

南華大學

財務金融學系財務管理碩士班

碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS
ADMINISTRATION
INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT
NAN HUA UNIVERSITY

隨時間變動之股價指數期貨避險比率之探討：全球市
場之驗證

The Investigation in Time Varying Hedging Ratio of Stock Index Futures:
Global Markets Evidence

指導教授：廖永熙 博士
Advisor: Yung-Shi Liao Ph.D.

研究生：林福坤
Graduate Student: Fu-Kun Lin

中華民國一百零三年七月

南 華 大 學
財務金融學系財務管理碩士班
碩 士 學 位 論 文

隨時間變動之股價指數期貨避險比率之探討：全球市場之驗證

The Investigation in Time Varying Hedging Ratio of Stock Index Futures: Global
Markets Evidence

研究生：林彥伸

經考試合格特此證明

口試委員：

廖永熙

吳依正

邱魏頌正

指導教授：

廖永熙

系主任(所長)：

蔡丞培

口試日期：中華民國 103 年 6 月 16 日

謝誌

在研究所的兩年，論文得以順利完成，首先要感謝我的指導老師廖永熙博士，在老師這2年的細心指導下，論文慢慢地完成，過程中遇到不解之處，老師總會不厭其煩的講解到我們瞭解，遇到挫折之處，老師總會從旁鼓勵我教導我，讓我恢復信心，在老師旁邊不只學到專業知識，也學習到了以後在社會上該有嚴謹和認真的學習態度，也學習到許多做人處事的道理，教導我課本上不會學到的事務，這對我人生影響甚大，我由衷的也感謝老師，在些這年讓我吃到很多美食，也與我談心支持我，很高興地能成為老師的學生。另外感謝吳依正老師、邱魏頌正老師在口試期間的建議和提供寶貴的經驗，使得本篇論文更加完整。

在研究所學習的這2年，感謝同窗好友的鼓勵和支持，還有感謝我的兩位好朋友陳益財和王茂帆，從大學到研究所，能忍受我的抱怨和壞脾氣，你們兩位是我研究所期間最重要陪伴，除了知識外，最大的收穫，就是交到你們兩位好兄弟，是我的福氣。更要感謝系上的所有老師和系助理華芸姊，還有學弟妹們，給了我很大的幫助。更要感謝在完成這篇論文幫助過我的老師和朋友，謝謝你們使得我研究所生涯更精彩。

最後，更加感謝我的父母，讓我追求理想和學業，是你們的支持和鼓勵，讓我可以無後顧之憂地完成學業，你們是我最大的後盾，每到我人生中，遇到困難，總能給予我最大的支持和鼓勵，謝謝你們無怨無悔的付出，讓我順利的畢業。

林福坤謝辭于

南華大學財務金融學系暨財務管理研究所

中華民國一百零三年七月

版權宣告

本論文之內容並無抄襲其他著作之情事，且本論文之全部或一部份並未使用在申請其他學位論文之用。



南華大學財務管理研究所 102 學年度第 2 學期碩士論文摘要

論文題目：隨時間變動之股價指數期貨避險比率之探討：全球市場之驗證

研究生：林福坤

指導教授：廖永熙 博士

中文摘要：

本文使用雙變量 ADCC-TGARCH 模型來探討全球股票市場期貨與現貨隨時間變動的避險比率，及進一步探討金融危機是否會影響避險比率的變動，故將網路泡沫、次級房貸危機及歐債危機等期間加入探討。實證結果發現，18 個市場中現貨與期貨皆存在波動不對稱現象。進一步分析發現，在德國、日本及美國的避險比率受到好壞消息的衝擊並不相同。最後，當發生金融危機時，是否會影響避險比率變動，結果顯示義大利、日本及馬來西亞避險比率是增加的。

關鍵詞：避險比率、金融危機、波動不對稱、ADCC-TGARCH 模型

Title of Thesis: The investigation in time varying hedging ratio of stock index futures: Global markets evidence

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

Graduate date: June 2014

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: Fu-Kun Lin

Advisor: Ph.D. Yung-Shi Liao

Abstract

This article adopts bivariate ADCC-TGARCH model to explore the time-varying hedge ratio for global stock markets, and investigate whether the hedge ratio is affected by financial crisis. In the study, Internet bubble, the subprime crisis and the European debt crisis is added to investigate. Empirical results show that asymmetry volatility exists in eighteen markets. Furthermore, this study finds that good or bad news impact to hedge ratio is different in Germany, Japan and the United States. Finally, hedge ratio increases after financial crisis in Italy, Japan and Malaysia.

Keywords: Hedge ratio, Financial crisis, Asymmetry volatility, ADCC-TGARCH model.

目錄

口試合格證明書.....	ii
謝誌.....	iii
版權宣告.....	iv
中文摘要.....	v
Abstract.....	vi
目錄.....	vii
表目錄.....	viii
圖目錄.....	ix
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	4
第三節 研究架構.....	5
第二章 文獻回顧.....	7
第一節 股價指數期貨由來.....	7
第二節 股價指數期貨與避險比率等 GARCH 模型相關文獻.....	8
第三節 探討股價指數期貨之金融海嘯(金融危機)與避險比率相關文獻.....	11
第三章 研究方法.....	13
第一節 資料篩選.....	13
第二節 資料來源.....	13
第三節 ADCC-TGARCH 模型介紹.....	16
第四章 實證結果.....	20
第一節 敘述統計量.....	20
第二節 雙變量 ADCC-TGARCH 估計結果.....	29
第三節 雙變量 ADCC-TGARCH 模型動態係數結果.....	33
第四節 雙變量 ADCC-GARCH 估計結果.....	38
第五節 雙變量 ADCC-GARCH 模型動態係數結果.....	41
第五章 結論與建議.....	46
第一節 結論.....	46
第二節 建議.....	47
參考文獻.....	48
附錄.....	51

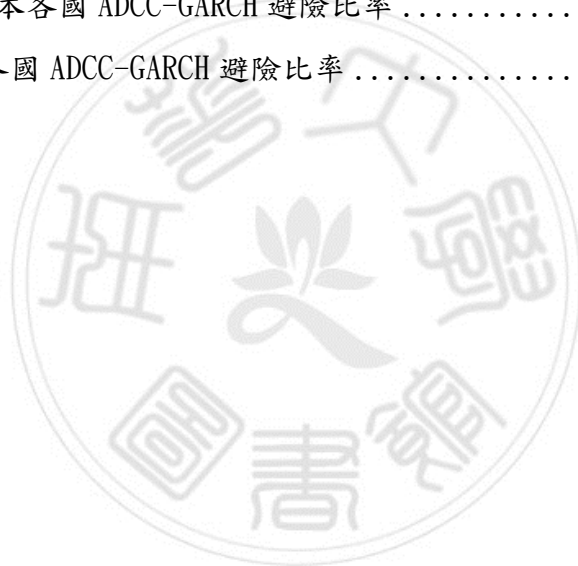
表目錄

表 1 研究國家的種類與名稱及研究期間(1).....	15
表 2 研究國家的種類與名稱及研究期間(2).....	15
表 3 各國股價指數報酬率敘述統計量.....	21
表 4 各國期貨指數報酬率敘述統計量.....	25
表 5 雙變量 ADCC-TGARCH 模型估計結果.....	30
表 6 雙變量 ADCC-TGARCH 模型動態係數風險估計結果(1).....	34
表 7 雙變量 ADCC-TGARCH 模型動態係數風險估計結果(2).....	34
表 8 雙變量 ADCC-GARCH 模型動態係數風險估計結果(3).....	39
表 9 雙變量 ADCC-GARCH 模型動態係數風險估計結果(4).....	43
表 10 雙變量 ADCC-GARCH 模型動態係數風險估計結果.....	43



圖目錄

圖 1 研究架構圖	6
圖 2 市場架構圖	14
圖 3 澳大利亞~日本各國股價指數趨勢圖	22
圖 4 南韓~美國各國股價指數趨勢圖	23
圖 5 澳大利亞~日本各國期貨指數趨勢圖	26
圖 6 南韓~美國各國股價指數趨勢圖	27
圖 7 澳大利亞~日本各國 ADCC-TGARCH 避險比率	35
圖 8 南韓~美國各國 ADCC-TGARCH 避險比率	36
圖 9 澳大利亞~日本各國 ADCC-GARCH 避險比率	44
圖 10 南韓~美國各國 ADCC-GARCH 避險比率	45



第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

股價指數在市場上是衡量整體股市表現的一種指標，同時也常被用來作為基金績效評估的比較基準。之後更發展出了股價指數期貨，首先股價指數期貨是由 1980 年發展出新衍生性的金融商品，由於在低交易成本、高流動性及高財務槓桿的交易環境下，它提供了基金經理人與股票投資人一個良好的避險管道，使其能更廣泛地參與股票及期貨市場。股價指數期貨是在股票市場未來某時間點的指數為交易標的物之期貨合約，交易人買賣指數的盈虧是由進場到出場兩個時點的指數差距來衡量。據此投資人可透過股價指數檢驗自己的投資效果，並用以預測股票市場的動向，同時在散戶與股票投資者及基金經理人等都會以此為參考指標，來觀察、預測社會動向及經濟發展情勢。由於股價指數期貨日漸受到全球市場上投資人及社會大眾的重視，所以也代表對整個股價指數市場或特定產業表現的一種指標，故股價指數期貨可以反映整個股票市場價值上的變動。

股價指數期貨越來越受到國際市場上的重視，是因於指數期貨可以提供於投資人五項功能，包括價格發現、投機、避險、套利與價差交易。本研究較著重於避險方面，避險的主要目的在於降低未來可能發生損失的風險，因投資人持有現貨有未來價格變動的風險，所以為了轉移風險，投資人在期貨市場上買進或賣出期貨，來此規避掉更大的損失。經由期貨上的交易可以將風險適當的規避，所以可保障投資人從事經濟投資以創造更大的利益。

例如:以台灣來說，觀察過去幾年所發生的情況，而台灣股市大盤加權指數自 2000 年 2 月 18 日創下最高 10393.59 點後，隨著國內經濟情勢不穩定、世界經濟景氣衰退、2000 年的網路與通訊產業泡沫化、2008 年次級房貸及 2010 年歐債危機等，造成投資人損失慘重。投資人手中所持有的股票無法出脫，只能指望縮小損失程度。歸咎上面所述造成投資人重大損失的原因，乃因於投資人對避險之需求還不夠穩健，卻過於熱衷於股票市場中之投機行為，而缺乏避險觀念，當

在市場急轉而下時，投資散戶當然損失較為慘重。因此，如何引導投資人透過避險而避免股價下跌的損失，而不是盲目性的去追高殺低，這是一項很重要的議題。

接下來本文透過摩根士丹利資本國際公司（Morgan Stanley Capital International，簡稱 MSCI）定義全球市場，分為兩大市場做為研究，其為全球新興市場，例如台灣、匈牙利、馬來西亞...等，與已開發國家市場，如美國(北美)、日本(亞洲)、法國(歐洲)、澳洲(大洋洲)及包含 G7 國家在內...等等，對隨時間上變動的股價指數期貨之避險比率作為探討。

