelson(1991)提出了能夠修正GARCH模型缺點的不對稱GARCH (Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, EGARCH) 模型。

四、指數一般化自我迴歸條件異質變異數(EGARCH)模型

在過去的一些文獻中發現，金融商品報酬的波動具有不對稱的效果，如Black(1976)、Schwert(1989)等，他們都發現到負報酬所產生的波動性比正報酬所產生的波動性還大，探究其原因乃是因為融資槓桿效果(Leverage Effect)所引起。也就是說，當本期的金融商品價格受到事件或訊息的衝擊而下降時，該公司的融資槓桿比率會上升，這會使得融資槓桿的程度增加，因此會使持有金融商品的風險增加，而使得未來的報酬波動率加大，所以本期的未預期衝擊對未來報酬率波動的影響並不具有對稱性。另外，Campbell and Hentschel (1992)更提出了另一個可能的原因是波動的回饋效果(Volatility Feedback Effect)，由於波動具有持續性，即正的衝擊(好消息)通常跟隨著正的衝擊，使未來的波動增加、風險增加的效果使公司股價下跌，而抵消了正的衝擊所帶來的影響；相對的，對負的衝擊(壞消息)而言，波動的回饋效果反而會擴大對負的衝擊的影響，因而造成報酬波動的不對稱效果。

$$\text{平均數方程式} \quad R_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i R_{t-i} + e_t \quad (3-9)$$

$$\text{變異數方程式} \quad \log(h_t) = w + \mathbf{b} \cdot \log(h_{t-1}) + \mathbf{g} \cdot \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \mathbf{a} \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/p} \right] \quad (3-10)$$

其中：

R_t ：表示 t 期的報酬率

e_t ：表示 t 期的殘差

h_t ：報酬率的條件變異數，即波動性

g ：表示符號效應的迴歸係數

根據Nelson(1991)的研究，以及Hamilton(1994)的整理， g 具有下列性質：

1. $g = 0$ 時，同規模的正向報酬衝擊與負向報酬衝擊(e_{t-1})具有相同的效果。
2. $g < 0$ 時，不論是正向或是負向同規模報酬衝擊，都會使報酬率波動性增加，但是負向報酬衝擊的增加效果較大。

五、EGARCH 實證模型

本論文為探討在交易時間差距內，期貨的報酬是否隱含資訊，因此將分兩個方向去探論，第一個先擷取在交易時間差距內的未預期期貨報酬；第二個為在交易時間差距時段內的隱含資訊。

1. 擷取交易時間差距內的未預期期貨報酬

因為期貨比現貨提早開盤(8:45)，又比現貨晚收盤(13:45)，所以在這兩時段內可能有未預期的期貨報酬，為了擷取各差距時段內的未預期報酬，因此分成兩個時段討論，第一個為現貨開盤前交易時段(8:45~9:00)；第二個為現貨收盤後交易時段(13:30~13:45)。

(1)現貨開盤前交易時段

$$BFR_t = c_0 + c_1 AFR_{t-1} + c_2 ND_{t-1} + v_t \quad (3-11)$$

$$\log(h_t) = w + \mathbf{b} \cdot \log(h_{t-1}) + \mathbf{g} \cdot \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \mathbf{a} \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/p} \right] \quad (3-12)$$

其中 BFR 為開盤前交易時段的期貨報酬(8:45~9:00) , AFR 為收盤後期貨報酬(13:30~13:45) ; t 為當期 ; v_t 則是未預期的期貨報酬 , 擷取進行實證後之殘差 ; ND 為那斯達克指數。所以 , 在開盤前的期貨報酬 , 可能受到前一期的收盤後的期貨報酬變動與前一期美國那斯達克指數(外溢效果)的影響。

(2)現貨收盤後交易時段

$$AFR_t = c_0 + c_1 FR_t + u_t \quad (3-13)$$

$$\log(h_t) = w + \mathbf{b} \cdot \log(h_{t-1}) + \mathbf{g} \cdot \frac{\mathbf{e}_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \mathbf{a} \left[\frac{|\mathbf{e}_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/p} \right] \quad (3-14)$$

其中 FR 為現貨交易時間內的期貨報酬(9:00~13:30) ; AFR 為收盤後期貨報酬(13:30~13:45) ; t 為當期 ; u_t 則是未預期的期貨報酬 , 擷取進行實證後之殘差。所以在收盤後的期貨報酬可能受到當天現貨交易時間內期貨報酬變動的影響。

