

東 海 大 學 經 濟 學 系

碩 士 論 文

金融海嘯前後台股指數現貨、期貨與選擇權

價格領先落後之差異

The Distinct Relationships between Taiwan Stock Index Futures,

Spot and Options Caused by Economic Crisis

指導教授：賀惠玲 博士

研究生：蔡詠丞

中 華 民 國 一 百 零 一 年 六 月

謝詞

兩年的碩士生涯轉眼就過，在這些日子以來首先感謝我的指導教授賀惠玲老師的督促與鼓勵，每當在寫作論文過程中或是計量方法上遇到瓶頸時，老師總是不厭其煩的幫我解惑，花許多的時間來和我討論與建議，使我能夠朝向正確的態度與方向前進。此外，還要感謝口試委員陳文典老師與陳能靜老師，提供寶貴的意見與指導，讓本論文更趨完善。

在東海大學的時間裡，充滿許多的人事物，感謝這些的人事物讓我的人生更多采多姿；而在寫作論文方面，是需要有一顆充滿毅力與決心的態度才完成的，回想起兩年前剛進研究所一無所知，在平時修課時，感謝系上陳文典老師、劉仲成老師、廖培賢老師、戴中擎老師、林佳慧老師、廖國宏老師以及賀惠玲老師的細心教導與解惑，為論文紮下堅實的基礎，在此對於您們的付出，表達最誠摯的謝意。也要感謝在研究室陪伴我兩年的同學們，弘毅、佩璇、雨真、惠文、嘉樺、裕文、馨芸、亞璇以及涵汝在課業上互相勉勵，有了你們的陪伴，不管遇到什麼困難，讓我能樂觀積極的面對挑戰。還要感謝系上的佩雯助理、雅嵐及曉惠助教在我們碩士生活上無私的付出與協助。

最後，感謝我的家人，尤其是我的父母與女友韻如，讓我在這兩年的求學過程中，給與我無限的包容與協助，並一路的支持和鼓勵我，當我背後的支柱，讓我可以無後顧之憂的完成論文與碩士學位，在此感謝你們並與您們分享這個喜悅。

摘要

本研究主要在探討，以台灣證券交易所發行之加權股價指數與台灣期貨交易所發行之台股股價指數期貨與台股股價指數選擇權的買權和賣權，三者市場的領先落後關係，在金融海嘯前後是否相同。研究的時間選取金融海嘯前後時期，為2008年1月2日至2009年12月31日當作研究期間，並選取五分鐘的日內資料來做分析和探討，利用現貨股價指數的最低點將資料分割分成兩段不同的趨勢來研究，再以結構性變動來檢定。本文以2008年1月2日至2008年11月21日為空頭行情，2008年11月24日至2009年12月31日為多頭行情，以現貨、期貨、選擇權買權與賣權(選取成交量最大為標的)為研究標的，將資料轉換為報酬率形態。再利用單根檢定檢測資料是否定態數列，以SBC來檢測模型的最適落後期數，選定期數並使用向量自我迴歸(Vector Auto Regression, VAR)模型，搭配著Granger因果關係檢定模型檢測三市場之因果關係，衝擊反應分析(Impulse Response Analysis)與預測誤差變異數分解(Forecast Error Variance Decomposition)，來檢定這三市場的領先落後關係。其結果顯示，現貨與買權賣權報酬率皆受現貨、期貨與買權賣權報酬率影響，在上升與下降區間其影響程度皆不同，為獨期貨市場是較不受其他市場影響，具有價格發現與領先功能。

關鍵詞: 領先落後關係、台股指數期貨、現貨、選擇權

Abstract

This research is to explore the lead - lag relationships between spot, futures and options markets of Taiwan Stock Exchange Capitalization Weighted Stock Index (TAIEX), the data before and after Economic Crisis are used to examine effects of the Crisis to the relationships between three markets.

Five-minute intraday data of spot, futures and options of TAIEX from January 2, 2008 to December 31, 2009 are used, and November 21, 2008, which shows the lowest spot index, is used to divide the research period into two parts, January 2, 2008 to November 21, 2008 is for bear market and November 24, 2008 to December 31, 2009 is for bull market. Rate of returns are calculated of all three markets.

Research procedures are as follows: first, we examine the data with unit-root test to make sure the data is stationary; second, SBC test is used to find the best lagged period; third, VAR model and Granger Causality test are applied to find the causality of these three markets for pairs relationships, Impulse Response Analysis and Forecast Error Variance Decomposition are also used to analysis the lead-lag relationships of these three markets.

The key results show that lagged rates of returns of spot, futures, call and put do affect spot, call and put markets, but the length of lags affect one another are different during the bear and bull markets. Futures market reveals the strongest power of price finding.

Keywords : Lead - lag relationship, Taiwan stock index futures, stock options

目錄

第一章 緒論	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	3
第三節 研究架構.....	4
第二章 文獻回顧	6
第一節 國外現貨市場、期貨與選擇權市場的相關文獻探討.....	6
第二節 國內現貨市場、期貨與選擇權市場的相關文獻探討.....	10
第三章 研究方法	15
第一節 Chow 結構性轉變檢定.....	15
第二節 單根檢定 (Unit Root Tests).....	16
第三節 模型最適落後期數選定.....	21
第四節 向量自我迴歸模型 (Vector Auto Regression model, VAR).....	22
第五節 Granger 因果關係之定義	23
第六節 衝擊反應分析 (Impulse Response Analysis).....	24
第七節 預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition).....	26
第四章 實證結果分析	28
第一節 資料來源與基本特性描述.....	28
第二節 Chow 結構轉變檢定.....	34
第三節 單根檢定.....	35
第四節 VAR 模型最適落後期數的選定.....	36
第五節 向量自我迴歸模型 (Vector Auto Regression model, VAR).....	38
第六節 Granger 之因果關係檢定	43
第七節 衝擊反應分析.....	44
第八節 預測誤差變異數分解.....	48
第五章 結論與建議	51
第一節 研究結論.....	51
第二節 建議.....	52
參考文獻.....	53

表目錄

表 4-1 結構轉變檢定	34
表 4-2 下降趨勢的單根檢定	35
表 4-3 上升趨勢的單根檢定	36
表 4-4 下降趨勢中 VAR 模型的適落後期數檢定	37
表 4-5 上升趨勢中 VAR 模型的適落後期數檢定	37
表 4-6 下降趨勢的 VAR 模型實證結果	40
表 4-7 上升趨勢的 VAR 模型實證結果	42
表 4-8 下降趨勢的 Granger 因果關係檢定	43
表 4-9 上升趨勢的 Granger 因果關係檢定	44
表 4-10 下降趨勢的預測誤差變異數分解	49
表 4-11 上升趨勢的預測誤差變異數分解	50

圖目錄

圖 1.1 實證流程圖.....	5
圖 3.1 單根檢定流程圖.....	20
圖 4.1 台股現貨走勢圖.....	29
圖 4.2 台股指數期貨、選擇權成交量圖.....	30
圖 4.3 台股指數現貨、期貨、選擇權原始資料走勢圖(下降區間).....	31
圖 4.4 台股指數現貨、期貨、選擇權原始資料走勢圖(上升區間).....	32
圖 4.5 台股指數現貨、期貨、選擇權報酬率資料走勢圖(下降區間).....	33
圖 4.6 台股指數現貨、期貨、選擇權報酬率資料走勢圖(上升區間).....	33
圖 4.7a 下降趨勢的現貨衝擊反應分析.....	46
圖 4.7b 下降趨勢的期貨衝擊反應分析.....	46
圖 4.7c 下降趨勢的買權衝擊反應分析.....	46
圖 4.7d 下降趨勢的賣權衝擊反應分析.....	46
圖 4.8a 上升趨勢的現貨衝擊反應分析.....	48
圖 4.8b 上升趨勢的期貨衝擊反應分析.....	48
圖 4.8c 上升趨勢的買權衝擊反應分析.....	48
圖 4.8d 上升趨勢的賣權衝擊反應分析.....	48

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

隨著台灣經濟的發展，國內的金融制度和改革也逐漸成熟，伴隨而來的「國際化」與「自由化」不斷的衝擊台灣金融市場的結構和整體體質，也使得國人的投資理財觀念日益豐富，視野不再只侷限於傳統的儲蓄和股票市場，而開始能接受衍生性金融商品。在投資人和公司經營者對於各種避險工具之需求日益殷切下，台灣的期貨和選擇權市場之交易量日益擴大，可選擇的商品也更多元化和複雜化，讓投資者在投資理財時需要更多的交易策略和風險的控管，才能達到更精準的投資規劃。

1848年美國成立第一個期貨交易所—芝加哥期貨交易所 (Chicago Board of Trade, CBOT)，而最早發行指數期貨的首推美國堪薩斯交易所 (Kansas City Board of Trade, KCBT)，於1982年2月推出的價值股價指數期貨 (Value Line Stock Index Future)，正式開始股價指數期貨之交易，同年美國芝加哥商品交易所和紐約期貨交易所也分別推出 S&P 500 指數及 NYSE 綜合股價指數期貨，之後各地紛紛開始發展和推廣期貨與選擇權之商品，如費城的證券交易所 (Philadelphia Stock Exchange, PHLX)、倫敦金融期貨暨選擇權交易所 (London International Financial Futures and Options Exchange, LIFFE)、雪梨期貨交易所 (Sydney Futures Exchange, SFE) 等。

我國1997年3月「期貨交易法」通過立法程序，在相關法源皆具完備，及各界共同努力下，臺灣期貨交易所 (Taiwan Futures Exchange, TAIFEX) 於1998年7月21日正式開業，並推出第一項期貨商品—「台指期貨」，交易標的為「臺灣證券交易所發行量加權股價指數」 (Taiwan Stock Exchange Capitalization Weighted Stock Index)，股價指數期貨不但擁有多空操作不受限制的優勢，並有價格發現、投機、套利和規避風險的功能。早期剛發行時，因社會大眾對期貨商品不熟悉也

沒這個觀念，以至於成交量很低。但隨著市場的成熟和進步，投資人對衍生性商品也有一定的了解和認識，期貨交易得成交量遂逐漸放大，同時因投資人對商品的需求逐漸增加，因此期貨交易所陸續於1999年7月21推出「電子期貨」與「金融期貨」，2001年4月9日推出「小型臺指期貨」給投資大眾更多的選擇機會和多元化的投資和避險管道。

2001年12月24日台灣期貨交易所正式推出「臺指選擇權」，國內期貨交易於是從期貨商品拓展至選擇權商品，市場之避險管道更趨多元化。2003年1月推出我國第一項非指數型商品「股票選擇權」。在選擇權的發展上，2003年開始大幅的成長，交易契約量占期貨市場交易之比重也大幅增加，探究原因主要是選擇權契約有幾項的交易特性：第一，期初的投入成本比現貨與期貨低，從事選擇權交易只需要繳交些許的權利金及/或保證金，便擁有未來同等部位的權利或義務，如果搭配價差交易策略，其所付的保證金可以更少一些。第二，投資人礙於資金限制及股市下跌而無法融券放空(平盤以下不能放空)時，可藉由買進賣權或賣出買權來取代現貨不能放空的問題。買權與賣權也是一種多空或盤整時，都能運用策略來賺取報酬的工具。第三，具有高槓桿倍數。選擇權會有這種跳躍式的成長，顯示這種以小博大高槓桿的投資工具已逐漸被投資者所接受和使用。

由於股價指數期貨與選擇權皆是以股價指數為標的，加上期貨到期日的結算價格是以現貨股價指數為最後的結算價格，選擇權的履約價格亦與指數現貨相關聯；因此股價指數期貨價格及股價指數選擇權價格與股價指數現貨價格都應該會有一定的關聯性。在理論上，若市場是有效率的，則市場上的所有商品，應會充分反映出所有的資訊，因此三個市場在價格上應該不會存在著領先落後的情況，然而，現實的情況並非如此，國外有些學者就針對現貨、期貨和選擇權之間的關係，作領先落後的探討，如 Herbst McCormack and West (1987)以 S&P 500 探討 Value Line 指數與期貨的領先落後關係; Kawaller, Koch and Koch (1987)研究 S&P500 指數與期貨的領先落後關係; Stoll and Whaley (1990)以 S&P500 與 MMI

的指數期貨與現貨，來研究指數期貨與現貨間價格移動關係; Cheng, Fung and Chan (1997)對香港恆生指數選擇權與期貨作訂價之效率分析等，這些研究都證實著市場間確實存在領先落後的關係，主要原因是因為市場的不完美性所造成，如交易制度的不同、交易成本的存在、借貸條件的不同、現貨市場不能放空的限制、期貨與現貨的成交速度有落差等，都會造成不同市場價格存在領先落後的關係。

第二節 研究目的

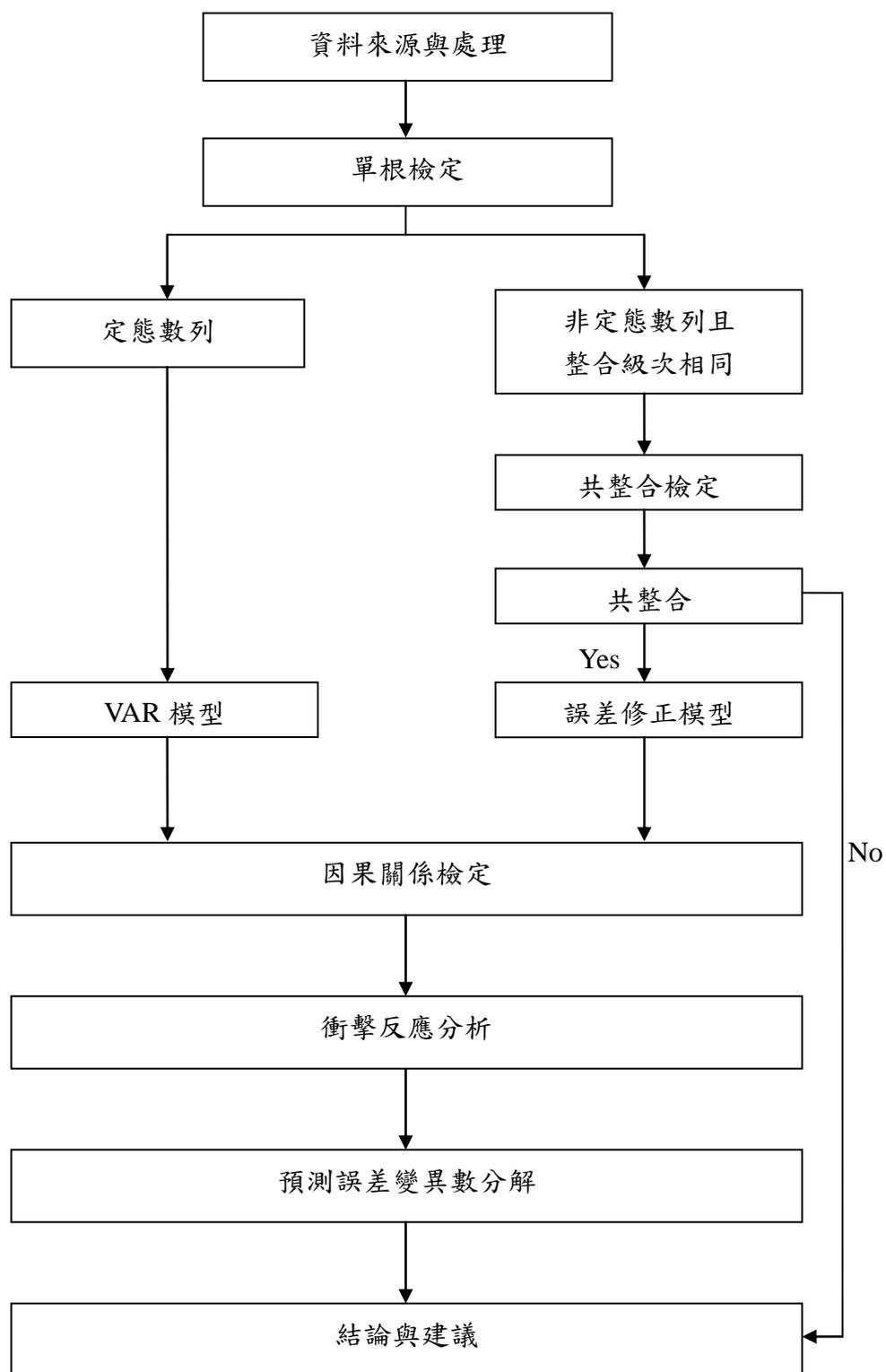
隨著台灣金融市場的國際化與自由化，國內投資人對於衍生性金融商品的認知越來越清楚，更懂得如何使用與操作商品，來替自己做理財規劃。從早期剛發行時的市場不成熟及成交量低，到後來期貨與選擇權商品逐漸被接受，台灣的期貨與選擇權市場成交量逐漸放大，已沒有剛發行時的流動性問題。又股價指數的現貨、股價指數的期貨與選擇權是台灣投資人投資最熱絡的標的，因此本文想研究台灣股價指數現貨、期貨與選擇權市場之間可能的領先落後關係，並進一步討論，以金融海嘯為例，在不同經濟成長狀態下三者之間的關係變化。因此本研究選取資料從 2008 年 1 月 2 日至 2009 年 12 月 31 日每五分鐘日內資料為研究，總共兩年的時間，在這期間股價指數約從九千多點跌至三千九百六十五點再漲回八千多點。並以台股現貨價格走勢來區分資料的多空頭行情，2008 年 1 月 2 日至 2008 年 11 月 21 日共 220 個交易日為空頭行情；2008 年 11 月 24 日至 2009 年 12 月 31 日共 279 個交易日為多頭行情。使用現貨指數、期貨指數、選擇權買權與賣權(選取當日最大的成交量契約)價格為研究標的，探討景氣衰退時的空頭行情與景氣反轉時的多頭行情，以了解市場結構的轉變，其現貨市場、期貨市場與選擇權市場的領先落後關係，是否因大環境的景氣循環變動有關連性。