回顧過去的文獻，大部分的學者對股價指數期貨避險研究，都是針對少部分市場做研究，如徐清俊、張加民(2003)研究於台灣股價指數期貨最適避險比率探討，探討期貨市場對現貨的避險功能，找出最適的避險方法，延伸出最佳的避險模式，而徐偉書(2009)探討使用雙變量 GARCH 模型估計台灣加權股價指數正負基差的非對稱性，就是考慮正基差與負基差對現貨與期貨報酬的變異數與共變異數影響，尋找功能最佳避險績效模型。上述兩篇文章都以國內市場研究避險的功能，而無全球性的研究。探討國際期貨市場的如賴昌作(2000)針對美國芝加哥商業交易所的 S&P500 指數期貨、日本大阪證券交易所的 Nikkei225 指數期貨、香港期貨交易所的指數期貨、新加坡國際金融交易所的摩根台股指數期貨及我國台灣期貨交易所的台灣加權股價指數期貨五種股價指數加以實證探討。然而，從這些學者的文獻中，還未延伸出更多全面性國際市場上的研究，故股價指數期貨在全球市場上，是否有同樣避險的效果?所以進而探討新興市場和已開發的市場作驗證。

在於已往的文獻中，眾多學者的研究都專注於距到期日、避險比率等 GARCH 模型來探討，如張焯然(2001)將 GARCH 模型應用於動態避險比率的計算，並比較期貨契約的到期日與動態避險比率之關係，考量到期日與 GARCH 條件變異數的動態避險比率，如果兩者同時考量的話，可以獲的最佳的避險比率。然而 Syriopoulos and Roumpis(2009)將重點放於各種(恆定與動態)股票市場關聯性，產生於替代多變量 GARCH 型式，恆定條件相關的不對稱動態條件相關模型等。對

避險比率做研究，來達到目的，但沒有考慮到當前肆虐全球金融市場的金融危機，正是因全球市場間互相的牽引，而造成了連鎖反應，而形成全球股市全體下跌的窘境。因此，本文加入金融危機來驗證是否在金融危機中，可透過避險的功能，使股票市場在未來可否用期貨來調節外在因素(如網路泡沫、次及房貸及歐債危機)等，以避免投資人的重大損失，而達成損益平衡。

相繼以往對股價指數期貨避險的文獻裡，眾多研究所使用的 GARCH 模型已廣泛被應用，自從 Engle(1982)所提出 ARCH 模型以後，有諸多的學者應用於文獻上就相繼產生了，而漸漸受到學者的演變 ARCH 模型。如 Bollerslev(1986)修正 ARCH 模型的條件變異數方程式成為 GARCH 模型。根據投資組合的理論，避險用意就在於將投資組合風險極小化，在過去大部分的相關避險文獻指出了，動態避險會比靜態避險有更佳的績效，因此目前有關避險的研究多以 Bollerslev(1986)所提出的 GARCH 模型取代傳統放最小平方法 (OLS) 來衡量最小變異的避險比率，近年來學者並配合金融商品的特性發展出一系列相關的 GARCH 模型 (如 Threshold GARCH, T-GARCH 或 GARCH in mean, GARCH-M 等模型) 來解釋避險比率。然而，觀察過去文獻，並極少數的學者使用 ADCC-TGARCH (Asymmetric Dynamic Conditional Correlation- Threshold GARCH) 模型來探討避險比例。而 ADCC-GARCH 的優點在於標準 DCC 模型的限制不對稱的效果。DCC 模型雖然考慮到過去的消息衝擊和相關係數的影響，卻忽略了好壞消息對條件相關的影響並不相同。根據 Syriopoulos and Roumpis(2009)指出，負報酬的金融市場在動盪時期或向下趨勢可能會導致正常的市場期間相關性相對增加。文獻裡發現了金融資產在下跌時和市場相關性比正常情況下還高 (Cappiello, et al, 2006) 則提出 ADCC 模型以捕捉條件相關不對稱的效果。更具體地，是所預估出的避險比率包含時動性之相關係數，能夠比較精確的計算出現貨與期貨之間的動態趨勢，因為現貨與期貨之間有存在著動態相關性，且獲得動態避險比率，相對的比其他模型有更佳的避險效果，效果會比其他模型來的更實用精確，故本文使用 ADCC-TGARCH 模型來探討避險比率。

第二節 研究目的

在於期貨和現貨有高度的相關性，所以股價指數期貨可以給於提供股票的投資人及大眾一個很好避險的通道，故在從事避險的交易時，如何的去決定使用多少口的期貨單位，來去規避掉現貨會損失多少的風險比例，則是本研究著重於避險部分最重要的一環。以往的研究主要是針對單一方面市場上的股價指數與期貨指數避險的關係，隨著近年來全球市場上的交易量大量的發展，所以本研究將使用ADCC-TGARCH模型來驗證全球市場的期貨指數與股價指數避險比率是否會受到總體因素而影響。研究目的如下：

- 1.探討指數現貨跟期貨是否存在波動不對稱。
- 2.探討指數避險比率受到好壞消息的衝擊是否不同。
- 3.探討指數避險比率受到金融危機影響時是否會改變。

第三節 研究架構

本研究共分為五章，依序說明如下：

第一章為緒論，說明研究背景與動機、目的及架構。

第二章為文獻回顧，首先為股價指數期貨的由來，第二為股價指數期貨與避險比率等GARCH模型相關文獻，第三探討股價指數期貨之金融海嘯(金融危機)與避險比率相關文獻。

第三章為研究方法，首先為資料篩選，第二為資料來源，最後為ADDC-TGARCH模型介紹。

第四章為實證結果，首先分析十八國家股價指數與期貨指數報酬率敘述統計量，接下來雙變量ADCC-TGARCH及GARCH模型估計結果及動態係數風險估計結果。

第五章為結論與建議。

本文章架構如圖1



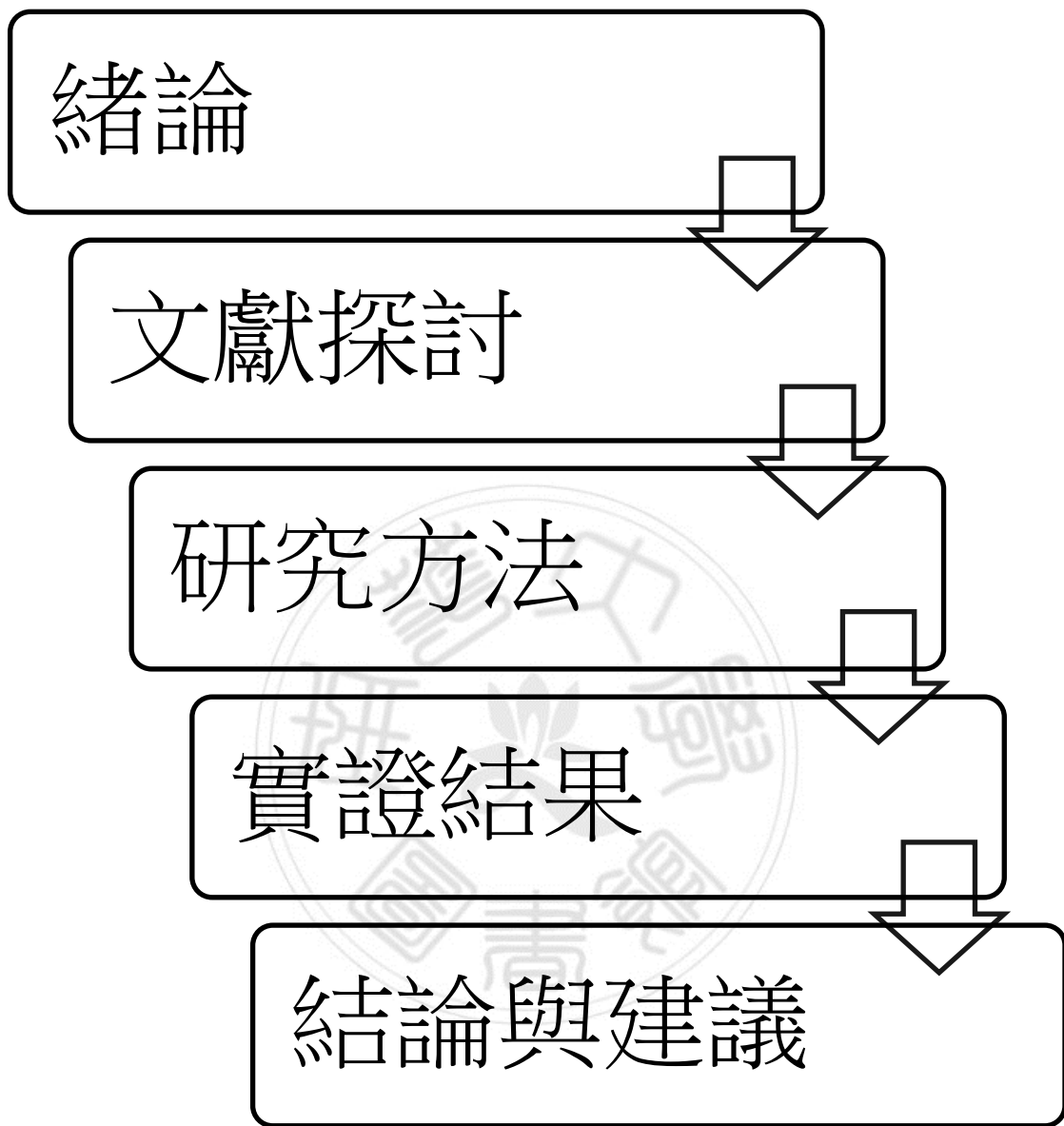


圖1 研究架構圖

第二章 文獻回顧

過去在股價指數期貨避險相關文獻中，目的大多放在最適避險比率的估計及各種避險模型的實證比較。但就實務上而言，外在因素立場不同及波動幅度不同而決定是否有達到避險的效果，非必要的避險行為會讓企業耗損無謂的人力及財力，甚至損失避險資金的機會成本及可能獲取的收益。故本研究主要是以避險模型探討股價期貨指數是否會受到金融海嘯等因素，使避險比率增加，在整合過去與本研究相關的文獻中，依其探討整理以下：

第一節 股價指數期貨由來

由於股價指數期貨是由期貨衍生而出，所以從期貨市場的發展演變而起。在1730年時，由於當時的商人為了避免農作物的價格變動過大，發展出了類似期貨上的交易。至1840年來，當時在美國的農作物大部分都集中於芝加哥，因為一些農作物的生產者(如農夫)，為了提早出售所生產的農作物賺取收入，於是都會將所生產的農作物直接送往芝加哥去出售，如果當年若是農作物大豐收的情況，有可能因供過於求而使農作物價格下跌，而導致生產者的農作物價格下跌而血本無歸。如果是收成不好，則供給不足的情況下，將使農作物價格上漲。因為價格上的變動差異很大，影響到生產者的生活需求，於是在全球最初期貨的交易所-芝加哥期貨交易所(Chicago Board of Trade, CBOT)於1948年在芝加哥成立，在於期貨交易所的成立之下，一方面提供了農作物各個訊息的供給需求給生產者，而另一方面也增加了給生產者保存農作物的誘因，至生產者在於未來某一時間可依雙方約定售出。

到了1995年，金融期貨成交量以佔全球期貨市場上的80%，以取代了傳統上的商品期貨成為了主流。而近年來，由於利率期貨與股價指數期貨漸漸出頭，至使得原本以外匯和貨幣為準的金融商品，逐漸的被股價指數期貨等新興商品取代，然而股價指數期貨也成為了市場上最關注的商品。

指數期貨是金融商品的標的物，又稱股價指數期貨。股價指數是用整個股票市場來衡量市場價值和價格水準的指標，然而股價指數期貨契約則是給於買賣商雙方權力及義務從是該買賣的股票投資組合，全球最早的指數期貨契約是在美國堪薩斯交易所(Kansas City Board of Trade, KCBT)1982年首次出價值線綜合指數期貨(Value Line Composite Index)。且於同一年間四月由標準普爾公司採取紐約股票市場裡500種的股票製成，並在芝加哥商業交易所(CME)內掛牌上市，標準普爾500指數(S&P500)成為了在全球市場交易上最活耀的指數期貨契約，因於S&P500指數期貨在市場上的成功發展，而成就了指數期貨在全球市場上積極的發展與推出。