2.交易延長時段中的隱含資訊

在這部分的探討為在隔夜(13:30~9:00)的一些資訊對現貨的影響與期貨的報酬對現貨的影響。

(1)隔夜現貨報酬

$$OSR_t = c_0 + c_1 u_{t-1} + c_2 v_t + c_3 ND_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (3-15)$$

$$\log(h_t) = w + \mathbf{b} \cdot \log(h_{t-1}) + \mathbf{g} \cdot \frac{\mathbf{e}_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \mathbf{a} \left[\frac{|\mathbf{e}_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/p} \right] \quad (3-16)$$

其中 OSR 為隔夜現貨報酬 ; t 為當期 ; ND 為那斯達克指數 ; u_{t-1} 為前一期收盤後期貨未預期報酬 ; v_t 為當期開盤前期貨未預期報酬。此式為了

檢定假說一，隔夜的現貨報酬可能受到前一期收盤後期貨報酬的變動與當期開盤前期貨報酬的變動與美國股市的外溢效果影響，因為 SR 所處的時段將會與延長交易時段有所重疊，所以預期 u_{t-1} 與 v_t 將會是顯著相關的。

(2) 日內現貨報酬

$$SR_{i,t} = c_0 + c_1 u_{t-1} + c_2 v_t + c_3 ND_{t-1} + e_t \quad (3-17)$$

$$\log(h_t) = w + \mathbf{b} \cdot \log(h_{t-1}) + \mathbf{g} \cdot \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \mathbf{a} \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{p}} \right] \quad (3-18)$$

其中 SR 為現貨日內報酬， $SR_{i,t}$ 則是將當天現貨的報酬分段討論，分成 3、6、9、15、30、60、90 及 120 分鐘，藉此來估計交易差距時段的訊息會對當天期貨的報酬產生多久的影響； ND 為那斯達克指數； u_{t-1} 為前一期收盤後期貨未預期報酬； v_t 為當期開盤前期貨未預期報酬。此式為了檢定假說二，所以現貨的日內報酬可能受到前一期收盤後期貨報酬變動、當期開盤前期貨報酬變動與美國那斯達克指數的影響。

第四章 實證結果

本章共分為 4 小節，第一小節先對變數做基本統計分析；第二小節將對開盤前期貨報酬(*BFR*)、收盤後期貨報酬(*AFR*)、隔夜現貨報酬(*OSR*)及開盤後現貨報酬(*SR3~SR120*)數列進行單根檢定，檢驗其是否為定態數列；第三小節將對此 4 個數列進行自我相關檢定，檢驗其是否受到自身前幾期的影響；第四小節將與此 4 個數列進行異質性檢定；第五小節為 EGARCH(1,1)的實證結果。

第一節 基本統計分析

數列皆為報酬率，是利用取自然對數的方式($\ln(p_t / p_{t-1})$)處理。表 4-1 顯示 *FR* 之樣本平均數為負數；*BFR*、*AFR*、*OSR*、*ND*、*SR3~SR120* 之樣本平均數為正數。*FR*、*OSR*、*SR3~SR120* 之分佈方式為右尾高峽峰；*AFR*、*BF* 及 *ND* 之分佈方式為左尾高峽峰，加上利用 Jarque-Bera⁵檢定來檢驗變數是否為常態，檢定結果皆在 1% 之下為顯著，可知全部變數之分布不為常態，因此，使用 GARCH 族之 EGARCH 來進行迴歸分析。

⁵ Jarque-Bera 檢定乃是 Jarque 與 Bera(1983)所提出，為常態分配檢定統計量，虛無假設為 $H_0: D=0$ ，表示此序列為常態分配；而對立假設為 $H_1: D>0$ ，表示此序列不為常態分配。