第三節 研究架構

本研究共分為五章，有關研究架構流程圖列示於圖 1-1，各章節內容概要說明如下：

第一章緒論，說明本研究之研究背景及動機與研究目的，並以圖示說明本研究架構。第二章文獻回顧，從國內外的學者提出的相關理論和實證研究做一些簡要介紹與陳述，並探討與本研究相關之主題文獻。第三章資料處理與研究方法，介紹本論文的研究方法，首先說明資料來源與研究樣本的選取和資料的處理過程，接著將本研究所需要的各種檢定方法與實證模型加以說明。第四章實證結果，根據第三章的研究方法將資料進行分析，並提出實證研究的結果。第五章結論與建議，根據本研究的實證結果進行彙總說明，並提出建議和看法以供後續研究參考。

圖 1.1 實證流程圖



第二章 文獻回顧

第一節 國外現貨市場、期貨與選擇權市場的相關文獻探討

Pizzi, E. and M.O' Neill (1988)研究 S&P 500 的現貨指數，與 3 個月和 6 個月到期的期貨指數進行分析，探討期貨市場價格發現的角色。研究期間從 1987 年的 1 月到 3 月，選取分鐘資料，因當時傳送數據大約每 15 秒傳送一次，因此期貨的價格不會一直變化，而造成價格變化發生在非均衡的期間，所以資料的處理必須以每一分鐘的加權平均來計算。分析的方法加入共整合和誤差修正模型來探討長期的關係。(1)在資料處理上，因原始資料直接作單根檢定，產生不穩定的型態，因此必須對原始資料進行差分處理，得到穩定的狀態再進行下一步分析。(2)使用 Engle-Granger two-step 方法，顯示現貨指數與 3 個月期貨指數和 6 個月期貨指數，皆存在共整合關係，也說明了市場的效率性。(3)最後結果發現，期貨市場領先現貨市場約 20 分鐘以上。而現貨市場只領先 3 個月到期的期貨約 3 分鐘，領先 6 個月到期的期貨約 4 分鐘，說明了期貨市場比較有價格發現的能力，但不能得出單因子方向的結論。

Stephan, J. A. and R. E. Whaley (1990)以 1986 年第一季 CBOE 的個股買權為研究對象，並選取每五分鐘的日內資料為研究樣本。採用美式買權評價模式來逆推隱含股價，並藉由觀察隱含股價與實際股價的關係來探討標的股票與選擇權市場的資料傳遞形態。使用價格的變化、買賣價差及交易量來衡量指數期貨與選擇權的關聯性。研究結果發現：(1)再調整買賣價差後，顯示期貨市場的價格變化領先選擇權市場約 15-20 分鐘。(2)標準化調整交易的規模差異後，以交易量的變化可看出現貨市場領先選擇權市場。

Chan, Kalok and K. C. Chan and G. Andrew Karolyi (1991)研究 S&P 500 的股票指數和股票期貨指數之間的價格變化波動，發現股價現貨和股價期貨之間存在強烈的跨市場依賴效果，而現貨或期貨市場的價格可用來預測其他市場的波動性。

資料選取從 1984 年到 1989 年 12 月 31 日的五分鐘資料，並刪除隔夜的第一筆資料和盤中休息後中午的第一筆，以避免中午效應。研究方法使用雙變量 GARCH 模型來做分析，並使用衝擊波反應來探討相互的影響，得到下列結論：(1)有顯著的證據表示指數期貨對於現貨指數存在顯著的影響，而比較弱的證據顯示現貨指數對於期貨指數的影響。(2)期貨和現貨兩個市場的波動模式顯示出強烈的持久性和可預測性。(3)在本身價格的依賴性被削弱時，價格在跨市場中存在強烈的波動變化和依賴性。(4)在期貨市場和現貨市場中的價格變動有強烈的依賴性，因此這兩個市場都隱含著有價格發現的能力和重要角色。

Chan, K (1992)以 S&P 500 研究對象，研究期貨和現貨兩市場的領先落後關係。時間從 1984 年 8 月到 1985 年 6 月和 1987 年 1 月到 9 月的五分鐘資料，使用雙變數 GARCH 模型，並依照 1.壞消息和好消息對領先落後的變動 2.在交易活動中兩個市場交易活動的相對強度 3.整體市場的活絡程度，來檢視非同步交易的關係。得到以下研究結果：(1)現貨和期貨市場有不對稱的領先落後關係。(2)強而有力的證據顯示期貨市場領先現貨市場，弱的證據顯示現貨市場領先期貨市場。(3)發現非同步交易不能完全解釋期貨佔領著領先的地位。(4)在壞消息下，現貨市場不落後於期貨市場，而在好消息下，現貨市場是落後期貨市場。(5)不對稱導致現貨和期貨市場之間的領先落後關係可以歸結為幾股力量。1.期貨市場的速度比股票市場還要迅速。2.期貨價格似乎反映了整體市場的訊息比現貨指數價格更好，兩種力量是相互關聯的。3.期貨市場和現貨市場的交易成本，預期報酬不同。因此期貨市場更能反映出市場整體的資訊。(6)股價指數中的股票數越高，期貨市場和現貨市場之間的回饋關係會更為顯著。

Fleming, Jeff, Barbara Ostdiek and Robert E. Whaley (1996)以 S&P 500 股價指數、期貨指數、S&P 100 股價指數、期貨指數、買權與賣權為研究對象，藉由各市場的交易成本來探討領先落後關係。研究期間為 1988 年 1 月至 1991 年 3 月的五分鐘日內資料。實證結果如下：(1)在直接交易過程中 S&P100 選擇權市場

的交易成本比 S&P 500 期貨市場高出四倍。(2) S&P 100 期貨價格稍微領先 S&P 100 買權與賣權。(3)買權與賣權的變動存在同時性，沒有太大的領先落後關係。(4)因選擇權市場的交易成本比現貨市場高出許多，所以在價格發現上現貨市場比選擇權市場還要來的迅速。

Chu , Hsieh & Tse (1999)以研究 S&P 500 為標的來探討各市場的價格發現，分別以 S&P 的現貨指數，S&P 的期貨指數，和 S&P 的存託憑證這三種市場來做研究，以四個假說為前提，而研究期間為 1993 年的 1 月 29 日至 12 月 31 日，選取五分鐘的日內資料，並採用三個階段來研究: 1.誤差修正模型 2.利用一般因子模型 3.基礎理論，來驗證以下的研究結果:(1)指數現貨、指數期貨和存託憑證在短期上可能出現一些偏離，但在長期看來，他們存在一種共同隨機的趨勢，表示這三個市場有共整合關係。(2)顯著的誤差修正過程只發生在現貨指數和存託憑證上。(3)價格調整發生在現貨指數和存託憑證，而不在期貨指數上，可能是現貨和存託憑證市場反應他們自己對未來的價格。(4)期貨市場領先其他兩個市場，並有顯著的價格發現功能，原因在於期貨和存託憑證都提供較低的交易成本和較高的流動性，但期貨市場更能提供高槓桿和不受漲跌的交易的限制。

Tavakkol , A . (2000)以芝加哥商業交易所 (CME)S&P 500 的期貨與選擇權為研究標的，來探討動能投資的交易行為，利用波動價差(賣權隱含波動率減去買權隱含波動率)來研究長期現貨場的交易動能，是否會導致選擇權市場的價格變動。研究期間長達九年並選取月資料。研究結果發現：(1)標的的資產會領先其衍生性商品多達三個月之久，表示現貨市場領先選擇權市場。(2)如果這一期在選擇權市場觀察到波動價差增加，採取增加買權部位或是減少賣權部位的策略，則會使下一期的現貨報酬率下降。(3)在現貨價格上升時而引起期貨市場的一個交易時間點，意味著現貨市場價格變動比期貨市場來的迅速。

Chiang, R. and W. Fong (2001)以研究香港恆生指數期貨，選擇權及現貨三個市場的報酬，前後期資料取對數差分為研究對象，期貨與選擇權選取最近月份，並於到期日前五天轉入下次最近到期月份，以避免到期效果 (expiration effect)，研究時間為 1994 年 1 月到 9 月的日內 5 分鐘報酬，並排除隔夜效應和午餐的影響。研究方法使用 GMM 估計法來做迴歸分析，並探討三市場的領先落後關係。研究提到以下的結論：(1)現貨與選擇權：股價指數現貨領先股價指數買權 15-20 分鐘，而股價指數買權領先股價指數現貨 10 分鐘，股價指數現貨領先股價指數賣權 20 分鐘。(2)現貨與期貨：股價指數期貨領先股價指數現貨 10 分鐘。(3)成分股與期貨：占市場資本額較大的股票較不傾向落後股價指數期貨，其與股價指數期貨有回饋關係。會有這樣的原因，可能是當時香港的恆生指數選擇權市場是剛開始發行，其成交量遠遠低於其他國家，所以在價格發現方面其效率沒有期貨市場來的好，或者因成交量低所以價格可能是過時的。在期貨方面，因發行比較久市場比較成熟，所以比較不受其他因素的影響，如有受影響也只是些微的反應，但馬上就能回歸到原本的價格反映上。香港的加權指數，主要是受有幾個比較大的股票權重影響，他們的交易熱絡占有股價指數的領導地位，資本比較大的公司比較不落後於股價指數期貨。

第二節 國內現貨市場、期貨與選擇權市場的相關文獻探討

余尚武 (1997)以日本日經(Nikkei)225股價指數期貨與現貨價格為研究標的，研究期間為1993年1月至1997年6月，共18個契約，每五分鐘間隔的資料則從1997年1月至6月，共2個契約。另外，為了避免期貨價格受到到期月份的影響，到期月份資料係以次一契約的交易資料取代。此研究使用GARCH時間數列模型及GMM非線性迴歸估計式，來探討期貨與現貨之關聯性，同時亦檢定週末效應和隔夜效應，並在不同市場狀況下，檢測有關領先效果之速度及其顯著性。實證研究結果發現：(1)在領先效果方面，日資料並無顯著的領先或落後關係；五分鐘資料的期貨報酬率領先現貨報酬率十分鐘，而期貨報酬率波動領先現貨報酬率波動五分鐘。此外，在好消息期間現貨報酬率波動領先期貨十分鐘。(2)週末效果及隔夜效果均顯著存在。

王凱蒂 (2000)以台股指數期貨及台股股價現貨之每5分鐘的日內資料做研究對象，研究期間從1998年9月1日至1999年12月31日，共345個交易日，其中期貨的樣本選取，採最近的到期月份為研究目標。此研究是以 Granger 所定義之因果關係、單根檢定以及共整合等方法作為研究分析的主軸，來探討台股指數期貨與台股指數間之「日內價格發現」(price discovery)關係。因此，本文章並將共整合之因素考慮至模型中，並運用誤差修正模型(Error Correction)的觀念，對迴歸模型做一修正，以及衝擊波反應分析與變異數分解等，並將資料進一步區分為週一至週六等六個交易日，來探討各交易日的結果是否不同。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。在衝擊反應分析與變異數分解方面，不論期貨或現貨，在預測誤差變異數的解釋能力上仍以自身的解釋較強。但相對上，期貨對現貨預測誤差變異數的解釋程度會高於現貨對期貨預測誤差變異數的解釋程度。但在台灣市場中，不存在單方向之因果關係，還出現「現貨領先期貨」之情況，可能之理由是台灣的交易市場中乃以現貨市場最為活絡，期貨市場由於尚在發展階段，交易程度並不如

現貨市場。

李偉誠 (2002)以CME 交易的S&P500 期貨與選擇權契約的日內資料來探討市場間的資訊傳遞方向。研究期間為2001年8月至2002年2月，採用近月的期貨與近月和次近月的選擇權資料，選用10 分鐘為本研究的最小觀察區間。首先要檢視期貨與選擇權市場間資訊流動的形態，利用S&P 500之不同履約價格的選擇權日內資料來建構一個判斷指標，藉以衡量資訊交易者對標的期貨價格走勢的預測行為。其次，以10分鐘為觀察區間，利用所建構的資訊指標分別檢視S&P 500期貨報酬率和買權、賣權與整體選擇權交易的資訊傳遞情形。再以探討期貨選擇權的交易是否能預測未來期貨價格的波動程度。研究結果發現：(1)10分鐘觀察區間的S&P500 期貨市場資訊單向領先其選擇權市場資訊，30 分鐘的觀察區間亦有類似的結果，但長、短落後期之期貨價格資訊對選擇權交易量指標會有不同的影響，而每日的S&P500 期貨價格變動與其選擇權交易量指標已無明顯的資訊傳遞關係。(2)無論以10分鐘、30分鐘或每日為觀察區間，我們所設計的波動性交易策略所顯示的選擇權市場之波動性資訊內涵似乎並不突出，然而S&P 500期貨價格的波動資訊稍領先其選擇權市場的波動交易策略。(3)市場的流動性與資訊的充沛性十分一致，亦是導致S&P 500 期貨市場資訊領先其選擇權市場的主要原因。

陳麗娟 (2003)以台灣加權股價指數與台灣期貨交易所發行之大型台股指數期貨、小型台股指數期貨與選擇權市場所發行的台股指數價內一檔買權、價外一檔買權、價平買權及價內一檔賣權、價外一檔賣權、價平賣權等九個變數之每15分鐘日內交易資料為研究對象。研究期間為2001 年12 月24 日至2002 年12 月31 日，共254 個交易日，故每一變數各有4572 個樣本數。利用自我迴歸 (Auto-regression, AR)的方法消除台灣加權指數現貨報酬的非同步交易效果與台灣股價指數期貨與選擇權各變數報酬的序列相關，最後利用一般化動差估計法 (GMM)來估計所建構的迴歸式將淨化後的替代變數帶入，得到以下結論：(1)期貨

與現貨報酬間有同期的關連性且大型與小型期貨均領先現貨15分鐘。(2)大型及小型期貨均領先選擇權價內一檔買權、價平買權及價外一檔買權15分鐘。而大型與小型期貨與選擇權價內一檔賣權、價平賣權價外一檔賣權市場亦呈現同期關係。(3)現貨與買權市場有同期關係且現貨領先價外一檔及價平買權15分鐘。而價內一檔、價平及價外一檔賣權市場與現貨市場皆呈現強烈的同期關係。(4)兩期貨市場報酬間有同期的關聯性且大型期貨領先小型期貨15分鐘。