股價指數期貨的建立提供了股票投資人一個避險的管道，由其是持有大量現貨的投資人，在進行投資時，指數期貨能有效的減少損失的作用，可以避免股票市場過大的震盪，所以股價指數期貨在全球市場上有一定的重要性。無論從事的交易目的為何，股價指數期貨以成為在資本市場裡不可或缺的避險工具。

第二節 股價指數期貨與避險比率等 GARCH 模型相關文獻

在股價指數期貨所使用多種避險工具上，存在著不同應用方法，但最終的目的，還是在於有效的應用各式各樣的避險工具和模型，來避掉損失的風險，因而股價指數期貨提供了一個新的投資管道與避險的功能。以下是學者所探討的相關文獻：

賴昌作(2000)提出了在美國芝加哥商業交易所(CME)的S&P500指數期貨、日本大阪證券交易所(OSE)的 Nikkei225指數期貨、香港期貨交易所(HKFE)的恆生指數期貨、新加坡國際金融交易所(SIMEX)的摩根台股指數期貨及我國台灣期貨交易所的樣本內，去比較使用傳統的避險模型及動態避險模型上的優劣勢，結果表明了，在樣本實證內GARCH模型在避險的效益上最佳。張焯然(2001)提出了以SIMEX摩根台股指數資料進行實證，結果顯示到期日與GARCH模型效應確實存在於SIMEX摩根台股指數中。之外也考量了期貨與現貨價格收斂的問題，就是

將到期日效應，用於避險比率動態調整之中，加入GARCH效應修正最佳的避險比率。結果發現同時考量到期日與GARCH條件變異數的動態避險比率只考慮GARCH條件變異數所計算的動態避險比率幅度較大。徐清俊 張加民(2003)實證認為在以傳統的天真避險模型、OLS模型、OLS-CI 模型及GARCH模型四種避險策略，分別對台灣期貨交易所(TAIEX)之台灣加權股價指數期貨與新加坡國際金融交易所(SIMEX)的摩根台股指數期貨等兩種契約加以實證。結果顯示在每日避險方面GARCH模型表現最佳，在每週方面則是OLS模型表現最為優異。

王怡文，李世昌(2006)利用Engle提出的動態條件相關多變量GARCH模型來探討由東京證交所推出的日經225股價指數報酬率以及大阪證交所與新加坡交易所推出的日經225股價指數期貨報酬率三者之間的動態關係。實證結果顯示，透過概似比例檢定可得知在模型配適上t分配優於常態分配，並且DCC-GARCH-t模型顯著優於CCC-GARCH、CCC-GARCH-t、及DCC-GARCH模型。此外，股價指數現貨與期貨報酬率之間皆存在正向回饋效果，其中大阪證交所之指數期貨報酬率對於其他兩者而言影響較大。

張智杰(2009)探討以美國股票市場與美國十年期公債為研究對象，研究期間為2000年1月1日至2008年12月31日，探討美國股票市場與公債報酬之間波動相關係數，藉以分析美國股票市場與公債受到次級房貸問題與金融海嘯之影響下，其波動相關性之變動情形。此外，本文藉由ADCC模型，探討加入壞消息之衝擊下，對於波動相關性之影響。研究結果顯示DCC模型與ADCC模型下之分析結果，ADCC模型優於DCC模型，而在ADCC模型中，允許其產生結構性改變，則含有結構性改變之ADCC模型優於一般ADCC模型。徐偉書(2009)使用雙變量GARCH模型估計台灣加權股價指數正負基差的非對稱性，就是考慮正基差與負基差對現貨與期貨報酬的變異數與共變異數影響。為了考慮負面消息對報酬率變異數與共變異數的影響，本文在雙變量GARCH模型中也加入了GJR效果與延展了DCC方法，使用ADCC方法來估計共變異數。研究發現現貨與期貨的基差效果是不對稱的，負基差比正基差對變異數影響更甚，但正基差對共變異數的影響卻比負基差來的大。在將GJR效果納入考量後，發現負面消息對報酬率的波動是具有影響的。結果顯示基差不對稱雙變量GARCH-GJR-ADCC模型為避險績效最佳的模型。

國外對於股價指數與GARCH的相關文獻有秦洪元(2008)依總結各類研究多變量GARCH模型的文獻，可以比較出各種模型的優缺點，Bollerslev (1988) 提出的VECH模型最大的缺點是不能保證Ht的正定性；由Bollerslev(1990)提出的常數相關多變量GARCH模型又違反了相關性的時變性；而Engle and Kroner(1995)提出的多變量GARCH(1,1)-BEKK模型雖然保持了Ht的正定性，但是模型中參數的意義不能用經濟意義解釋。然而使用了兩種多變量GARCH模型對中國主要股指之間的相關性進行了預測，並對預測結果進行了評價和比較。結果顯示ADCC多變量GARCH模型比CCC多變量GARCH模型對中國主要股指之間的動態相關性具有較好的預測能力。

(Lindahl, 1992)使用OLS、多重OLS及限制最小平方迴歸實證MMI與S&P500的期間效果、到期效果及避險比率穩定性。研究期間MMI為1985年8月至1989年8月；S&P500為1983年至1989年。其研究結果為：1、避險比率與到期時間呈反向關係；2、最小變異數避險之下，避險比率有隨著避險期間增加而增加的趨勢；3、避險期間越長，避險的績效越佳。Dimitris et al.(2008)探討每週結算價格期間1992年7月3日至2002年6月30日的標準普爾(S&P)500股指期貨合約避險有效性，結果顯示最優避險比率，結合非平穩性，長期均衡關係和短期動態性是可靠的，對避險者非常有用。每個模型的避險有效性和樣本避險績效的比較意味著誤差修正模型(ECM)是優於在降低風險方面所採用的其他模型。最後，結果測試從ECM獲得的最適避險比率的穩定性，建議隨著時間保持穩定。Ku et al.(2007)發現了DCC-GARCH模型相較於固定的一般化自我迴歸條件異質變異數模型(CCC-GARCH)、最小平方估計(OLS)及誤差修正模型(ECM)有較佳的避險效果，也發現納入動態條件相關的DCC-GARCH模型，可以明顯捕捉市場風險的波動。

經過以上文獻探討之後，在研究的方法之下，採用ARCH、GARCH、CCC、DCC及ADCC模型來預測，發現每日報酬率每日的避險方面預測，以ADCC-GARCH模型表現最佳，而且依各學者文獻而指出ADCC模型較其他模型預測能力來的較好。研究股價及期貨指數的模型主要考量到動態相關係數，且有眾多的方法但文獻中以ADCC模型估計效果為最佳。

第三節 探討股價指數期貨之金融海嘯(金融危機)與避險比

率相關文獻

王健聰(2008)實證結果發現，標的現貨指數波動性較大的韓國KOSPI200指數期貨以及新加坡SGX摩根台股指數期貨都顯示有避險比率不穩定的證據。此有助於避險者瞭解其欲使用過去歷史資料所估計出的最適避險比率以作為現貨與期貨之波動程度較大期間(例如，亞洲金融危機期間)之最適避險比率的估計值的有效性。張智杰(2009)探討以美國股票市場與美國十年期公債為研究對象，研究期間為2000年1月1日至2008年12月31日，探討美國股票市場間與公債報酬之波動相關係數，藉以分析美國股票市場與公債受到次級房貸問題與金融海嘯之影響下，其波動相關性之變動情形。藉由ADCC模型，探討加入壞消息之衝擊下，對於波動相關性之影響。研究結果顯示受到次級房貸問題與金融海嘯之影響，股票市場之間的相關性提高，同樣在金融海嘯之衝擊下，美國股票的衝擊對於美國十年期公債也受到影響，使報酬相關亦提高。

Wei-His et al(2009)研究使用 Engle 的動態條件相關模型(2002)誤差修正項，研究美國 (S&P500 指數)，英國 (FTSE100 指數)，加拿大 ((Toronto60 指數) 和法國 (CAC 40 指數) 股票期貨市場的避險比率。在 2006-2008 年期間研究避險比率的變異數。探討 2007 年 6 月避險比率之前和 2007 年 6 月以後的避險比率。結果顯示在嚴重次貸危機導致美國，英國，加拿大和法國市場，有較大平均避險比率。此結果與 Lien (2007) 的研究結果是一致的。換句話說，當他們處於金融資產的不對稱報酬時，投資者都傾向於衡量壞消息的證據較重。

Duchin et al.(2010)研究2007年金融風暴對企業投資的影響，研究發現，當金融危機爆發後企業投資明顯下跌，控制固定效果和隨時間變化的投資機會，因在金融危機發生時，亦即壞消息產生時對企業投資會有明顯下跌的影響。

謝宗達(2011)利用EGARCH及GJR-GARCH模型檢測波動不對稱程度。隨後，利用Granger因果測驗探討價格波動與交易活動之領先落後關係。經實證結果發

現：(1)臺灣期貨市場確實存在波動不對稱性，且大致與波動回饋效應假說一致；(2)於金融危機後波動不對稱之幅度有減緩趨勢；(3)交易活動中以未預期成交量對報酬波動影響最為顯著。而於金融危機之後期間，各期貨契約之未平倉量對報酬波動均呈現顯著影響。(4)報酬波動與交易活動大致符合連續訊息到達模型。彭筠珈(2011)探討針對金融海嘯前後，亞洲國家資本市場報酬動態相關性的變化進行研究，過去對國際資本市場變化研究，著重於股票市場的關係且多假設相關係數為固定。研究發現台灣、中國、韓國及日本的股票指數與台灣、韓國及日本的債券市場的相關係數會隨時間變動而變動，並進一步藉由AG-DCC GARCH發現各指數在金融海嘯前後的相關係數趨勢，且市場間在金融海嘯後動態相關性有顯著的差異。

楊子輝(2012)發現無論就日內資料或是日資料而言，發生金融海嘯並不會影響期貨與現貨的互動關係，但日內資料呈現期貨領先現貨報酬的現象，相反的日資料卻是現貨報酬為期貨報酬的領先指標。其次，期貨交易量有助於解釋期貨與現貨的領先落後關係，現貨交易量卻弱了解釋能力，至於期貨未平倉量則無一定的結論。最後，日內資料EGARCH模型存在槓桿效果，但引進量的變數後則不然，而日資料EGARCH模型只在引進期貨未平倉量時不存在槓桿效果，其餘無論是單純只有價或是引進期貨或現貨的交易量，都存在槓桿效果。

Kenourgios and Padhi(2012)探討三個新興市場在20世紀90年代後期的金融危機，及在2007年的金融海嘯，專注於金融市場上的新興經濟體與美國和環球的指數。在傳統的共整合和誤差校正分析顯示，僅新興市場在俄羅斯和亞洲金融危機的長期與短期有動態影響，股票和債券市場在金融海嘯期間的阿根廷風暴則沒有影響。進一步使用多變量隨時間變化的不對稱動態條件相關分析俄羅斯危機對全球的影響以及金融海嘯的遞延效果，證實全球俄羅斯的債務違約和金融海嘯存在不對稱的效果且至新興市場。

綜上所述，在當金融危機發生時，亦即壞消息產生時，此壞消息對金融市場會較好消息產生時波動影響來的大，在金融市場受到金融危機影響時，股價與期貨亦受到影響，因此本文將探討十八個國家的股價與期貨是否存在著波動不對稱及其避險比率是否受到指數影響。