表 4- 1 台股指數現貨與期貨及那斯達克指數報酬之基本統計量

	<i>AFR</i>	<i>BFR</i>	<i>FR</i>	<i>ND</i>	<i>OSR</i>	<i>SR3</i>	<i>SR6</i>
平均數	0.004828	0.000392	-0.000375	0.000951	0.001955	0.002122	0.001997
中位數	0.000000	0.000370	-0.000166	0.001302	0.002033	0.002433	0.002657
最大值	2.302900	0.009172	0.038970	0.046978	0.034653	0.033221	0.032968
最小值	-0.015658	-0.009821	-0.063172	-0.037302	-0.069059	-0.068932	-0.068339
標準差	0.104702	0.002146	0.012149	0.012542	0.008724	0.009248	0.008958
偏態	21.91433	0.030647	-0.681622	0.022013	-1.560474	-1.404926	-1.399927
峰態	481.4938	7.165444	6.005159	3.339533	15.31553	12.56334	12.59781
Jarque-Bera	4656.1***	349.98***	219.6***	236.39***	3255.2***	2003.6***	2015.8***
觀察值	484	484	484	484	484	484	484
	<i>SR9</i>	<i>SR15</i>	<i>SR30</i>	<i>SR60</i>	<i>SR90</i>	<i>SR120</i>	
平均數	0.001639	0.001438	0.001730	0.001372	0.001286	0.001530	
中位數	0.002117	0.001872	0.001996	0.001861	0.001479	0.001527	
最大值	0.036270	0.041283	0.045491	0.048083	0.045028	0.050233	
最小值	-0.068339	-0.068784	-0.069054	-0.068817	-0.068848	-0.068696	
標準差	0.008788	0.009566	0.009705	0.010435	0.010984	0.011567	
偏態	-1.368944	-1.089182	-0.879602	-0.705261	-0.608716	-0.672861	
峰態	13.54356	11.87383	11.20724	9.770841	8.107890	8.969033	
Jarque-Bera	2393***	1683.7***	1420.8***	964.64***	556.04***	755.04***	
觀察值	484	484	484	484	484	484	

註：***為 1%顯著水準。

第二節 單根檢定

此節使用 ADF 檢定來檢驗台股指數現貨與期貨及那斯達克指數報酬是否為定態數列，若數列為非定態而進行迴歸，將會產生「假性迴歸」，使得迴歸的結果不具任何意義。ADF 單根檢定之虛無假設為數列具有單根現象，拒絕虛無假設表示數列呈定態無單根；不拒絕虛無假設則數列非定態有單根。因為數列皆已經過報酬率轉換，已為一階差分數列。表 4-2 顯示在 1% 的顯著水準下，無論有截距項、有截距項有趨勢項與無截距項無趨勢項，數列皆拒絕數列存在單根的虛無假設，為定態數列。

表 4-2 台股指數現貨與期貨及那斯達克指數報酬之單根檢定

	落後期	ADF 統計量		
		有截距項	有截距項有趨勢項	無截距項無趨勢項
<i>AFR</i>	0	-21.976***	-22.032***	-21.952***
<i>BFR</i>	4	-3.9883***	-4.1548***	-3.9851***
<i>FR</i>	7	-7.125***	-7.1403***	-7.053***
<i>ND</i>	0	-22.932***	-22.924***	-22.839***
<i>OSR</i>	1	-13.521***	-13.97***	-13.302***
<i>SR3</i>	1	-13.478***	-13.874***	-13.281***
<i>SR6</i>	2	-12.691***	-13.045***	-12.358***
<i>SR9</i>	2	-12.873***	-12.938***	-12.240***
<i>SR15</i>	2	-13.213***	-12.282***	-12.792***
<i>SR30</i>	0	-19.981***	-19.962***	-19.472***
<i>SR60</i>	0	-19.299***	-19.95***	-19.047***
<i>SR90</i>	0	-19.079***	-19.070***	-18.809***
<i>SR120</i>	0	-18.477***	-18.481***	-18.242***

註：1.落後期為取 AIC 之最小得之

2.***為 1% 顯著水準

第三節 自我相關檢定

此節為檢定台股指數現貨與期貨報酬是否存在自我相關的現象，使用 Q 檢定方法，虛無假設為數列無自我相關的現象，若不拒絕虛無假設表示數列不存在自我相關；反之，若拒絕虛無假設表示數列存在自我相關。選取的落後期數為 6 及 12 期⁶，以檢定當期報酬是否與其落後 6 及 12 期有相關性。表 4-3 顯示數列皆無自我相關的情形，因此不須配適 ARMA 模型。

表 4-3 台股指數現貨與期貨報酬之自我相關檢定

	<i>AFR</i>	<i>BFR</i>	<i>OSR</i>	<i>SR3</i>	<i>SR6</i>	<i>SR9</i>
Q 檢定(6)	0.0192	3.6647	6.5425	6.6892	1.2077	8.2222
Q 檢定(12)	0.2109	8.8430	8.4143	8.3523	4.1542	9.9964
	<i>SR15</i>	<i>SR30</i>	<i>SR60</i>	<i>SR90</i>	<i>SR120</i>	
Q 檢定(6)	6.4563	0.6914	1.1381	1.1057	4.6759	
Q 檢定(12)	7.9175	3.7173	4.1261	8.0636	9.5878	

第四節 異質性檢定

此節使用 Q^2 檢定與 LM 方法來檢定數列是否存在異質性，虛無假設為數列無異質性的現象，若不拒絕虛無假設表示數列不存在異質性；反之，若拒絕虛無假設表示數列存在異質性。表 4-4 顯示在 Q^2 檢定中，在 1% 顯著水準下 *BFR* *OSR* *SR3*~*SR120* 不論在落後 6 期或 12 期皆有異質性存在；*AFR* 不論在落後 6 或 12 皆無異質性。

