

國立臺灣大學管理學院國際企業學系

碩士論文

Department of International Business

College of Management

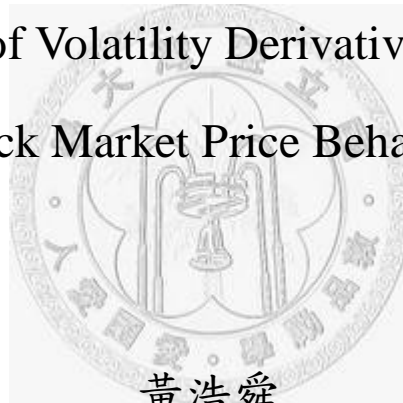
National Taiwan University

Master Thesis

波動率商品交易於股票市場價格行為影響之研究

The Effects of Volatility Derivatives Trading on

Stock Market Price Behavior



黃浩舜

HAO-HSUN HUANG

指導教授：邱宏仁 博士

Advisor: Hong-Jen Chiu, Ph.D.

中文摘要

波動率指數(VIX)於 1993 年推出後，被視為判斷市場趨勢以及衡量市場波動性的首要指標，於後推出的 VIX 指數期貨與選擇權則提供予市場投資人直接於市場交易波動性之平台。

為瞭解波動率指數商品推出後，對於指數現貨市場及期貨市場價格行為的衝擊，以 2002 年 07 月 01 日至 2007 年 10 月 31 日之 S&P 500 指數與期貨之日對數報酬資料為樣本，建構具誤差修正項之雙變量 EGARCH 模型，分別探討於 VIX 期貨與選擇權加入市場前後，對於市場價格行為的影響進行分析，得到主要結論如下：一、VIX 指數商品上市具有降低現貨及期貨市場波動性、增加市場安定性的正面影響，與以往文獻中期貨市場的創建增加市場波動性的結論相悖。S&P 500 現貨與期貨市場均存在明顯的波動性叢聚效果，且標準化後之市場衝擊對於報酬序列波動性具有不對稱性的影響效果；二、VIX 指數選擇權上市後擴大了市場避險管道，對於市場產生結構性之影響，降低原有期權市場與現貨市場之相關性。

本研究進一步整合實證之結論以及國內台指選擇權波動率指數發展現況，建議國內金融市場應研議波動率指數相關商品開發，協助投資人建構以波動率指數為基礎之投資策略，同時協助法人機構建立以台指選擇權波動率指數為基礎的動態避險策略，規避市場波動率變化之風險，健全我國衍生性金融商品市場。

ABSTRACT

Since VIX introduction in 1993, it had been considered by many to be the world's premier index of the market volatility, and the recent launch of VIX derivatives offers the platform for direct volatility trading.

This research examines the impact of trading in the VIX futures and VIX options on the price behavior of the underlying market. The sample is the daily closing price spanned from 2002/07/01 to 2007/10/31. We test the interrelationship between the spot market and futures market by Bivariate EC-EGARCH model. The empirical evidence shows that: (1) contrary to the past theory that the launch of derivatives increases the market volatility, the launch of VIX derivatives helps stabilize the underlying market. On the test of GARCH effect, the empirical evidence shows that both spot and futures market exhibit volatility clustering effect and the empirical result further shows the existence of asymmetric effect between markets; (2) on the effect of market structure, the introduction of VIX derivatives extends the way of hedging and lowers the correlation between futures market and spot market.

Based on the empirical evidence and the current situation of Taiwan's financial market, we further conclude that the Taiwanese version of volatility index derivatives should be developed in order for investors to construct the volatility based investing strategy. And the launch of volatility derivatives can also help cooperation to construct the dynamic hedging strategy for avoiding sudden shock on market volatility.

目次

中文摘要	I
英文摘要	II
第壹章 緒論	1
1.1 研究背景與動機.....	1
1.2 研究目的	3
1.3 研究對象與研究方法	5
1.4 本文架構	6
第貳章 文獻回顧與探討	7
2.1 價格發現理論 - 股價指數期貨與現貨.....	7
2.2 波動性外溢之相關研究	12
2.3 文獻探討	13
第參章 研究方法與模型設定	15
3.1 研究架構.....	15
3.2 序列穩定性檢定	18
3.3 共整合檢定	19
3.4 向量誤差修正模式	20
3.5 EGARCH 模式	23
3.6 概似函數	27
3.7 BIVARIATE EC-EGARCH 模式	28

第肆章 實證結果與分析	30
4.1 樣本統計資料分析	30
4.2 研究假說與變數描述	36
4.3 實證結果	40
4.4 統計結果彙整	51
第五章 台指選擇權波動率指數商品之發展與應用	53
5.1 波動率指數發展現況	54
5.2 台灣期權市場與台指選擇權波動率指數	55
5.3 台指選擇權波動率指數商品化可行性分析	59
5.4 台灣發行台指選擇權波動率指數期權商品之考量	63
第六章 結論與建議	67
6.1 研究結論	67
6.2 研究建議	69
6.3 研究限制	71
6.4 後續研究方向	72
參考文獻	74
附錄	78

圖表目次

表 4-1 S&P 500 指數現貨與指數期貨價格及相關報酬統計	31
表 4-2 迴歸殘差項單根性質檢定	34
表 4-3 PANEL A：共整合向量估計值與共整合檢定	41
表 4-3 PANEL B：條件均數方程式與估計結果	42
表 4-4 PANEL A：條件變異數方程式統計檢定結果	46
表 4-4 PANEL B：共變異數方程式統計檢定結果	47
表 4-5 共變異數方程式限制式檢定	50
表 5-1 各國波動率指標發展現況	55
表 5-2 台股指數、台指選擇權波動率指數報酬與風險	57
表 5-3 台指選擇權波動率指數期貨契約規格概要	65
表 5-4 台指選擇權波動率指數選擇權契約規格概要	66
圖 3-1 實證研究流程圖	17
圖 4-2 S&P 500 指數期貨走勢圖	33
圖 5-1 台指波動率指數與台灣加權指數走勢	56
圖 5-2 波動率指數商品上市要素架構圖	59

第壹章 緒論

1.1 研究背景與動機

世界金融市場發展初期，市場參與者未建立有金融風險及市場不確定性的觀念。然近年來，各式衍生性金融商品的交易均以極快的速度成長。相對於現貨市場，衍生性金融商品多具有高槓桿比例、多空操作不受限制等性質，導致金融市場充斥投機性的指數套利活動，進而造成現貨市場的不確定性。

為以量化的方式衡量市場上對於未來短期波動率之預期，1993 年芝加哥選擇權交易所(CBOE)以 S&P 100 股價指數選擇權(OEX) 最接近價平的 8 個近月、次近月買權與賣權合約透過 Black-Scholes 選擇權評價模式反推而得之隱含波動率為基礎，推出波動率指數(Volatility Index, VIX)。

2003 年，為使 VIX 指數的建構更具一般性同時獨立於已知的擇權評價模式，CBOE 將指數的建構改以 S&P 500 (SPX)指數選擇權為標的，合併考慮價外的買賣權納入模型，相較於原本的 VIX 指數建構模型，新版 VIX 指數除了以更具市場代表性的 S&P 500 指數選擇權為標的外，同時以價外的買賣權描述市場上波動率偏離(volatility skew)現象，因此具有更好的波動率預測能力，更能契合市場動態。VIX 指數為今日市場上衡量未來短期市場報酬波動率以及市場參與者對於市場恐慌最為有效的指標(The investor fear gauge)。此外，VIX 指數衍生商品更被廣泛應用於避險基金以及法人投資機構以增加整體投資組合之穩定性。

鑑於波動率指數對於市場真實波動率的有效預測能力，同時為提供投資人更深入的策略分析工具，台灣期貨交易所取得標準普爾公司的授權，以 CBOE 之波動率指數建構公式編制我國台指選擇權波動率指數。未來更可能參考 CBOE 之規劃，推出波動率指數衍生性商品以滿足市場投資人對於價格波動率避險之需求，而探討波動率指數衍生性商品於我國金融市場上市的可行性及必要性為本研究動機之一。

理論上，波動率指數能夠有效反應市場對於未來短期價格波動率之預期；波動率指數衍生商品則提供予市場參與者透過波動性交換市場(volatility exchange market)交易波動率的避險工具。因此，波動率指數期貨與選擇權的上市應發揮指標性作用，增進整體市場之安定性，並成為現有期權市場外另一避險的工具市場。本研究若能對於上述假說加以驗證，便能夠對於波動率指數衍生性商品加入台灣金融市場的正當性提出評估建議。以此為基礎，研究動機之二為檢定波動率指數期貨與選擇權上市前後對於大盤指數市場價格行為是否存在正面之影響，以期本研究之結果能夠對於台灣金融市場有所貢獻。

1.2 研究目的

為驗證波動率指數衍生性商品上市前後對於市場的影響性，並進而探討波動率指數商品於我國金融期權市場上市的可行性。本研究將以 VIX 衍生性商品於 S&P 500 指數現貨市場以及指數期貨市場價格行為之衝擊為研究主軸，同時將研究範疇延伸至現貨與期貨市場間的共整合以及價格發現相關研究。基於以上論述，本研究整合主要研究目的為以下二主題：

一、VIX 衍生性商品與 S&P 500 指數市場價格行為之研究

於市場價格行為之研究，將分別探討 S&P 500 現貨市場與期貨市場間的報酬與報酬變異間之動態關係以及 VIX 指數期貨與選擇權的上市對於 S&P 500 指數市場價格報酬與波動性之影響，研究方向為以下五點：

1. 檢定現貨市場與期貨市場間長期均衡關係以及短期動態相關性
2. 檢定市場間波動性外溢的雙向回饋機制及波動性叢聚現象
3. 市場衝擊變數對於報酬變異的不對稱性效果研究
4. 波動率指數期貨、選擇權上市對於 S&P 500 指數市場價格行為之影響
5. 在波動率指數衍生性商品上市前後，對於市場是否產生結構性的影響

二、台指選擇權波動率指數於我國期貨市場之發展與應用

波動率指數作為投資人對未來市場波動性心理預期之指標，具有判斷市場變動方向反指標的特性；波動率指數衍生性商品則為資產波動率變化風險(vega risk)的規避工具，以二階動差之價格報酬變異為交易標的，有別於一般金融指數期權商品僅能針對價格單方向變動的風險進行規避的特性。

研究第二部分將對於國內期貨市場於發展台指選擇權波動率指數衍生性商品的可行性及效益進行評估；並於考慮我國金融市場環境後，建議適合台灣金融市場的波動率指數期貨與選擇權合約，研究方向為以下四點：

1. 波動率指數於我國發展現況
2. 台指選擇權波動率指數與台灣加權股價指數相關性研究
3. 波動率指數衍生性商品於我國金融市場上市可行性研究
4. 波動率指數期貨與選擇權契約建議

1.3 研究對象與研究方法

VIX 指數是以 S&P 500 指數選擇權所建構，根據研究目的，為解析波動率衍生商品的影響，本文研究對象現貨市場部分以 S&P 500 指數的日收盤價為統計樣本，期貨市場則以芝加哥商品交易所(CME)每日的結算價為統計樣本。

S&P 500 指數期貨合約交割月份分別為三月、六月、九月及十二月，從實際交易資料觀察可知最近月份期貨之合約較遠月合約交易更為活絡；另外，為了去除期貨合約於到期月份時的價格跳躍不連續現象，故有關期貨合約資料均以次近月合約為分析對象。資料區間為西元 2002 年 07 月 01 日至西元 2007 年 10 月 31 日，共 1393 筆資料。其中，VIX 指數期貨與 VIX 指數選擇權分別在 2004 年 03 月 26 日以及 2006 年 02 月 24 日於芝加哥期貨交易所與選擇權交易所上市，為捕捉兩項商品上市前與上市後的市場結構調整情形，取樣區間於 VIX 指數期貨與選擇權上市前後各取對稱之樣本區間進行分析。

計量經濟模式的設定，直接影響模型對於真實行為的解釋能力。早期的計量經濟模式，著重於探討條件一階動差的影響性；自 Engle (1982)年提出自我相關條件異質變異模式(ARCH 效果)後，條件二階動差，即條件變異數異質性設定對於計量模型的影響很快受到學界的重視。根據研究目的，為觀察期貨與現貨市場間的動態關係、捕捉市場間的關聯性，本文中將延伸單變量的 EGARCH 計量模式，建構具誤差修正項之雙變量 EGARCH 模型(Bivariate EC-EGARCH model)。於模型中合併考慮條件平均數、變異數及其不對稱性變化，來檢驗兩市場間報酬率與波動性之動態相關性並逐一檢定研究目的相關之論證。

1.4 本文架構

本文一共分為六個章節，第壹章說明本研究之研究背景、動機、目的及簡述研究方法；第貳章文獻回顧與探討則根據研究目的，針對指數現貨與期貨間的價格發現理論以及波動性外溢的相關研究文獻進行分析；第參章研究方法與模型設定則循計量經濟的研究方法進行研究設計與模型設定，本研究於實證模式上修正了早期計量模式獨立討論指數現貨與期貨市場的缺失，合併探討兩市場間的動態相關性，以及條件變異數的變化情形；

第肆章實證結果分析，根據第參章建構之實證模型進行實證分析，內容針對研究目的提出待驗證之假說並藉著實證模式逐一驗證假說之存在性，最後根據實證結果歸納研究發現；第伍章台指選擇權波動率指數商品之發展與應用，將整合目前波動率指數之發展現況以及業內專家對我國波動率交換市場之看法，對於波動率指數商品於我國發展與應用之可行性進行個案研究分析；第陸章結論與建議，歸納討論本研究之結論，提出後續研究之建議。

第貳章 文獻回顧與探討

自指數期貨商品上市以來，指數現貨市場與指數期貨市場間價格發現的研究廣泛地受到學界重視。90 年代中期以前的計量經濟模式，著重於探討條件一階動差的影響性；自 Engle (1982) 年提出自我相關條件異質變異模式(ARCH 效果)後，條件二階動差，即條件變異數異質性設定對於計量模型的影響很快受到學界的重視，更陸續提出 GARCH、EGARCH、GARCH-M 等模式以解釋金融市場資產報酬與風險的關係。根據研究目的，將探討指數現貨與期貨市場間的長短期動態關係，以及波動率指數商品對於市場的衝擊；故於本章第一部份整理對於價格發現理論的相關文獻，第二部分則針對波動性外溢的效果，即二階動差的影響性分段論述。

2.1 價格發現理論 - 股價指數期貨與現貨

實證研究中，對於價格發現理論的探討相當豐富，主要探討指數期貨與現貨在價格決定過程中的領先（落後）關係，並同時對於指數期貨與現貨脫離均衡關係提出解釋。從學理而言，期貨市場為延伸現貨市場的金融商品，若效率市場的假設成立，則兩市場應該同步反應相同訊息，不應有所偏離。然而實際上，效率市場的假設不必然成立，在不同的市場結構、交易限制下可能造成兩市場間的不對稱反應，甚至於在相同資訊的條件下亦可能出現不一致的條件限制反應，導致期貨市場與現貨市場存在領先與落後效果。學者對於此一部份的探討，對於市場間的領先落後關係莫衷一是，茲將不同的文獻論點整理解釋。

2.1.1 期貨市場領先現貨市場

相對於現貨市場，期貨市場存在多空操作不受限制、高流動性、保證金交易等槓桿性質，因此較能夠迅速的反應市場訊息。對於資訊交易者(informed trader)而言，於期貨市場執行其資訊策略的成本相對現貨市場為低，故支持期貨市場富有價格發現特性的論點。

早期的研究在探討市場間價格發現之特性主要以 ARMA 時間序列模型分析市場價格資訊領先與落後關係，如 Chan (1992)以 S&P 500、MMI 股價指數與期貨日內 5 分鐘資料為樣本驗證期貨與現貨價格在正面（負面）消息下的領先（落後）關係變化以及探討於系統性衝擊下，期貨與現貨間的價格關係。模型中同時將不頻繁交易的影響納入模型中考慮，探討交易頻率的影響。研究發現在正面及負面訊息影響下，期貨價格均保持領先現貨的性質，且此性質不因為暴露於負面訊息而出現強化的效果；研究進一步表示即使個股交易頻率高於指數期貨仍然不影響期貨領先現貨價格的現象，因此推論交易頻率並不會影響期貨價格領先的性質。另外，當系統性市場訊息(market wide information)與股票報酬率同向移動時，即系統性衝擊反應於股票報酬率的程度提高，導致多數指數成分股同向移動時，期貨價格領先現貨的程度提高。

隨著計量模式的發展以及市場上逐漸接受波動性並非恆常不變的概念，90 年代中期後的文獻多納入條件異質變異於模型中探討市場間的價格發現關係。如 Pizzi et al.(1998) 以 S&P 500 股價指數與 3 個月期、6 個月期期貨日內分鐘資料為樣本建構具誤差修正項之 EGARCH 模型探討市場間價格發現以及共整合之研究，模型中使用自我迴歸模式探討市場間的短期動態關係，另外以誤差修正模式探討長期共整合關係。其實證結果發現現貨市場分別與 3 個月期、6 個月期期貨兩市場間存在共整合的關係。模式中調整係數顯著，顯示市場具有穩定性；3 個月期期貨與 6 個月期期貨均至少領先現貨價格達 20 分鐘，最多達 29 分鐘。另外，實證結果發現現貨市場對期貨市場亦存在預測能力，但影響力較期貨市場預測能力微弱