李昀薇 (2004)以台灣加權股價指數現貨、期貨、選擇權三市場每5分鐘的日內資料為研究對象，研究期間從2003年7月1日至2003年12月31日，共計6880筆資料。主要目的在探討三市場間動態關聯，以多變量GJR GARCH-M 不對稱門檻相關係數模型將三市場同時納入考量，除分析市場報酬與波動傳導效果外，並同時檢驗風險貼水、價量關係、波動不對稱效果存在與否；此外更納入正負基差變動對三市場報酬、波動及相關性之影響，希冀能完整描述台灣股市及其衍生性商品市場之資訊傳遞之動態過程。再以買賣權隱含波動率差與買賣權隱含波動率平均值為研究對象，透過隱含波動率提供三市場交互動態關聯不同面象之觀察。結果顯示：(1)台指現貨、期貨與選擇權三市場報酬及波動存在顯著相互傳導效果。(2)就跨市場報酬及波動傳導影響程度上，以期貨對其他市場最具影響力。(3)選擇權市場的動能交易者會對來自現貨或期貨市場消息作出正向回饋 (positive feedback)交易行為。(4)正負基差僅對現貨報酬有顯著影響力，說明現貨與期貨線性趨勢偏離過程擴大之際，主要是由現貨市場扮演追隨調整的功能。(5)而固定常數相關係數方面以期貨與選擇權間之同期相關係數最高，且當現貨與期貨間基差絕對值增大時，期貨與選擇權市場相關性更明顯提升。

施義展 (2004)以研究選擇權市場和台指期貨與現貨市場之間價格發現的功能。研究期間為2002年1月2日至2003年9月15日，分別研究全部期間，前一年，後一年價格發現之差異(以年為分界)，是否隨著時間經過而有所不同。利用單根檢定，向量自我迴歸模型，並搭配衝擊反應函數與變異數分解，來檢測三市場間

的領先落後關係，研究實證結果為：(1)就全部研究期間，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。(2)在91年期間發現買權與賣權之間，彼此會相互影響，具有雙向互動的關係，至於92年，賣權主要受到現貨及買權的影響，而現貨又受期貨所影響。(3)從92年期間與91年期間比較，雖然選擇權市場有比較成熟，但還未到扮演價格發現功能的主要角色，可能市場成立的時間還不夠久，所以無法顯現。整體而言，期貨還是比較不受到其他市場的影響，所以在價格發現上居於領先的地位，至於選擇權市場價格發現扮演比較落後的角色，而賣權又落後於買權。

蔡瓊梅 (2005)以S&P 500指數選擇權與其現貨為研究對象。研究期間為1999年8月11日至2004年7月14日，採用兩種資料形態，一是連續系列(continuous series data)的買權和賣權的價平(ATM)隱含波動率資料，另一則是單一系列資料(single series data)的成對具有相同履約價和到期日的買權和賣權資料裡取「最接近價平」選擇權的隱含波動率，且是用內插法所求算出的ATM隱含波動。來探討S&P 500指數選擇權與其現貨之間的價格是否存在領先或落後的關係。利用隱含波動率價差(即買權的隱含波動率減去賣權的隱含波動率)來衡量此一領先和落後關係。實證發現S&P 500指數選擇權市場和其股票市場為一個回饋系統，也就是兩市場互為領先和落後關係。另外，也有考慮非同步收盤時間的影響，發現選擇權收盤價裡所蘊含的資訊，並不會百分之百完全地在隔天股票市場開盤時立即反應出來，而是有一部分資訊是在隔天股票市場開盤後和收盤前才反應。這意謂著選擇權市場的確包含了並非純粹是因為非同步交易資料效果的優勢資訊。

黃鴻元 (2006)以臺灣加權股價指數及期貨交易所發行之股價指數期貨與選擇權買、賣權，在下降趨勢區間及上升趨勢區間，這三個市場之間領先落後關係及價格發現功能。研究期間選取有兩段時間如下：下降趨勢區間為2005年8月18日至2005年8月31，上升趨勢區間為2005年10月28日至2005年11月10日，每分鐘

日內交易資料為研究對象。利用單根檢定檢測選取資料是否為定態數列，搭配使用 Granger 因果檢定模型檢測三個市場之因果關係，向量自我回歸模型(VAR)找尋兩市場間雙向關係，並配合衝擊反應函數與變異數分解，來檢定這三個市場的領先落後關係。研究發現不論在下降趨勢區間或上升趨勢區間，現貨、期貨、選擇權買權及賣權均呈現雙向因果關係；但期貨仍然比較不受其他市場所影響，所以期貨市場領先其他市場，並扮演價格發現的主要角色。相對選擇權市場，不論買權或賣權都受期貨市場影響，所以在價格發現角色上是比較落後。因此，期貨較具有價格發現功能，且領先現貨市場及選擇權市場。

第三章 研究方法

本篇論文的資料為時間序列數據，所以需要先以單根檢定來檢定資料有無單根存在，以確定該數列是否為穩定的時間序列，再以向量自我迴歸模型 (vector auto Regressive model, VAR) 為主要的研究方法，並搭配使用 Granger 因果關係、衝擊波反應分析和變異數分解方法，來探討台股現貨、台指期貨、台指選擇權的買權及賣權四者之間的關係，在大環境的趨勢變動下，可能因交易機制與市場結構的改變，造成它們的價格領先落後產生變動，並去探討因趨勢變動產生的結果前後是否一致。

第一節 Chow 結構性轉變檢定

Chow 結構性轉變點檢定就是檢定樣本中的子樣本 (sub-sample)之間是否有不一樣的性質。迴歸分析中，一般的解釋變數多屬量化變數，而值化資料的影響就需要利用虛擬變數 (Dummy Variable)來分析，所謂的虛擬變數，就是其值只能為 1 或 0 的解釋變數。其檢定方法為，在 AR (p)的時間序列中，變數為 y_t 共有 T 個樣本，而 y_t 在時間點 k 有結構性轉變發生，以下概略介紹檢定方法：

已知轉變點為 k 的前提下，自定一個虛擬變數 D_t 令其值為

$$D_t = \begin{cases} = 0 & \text{if } t = 1, 2, \dots, k - 1 \\ = 1 & \text{if } t = k, k + 1, k + 2, \dots, T \end{cases}$$

然後用全部樣本估計以下的未受限式子，並令其殘差平方和為 SSR_U

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + c_0 D_t + \sum_{i=1}^p c_i D_t y_{t-i}$$

建立虛無假設 $H_0: c_0 = c_1 = \dots = c_p = 0$ 。

並估計以下受限式子，令其殘差平方和為 SSR_R

$$y_t = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i}$$

計算 F 統計量，並以自由度(p+1, T-2p-2)的 F 分配進行聯合檢定

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_U)/(p+1)}{SSR_U/(T-2p-2)} \sim F_{(p+1, T-2p-2)}$$

檢定是否有結構性改變，在顯著水準 α 下， $p - value > \alpha$ ，顯示沒有明顯的結構性改變， $p - value < \alpha$ 則有結構性改變。

第二節 單根檢定 (Unit Root Tests)

利用時間數列模型來做統計分析，首先必須確定變數是否為定態 (stationary)，唯有定態數列所估計出來的結果，才會具有有效性。所謂定態，是指一時間數列資料為隨機過程 (stochastic process)，但此一隨機過程之機率分配不隨時間之改變而改變；反之，則此一時間數列稱之為非定態 (nonstationary) 時間數列。一時間數列若為穩定，意指其變數 X_{t1}, \dots, X_{tn} 具有相同的期望值 μ 與變異數 μ_x^2 ，亦即整個數列存在一均值，他所面臨外來的衝擊反應是短暫的，隨著衝擊的消失，該時間序列也會重回長期均衡；而非定態的時間序列恰好相反，即使衝擊消失，對於時間序列的影響永遠存在，表示該時間序列有長久的記憶特性。

傳統的迴歸模型要求變數的時間序列在各種的統計推論前，應先檢定該數列是否為定態之型態，Gramger and Newbold (1974)發現，對獨立非定態變數進行迴歸分析時，傳統之 t 與 F 檢定會過度拒絕虛無假設，而產生錯誤的統計推論。所以，推論迴歸分析之結果會有很高的 R-squared 值與 t 統計量，但會產生 DW 值偏低及假性迴歸 (Spurious Regression)的問題，最小平方估計值 (Least Square Estimate) 將不具一致性，而產生錯誤的統計推論。

因此，在使用資料進行分析前，必須保證資料具穩定性，而這種檢定就稱為

單根檢定 (Unit Root test)，經由單根檢定，可以確定時間序列的整合級次，藉以判斷其定態與否。若時間序列 X_t 的一階和二階動差隨時間而異，意即有趨勢(trend)的特性，為非定態，必須將其經過 d 次差分方能維持定態，則整合級次變確定為 d ，表示為 $X_t \sim I(d)$ (integrated of order d)；若時間序列 X_t 的一階及二階動差不因時間而改變，則符合定態時間序列的條件，便可確定其整合級次為 0 ，以 $X_t \sim I(0)$ 表示之。

一般而言，單根檢定的方法大致上有兩種：Dickey-Fuller (DF)檢定法之後演變為 Augmented Dickey-Fuller (ADF)檢定法和 Phillips-Perron (P-P)單根檢定。而 ADF 的方法較 DF 為完整，他加入了變數自我相關的問題來對時間序列資料進行單根檢定，但由於 ADF 單根檢定沒有考慮到殘差是否有自我相關及異質變異的問題，這時候就用 P-P 檢定來輔助 ADF，下面就介紹單根檢定較常用的 DF、ADF 及 P-P 檢定方法：

1. Dickey-Fuller (DF)單根檢定

此方法是由 Dickey and Fuller 於 1976 年所提出來的，為單根檢定中最基本的方法。首先利用最小平方法 (OLS)配出三條自我迴歸模式，分別為標準模式、截距模式、截距與時間趨勢模式，各適用於不同性質的時間序列資料，其假設有下列三種基本模式：

(1) 不含截距項與時間趨勢

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

(2) 含截距項

$$\Delta y_t = a_1 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(3) 含截距項與時間趨勢

$$\Delta y_t = a_1 + \gamma y_{t-1} + bt + \varepsilon_t$$

以上三種型式下的虛無假設都相同

$$H_0: \gamma = 0$$

$$H_1: \gamma \neq 0$$

式中 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ， a_1 為截距項， ε_t 為一白噪音過程， t 為時間趨勢。檢定的目的在於確定落後一期的變數 y_{t-1} 係數值 γ 是否為 0，若虛無假設無法被拒絕，及接受 $H_0: \gamma = 0$ 的虛無假設，代表原始的時間序列可能為差分定態 (difference stationary)，衝擊對 y_t 有永久的影響，亦即單根存在必須對數列做一次差分，再進行一次單根檢定，直到拒絕虛無假設為止。相反地，若初次的單根檢定即能拒絕 $H_0: \gamma = 0$ 的虛無假設，即拒絕單根的存在，則代表原始時間序列為定態，不具單根。

2. Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定法

前面介紹的 DF 檢定，是用 OLS 的方法來進行，因此迴歸估計後的殘差項是否符合白噪音的性質，當然會影響到估計出來的迴歸係數性質。特別是當非定態變數不一定為一階自我迴歸 AR(1) 的模型時，原來的 DF 檢定就可能會有問題，為了避免數列在高階自我迴歸 AR(p) 仍利用該單根檢定法而造成誤差項自我相關現象，在原迴歸式右邊加入被解釋變數的落後項 (Δy_{t-i})，以消除殘差項的自我相關，就是之後所發產出的擴充 DF 檢定 Augmented Dickey-Fuller test (ADF)，其模式如下：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_1 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_1 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

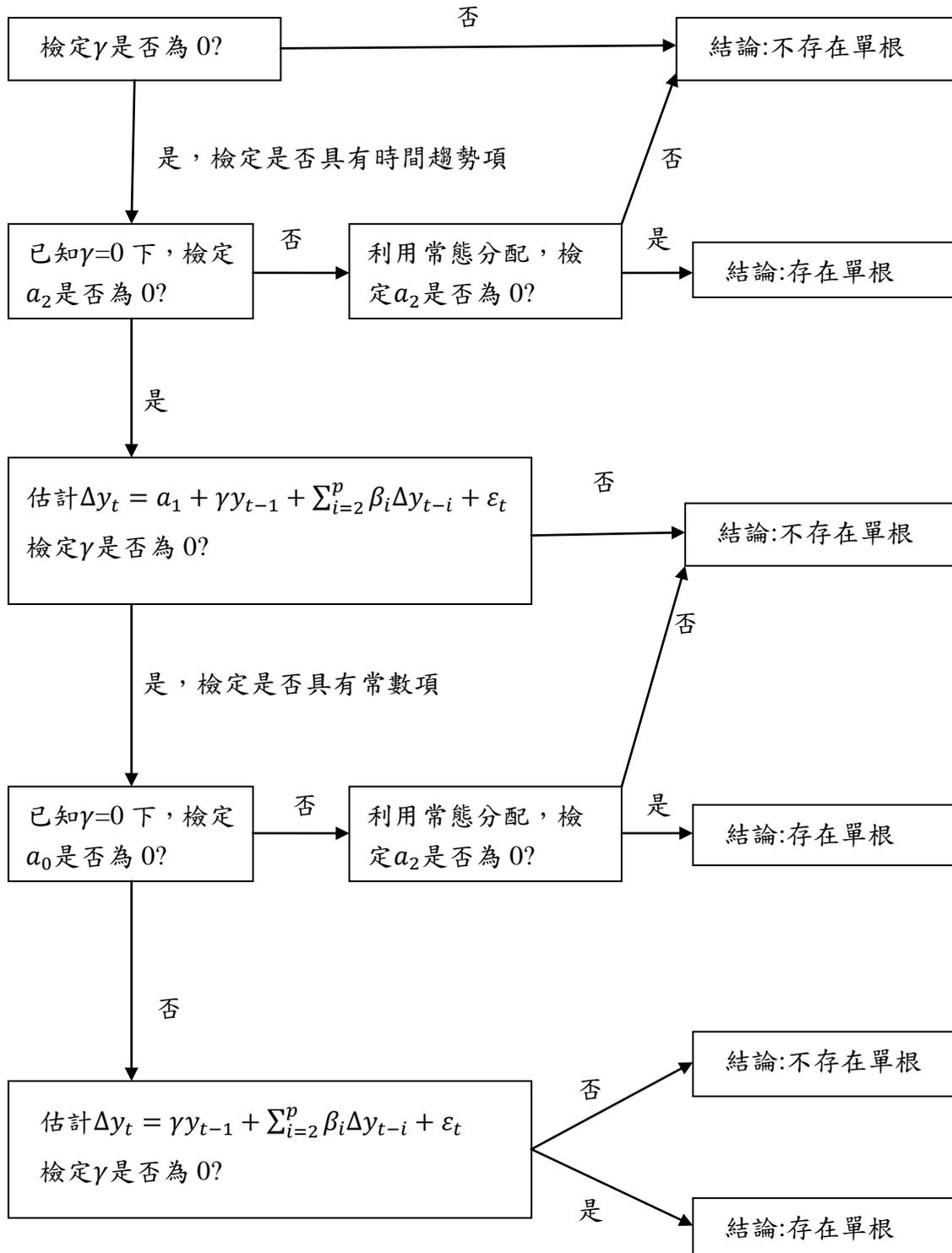
式中 $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ ， α_1 為截距項， ε_t 為一白噪音過程， t 為時間趨勢， p 為遞延其數。ADF 的檢定假設與 DF 相同，皆是對落後一期的變數 y_t 係數進行檢定，若該係數不顯著異於 0，則代表該時間序列具有單根的存在，必須將其差分後再進行單根檢定，直到拒絕虛無假設。上述兩種時間數列檢定法中，ADF 單根檢定較為完整，故本研究採用 ADF test 來進行單根檢定。

3. Phillips-Perron (P-P)單根檢定

前述的 DF 檢定和 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 (P-P)檢定來輔助 ADF。P-P 單根檢定考慮了殘差可能存在自我相關及異質變異，利用無母數方法修正了 ADF 的估計式，並且使其與原來的 ADF 有相同的漸進分配，因此其臨界值亦會相同。因此一般在進行單根檢定時，會同時做 ADF 與 P-P 單根檢定。因此本文以 ADF 檢定法和 P-P 檢定法來檢定時間序列變數是否具有單根存在，若使用的 ADF 檢定法與 P-P 檢定法兩者的單根檢定結果不同時，以較嚴謹的方法判斷，當兩者的檢定結果皆無法拒絕虛無假設時，才決定變數具有單根存在，為一個非定態的時間序列變數。