⁶ 因為將現貨報酬以 3 的倍數切割，因此，選取的落後期數也以 3 的倍數為主。

Engle(1982)拉式乘數(Lagrange Multiplier, LM)檢定方法，以檢定序列殘差項的變異數是否具有條件異質變異性現象亦即 ARCH 效果，若 LM 的統計量顯著，表示此序列具有條件異質變異性現象。表 4-4 顯示在 1%顯著水準之下，OSR、SR3~SR6 落後 6 期有異質性；在 5%顯著水準之下，SR9 在落後 6 期有異質性；而 AFR、BFR 及 SR120 不論在落後 6 期或 12 期皆無異質性。若數列存在異質性，則需利用消除其異質性效果的 GARCH 模型或 EGARCH 模型來進行迴歸。由以上有關異質性檢定之結果可知，AFR 不存在異質性，使用一般的 OLS 進行迴歸驗證即可，其餘數列皆需利用可去除變數異質性的 EGARCH 模型來進行迴歸驗證。

表 4-4 台股指數現貨與期貨報酬之異質性檢定

	<i>AFR</i>	<i>BFR</i>	<i>OSR</i>	<i>SR3</i>	<i>SR6</i>	<i>SR9</i>
Q^2 檢定(6)	0.0128	68.750***	80.558***	75.548***	57.959***	60.479***
Q^2 檢定(12)	0.0260	110.41***	81.586***	76.849***	59.018***	61.514***
LM檢定(6)	-0.002189	0.062873	-0.1675***	-0.1412***	-0.12119**	-0.1596***
LM檢定(12)	-0.002185	-0.008618	-0.041560	-0.039824	-0.041752	-0.050255
	<i>SR15</i>	<i>SR30</i>	<i>SR60</i>	<i>SR90</i>	<i>SR120</i>	
Q^2 檢定(6)	56.543***	46.375***	66.889***	42.464***	25.229***	
Q^2 檢定(12)	59.184***	50.111***	68.218***	45.222***	35.658***	
LM檢定(6)	-0.157***	-0.138***	-0.1798***	-0.10535**	-0.027375	
LM檢定(12)	-0.034295	0.003104	-0.022671	-0.011290	0.009737	

註：***為 1%顯著水準，**為 5%顯著水準

第五節 實證結果

本論文為探討在交易時間差距內，期貨的報酬是否隱含資訊，因此將分兩個方向

去探討，第一步驟先擷取在交易時間差距內的未預期期貨報酬；第二個步驟為在交易時間差距時段內的隱含資訊，使用的模型為 EGARCH(1,1)。

一、擷取交易時間差距內的未預期期貨報酬

(一)現貨開盤前交易時段 $BFR(8:45\sim 9:00)$

表4-5顯示 BFR 受到前一天現貨收盤後期貨報酬與那斯克指數的影響並不顯著，但此一實證主要的目的在於擷取未預期的期貨報酬。而在條件變異方程式中， a 與 b 在1%顯著水準之下異於0，表示報酬的波動同時受到前期報酬衝擊與自身前期的影響，也就是說，報酬的條件變異數不是固定值而是會隨時間經過而改變；而 g 在1%水準之下也顯著異於0，表示可以觀察到好消息與壞消息對報酬波動的不對稱效果。此處之好消息是指會產生正向未預期報酬的消息，而壞消息指的是會產生負向未預期報酬的消息。 v_t 則是要擷取的未預期期貨報酬。

表 4-5 現貨開盤前期貨報酬之 EGARCH(1,1)結果

變數	估計值	標準差	Z 統計量
<i>Intercept</i>	0.000414	7.99E-05	5.184279***
AFR_{t-1}	-0.000566	0.001696	-0.333924
ND_{t-1}	0.008533	0.006253	1.364649
<i>Intercept</i>	-0.215705	0.084392	-2.555974**
a	0.125936	0.024945	5.048604***
g	0.078054	0.018264	4.273659***
b	0.990058	0.006260	158.1528***

註：***為 1%顯著水準，**為 5%顯著水準

$$BFR_t = c_0 + c_1 AFR_{t-1} + c_2 ND_{t-1} + v_t$$

$$\log(h_t) = w + \mathbf{b} \cdot \log(h_{t-1}) + \mathbf{g} \cdot \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \mathbf{a} \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/p} \right]$$