第三章 研究方法

第一節 資料篩選

由於在全球各地的交易所，發展期間不一樣，所以資料無法達到一致，故本文研究自2000年1月1日至2013年3月29日，經過篩選之後，將資料過短與資料不完整的國家刪除，例如挪威、丹麥、瑞典等。所以選取各國設定統一期間資料做為研究數據，研究的國家及其股價指數有奧地利(ATX-AUSTRIAN TRADED INDEX)、加拿大(S&P/TSX60 INDEX)、法國(FRANCE CAC40)、德國(DAX30 PERFORMANCE)、香港(HANG SENG INDEX)、匈牙利(BUX-BUDAPEST)、日本(NIKKEI225 STOCK AVERAGE)、南韓(KOREA SE KOSPI200)、馬來西亞(FTSE BURSA MALAYSIA KLCI)、荷蘭(AEX-AEX INDEX)、西班牙(IBEX35)、澳大利亞(ASX ALL ORDINARIES)、義大利(FTSE MIB INDEX)、新加坡(MSCI SINGAPORE F)、瑞士(SMI- SWISS MARKET)、台灣(TAIWAN SE WEIGHED TAIEX)、英國(FTSE100)、美國(S&P500 COMPOSITE)等，共18個國家及指數。本文採用期貨交易指數與股價指數每日的報酬率，以探討期貨對現貨的避險比率。

第二節 資料來源

研究期間分為兩部分，第一部分為奧地利、加拿大、法國、德國、香港、匈牙利、日本、南韓、馬來西亞、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國及美國，研究期間於2000年1月3日至2013年3月29日的資料。而第二部分為澳大利亞、義大利、新加坡研究期間為2004年4月1日至2013年3月29日。所有資料來自Datastream資料庫。研究國家市場架構如下圖2，現貨與期貨指數的詳細資料列於表1及表2。

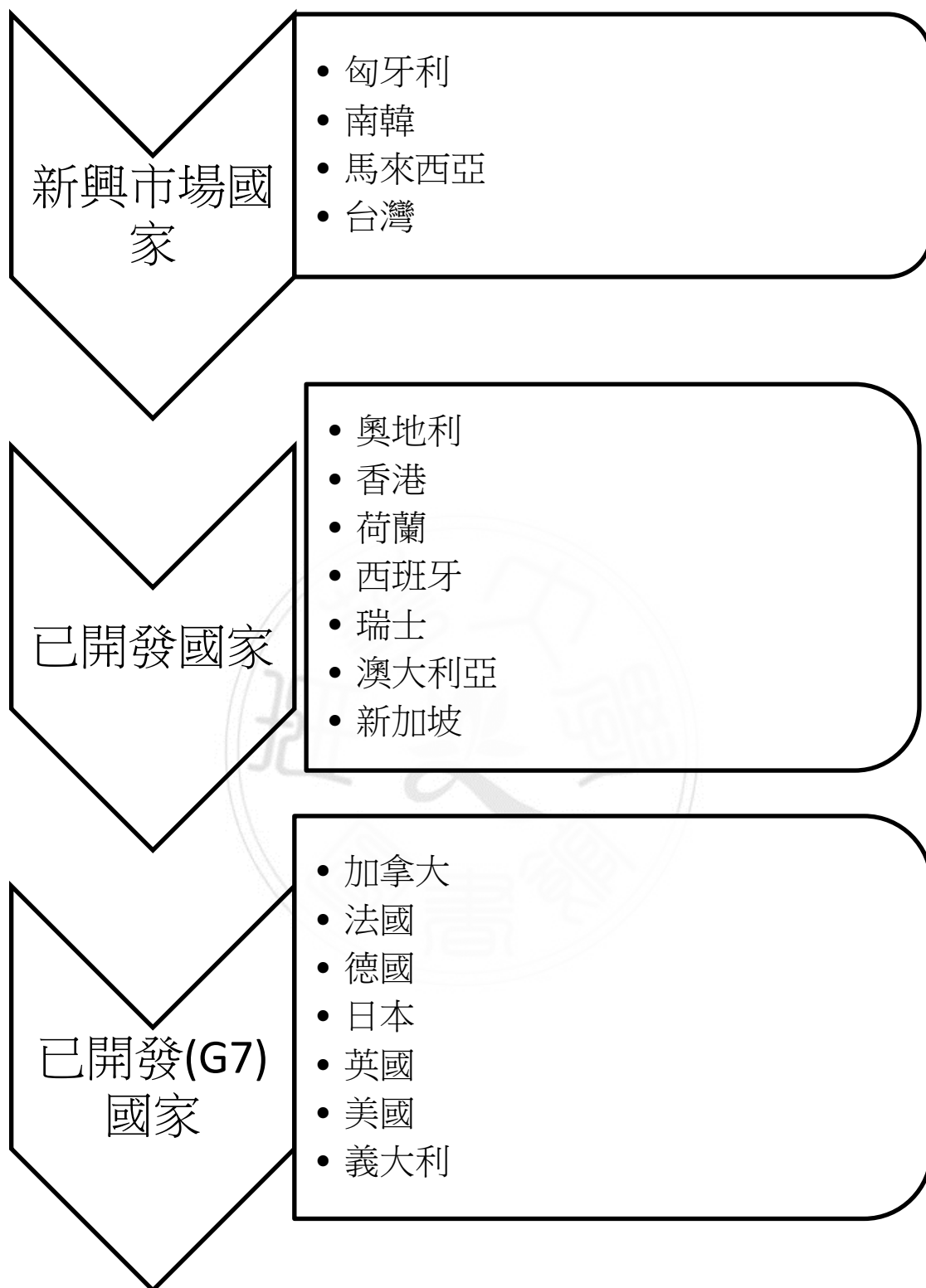


圖2 市場架構圖

表 1 研究國家的種類與名稱及研究期間(1)

國家	種類	指數名稱	研究期間
奧地利	現貨	ATX 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	ATX 期貨指數	2013/3/29
加拿大	現貨	S&P/TSX 60 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	S&P/TSX 60 期貨指數	2013/3/29
法國	現貨	CAC 40 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	CAC 40 期貨指數	2013/3/29
德國	現貨	DAX 30 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	DAX 30 期貨指數	2013/3/29
香港	現貨	恆生股價指數	2000/1/3 至
	期貨	恆生期貨指數	2013/3/29
匈牙利	現貨	BUX 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	BUX 期貨指數	2013/3/29
日本	現貨	NIKKEI 225 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	NIKKEI 225 期貨指數	2013/3/29
南韓	現貨	KOSPI 200 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	KOSPI 200 期貨指數	2013/3/29
馬來西亞	現貨	KLCI 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	KLCI 期貨指數	2013/3/29
荷蘭	現貨	AEX 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	AEX 期貨指數	2013/3/29
西班牙	現貨	IBEX 35 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	IBEX 35 指數期貨	2013/3/29
瑞士	現貨	SMI 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	SMI 期貨指數	2013/3/29
台灣	現貨	TAIWAN 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	TAIWAN 期貨指數	2013/3/29
英國	現貨	FTSE 100 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	FTSE 100 期貨指數	2013/3/29
美國	現貨	S&P 500 股價指數	2000/1/3 至
	期貨	S&P 500 期貨指數	2013/3/29

表 2 研究國家的種類與名稱及研究期間(2)

國家	種類	指數名稱	研究期間
澳大利亞	現貨	SPI 200 股價指數	2004/4/1 至
	期貨	SPI 200 期貨指數	2013/3/29
義大利	現貨	FTSE MIB 股價指數	2004/4/1 至
	期貨	FTSE MIB 期貨指數	2013/3/29
新加坡	現貨	STRAITS TIMES 股價指數	2004/4/1 至
	期貨	STRAITS TIMES 期貨指數	2013/3/29

第三節 ADCC-TGARCH 模型介紹

本研究所採用的方法為(Cappiello et al, 2006)所提出的不對稱動態條件相關一般化自我迴歸條件異質變異數(ADCC-GARCH)模型來探討。此外，為了考慮好壞消息之衝擊並不一致，故運用ADCC-TGARCH模型探討指數避險比率。本文將股價指數與期貨指數每日的收盤價，皆以自然對數(LN)計算報酬率，本研究模型如下：

$$s_t = \text{LN}(S_{i,t}/S_{i,t-1}) \quad (1)$$

$$f_t = \text{LN}(F_{i,t}/F_{i,t-1}) \quad (2)$$

其中*i*表示為各國家交易所指數收盤價，*t*代表第*t*期，而 S_{t-1} 和 F_{t-1} 為股價及期貨*t-1*日收盤價，而 s_t 和 f_t 為股價及期貨第*t*期之報酬率。

本文所使用的方法為ADCC-TGARCH模型，首先介紹平均數方程式，如下：

$$s_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s}(S_{t-1} - \lambda F_{t-1}) + \varepsilon_{st} \quad (3)$$

$$f_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \lambda F_{t-1}) + \varepsilon_{ft} \quad (4)$$

其中 s_t 和 f_t 分別是現貨和期貨在時間*t*的報酬，而 S_{t-1} 和 F_{t-1} 分別是*t-1*期的現貨和期貨價格， $S_{t-1} - \lambda F_{t-1}$ 表示誤差修正項。

其次,本文以TGARCH模型估計變異數,模型如下:

$$\sigma_{s,t}^2 = \beta_{s,0} + \beta_{s,1}\varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{s,2}\sigma_{s,t-1}^2 + \delta_s D_{s,t-1} \varepsilon_{s,t-1}^2 \quad (5)$$

$$\sigma_{f,t}^2 = \beta_{f,0} + \beta_{f,1}\varepsilon_{f,t-1}^2 + \beta_{f,2}\sigma_{f,t-1}^2 + \delta_f D_{f,t-1} \varepsilon_{f,t-1}^2 \quad (6)$$

其中 $D_{s(f),t-1} = 1$ 為一個虛擬變數，當 $\varepsilon_{s(f),t-1}$ 為負時 $D_{s(f),t-1} = 1$ 反之為0。

(一)固定相關係數模型(Constant Correlation Coefficient Model)

(Bollerslev, 1990)提出固定相關係數模型，在此模型下每項資產變異皆服從 GARCH 過程，同時也假設條件共變異數矩陣僅受本身落後期與殘差項的影響，另外在加入條件相關係數為固定的假設，即 $\sigma_{ij,t} = \rho_{ij}\sqrt{\sigma_{ii,t}\sigma_{jj,t}}$ ，其中 ρ_{ij} 並不隨時間而變化；CCC 模型表現如下：

$$H_t = D_t R D_t = (\rho_{ij}\sqrt{\sigma_{ii,t}\sigma_{jj,t}}) \quad (7)$$

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{\sigma_{11,t}} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{\sigma_{22,t}} & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \sqrt{\sigma_{nn,t}} \end{bmatrix} \quad (8)$$

而條件相關矩陣R

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} & \cdots & \rho_{1n} \\ \rho_{21} & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \rho_{n1} & 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (9)$$

(二)動態條件相關係數模型(Dynamic Conditional Correlation, DCC)

(Engle, 2002)改進多變量相關係數為常數之假設(如 CCC 模型)，以及一般多變量 GARCH 矩陣估計參數甚多，所需時間較久等缺點，發展出動態條件相關(Dynamic Conditional Correlation, DCC)模型，此模型保留原先(Bollerslev, 1990)CCC 模型簡潔之估計方式，在加上相關係數隨時間變化之特性，其計算過程採兩階段估計方式，先估計出個別單變量 TGARCH 模型之各參數，再由各單變量 TGARCH 模型產生之標準化殘差(standardized residual)與之前各參數算出各變量間之動態相關係數，再具以算出各變量間之共變異數矩陣。

求動態相關係數矩陣 R_t :

$$R_t = Q_t^{*\frac{-1}{2}} Q_t Q_t^{*\frac{-1}{2}} \quad (10)$$

$$\text{其中, } Q_t^{*\frac{-1}{2}} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{q_{11}}} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sqrt{q_{22}}} & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \frac{1}{\sqrt{q_{kk}}} \end{bmatrix} \quad (11)$$