Tse (1999)則以 DJIA (Dow Jones Industrial Average)現貨股價指數與期貨日內分鐘資料建構多變量 EGARCH 模式研究市場間價格發現的特性，將二階動差的影響納入模型中處理波動性外溢的效果，計量模型同時討論過去訊息對波動性的不對稱性反應。實證結果發現期貨市場與現貨市場的價格發現過程(price discovery process)多於期貨市場存在，且為單向過程；但於探討二階動差條件波動性時，實證發現現貨市場與期貨市場間存在雙向的資訊流，表示一個市場的價格波動會影響另一個市場的變化，但以期貨市場的波動性外溢現象較為明顯。結論支持期貨市場對於資訊具有較短的反應時間，其可能原因為期貨商品較低的資訊執行成本及多空操作的不受限制性所致。

在現貨市場與期貨市場兩者間的共整合關係外，Chu, Hsieh, and Tse (1999)進而以 S&P 500 股價指數、期貨以及 SPDRs (Standard and Poor's Depository Receipts) 日

內價格進行三市場的共整合分析並建構向量誤差修正模型進行價格發現的檢測，主要探討三個市場之間長期之共整合關係。研究發現在隨機趨勢¹(stochastic trend)下，三市場長期納於一共整合系統。市場價格於短期可能偏離均衡，於長期則由指數現貨與 SPDRs 兩市場透過誤差修正項價格調整功能，將價格趨往長期均衡移動；實證結果誤差修正項係數於指數期貨市場並不顯著，表示偏離均衡的離差不會對指數期貨價格產生影響；期貨商品具有較佳的資訊傳遞能力及較低的資訊執行成本，因而推論期貨市場的低成本、高槓桿優勢是領先市場的重要條件。

除美國市場外，Zhong, Darrat, and Otero (2004)以多變量 EGARCH 模式驗證墨西哥股票市場在指數期貨商品上市後兩市場間的價格發現效果、指數期貨上市是否會造成現貨市場的波動性的上揚並探討市場間波動性外溢之現象。實證結果發現指數期貨具有價格發現的特性。此外，指數期貨上市造成現貨市場波動性增加之結構性改變；期貨市場為現貨市場的領先指標，資訊由期貨市場傳向現貨市場，進而推論資訊的傳遞及投機性的交易為現貨市場波動性上揚的原因。

2.1.2 現貨市場領先期貨市場

支持現貨市場領先期貨市場的學者，認為影響股價變動的真正原因來自個別公司的因素，因此資訊傳遞的過程是由現貨市場往期貨市場，造成現貨市場的報酬領先期貨市場。茲將文獻整理表示：

¹ 隨機趨勢：變數中的隨機成分(stochastic component)對該變數具有永久性的影響，即若變數在隨機趨勢影響下，該變數非為定態時間序列變數。

Ghosh (1993)研究 S&P 500 股價指數與期貨市場資料，以每星期三的日內資料為樣本，每 15 分鐘為時間單位建構誤差修正模型探討市場價格發現的關係。另研究商品研究局指數(CRB)及期貨之日資料。該研究主要探討期貨與現貨市場間的共整合關係，預測其價格間的變化關係。實證結果發現 S&P 500 與 CRB 市場的股價指數與期貨間均存在共整合關係，推論兩市場間存在長期均衡關係；對於 S&P 500 指數，其價格調整受到期貨價格變化的係數顯著，表示價格資訊的傳遞是由期貨市場往現貨市場移動；而 CRB 市場則相反，價格資訊由現貨市場往期貨市場傳遞，對於市場效率性提出完全相反的論證。研究透過共整合關係推論兩市場同時具備預測另一市場變化的特性。

Wahab and Leshgari (1993)以 S&P 500 以及 FT-SE 100 (Financial Times index)指數日收盤資料建構向量誤差修正模型進行共整合分析，同時驗證期貨與現貨之間長短期的價格發現關係。研究發現期貨與現貨價格之間存在共整合關係，因此支持將誤差修正項納入模型進行分析的計量模式；其二，研究結果支持市場具有效率性的假說，即現貨與期貨市場幾乎同時反應市場價格資訊，即使落遲項係數顯著，對於指數報酬的影響性仍是相對微弱的；其三，現貨與期貨於 S&P 500、FT-SE 100 兩市場均存在價格回饋(feedback)的效果，但以指數現貨市場較為強烈。而當市場間價格於長期出現偏離時，期貨市場較現貨市場需要更長的時間進行價格調整以回復價格均衡狀態。

Frino, Walter, and West (2000)以雪梨期貨交易所(Sydney Futures Exchange, SFE)所編制的 Share Price Index (SPI)以及澳洲 AOI 指數進行研究，研究重點在於探討當投資人擁有的資訊為個股相關時以及資訊是與整體市場相關此兩種情況下期貨價格與現貨價格的領先落後關係，亦即於實驗設計中控制訊息的種類，探討在不

同的訊息影響下，對於期貨與現貨市場價格發現關係的影響。其實證結果發現當個股相關資訊出現時，會弱化期貨市場領先的效果並強化自現貨回饋予期貨市場的關連程度，推論當影響整體市場波動的因素是個別公司的因素時，現貨市場波動會領先期貨市場；當個別公司的資訊以及整體市場相關的資訊同時出現時，短期兩市場間的共整合程度會顯著的下降，但長期仍會往均衡方向移動；擁有價格資訊的種類對於投資人以現貨或期貨交易之行為存在顯著影響。

2.2 波動性外溢之相關研究

波動性外溢之研究主要在於探討期貨商品上市後對於現貨市場波動性的影響性，認為期貨市場的低交易成本、多空操作不受限制等特性容易吸引更多的投機交易者進入市場，尋求指數套利的機會，因此造成市場波動，進而造成現貨市場的不確定性。而本研究與之有所不同，著眼於探討波動性指數期貨與選擇權上市後是否能夠有效對現貨股價及期貨市場產生穩定的影響，降低市場波動性，將市場波動性由現貨市場轉移至波動性交易市場(volatility exchange market)。茲將有關波動性外溢之相關文獻整理表述如下：

Antonio and Holmes (1995)研究在 FT-SE 100 股價指數期貨上市後，對於股價波動性的影響。模型中採取 GARCH 模式檢定，納入條件波動性隨時間異質變異的性質於模型探討期貨商品對於條件波動性的結構性影響。實證發現 FT-SE 100 上市後，使現貨股價波動性增加；比較期貨商品上市前後，上市前過去訊息對於市場波動性的延續性較為強烈，而在期貨上市後其延續性降低，表示期貨商品發揮穩定現貨市場的功能。Antonio(1995)認為，期貨交易將市場資訊整合傳遞至現貨市

場，即期貨商品的上市擴大了資訊流通的管道，引起現貨市場的波動，而非投機交易的影響。

Chang, Cheng, and Pinegar (1999)利用日經 Nikkei 225 股價指數與期貨為研究樣本，探討日經指數期貨上市前後市場條件波動性變化。研究將波動性解構為指數組成股以及非指數組成股兩部分，驗證期貨商品的上市對於指數成分股以及非組成股是否產生不對稱性的反應。實證結果發現期貨交易會增加現貨投資組合之條件波動性，於現貨指數組成股部分可以觀察到期貨與現貨市場間存在波動性的雙向回饋現象，但對於沒有期貨交易的股票則不存在波動性外溢的情形；即使期貨商品上市增加了現貨股價的波動性，其影響效果仍不及總體市場因素變動所造成的影響。



2.3 文獻探討

關於價格發現理論的研究以及波動性外溢的相關文獻在實證研究中屢次被提出討論。其中，關於期貨領先現貨的理論依據為期貨市場的交易特性導致大量的投資人進入市場尋求指數套利的投機機會，因而造成期貨市場領先現貨市場，同時造成現貨市場波動性上揚的現象。另有學者認為波動性的上升並非投機交易的影響，而是因為期貨的交易擴大了資訊進入現貨市場的管道(Antonio and Holmes, 1995)。此外，對於現貨領先期貨的文獻則認為由於個股的訊息於現貨市場反應後方擴散至指數期貨市場，因此認為現貨市場報酬領先期貨市場(Frino et al., 2000)。關於波動性外溢的研究，多認為期貨商品的上市導致現貨市場波動性上揚，且兩市場間存在波動性外溢的現象。Chang et al. (1999)則進一步將現貨股價分為指數成

分股與非指數成分股證明波動性外溢的現象僅存在於指數成分股的部分，而非對於市場整體的影響。

研究方法上，早期的實證研究由於計量方法上的限制，對於期貨商品上市後的影響，多直接將時間區分為上市前及上市後，比較前後時間點在價格波動性上的變化，而忽略了波動性隨時間異質變動的現象；另外，對於市場上波動性的槓桿效果²亦未於模型中加以討論。直到 1995 年以後的研究，實證研究上才廣泛地將條件波動性異質變異的效果納入模型中探討，但研究上仍將期貨與現貨市場的價格變化獨立討論，忽略了兩市場動態變化影響性的估計。因此，本研究將設定 Bivariate EC-EGARCH 計量模式修正早期計量模型於價格發現研究未合併探討指數期貨與現貨市場的問題，同時對於波動率指數(VIX)期貨與選擇權上市前後於市場價格行為的衝擊進行檢定。



² 槓桿效果：條件變異數的不對稱行為，當市場出現同幅度的變化時，市場價格下跌對未來波動性的影響大於市場價格上漲時的影響

第參章 研究方法與模型設定

根據研究目的，計量模型之設定應涵蓋期貨市場與現貨市場間價格發現之檢定；市場間波動性外溢的回饋效果以及波動率指數期貨與選擇權創立前後市場的結構性變化等，故將研究面向分為期貨市場與現貨市場間的價格發現分析、市場報酬變異相關分析兩個部分討論。此外，本章將建立 Bivariate EC-EGARCH 計量模式，針對研究目的分別探究。研究方法將循計量經濟預測過程，發展研究架構。

3.1 研究架構

承第貳章文獻回顧與探討，早期的計量模型於研究指數現貨與指數期貨之價格報酬時，多將現貨與期貨的變化分為兩部分向量誤差修正模型(VECM)獨立討論，因而忽略市場間的動態相關性；另外，於探討條件波動性之變化時，亦少有學者將現貨市場與期貨市場間雙向資訊溝通同時納入模型。為修正此一部分對於統計檢定上的影響，研究架構設計上將同時考慮此兩部分的交互影響性。

財務時間序列資料通常具有單根(unit root)性質，直接進行迴歸分析將導致假性迴歸³的問題，因此於進行實證模型檢定前，應對於時間序列資料進行單根檢定，以避免前述問題之發生。另外，根據 Engle-Granger 共整合檢定，若兩序列資料整

³ 假性迴歸：即使模型具有很高的確定係數，因變數仍無法解釋應變數現象稱之

合階次相同，則序列之間可能存在共整合之關係，故首先針對序列資料進行單根檢定，並確認財務時間序列資料間的共整合關係。

待確認指數價格序列間的共整合關係後，研究將分為三個階段討論，第一個階段將建構向量誤差修正模式探討一階動差，即指數現貨與期貨價格報酬率於短期雙向預測之特性，同時探討長期偏離價格均衡時之離差對於指數報酬的動態調整機制；第二階段則以具誤差修正項之 EGARCH 模式探討市場間的波動性外溢效果，並觀察市場間價格報酬率是否存在條件變異數的不對稱性效果；第三階段研究合併探討 VIX 指數期貨與選擇權的上市對於 S&P 500 指數現貨與期貨價格行為的衝擊，探討市場是否因為波動率指數衍生商品的上市產生結構性的變化，同時對於波動率交換市場存在的經濟意義提出論證。實證研究流程如圖 3-1 所示：



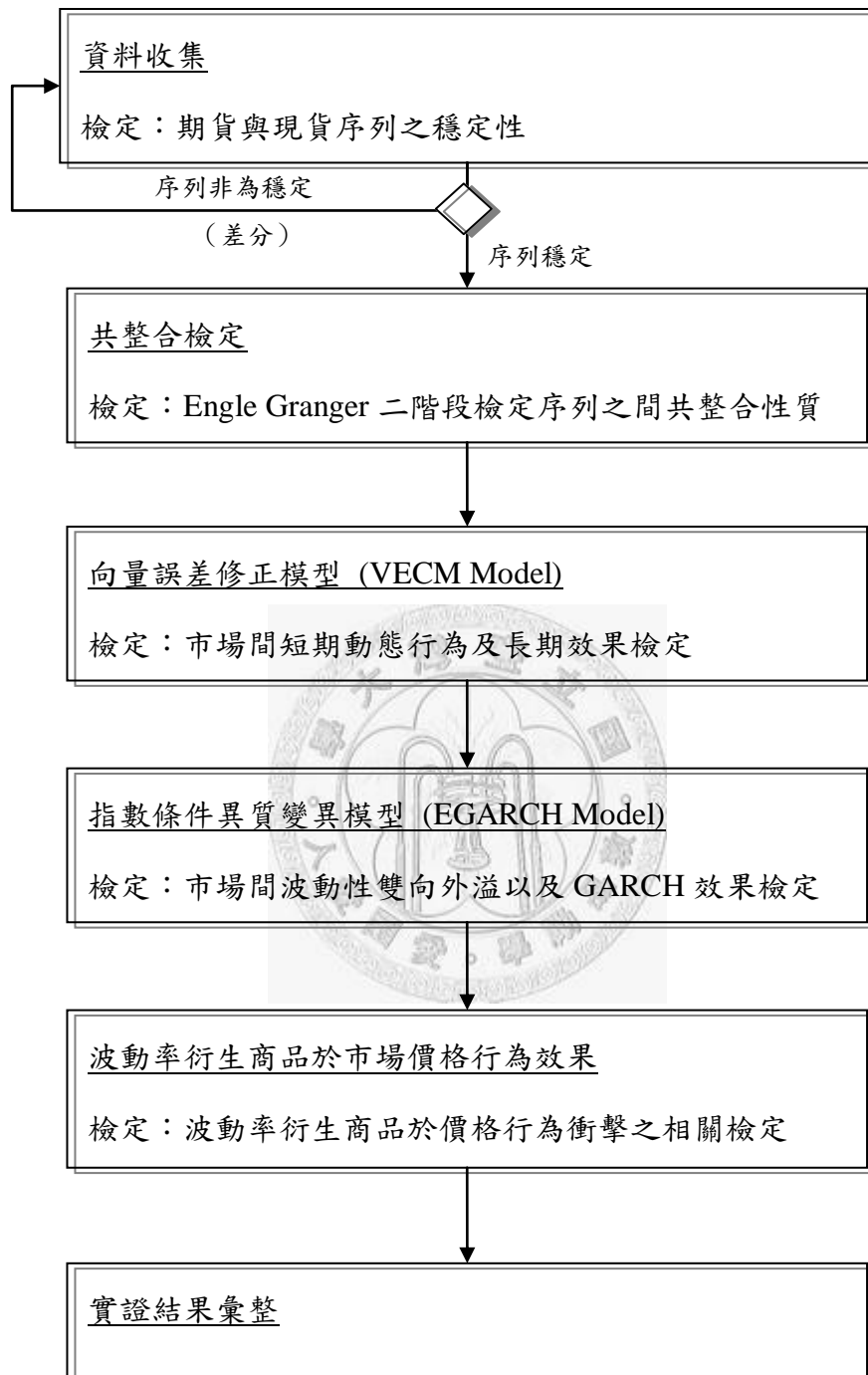


圖 3-1 實證研究流程圖

3.2 序列穩定性檢定

一般計量模式建立在定態序列⁴(stationary series)的前提下，所謂定態序列指當系統受到外部資訊衝擊時，該衝擊效果僅造成短暫的波動，對於系統穩定性不產生影，隨著時間該衝擊效果將逐漸消失，即序列的敘述統計性質不隨時間而有所改變。

若序列非為定態序列，則可能產生假性迴歸，造成計量模式的偏誤(Granger and Newbold, 1974)。故於進行迴歸統計分析前，先針對資料序列進行 Augmented Dickey-Fuller 序列穩定性檢定及 Phillips-Perron 檢定，若檢定的結果無法拒絕存在單根的虛無假設，則必須將序列以差分處理，直到序列呈現穩定，再進行計量模式的推導。



⁴ 定態序列：若一序列 $\{y_t\}$ 為定態序列，則其必要條件為

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu_y$$

$$\text{var}(y_t) = \text{var}(y_{t-s}) = \sigma_y^2$$

$$\text{cov}(y_t, y_{t-s}) = \text{cov}(y_{t-j}, y_{t-j-s}) = \gamma_s, \text{ for all } t, t-s, \text{ and } t-s-j \text{ where } \mu_y, \sigma_y^2 \text{ and } \gamma_s \text{ must be finite.}$$

3.3 共整合檢定

共整合的定義為一組非定態時間序列變數經過線性組合後即成為定態（即檢定線性組合後之誤差為定態序列），此時稱這些序列變數間具有共整合的性質。當變數偏離均衡時，其中一個變數或者多個變數將調整以修正此離差現象。檢定兩序列是否具有共整合性質主要有兩種方法，分別為 Engle-Granger 二階段共整合檢定以及 Johansen 共整合檢定。本研究將採取 Engle-Granger 二階段檢定法進行單根性質之檢定。

Engle-Granger 檢定包含檢定變數的整合階次是否相同，再以最小平方法估計變數的長期關係，保留迴歸式殘差進行單根檢定⁵；若殘差拒絕具有單根的虛無假設，表示殘差項已呈穩定序列，亦表示原變數之間存在共整合現象。



⁵ 估計迴歸式時，應變數與因變數的排列並無一定的準則。根據對偶理論，在大樣本的情況下均得到相同的結果(Pizzi, et al., 1998)