圖 3.1 單根檢定流程圖

$$\text{估計 } \Delta y_t = a_1 + a_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$



Enders 建議之單根檢定程序

資料來源:Enders (2004, p.213)

第三節 模型最適落後期數選定

時間數列在進行單根檢定時，都必須選定一個最適落後期數來做為估計及檢定，如果最適落後期數選取不當，則會造成估計及檢定誤差的可能。一般選取最適落後其數的判定方法和大家所常用的是 AIC (Akaike Information Criterion) 或者是 SBC (Schwartz Bayesian Criterion, 也被簡寫為 SBIC 或 SC) 其計算方法分別是：

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

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

其中 T 是樣本總數，K 為 VAR 中所有待估參數之數目。ln(T) 為樣本總數取自然對數。ln(SSE) 為 SSE(殘差平方和)取自然對數。

AIC 和 SBC 計算出來的值越小，則代表模型的配適度越佳。不過值得注意的是，為了讓模型有同的比較基準，應該要將不同模型的樣本長度調整相同，在以 AIC 或 SBC 來比較，較能看出模型不同的影響結果，而非樣本數不同所造成的不同影響結果(Enders, 2004, p.69)。不過文獻上指出 AIC 和 SBC 之間，對模型選取的結果，會有以下的差異：

1. 用 SBC 當作選擇模型準則時，會傾向對較精簡(待估參數較少)的模型有利。
2. 用 SBC 當作選擇模型準則時，樣本數越大時表現越好，即有一致性。這表示在樣本資料越大時，SBC 越能選出正確的模型；而同樣的情況下，AIC 會傾向選出落後期較長的模型 (over parameterization) (Ender, 2004, p.70)。
3. 使用不同的樣本總數情況下，用 SBC 當作選擇模型的準則時，判斷的結果不一致的情況，會比用 AIC 時來的嚴重，這是因為 SBC 在模型增加待估參數時的邊際影響，與樣本總數 T 呈現正向關係。

由上可得知，在樣本數較大或較多時，比較適合用 SBC 來選擇，比較容易選

到正確的落後期數，因此本研究以 SBC 最小值來做為最適落後期數。

第四節 向量自我迴歸模型 (Vector Auto Regression model, VAR)

Sims(1980)將向量自我迴歸模型 (Vector Auto Regression model, VAR) 應用再計量經濟學中，此模型把系統中每一個內生變量做為系統中所有內生變量的落後項的函數來建構模型，而將單變量自我迴歸模型推廣到多變量時間序列變量組成的向量自我迴歸模型。本模型不須在多個變量間的因果關係未明確前進行內外生變量的假設，只須直接針對資料本身進行分析，因為所有的變量都是內生變量。VAR 模型常用於預測相互關聯的時間序列系統及分析隨機干擾對系統的動態衝擊。該模型的理論基礎在於在經濟活動的特性經常會表現在資料本身的時間序列上，若直接對資料本身進行分析，便不難得知經濟活動的本質。對於 VAR 模型的所有組成序列，我們為了檢定聯合或單一假設對於係數的統計顯著性，VAR 模型其序列必須為定態時間序列。

一般模型的 VAR，考慮含有 g 個變量， $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{gt}$ ，而此變量的第 t 期的值是由他們的前 p 期的值及誤差所組成：

$$Y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

式中 $Y_t = [Y_{1t} Y_{2t} \dots Y_{nt}]'$ ， $Y_{t-i} = [Y_{1t-i} Y_{2t-i} \dots Y_{nt-i}]'$ ， $i = 1, 2, \dots, p$

$$\text{其中，} A_0 = [a_{10} \ a_{20} \ \dots \ a_{n0}]', \ A_i = \begin{bmatrix} a_{11}^{(i)} & a_{12}^{(i)} & \dots & a_{1n}^{(i)} \\ a_{21}^{(i)} & a_{22}^{(i)} & \dots & a_{2n}^{(i)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1}^{(i)} & a_{n2}^{(i)} & \dots & a_{nn}^{(i)} \end{bmatrix}, \ \varepsilon_t = [\varepsilon_{1t} \ \varepsilon_{2t} \ \dots \ \varepsilon_{nt}]'$$

且 $E(\varepsilon_t) = 0 \ \forall t$ ， $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \begin{cases} \Omega, & s = t \\ 0, & s \neq t \end{cases}$ ， $\Omega = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$ ，其中 Ω 是為正定的變異數

共變異數矩陣，也就是說， ε_t 相互之間可以同期相關，但不與自己的落後其相關，此外，亦不與等式右邊的變量相關。

Sims (1980) 指出 VAR 模型的迴歸係數在分析上不具經濟意義，因此不利用

其係數作為判斷變數間關係的分析工具，而是由 VAR 模型發展出三種重要的分析工具，分別為因果關係檢定 (Causality Test)、衝擊反應分析 (Impulse Response Analysis) 及預測誤差變異數分析 (Forecast Error Variance Decomposition)，作為變數間關係的分析工具。

第五節 Granger 因果關係之定義

Granger (1969) 所定義的因果關係是針對定態 (stationary) 的兩個時間序列模型而言。對於非定態 (non stationary) 的數列來說，Granger 認為其因果關係可能會隨時間的移動而有所不同，無法達到一個均衡的結果。Granger (1969) 對兩數列間的因果關係下了一個簡單的定義：假設有兩個數列 x 與 y ，當對 x 進行預測時，我們利用所有資訊的預測結果比去除 y 資訊所得出的結果來的準確，表示加入 y 資訊對預測 x 是有幫助的，此時定義兩者間的關係為 y 是 x 的因 (y causes x)。反之亦然，倘若兩變數互為彼此的因時(即兩變數互相影響)，則稱此兩變數 x 、 y 有回饋關係 (feedback)，以下則針對 Granger (1969) 所做的定義作一說明：

《定義一》 因果關係 (Causality)

我們稱 Y 影響 X (Y is causing X)，此含意乃指在利用所有資訊下來預測 X ，所得出的結果會比不加入 Y 資訊的情況下來的準確(即預測誤差較小)，表示加入 Y 的資訊下會對 X 有影響，亦表示 Y 為 X 之因。

《定義二》 回饋關係 (Feedback)

X 、 Y 間產生回饋關係，乃指 X 會影響 Y 且 Y 亦會影響 X ，彼此互為因果關係。

《定義三》 即時因果關係 (Instantaneous Causality)

當 Y 會對 X 造成同期之影響，此乃表示加入同期 Y 資訊下，對 X 做預測的結果會相較於不加入該資訊來的準確，因此 X 會受同期的 Y 影響。

Granger 對於因果關係的定義，主要是以變數間預測能力的強弱來決定，亦即當某個變數為解釋變數時的解釋能力最佳，則該變數即為因，被解釋變數為果，假設要研究 X 與 Y 之間的因果關係，則 X_t, Y_t 為兩個穩定之數列，欲檢定此兩數列之因果關係，則考慮下列迴歸式：

$$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{X,t}$$

$$Y_t = \sum_{k=1}^r \gamma_k X_{t-k} + \sum_{l=1}^s \delta_l Y_{t-l} + \varepsilon_{Y,t}$$

其中 $\varepsilon_{X,t}, \varepsilon_{Y,t}$ 為兩個不相關的白噪音數列 (white noise series)， p, q, r, s 為最長期的落後期數。欲檢定 Y 對 X 有 Granger 因果關係，其虛無假設與對立假設如下：

$$H_0: \beta = 0, \quad j = 1, 2, \dots, q$$

$$H_1: \beta_j \neq 0, \quad j = 1, 2, \dots, q$$

若拒絕虛無假設，則表示 Y 過去的訊息對於 X 有顯著的解釋能力；亦即 Y 對 X 有 Granger 因果關係，同理，檢定 $\gamma_k = 0$ ，若拒絕虛無假設，則表示 X 過去的訊息對於 Y 有顯著的解釋能力；亦即 X 對 Y 有 Granger 因果關係，若上述兩項檢定均顯著，則表示 X 與 Y 存在雙向回饋 (feedback) 效果。在此應該注意的是 Granger 因果關係，指的是一個變量的當期和其他變量過去值之間的相關關係，而不是指一個變量的變動會引起另一個變量的變動。

第六節 衝擊反應分析 (Impulse Response Analysis)

VAR 模型的主要目的是預測某一個變數的改變對整個 VAR 系統中所有變數的影響，當分析一個誤差項發生變化或者模型受到某種衝擊時，對系統的動態影響，此種分析方法就是所謂的衝擊反應函數。衝擊反應可以顯示出應變數對每個

變量衝擊的回應，因此對每個方程式中每個變量誤差項給予一單位的衝擊，就可得到在一段期間此衝擊對 VAR 系統的影響，如果此系統是穩定的，此衝擊會逐漸消失。用 VAR(p)模型來推導，首先透過 wold 分解定理 (Wold Decomposition Theorem) 轉換為移動平均 (moving average)，則每個變數即可以當期和各項落後期的隨機衝擊表示之。其轉換過程如下：

$$y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$(I - A_1 \Gamma^1 - A_2 \Gamma^2 - \dots - A_p \Gamma^p) Y_t = A_0 + \varepsilon_t$$

$$Y_t = (I - A_1 \Gamma^1 - A_2 \Gamma^2 - \dots - A_p \Gamma^p)^{-1} A_0 + (I - A_1 \Gamma^1 - A_2 \Gamma^2 - \dots - A_p \Gamma^p)^{-1} \varepsilon_t$$

$$\text{令 } \tau(L) = (I - A_1 \Gamma^1 - A_2 \Gamma^2 - \dots - A_p \Gamma^p)^{-1}$$

$$Y_t = \tau(L) A_0 + \tau(L) \varepsilon_t$$

$$\text{令 } U = \tau(L) A_0, \quad \sum_{i=0}^{\infty} \Pi_i \varepsilon_{t-i} = \tau(L) \varepsilon_t$$

$$Y_t = U + \sum_{i=0}^{\infty} \Pi_i \varepsilon_{t-i}$$

其中 Γ 為 Lag operator， Y_t 為 $P \times 1$ 矩陣， U 為 $P \times 1$ 常數向量， Π_i 為 $P \times P$ 維度之係數矩陣。 ε_{t-i} 可表示為第 $t-i$ 期之非預期衝擊或干擾。所以將 Y_t 對 ε_{t-i} 微分，即可得到落後 $t-i$ 期之衝擊對當期變數的影響，表示如下：

$$\Pi_i = \frac{\partial Y_t}{\partial \varepsilon_{t-i}}。$$

其中 Π_i 為包含 $P \times P$ 個衝擊參數之矩陣。將 Π_1 、 Π_2 、...、 Π_{∞} 所組成的衝擊反應函數，即可探究某一變數之外生衝擊，對所有變數當期或未來之影響過程。

若隨機衝擊項與當期無關，則可求得唯一的預測誤差變異數分解百分比，然

而，方程組間的誤差項可能有某種程度的相關，若假定它們彼此間完全獨立則會產生錯誤，因此必須利用 Sims (1980) 的 Cholesky 過程，正交化 (Orthogonalize) VAR 模型的衝擊，但此一分析結果受到 VAR 模型變數排列順序的影響，不同順序會產生不同的結果，Pesaran and Shin (1998) 建立的共整合 VAR 模型一般化衝擊反應則不需要衝擊的正交化過程，且不受變數排列順序的影響。因此本研究將先判斷變數間有無存在共整合關係，如果沒有共整合關係則採取傳統向量自我迴歸模型來考慮衝擊反應函數；如果變數存在共整合關係，則以 Johansen 共整合檢定，在依據誤差修正模型來考慮其衝擊反應函數。

第七節 預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition)

衝擊波反應函數與變異數分解提供的訊息相當類似，兩者主要的不同是變異數分解給予應變數在受到自身及其他變量衝擊時變動的比量，藉由預測誤差變異數分解，我們可以了解變異數的預測誤差變異數有多少來自本身的衝擊，有多少來自其他變數的衝擊，但預測誤差變異數分解必須在正交變動過程下分解才具意義。將預測誤差的變異數分解成不同衝擊所造成的比例，內生變量的波動有多少比例可被特定衝擊所解釋。

因此利用 VAR 模型對前 s 期的預測誤差為

$$Y_{t+s} - Y_{t+s|t} = \varepsilon_{t+s} + \psi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \psi_2 \varepsilon_{t+s-2} + \cdots + \psi_{s-1} \varepsilon_{t+1}$$

將正交化的隨機衝擊項

$$\varepsilon_t = Au_t = a_1 u_{1t} + a_2 u_{2t} + \cdots + a_n u_{nt} ,$$

式中 a_j 表矩陣 A 的第 j 行帶入前 s 期預測的均方差 (Mean Squared Error)

$$MSE(\hat{Y}_{t+st}) = \sum_{j=1}^n \{Var(u_{jt}) \cdot [a_j a_j' + \Psi_1 a_j a_j' \Psi_1' + \Psi_2 a_j a_j' \Psi_2' + \cdots + \Psi_{s-1} a_j a_j' \Psi_{s-1}']\} \quad (1)$$

故由
$$\text{Var}(u_{jt}) \cdot [a_j a_j' + \Psi_1 a_j a_j' \Psi_1' + \dots + \Psi_{s-1} a_j a_j' \Psi_{s-1}'] \quad (2)$$

可知第 j 個正交隨機衝擊項對前 s 期預測的 MSE 的貢獻，並由(1)與(2)式之比值知其貢獻的比率。其用意在於分析 VAR 體系中，哪些變數的非預期變動之變異，最能影響其他變數之預測變異，經由誤差變異數分解，便能觀察影響個變數的最顯著來源為自身或其他變數。

第四章 實證結果分析

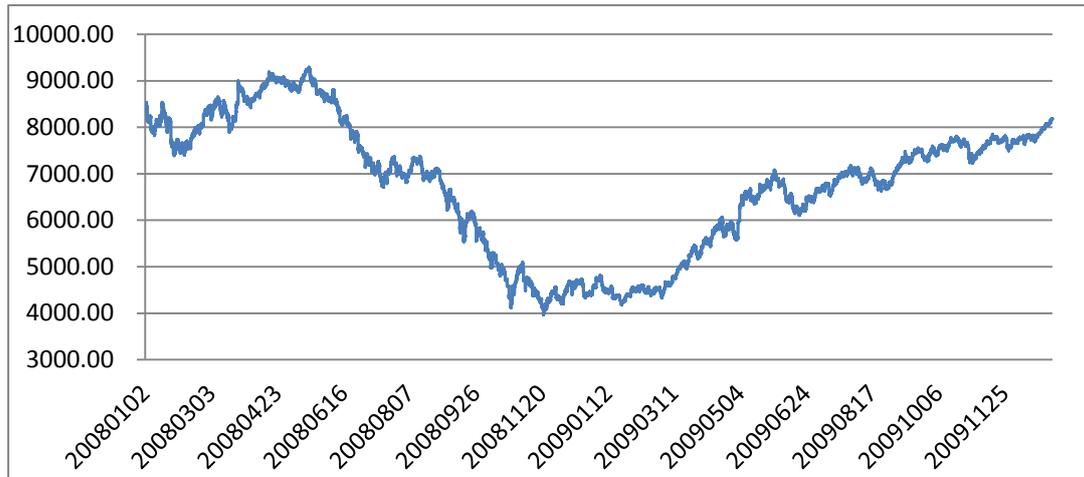
本章主要依據前一章研究方法所設計之實證步驟進行實證分析，並以 Eviews 計量軟體來進行分析。本章節的架構如下：第一節將介紹資料來源與處理方法並簡單描述基本特性與走勢圖，第二至第七節為各種計量的研究結果與分析，先以 Chow 結構轉變檢定法，檢定我們選擇的時間點是否有結構性的改變，再透過單根檢定來判定數列的動態特性，以了解此資料是否為穩定數列，並以 SBC 最小值來選定模型最適的落後期數，再以向量自我迴歸模型 (VAR) 做檢測，更進一步探討變數間的因果關係，以及各市場間相互衝擊反應時的長短期關係，並搭配著預測誤差變異數分解來解釋，以探討金融海嘯前後時期因市場結構的轉變，多空行情的轉換，現貨、期貨與選擇權三個市場的領先落後現象。