而動態條件相關的 R_t 矩陣之個元素為 $\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}$ ， Q_t^* 是 Q_t 對角線上的值開根號所形成的對角線矩陣，若各參數符合 GARCH 模型之平穩條件，則此舉陣為正定。

接下來是計算動態相關係數 Q_t :

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{Q} + \theta_1 z_t z'_t + \theta_2 Q_{t-1} \quad (12)$$

(三)不對稱動態條件相關係數模型(Asymmetric Dynamic Conditional Correlation, ADCC)

雖然 DCC 模型考慮到過去消息衝擊和相關係數的影響，但卻忽略了好壞消息對條件相關的影響並不相同。文獻裡發現了金融資產在下跌時和市場相關性比正常情況下還高，(Cappiello Engle and Sheppard,2006)則提出 ADCC 模型以捕捉條件相關的不對稱效果，故公式(9)修正如下:

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{Q} - g\bar{\Xi} + \theta_1 z_t z'_t + \theta_2 Q_{t-1} + g n_{t-1} n'_{t-1} \quad (13)$$

其中， $n_t = I[z_t < 0]$ 。 $z_t(I[\cdot])$ 為一指標函數，若殘差為負，指標變數為 1，否則為 0；為 Hadamard product ； $\bar{\Xi} = E[n_t n'_t]$ 為 n_t 的樣本共變異數矩陣)。係數 g 捕抓條件相關的不對稱效果，故 $g > 0$ 表示資產在下跌時和市場的相關性比其餘狀況有較大的相關性。

模型參數修正的估計是隨時間變化的變異數-共變異數矩陣是用來計算時間變化避險比率的公式。

$$h_{i,t} = \left(\frac{\sigma_{sf,t}}{\sigma_f^2} \right) \quad (14)$$

研究時間序列的動態特性使用迴歸來估計:

$$h_{i,t} = c_i + \pi_1 h_{i-1,t} + \pi_2 D_{s,t-1} + \pi_3 c_t + \pi_4 \text{Maturity} \quad (15)$$

其中 $D_{s,t-1} = 1$ 為一個虛擬變數，當 $\varepsilon_{s,t-1}$ 為負時 $D_{s,t-1} = 1$ 反之為 0。 π_2 如為正，表示當現貨市場產生壞消息時，對避險比率有較大的風險。反之為負，表示當現貨下跌時，有較小的風險。 c_t 為不同時期的風暴分別為 2000 年網路泡沫危機、2007 次及房貸危機及 2010 年的歐債危機，在這些期間發生危機，就將虛擬變數設定為 1。

2000年3月10日那斯達克指數到達5132.52，網路經濟泡沫達到最高點，但高科技股的賣單在2000年3月13日拋售那斯達克指數大跌，因此(Kenourgios,Padhi, 2012)研究將2001年1月1日至2002年9月27日定義為網路泡沫化期間。2008年9月14日星期日，雷曼兄弟在美國聯準會拒絕提供資金支持援助後提出破產申請後隨即爆發全球金融危機，因此依(Duchin et al, 2010)研究將2007年7月1日至2009年3月31日定義為金融海嘯期間。2009年10月20日希臘政府宣布當年財政赤字佔國內生產總值的比例超過12%，遠高於歐盟設定的3%上限，隨後，12月8日全球三大信評公司同步調降希臘債信評等，歐洲主權債務危機率先在希臘爆發，危機在2010年年初的時候一度陷入最嚴峻的局面，之後在2012年12月18日，S&P信用評等把希臘從CCC調升至B-大升6級，所以本文設定研究為2009年12月8日至2012年12月18日定義為歐債危機期間。

本文將上述 2000 年網路泡沫化、金融海嘯及歐債危機期間，以虛擬變數加以設定，故金融危機期間 c_t 設為 1，其餘為 0。 π_3 如果為正，代表當危機發生時，避險比率是增加的，如果為負，則代表避險比率是減少的。 π_4 為檢視到期日效應，依(張巧宜、賴靖宜、莊益源，2013)提出「為了避免期貨契約接近到期日時，避險者或套利者進行平倉，所引起之成交量異常變大之現象，期貨近期契約在到期日前 5 日即取次一近日契約作為觀察樣本」做為依據，將各國到期日的前五天設虛擬變數為 1 其餘為 0，係數結果顯著為正的代表越接近到期日愈有影響。

第四章、實證結果

第一節 敘述統計量

本章所研究的指數報酬率敘述統計量列於表3至表4，首先表3是2000年1月3日至2013年3月29日的十五國家(奧地利、加拿大、法國、德國、香港、匈牙利、日本、南韓、馬來西亞、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國及美國)和2004. 4. 1~2013. 3. 29日的三個國家(澳大利亞、義大利、新加坡)共十八個國家的股價指數的估計結果，然而表4是各國家的期貨指數估計結果，接下來是透過圖3與圖4的各國股價趨勢圖所示，可以看出各國家在2000年後，受到網路泡沫影響與2008年的金融海嘯的影響導致下跌，之後持續的上升，然而只有義大利與西班牙在2012年沒有回升反而下跌，這可能是因為受到歐豬(Piigs)五國效應，所產生的歐債危機影響，使得繼續下跌。

一、各國的股價指數報酬率敘述統計量

首先可先透過表3的統計資料來看，可以先比較平均數的結果，透過資料結果，顯示了最高的平均數是新加坡0.03%，是為正的高報酬，而最低的平均數為義大利的-0.024%，是為負的低報酬。這十八個國家總平均為0.0044%，而低於總平均的國家有法國、日本、德國、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國、美國及義大利。而接下來看標準差的方面，可以看出股價指數報酬標準差係數結果，結果顯示標準差係數最大值為南韓1.74%，為十八國家中最高的風險，而標準差係數最小值為馬來西亞0.87%，是最低的風險國家。

偏態方面從股價指數報酬偏態係數中，可以看出全部十八國家係數，除了法國、德國、西班牙的股價指數報酬偏態係數大於0為正的之外，其餘國家皆為小於0為負的，可知正的代表右偏，負的代表左偏。故可得知在這十八個國家中，法國、德國、西班牙這三個國家為右偏，而其餘的國家峰態序列皆為左偏。最大值為西班牙股價指數報酬的偏態係數為12.06%，最小值為馬來西亞的股價指數報酬偏態係數為-88.26%，十八國家偏態係數皆大部分小於0，故可得知十八國家股價指數報酬，係數序列大部分為左偏。

表 3 各國股價指數報酬率敘述統計量

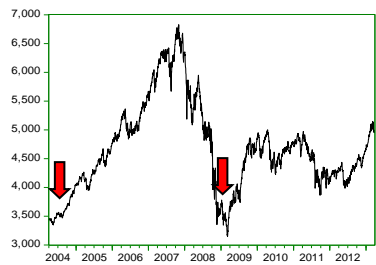
國家	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	$Q_s(8)$	$Q_s^2(8)$
澳大利亞	0.0002	0.0110	-0.5657	8.6262	3219.35***	7.43	1541.20***
奧地利	0.0002	0.0148	-0.3045	10.5851	8335.94***	20.55***	2720.30***
加拿大	0.0001	0.0128	-0.6239	12.0270	11954.72***	54.97***	2131.60***
法國	-0.0001	0.0155	0.0337	7.7028	3184.52***	48.94***	1322.10***
德國	0.0000	0.0159	0.0030	7.3043	2667.17***	22.37***	1432.70***
香港	0.0001	0.0157	-0.0658	11.1033	9455.35***	11.59	1786.10***
匈牙利	0.0002	0.0161	-0.0709	8.9277	5061.18***	73.23***	1156.90***
義大利	-0.0002	0.0157	-0.0593	8.8020	3291.96***	30.89***	878.30***
日本	-0.0001	0.0152	-0.4026	10.1615	7476.58***	11.44	2475.80***
南韓	0.0002	0.0174	-0.4549	7.9739	3680.68***	8.02	661.91***
馬來西亞	0.0002	0.0087	-0.8827	13.4038	16030.48***	87.49***	319.78***
荷蘭	-0.0002	0.0154	-0.0686	9.0384	5251.69***	61.67***	2195.70***
西班牙	-0.0001	0.0155	0.1206	8.0343	3656.92***	24.76***	972.41***
新加坡	0.0003	0.0121	-0.2226	9.0086	3549.93***	12.82***	1552.10***
瑞士	0.0000	0.0123	-0.0249	9.5125	6106.07***	58.99***	2294.50***
台灣	-0.0000	0.0149	-0.2233	5.8556	1202.62***	31.03***	655.91***
英國	-0.0000	0.0127	-0.1485	9.0842	5341.69***	81.85***	1963.70***
美國	0.0000	0.0132	-0.1651	10.8217	8823.02***	46.51***	2160.90***

註: *, **, ***分別為 10%, 5%, 1% 顯著水準。

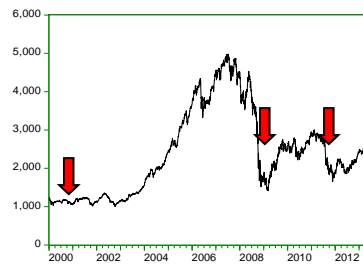
樣本時間區間，除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004.4.1~2013.3.29 日，共有 2344 個觀察值之外，則其餘的國家樣本期間是 2000.1.3~2013.3.29 日，3452 個觀察值。