3.4 向量誤差修正模式

加權指數現貨與期貨市場間短期動態相關性之檢定在於期貨（現貨）價格報酬的落遲項對於短期現貨（期貨）價格報酬預測能力顯著與否；長期效果的檢定則在於探討現貨與期貨市場價格離差對於條件報酬影響能力之檢定。根據持有成本理論，大盤指數期貨價格及現貨價格在隨機趨勢(stochastic trend)下會存在共整合的現象(Koutmos and Tucker, 1996)，表示兩者之間存在長期均衡的狀態，誤差修正項將具備有預測價格變化的作用。假設兩序列之間共整合關係為：

$$f_t = \beta_0 + \beta_1 s_t + e_t \quad (3.1)$$

其中：

f_t : S&P 500 指數期貨價格對數值，t 表示第 t 期結算價格；

s_t : S&P 500 指數現貨價格對數值，t 表示第 t 期收盤價格；

期貨價格樣本的選擇，為了控制遠月期貨不頻繁交易、期貨合約接近到期時價格的跳躍不連續現象以及極端值的影響，樣本使用次近月份合約為樣本，另對於期貨與現貨價格取對數值估計以減少極端值的影響；對於迴歸式整理移項可以得到式(3.2)之誤差修正項(error correction term)，於實證模式中將以該誤差修正項代表指數現貨與期貨價格偏離長期均衡之離差程度。

$$\hat{e}_t = f_t - (\beta_0 + \beta_1 s_t) \quad (3.2)$$

根據 Tse (1999) 的研究，誤差修正模式可以用於描述雙變量的共整合序列 (s_t, f_t) ，設定向量誤差修正模式(VECM)如下：

$$\Delta s_t = \alpha_1 + \alpha_{1,ect} \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{11}(i) \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{12}(i) \Delta f_{t-i} + \alpha_{1,v} D_{vix} + \alpha_{1,o} D_{opt} + \varepsilon_{1t} \quad (3.3)$$

$$\Delta f_t = \alpha_2 + \alpha_{2,ect} \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{21}(i) \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{22}(i) \Delta f_{t-i} + \alpha_{2,v} D_{vix} + \alpha_{2,o} D_{opt} + \varepsilon_{2t} \quad (3.4)$$

$$\hat{e}_{t-1} = f_{t-1} - (\beta_0 + \beta_1 s_{t-1}) \quad (3.5)$$

其中：

- Δs_t : 為現貨價格於第 t 期之收盤價格報酬率；
- Δf_t : 為期貨價格於第 t 期之結算價格報酬率；
- \hat{e}_{t-1} : 落遲一期之誤差修正項；
- ε_{it} : 隨機誤差；
- $\alpha_{i,ect}$: 誤差修正項係數，表示期貨與現貨價格向長期均衡調整的速率；
- α_{ij} : 過去市場 j 之價格報酬對於當期市場 i 價格報酬的影響調整係數；
- D_{vix}, D_{opt} : 虛擬變數，分別表示 VIX 指數期貨與選擇權加入與否的指標；
- α_{iv}, α_{i0} : 衡量加入 VIX 指數期貨與選擇權後對於市場價格報酬率的影響；

誤差修正模式為當非定態序列經由差分後成為同階定態且具有共整合關係時，加入誤差調整項為解釋變數作為長期均衡參數進行檢定；誤差修正項表示兩序列間的長期動態關聯性，即檢定在長期均衡偏差的情況下對於下一期的市場價格是否

存在影響效果，即長期均衡資訊對於條件報酬的調整能力，若 $\alpha_{1,ect} > 0$ 且 $\hat{e}_{t-1} > 0$ 則表示指數現貨市場價格根據均衡關係而言是被低估的，指數套利者將會買進指數成分股，並放空期貨，導致現貨市場價格上升，回到長期均衡之關係。藉此納入長期資訊於模型中，合併考慮長期與短期資訊以避免序列變數經由差分後可能忽略長期資訊或短期動態資訊的問題。

於向量誤差模式中，對於指數價格短期價格關係進行檢定，設定檢定式如下：

$$H_a: \alpha_{12}(1) = \alpha_{12}(2) = \dots = \alpha_{12}(n) = 0 \quad (3.6)$$

$$H_b: \alpha_{21}(1) = \alpha_{21}(2) = \dots = \alpha_{21}(n) = 0 \quad (3.7)$$

短期價格預測假設於有限的範圍內，期貨（現貨）價格對於現貨（期貨）價格存在顯著的預測能力。若未拒絕 H_a 且未拒絕 H_b 則表示在短期兩市場不存在價格發現關係；若未拒絕 H_a 且拒絕 H_b 則表示短期現貨市場對於期貨市場存在價格發現關係；若拒絕 H_a 且拒絕 H_b 則表示短期市場間存在交互影響關係；若拒絕 H_a 且未拒絕 H_b 則表示短期期貨市場對於現貨市場存在價格發現關係。上述檢定過程根據 Granger (1969)提出以一變數是否能增加另一變數的預測能力作為判斷交互關係的依據，由預測能力的角度觀察變數間的因果關係，解釋市場間短期關連程度。

長期效果於檢定誤差修正項對於指數現貨價格與指數期貨價格報酬是否存在解釋能力，設定檢定式如下：

$$H_c : \alpha_{1, ect} = 0 \quad (3.8)$$

$$H_d : \alpha_{2, ect} = 0 \quad (3.9)$$

若變數間存在長期價格調整機制，則表示至少有一誤差修正項係數顯著異於零，即前期的市場價格觀測值與長期均衡值的離差具有提高模型預測能力的性質。若拒絕 H_c ，則表示期貨價格會透過長期均衡影響現貨價格；若拒絕 H_d ，則表示現貨價格會透過長期均衡影響期貨價格；若同時拒絕 H_c 與 H_d ，表示現貨與期貨價格均會往兩者長期均衡方向調整。上述檢定過程乃根據 Yang et al. (2001)提出若誤差修正項可以有效預測現貨（期貨）價格的變化，則長期現貨（期貨）價格具有預測期貨（現貨）的能力。



3.5 EGARCH 模式

根據第貳章文獻回顧之討論，期貨商品的低交易成本及高槓桿性質容易吸引投資人於指數市場尋求指數套利的機會，造成波動性外溢的影響，進而導致現貨市場在期貨商品上市後存在波動性上揚的現象(Edwards, 1988)。研究第一部份探討市場間的動態關係後，第二部分將探討兩市場間報酬變異性的影響關係。根據研究目的，將分為(1)探討市場間長、短期波動性外溢現象；(2)檢定市場間波動性叢聚現象；(3)探討市場間的條件變異不對稱影響效果；(4)市場結構性研究等四個子項目。

傳統 Box and Jenkins (1976)計量模型⁶多於探討變數間的條件一階動差。為了將風險以及不確定性納入實證模型之中，Engle (1982)提出自我相關條件異質變異模式(autoregressive conditional heteroscedasticity, ARCH)探討序列變數二階動差，認為財務或經濟的時間序列資料擁有條件變異數異質變異的特性。Bollerslev (1986)延伸 ARCH 模式提出 GARCH 模式，將前期殘差項平方與前期市場報酬變異數納入條件變異數方程式中，修正 ARCH 模式中多期線性遞減結構。ARCH/GARCH 模式廣泛應用於研究市場波動性叢聚⁷(volatility clustering)現象；但當樣本存在顯著的波動性不對稱效果時，GARCH 模式便無法完整的捕捉此一行為。因此，Nelson (1991)修正 GARCH 模式提出 Exponential GARCH (EGARCH)模式，用以描述非預期報酬衝擊對於條件變異的不對稱性效果，但在原來模式設定中描述現貨與期貨的報酬波動性產生過程是分別獨立的。Tse (1999)與 Bhar (2001)延伸此模式為多變量的模型，但其中假設兩市場間的條件相關性為恆常不變。Zhong et al. (2004)為探討長期關係下訊息衝擊影響，設定具有誤差修正項的雙變量 EGARCH 模式。

本研究延伸先前的研究，將兩市場條件變異數納入模型，同時放寬兩市場相關性恆常不變的限制，探討市場間相關性變異之特性，藉以檢定市場於波動率指數商品上市前後的結構性變化。設定條件變異數方程式及共變異數方程式如下：

⁶ 即 ARMA 迴歸模型。

⁷ 波動性叢聚：變異數受到過去訊息的影響，前期較大幅度的波動伴隨較大幅度的波動；而前期較小幅度的波動伴隨較小幅度的波動。

條件變異數方程式：

$$\sigma_{1t}^2 = \exp(\gamma_1 + \gamma_{11}G_{1,t-1} + \gamma_{12}G_{2,t-1} + \gamma_{1,t-1} \ln \sigma_{1,t-1}^2 + \gamma_{1,ect} \left| \hat{e}_{t-1} \right| + \gamma_{1,v}D_{vix} + \gamma_{1,o}D_{opt}) \quad (3.10)$$

$$\sigma_{2t}^2 = \exp(\gamma_2 + \gamma_{22}G_{2,t-1} + \gamma_{21}G_{1,t-1} + \gamma_{2,t-1} \ln \sigma_{2,t-1}^2 + \gamma_{2,ect} \left| \hat{e}_{t-1} \right| + \gamma_{2,v}D_{vix} + \gamma_{2,o}D_{opt}) \quad (3.11)$$

$$G_{1,t} = \left(\left| \xi_{1,t} \right| - E \left| \xi_{1,t} \right| \right) + \theta_1 \xi_{1,t} \quad (3.12)$$

$$G_{2,t} = \left(\left| \xi_{2,t} \right| - E \left| \xi_{2,t} \right| \right) + \theta_2 \xi_{2,t} \quad (3.13)$$

$$\hat{e}_{t-1} = f_{t-1} - (\beta_0 + \beta_1 s_{t-1}) \quad (3.14)$$

其中：

- σ_{1t}^2 : 現貨市場第 t 期報酬條件變異數；
- σ_{2t}^2 : 期貨市場第 t 期報酬條件變異數；
- γ_{11}, γ_{22} : 前期市場上新訊息對於本身市場條件變異數的影響係數；
- γ_{12}, γ_{21} : 前期跨市場新訊息對於本身市場條件變異數的影響係數；
- $\gamma_{i,t-1}$: 前期市場 i 新價格資訊對於本身市場條件變異數的影響係數；
- $G_{i,t}$: 考慮不對稱性標準化後的市場衝擊；
- $\gamma_{i,ect}$: 誤差修正項的係數，表示期貨與現貨價格向長期均衡調整的速率；
- D_{vix}, D_{opt} : 虛擬變數，分別表示波動率指數期貨與選擇權加入與否的指標；
- $\gamma_{i,v}, \gamma_{i,o}$: 衡量波動率指數期貨與選擇權加入後於市場條件變異的影響係數；
- $\xi_{i,t}$: 標準化後的殘差值 $\xi_{i,t} = \left(\frac{\varepsilon_{i,t}}{\sigma_{i,t}} \right)$

式(3.10)、(3.11)中利用係數 γ_{12}, γ_{21} 捕捉跨市場短期波動性外溢的效果；式(3.12)、(3.13)中以係數 θ_i 捕捉波動性的不對稱性效果；若 $\theta_i < 0$ 且顯著，表示市場報酬之條件變異數存在不對稱性效果（即同幅度的市場變化，下跌時對於未來

波動性的影響大於上漲的影響);Zhong (2004)認為當現貨與期貨偏離長期均衡時，期貨與現貨市場間的訊息不對稱會轉而影響未來的市場報酬變異，因此於方程式(3.10)、(3.11)中加入誤差修正項捕捉市場偏離均衡時的共整合關係，以係數 $\gamma_{i,ect}$ 衡量，若 $\gamma_{i,ect} > 0$ 且顯著，表示當市場偏離長期均衡時市場間的共整合力量較大，對於未來市場的波動性變化存在正向的影響。

於Tse (1999)與Bhar (2001)的模型中，假設兩市場間得條件相關性為恆常不變。在此為了納入波動率衍生商品對於市場結構性變化的影響於模型中討論，放寬相關性為恆常不變的限制，設定共變異數方程式如下：

$$\sigma_{12,t} = (\rho_{bv}D_{bv} + \rho_{vix}D_{vix} + \rho_{opt}D_{opt})(\sigma_{1,t}\sigma_{2,t}) \quad (3.15)$$

其中：

$\sigma_{12,t}$ ：現貨市場與期貨市場於第t期之共變異數

D_{bv} ：代表VIX指數期貨上市前期時間(2002.07.01至2004.03.25)

D_{vix} ：代表VIX指數期貨上市後時間區隔(2004.03.26至2006.02.23)；

D_{opt} ：代表VIX指數選擇權上市後時間區隔(2006.02.24至2007.10.31)

另外，於波動率衍生商品加入後對於市場結構性之影響則以結構性變化檢定式進行測度，設定結構性影響檢定式如下：

$$H_e: \rho_{bv} = \rho_{vix} = \rho_{opt} \quad (3.16)$$

(3.16)式用以檢定取樣樣本時間區隔中大盤指數現貨與期貨兩市場間的共變異關係是否存在顯著的結構性改變。若無法拒絕 H_e ，表示波動率指數商品的上市在抽樣區間對於市場不具有恆長性結構變化。

3.6 概似函數

經濟與財務時間序列統計資料普遍存在高狹峰分配(Leptokurtic)的現象。但於 Engle (1982)的研究中，卻假設序列變數及殘差為標準常態分配，因此實證模型導正的過程可能造成若干之偏誤。Bollerslev (1987)首先將非常態分配的假設納入模型中估計，Richard et al. (1990)進一步驗證以 t-distribution 配適樣本抽樣及誤差項設定最大概似方程式能夠得到較佳的估計結果。假設期貨與現貨市場報酬率的條件聯合機率分配為 t-distribution，設定最大概似函數如下：

$$L(\Theta) = \sum_{t=1}^T \ln\{l_t(\Theta)\} \quad (3.17)$$

$$\text{where } l_t(\Theta) = \frac{\Gamma[(2+\nu)/2]}{\Gamma(\nu/2)[\pi(\nu-2)]} |S_t|^{-\frac{1}{2}} \left[1 + \frac{1}{\nu-2} \varepsilon_t' S_t^{-1} \varepsilon_t\right]^{-\frac{(2+\nu)}{2}} \quad (3.18)$$

其中：

Θ ：為待估計參數向量； ν 為自由度(degree of freedom)

S_t ：為第 t 期條件變異數共變異數矩陣； $S_t = \begin{pmatrix} \sigma_{1t}^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{2t}^2 \end{pmatrix}$

ε_t ：為誤差向量； $\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \sim \text{student-t}(0, S_t, \nu)$

3.7 Bivariate EC-EGARCH 模式

承前述研究方法與模型之設定，整理完整 Bivariate EC-EGARCH 實證模式如下，計量模式以 Eviews 統計軟體處理，詳細的實證研究結果於第肆章實證結果與分析整理解釋。

條件均數方程式：

$$\Delta s_t = \alpha_1 + \alpha_{1,ect} \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{11}(i) \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{12}(i) \Delta f_{t-i} + \alpha_{1,v} D_{vix} + \alpha_{1,o} D_{opt} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta f_t = \alpha_2 + \alpha_{2,ect} \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{21}(i) \Delta s_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{22}(i) \Delta f_{t-i} + \alpha_{2,v} D_{vix} + \alpha_{2,o} D_{opt} + \varepsilon_{2t}$$

條件變異數方程式：

$$\sigma_{1t}^2 = \exp(\gamma_1 + \gamma_{11} G_{1,t-1} + \gamma_{12} G_{2,t-1} + \gamma_{1,t-1} \ln \sigma_{1,t-1}^2 + \gamma_{1,ect} |\hat{e}_{t-1}| + \gamma_{1,v} D_{vix} + \gamma_{1,o} D_{opt})$$

$$\sigma_{2t}^2 = \exp(\gamma_2 + \gamma_{22} G_{2,t-1} + \gamma_{21} G_{1,t-1} + \gamma_{2,t-1} \ln \sigma_{2,t-1}^2 + \gamma_{2,ect} |\hat{e}_{t-1}| + \gamma_{2,v} D_{vix} + \gamma_{2,o} D_{opt})$$

$$G_{1,t} = (|\xi_{1,t}| - E|\xi_{1,t}|) + \theta_1 \xi_{1,t}$$

$$G_{2,t} = (|\xi_{2,t}| - E|\xi_{2,t}|) + \theta_2 \xi_{2,t}$$

$$\hat{e}_{t-1} = f_{t-1} - (\beta_0 + \beta_1 s_{t-1})$$

共變異數方程式：

$$\sigma_{12,t} = (\rho_{bv}D_{bv} + \rho_{vix}D_{vix} + \rho_{opt}D_{opt})(\sigma_{1,t}\sigma_{2,t})$$

最大概似函數：

$$L(\Theta) = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \frac{\Gamma[(2+v)/2]}{\Gamma(v/2)[\pi(v-2)]} |S_t|^{-\frac{1}{2}} \left[1 + \frac{1}{v-2} \varepsilon_t' S_t^{-1} \varepsilon_t \right]^{-\frac{(2+v)}{2}} \right\}$$

$$\text{where } S_t = \begin{pmatrix} \sigma_{1t}^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{2t}^2 \end{pmatrix}; \varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix} \sim \text{student-t}(0, S_t, v)$$



第肆章 實證結果與分析

實證模式的設定，將根據第參章研究方法，於 4.1 節進行樣本的統計資料分析與樣本資料的處理檢定；於 4.2 節針對研究目的提出假說，聚焦實證研究之目的；4.3 節就研究架構圖 3-1，進行 Bivariate EC-EGARCH 模式的檢定統計分析，第一部份建構向量誤差修正模式驗證市場長期與短期價格發現效果；第二部分建構具誤差修正項的 EGARCH 模型分析波動性叢聚現象以及報酬波動性外溢的雙向回饋效果；最後對於波動率指數商品於市場價格行為之衝擊進行相關檢定；另外以共變異數方程式研究波動率指數期貨與選擇權創立前後市場條件相關的結構性變化；實證統計結論則整理彙整於 4.4 節。