第一節 資料來源與基本特性描述

一、研究對象與資料來源

本研究以台灣證券交易所發行之加權股價指數與台灣期貨交易所發行之台股指數期貨與台股指數選擇權為研究的對象，選取的時間為金融海嘯前後時段，從 2008 年 1 月 2 日至 2009 年 12 月 31 日共兩年的資料，並利用現貨股價指數的最低點將資料劃分成兩段不同的趨勢來研究，並以結構性變動來檢定，其中下降趨勢期間為 2008 年 1 月 2 日至 2008 年 11 月 21 日共 220 個交易日，上升趨勢期間為 2008 年 11 月 24 日至 2009 年 12 月 31 日共 279 個交易日。每個階段都採用五分鐘的日內資料，每個市場資料總計都各為 27446 筆資料(為現貨、期貨、買權、賣權四個市場)，充足的交易數量可使得研究結果更精準。台灣加權股價指數資料取自台灣證券交易所網站，台灣加權期貨指數與選擇權指數資料則取自台灣經濟新報期貨與選擇權 Intra-day 光碟資料庫。圖 4.1 為 2008 至 2009 兩年的台股股價指數每五分鐘資料走勢圖。

圖 4.1 台股現貨走勢圖



二、資料的處理

台灣期貨交易所之台股指數期貨與台股指數選擇權的每日交易時段為 08:45 至 13:45，而台灣證券交易所的每日交易時段為 09:00 至 13:30。兩個交易所相差的時間為 30 分鐘，為配合研究方法的使用，本研究刪除期貨交易所提前開盤與延後收盤各為 15 分鐘的資料，使所有資料的交易時間同為 09:00 至 13:30。這樣可避免將期貨與選擇權市場延後收盤時段資料納入研究樣本中，可能使得實證結果傾向於期貨與選擇權市場的內涵資訊，這樣將無法判定此結果是否來自於期貨與選擇權市場反應新訊息速度，亦或因延後收盤時段中產生的新市場資訊，使得期貨與選擇權市場領先現貨市場。Bhattacharya (1987)提到，若將期貨與選擇權市場研後收盤時段的資料納入樣本研究中，將造成實證結果較傾向於期貨與選擇權市場的反應資訊。刪除提前開盤的資料亦表刪除期貨與選擇權市場反應前一天的收盤後訊息或當天開盤前新訊息造成分析上的偏頗。

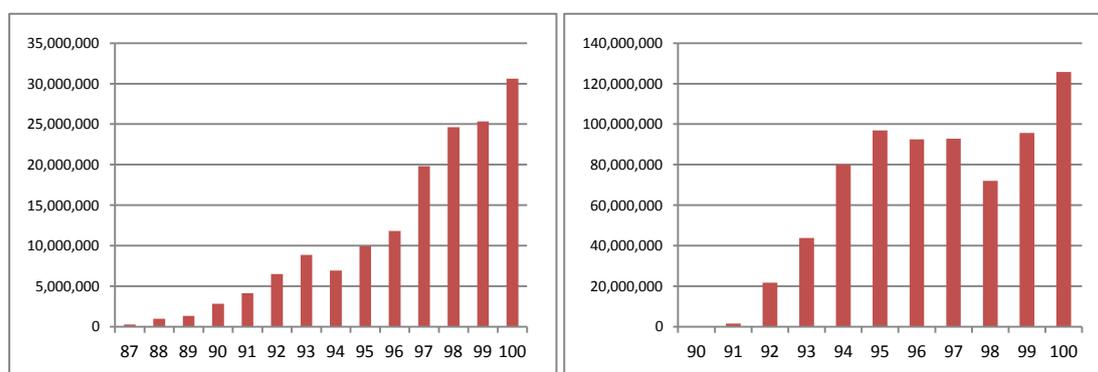
樣本資料以每五分鐘為間隔，選取第五分鐘的資料作加權平均¹，來取得此分鐘的最適價格，若該區間無交易，則取上一區間的加權平均價格為該時段的交易資料。期貨與選擇權每日契約的選取方法，由於台灣股價指數期貨與選擇權市

¹ 採第 5 分鐘 0 至 59 秒有成交的全部資料，用每一筆的成交價格乘以成交數量做加總，之後除以此分鐘的交易量加總，得出此分鐘的最適價格。

場上交易契約不只一種，就交易情況來看通常是近月期契約交易最為熱絡，因此本研究以近月到期的台灣股價指數期貨契約與台灣股價指數選擇權契約為研究對象。此外，由於台灣股價指數選擇權在到期日前幾天，時間價值會流失的特別快而導致價格波動變化太大，而在結算日當天其當月份的權利金會趨近於零，此結果會造成檢測時的異常現象，因此本研究在台灣股價指數選擇權到期前三天，將本月分的樣本契約移轉至次月期的契約，此方法將可避免選擇權價值波動過大或在到期日前當月份的權利金趨近於零的現象。

另外，選擇權契約不僅區分為近遠月不同的契約，在同一個契約時間點上更區分為許多不同履約價格的選擇權，本論文採取交易量最大的契約來研究，所以在資料選取上，每日交易量最大的履約價可能隨之變動。因選取交易量最大的契約可消除交易量不足的問題，也較能反映出市場上多數人的預期，亦即最大成交量契約可反映出最多的訊息；惟交易量最大契約通常處於價外情況。台灣的期貨與選擇權分別在 1998 年及 2001 年才陸續推出並展開交易，有些文章顯示剛開始的時候成交量一直無法放大，而產生一些流動性的問題，使得研究數據不太能反映出實際情況，但隨著台灣金融市場的發展與進步，目前已沒有成交量不足的問題產生。圖 4.2 為台股指數期貨市場與台股指數選擇權市場近年的總成交量圖。

圖 4.2 台股指數期貨、選擇權成交量圖



(a)期貨成交量

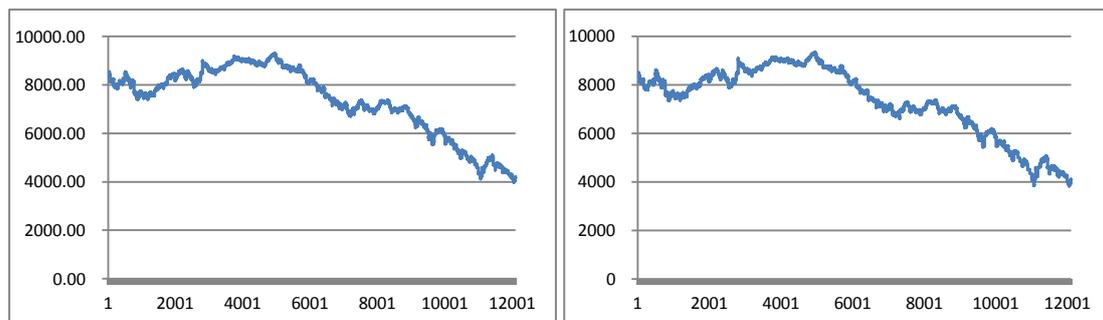
(b)選擇權成交量

三、資料基本特性描述

圖 4.3 為台股指數現貨、期貨及選擇權市場 2008 年 1 月 2 日至 2008 年 11 月 21 日的原始五分鐘資料走勢圖，橫軸為筆數，縱軸為指數。2008 年金融海嘯爆發，由台股現貨與台股期貨顯示全球經濟衰退使得台股股價指數由九千多點迅速下跌至四千底，此段研究期間為股市空頭行情，由圖 4.3 (a)與(b)的走勢，可看出現貨與期貨兩市場走勢幾乎一致，顯示兩市場間密不可分之關係。選擇權市場由圖 4.3 (c)與(d) 可看出買權與賣權兩者的價格波動比較劇烈，也沒有時間趨勢的影響，主要原因是選取成交量最大的履約價格，該履約價的選擇權在結算日前幾天時間價值會快速的下降，使得選擇權價格波動過大。在結算日當天其價格會趨近於零，無法判斷其趨勢。選擇權市場由原始價格無法看出整體市場的趨勢，所以在進行分析前有必要將選擇權市場、現貨市場與期貨市場一起轉換成報酬率形態，使三市場在同一水平下探討領先落後關係。

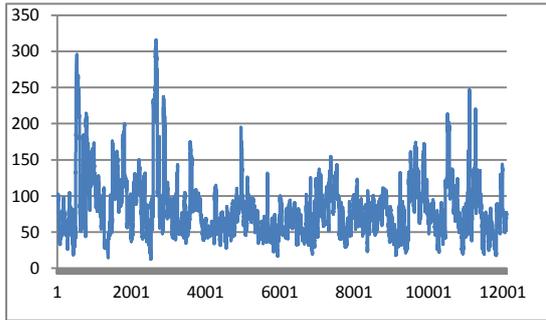
圖 4.4 則為台股指數現貨、期貨及選擇權市場 2008 年 11 月 24 日至 2009 年 12 月 31 日的原始五分鐘資料走勢圖，經過金融海嘯後全球經濟有復甦的現象，台灣現貨股價指數與期貨指數也從谷底三千九百多點攀升至八千多點，股價市場呈現多頭行情而兩市場走勢也呈現一致的情況。選擇權的原始資料與空頭行情時一樣無法看出市場趨勢，故將全部資料一起轉變為報酬率形態再加以分析和探討。

圖 4.3 台股指數現貨、期貨、選擇權原始資料走勢圖(下降區間)

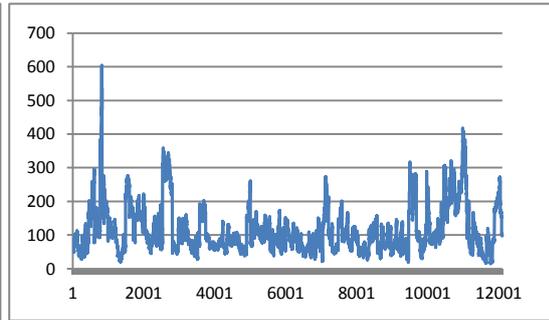


(a)台股指數原始資料走勢圖

(b)台股指數期貨原始資料走勢圖

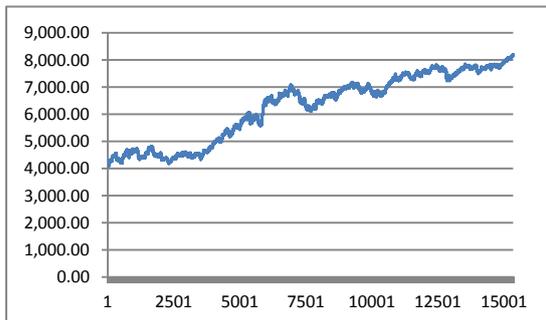


(c) 台股指數選擇權買權原始資料走勢圖

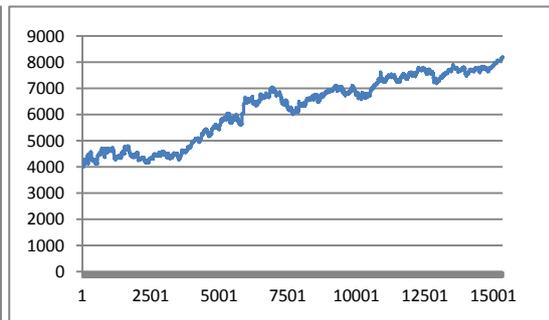


(d) 台股指數選擇權賣權原始資料走勢圖

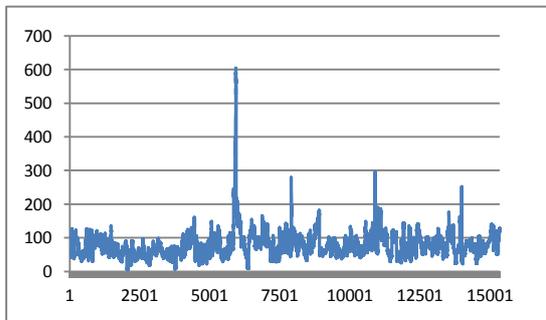
圖 4.4 台股指數現貨、期貨、選擇權原始資料走勢圖(上升區間)



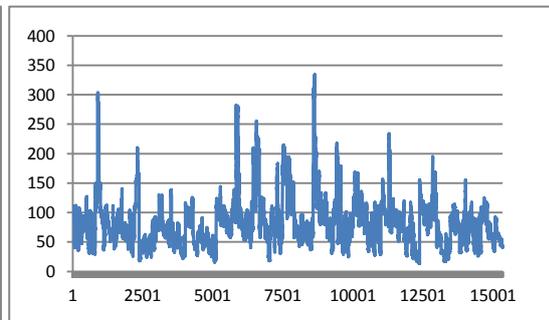
(a) 台股指數原始資料走勢圖



(b) 台股指數期貨原始資料走勢圖



(c) 台股指數選擇權買權原始資料走勢圖



(d) 台股指數選擇權賣權原始資料走勢圖

考慮現貨、期貨資料的定態問題以及選擇權原始資料的數據較不能看出整體市場的趨勢，本文將資料全部的原始數據改為報酬率形態再進行分析。其作法為將市場價格資料取自然對數後，再做一階差分，以求得報酬率。報酬率定義及四個市場報酬如下，圖中橫軸為筆數，縱軸為報酬率。

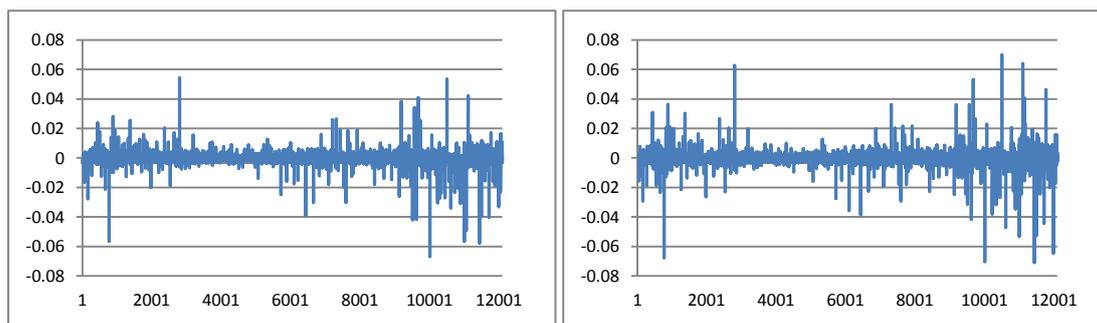
$$R_t^i = (\ln p_t^i - \ln p_{t-1}^i) \times 100$$

其中

R_t^i : 表示*i*市場第*t*期市場報酬率

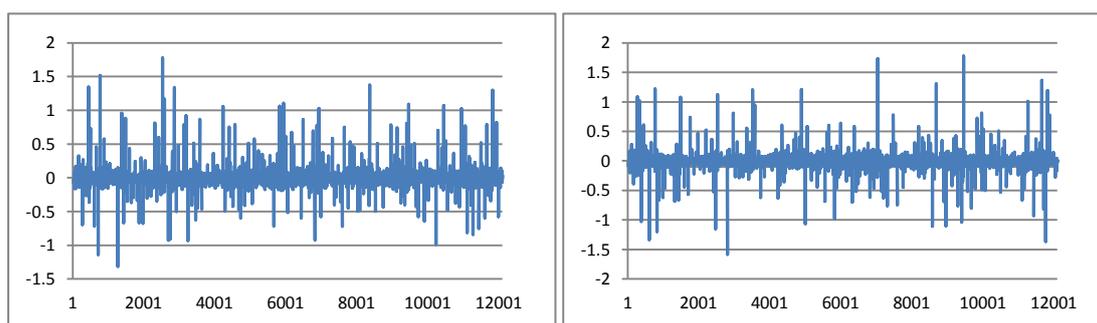
p_t^i : 表示*i*市場第*t*期市場價格

圖 4.5 台股指數現貨、期貨、選擇權報酬率資料走勢圖(下降區間)