JB 檢定為 Jarque-Bera, 檢定資料是否為常態分配。

$Q_s(8)$ 和 $Q_s^2(8)$ 為 Ljung - boxQ 統計量檢視現貨是否有序列相關，並取自落後第 8 期。



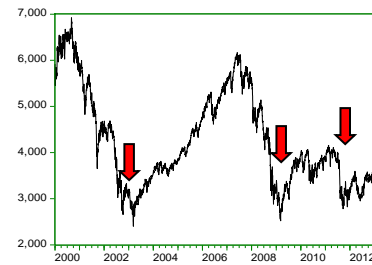
澳大利亞



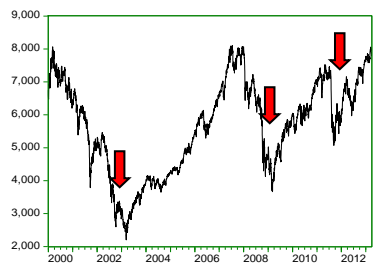
奧地利



加拿大



法國



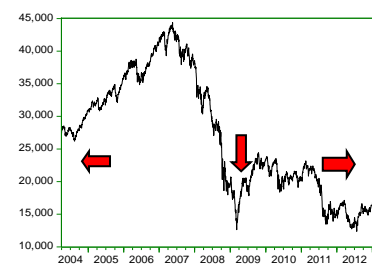
德國



香港



匈牙利



義大利

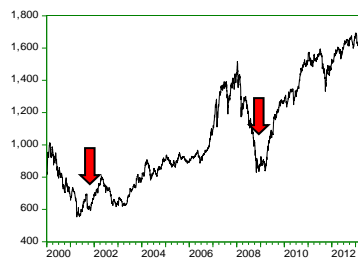


日本

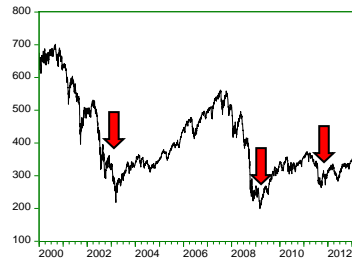
圖 3 澳大利亞~日本各國股價指數趨勢圖



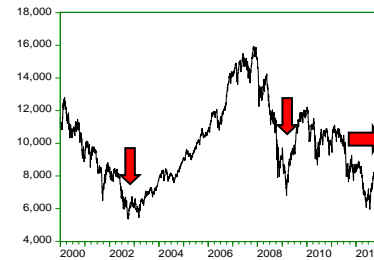
南韓



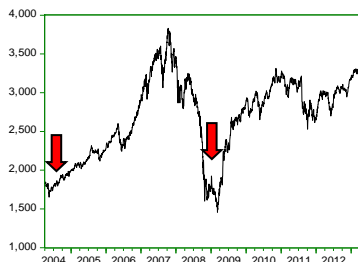
馬來西亞



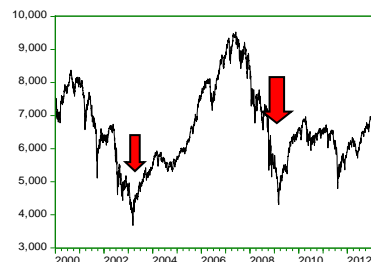
荷蘭



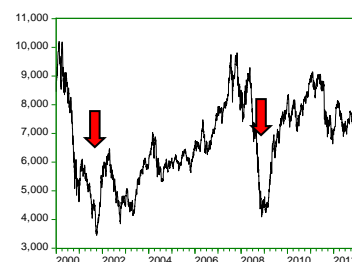
西班牙



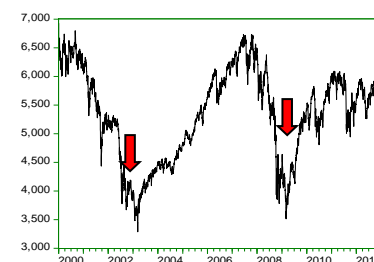
新加坡



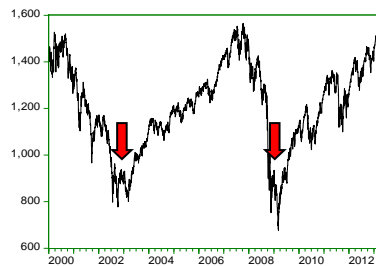
瑞士



台灣



英國



美國

圖 4 南韓~美國各國股價指數趨勢圖

透過峰態方面，從表中，可以看出這十八國家峰態係數的最大值為馬來西亞的是 13.4038，最小值為台灣的 5.8556，十八國家的峰態係數皆大於 3，故可得知這十八國家股價指數報酬，係數序列皆為高峽峰。

Jarque-Bera 方面為了檢定是否為常態分配，資料顯示結果所有的係數皆在 1% 存在顯著水準，則表示了報酬的序列皆為非常態分配。接下來是，單根檢定 PP 和 ADF 方面，透過附表 1，顯示了係數皆為 1% 的顯著水準，呈現無單根，故所有序列皆為穩定性。 $Q_s(8)$ 為統計量均檢視股價指數報酬率，取自第 8 期，資料結果顯示，線性自我相關除了澳大利亞、香港、日本、南韓沒有顯著，代表沒有自我相關之外，其餘大部分的係數皆具有自我相關。 $Q_s^2(8)$ 為檢視股價指數報酬率，結果顯示所有國家都有顯著水準，皆有存在非線性自我相關。

二、各國家期貨指數報酬率敘述統計量

透過表 4 的統計資料，可以先比較平均數的結果，透過資料結果，顯示了最高的平均數是新加坡 0.024%，是為正的高報酬，而最低的平均數為義大利的 -0.024%，是為負的低報酬，這十八個國家總平均為 0.0032%，而低於總平均的國家有法國、德國、日本、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國、美國及義大利。透過圖 5 與圖 6 的各國期貨趨勢圖所示，可以看出各國家在 2000 年後網路泡沫與 2008 年金融海嘯的影響導致下跌，之後持續的上升，然而義大利與西班牙的趨勢圖卻在 2012 年沒有回升反而下跌，這可能是因為受到歐豬 (Pigs) 五國效應，所產生的歐債危機影響，使得繼續下跌。而接下來看標準差的方面，可以看出期貨指數報酬標準差係數結果，結果顯示標準差係數最大值為南韓 18.3%，為十八國家中最高的風險，而標準差係數最小值為馬來西亞 1.07%，是最低的風險國家。

偏態方面從期貨指數報酬偏態係數中，可以看出全部十八國家係數，除了奧地利和西班牙期貨指數報酬偏態係數大於 0 為正之外，其餘國家皆為小於 0 為負的，可知正的代表右偏，負的代表左偏。故可得知在這十八個國家中，奧地利與西班牙這兩國家為右偏，而其餘的國家峰態序列皆為左偏。

表 4 各國期貨指數報酬率敘述統計量

國家	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	h	$Q_f(8)$	$Q_f^2(8)$	$Q_{s,f}(8)$
澳大利亞	0.0002	0.0116	-0.4096	8.0417	2550.29***	0.8910***	13.94	1228.4***	1439.1***
奧地利	0.0002	0.0171	0.2911	61.1270	486306.6***	0.7231***	19.48**	807.66***	2805.9***
加拿大	0.0001	0.0129	-0.5149	10.9248	9191.03***	0.9431***	52.93***	2269.5***	2436.1***
法國	-0.0001	0.0154	-0.0791	7.3239	2694.25***	0.9847***	40.92***	1383***	1336.8***
德國	0.0000	0.0159	-0.0280	10.2819	7631.85***	0.9673***	33.29***	952.88***	1242.2***
香港	0.0001	0.0164	-0.0649	8.1989	3892.24***	0.9205***	18.09**	1614.1***	1633.6***
匈牙利	0.0002	0.0158	-0.0468	10.5404	8184.07***	0.9111***	60.53***	1006.8***	1272.6***
義大利	-0.0002	0.0153	-0.1839	8.3987	2862.19***	0.9989***	28.52***	985.1***	951.58***
日本	-0.0001	0.0157	-0.2637	15.9876	24315.5***	0.9361***	24.94**	2710***	2700***
南韓	0.0002	0.0183	-0.4056	6.9737	2367.22***	0.9100***	8.06	844.35***	670.71***
馬來西亞	0.0002	0.0107	-0.4645	7.5339	3082.59***	0.6612***	15.67**	708.43***	411.44***
荷蘭	-0.0002	0.0156	-0.1572	10.2589	7597.36***	0.9676***	61.85***	2323.2***	2284.7***
西班牙	-0.0001	0.0157	0.0380	8.0354	3649.84***	0.9694***	25.29***	863.16***	926.81***
新加坡	0.0002	0.0121	-0.1892	9.2840	3874.02***	1.0248***	10.69	1477.5***	1583.7***
瑞士	0.0000	0.0125	-0.1075	9.5045	6095.46***	0.9527***	41.05***	2006.1***	2152.9***
台灣	-0.0000	0.0171	-0.2783	6.7691	2089.12***	0.8248***	42.53***	933.98***	694.08***
英國	-0.0000	0.0127	-0.1534	9.1952	5537.09***	0.9789***	79.38***	2058.3***	2025.9***
美國	0.0000	0.0133	-0.0354	12.9207	14165.1***	0.9683***	42.97***	2020.4***	2101***

註: ***, ***, ** 分別為 10%, 5%, 1% 顯著水準。

樣本時間區間，除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004.4.1~2013.3.29 日，共有 2344 個觀察值之外，則其餘的國家樣本期間是 2000.1.3~2013.3.29 日，3452 個觀察值。

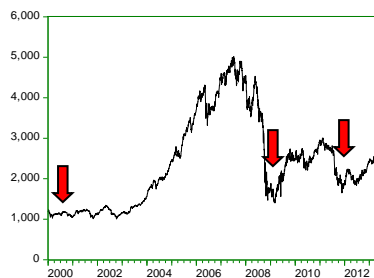
h 的樣本估計是使用 $s_{i,t} = \alpha_i + hF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$ 。

JB 檢定為 Jarque-Bera, 檢定資料是否為常態分配。

$Q_{s,f}(8)$ 為 Ljung - boxQ 統計量檢視現貨和期貨是否存在交叉序列相關並取自落後第 8 期； $Q_f(8)$ 和 $Q_f^2(8)$ 為 Ljung - boxQ 統計量檢視期貨是否有序列相關，並取自落後第 8 期。