4.1 樣本統計資料分析

分析討論假設之前，為了解樣本資料的分配型態，先進行樣本基本統計量分析。研究資料選取區間為 2002 年 07 月 01 日至 2007 年 10 月 31 日，計 1393 筆資料。指數現貨的價格為 SPX 指數每日的收盤資料；於 S&P 500 指數期貨部分，則以 CME 之 S&P 500 指數期貨每日的結算價為統計樣本。另外，由於 S&P 500 指數期貨商品交割月份分別為三月、六月、九月及十二月，為去除遠期合約不頻繁交易的影響、以及常見於期貨合約到期時的價格跳躍不連續現象，本研究以次近月合約之每日結算價為樣本。資料來源主要由芝加哥選擇權交易所以及芝加哥商品交易所取得。基本敘述統計資料整理於表 4-1。

表 4- 1 S&P 500 指數現貨與指數期貨價格及相關報酬統計

	平均值	標準差	最大值	最小值	偏態	峰態	JB	ARCH	Q(20)	ADF	PP
現貨價格	1180.23	191.48	1565.15	776.76	0.003074	2.2637				-0.2369	0.0057
期貨價格	1183.24	194.90	1576.20	777.80	0.016683	2.2413				-0.2494	-0.0142
現貨報酬	0.0033%	0.961%	5.5732%	-4.2423%	0.1216	6.7014	795.21***	209.5***	35.953	-40.012***	-40.416***
期貨報酬	0.0033%	0.955%	5.7549%	-4.2821%	0.0871	7.1605	1002.12***	207.2***	31.566	-39.261***	-39.730***

資料來源：CBOE (<http://www.cboe.com/>)、CME (<http://www.cme.com/>)、本研究整理

資料區間：07/01/2002 至 10/31/2007

註：***代表於 1% 的顯著水準呈顯著

其中 JB 為 Jarque-Bera 常態分配檢定；ARCH 為 Engle (1982) 的 Lagrange Multiplier 檢定序列是否存在條件異值變異性；

Q(20) 為 Ljung and Box (1978) 所提出的 Q 檢定以檢定報酬序列之線性跨期相依性(intertemporal dependencies)；

ADF 與 PP 分別為 Augmented Dickey-Fuller 檢定與 Phillips-Perron 檢定，以檢定時間序列是否為定態性質

4.1.1 統計資料說明

觀察表 4-1 之基本敘述統計資料可以發現指數現貨與指數期貨兩市場均呈現右偏分配趨勢；現貨價格與期貨價格峰態係數皆小於 3，表示較常態分配更為低闊；於指數報酬率部分，其峰態係數皆顯著大於 3，表示兩市場報酬率的抽樣分配存在高狹峰分配的現象，符合 3.6 節對於經濟與財務時間序列資料具有高狹峰分配之論述。為確認資料序列的分配型態，再進一步以 Jarque-Bera 檢定對序列是否呈現常態分配加以檢定，由表 4-1 欄 JB 中可以發現兩市場報酬率序列即使於 1% 的顯著水準下仍拒絕常態分配的假設，此部分的實證結果支持研究中使用 t-distribution 配適樣本資料的適當性。

4.1.2 序列穩定性與共整合檢定

序列是否為定態，將影響計量模型的統計效度。而序列是否具有非定態性質，初步可藉由觀察序列之排列態勢判斷，圖 4-1、圖 4-2 為 S&P 500 指數現貨與指數期貨在樣本取樣空間走勢圖，由圖中可以發現兩市場價格序列在時間趨勢下呈現線性上漲的型態，表示此二序列可能不為定態序列⁸。進而針對兩價格序列採取 Augmented Dickey Fuller (ADF) 單根檢定與 Phillips-Perron (PP) 單根檢定。檢定結果(表 4-1 欄 ADF、PP)顯示無法拒絕價格序列具有單根的虛無假設，表示指數現貨與指數期貨非為定態序列。因此，必須將資料以差分處理，以求序列穩定性，對於價格資料取一階差分亦即探討指數價格差

⁸ 資料序列敘述統計性質隨時間變化，違背定態序列假設。

序列，另將序列資料取自然對數相減之對數價格差⁹建構指數報酬率為樣本。一次差分下，對於指數現貨報酬與指數期貨報酬序列在 1% 的顯著水準下進行 ADF 檢定與 PP 檢定同時拒絕具有單根的虛無假設，表示差分後兩序列即呈穩定的型態，故可以推論指數現貨與指數期貨同為一階整合之序列（一階定態），以 $I(1)$ 表示。於確認市場報酬率序列為定態序列後，本研究使用 Ljung and Box (1978) 所提出的 Q 檢定統計量續檢定序列跨期線性相依性(intertemporal dependencies)，結果發現現貨報酬以及期貨報酬序列皆不具有自我相關的特性。

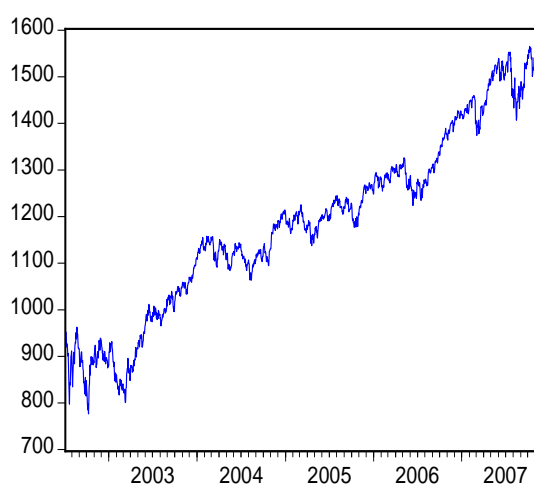


圖 4-1 S&P 500 指數現貨走勢圖

資料來源：CBOE (<http://www.cboe.com/>)

註：樣本區間 2002/07/01 至 2007/10/31

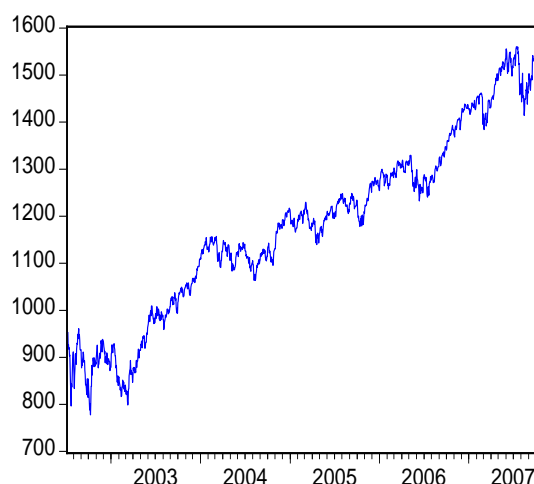


圖 4-2 S&P 500 指數期貨走勢圖

資料來源：CME (<http://www.cme.com/>)

註：樣本區間 2002/07/01 至 2007/10/31

⁹ 報酬率計算方法： $R_{it} = \ln(P_{it}/P_{i,t-1}) \times 100$

其中： R_{it} 為第 t 期指數現貨或指數期貨的報酬率； P_{it} 為第 t 期指數現貨或指數期貨的價格。

4.1.3 序列共整合檢定

確定指數現貨報酬率與指數期貨報酬率皆為一階之同階定態後，進而以 Engle Granger 二階段共整合檢定程序探討序列之共整合性質。根據表 4-1 判斷兩市場的相依性，假設兩價格序列之間共整合關係(式 3.1)：

$$f_t = \beta_0 + \beta_1 s_t + e_t \quad (3.1)$$

其中：

f_t : S&P 500 指數期貨價格對數值，t 表示第 t 期結算價格；

s_t : S&P 500 指數現貨價格對數值，t 表示第 t 期收盤價格；

利用最小平方法估計序列 $\{e_t\}$ 後，以 ADF 單根檢定及 PP 單根檢定殘差項是否存在有單根性質，檢定結果如表 4-2，實證顯示迴歸殘差於 1% 的顯著水準下顯著拒絕具有單根之虛無假設，表示序列 $\{e_t\}$ 為定態變數，確認序列 $\{f_t\}$ 、 $\{s_t\}$ 之間存在有共整合現象，共整合向量 $(1, -\beta_0, -\beta_1)$ ，共整合向量估計值整理於表 4-3 Panel A。

表 4-2 迴歸殘差項單根性質檢定

	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller 檢定	-7.336***	0.0000
Phillips-Perron 檢定	-25.896***	0.0000

資料來源：本研究整理

註：本表對於迴歸殘差項進行單根檢定，虛無假設為檢定序列存在單根效果

***代表檢定參數於 1% 的顯著水準呈顯著；Prob. 為 P-value

4.1.4 條件異質變異性 (ARCH 效果)

證明指數現貨報酬與指數期貨報酬具有共整合性質後，針對序列資料是否具有條件異質變異性進行 Lagrange Multiplier (LM) 檢定 (Engle, 1982)，LM 檢定對於各期條件變異數進行相等性檢定，若各期條件變異數不存在異質性，則表示原序列資料不存在 ARCH 效果；反之，若拒絕各期條件變異數相等的虛無假設，則原序列資料存在 ARCH 效果，故於設定實證模式時，除了以向量誤差修正模型探討兩市場報酬率之變化情形外，應使用 ARCH 模式探討二階動差之異質變異現象，以正確反應資料之時間特性。

ARCH 效果檢定結果如表 4-1 欄 ARCH，檢定結果 S&P 500 指數現貨報酬與指數期貨報酬 ARCH LM 檢定值分別為 209.5 及 207.2，兩者於 1% 的顯著水準下皆拒絕不存在條件異質變異性的假設。至此，研究已確認指數期貨與現貨價格序列具有共整合關係，且一階差分後之報酬序列存在有條件異質變異性，因此，可採用向量誤差模型，及具有誤差修正項之 EGARCH 模式進行統計量估計檢定。

基於有效檢定力與研究目的為原則，在落遲項的選擇同時以 Akaike info criterion¹⁰ (AIC) 與 Schwartz Bayesian information criterion¹¹ (SBC) 指標以及模型對於研究目的解釋能力合併考慮，選擇最適落後期數為兩期進行實證研究，實證結果將於 4.3 節進行討論。其中，AIC 與 SBC 皆為殘差的函數，因此兩指標皆以數值越小為模型預測力判斷準則。

¹⁰ Akaike info criterion : $AIC = T \times \ln(SSE) + 2k$

¹¹ Schwartz Bayesian information criterion : $SBC = T \times \ln(SSE) + k \times \ln(T)$

其中：T 為樣本總數，SSE 為殘差平方和，k 為待估計參數總數。

4.2 研究假說與變數描述

由於實證模式涉及大量的統計量估計，因此於進行 Bivariate EC-EGARCH 實證模式之前，為聚焦研究目的以及實證結果的解釋面向，將根據第壹章的研究目的設定研究假說以及進行變數之描述。

承第壹章之研究目的，實證模式之建立為檢測 S&P 500 指數現貨與指數期貨市場間長期與短期動態關係及波動性外溢的現象，並探討波動率指數期貨與選擇權的上市對於市場條件報酬率、變異數以及市場結構性影響，茲分別論述如下：

1. 檢定現貨市場與期貨市場間長期均衡關係以及短期動態相關性

H1_a：現(期)貨指數價格報酬對於未來短期「指數現貨」報酬率具有預測能力

H1_b：現(期)貨指數價格報酬對於未來短期「指數期貨」報酬率具有預測能力

H1_c：現貨價格與期貨價格於長期偏離均衡時，市場間存在雙向之調整機制

假說H1_a與假說H1_b表示兩市場間短期存在因果關係，將透過實證模型均數方程式(3.3)、(3.4)中係數 $\alpha_{11}(i)$ 、 $\alpha_{12}(i)$ 與係數 $\alpha_{21}(i)$ 、 $\alpha_{22}(i)$ 分別探討。根據資訊交易成本的邏輯，假設指數期貨市場具有價格發現的功能，故預期係數 $\alpha_{12}(i)$ 為正，具有領先現貨市場價格行為之特性；若長期效果存在，假說H1_c對於市場間長期因果關係進行驗證，若雙向因果關係存在，則係數 $\alpha_{1,ect}$ 與 $\alpha_{2,ect}$ 應存在顯著異於零之統計檢定結果，表示透過現貨市場與期貨市場的價格調整，讓市場恢復長期共整合之均衡價格行為。

另外，Hong et al. (2000)的研究發現股價間存在動能(momentum)趨勢效果，即股價無法即時充分反應所有價格資訊的現象。以現貨股價指數為例，受限於漲跌幅及其它交易限制，在價格上漲（下跌）時，現貨價格較慢反應市場上新的價格資訊造成現貨股價指數相對於期貨指數呈現被低估（高估）的現象。因此，若動能趨勢存在，則均數方程式(3.3)中係數 $\alpha_{1,ect}$ 應為負顯著異於零且方程式(3.4)中係數 $\alpha_{2,ect}$ 應為正顯著異於零以描述市場間動能趨勢效果的存在性。

2. 檢定市場間波動性外溢的雙向回饋機制及波動性叢聚現象

H2_a：短期市場報酬條件變異數存在明顯的 GARCH 效果

H2_b：短期市場報酬條件變異數存在雙向波動性外溢現象

H2_c：長期指數現貨與期貨報酬條件變異存在雙向波動性外溢現象

假說H2_a預期前期市場波動性將會持續正向影響現貨以及期貨個別市場本期的條件變異數，因而表示條件變異數方程式(3.10)、(3.11)中係數 $\gamma_{1,t-1}$ 與 $\gamma_{2,t-1}$ 將會正顯著異於零。透過此假說，可以進一步探討指數現貨與期貨指數價格報酬波動性叢聚現象；假說H2_b與假說H2_c則預期市場間的條件變異數於長期與短期分別存在相互影響的雙向波動性外溢現象，因此條件變異數方程式(3.10)、(3.11)中短期係數 γ_{11} 、 γ_{22} 、 γ_{12} 、 γ_{21} 應顯著異於零，表示單一市場的條件變異將透過波動性外溢之傳遞機制影響另一市場的未來短期變異；於長期波動性外溢的測定則由假說H2_c檢定，預期在長期下市場間偏離均衡之離差對於個別市場條件變異將具有調整力量，故設定式(3.10)、(3.11)長期係數 $\gamma_{1,ect}$ 、 $\gamma_{2,ect}$ 應顯著異於零，代表長期市場調整力量。

3. 市場衝擊變數對於報酬變異的不對稱性效果研究

H3：市場的正面、負面訊息對於市場條件變異產生不對稱性之影響

假說 H3 透過條件變異數方程式(3.10)、(3.11)中市場衝擊函數 $G_{i,t}$ 探討條件變異數的不對稱性效果；其中， $G_{i,t}$ 為標準化殘差 $\xi_{i,t}$ 的方程式。當 $0 \leq \xi_{i,t} < \infty$ 時，方程式 $G_{i,t}$ 的斜率為 $1 + \theta_i$ ；而當 $-\infty < \xi_{i,t} < 0$ 時，方程式 $G_{i,t}$ 的斜率為 $-1 + \theta_i$ 。因此， $G_{i,t}$ 增加標準化殘差 $\xi_{i,t}$ 不對稱影響市場條件變異的自由度。若不對稱性效果存在，則表示 θ_i 負顯著異於零成立。



4. 波動率指數期貨、選擇權上市對於 S&P 500 指數市場價格行為之影響

H4：波動率衍生性商品的上市能夠有效轉移現貨市場波動性，致使價格報酬波動性下降，增加市場整體安定性

波動率指數衍生商品提供予市場參與者直接透過波動性交換市場交易風險的避險工具，有別於以往指數期貨多空操作的特性，將連結標的轉向二階動差變異。研究假設波動率指數期貨與選擇權對於現貨市場波動性能夠作出有效的預測，提供市場參與者對於未來短期波動性的有效預期。透過波動率衍生商品資產組合，藉此分散現貨報酬變異的風險，降低價格報酬之波動性。故於假說 H4 中，對於波動性衍生商品上市後之價格衝擊進行檢定，以條件變異數方程式(3.10)、(3.11)係數 $\gamma_{i,v}$ 、 $\gamma_{i,o}$ 探討加入波動性期貨與選擇權分別對於市場波動性的影響，並預期其符號為負顯著異於零，表示具有降低市場價格波動性，增加整體市場穩定性的效果。

5. 在波動率指數衍生性商品上市前後，對於市場結構性的影響

H5：波動率指數衍生商品的上市將擴大資訊傳遞的管道，減少過去資訊對於條件變異數的影響程度，促成市場結構性的改變

波動率指數給予市場參與者對於未來波動性相關之市場訊息，因此假設波動率衍生商品的上市將擴大資訊傳遞的管道，改變市場間的相關性，減少價格資訊對於未來短期的影響程度之結構性的改變。故以變異數方程式(3.15)捕捉現貨市場與期貨市場在波動率指數期貨與選擇權上市前後是否造成結構性之改變，預期聯合檢定將拒絕檢定式(3.16)對於相關係數在上市前後均相等的虛無假設。



4.3 實證結果

實證結果整理呈現於表 4-3、表 4-4。表 4-3 Panel A 為共整合向量及共整合檢定結果；表 4-3 Panel B 為條件均數方程式統計結果；表 4-4 Panel A 為條件變異數方程式統計結果；表 4-4 Panel B 為共變異數方程式檢定結果。

其中於表 4-3 Panel A 的部分，迴歸殘差項 $\{e_t\}$ 透過單根檢定式，顯著拒絕存在單根的虛無假設，因此可以推論指數現貨與指數期貨價格兩序列存在共整合關係。其共整合向量為 $(1, -\beta_0, -\beta_1) = (1, 0.0994, -1.0144)$ ，係數 β_0 、 β_1 於 1% 的顯著水準下均顯著異於零，此一部份說明了 S&P 500 指數現貨與期貨價格序列資料間的共整合關係，進而討論此共整合估計值能否有效反應現貨和期貨價格間之基差¹²(basis spread)。為驗證此假設，使用 Wald 係數檢定虛無假設 $\beta_1 = 1$ 檢定及聯合檢定 ($\beta_0 = 0$ 且 $\beta_1 = 1$)；實證結果發現前述二者皆拒絕虛無假設，表示指數現貨與指數期貨之間的均衡估計值並不能反映基差之變化。換句話說，市場基差值並不能用以代替誤差修正項探討市場間長期偏離均衡的效果。此部分實證結果支持 Zhong et. al. (2004) 針對墨西哥股市所作的研究。以下將對於前述各項研究假說逐一驗證其存在性。