(a)台股指數報酬率資料走勢圖

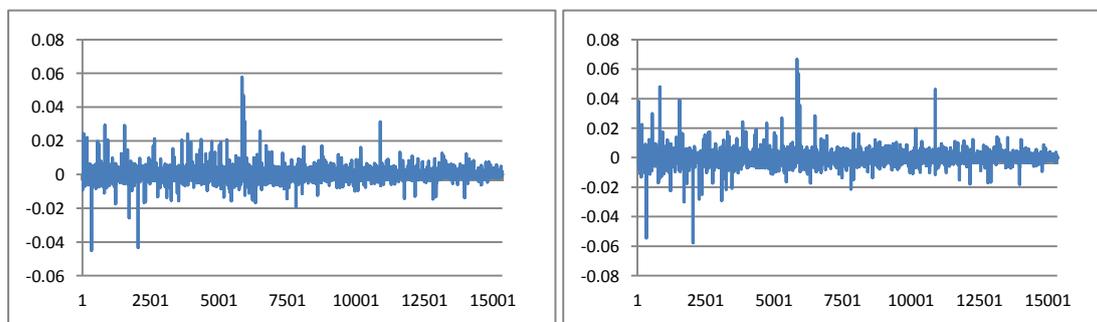
(b)台股指數期貨報酬率資料走勢圖



(c)台股指數選擇權買權報酬率資料走勢圖

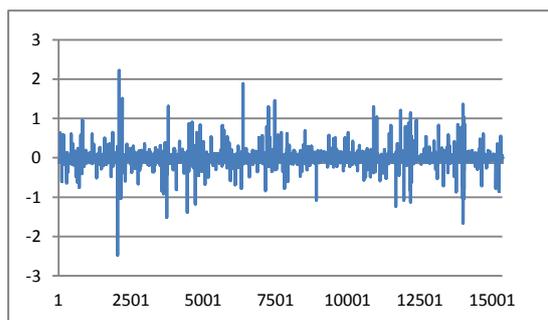
(d)台股指數選擇權賣權報酬率資料走勢圖

圖 4.6 台股指數現貨、期貨、選擇權報酬率資料走勢圖(上升區間)

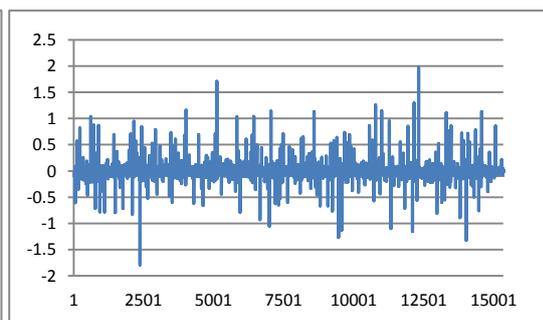


(a)台股指數報酬率資料走勢圖

(b)台股指數期貨報酬率資料走勢圖



(c)台股指數選擇權買權報酬率資料走勢圖



(d)台股指數選擇權賣權報酬率資料走勢圖

第二節 Chow 結構轉變檢定

Chow 的結構轉變檢定可分成兩種來說明，一種是轉變點檢定 (breakpoint test)，另一種則是預測性檢定 (predictive test)。而 Chow 結構轉變檢定最大的問題是必須主觀選擇結構轉變點，因此當不知道資料的轉變點時，可採用 Hansen (2001)所介紹的方法「移動式 Chow 檢定」。由於本研究選取的時間為 2008 至 2009 年金融海嘯前後時期，用現貨的走勢圖可以主觀的選定出轉變點，並以現貨市場的歷年最低點做為劃分，為 2008 年 11 月 21 日在資料總筆數的第 12101 筆，因此在方法上選用 Chow 結構轉變檢定法，以報酬率資料檢測金融海嘯前後是否有結構性的改變，以提高實證結果的可信度。

因此選定結構轉變點後，分別對現貨、期貨、買權、賣權的報酬率做 Chow 結構轉變檢定，得到以下的結果：

表 4-1 結構轉變檢定

	轉變點	F-statistic	Prob.
現貨報酬率	12101	4.0494***	0.0011
期貨報酬率	12101	2.6977**	0.0441
買權報酬率	12101	3.7224***	0.0023
賣權報酬率	12101	4.5388***	0.0004

註：*，**，***：分別為 10%、5%、1%

利用 2008 至 2009 年的現貨、期貨、買權、賣權每五分鐘報酬率資料，分別加入轉變點做 Chow 結構轉變檢定，由表檢定結果可以得知，我們選定的結構轉變點皆有顯著的結構轉變存在。

第三節 單根檢定

使用時間序列資料做分析時，必須先確定此資料是否存在單根，才能避免假性迴歸的問題而產生錯誤的統計推論。我們對所有變數的報酬率資料進行定態測試，本文將以 Dickey and Fuller (1981)與 Phillips and Peron (1988) 所提出的單根檢定法，利用統計軟體 Eviews 進行 ADF 與 P-P 的單根檢定，分別對各變數檢定是否存在單根。

由表 4-2、表 4-3 的 ADF 與 P-P 檢定結果顯示，無論是在景氣復甦或衰退過程中，現貨、期貨與選擇權的報酬率數列在 1% 顯著水準下皆拒絕虛無假設，表示該變數轉換為報酬率形態之後皆呈定態數列無單根的存在，可進一步進行實證分析。

表 4-2 下降趨勢的單根檢定

變數	報酬率資料			
	ADF 檢定		P-P 檢定	
	ADF 統計值	臨界值	P-P 統計值	臨界值
現貨	-80.957	-3.4307	-104.68	-3.4307
期貨	-111.78	-3.4307	-111.81	-3.4307
買權	-111.85	-3.4307	-112.31	-3.4307
賣權	-109.30	-3.4307	-110.20	-3.4307

註:臨界值建立在 1% 的顯著水準下

表 4-3 上升趨勢的單根檢定

變數	報酬率資料			
	ADF 檢定		P-P 檢定	
	ADF 統計值	臨界值	P-P 統計值	臨界值
現貨	-92.210	-3.4306	-122.26	-3.4306
期貨	-126.53	-3.4306	-126.51	-3.4306
買權	-42.632	-3.4306	-137.44	-3.4306
賣權	-124.54	-3.4306	-124.89	-3.4306

註:臨界值建立在 1% 的顯著水準下

第四節 VAR 模型最適落後期數的選定

由上面的報酬率資料進行單根檢定，得到資料形態呈現定態序列的結論。不過，在進行下一步 VAR 模型分析前，應先選定最適落後期數。在計量分析上較常使用為 SBC 準則和 AIC 準則，皆用來決定最適落後期數。一般來說，在模式選取準則上，根據樣本數越大時表現越好及待估參數精簡的原則下，以 SBC 準則較 AIC 準則來的嚴格，因此當 AIC 準則與 SBC 準則相抵觸時，則以 SBC 準則為優先考量，因用 SBC 當作選擇模型準則時，樣本數越大時表現越好，即有一致性。

表 4-4 中分別以 AIC 與 SBC 準則的最小值為最適落後期數，其中 AIC 最小值為-22.9148 選定在第五期、SBC 值最小為-22.8735 選定在第三期，而當 SBC 與 AIC 所選取的期數不一樣時，以 SBC 為主要考量，因此選取出第三期作為下降區間的最適落後期數。

表 4-4 下降趨勢中 VAR 模型的適落後期數檢定 (VAR lag order selection criteria)

lag	AIC (Akaike Information Criterion)	SBC (Schwarz Criterion)
0	-21.6887	-21.6862
1	-22.8034	-22.7911
2	-22.8760	-22.8540
3	-22.9053	-22.8735*
4	-22.9138	-22.8721
5	-22.9148*	-22.8633
6	-22.9141	-22.8529
7	-22.9126	-22.8416
8	-22.9107	-22.8299

註：*表最小值

表 4-5 也分別以 AIC 與 SBC 準則的最小值為最適落後期數，其中 AIC 最小值為-23.9397 選第在第九期、SBC 值最小為-23.9005 選定在第四期，而當 SBC 與 AIC 所選取的期數不一樣時，仍然以 SBC 為主要考量，因此選取出第四期作為上升區間的最適落後期數。

表 4-5 上升趨勢中 VAR 模型的適落後期數檢定 (VAR lag order selection criteria)

lag	AIC (Akaike Information Criterion)	SBC (Schwarz Criterion)
0	-23.0360	-23.0341
1	-23.8153	-23.8053
2	-23.8925	-23.8745
3	-23.9231	-23.8972
4	-23.9343	-23.9005*
5	-23.9357	-23.8938
6	-23.9349	-23.8851
7	-23.9360	-23.8782
8	-23.9383	-23.8725
9	-23.9397*	-23.8660

註：*表最小值

第五節 向量自我迴歸模型 (Vector Auto Regression model, VAR)

下降趨勢區間中，我們直接進行 VAR 模型估計，來探討現貨、期貨、買權、賣權報酬率四個變數間的動態關係，至於模型的最適落後期數，我們依 SBC 準則結果選定為第三期。如表 4-6，在顯著水準 1% 及 5% 的情況下其 VAR 結果顯示：

現貨報酬率與自己本身過去第 1、2 及 3 期為負相關，與期貨報酬率過去第 1、2 及 3 期為正相關。現貨報酬率與買權報酬率過去第 1、2 及 3 期為負相關，而與賣權報酬率過去第 1、2 及 3 期則為正相關。由表 4-6 發現顯著影響的如下：現貨報酬率受本身自己、期貨、買權和賣權報酬率落後第 1、2 及 3 期變動的影響，表示過去的現貨、期貨、買權及賣權走勢變動可以預測未來現貨的變動。

期貨報酬率與現貨報酬率過去第 1、2 及 3 期為負相關，與自己過去第 1 期為正相關，過去第 2 及 3 期為負相關。期貨報酬率與買權報酬率過去第 1 及 3 期為正相關，與過去第 2 期為負相關，而與賣權報酬率過去第 1 及 2 期為負相關，與過去第 3 期為正相關。由表 4-6 可看出顯著影響期貨報酬率的為落後第一期的現貨報酬率，較不受到其他市場影響，所以期貨在四者相較下較具有價格領先的功能。

買權報酬率與現貨報酬率過去第 1、2 及 3 期為負相關，與期貨報酬率過去第 1 期為負相關，卻與過去第 2 及 3 期為正相關。買權報酬率與自己本身過去第 1、2 及 3 期皆為負相關，而與賣權報酬率過去第 1 期為正相關，與過去第 2 及 3 期則為負相關。由表 4-6 可看出顯著影響買權報酬率的為現貨落後第 1 期及自己本身落後第 2 期之報酬率的影響，表示過去的現貨與買權走勢變動可以預測未來買權的變動。

賣權報酬率與現貨報酬率過去第1及2期為正相關，與過去第3期為負相關，與期貨報酬率過去第1、2及3期為負相關。賣權報酬率與買權報酬率過去第1期為負相關，與過去第2及3期為正相關。賣權報酬率與自己本身過去第1期為正相關，與過去第2及3期為負相關。由表4-6可看出顯著影響賣權報酬率的為現貨報酬率落後第1及2期的影響、也受期貨報酬率落後第2及3期的影響，與買權報酬率落後第1期的影響，此結果表示過去現貨、期貨與買權的走勢變動可以預測未來賣權的變動。

(落後1期為落後5分鐘，落後2期為落後10分鐘，以此類推)

表 4-6 下降趨勢的 VAR 模型實證結果

下降趨勢的報酬率				
	現貨報酬率	期貨報酬率	買權報酬率	賣權報酬率
現貨報酬率(-1)	-0.33401 [-34.1270]***	-0.04004 [-2.01550]**	-1.39572 [-2.77876]***	1.88234 [3.86222]***
現貨報酬率(-2)	-0.22458 [-22.8789]***	-0.03384 [-1.69807]*	-0.87655 [-1.74001]*	1.348744 [2.75926]***
現貨報酬率(-3)	-0.04014 [-7.29387]***	-0.0128 [-1.14558]	-0.47083 [-1.66731]*	-0.00067 [-0.00245]
期貨報酬率(-1)	0.756444 [144.363]***	-0.01469 [-1.38080]	-0.39685 [-1.47577]	-0.04177 [-0.16008]
期貨報酬率(-2)	0.286162 [31.6173]***	0.032693 [1.77944]*	0.871231 [1.87569]*	-1.73771 [-3.85559]***
期貨報酬率(-3)	0.160925 [18.0786]***	0.021007 [1.16260]	0.557289 [1.21993]	-1.04199 [-2.35076]**
買權報酬率(-1)	-0.00286 [-14.9850]***	0.00057 [1.46969]	-0.00655 [-0.66833]	-0.02493 [-2.62192]***
買權報酬率(-2)	-0.00196 [-10.1581]***	-0.00029 [-0.72581]	-0.01994 [-2.01059]**	0.014508 [1.50744]
買權報酬率(-3)	-0.00091 [-4.70375]***	0.00009 [0.23798]	-0.01733 [-1.75099]*	0.011335 [1.18003]
賣權報酬率(-1)	0.001445 [7.10226]***	-0.00003 [-0.06662]	-0.00409 [-0.39144]	0.010099 [0.99698]
賣權報酬率(-2)	0.00094 [4.60719]***	-0.00003 [-0.06543]	0.012654 [1.20902]	-0.01877 [-1.84794]*
賣權報酬率(-3)	0.000831 [4.07974]***	0.000321 [0.77599]	0.018263 [1.74805]*	-0.00959 [-0.94604]
截距項	-0.00002 [-1.35105]	-0.00006 [-1.96626]**	-0.00012 [-0.14749]	-0.00005 [0.06572]

註：第一欄表係數，括號內[]表 T 值。*，**，***：分別為 10%、5%與 1%顯著水準

在上升趨勢期間，我們依 SBC 準則結果選定為落後四期。如表 4-7，在顯著水準 5%的情況下其 VAR 結果顯示：

現貨報酬率與自己本身過去第 1、2、3 及 4 期為負相關，與期貨報酬率過去第 1、2、3 及 4 期為正相關。現貨報酬率與買權報酬率過去第 1、2、3 及 4 期為負相關，與賣權報酬率過去第 1、2、3 及 4 期則都是正相關。由表 4-7 也可看出

顯著影響現貨報酬率的為本身自己和期貨、買權及賣權報酬率落後第 1、2、3 及 4 期變動的影響，表示過去的現貨、期貨、買權及賣權走勢變動可以預測未來現貨的變動。

期貨報酬率與現貨報酬率過去第 1、2、3 及 4 期為負相關，與自己本身過去第 1 期為負相關，與過去第 2、3 及 4 為負相關。期貨報酬率與買權報酬率過去第 1、2 及 4 為負相關，與過去第 3 期則為正相關，而與賣權報酬率過去第 1 及 3 期為負相關，與過去第 2 及 4 期為正相關。由表 4-7 也可看出顯著影響期貨報酬率的為賣權報酬率落後第 4 期變動的影響，受其他的影響皆較不顯著，可得知期貨相較其他四者較具有價格發現的功能。

買權報酬率與現貨報酬率過去第 1、2 及 4 期為負相關，與過去第 3 期為正相關，與期貨報酬率過去第 1、2 及 3 期為正相關，與過去第 4 期為負相關。買權報酬率與自己本身過去第 1、2 及 3 期為負相關，與過去第 4 期為正相關，與賣權報酬率過去第 1 期為負相關，與過去第 2、3 及 4 期為正相關。由表 4-7 也可看出顯著影響買權報酬率的為落後第 1 期的現貨報酬率，與落後第 1 期的期貨報酬率還有落後第 1 及 2 期的賣權報酬率，且受自己本身落後第 1、3 及 4 期的報酬率影響，表示過去現貨、期貨、買權及賣權的走勢變動可以預測未來買權的變動走勢。

賣權報酬率與現貨報酬率過去第 1、2、3 及 4 期為正相關，與期貨報酬率過去第 1、2、3 及 4 期為負相關。賣權報酬率與買權報酬率過去第 1 期為正相關，過去第 2、3 及 4 期為負相關，而與本身自己過去第 1 及 3 期為正相關，過去第 2 及 4 期為負相關。由表 4-7 也可看出顯著影響賣權報酬率的為落後第 1 期的現貨報酬率，落後第 2 期的期貨報酬率及落後第 2 期的本身報酬率。表示過去現貨、期貨、賣權的走勢變動可以預測未來賣權的變動走勢。