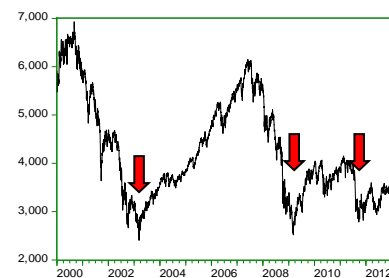
澳大利亞



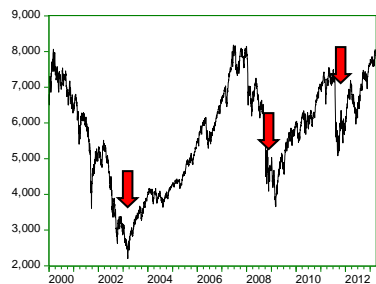
奧地利



加拿大



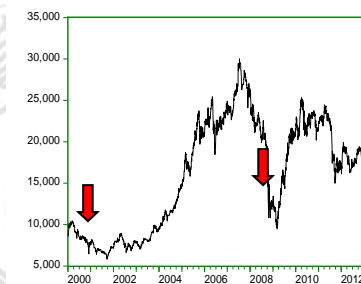
法國



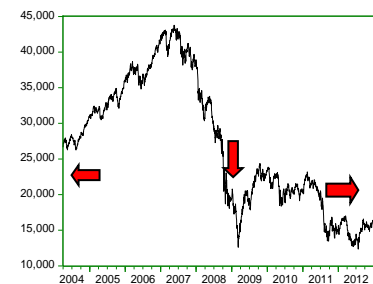
德國



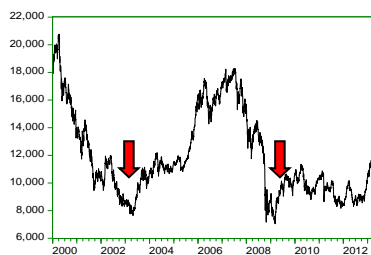
香港



匈牙利



義大利

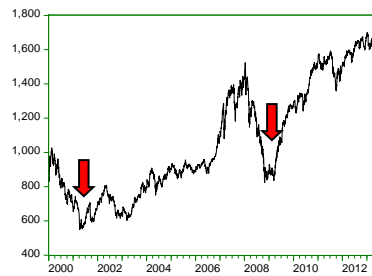


日本

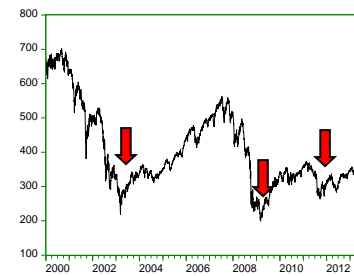
圖 5 澳大利亞~日本各國期貨指數趨勢圖



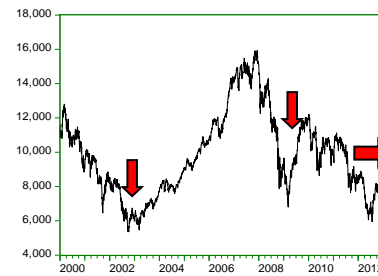
南韓



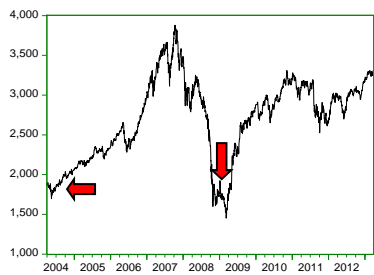
馬來西亞



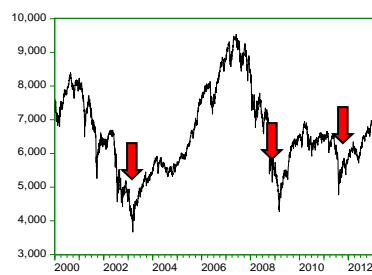
荷蘭



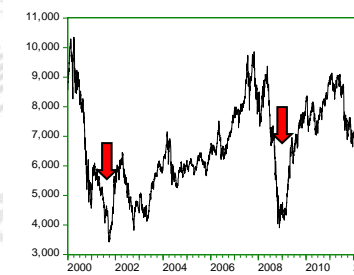
西班牙



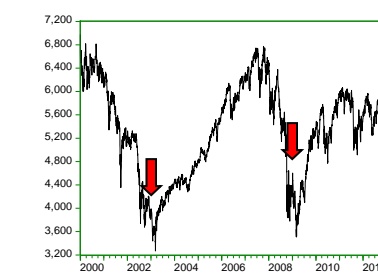
新加坡



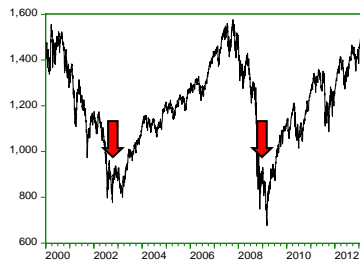
瑞士



台灣



英國



美國

圖 6 南韓~美國各國股價指數趨勢圖

最大值為奧地利期貨指數報酬的偏態係數為 29.11%，最小值為馬來西亞的期貨指數報酬偏態係數為-46.45%，十八國家偏態係數皆大部分小於 0，固可得知十八國家期貨指數報酬，係數序列大部分為左偏。峰態方面，從表中，可以看出這十八國家峰態係數最大值為奧地利的是 61.1270，最小值峰態係數為台灣的 6.7691，十八國家峰態係數皆大於 3，固可得知這十八國家股期貨指數報酬，係數序列皆為高峽峰。

Jarque-Bera 方面為了檢定係數是否為常態分配，資料顯示結果所有的係數皆為 1%的顯著水準，則表示了股價指數報酬的序列皆為非常態分配。接下來是單根檢定 PP 和 ADF 方面，透過附表 2，顯示各國家係數皆為 1%的顯著水準，呈現無單根所有序列皆為穩定性。接下來本文以普通最小平方法(OLS)迴歸式靜態，分析出 h 避險比率的值，當現貨變動 1%時，而會影響到期貨變動百分比，透過資料顯示結果，每個係數皆為顯著，代表現貨一定會受到期貨影響，受到期貨影響程度最高的為新加坡 1.0248 大於 1，百分比超過 1%；而影響程度最低的是馬來西亞 0.6612。 $Q_s(8)$ 為統計量均檢視期貨指數報酬率，取自第 8 期，資料結果顯示，線性自我相關除了澳大利亞、南韓、新加坡沒有顯著，代表沒有自我相關之外，其餘大部分的係數皆具有自我相關。 $Q_s^2(8)$ 為檢視股價指數報酬率，結果顯示所有國家都有顯著水準，皆有存在非線性自我相關。 $Q_{s,f}(8)$ 為統計量檢視現貨與期貨是否存在交叉序列相關，自落後第 8 期，資料結果顯示，全部各國家都有顯著水準，所以各國家皆存在交叉序列相關。

三、圖3與圖4各國股價指數趨勢圖和圖5與圖6各國期貨指數趨勢圖之比較

透過圖3至圖4各國股價指數趨勢圖中，可以看到每個國家，會受到重大影響而產生同樣的下跌情況，首先可看出在2000年，因網路泡沫影響，而造成全球市場同時的下跌趨勢，之後在2008年因金融海嘯的發生，也產生同樣的全球效應。而歐洲國家在2012年的歐債危機中，因歐豬五國的信評調降，而造成重大影響，但可以看出在歐洲國家的法國與奧地利，只有稍微受影響，但之後就持續上升。從圖3中，也可看出法國與日本的股價指數趨勢相似。而圖5與圖6期貨指數趨勢圖中，也都會受到全球的重大影響，而造成同樣的下跌情況，從圖中可以看出股價指數與期貨指數都有相關的同樣趨勢。

第二節 雙變量 ADCC-TGARCH 估計結果

本文使用雙變量ADCC-TGARCH模型估計結果顯示，各國ADCC-TGARCH估計結果列於表5表6及表7的動態係數風險估計結果，比較2000年1月3日至2013年3月29日的十五國家(奧地利、加拿大、法國、德國、香港、匈牙利、日本、南韓、馬來西亞、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國及美國)和2004年4月1日至2013年3月29日的三個國家(澳大利亞、義大利、新加坡)共十八國家的估計結果。

首先可先透過表5的模型估計結果來看，可以先比較現貨 α_{0s} 截距項平均數的結果，透過資料結果，顯示了澳大利亞、奧地利、加拿大、南韓、馬來西亞、新加坡每日都有顯著的正報酬率。而期貨 α_{0f} 截距項平均數的結果，顯示了澳大利亞、奧地利、南韓、馬來西亞、新加坡每日都有顯著的正報酬率。

α_{1s} 為檢視現貨若為負值，代表在長期情況下現貨回到長期的均衡水準，因此 α_{1s} 估計結果，除了西班牙、瑞士及英國係數為正之外，其餘國家皆為負值，皆有回到長期的均衡水準的情況。而 α_{1f} 檢視期貨有無回到長期的均衡水準，估計係數檢視的結果，除了新加坡係數為負之外，其餘國家係數為正，代表無回到長期的均衡水準的情形。

β_{s2} 為檢視現貨波動持續性，透過估計係數值結果，發現波動持續性最大的為美國 0.9373，而波動持續性最低的國家為澳大利亞的 0.8869，然而現貨波動持續性平均為 0.9144，除了澳大利亞、奧地利、匈牙利、日本、馬來西亞、新加坡及瑞士小於平均數之外，大部分國家皆大於平均。 β_{f2} 為檢視期貨波動持續性，估計係數顯示波動持續性最大的為香港 0.9394，而波動持續性最低的國家為匈牙利的 0.8820，然而期貨波動持續性平均為 0.9169，除了澳大利亞、奧地利、加拿大、德國、匈牙利、日本、新加坡、瑞士及台灣小於平均數之外，大部分國家皆大於總平均。透過現貨與期貨可以比較出，現貨波動持續性平均比期貨波動持續性平均，波動程度來的大。

表 5 雙變量 ADCC-TGARCH 模型估計結果

	澳大利亞	奧地利	加拿大	法國	德國	香港	匈牙利	義大利	日本	南韓	馬來西亞	荷蘭	西班牙	新加坡	瑞士	台灣	英國	美國
α_{0s}	0.0004 (0.0002)***	0.0006 (0.0002)***	0.0003 (0.0002)**	-0.0000 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0003 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0004 (0.0002)*	0.0003 (0.0001)***	-0.0001 (0.0002)	0.0001 (0.0002)	0.0004 (0.0002)**	0.0000 (0.0001)	0.0003 (0.0002)	-0.0000 (0.0001)	-0.0000 (0.0001)
α_{1s}	-0.0000 (0.0000)**	-0.0000 (0.0000)	-0.0002 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)***	-0.0006 (0.0003)**	-0.0002 (0.0000)***	-0.0002 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)**	-0.0000 (0.0000)
β_{s0}	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***
β_{s1}	0.0229 (0.0118)**	0.0229 (-0.0090)**	0.0036 (-0.0071)	-0.0156 (0.0063)**	-0.0079 (-0.0074)	0.0180 (0.0059)***	0.0460 (0.0073)***	0.0121 (0.0069)*	0.0271 (0.0073)***	0.0173 (0.0054)***	0.0571 (0.0059)***	-0.0190 (0.0064)***	-0.0048 (0.0053)	0.0387 (0.0110)***	-0.0066 (0.0066)	0.0248 (0.0060)***	-0.0165 (0.0070)**	-0.0278 (0.0047)***
β_{s2}	0.8869 (0.0107)***	0.8971 (0.0083)***	0.9327 (0.0051)***	0.9219 (0.0063)***	0.9169 (0.0076)***	0.9341 (0.0062)***	0.8907 (0.0090)***	0.9186 (0.0068)***	0.8949 (0.0089)***	0.9279 (0.0054)***	0.9011 (0.0049)***	0.9291 (0.0057)***	0.9235 (0.0062)***	0.9046 (0.0090)***	0.9004 (0.0071)***	0.9219 (0.0056)***	0.9191 (0.0068)***	0.9373 (0.0056)***
δ_s	0.1486 (0.0170)***	0.1175 (0.0121)***	0.0992 (0.0118)***	0.1641 (0.0121)***	0.1535 (0.0120)***	0.0753 (0.0079)***	0.0732 (0.0107)***	0.1205 (0.0099)***	0.1093 (0.0110)***	0.0912 (0.0080)***	0.0681 (0.0800)***	0.1576 (0.0106)***	0.1425 (0.0100)***	0.0924 (0.0151)***	0.1675 (0.0120)***	0.0821 (0.0089)***	0.1664 (0.011)***	0.1578 (0.0101)***
α_{0f}	0.0003 (0.0002)*	0.0010 (0.0002)***	0.0001 (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0000 (0.0002)	0.0004 (0.0002)*	0.0003 (0.0001)**	-0.0001 (0.0002)	0.0002 (0.0002)	0.0004 (0.0002)**	0.0000 (0.0002)	0.0003 (0.0002)	-0.0001 (0.0001)	-0.0000 (0.0002)
α_{1f}	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0003)***	0.0011 (0.0000)***	0.0005 (0.0001)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)**
β_{f0}	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***
β_{f1}	0.0052 (0.0095)	0.0125 (0.0067)**	0.0188 (0.0070)***	-0.0124 (0.0059)**	-0.0143 (0.0071)**	0.0171 (0.0055)***	0.0641 (0.0079)***	0.0091 (0.0066)	0.0226 (0.0081)***	0.0243 (0.0048)***	0.0450 (0.0051)***	-0.0170 (0.0061)***	-0.0073 (0.0053)	0.0363 (0.0098)***	0.0059 (0.0045)	0.0375 (0.0063)***	-0.0202 (0.0070)***	-0.0230 (0.0056)***
β_{f2}	0.9021 (0.0097)***	0.9183 (0.0046)***	0.9302 (0.0063)***	0.9250 (0.0061)***	0.9162 (0.0075)***	0.9394 (0.0058)***	0.8820 (0.0087)***	0.9319 (0.0066)***	0.8912 (0.0088)***	0.9241 (0.0057)***	0.9190 (0.0042)***	0.9271 (0.0060)***	0.9255 (0.0057)***	0.9076 (0.0076)***	0.8987 (0.0071)***	0.9154 (0.0056)***	0.9248 (0.0070)***	0.9255 (0.0062)***
δ_f	0.1497 (0.0167)***	0.1129 (0.0099)***	0.0762 (0.0104)***	0.1500 (0.0103)***	0.1683 (0.0106)***	0.0668 (0.0075)***	0.0534 (0.0108)***	0.0997 (0.0086)***	0.1182 (0.0114)***	0.0832 (0.0084)***	0.0528 (0.0072)***	0.1533 (0.0093)***	0.1414 (0.0094)***	0.0877 (0.0140)***	0.1510 (0.0110)***	0.0702 (0.0089)***	0.1625 (0.0109)***	0.1683 (0.0113)***
LogL	-4289.01	-7241.43	-5375.05	-3876.11	-4705.42	-5040.81	-5545.62	-3420.35	-4351.39	-5319.26	-7688.17	-4278.88	-3815.58	-3056.38	-5261.62	-5611.18	-4708.25	-4721.53
$\beta_{s1} + \beta_{s2} + 0.5\delta_s$	0.9841	0.9788	0.9859	0.9884	0.9858	0.9898	0.9733	0.991	0.9767	0.991	0.9923	0.9889	0.99	0.9895	0.9776	0.9878	0.9858	0.9884
$\beta_{f1} + \beta_{f2} + 0.5\delta_f$	0.9822	0.9873	0.9871	0.9876	0.9861	0.9899	0.9728	0.9909	0.9729	0.99	0.9904	0.9868	0.9889	0.9878	0.9801	0.988	0.9859	0.9867
$Q_s(8)$	6.633	14.769*	10.904	16.502**	10.800	11.218	23.178***	3.147	3.999	7.046	86.173***	15.157*	5.125	11.076	13.169	19.012**	14.886*	15.161*
$Q_f(8)$	6.790	23.352***	8.168	15.854**	9.644	6.465	19.135**	1.402	3.700	4.929	33.051***	15.416*	7.590	10.081	8.360	9.518	9.764	12.807
$Q_{sf}(8)$	10.992	28.488***	7.369	12.509	19.744**	22.536***	68.345***	13.571*	11.598	9.386	7.876	15.175*	18.192**	21.441***	13.030	20.093***	7.843	20.259***
$Q_s^2(8)$	5.285	6.546	8.041	12.229	21.250***	26.864***	4.514	15.849**	11.822	9.154	8.908	15.730**	19.640**	14.075*	11.040	17.444**	8.712	18.274**
$Q_f^2(8)$	11.509	1.454	6.031	13.003	17.319**	17.134**	6.135	14.666*	10.779	9.664	7.725	13.519*	15.059*	15.622**	6.463	18.741**	6.712	18.959**