¹² 基差：即指數現貨價格減去指數期貨價格，反應持有現貨的成本、收益與市場對未來走勢的預期。

表 4- 3 Panel A：共整合向量估計值與共整合檢定

$$f_t = \beta_0 + \beta_1 s_t + e_t \quad (3.1)$$

其中： f_t 為期貨結算價格對數值，為第 t 期之結算價格對數； s_t 為指數現貨收盤價格對數值，為第 t 期之收盤價格對數； e_t 為共整合方程之誤差項

β_0	β_1	Test for $\beta_1=1$ [x^2]	Joint test for (a) [x^2]	PP test for residuals	ADF test for residuals
-0.0994*** (3.19E-03)	1.0144*** (4.51E-04)	1.01E+03***	1.82E+03***	-25.8956***	-7.336***

資料來源：本研究整理

資料區間：07/01/2002 至 10/31/2007

註：***表示參數於 1%顯著水準下呈顯著； $[x^2]$ 代表 chi-square 檢定統計量；括號內為標準誤；(a)表示聯合檢定 $\beta_0=0$ 以及 $\beta_1=1$ ；

共整合向量 $(1, -\beta_0, -\beta_1) = (1, 0.0994, -1.0144)$

表 4- 3 Panel B：條件均數方程式與估計結果

$$\Delta s_t = \alpha_1 + \alpha_{1,ect} \hat{e}_{t-1} + \alpha_{11}(1)\Delta s_{t-1} + \alpha_{11}(2)\Delta s_{t-2} + \alpha_{12}(1)\Delta f_{t-1} + \alpha_{12}(2)\Delta f_{t-2} + \alpha_{1,v} D_{vix} + \alpha_{1,o} D_{opt} + \varepsilon_{1t} \quad (3.3)$$

$$\Delta f_t = \alpha_2 + \alpha_{2,ect} \hat{e}_{t-1} + \alpha_{21}(1)\Delta s_{t-1} + \alpha_{21}(2)\Delta s_{t-2} + \alpha_{22}(1)\Delta f_{t-1} + \alpha_{22}(2)\Delta f_{t-2} + \alpha_{2,v} D_{vix} + \alpha_{2,o} D_{opt} + \varepsilon_{2t} \quad (3.4)$$

其中： Δs_t 為現貨價格於第 t 期之收盤價格報酬率； Δf_t 為期貨價格於第 t 期之結算價格報酬率； \hat{e}_{t-1} 為落遲一期之誤差修正項； D_{vix}, D_{opt} 為虛擬變數，分別表示 VIX 指數期貨與選擇權加入與否之指標； ε_{it} 為隨機誤差

	α_i	$\alpha_{i,ect}$	Δs_{t-1}	Δs_{t-2}	Δf_{t-1}	Δf_{t-2}	$\alpha_{i,v}$	$\alpha_{i,o}$	Joint test for (a) [χ^2]	Joint test for (b) [χ^2]
Δs_t	-0.0002 (-0.4280)	-0.1351** (-2.1540)	-0.6067*** (-5.6308)	-0.2999*** (-2.9521)	0.5642*** (5.2323)	0.2448** (2.4131)	0.0005 (0.9513)	0.0009* (1.7955)	32.6829***	27.7019***
Δf_t	-0.0002 (-0.5090)	-0.2435*** (-3.8364)	-0.1502 (-1.4274)	-0.1015 (-1.0007)	0.1102 (1.0472)	0.0549 (0.5416)	0.0004 (0.9050)	0.0009* (1.8326)	2.2970	1.1259

資料來源：本研究整理

資料區間：07/01/2002 至 10/31/2007

註：***代表 1%顯著水準，**代表 5%顯著水準，*代表 10%顯著水準；刮號內為 z 檢定統計量； χ^2 代表 chi-square 統計量；

(a)表示聯合檢定 $\alpha_{11}(1)=\alpha_{11}(2) = 0$ 或 $\alpha_{21}(1)=\alpha_{21}(2) = 0$ ；(b)表示聯合檢定 $\alpha_{12}(1)=\alpha_{12}(2) = 0$ 或 $\alpha_{22}(1)=\alpha_{22}(2) = 0$

4.3.1 向量誤差修正模式

表 4-3 Panel B 為條件均數方程式統計結果，在短期動態檢定式 H_a 下，均數方程式(3.3)係數 $\alpha_{11}(1)$ 、 $\alpha_{11}(2)$ 、 $\alpha_{12}(1)$ 、 $\alpha_{12}(2)$ ¹³皆為顯著異於零，拒絕虛無假設檢定式(3.6)，表示短期現貨報酬與期貨報酬對於未來短期現貨報酬均具有預測能力，觀察係數 $\alpha_{12}(1)$ 、 $\alpha_{12}(2)$ ，其符號皆為正值顯著異於零，表示期貨市場具有領先現貨市場價格報酬的特性，即期貨市場富有市場間價格發現的能力，支持假說 $H1_a$ ；進一步觀察期貨報酬對於現貨未來報酬之影響性，發現落遲一期之係數 $\alpha_{12}(1) = 0.5462$ 大於落遲二期之係數 $\alpha_{12}(2) = 0.2448$ ，即落後一期之期貨報酬對於現貨報酬具有較大之價格預測能力。

短期動態關係檢定式 H_b 下，觀察均數方程式(3.4)係數 $\alpha_{21}(1)$ 、 $\alpha_{21}(2)$ 、 $\alpha_{22}(1)$ 、 $\alpha_{22}(2)$ ¹⁴，實證結果即使於 10% 顯著水準下仍無法拒絕異於零的虛無假設。表示短期指數現貨報酬與指數期貨報酬對於未來短期期貨報酬均不存在顯著的預測效果，因此結論無法支持假說 $H1_b$ ，故短期市場間僅存在單向因果關係，期貨市場價格發現之主導地位較強，具有領先指數現貨市場價格報酬之功能。

¹³ $\alpha_{11}(1)$ 、 $\alpha_{11}(2)$ 、 $\alpha_{12}(1)$ 、 $\alpha_{12}(2)$ 分別為指數現貨與指數期貨價格報酬率對於未來指數現貨報酬的影響係數

¹⁴ $\alpha_{21}(1)$ 、 $\alpha_{21}(2)$ 、 $\alpha_{22}(1)$ 、 $\alpha_{22}(2)$ 分別為指數現貨與指數期貨價格報酬率對於未來指數期貨報酬的影響係數

就長期效果之檢定，藉由均數方程式(3.3)、(3.4)誤差修正項係數觀察兩序列報酬的長期關係。誤差修正項係數分別為 $\alpha_{1,ect} = -0.1351$ 與 $\alpha_{2,ect} = -0.2435$ ，兩者皆為負顯著異於零，拒絕長期效果檢定式 H_c 及 H_d ，其中以 $\alpha_{2,ect}$ 的絕對數值較大，代表在長期下，現貨市場為消除偏離均衡之誤差所作之調整力量較期貨市場為薄弱，而期貨市場透過套利效果進行價格調整將指數期貨價格往現貨價格調整，使市場間價格回到均衡之狀態，支持前述假說 $H1_c$ 。另外，觀察誤差修正項係數於現貨以及期貨市場均為負顯著，表示兩市場間不存在動能趨勢。

4.3.2 EGARCH 模式與共變異數方程式

表 4-4 整理呈現實證結果的第二部分，包括條件變異數方程式與共變異數方程式統計檢定結果。為檢定市場間條件變異數 GARCH 效果，觀察係數 $\gamma_{1,t-1}$ 與 $\gamma_{2,t-1}$ 皆為正顯著異於零；且 $(\gamma_{1,t-1}, \gamma_{2,t-1}) = (0.9600, 0.9602)$ 表示於指數現貨市場，前期條件變異有 96.00% 會延續至本期的現貨報酬條件變異上；指數期貨前期條件變異則有 96.02% 會延續至本期的期貨報酬變異上。顯示現貨與期貨報酬的波動率並非恆常不變，兩市場波動率均明顯受前期市場訊息影響，證明市場間存在波動率的叢聚現象，支持 4.2 節假說 $H2_a$ ，短期市場報酬波動性存在明顯的 GARCH 效果¹⁵。

分析短期波動性的外溢現象， $G_{1,t}$ 為標準化後指數現貨市場衝擊之替代函數； $G_{2,t}$ 為標準化後期貨市場衝擊之替代函數。 $t-1$ 期之現貨市場衝擊函數 $G_{1,t-1}$ 對於

¹⁵ 關於指數現貨、期貨日報酬率線圖請參照附錄 A，其中可以判讀指數價格報酬存在波動性叢聚之效果，與 Koutmos and Tucker (1996) 對於 S&P 500 指數之研究具相同之結論。

市場波動性影響係數為 $(\gamma_{11}, \gamma_{21}) = (0.2551, 0.1893)$ ，且實證結果於 1% 的顯著水準下為顯著，表示現貨市場非預期衝擊的產生，會對現貨市場以及期貨市場未來波動性產生影響； $t - 1$ 期之期貨市場衝擊函數 $G_{2,t-1}$ 分別對於市場波動性的影響係數為 $(\gamma_{12}, \gamma_{22}) = (-0.1463, -0.0612)$ ，但統計結果之顯著性較低，表示相對於現貨市場非預期衝擊，期貨市場非預期衝擊對於市場未來波動性影響較為微弱。此部分結論支持假說 H2_b，短期市場報酬波動性存在雙向波動性外溢現象。將前述結論與指數報酬式(3.3)、(3.4)（即均數方程式）比較，指數期貨具有價格發現的性質；於波動性外溢效果，則以指數現貨市場影響指數期貨市場效果較為強烈。

於長期價格均衡關係對短期未來兩市場條件變異的影響可以藉誤差修正項係數以說明，若市場長期下偏離均衡，則對於市場的波動性應產生牽引力震盪回復長期均衡狀態，因此對於條件變異數方程式，其誤差修正項係數應為正顯著異於零，但實證結果發現於指數現貨市場與期貨市場皆為不顯著，表示不支持長期存在波動性外溢之假說 H2_c。

瞭解市場間波動性外溢的交互影響關係以及波動性叢聚的現象後，進而探討條件變異的不對稱性效果。根據假說 H3，藉由觀察係數 θ_i 是否為負顯著異於零以驗證條件變異的不對稱性影響。實證結果 $(\theta_1, \theta_2) = (-0.8318, -0.4107)$ ，分別於 1% 與 10% 的顯著水準下為顯著，表示同幅度的負向衝擊會比正向衝擊對未來價格序列的波動性影響為大，其中又以現貨市場的負向衝擊影響波動性效果更為強烈，同時比較 $(\theta_1, \gamma_{11}, \gamma_{21})$ 皆為顯著異於零，表示現貨市場衝擊函數對於短期未來波動性同時具有不對稱性影響效果以及跨市場的波動性外溢效果，較期貨市場非預期衝擊更為強烈。支持前述波動性外溢效果以指數現貨市場影響較強之論點。

表 4- 4 Panel A：條件變異數方程式統計檢定結果

$$\sigma_{1t}^2 = \exp(\gamma_1 + \gamma_{11}G_{1,t-1} + \gamma_{12}G_{2,t-1} + \gamma_{1,t-1} \ln \sigma_{1,t-1}^2 + \gamma_{1,ect} |\hat{\epsilon}_{t-1}| + \gamma_{1,v}D_{vix} + \gamma_{1,o}D_{opt}) ; G_{1,t} = \left(\xi_{1,t} \mid - E \xi_{1,t} \right) + \theta_1 \xi_{1,t} \quad (3.10)$$

$$\sigma_{2t}^2 = \exp(\gamma_2 + \gamma_{22}G_{2,t-1} + \gamma_{21}G_{1,t-1} + \gamma_{2,t-1} \ln \sigma_{2,t-1}^2 + \gamma_{2,ect} |\hat{\epsilon}_{t-1}| + \gamma_{2,v}D_{vix} + \gamma_{2,o}D_{opt}) ; G_{2,t} = \left(\xi_{2,t} \mid - E \xi_{2,t} \right) + \theta_2 \xi_{2,t} \quad (3.11)$$

其中： σ_{1t}^2 為現貨市場第 t 期報酬條件變異數； σ_{2t}^2 為期貨市場第 t 期報酬條件變異數； $G_{1,t}$ 為現貨市場標準化後之市場衝擊函數； $G_{2,t}$ 為期貨市場標準化後之市場衝擊函數； $\xi_{i,t}$ 為標準化後之殘差值； $\hat{\epsilon}_{t-1}$ 為落遲一期之誤差修正項； D_{vix}, D_{opt} 為虛擬變數，分別表示 VIX 指數期貨與選擇權加入與否之指標。

	γ_i	$\gamma_{i1}(G_{1,t-1})$	$\gamma_{i2}(G_{2,t-1})$	$\gamma_{i,t-1}(\ln \sigma_{i,t-1}^2)$	$\gamma_{i,ect}$	$\gamma_{i,v}$	$\gamma_{i,o}$	θ_i
$\ln(\sigma_{1t}^2)$	-0.4307*** (-4.8118)	0.2551*** (3.8223)	-0.1463** (-2.2938)	0.9600*** (111.18)	0.5879 (0.1371)	-0.0389*** (-2.6537)	-0.0581*** (-3.4840)	-0.8318*** (-3.5677)
$\ln(\sigma_{2t}^2)$	-0.4366*** (-4.8841)	0.1893*** (2.9933)	-0.0612 (-1.0162)	0.9602*** (110.22)	-0.0100 (-0.0023)	-0.0422*** (-2.8895)	-0.0580*** (-3.5445)	-0.4107* (-1.9134)

資料來源：本研究整理 資料區間：07/01/2002 至 10/31/2007

註：***代表 1% 顯著水準，**代表 5% 顯著水準，*代表 10% 顯著水準；刮號內為 z 檢定統計量

表 4- 4 Panel B：共變異數方程式統計檢定結果

$$\sigma_{12,t} = (\rho_{bv}D_{bv} + \rho_{vix}D_{vix} + \rho_{opt}D_{opt})(\sigma_{1,t}\sigma_{2,t}) ; \quad (3.15)$$

$$l_t(\Theta) = \frac{\Gamma[(2+\nu)/2]}{\Gamma(\nu/2)[\pi(\nu-2)]} |S_t|^{-\frac{1}{2}} [1 + \frac{1}{\nu-2} \varepsilon_t' S_t^{-1} \varepsilon_t]^{-\frac{(2+\nu)}{2}} \quad (3.18)$$

其中： $\sigma_{12,t}$ 為現貨與期貨市場於第 t 期之共變異數； D_{bv} 、 D_{vix} 、 D_{opt} 為虛擬變數，分別為 VIX 期貨上市前、VIX 選擇權上市前、VIX 選擇權上市後三時間區隔； Γ 為 Gamma 函數； ν 為自由度； S_t 為第 t 期條件變異數共變異數矩陣； ε_t 為誤差向量

	ρ_{bv}	ρ_{vix}	ρ_{opt}	Joint test for (a) [x^2]	Degree of freedom	$L(\theta)$
$\sigma_{12,t}$	0.9826*** (539.14)	0.9847*** (616.24)	0.9725*** (350.24)	15.7321***	4.3018*** (12.5871)	11716.22

模型診斷：P-values of test statistics (Ljung-Box $Q(20)$ -statistics for Residuals； $\xi_{1,t}$ 、 $\xi_{2,t}$ 分別為現貨與期貨市場經標準化之殘差值)

$\xi_{1,t}$	0.730	$\xi_{1,t}^2$	0.169
$\xi_{2,t}$	0.683	$\xi_{2,t}^2$	0.056*
$\xi_{1,t} \times \xi_{2,t}$	0.219		

資料來源：本研究整理 資料區間：07/01/2002 至 10/31/2007

註：***代表 1%顯著水準，**代表 5%顯著水準，*代表 10%顯著水準；刮號內為 z 檢定統計量； $[x^2]$ 代表 chi-square 統計量

(a)表示聯合檢定 $\rho_{bv} = \rho_{vix} = \rho_{opt}$

4.3.3 波動率指數期貨與選擇權的影響

節 4.3.1 與節 4.3.2 的論證將指數現貨與期貨的關連性作完整的說明，此小節將對於波動率指數期貨與選擇權於指數現貨(期貨)市場條件報酬率以及條件變異的影響進行檢定。VIX 指數期貨於 2004 年 03 月 26 日上市，在模型中以 D_{vix} 代表波動率指數期貨上市之虛擬變數；VIX 指數選擇權於 2006 年 02 月 24 日上市，在模型中以 D_{opt} 代表波動率指數選擇權上市之虛擬變數。

前述兩樣商品的上市，其主要目的在於轉嫁現貨市場報酬變異之風險，以二階動差為標的給予市場投資人直接以波動性交換市場交易市場風險以及執行其資訊策略的工具市場。因此，本研究為瞭解該商品是否能夠發揮其經濟理論意義，分散整體市場之風險，將虛擬變數同時納入均數方程式與變異數方程式觀察該商品對於價格行為之衝擊，並以指數現貨與期貨市場間的共變異數方程式驗證波動率衍生商品上市於市場的結構性影響情形。