表 4-7 上升趨勢的 VAR 模型實證結果

上升趨勢的報酬率				
	現貨報酬率	期貨報酬率	買權報酬率	賣權報酬率
現貨報酬率(-1)	-0.45041 [-49.6083] ***	-0.02172 [-1.42586]	-1.40533 [-2.51042] **	1.611376 [3.30787] ***
現貨報酬率(-2)	-0.28424 [-29.1973] ***	-0.00036 [-0.02210]	-0.16121 [-0.26858]	0.417318 [0.79896]
現貨報酬率(-3)	-0.14794 [-15.5541] ***	-0.00965 [-0.60503]	0.156555 [0.26696]	0.64772 [1.26925]
現貨報酬率(-4)	-0.02767 [-4.46665] ***	-0.00114 [-0.10971]	-0.02653 [-0.06945]	0.273754 [0.82359]
期貨報酬率(-1)	0.711055 [120.066] ***	-0.01482 [-1.49163]	1.017803 [2.78740] ***	-0.18088 [-0.56925]
期貨報酬率(-2)	0.324727 [37.1405] ***	0.019432 [1.32480]	0.901277 [1.67189]*	-1.05976 [-2.25911] **
期貨報酬率(-3)	0.194207 [21.5637] ***	0.001605 [0.10626]	0.137893 [0.24832]	-0.24038 [-0.49746]
期貨報酬率(-4)	0.098386 [11.7031] ***	0.000322 [0.02283]	-0.71382 [-1.37714]	-0.08934 [-0.19806]
買權報酬率(-1)	-0.00056 [-3.69599] ***	-0.00013 [-0.51835]	-0.11356 [-12.2632] ***	0.00147 [0.18237]
買權報酬率(-2)	-0.00017 [-1.10583]	-0.00001 [-0.05242]	-0.01165 [-1.25152]	-0.00128 [-0.15757]
買權報酬率(-3)	-0.00024 [-1.61111]	0.00009 [0.37061]	-0.03712 [-3.98771] ***	-0.00411 [-0.50707]
買權報酬率(-4)	-0.00034 [-2.26379] **	-0.00019 [-0.74832]	0.032096 [3.47011] ***	-0.00152 [-0.18881]
賣權報酬率(-1)	0.001117 [6.70181] ***	-0.00016 [-0.58152]	-0.03322 [-3.23094] ***	0.001538 [0.17192]
賣權報酬率(-2)	0.001356 [8.11290] ***	0.000448 [1.59757]	0.021559 [2.09208] **	-0.01794 [-2.00086] **
賣權報酬率(-3)	0.0001 [0.59909]	-0.00012 [-0.43260]	0.003234 [0.31316]	0.004738 [0.52718]
賣權報酬率(-4)	0.000768 [4.59231] ***	0.000576 [2.05320] **	0.011919 [1.15589]	-0.01191 [-1.32752]
截距項	0.00002 [1.95224]*	0.00005 [2.26430] *	0.00005 [0.06802]	-0.00012 [-0.17403]

註：第一欄表係數，括號內[]表 T 值。*，**，***：分別為 10%、5%與 1%顯著水準

第六節 Granger 之因果關係檢定

在下降趨勢中，選定落後期數為 3 期的現貨、期貨、買權、賣權進行 Granger 因果關係檢定，檢定結果如表 4-8：

期貨報酬率與現貨報酬率之間的關係為期貨單向影響現貨，造成的原因可能為本文所使用的資料是報酬率形態，與評價理論所使用的價格會有所差異，再者使用的數據為第五分鐘的加權平均資料以選定最適價格可能與理論價格有所差異而產生單向影響關係，同時由前面的分析可知期貨市場比較具有價格發現的功能；買權報酬率與現貨報酬率為雙向的因果關係，賣權報酬率與現貨報酬率為賣權單向影響現貨，買權報酬率與期貨報酬率為期貨單向影響買權，賣權與期貨均不互相影響，賣權報酬率與買權報酬率為賣權單向影響買權，造成選擇權較不顯著的原因為本文所選取的資料為成交量最大的契約，雖然可以消除交易量不足的問題，但成交量最大契約通常處於價外，相對而言，較不具履約價值，因此產生此差異。

表 4-8 下降趨勢的 Granger 因果關係檢定

虛無假設	F 值	P 值
期貨 does not Granger Cause 現貨	7470.56	0.0000***
現貨 does not Granger Cause 期貨	1.72043	0.1604
買權 does not Granger Cause 現貨	74.4879	1.00E-47***
現貨 does not Granger Cause 買權	4.08997	0.0065***
賣權 does not Granger Cause 現貨	300.878	2.0E-188***
現貨 does not Granger Cause 賣權	1.00326	0.3902
買權 does not Granger Cause 期貨	0.68484	0.5612
期貨 does not Granger Cause 買權	2.90013	0.0336**
賣權 does not Granger Cause 期貨	0.11861	0.9492
期貨 does not Granger Cause 賣權	0.09904	0.9606
賣權 does not Granger Cause 買權	2.3914	0.0666*
買權 does not Granger Cause 賣權	1.56082	0.1966

註：*：10%顯著水準，**：5%顯著水準，***：1%顯著水準

在上升趨勢中，選定落後期數為 4 期的現貨、期貨、買權、賣權 Granger 因果關係檢定，檢定結果如表 4-9：

期貨報酬率與現貨報酬率的關係和下降趨勢時期一樣，為期貨單向影響現貨。而比起下降趨勢時期，買權報酬率與現貨報酬率變為買權單向影響現貨，賣權報酬率與現貨報酬率也變為雙向的因果關係，買權報酬率與期貨報酬率一樣為期貨單向影響買權，賣權報酬率與期貨報酬率則不相互影響，賣權報酬率與買權報酬率一樣為賣權單向影響買權。

表 4-9 上升趨勢的 Granger 因果關係檢定

虛無假設	F 值	P 值
期貨 does not Granger Cause 現貨	4111.03	0.0000***
現貨 does not Granger Cause 期貨	0.5002	0.7356
買權 does not Granger Cause 現貨	248.125	7.0E-207***
現貨 does not Granger Cause 買權	0.68755	0.6005
賣權 does not Granger Cause 現貨	117.007	2.00E-98***
現貨 does not Granger Cause 賣權	2.1054	0.0774*
買權 does not Granger Cause 期貨	0.48515	0.7467
期貨 does not Granger Cause 買權	3.43608	0.0082***
賣權 does not Granger Cause 期貨	1.87064	0.1125
期貨 does not Granger Cause 賣權	0.52424	0.7179
賣權 does not Granger Cause 買權	4.98381	0.0005***
買權 does not Granger Cause 賣權	0.18067	0.9485

註：*：10%顯著水準，**：5%顯著水準，***：1%顯著水準

第七節 衝擊反應分析

本文進一步分析當模型受到某種衝擊(內生變量)時，對系統當期與未來期數的動態影響過程，並且可以看出內生變數之間的相互影響為正向、負向、跳動性、持續性或是恆定狀態，我們將衝擊反應函數以圖形的方式表示，其中 SPR 為現貨報酬率，FPR 為期貨報酬率，CPR 為買權報酬率，PPR 為賣權報酬率。在下降趨勢的結果如下：

圖 4.7a 現貨報酬率主要受到期貨報酬率之第 2 期衝擊影響最大，為 0.0024 單位效果，但在第 3 期之衝擊力就大概反應完畢，之後短期有負值變動但變動幅度不大，此外，長期累積是正向效果。其次是受自身過去第 1 期的衝擊影響為 0.0017 單位效果，但在第 2 期衝擊力就大約反應完畢，短期有震盪波動但波動幅度不大，長期累積是正向效果。至於買權報酬率與賣權報酬率對於現貨報酬率的影響力道較為薄弱，皆在第 2 期就反應完畢，買權長期累積是負向效果，賣權長期累積是正向效果。

圖 4.7b 期貨報酬率主要受到本身過去第 1 期的衝擊影響最大為 0.0033 單位效果，而在第 1 期衝擊力就反應完畢，至於長期累積為正向效果。其次受現貨報酬率過去第 1 期的衝擊影響為 0.0011 單位效果，一樣在第 1 期衝擊力就反應完畢，長期累積為正向效果。至於買權報酬率與賣權報酬率所造成的衝擊，並沒有太大的影響，同時皆在第 1 期就反應完畢。

圖 4.7c 買權報酬率主要受到本身過去第 1 期的衝擊影響最大，為 0.0823 單位效果，但在第 2 期衝擊力就大幅衰退，約在第 5 期反應完畢，之後短期有震盪波動但幅度不大，長期累積為正向效果。受現貨報酬率與期貨報酬率過去第 1 期的影響就較為薄弱，分別為 0.0252 與 0.0211 單位效果，兩者在第 2 期衝擊力就大幅衰退，現貨在第 4 期就反應完畢，期貨在第 6 期才反應完畢，長期累積都為正向效果。至於賣權報酬率對於買權報酬率的衝擊大較小，且約在第 5 期才反應完畢。

圖 4.7d 賣權報酬率主要受到本身過去第 1 期的衝擊影響最大為 0.0772 單位效果，但在第 2 其衝擊力就大幅衰退，約在第 4 期反應完畢，長期累積為正向效果。而受現貨報酬率與期貨報酬率的影響就較為薄弱，分別為(-0.0221)與(-0.0305)單位效果，之後小波動的震盪，兩者約在第 6 期反應完畢，長期累積皆為負向效果。至於買權報酬率對於賣權報酬率的衝擊影響較小，且約在第 4 期反應完畢。

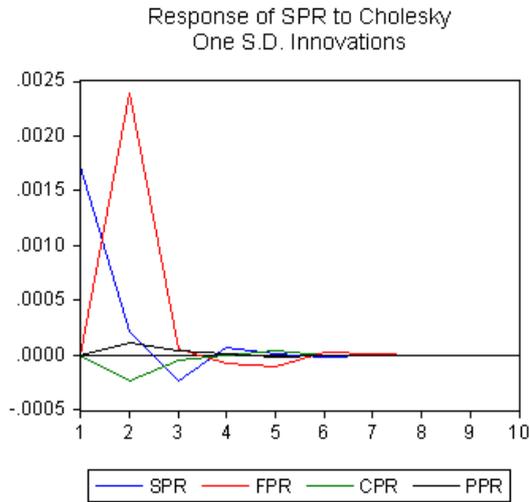


圖 4.7a 下降趨勢的現貨衝擊反應分析

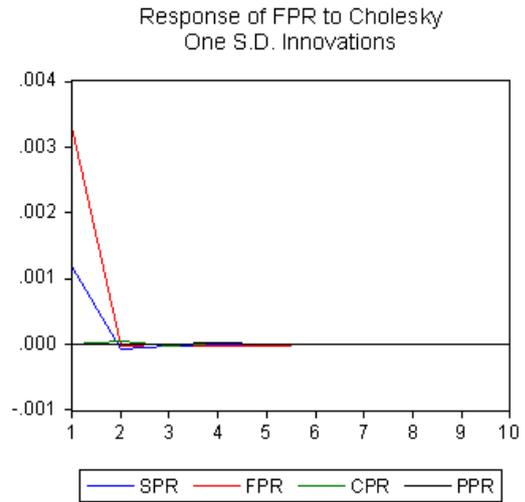


圖 4.7b 下降趨勢的期貨衝擊反應分析

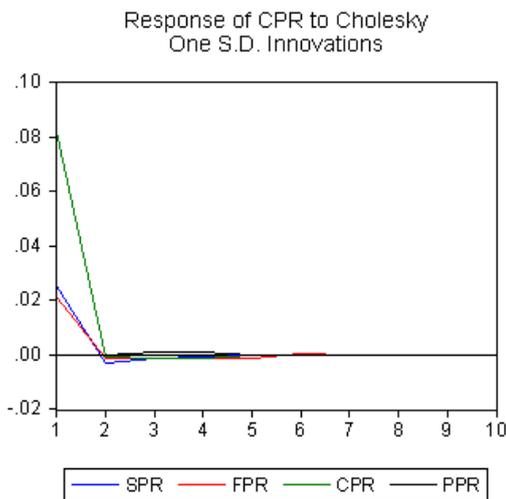


圖 4.7c 下降趨勢的買權衝擊反應分析

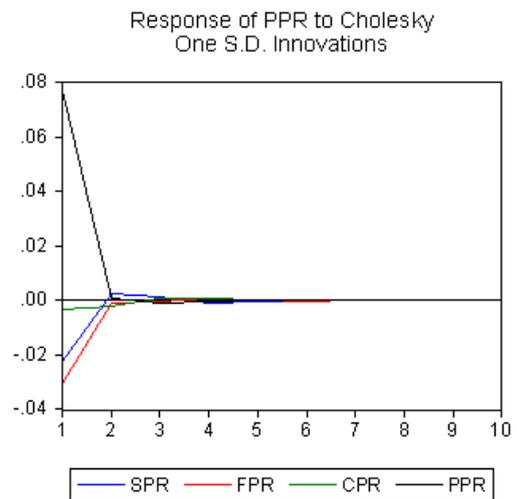


圖 4.7d 下降趨勢的賣權衝擊反應分析

圖 4.8 為上升趨勢期間，對現貨、期貨、買權、賣權之衝擊反應分析，結果如下：

圖 4.8a 現貨報酬率主要受到本身過去第 1 期的衝擊影響，為 0.0015 單位效果，而在第 2 期的衝擊力就大幅衰退，約在第 3 期反應完畢，長期累積為正向效果。同時亦受到期貨報酬率第 2 期的衝擊影響，為 0.0015 單位效果，此衝擊力大約在第 2 期就反應完畢，之後短期內有負值的變動但幅度不大，長期累積為正

向效果。受到買權報酬率與賣權報酬率的衝擊影響較為薄弱，兩者皆在第 1 期就反應完畢，買權長期累積為負向效果，賣權長期累積為正向效果。

圖 4.8b 期貨報酬率主要受到本身過去第 1 期的衝擊影響最大，為 0.0023 單位效果，而在第 2 期衝擊力就反應完畢，長期累積效果為正向。其次是受到現貨報酬率落後第 1 期的衝擊為 0.0011 單位效果，也在第 1 期反應完畢，長期累積為正向效果。至於買權報酬率與賣權報酬率對於期貨則沒有造成太大的衝擊影響，兩者皆在第 1 期就大約反應完畢。

圖 4.8c 買權報酬率主要受到本身過去第 1 期的衝擊影響最大，為 0.0838 單位效果，但在第 2 期衝擊力即大幅衰退，之後短期內呈現上下震盪波動但幅度不大，約在第 6 期反應完畢，長期累積為正向效果。受現貨報酬率與期貨報酬率的衝擊就較為薄弱，分別為 0.0260 與 0.0341 單位效果，兩者也在第 2 期衝擊力就大幅衰退，之後的變動都是小幅度上下波動，現貨衝擊約在第 6 期反應完畢，期貨衝擊約在第 5 期反應完畢，至於長期累積皆為正向效果。而賣權報酬率對於買權所造成的衝擊更幾乎在零值附近上下震盪，而衝擊反應大約在第 3 期之後就反應完畢。

圖 4.8d 賣權報酬率主要受到本身過去第 1 期的衝擊影響最大，為 0.0740 單位效果，但在第 2 期衝擊力就大幅衰退，大約在第 5 期反應完畢，長期累積為正向效果。而受現貨報酬率、期貨報酬率與買權報酬率的衝擊就較為薄弱，三者分別為 (-0.0228)、(-0.0221)與(-0.0153)的單位效果，三者衝擊力皆在第 2 期就大幅上升趨近於零，之後在短期內皆呈現小幅的上下波動，至於現貨報酬率的衝擊約在第 5 期就反應完畢，期貨報酬率的衝擊約在第 6 期就反應完畢，買權報酬率的衝擊則約在第 4 期就反應完畢，長期累積皆為負向效果。