(二)現貨收盤後交易時段 $AFR(9:00\sim 13:30)$

表 4-6 顯示 AFR 受到當天期貨交易報酬的影響並不影響，但此步驟主要的目的在於擷取未預期的期貨報酬，而 u_t 則是要擷取的未預期的期貨報酬。

表 4-6 現貨收盤後期貨報酬之迴歸結果

變數	估計值	標準差	Z 統計量
<i>Intercept</i>	0.004597	0.004754	0.966872
<i>FR</i>	-0.616365	0.391547	-1.574180

$$AFR_t = c_0 + c_1 FR_t + u_t$$

二、交易延長時段中的隱含資訊

(一)隔夜現貨報酬 $OSR(13:30\sim 9:00)$

在這部分的實證中，將利用上述所取得的未預期期貨報酬 u_t 、 v_t 加上前一天那斯達克指數對隔夜的現貨報酬進行實證。表 4-7 顯示在 1% 水準與 10% 之下，未預期的期貨報酬 v_t 及 u_t 分別對隔夜的現貨報酬有顯著的影響，此結果表示有私有資訊的投資者，傾向在股市未交易時段交易。而在 1% 水準之下，前一期那斯達克指數對於隔夜的現貨報酬也存在顯著的影響。由以上有關隔夜現貨報酬的實證結果可知，驗證了假說一中預期前期收盤後未預期期貨報酬、當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數及隔夜現貨報酬之間存在正向關係。而在條件變異方程式中， a 與 b 在 1% 顯著水準之下異於 0，表示報酬的波動同時受到前期報酬衝擊與自身前期的影響，也就是說，報酬的條件變異數不是固定值而是會隨時間經過而改變；而 g 並不顯著，表示無法觀察到好消息與壞消息是否對報酬波動存在不對稱的效果。此處之好消息是指會產生正向未

預期報酬的消息，而壞消息指的是會產生負向未預期報酬的消息。

表 4-7 隔夜現貨報酬之 EGARCH(1,1)結果

變數	估計值	標準差	Z 統計量
<i>Intercept</i>	0.001490	0.000241	6.185740***
v_t	0.768282	0.134974	5.692054***
u_{t-1}	0.005008	0.002975	1.683637*
ND_{t-1}	0.434151	0.017828	24.35197***
<i>Intercept</i>	-1.098076	0.323598	-3.393333***
a	0.386387	0.065404	5.907726***
g	-0.040021	0.040330	-0.992348
b	0.920041	0.028145	32.68939***

註：***為1%顯著水準，*為10%顯著水準

$$OSR_t = c_0 + c_1 u_{t-1} + c_2 v_t + c_3 ND_{t-1} + e_t$$

$$\log(h_t) = w + \mathbf{b} \cdot \log(h_{t-1}) + \mathbf{g} \cdot \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \mathbf{a} \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{p}} \right]$$

(二)日內現貨報酬 $SR_t(t=3, 6, 9, 15, 30, 60, 90, 120)$

此處對日內現貨報酬進行時間上之切割(t 距離開盤後的時間，單位為分鐘)，以探求未預期的期貨報酬與前一天那斯達克指數對日內現貨報酬的衝擊持續程度。表4-8顯示在1%水準之下當天開盤前的未預期報酬對 SR 的衝擊持續程度長達兩個小時之久；而前期那斯達克指數對 SR 的衝擊持續程度也長達兩個小時；但前期收盤後的未預期期貨報酬對 SR 的影響並不顯著，可能原因為在觀察前期現貨收盤後期貨報酬的走勢後，但無法馬上在市場上交易，經過一夜的思考，其重要性可能會弱於在現貨開

盤前期貨報酬，因此，以現貨開盤的期貨報酬為主要參考的資訊。由以上有關日內現貨報酬的實證結果可知，印證了假說二中的當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數及當期現貨報酬之間存在正向關係。而在條件變異方程式中， a 與 b 在1%顯著水準之下幾乎皆異於0，表示報酬的波動同時受到前期報酬衝擊與自身前期的影響，也就是說，報酬的條件變異數不是固定值而是會隨時間經過而改變。在 $t=6$ 、9、60、90及120分鐘時， g 為顯著的負值，表示可觀察到負向未預期報酬所引發的波動比正向未預期報酬所引發的波動還大，隱含好消息與壞消息對於條件波動的預測能力是不一樣的，此處之好消息是指會產生正向未預期報酬的消息，而壞消息指的是會產生負向未預期報酬的消息。