由表 4-3 Panel B 均數方程式(3.3)、(3.4)探討波動率指數商品對於現貨指數報酬率的影響性。式(3.3)波動率衍生商品上市後對於現貨市場報酬率的影響分別為 $(\alpha_{1,v}, \alpha_{1,0}) = (0.05\%, 0.09\%)$ ，表示於兩商品上市後，對於指數現貨市場報酬率均存在正面的影響。其中波動率指數選擇權上市後影響係數在 10% 的顯著水準下為顯著。均數方程式 (3.4)，波動率指數商品對於期貨指數報酬率的影響性係數 $(\alpha_{2,v}, \alpha_{2,0}) = (0.04\%, 0.09\%)$ 與現貨市場擁有類似的結論。

對於市場條件變異的影響性，由表 4-4 變異數方程式(3.10)、(3.11)探討波動率指數期貨與選擇權上市後對於現貨指數條件波動性的影響性。式(3.10)中波動率衍

生商品上市係數 $(\gamma_{1,v}, \gamma_{1,0}) = (-0.0389, -0.0581)$ 皆為負值，且於 1% 的顯著水準下異於零，表示在波動率指數期貨與選擇權上市後均具降低現貨市場報酬條件波動性的效果；於期貨市場，則由式 (3.11) 探討，表中係數 $(\gamma_{2,v}, \gamma_{2,0}) = (-0.0442, -0.0580)$ ，係數同樣於 1% 的顯著水準下異於零，與現貨波動性部分擁有相同的結論，支持假說 H_{4b} ，波動性衍生商品的上市能夠有效轉移現貨市場的波動性，增加整體市場的安定性。

於波動率指數衍生商品對於市場結構性的影響，由表 4-4 Panel B 共變異數方程式檢定係數 ρ_{bv} 、 ρ_{vix} 、 ρ_{opt} 檢定波動率指數商品上市對於市場間條件相關性的影響，實證檢定結果於波動率指數期貨上市前、上市後以及指數選擇權上市後三個資料區間的相關係數分別為 $(\rho_{bv}, \rho_{vix}, \rho_{opt}) = (0.9826, 0.9847, 0.9725)$ ，係數均顯著異於零且近於 1。另檢視相關係數統計估計值，於樣本區間中可以觀察得期貨市場與現貨市場相關係數約為 0.98，表示 S&P 500 指數期貨市場與現貨市場具有接近完全正相關之關連性，代表 S&P 500 期貨市場的發展以臻成熟。但由於相關係數仍非為 1，因此透過期貨市場規避現貨市場風險的投資者仍需要承擔相對價格波動的風險。

為檢定假說 H5 市場結構性於波動率指數衍生商品上市前後之變化，於表 4-4 Panel B 檢定虛無假設 $\rho_{bv} = \rho_{vix} = \rho_{opt}$ ，觀察市場是否存在顯著之結構性變化，檢定結果拒絕係數相等的虛無假設，故於表 4-5 分別對於限制式 $\rho_{bv} - \rho_{vix} = 0$ 與 $\rho_{vix} - \rho_{opt} = 0$ 進行係數檢定，檢定結果如表 4-5，對於檢定式 $\rho_{bv} - \rho_{vix} = 0$ ，檢定結果無法拒絕虛無假設，表示於波動率指數期貨上市後，市場不存在結構性變化；而對於檢定式 $\rho_{vix} - \rho_{opt} = 0$ ，檢定結果拒絕兩者相等之假設，表示於波動率指數選擇權上市後，市場產生結構性變化，期貨與現貨市場間的相關性較波動率指數選擇權上市前顯著降低。

表 4-5 共變異數方程式限制式檢定

	Value	Chi-square	Prob.
$\rho_{bv} - \rho_{vix} = 0$	-0.0022	0.786	0.3754
$\rho_{vix} - \rho_{opt} = 0$	0.0122	15.574***	0.0001

資料來源：本研究整理

註：***代表 1% 之顯著水準；

ρ_{bv} 、 ρ_{vix} 、 ρ_{opt} 分別表示兩市場間於 VIX 指數期貨與選擇權上市前後之相關係數

波動率指數商品對於指數價格市場結構性之影響透過影響係數 $(\gamma_{i,v}, \gamma_{i,0})$ 同時降低指數現貨與指數期貨報酬之條件變異，減少過去資訊對於條件變異數的影響程度。支持 4.2 節之假說 H5，波動性衍生商品的上市將擴大資訊傳遞的管道，減少過去資訊對於條件變異數的影響程度，促成市場結構性的改變。

4.4 統計結果彙整

本章透過實證分析，首先針對樣本資料進行基本統計分析，確定價格資料序列具有單根性質後，對於資料序列採差分處理，證實指數現貨與期貨報酬率序列同時為一階定態 $I(1)$ 之穩定序列，並以 Engle-Granger 二階段共整合檢定驗證指數現貨價格與期貨價格長期之共整合關係，以共整合方程式建構誤差修正項建構 Bivariate EC-EGARCH 模式進行統計檢定分析，並分析市場條件報酬率與條件變異數在波動率指數商品上市後的變化情形。彙整統計檢定結果如下：

1. 於短期價格發現的實證分析上，短期現貨報酬與期貨報酬對於未來短期現貨報酬均具有預測能力，其中以期貨價格報酬落遲一期的報酬率對於現貨市場未來短期市場報酬率的預測能力最為顯著；期貨市場報酬則不存在類似的結論，表示期貨市場於短期具備有價格發現的特性。
2. 均數方程式於長期效果之檢定，以誤差修正係數以瞭解序列報酬的長期關係，實證結果誤差修正係數於兩市場中均為顯著，表示市場長期存在雙向的調整機制，市場終透過動態調整回到長期均衡的共整合關係。其中以期貨市場為消除偏離之誤差所作之調整力量較現貨市場為大，透過套利效果將指數期貨價格往現貨價格調整，使市場間價格回到均衡之狀態。

3. 指數現貨市場及期貨市場報酬率條件變異存在明顯的 GARCH 效果，表示市場報酬波動性並非恆常不變，96% 的前期條件變異續而影響本期之波動性，推論現貨市場與期貨市場同時存在波動性叢聚現象；另外，透過條件變異數方程式衝擊函數證實兩市場間於短期存在波動性外溢效果，並以指數現貨市場影響期貨市場較為強烈，但於長期則不支持市場波動性外溢的假設
4. 針對個別市場進行槓桿效果分析，實證結果證實同幅度的負向衝擊會比正向衝擊對未來價格序列的條件變異影響更為明顯，實證模型同時驗證現貨市場衝擊函數對於未來短期波動性具有不對稱性影響效果以及跨市場的波動性外溢兩部分效果，較期貨市場非預期衝擊的影響更為強烈。
5. 波動率指數期貨、選擇權上市對於指數現貨、期貨發揮指標性作用，具有轉移現貨市場及期貨市場波動性、增加市場的安定性的功能，並以波動率指數選擇權對於市場的影響能力較為強烈；於市場條件報酬率，實證係數表示波動率指數商品上市後對於市場報酬亦存在正向影響性，但商品本身應為中性，對於整體市場報酬應不具有提高之結論，仍需回歸整體基本面的改善為市場整體報酬提升的因素。
6. 波動率指數期貨的上市，對於指數現貨市場及指數期貨市場的關連性不會產生顯著性的改變；但當波動率指數選擇權上市後，對於市場則產生顯著的結構性影響，期貨與現貨市場間的相關性較波動率指數選擇權上市前顯著降低。並透過影響係數 $(\gamma_{i,v}, \gamma_{i,0})$ 同時減少過去資訊於兩市場反應之影響程度。另外，實證結果顯示兩 S&P 500 指數現貨與期貨市場間的相關係數約為 0.98，市場參與者透過期貨市場避險仍需要承擔相對的風險性。

第五章 台指選擇權波動率指數商品之發展與應用

我國期權市場自成立後，在交易量以及商品的多樣性兩面向均具有顯著之成長，於 2001 年至 2007 年，交易量年成長率達 73%，充分顯示台灣金融市場充沛之交易動能。

為進一步強化我國金融市場與國際金融市場之連結，我國期交所研議推出台指選擇權波動率指數選擇權¹⁶、新台幣計價的 MSCI 台指選擇權、新台幣計價的黃金選擇權等商品為選擇權市場注入新的交易動能。在期貨商品部分，期交所研擬在既有的 30 天期利率期貨外，推出 90 天期票券利率期貨、台指選擇權波動率指數期貨、新台幣計價 MSCI 期貨等¹⁷。

第肆章實證結果與分析歸結波動率指數商品富有降低整體市場報酬變異之結論。本章將整合前述實證研究之論證、國內波動率指數之現況以及國內外專家的觀點(附錄 B)，對於我國金融市場進行個案研究，分析台指選擇權波動率指數衍生性商品於我國金融市場上市之可行性。

¹⁶ 王中愷(2008)指出，期交所研議在既有指數選擇權交易熱絡基礎上，引進國外盛行的波動率指數，研擬波動率指數商品；另外，也彙整期貨商意見，積極推動期貨市場盤後的電子盤交易到晚間 12 時一案於年內實施。(2008-01-28/經濟日報 A4 版)

¹⁷ 摘錄自 2008-04-10/經濟日報 D2 版

5.1 波動率指數發展現況

Whaley (1993)為衡量未來股票市場價格報酬變異程度，以 Black-Scholes 選擇權評價模式(BS model)反求之指數選擇權隱含波動率為基礎，提出市場波動率指數(Market Volatility Index, VIX)。隨後 CBOE 於 2003 年推出新版本波動率指數，簡化原本以 BS model 為基礎之計算公式，同時藉由波動率偏離(volatility skew)的概念整合價外選擇權的價格資訊以擬合市場投資人對於未來短期(30 日)市場真實波動率的預期。比較 CBOE 前後兩種版本的波動率指數計算方式，於反應市場對於未來波動性的核心價值相同；數值層面，新版編制方式平均較舊制低了 3.8%(Hulbert, 2003)；於未來波動性的預測能力，Corrado and Miller (2005)的實證研究表示兩者皆存在向上偏移(upwardly biased)趨勢，但預測能力仍優於以歷史波動率為基礎的預測模型。

除波動率指數之計算於學理上的實證研究外，相關衍生性金融商品亦具有蓬勃之發展。目前，CBOE 掛牌交易的波動率指數選擇權計有 VIX options、Nasdaq-100 volatility index options (VXN)、Russell 2000 volatility index options (RVX)等，其中 VIX 指數選擇權於 2007 年總額交易量高達 23,388,366 口合約，為 CBOE 交易量最為活絡的商品之一，表示金融市場參與者已經普遍接受以 VIX 指數商品作為規避資產組合風險的工具之一般性。於國際金融市場，波動率指數的應用近年來同樣具顯著之成長，表 5.1 整理各國波動率指數之建構以及相關應用。由表 5.1，各國波動率指數大抵上採用 CBOE 之編制公式求算個別之波動率指數，一方面顯示該編制法對於追蹤真實波動率的預測能力；另一方面則可以驗證該模型於不同的金融市場環境下仍具有一定之穩定性。

表 5-1 各國波動率指標發展現況

區域	指數	發行機構	推出時間	標的指數	編制	期間	期權商品
台灣	台指 波動率指數	期交所	2007	台股加權指數	(1)	30	NA
美國	VIX	CBOE	1993	S&P 500	(1)	30	期貨與選擇權
	VXN	CBOE	2000	Nasdaq 100	(1)	30	期貨與選擇權
	RVX	CBOE	2004	Russell 2000	(1)	30	期貨與選擇權
	VXD	CBOE	2005	DJIA	(1)	30	期貨
德國	VDAX-New	Deutsche Börse	1994	DAX	(2)	30	期貨
法國	VX1/VX6	Euronext	1997	CAC 40	(3)	31/185	NA
瑞士	VSMI	Banca del Gottardo	2003	SMI	(2)	45	期貨
希臘	GVIX	ADEX	2003	ASE-20	(2)	30	NA
歐洲	VSTOXX	Stoxx	2005	ERUO STOXX 50	(1)	30	期貨

資料來源：本研究整理

註：(1)採用 CBOE 波動率指數編制公式計算之波動率指數

(2)採用以 Black Scholes 選擇權評價模式求算之隱含波動率建構波動率指數

(3)VX1/VX6 兩指標採現金股利調整後之二項式模型以內插法求算波動率指數

5.2 台灣期權市場與台指選擇權波動率指數

國內期權市場自 2001 年台指選擇權(TXO)上市後，在台灣期貨交易所及相關業者共同推廣之下，台指選擇權目前為我國期權市場上最為活絡的避險工具，設計上以台股加權指數價外 5 檔次為契約之履約價位進行避險應用，日交易均量達 374,841 口合約(2007 年)。由於該衍生性商品活絡之交易動能，台指選擇權交易市場於反映國內整體金融市場動態性已具有相當代表性，足作為整體經濟概況之指

標。除台指選擇權外，目前我國金融市場可採用的另一主要避險工具為台指期貨 (TX)。台指期貨與台指選擇權均可用以規避市場漲跌變化單方向的風險，但若要規避價格波動率變化的風險，目前市場上則沒有單一避險工具可以運用；此外，台指期貨與台指選擇權受制於漲跌幅的限制以及履約價位的問題，當市場面臨重大利空時便無法進行有效的避險操作。鑑於此，學界與期交所近年來逐漸開始針對波動率指數於我國金融市場應用可行性進行相關研究。於指數編制上，已經取得標準普爾公司的授權，採取 CBOE 之波動率指數建構公式編制我國台指選擇權波動率指數，刊載於台灣期貨交易所的網頁中，便於投資人進行策略研擬之參考。

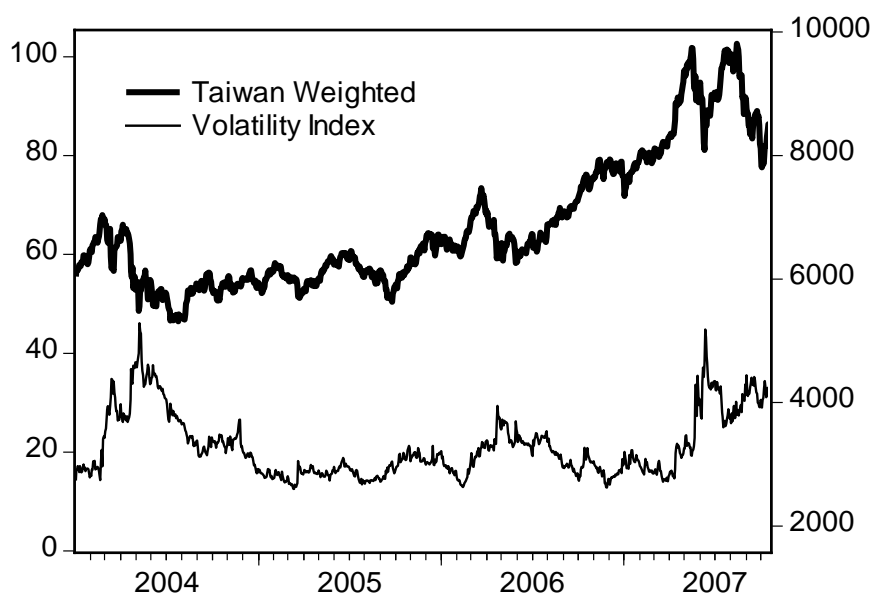


圖 5-1 台指波動率指數與台灣加權指數走勢

註：樣本區間 2004/01/02 至 2007/12/31

資料來源：台灣證券交易所 (<http://www.tse.com.tw/>)、本研究整理

表 5-2 台股指數、台指選擇權波動率指數報酬與風險

	Panel A： 台股指數月報酬與報酬波動性		Panel B： 波動率指數月報酬與報酬波動性		Panel C： 相關係數
	平均報酬	標準差	平均報酬	標準差	日報酬相關係數
2007	0.70%	5.21%	4.93%	20.92%	-0.5754
2006	1.49%	4.05%	-1.32%	17.16%	-0.3898
2005	0.54%	4.32%	-0.47%	14.68%	-0.2711
2004	0.35%	5.15%	3.64%	30.11%	-0.3753

資料來源：台灣證券交易所 (<http://www.tse.com.tw/>)、本研究整理

圖 5-1 台股加權指數及台指選擇權波動率指數走勢圖，其中波動率指數由台指選擇權每日收盤價格自行計算而得。表 5-2 台股指數、台指選擇權波動率指數報酬與風險則整理 2004 年 1 月 2 日至 2007 年 12 月 31 日兩指數之月報酬及報酬變異之特性，並以指數日資料計算報酬率的相關係數。

觀察我國波動率指數與台股指數走勢以及表 5-2 Panel C 指數之相關係數兩者同時呈現反向變動的關係，與國際上對於 VIX 指數之相關研究結果一致。另外，隨著我國期權市場發展趨於成熟，波動率指數與台股指數報酬相關程度近年來亦有頗為顯著之提升，表示期權市場作為台股避險工具的能力亦漸趨於完整，因而強化了台股指數與台指選擇權波動率指數間的連動關係。

台指選擇權波動率指數作為台股加權指數報酬的反指標，歸納台指選擇權波動率指數特性如下：

1. 市場恐慌性指標(The investor fear gauge)

金融市場參與者預期市場指數價格出現大幅度向下修正時，積極的進入選擇權市場買入價外賣權，推升價外選擇權的隱含波動率，導致波動率指數上揚，波動率指數因而具有對於未來短期波動性的預測能力；另外當大盤指數價格緩步上揚時，期權市場多呈現穩定的狀態，波動率指數便反向逐漸下降

2. 指數價格報酬領先指標

波動率指數為擬合短期未來波動性為基礎，因此台指選擇權波動率指數隨著加權指數市場變動而呈現往復震盪(mean reverting)的特性。波動率上升進入相對高檔時，表示投資人對於未來過度悲觀，通常為市場反轉的指標，反之亦然。實證上，李宛柔(2006)以台指選擇權波動率指數為市場報酬的領先指標進行研究，以持有期間的報酬支持前述台指選擇權波動率指數作為市場反轉指標的論證。