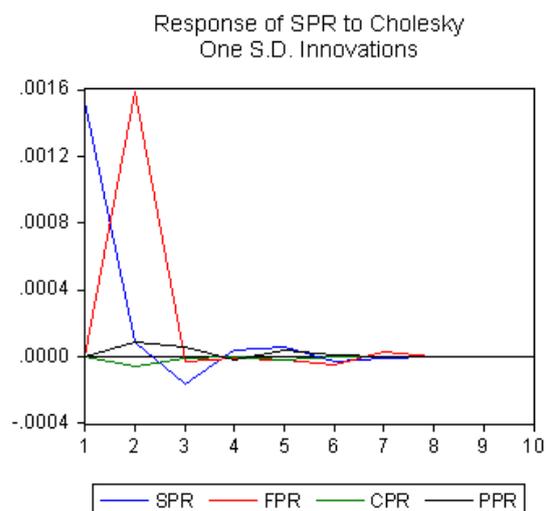


圖 4.8a 上升趨勢的現貨衝擊反應分析

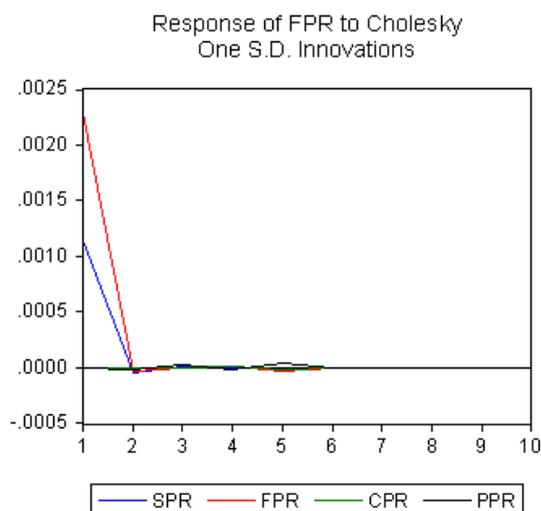


圖 4.8b 上升趨勢的期貨衝擊反應分析

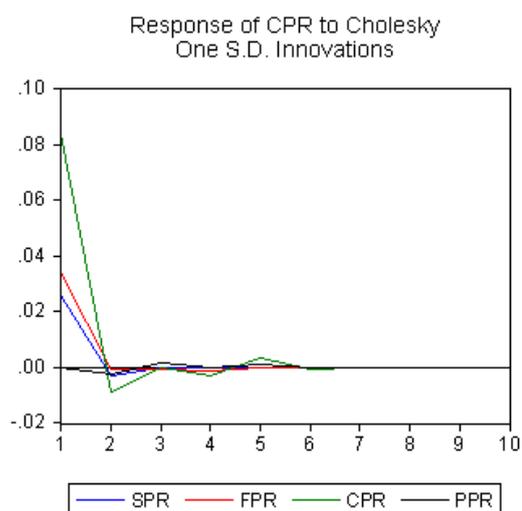


圖 4.8c 上升趨勢的買權衝擊反應分析

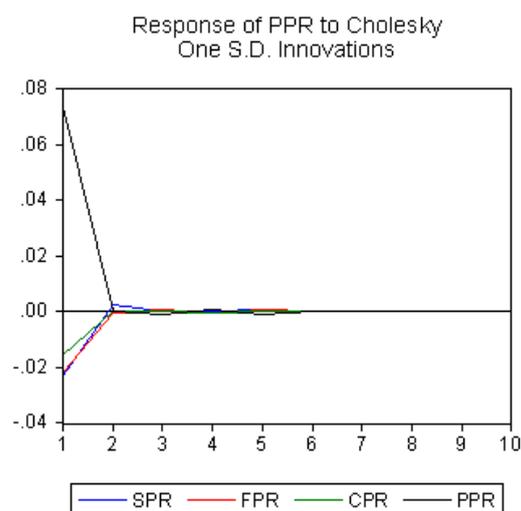


圖 4.8d 上升趨勢的賣權衝擊反應分析

第八節 預測誤差變異數分解

預測誤差變異數分解是計算應變數的預測誤差變異受到自身及其他變數的衝擊而變動的比例，誤差來自於 VAR 模型中的各個內生變量干擾項的當期值和未來值的變化。表 4-10 中為對每個內生變量顯示變異數分解，S.E.是在給定預測水準下變量的預測誤差，由表可得到以下結果，在下降趨勢中，現貨報酬率主要受到期貨報酬率與本身的影響。而期貨報酬率主要受到本身的影響為最大，受

現貨報酬率的影響只有一成左右。買權報酬率主要受本身的影響，受現貨報酬率與期貨報酬率的影響只有些微。賣權報酬率主要也是受本身的影響，受期貨報酬率的影響只有一成左右，受到現貨報酬率些微的影響。

表 4-10 下降趨勢的預測誤差變異數分解

Variance Decomposition of 現貨:					
Period	S.E.	現貨	期貨	買權	賣權
1	0.001728	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.002972	34.32688	64.87819	0.653802	0.141128
3	0.002982	34.70511	64.46251	0.677856	0.154526
Variance Decomposition of 期貨:					
Period	S.E.	現貨	期貨	買權	賣權
1	0.003508	11.36324	88.63676	0.000000	0.000000
2	0.003509	11.39687	88.58516	0.017938	3.67E-05
3	0.003509	11.40572	88.57419	0.019682	0.000405
Variance Decomposition of 買權:					
Period	S.E.	現貨	期貨	買權	賣權
1	0.088684	8.136979	5.674885	86.18814	0.000000
2	0.088745	8.236709	5.689322	86.07270	0.001266
3	0.088781	8.259677	5.704345	86.02615	0.009831
Variance Decomposition of 賣權:					
Period	S.E.	現貨	期貨	買權	賣權
1	0.086051	6.652699	12.56754	0.141323	80.63843
2	0.086118	6.716824	12.56095	0.199754	80.52247
3	0.086145	6.745410	12.55451	0.208101	80.49198
Cholesky Ordering: 現貨、期貨、買權、賣權					

由表 4-11 可以看出，在上升趨勢中，現貨報酬率受自己的影響有大幅的提升，幾乎跟期貨報酬率的影響一樣。而期貨報酬率主要還是受到本身的影響，但受到現貨報酬率的影響提升至兩成。買權方面主要是受到本身的影響，不過，受期貨報酬率的影響也提升了一倍左右，受現貨報酬率的影響只有很小的比例。賣權方面主要受本身的影響，也受期貨與現貨些微的影響，比較起下降趨勢，上升趨勢還有受到買權報酬率些微的影響。

表 4-11 上升趨勢的預測誤差變異數分解

Variance Decomposition of 現貨:					
Period	S.E.	現貨	期貨	買權	賣權
1	0.001528	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.002206	48.10593	51.67050	0.083067	0.140511
3	0.002213	48.36305	51.34977	0.083508	0.203673
4	0.002214	48.36690	51.33336	0.084073	0.215670
Variance Decomposition of 期貨:					
Period	S.E.	現貨	期貨	買權	賣權
1	0.002563	20.04097	79.95903	0.000000	0.000000
2	0.002563	20.06689	79.92982	0.001091	0.002205
3	0.002564	20.06494	79.91592	0.001515	0.017624
4	0.002564	20.06424	79.91329	0.003035	0.019430
Variance Decomposition of 買權:					
Period	S.E.	現貨	期貨	買權	賣權
1	0.094183	7.665154	13.10909	79.22576	0.000000
2	0.094703	7.694359	12.97299	79.26528	0.067366
3	0.094724	7.691030	12.97762	79.23018	0.101168
4	0.094780	7.683517	12.97745	79.23796	0.101067
Variance Decomposition of 賣權:					
Period	S.E.	現貨	期貨	買權	賣權
1	0.081958	7.721379	7.289239	3.464815	81.52457
2	0.081990	7.791110	7.285878	3.462243	81.46077
3	0.082001	7.789218	7.287563	3.461424	81.46180
4	0.082004	7.789778	7.287285	3.463969	81.45897
Cholesky Ordering: 現貨、期貨、買權、賣權					

第五章 結論與建議

第一節 研究結論

隨著台灣金融市場的自由化與國際化，國人對衍生性金融商品的使用越來越頻繁，使得台灣期貨交易所發行之股價指數期貨與選擇權在交易量方面逐日擴大與穩定，在基本概念與操作部分也逐漸成熟，因此本文想要探討台灣現貨市場與期貨市場和選擇權市場三者的領先落後關係，而在資料選取上選擇了金融海嘯前後時期的五分鐘日內資料，以研究不同的金融環境底下，三者市場的領先落後情況有無一致。首先使用單根檢定法，檢定本文使用的各變數是否為定態，在以 VAR 模型、Granger 因果關係、衝擊反應分析及變異數分解，比較三者市場之間的價格發現功能與領先落後關係。

本文先將台股指數現貨、台股指數期貨、台股指數選擇權買權與賣權的原始價格資料，轉換為報酬率形態的資料，再進行單根檢定，根據 ADF 與 P-P 檢定的結果顯示，現貨、期貨、買權與賣權在金融海嘯前後期的報酬率形態皆呈現穩定的定態結果。

VAR 模型實證結果顯示，在下降趨勢中，期貨報酬率較不受其他市場的影響，其次是買權報酬率及賣權報酬率，而現貨報酬率不只受到本身的影響也受到其他三者市場的影響，亦即期貨市場仍扮演著價格發先的主要功能，領先於其它市場的反應。而在上升趨勢中，期貨報酬率一樣領先於其它市場，而賣權報酬率不受買權報酬率的影響，比買權報酬率較具領先能力，至於現貨報酬率一樣受到全部其他市場的影響。因此整體而言，期貨仍扮演著價格領先的功能，而選擇權市場的買權與賣權受到環境變動而有所轉變，在下降區間買權領先賣權，但上升區間轉變為賣權領先買權，現貨市場都處於價格反應較落後的一環。

Granger 因果關係實證結果顯示，在下降趨勢中買權報酬率與現貨報酬率呈現雙向的因果關係，賣權報酬率與現貨報酬率呈現單向的賣權影響現貨，亦即現貨無法影響賣權；但在上升趨勢中，轉變成買權報酬率與現貨報酬率呈現單向的

買權影響現貨，亦即現貨無法影響買權，而賣權報酬與現貨報酬轉變成雙向的因果關係。

衝擊反應分析實證結果顯示，無論在哪一研究區間，因為期貨市場仍然比較不受其他市場的影響，所以期貨市場的訊息傳遞反應為最快，因此期貨市場較具價格發現與領先的地位。現貨市場在上升趨勢中受到買權與賣權的衝擊反應，從下降趨勢中的 10 分鐘反應速度縮短為 5 分鐘的反應速度，亦即在上升趨勢中現貨市場的訊息傳遞速度比下降趨勢還要快。買權市場從下降區間轉變為上升區間的改變為，受現貨市場的衝擊反應速度變慢 10 分鐘，受期貨市場的衝擊反應速度變快 5 分鐘，受本身的衝擊反應速度變慢 5 分鐘，受賣權的衝擊反應速度變快 10 分鐘。賣權市場從下降區間轉變為上升區間的改變為，受現貨市場的衝擊反應速度變快 5 分鐘，受期貨市場的衝擊反應速度不變，受買權的衝擊反應速度不變，受本身的衝擊反應速度變慢 5 分鐘。

預測誤差變異數分解實證結果顯示，從下降趨勢轉變成上升趨勢過程中，現貨市場受到本身解釋力從 34% 提升到 48% 的影響，而受期貨的影響下降。期貨市場受本身的影響下降，受現貨市場的影響從 11% 上升至 20% 的解釋力。買權市場則是受本身的影響下降，受期貨的解釋力從 5.5% 上升至 13%。賣權市場主要是受期貨的解釋力從 12.5% 降下至 7%，受其他市場的影響些微上升。

第二節 建議

本研究是主觀以台灣股價指數最低點為分界基準，之後研究可以使用移動式 chow 結構檢定來加以劃分，更能了解該變數在哪一時間點上有結構性之改變。

本研究是將原始資料直接進行報酬率轉換加以檢定，之後可以將原資料使用小波轉換分析再求取報酬率形態的資料，以探討轉換過程中去除一些雜訊後的長短期差異。

選擇權之價值受到時間價值的影響較大，因此較不受其他商品報酬率的影響，建議使用隱含波動度的資料來分析。

參考文獻

中文部分

王凱蒂 (2000)，「台股指數期貨價格發現之探討-日內與週型態」，政治大學財務管理學系碩士論文。

李昀薇 (2004)，「台股指數現貨、期貨與選擇權市場交互動態關聯之探討」，東海大學國際貿易研究所碩士論文。

李偉誠 (2002)，「S&P 500期貨及其選擇權市場間之資訊傳遞關係」，國立臺北大學經濟學系碩士論文。

余尚武 (1997)，「股價指數期貨之價格發現與領先效果之研究」，行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告。

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。

何宗武 (2011)，《Eviews高手-財務計量應用手冊》，鼎茂圖書出版股份有限公司。

周孟宣 (2006)，「台指選擇權交易策略實證研究-以期初持有至到期結算為例」，中山大學財務管理學系碩士在職專班碩士論文。

施義展(2004)，「台灣股價指數期貨、現貨與選擇權市場領先落後關係之探討」高雄第一科技大學財務管理系碩士論文。

陳麗絹 (2003)，「股票期貨與選擇權市場領先落後關係之研究」，朝陽科技大學財務金融系碩士論文。

黃鴻元 (2006)，「臺灣股價指數現貨、指數期貨與指數選擇權市場領先落後關係之研究」，雲林科技大學財務金融系碩士論文。

詹錦宏、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，39-51頁。

蔡瓊梅 (2005), 「利用隱含波動率價差來探討S&P500指數選擇權與其現貨之間的價格領先落後關係」, 成功大學財務金融研究所碩士論文。

楊奕農 (2009), 《時間序列分析二版-經濟與財務上之應用》, 雙葉書廊有限公司。

簡春旺 (2005), 「選擇權合成價格與現貨期貨價格領先落後關係」, 台灣期貨與衍生性商品學刊, 第三期, 75-82頁。

鐘惠民、周賓鳳、孫而音 (2011), 《財務計量: Eviews的運用》, 新陸書局股份有限公司。

英文部分

Anthony, J. H. (1998), "The Interrelation of Stock and Options Market Trading Volume Data," *Journal of Finance*, Vol.43, No.4, p.949-964.

Bhattacharya, M. (1987), "Price changes of related securities: The case of call options and stocks," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.22, No.1, p.1-15.

Chan, K., K. C. Chan and G. A. Karolyi (1991), "Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets," *The Review of Financial Studies*, Vol.4, No. 4, p. 657-684.

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, No.1, p.123-151.

Cheng, L. T. W., J. K. W. Fung and K. C. Chan (1997), "The Intraday Pricing Efficiency of Hong Kong Hang Seng Index Options and Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol.17, No.7, p. 797-815.

Chiang, R. and W. Fong (2001), "Relative Informational Efficiency of Cash Futures and Options Markets : The Case of an Emerging Market," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 25, No.2, p.355-375.

Chu, Q. C., W. G. Hsieh and Y. Tse (1999), "Price Discovery on the S&P 500 Index Markets An Analysis of Spot Index, Index Futures and SPDRS," *International*

Review of Financial Analysis, Vol.8, No.1, p.21-34.

Enders, W. (2004), “New York: John Willey & Sons, Inc,” *Applied Econometric Time Series*.

Fleming, J., B. Ostdiek, and R. E. Whaley (1996), “Trading Costs and The Relative Rates of Price Discovery in Stock Futures and Option Markets,” *The Journal of Futures Markets*, Vol.16, No.4, p.353-387.

Herbst, A. F., McCormack, J.P., and West, E. N. (1987), “Investigation of a Lead-Lag Relationship between Spot Stock Indices and Their Futures Contracts,” *The Journal of Futures Markets*, Vol.7, No.4, p.373-381.

Hansen, B. E. (2001) “The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S. Labor Productivity ,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol.15, No.4, p.117-128

Kawaller, I. G., Koch, P. D., and Koch, T. W. (1987), “The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index,” *The Journal of Finance*, Vol.42, No.5, p.1309-1329.

Pizzi, E. and M.O’ Neill (1988), “An Examination of the Relationship between Stock Index Cash and Futures Markets a Cointegration Approach,” *The Journal of Futures Markets*, Vol.18, No.3, p.297-305.

Stoll, H. R and R. E. Whaley (1990), “The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.25, No.4, p.441-468.

Stephan, J. A. and R. E. Whaley (1990), “ Intraday Price Changes and Trading Volume Relations in the Stock and Stock Option Markets,” *Journal of Finance*, Vol.45, No.1, p.191-220.

Tavakkol, A. (2000), “Positive Feedback Trading in the Options Market,” *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol.39, No.3, p.69-80.