表 4- 8 日內現貨報酬之 EGARCH(1,1)結果

變數	<i>t</i> =3	<i>t</i> =6	<i>t</i> =9	<i>t</i> =15
<i>Intercept</i>	0.001 (6.57)***	0.002 (5.641)***	0.001 (8.354)***	0.001 (4.209)***
v_t	0.852 (6.348)***	1.185 (7.775)***	1.051 (7.031)***	0.898 (6.035)***
u_{t-1}	0.003 (0.785)	0.006 (0.939)	0.006 (0.922)	0.003 (0.870)
ND_{t-1}	0.416 (19.445)***	0.329 (12.371)***	0.318 (12.521)***	0.373 (15.641)***
a	0.313 (6.22)***	0.201 (3.825)***	0.166 (3.208)***	0.377 (5.519)***
g	0.000 (0.002)	-0.098 (-2.610)***	-0.107 (-2.353)**	-0.000 (-0.011)
b	0.943 (44.007)***	0.846 (17.466)***	0.811 (16.551)***	0.899 (3.563)***
變數	<i>t</i> =30	<i>t</i> =60	<i>t</i> =90	<i>t</i> =120
<i>Intercept</i>	0.002 (4.790)***	0.001 (2.239)**	0.001 (2.626)***	0.001 (2.922)***
v_t	1.107 (6.955)***	1.036 (7.481)***	1.237 (6.298)***	1.254 (5.745)***
u_{t-1}	0.004 (1.490)	0.005 (0.228)	0.009 (1.309)	0.008 (0.786)
ND_{t-1}	0.328 (11.900)***	0.334 (9.226)***	0.354 (10.042)***	0.343 (8.465)***
a	0.397 (6.260)***	0.013 (0.233)	0.251 (4.178)***	0.193 (2.744)***
g	0.033 (0.968)	-0.283 (-6.112)***	-0.083 (-2.187)**	-0.007 (-2.216)**
b	0.903 (25.942)***	0.014 (0.138)	0.876 (19.106)***	0.897 (18.021)***

註：***為 1%顯著水準，**為 5%顯著水準，()內為 t 統計量

$$SR_{i,t} = c_0 + c_1 u_{t-1} + c_2 v_t + c_3 ND_{t-1} + e_t \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/p} \right]$$

$$\log(h_t) = w + \mathbf{b} \cdot \log(h_{t-1}) + \mathbf{g} \cdot \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \mathbf{a} \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/p} \right]$$

第六節 總結

為了探討交易時間差距對現貨與期貨的影響，我們使用EGARCH(1,1)，來進行實證分析，而在使用EGARCH(1,1)之前，必須經過單根檢定、自我相關檢定、異質性檢定之後，才能進行EGARCH(1,1)，否則，沒經過這些檢定就貿然進行，會有估計偏誤的結果。

在單根檢定中，因為所有變數皆為報酬率，也就是已經過一階差分，因此，無論有截距項、有截距項有趨勢項與無截距項無趨勢項，實證結果皆為拒絕有單根的虛無假設。在自我相關檢定中，我們使用 Q 檢定來判斷是否存在自我相關，不論在落後6期或者12期皆不存在自我相關的情形。

在異質性檢定中，我們使用 Q^2 檢定與LM方法來檢定數列是否存在異質性。在 Q^2 檢定中，在1%顯著水準下開盤前期貨報酬、隔夜現貨報酬及當天各時段的現貨報酬，不論在落後6期或12期皆存在異質性；現貨收盤後期貨報酬不論在落後6或12皆無異質性。在LM檢定中，在1%顯著水準之下，隔夜現貨報酬與當天開盤3分鐘到60分鐘的現貨報酬在落後6期有異質性；在5%顯著水準之下當天開盤90分鐘的現貨報酬在落後6期有異質性；而現貨收盤後期貨報酬、現貨開盤前期貨報酬及當天開盤後120鐘現貨報酬，不論在落後6期或12期皆無異質性。若數列存在異質性，則需利用消除其異質性效果的GARCH模型或EGARCH模型來進行迴歸。

EGARCH(1,1)的實證結果，在擷取交易時間差距內的未預期期貨報酬部分， BFR 受到前一天現貨收盤後期貨報酬與那斯克指數的影響並不顯著； AFR 受到當天期貨交易報酬的影響並不顯著，但這兩步驟的實證主要的目的在於擷取未預期的期貨報酬。在交易延長時段中的隱含資訊的部分，驗證了假說一中預期前期收盤後未預期期貨報

酬、當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數及隔夜現貨報酬之間存在正向關係為真；與假說二中的當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數及當期現貨報酬之間存在正向關係為真。在日內的現貨報酬中可觀察到好消息與壞消息對報酬波動的不對稱效果，而且預估負向未預期報酬所引發的波動比正向未預期報酬所引發的波動還大。