5.3 台指選擇權波動率指數商品化可行性分析

由於我國目前沒有單一衍生性金融商品可以進行波動率避險的操作，僅能以台指期貨、台指選擇權等加權指數衍生性商品進行避險。相對於波動率交換市場，以台指期貨與台指選擇權進行波動率避險在交易成本上較高，且避險策略執行效果亦不若直接以波動率指數為標的之衍生性商品進行避險為佳(卓必靖, 2004)。本節歸納波動率指數衍生性商品的效益面向進行概括性的分析，探討台指選擇權波動率指數商品化之可行性。圖 5-2 波動率指數商品上市要素架構圖，以需求面要素、總體金融環境面因素為基礎，驗證各項要素於我國金融市場之充分性。

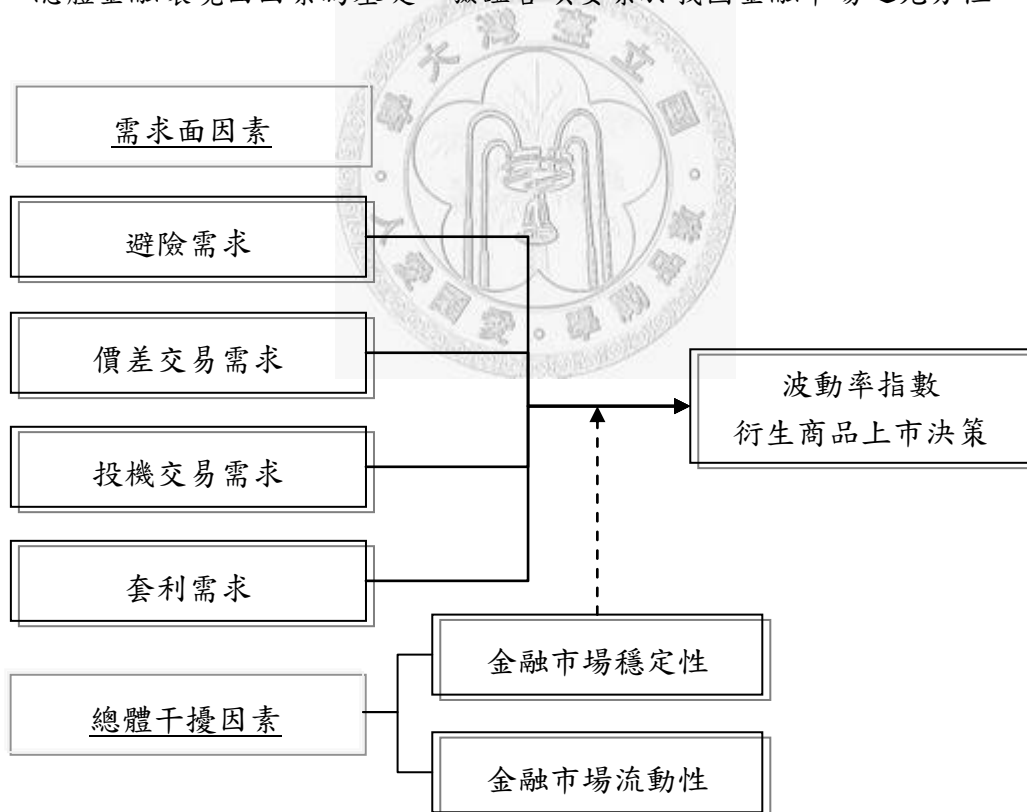


圖 5-2 波動率指數商品上市要素架構圖

資料來源：VIX Introduction(Hulbert, 2003)、Volatility Futures at Eurex(Vischer, 2006)、本研究整理

新金融商品發展之可行性，主要因素來自於金融市場本身的創新是否能夠更契合市場投資人的需求，進而影響投資人參與新金融商品市場之意願而定。台指選擇權波動率指數於我國金融市場發展可行性需求面相關之要素，主要探討波動率指數商品之潛在需求，關於避險之需求，透過以下三個應用層面說明：

一、股票市場避險需求：鑑於台指選擇權波動率指數報酬與台股加權指數報酬的負相關性，透過波動率指數衍生性商品資產配置，可以於市場上創建 Vega (v) neutral 資產組合，於合約存續期間，鎖定波動率之變化對於資產價值的影響。另外，由於我國金融市場屬於淺碟型市場，易於受到外資、法人的大額交易操縱，加劇了我國金融市場的波動性，台指選擇權波動率指數商品的推出，能夠作為市場波動率交易之工具市場，降低現貨市場之波動性(本研究實證之結論)，支持相關商品上市之決策。此外，經與業內專家訪談後(附錄 B)，發現國內法人對於二階動差避險的需求一直存在，而波動率風險之規避目前僅能透過現有商品計算其 Vega 係數進行避險，執行效果不盡理想，避險之成本亦相當高，進一步支持國內上市波動率指數商品之決策。

二、金融危機避險需求：當金融市場遭受到重大利空衝擊時，受制於國內期權商品諸多的限制性因素，對於市場的劇烈變動幾乎無法發揮應有的避險效果，故國內期貨業者持續呼籲期交所盡快研議台指選擇權波動率指數衍生商品的推出，提供單一且有效之金融工具，對於市場偶發之未預期衝擊進行避險之應用，健全國內期權市場的完整性。

三、相關性避險需求：由於跨國性交易的開展，台股價格趨勢與國際主要股市逐漸趨勢一致（朱正修，2004）。市場間的相關性使得我國台股價格報酬無法不受其它市場所干擾。透過台指選擇權波動率指數商品的交易，規避市場受到國際主要金融市場連動的風險，與前述股票市場避險需求具有類似之結論。

波動率指數商品除了於避險的應用外，同時具有一般衍生性金融商品交易之特性。例如透過價差交易，投資人得以鎖定獲利區間；於投機交易需求，台指選擇權波動率指數本身具有往復震盪的性質，因而可以作為市場價格反轉的訊息，創造投機交易之空間。

此外，自波動率交換(volatility swap)合約在1998年於美國櫃買市場上市後，波動率本身已然發展成為一項資產類別，透過組合波動率指數資產，得以調整投資組合之風險與報酬的抵換關係；於指數套利之需求，波動率指數作為真實波動率的追蹤指標，藉由真實波動率與隱含波動率之間的離差同樣可以進行指數套利的交易，但由於波動率指數為擬合未來短期之波動率，因此波動率指數與其衍生性商品間不必然具有完全對應之連動關係。一般而言，波動率指數與波動率指數期貨僅在合約到期前趨於收斂，故以套利需求而言，透過台指選擇權波動率指數衍生商品進行指數套利操作難度上較台指選擇權更高且更為複雜。

台指選擇權波動率指數相關衍生性商品上市於總體要素之影響，主要在於金融市場穩定性以及金融市場流動性兩部分之考量。

其一，於金融市場穩定性之影響：承第貳章文獻回顧與探討，一般認為期權商品具有較高的操作槓桿、多空交易不受限制等特性，期權商品的推出因而導致現貨市場波動性上揚，成為市場不安定性要素之一。然而波動率指數設計本質上

與傳統期權商品有所不同，為未來波動性之參考指標。另外，波動率指數商品的交易本身即具有平抑現貨市場波動性的效果，無法將波動率指數商品歸納為市場之不安定要素解釋。

透過波動率指數衍生商品交易，對於市場上價格劇烈變動能進行有效之風險分散。目前我國選擇權市場履約價位序列限於價外五檔¹⁸，但以今日我國台指選擇權之流動性以及台股指數的波動率而言，該限制致使國內期貨業者於市場發生重大利空時不得不轉往海外市場(如新加坡)進行避險。為改善國內市場體制上的缺點，貿然取消原本的限制性措施並非適合的解決方案，應該進而考慮波動率指數商品作為波動性避險工具的有效性，以及該商品於金融市場穩定性產生的正面效益，進行台指選擇權波動率指數商品上市計畫之研擬。

其二，金融市場流動性考量：對於造市者(market maker)而言，波動率指數衍生性商品市場之創建能夠滿足造市者的避險需求，故造市者得以在市場上積極的進行報價，維持市場活絡的交易特性。

由以上各點論證，台指選擇權波動率指數商品能夠反應一般市場參與者對於避險的功能性需求，同時增加我國期權市場商品種類之完整性。此外，觀察圖 5-1，我國波動率指數初步已能夠充分反應台股加權指數的趨勢，與國際上對於波動率指數之探討文獻有一致的結論，顯示國內台指選擇權市場以臻成熟，與歐美等先進國家相當。策略意義上則表示國內市場已然具備了推出波動指數期貨、選擇權

¹⁸ 期交所已於 2008 年 01 月 28 日開放彈性加掛選擇權履約價格序列，以反應國內期貨業者避險操作之要求

等衍生性商品的市場條件，為進一步設計符合我國金融市場境況的波動率指數商品，於次節將探討新金融商品上市所需要考慮之因素並整理建議之契約規格以供未來研究之參考。

5.4 台灣發行台指選擇權波動率指數期權商品之考量

相較於歐美市場，波動率指數的發展在亞洲大多處於發展初期，在應用上則均屬理論應用層面。然在幾次金融市場重大利空的衝擊之下，漸顯示我國期權市場作為現貨市場避險工具的不完備性，期交所在國內業者的壓力下，終應允在指數選擇權交易的基礎上，研擬波動率指數商品的開發。

承前述的論證以及需求面要素分析，我國金融市場發展台指選擇權波動率指數衍生性商品確實存在其必要性。於設計相關金融商品時，則必須綜合考慮以下四類因素¹⁹：

- 一、商品標的組合是否具有足夠的市場代表性
- 二、商品連結之指數是否具有足夠之流動性，不易受到人為操縱的影響
- 三、對於現有金融商品契約的影響性
- 四、合約的設計複雜度以及結算制度是否易於市場投資人操作

¹⁹ 參考台指選擇權波動率指數在期貨上的應用與發展(滕青華, 2007)，及本研究之整理

目前期交所以 CBOE 波動率指數建構公式計算我國台指選擇權波動率指數，合併考慮價外台指選擇權買權與賣權，加權平均後以內插法求算波動率指數以擬合市場上真實波動率。以我國台指選擇權市場活絡之交易特性而言，具有絕對的市場代表性以及足夠的流動性，受到人為操作的機會相對較小。於現有契約的影響，台指選擇權波動率指數的創建最主要功能在於提供投資人規避市場風險之工具，因此造市者可以透過波動率指數衍生性商品為避險應用，持續於市場上進行報價造市，維持市場流動性。

合約的設計上，建議參考 CBOE 之波動率指數契約規格以及推出的時程順序，規劃更為適合國人所熟悉之交易模式。主要理由有二，其一為 CBOE 於波動率指數市場一直扮演重要推動角色，二則在於透過類似之合約設計，能夠幫助既有契約交易者參與我國台指選擇權波動率指數市場交易。本研究建議之契約規格整理於表 5-3、表 5-4。於交易月份之設計，由於波動率指數的概念於學理上較為複雜，且我國金融市場對於波動率指數概念推廣亦屬初期導入階段，建議以較少的交易月份集中合約之交易量，提高台指選擇權波動率指數期貨與選擇權契約之流動性；另一方面，由於波動率指數本身的變異即相當劇烈(表 5-2)，因此作為遠期避險工具執行上較一般期權商品更為困難，故建議於商品導入初期推出兩個連續月份加上兩個季循環之契約交易月份，共 4 個月份合約於市場交易即可。於合約內容的設計，跳動單位採一般國際上波動率指數之跳動單位 0.01 為基準。此外，為擬合波動率指數合約價值與我國金融市場上現有合約價值，同時提高市場投資人對於該合約交易的參與意願，分別採新台幣 20000 元以及 5000 元為期貨與選擇權之契約價值乘數。最後，為幫助一般投資人快速的進入波動率指數市場交易，應持續以各種研討會以及推廣方案吸引各類市場投資人積極參與市場，成為波動率交換市場長期發展之動能。

表 5-3 台指選擇權波動率指數期貨契約規格概要

台指選擇權波動率指數期貨 (TAIFEX Volatility Index Futures)	
交易標的	台指選擇權波動率指數
契約代碼	TVX
契約價值	台指選擇權波動率指數點數×新台幣 20000 元 ^(a)
交易月份	兩個連續的月份加上兩個季循環之契約 ^(b)
交易時間	台灣時間 8:45 a.m.-1:45 p.m.
保證金	依期交所標準訂定之 ^(c)
部位限制	依期交所標準訂定之
每日結算價	採當日收盤前 1 分鐘內所有交易之成交量加權平均價，若無成交價時，則依期交所規範訂定之
最後交易日	該契約交割月份第三個星期三
結算價格	以最後結算日台指選擇權當日交易時間開始後 15 分鐘內之平均價計算之波動率指數訂定最後結算價格
最小升降單位	指數 0.01 點 (新台幣 200 元)
交割方式	現金結算，交易人於最後結算日依最後結算價之差額，以淨額進行現金之交付或收受

資料來源：台灣期貨交易所 ([http:// www.taifex.com.tw/](http://www.taifex.com.tw/))、CBOE、本研究整理

註：(a) 台指選擇權波動率指數期貨(TVX)作為台股加權指數避險工具之應用，為擬合台股期貨(TX)契約價值與台指選擇權波動率指數期貨契約價值，故訂定契約價值乘數

(b) 波動率指數期貨價格序列於契約到期月份具有較理想之收斂性質，故以較近月份合約於市場交易能得到較佳的波動率避險效果同時提高波動率契約商品的流動性

(c) 於保證金之訂定，考慮台指選擇權波動率指數本身之波動性較台股指數更為劇烈，故建議採行與台股期貨(TX)契約相當之初始保證金與維持保證金規範規定之

表 5-4 台指選擇權波動率指數選擇權契約規格概要

台指選擇權波動率指數選擇權 (TAIFEX Volatility Index Options)	
交易標的	台指選擇權波動率指數
契約代碼	TVO
契約價值	台指選擇權波動率指數點數×新台幣 5000 元
選擇權類型	歐式選擇權
交易月份	兩個連續的近月份加上兩個季循環之契約
交易時間	台灣時間 8:45 a.m.-1:45 p.m.
部位限制	依期交所標準訂定之
履約價間距	2.5 點
契約序列	以前一營業日波動率指數收盤價為基準，向下取最接近之履約價格間距倍數為履約價格推出一個序列，另以此履約價格為基準，依履約價格間距，交易月份起之二個接續之近月與季月契約，上下各推出三個不同履約價格之契約。契約存續期間至到期日五個營業日前，遇履約價高於或低於當日標的指數收盤指數之契約不足三個時，次一營業日依履約價格間距依序推出新履約價格契約，至履約價格高於或低於前一營業日標的指數收盤指數之契約達三個為止
權利金報價單位	權利金報價小於 3 點(新台幣 15000 元)為 0.05 點(新台幣 250 元)；大於 3 點則以 0.1 點(新台幣 500 元)為報價單位
每日結算價	採當日收盤前 1 分鐘內所有交易之成交量加權平均價，若無成交價時，則依期交所規範訂定之
最後交易日	該契約交割月份第三個星期三
結算價格	以最後結算日台指選擇權當日交易時間開始後 15 分鐘內之平均價計算之波動率指數訂定最後結算價格。
最小升降單位	指數 0.01 點 (新台幣 50 元)
交割方式	未沖銷價內部位，於到期日當天自動履約，以現金交付或收受履約價格與最後結算價之差額

資料來源：台灣期貨交易所 ([http:// www.taifex.com.tw/](http://www.taifex.com.tw/))、CBOE、本研究整理

第六章 結論與建議

我國金融市場波動率指數的發展並不甚久遠，但於實證上，有賴於台指選擇權市場良好之發展景況，台指選擇權波動率指數對於機構法人避險參考上已經有很好的指標性價值。而其衍生性商品在實務的應用上，是否符合其學理上的經濟意義為本研究的重點，故採取波動率指數交換市場發展最為完整的 S&P 500 指數市場為分析對象，探討 S&P 500 指數現貨與期貨市場在波動率指數商品推出後於市場間價格行為是否造成顯著之影響以及市場結構性的變化情形。於美國市場實證研究後，進而對於我國金融市場波動率指數的發展與應用進行個案分析，為波動率指數衍生性商品於我國金融市場上市之可行性進行論證表述。

6.1 研究結論

本研究核心目的在於提供我國金融市場未來發展波動率指數商品的可行性與策略建議時的參考，故首先對於現有波動率指數衍生商品上市對於市場的影響進行檢定，以作為未來於我國金融市場上市合理性的基礎。實證研究結論彙整如下：

1. 市場報酬率影響：

實證上波動率指數報酬與大盤指數報酬具有負相關的特性，故波動率指數商品的創建具有規避大盤指數價格報酬風險的功能。據雙變量 EC-EGARCH 模型之檢定結果，S&P 500 指數現貨與期貨價格報酬在 VIX 指數期貨與 VIX 指數選擇權上市後均具有增加之變化，但影響效果不顯著，表示整體市場報

酬的改善仍需回歸經濟之基本面，商品本身的推出為中性存在，對於整體金融市場報酬不存在影響性；於市場間價格行為之關係，檢定結果顯示短期期貨市場落遲一期的報酬序列對於現貨市場報酬具有預測能力。長期則存在雙向之調整機制，市場終透過動態調整回到長期共整合均衡關係。

2. 市場波動性影響：

波動率指數為投資人對於未來波動性的心理指標，關於波動性之檢定在於驗證波動率交換市場的創建對於指數現貨、期貨市場的影響性。模型檢定結果表示 VIX 指數期貨與選擇權的上市對於 S&P 500 指數現貨、期貨具有指標性作用，於市場價格行為存在降低市場波動性、增加市場安定的效果。此一結果主要導因於波動率交換市場的創建具有作為投資人規避波動性變化風險交易媒介之作用。


於市場間波動性檢定結果，S&P 500 指數現貨與期貨條件變異序列均存在顯著的 GARCH 效果，表示市場報酬波動性並非固定不動，96% 的前期市場波動性續而影響本期之市場波動性（波動性叢聚效果）；此外，市場間短期存在波動性外溢的效果，但於長期則不支持市場波動性外溢的假設。

3. 結構性變化：

根據實證檢定之結果，VIX 指數期貨的上市，對於指數現貨市場及指數期貨市場的相關連性並未產生顯著性的改變；但於 VIX 指數選擇權上市後，對於市場則產生顯著的結構性影響，代表該商品加入後，兩市場間的交互影響能力發生改變，期貨與現貨市場間的相關性較波動率指數選擇權上市前顯著降低。

進一步推論市場間相關性降低的原因，於波動率指數商品上市之前，為規避現貨市場價格波動之風險，機構投資人必須以現有期權商品之組合部位以分散波動率的風險，其在執行上的困難度與成本上均較直接以波動率指數商品避險為高，故原本期權市場本身即存在不完備性，因此當波動率指數商品推出後數年的時間內，尤其在具有更高操作槓桿的 VIX 指數選擇權上市後，能夠有效發揮波動率交換市場作為現貨市場避險工具之經濟效益，因而降低了原有期貨市場與現貨市場的相關性，成為規避現貨市場價格波動風險的工具市場。

6.2 研究建議



台灣期貨交易所自 1997 年成立後，就商品的多元性以及期權市場整體的交易量發展而言均呈良性發展，但深入探討每一檔商品的日均量，則可以發現真正市場上交易活絡的期權商品相當有限，若進一步排除造市者於市場上報價所挹注的交易動能，則實際的交易量必然更為侷限。

因此，期交所為遞補市場上缺乏之流動性，正積極研議推出新的期權商品。本研究根據美國市場於波動率指數商品上市後的實證資料分析為基礎，整合國內期權市場現況，對於國內金融市場未來台指選擇權波動率指數之發展提出具體建議以供決策時之參考。

1. 對投資策略研擬之建議

本研究以 CBOE 波動率指數建構公式求算我國台指選擇權波動率指數並繪製波動率指數與加權指數走勢於圖 5-1。兩指數走勢呈現負向之連動關係，

進一步求算台指選擇權波動率指數與台指加權指數日報酬相關係數達-0.5754，表示依CBOE公式建構之我國台指選擇權波動率指數初步已經得到與國外實證研究中對於波動率指數相同之研究結論，同時表示國內台指選擇權市場發展已經相當成熟，充分反應市場參與者對於未來趨勢的預期心理。


鑑於台指選擇權波動率指數已然具有反應市場未來波動性的參考意義，透過波動率指數往復震盪(mean reverting)的特性便得以建構以波動率指數為基礎之投資策略。此外，由於波動率指數與台股加權指數具有顯著的負相關性，若國內金融市場上能提供予投資人以台指選擇權波動率指數為標的之金融工具，透過波動率指數商品資產配置，便能夠對於整體投資組合的風險以單一金融商品進行調整，增進整體資產的穩定性同時降低於台股加權指數市場風險控管的複雜度。

2. 波動率指數衍生性商品於我國金融市場上市評估建議

國內期權市場作為現貨市場之避險工具，由於具有漲跌幅等人為限制的因素，當市場上出現重大利空時，國內期權市場無法滿足市場上法人機構避險的需求，紛轉往國外市場進行避險操作。若我國期權市場能成功發行波動率指數衍生商品，則機構投資人則可以藉由低成本的單一避險工具管理波動率變化的風險(vega risk)；此外，波動率指數商品的推出同時可以滿足造市者對於避險的需求，積極於市場上進行報價，為我國期權市場挹注活絡的交易動能。

對於國內整體金融環境面而言，由於國內市場特性仍以短線操作為主，容易產生超漲超跌的景況，增加了以原有期權商品避險的困難度。本研究支

持國內進行台指選擇權波動率指數商品發展主要根據有三。其一，波動率指數商品的推出具有平抑現貨市場波動性的效益。實證結果顯示波動率衍生商品市場的創建具有扮演原有期權市場外，另一規避現貨市場風險的工具市場之特性；其二，我國台指選擇權市場的發展以趨於成熟，而波動率指數相關衍生性商品的上市則可以協助市場參與者建立以台指選擇權波動率指數為基礎的動態避險策略，規避市場波動率變化之風險，健全我國衍生性金融商品市場；其三，國內法人機構對於波動率的避險需求普遍存在，而波動率指數衍生性商品於金融市場上市，能夠有效回應市場上避險之需求同時遞補市場上缺乏之流動性。



綜合以上所述，本研究因而建議台灣期貨交易所積極與國內研究機構合作，盡快推行台指選擇權波動率指數期貨進行行銷推廣，待市場投資人熟悉波動率指數之特性後，再研議台指選擇權波動率指數選擇權的上市計畫，為國內期權市場長期發展之考量。

6.3 研究限制

本研究依據計量架構所進行的研究過程中，力求嚴密性與客觀性，但樣本資料的採用及實證結果的解讀上可能有所偏誤，以下將逐一說明這些研究的限制：

1. 美國市場於國內市場相似性之限制

受限於國內波動率指數發展歷程不甚久遠，國內期交所自 2007 年 12 月 17 日方即時揭露以台指選擇權價格序列求算之波動率指數於我國期交所之網

頁中，且國內目前並無任何波動率指數之衍生性商品以供進一步資料之分析研究。因而本研究以波動率指數發展最為完整的美國 S&P 500 指數現貨與期貨市場驗證波動率指數商品於價格行為之研究。由於我國市場與美國市場在體制上即存在差異性，故美國市場之實證結果不一定能完全顯現台灣市場可能的資訊內容，此為本研究限制之一。

2. 樣本選取之限制

本研究以日收盤資料及次近月期貨日收盤資料為樣本驗證現貨與期貨市場間價格發現之理論，可能無法解釋兩市場間極短期之資訊內涵。有關價格發現的相關研究，目前國外文獻多以日內資料，甚至以每分鐘資料為樣本，分析市場間極短期的價格領先關係。而本研究主要為檢定波動率指數商品上市後市場間的價格行為是否發生改變，因而以日資料為樣本探討而未以日內資料進行檢定。此為本研究限制之二。

6.4 後續研究方向

國內外對於波動率指數的文獻多限於波動率指數對於真實波動率的預測能力以及波動率指數是否具有大盤加權指數報酬的領先指標的特性進行研究，故仍有許多探討的空間。以下提出幾項後續研究之課題作為後續研究者的參考：

1. 觀察交易量的變化

本研究實證之結論提出波動率交換市場具有作為現有期權市場外另一避險工具市場的存在性。為進一步驗證此結論，可以透過計量模型觀察波動率

指數商品交易量與現有加權指數期權契約商品交易量間是否存在替代效果作為判斷之依據。

2. 日內資料的選用

由於本研究於研究目的上的限制，採取日資料為分析樣本，因而遺漏了極短期的價格資訊。於確定了波動率指數商品於市場價格行為的正向效果後，便可以考慮以日內資料分析 VIX 指數現貨(期貨)報酬與 S&P 500 指數現貨(期貨)報酬的關連性，透過計量迴歸模型的建立，進而驗證極短期波動率指數報酬於 S&P 500 指數市場報酬預測能力的存在性。

3. 波動率指數現貨與期貨的關連性

由於波動率指數現貨與期貨不具有持有成本的關係，因此價格序列僅在契約到期月份趨於收斂，將 VIX 指數期貨上市後三年期的期貨與現貨價格序列資料求算相關係數為 0.692，遠低於 S&P 500 加權指數現貨與期貨日報酬的相關係數(0.9673)。若進一步對於 VIX 指數期貨與 VIX 指數進行研究，可以探討波動率指數期貨價格變化的驅動因子為何，以及針對波動率指數期貨於現貨關連性進行相關研究。

參考文獻

中文文獻：

- 朱正修，2004，台灣股市與國際股市連動性之研究，國立成功大學統計學研究所碩士論文
- 江木偉，2004，台指選擇權隱含波動率指標之資訊內涵-新編 VIX 指標之實證，國立台灣大學財務金融研究所碩士論文
- 李佳玲，2006，台指選擇權波動率指標與經濟指標關連性之研究，國立中央大學企業管理研究所碩士論文
- 李宛柔，2006，波動率指數於真實波動率及指數報酬之相關研究，國立中央大學企業管理研究所碩士論文
- 卓必靖，2004，「股市交易的風險指標—VIX 指數(波動率指數)」，集保中心月刊，第 131 期：頁 7-26
- 卓必靖，2005，「台指選擇權 VIX 指數編制法及 VIX 指數基礎下避險策略之研究」，臺灣期貨與衍生性商品學刊，第 2 期：頁 88-107
- 張尚原，2006，台指選擇權市場最適波動度指標之，國立中央大學企業管理研究所碩士論文
- 陳思明，2005，台指選擇權波動性指標之預測能力分析，國立台灣大學國際企業學研究所碩士論文
- 滕青華，2006，「台灣波動率指數(VIX)發展及商品化之可能性」，集保中心月刊，第 145 期：頁 19-24

滕青華，2007，「台指選擇權波動率指數(VIX)在期貨上的應用與發展」，臺灣期貨

與衍生性商品學刊，第4期：頁34-55

經濟日報，2008，選擇權漲跌幅限制鬆綁，1月28日，A4版

經濟日報，2008，選擇權新商品下半年登場，4月10日，D2版

英文文獻：

Antonios, A. and P. Holmes. 1995. Futures Trading and Spot Price Volatility: Evidence for FTSE-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH, *Journal of Banking & Finance*, Vo.19, pp. 117-129.

Bhar, R. 2001. Return and volatility dynamics in the spot and futures markets in Australia: an intervention analysis in a Bivariate EGARCH-X framework.

Bollerslev, T. and J. M. Wooldridge. 1992. Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Reviews*, 11, 143-72.

Chan, K. 1992. A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market. *Review of Financial Studies*, 5, 123-151.

Chang, E. C., J. W. Cheng and J. M. Pinegar. 1999. Does futures trading increase stock market volatility? The case of the Nikkei stock index futures markets. *Journal of Banking and Finance*, 23, 727-753.

Chu, Q. C., W.-L. 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*, 8, 21-34.

- Corrado, C. J., Miller, T. 2005. The forecast quality of CBOE implied volatility indexes. *Journal of Futures Markets*, 25, 339-373
- Edwards, F. R. 1988. Futures trading and cash market volatility: stock index and interest rate futures. *Journal of Futures Markets*, 8, 421-440.
- Engle, R. F. 1982. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations. *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Frino, A., T. Walter and A. West. 2000. The lead-lag relationship between equities and stock index futures markets around information releases. *Journal of Futures Markets*, 20, 467-487.
- Ghosh, A. 1993. Cointegration and error correction models: intertemporal causality between index and futures prices. *Journal of Futures Markets*, 13, 193-198.
- Granger, C. W. J. 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37, 424-438.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Koutmos, G. and M. Tucker. 1996. Temporal relationships and dynamic interactions between spot and futures stock markets. *Journal of Futures Markets*, 16, 55-69.
- Hulbert, M. 2003. Chicago Board Options Exchange, VIX Introduction.
(<http://www.cboe.com/micro/vix/index.asp>)
- Nelson, D. B. 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, 59, 347-370.

- Pizzi, M. A., A. J. Economopoulos and H. M. O'Neill. 1998. An examination of the relationship between stock index cash and futures markets: a cointegration approach. *Journal of Futures Markets*, 18, 297-305.
- Poon S.H. and Clive W.J.Granger. 2003. Forecasting Volatility in Financial Market : A Review, *Journal of Economic Literature*, vol. 41, pp478-539.
- Risk Latte. 2006. Talking to James DeCastro in Hong Kong. (<http://www.risklatte.com/>)
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley. 1990. The dynamics of stock index and stock index futures returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 441-468.
- Tse, Y. 1999. Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets. *Journal of Futures Markets*, 19, 911-930.
- Vischer, A. 2006. Volatility Futures at Eurex. (<http://www.eurexchange.com/>)
- Wahab, M. and M. Lashgari. 1993. Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: a cointegration approach. *Journal of Futures Markets*, 13, 711-742.
- Yang, J., D. A. Bessler and D. J. Leatham. 2001. Asset storability and price discovery in commodity futures markets: a new look. *Journal of Futures Markets*, 21, 279-300.
- Zhong, M., A. F. Darrat and R. Otero. 2004. Price discovery and volatility spillovers in index futures markets: some evidence from Mexico. *Journal of Banking and Finance*, 28, 3037-3054.

附錄

附錄 A S&P 500 指數現貨與指數期貨日報酬率線圖

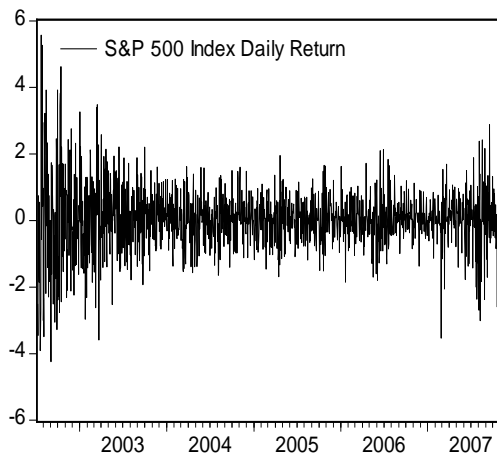


圖 A-3 S&P 500 指數日報酬率值

註：樣本區間 2002/07/01 至 2007/10/31 日

資料來源：CBOE (<http://www.cboe.com>)

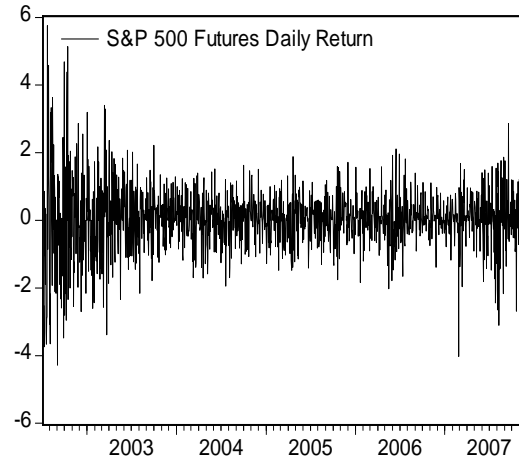


圖 A-4 S&P 500 指期日報酬率值

註：樣本區間 2002/07/01 至 2007/10/31 日

資料來源：CME (<http://www.cme.com>)

附錄 B 國內外專家對於我國期權市場發展之觀點

<p>林克孝 博士 (專訪) 台新金控 總經理</p>	
發表觀點	<ol style="list-style-type: none"> 1. 國內金融市場對於二階波動率之避險需求一直存在，業內也一直在找尋有效率的避險模式，但國內避險管道卻跟不上法人機構的需求 2. 由於避險管道不足，國內法人機構被迫於國外櫃買市場進行避險活動，但就流動性、避險效果以及成本而言皆非為理想的避險工具
具體建議	國內應盡早開放對於金融市場的諸多限制，並提供適合的金融商品供企業規避由波動率衍生的價格風險。
<p>滕青華 (兆豐期貨總經理)</p>	
發表觀點	<ol style="list-style-type: none"> 1. 目前國內期權市場仍沒有規避波動率變動風險的直接避險工具可以使用，增加了波動率避險的困難度以及成本 2. 波動率指數提供了良好的趨勢參考指標，波動率指數的衍生性金融商品則提供了市場上避險以及投機運用的工具
具體建議	<ol style="list-style-type: none"> 1. 國內發展波動率指數商品必然受到店頭市場客製化合約的競爭，但期交所仍應積極進行波動指數商品化的規劃，提供投資人更為多元的避險工具 2. 建議波動率指數商品化應採分階段進行，開創台灣集中市場交易波動率的可行性
<p>賀鳴珩 (期貨工會理事長)</p>	
發表觀點	<ol style="list-style-type: none"> 1. 台灣期貨交易所應該與業者一起國際化，競爭對手主要有兩個，一是芝加哥交易所，一是新加坡交易所 2. 如何提升台灣法人與一般投資人的風險控管意識為國內期權市場發展之關鍵，外資於我國現貨部位比我國法人與金融機構少，但在期貨市場交易比重是我國法人與金融機構的二至三倍
具體建議	<ol style="list-style-type: none"> 1. 台灣期交所應思考如何奪回台股領導權地位，與新加坡交易所競爭，初步應研擬開放期貨盤後電子交易，積極與國外市場接軌 2. 國內期權市場商品應朝多元化發展，推出適合國內之期貨商品，讓避險更為多元化

James de Castro (Head of Equity Linked Trading, Merrill Lynch)	
發表觀點	與歐美市場比較，亞洲波動率交換市場完備性仍不足，交易的複雜度低而交易的成本卻相當高，交易平台多為櫃買市場為主
具體建議	波動率本身已然成為單一且至為重要的資產，法人以及一般投資人在規避一般價格變動風險外，更應建立以 vega 為基礎的風險控管意識
卓必靖 (復華證券期貨自營部協理)	
發表觀點	波動率指數除衡量台灣選擇權市場的波動性外，進一步提供予交易人更為客觀、多元的資訊以作為研判市場方向的指標
具體建議	建議以日內台指選擇權買賣價資料求算波動率指數，則指數的變動將更貼近投資人市場預期之心理，更能進一步幫助投資人建立以台指選擇權波動率指數衍生商品為基礎之避險策略操作

資料來源：

集保月刊(131, 145)、臺灣期貨與衍生性商品學刊(第二期、第四期)、Risk Latte(2006)及本研究整理