第五章 結論與後續建議

第一節 結論

本論文利用 EGARCH(1,1)來探討交易時間差距對台股指數現貨與期貨的影響。資料涵蓋 2003 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日，共 484 筆台股指數、台股指數期貨及那斯達克指數之日內分鐘資料。交易時間差距則是指期貨領先現貨 15 分鐘開盤與期貨落後現貨 15 分鐘收盤的部分。而提早開盤的期貨報酬與前一天落後收盤的期貨報酬，再加上前一天美國股市的那斯達克指數是否可以用來預測當天現貨的走勢，則是本論文想要研究的重點。本論文的研究目的有 3：第一為檢驗當天現貨的報酬是否受到前一天現貨收盤後的期貨報酬、當天現貨開盤前的期貨報酬的影響；第二為檢驗當天現貨報酬是否受到前一天美股收盤報酬的影響；第三為檢驗現貨收盤後的期貨報酬與現貨開盤的期貨報酬是否隱含著私有資訊。

在EGARCH(1,1)的實證結果中，驗證了假說一中的預期前期收盤後未預期期貨報酬、當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數與隔夜現貨報酬之間存在正向關係為真；也驗證了假說二中的當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數與當期現貨報酬之間存在正向關係為真，表示投資者會藉由觀察當日現貨開盤前的期貨報酬與前一日美國那斯達克指數報酬走勢來預測當日台股的走勢。而在日內的現貨報酬中可觀察到好消息與壞消息對報酬波動的不對稱效果，而且預估負向未預期報酬所引發的波動比正向未預期報酬所引發的波動還大。

本論文實證的結果，符合李天行、陳能靜及蔡榮裕(2001)與李天行、陳能靜及劉

嘉鴻(2003)對於摩根台股指數與日經225指數的實證結果，在現貨盤後的期貨交易價格蘊藏豐富之資訊內涵，此一現象也存在於台灣市場，並且也觀察到在台灣股市日內的現貨報酬中，壞消息對於現貨報酬波動的影響會比好消息來得大。

本論文研究貢獻在於，在運用李天行、陳能靜及蔡榮裕(2001)與李天行、陳能靜及劉嘉鴻(2003)對於摩根台股指數與日經 225 指數的實證結果，來觀察台灣股市是否有一樣的情形，使用投資大眾容易取得的實際交易資料來進行實證，加深了研究結果的可信程度，並且利用可以觀察出報酬不對稱的 EGARCH，來區分好消息與壞消息的不對稱效果。

本論研究目的著重於交易時間的差距，前一天現貨收盤後的期貨報酬與今天開盤前的期貨報酬，也就是交易差距時段，是否有隱藏一些私有訊息，而這些訊息是否影響今天現貨的交易，使得散戶投資人能獲得更多資訊，進而增加在股市交易中獲利的機會。本論文的結論提供了投資人一些投資上的建議，因為由實證結果中可知現貨報酬會受到當天開盤前的期貨報酬與前一期那斯達克指數的正向影響，所以在決定投資的因素可以再加入此兩項因素，先觀察兩者的走向，再來決定是否進場，以期增加投資人獲利的機會。

第二節 後續研究與建議

- 1.本論文使用的樣本期間為2003年至2004之間全部交易時間的樣本，故後續研究可以將樣本區分為多空頭，來驗證在區分多空之後的實證結果是否相異之處。
- 2.本論文使用之樣本皆為報酬之資料，目的為使投資大眾以最方便的資料去預測此一現象的發生，若有更想進一步了解的研究者，可以再加入一些會影響現貨報酬變動的資料，如星期效應，是否對現貨報酬產生影響。

參考文獻

中文部份

- 王凱蒂(2003),「台股指數期貨日內價格發現與週日效應型態之研究：初期的證據」, 東吳經濟商學學報, 第四十三期, 41-78頁。
- 李天行、陳能靜及蔡榮裕(2001),「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。
- 李天行、陳能靜及劉嘉鴻(2003),「新加坡交易所摩根台指現貨開盤指數之預測-灰預測及類神經網路之應用」, 灰色系統學刊, 第六卷第二期, 103-120頁。
- 李存修及蔡垂君(2004),「近月臺股期貨在交易、非交易、以及跨越交易與非交易期間之訊息傳遞實證-價格發現與價格波動率內涵」, 財務金融學刊, 第十二卷第一期, 53-80頁。
- 池柏毅(2000),「台股加權及電子指數期貨與現貨關聯性之研究」, 國立中興大學企管研究所未出版碩士論文。
- 余明芳(2001),「台股指數期貨日內交易型態之研究-摩根台指期貨與台灣指數期貨之比較」, 管理評論, 第二十卷第二期, 31-53頁。
- 吳瑞萱(2001),「台灣加權股價指數日內動態行為之研究」, 國立台北大學企業管理學系研究所未出版碩士論文。
- 胡光華及蔡美華(2004),「台灣電子指數與美國科技指數日報酬率因果關係之探討」, 貨幣觀測與信用評等, 第四十七卷, 88-96頁。
- 黃玉娟及林明白(2003),「買賣單不平衡、價差和報酬之探討：以臺指期貨在臺灣期貨交易所及新加坡交易所為例」, 財務金融學刊, 第十一卷第二期, 71-98頁。
- 黃玉娟及徐守德(1998),「摩根台股指數期貨的市場效率與套利機會之研究」, 證券市場發展, 第十卷第三期, 1-29頁。
- 黃裕堅(1999),「股票市場與期貨市場之間報酬波動性關係」, 輔大經濟研究所未出版碩士論文。

黃玉娟及徐守德(2000),「台股指數現貨與期貨日內交易形態之比較」, 交大管理學報, 第二十卷第二期, 149-171頁。

黃文彥(2003),「股價指數期貨市場日內交易型態與變更交易撮合制度對日內交易型態影響之研究」, 淡江大學財務金融學系未出版碩士論文。

詹錦宏及施介人(2005),「台股指數現貨、期貨與選擇權價格發現之研究」, 台灣金融財務季刊, 第六輯第一期, 31-51頁。

郭煒翎(1998),「摩根台灣股價指數期貨與現貨間之領先與落後關係」, 國立中正大學企業管理研究所未出版碩士論文。

鍾怡蕙(1999),「台股期貨於現貨盤後報酬波動性與資訊內涵分析」, 台灣科技大學企業管理研究所未出版碩士論文。

魏妤芩(2001),「摩根台股指數期貨市場買賣價差成分日內型態分析」, 高雄第一科技大學金融營運研究所未出版碩士論文。

西文部份

Abhyankar, A.(1995), “Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*, Vol.15, pp.457-486.

Black, F.(1976), “Studies of Stock Market Volatility Changes,” *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, pp.177-181.

Bollerslev, T.(1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.

Campbell, Y. and L. Hentschel(1992), “No News is Good News,” *Journal of Financial Economics*, Vol.31, pp.281-318.

Chan, K.(1992), “A Further Analysis of the Lead-lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market,” *Review of Financial Studies*, Vol.5, pp.123-152.

Cheng, T. W., L. Jiang and W. Y. Ng(2004), “Information Content of Extended Trading

- for Index Futures,” *The Journal of Futures Markets*, Vol.24, No.9, pp.861-886.
- Engle, R. F.(1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, Vol.50, pp.987-1007.
- Foster, F. and S. Viswanathan(1990), “A Theory of the Intraday Variation in Volume, Variance, and Trading Costs in Securities Markets,” *Review of Financial Studies*, Vol.3, pp.593-624.
- French, K. and R. Roll(1986), “Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders,” *The Journal of Financial Economics*, Vol.17, pp.5-26.
- Hamilton(1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Harris, L.(1986), “A Transaction Data Study of Weekly and Intraday Patterns in Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, Vol.16, No.1, pp.99-117.
- Hiraki, T., E. D. Maberly and N. Takezawa(1995), “The Information Content of End-of-the-Day Index Futures Returns:International Evidence from the Osaka Nikkei 225 Futures Contract,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.19, pp.921-936.
- Kawaller, I. G., P. D. Koch and T. W. Koch(1987), “The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index,” *Journal of Finance*, Vol.42, No.5, pp.1309-1329.
- Lockwood, L. J. and S. C. Linn(1990), “An Examination of Stock Market Return Volatility during Overnight and Intraday Periods, 1964-1989,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.14, pp.1243-1253.
- McInish, T. H. and A. W. Robert(1990), “A Transaction Data Analysis of the Variability of Common Stock Returns during 1980~1984,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.14, No.1, pp.99-112.
- Nelson, D.(1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Economics*, Vol.8, pp.347-370.
- Schwert, G. W.(1989), “Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.7, pp.147-159.

Schwert, G. W.(1989), "Why Does Stock Market Volatility Change over Time?" *Journal of Finance*, Vol.54, No.5, pp.1115-1151.

Wang, S., K. G. Lim and C. Chang(1999), "A New Methodology for Studying Intraday Dynamics of Nikkei Index Futures Using Markov Chains," *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, Vol.9, pp.247-265.

Yang, S. R. and B. W. Brorsen(1993), "Nonlinear Dynamics of Daily Futures Prices: Conditional Heteroskedasticity or Chaos," *Journal of Futures Markets*, Vol.13, pp.175-191.