註釋: ***, ** 分別為 10%, 5%, 1% 顯著水準, () 為標準誤。

樣本時間區間, 除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004.4.1~2013.3.29 日, 共有 2344 個觀察值之外, 則其餘的國家樣本期間是在 2000.1.3~2013.3.29 日, 3452 個觀察值。

$$s_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s}(s_{t-1} - \lambda F_{t-1}) + \varepsilon_{st}$$

$$f_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(f_{t-1} - \lambda F_{t-1}) + \varepsilon_{ft}$$

$$\sigma_{s,t}^2 = \beta_{s,0} + \beta_{s,1}\varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{s,2}\sigma_{s,t-1}^2 + \delta_s D_{s,t-1}\varepsilon_{s,t-1}^2$$

$$\sigma_{f,t}^2 = \beta_{f,0} + \beta_{f,1}\varepsilon_{f,t-1}^2 + \beta_{f,2}\sigma_{f,t-1}^2 + \delta_f D_{f,t-1}\varepsilon_{f,t-1}^2$$

$Q_s(8)$ 和 $Q_f(8)$ 為 Ljung - boxQ 統計量檢視現貨是否有序列相關, 並取自落後第 8 期。

$Q_{sf}(8)$ 和 $Q_{sf}^2(8)$ 為 Ljung - boxQ 統計量檢視現貨和期貨是否存在交叉序列相關並取自落後第 8 期。

$Q_{sf}(8)$ 為 Ljung - boxQ 統計量檢視現貨和期貨是否存在交叉序列相關並取自落後第 8 期。

接下來透過 $\beta_{s1} + \beta_{s2} + 0.5\delta_s$ 為檢視現貨與 $\beta_{f1} + \beta_{f2} + 0.5\delta_f$ 檢視期貨的係數有收斂效果，此三種係數相加小於1，就代表此係數有收斂的效果，如果越接近於1代表此波動持續性愈高，透過係數結果，可以看出所有的國家係數都小於1，代表所有國家的係數都有收斂效果。 $\beta_{s1} + \beta_{s2} + 0.5\delta_s$ 此係數波動持續性最高的國家為馬來西亞0.9923，最低的為匈牙利0.9733，波動持續性平均為0.9858，低於平均的國家有澳大利亞、奧地利、匈牙利、日本及瑞士。而 $\beta_{f1} + \beta_{f2} + 0.5\delta_f$ 此係數波動持續性最高的國家為義大利0.9909，最低的為匈牙利0.9728，波動持續性平均0.9856，低於平均的國家有澳大利亞、匈牙利及日本。

δ_s 為檢視現貨波動不對稱現象，估計係數 δ_s 為正顯著時，代表此 $\beta_{s1} + \delta_s > \delta_s$ 時，表示壞消息產生，所受到的衝擊，會比好消息產生時，所受的衝擊來的大，波動性受到壞消息時的影響程度較大，所以此意謂存在不對稱現象。透過 δ_s 可發現估計係數值波動不對稱最大值為瑞士0.1675，而波動不對稱最小值為馬來西亞的0.0681且每國家皆為顯著，然而現貨波動不對稱平均為0.1215，除了奧地利、加拿大、香港、匈牙利、義大利、日本、南韓、馬來西亞、新加坡及台灣小於平均數之外，其餘國家皆大於平均。 δ_f 為檢視期貨波動不對稱現象，估計係數顯示波動不對稱最大值為德國和美國的0.1683，而波動不對稱最低的國家為馬來西亞0.0528且每國家皆為顯著，然而期貨波動不對稱總平均為0.1148，除了奧地利、加拿大、香港、匈牙利、義大利、南韓、馬來西亞、新加坡及台灣小於平均數之外，部分國家皆大於平均。透過現貨與期貨可以比較出，現貨波動不對稱平均比期貨波動不對稱平均，波動程度來的較大。

$Q_s(8)$ 至 $Q_f^2(8)$ 為檢視此模型，首先 $Q_s(8)$ 和 $Q_f(8)$ 為Ljung – boxQ統計量檢視現貨與期貨是否有序列相關，並取自落後第8期。 $Q_s(8)$ 係數結果顯示，顯著為正的國家有奧地利、法國、匈牙利、馬來西亞、荷蘭、台灣、英國及美國，而 $Q_f(8)$ 係數結果顯示，顯著為正的國家有奧地利、法國、匈牙利、馬來西亞及荷蘭。 $Q_{s,f}(8)$ 為Ljung – boxQ統計量檢視現貨和期貨是否存在交叉序列相關，並取自落後第8期。係數結果顯示，顯著為正的國家有奧地利、德國、香港、匈牙利、義大利、荷蘭、西班牙、新加坡、台灣及美國。

最後 $Q_s^2(8)$ 和 $Q_f^2(8)$ 為Ljung – boxQ統計量檢視現貨與期貨是否有序列相關，並取自落後第8期。 $Q_s^2(8)$ 係數結果顯示，顯著為正的國家有德國、香港、義大利、荷蘭、西班牙、新加坡、台灣及美國。而 $Q_f^2(8)$ 係數結果顯示，顯著為正的國家有德國、香港、義大利、荷蘭、西班牙、新加坡、台灣及美國。透過 $Q_s(8)$ 至 $Q_f^2(8)$ 為檢視模型是否合適，透過係數呈現結果，大部分係數都無顯著水準，這代表了此ADCC-TGARCH模型是合適的。



第三節 雙變量 ADCC-TGARCH 模型動態係數結果

表6的模型估計結果， g 為檢視條件相關的不對稱效果，故當 $g > 0$ 表示當資產在下跌的時後，現貨和期貨的關聯性是增加的，反之亦然，當 $g < 0$ 表示當資產在上升的時後，現貨和期貨的關聯性為減少。係數為正顯著的國家有奧地利、匈牙利及荷蘭這三個國家關聯性為增加的，而負顯著的國家有加拿大、法國、香港、義大利、日本、南韓、馬來西亞、新加坡、瑞士、台灣及美國這十一個國家關聯性為減少的，然而相關性最高的為奧地利的0.0296，最低的為義大利-0.1980，圖7與圖8為各國ADCC-TGARCH避險比率的趨勢。

接下來透過表7模型動態係數風險估計結果，首先 π_1 為檢視前後期避險比率的相關性，所有避險比率的係數都接近於1，表示避險比率與前一期的相關性很大的，也就是說前一期的避險比率變動百分之一，下一期的避險比率變動百分比，以澳大利亞為例，前一期的避險比率為百分之一，而下一期的避險比率為0.8681。係數結果，顯示相關性最高的為匈牙利0.9718，相關性最低的為義大利的0.7607，而避險比率平均為0.9226，除了澳大利亞、法國、義大利、西班牙及英國小於平均之外，其餘國家都大於平均。

π_2 為檢視避險比率的不對稱性，如果前一期受到好壞消息衝擊的時候，避險比率在下一期是否會增加，所以當係數顯著為正時，代表前一期受到好消息衝擊時，本期的避險比率就會增加，反之亦然，係數為負的避險比率就會下降。係數結果，顯著為正的國家有澳大利亞、奧地利、加拿大、法國、香港、匈牙利、義大利、南韓、馬來西亞、荷蘭、新加坡、瑞士及台灣避險比率會增加，而顯著為負的國家有德國、日本及美國避險比率會減少。

表 6 雙變量 ADCC-TGARCH 模型動態係數風險估計結果(1)

	澳大利亞	奧地利	加拿大	法國	德國	香港	匈牙利	義大利	日本	南韓	馬來西亞	荷蘭	西班牙	新加坡	瑞士	台灣	英國	美國
θ_1	0.0962 (0.0111)***	0.0747 (0.0027)***	0.0097 (0.0006)***	0.1852 (0.0082)***	0.0146 (0.0005)***	0.0141 (0.0027)***	0.0999 (0.042)***	0.2782 (0.0105)***	0.0336 (0.0039)***	0.0129 (0.0016)***	0.0401 (0.0093)***	0.1396 (0.0056)***	0.1018 (0.0086)***	0.0677 (0.0018)***	0.1338 (0.0043)***	0.0214 (0.0029)***	0.1589 (0.0082)***	0.1072 (0.0082)***
θ_2	0.0242 (0.0657)	0.8976 (0.0036)***	0.9892 (0.0006)***	0.1272 (0.0317)***	0.9844 (0.0006)***	0.9669 (0.0072)***	0.8934 (0.046)***	0.3275 (0.0250)***	0.9385 (0.0080)***	0.9762 (0.0032)***	0.6964 (0.0829)***	0.1839 (0.0293)***	-0.0029 (0.0413)	0.9290 (0.0020)***	0.7719 (0.0083)***	0.9475 (0.0068)***	0.3023 (0.0449)***	0.6549 (0.0291)***
g	-0.0140 (0.0185)	0.0296 (0.0041)***	-0.0021 (0.0003)***	-0.0628 (0.0122)***	-0.0010 (0.0006)	-0.0093 (0.0023)***	0.0194 (0.0069)***	-0.1980 (0.0169)***	-0.0215 (0.0035)***	-0.0071 (0.0013)***	-0.0172 (0.0081)**	0.0179 (0.0105)*	-0.0067 (0.0121)	-0.0257 (0.0027)***	-0.0846 (0.0061)***	-0.0165 (0.0026)***	-0.0881 (0.0130)	-0.0751 (0.0087)***

註釋: ***, ***, **分別為 10%, 5%, 1% 顯著水準, () 為標準誤。

樣本時間區間, 除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004.4.1~2013.3.29 日, 共有 2344 個觀察值之外, 則其餘的國家樣本期間是 2000.1.3~2013.3.29 日, 3452 個觀察值。

g 為檢視現貨與期貨的共變異數。

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{Q} - g\bar{z} + \theta_1 z_t z'_{t-1} + \theta_2 Q_{t-1} + g n_{t-1} n'_{t-1}$$

表 7 雙變量 ADCC-TGARCH 模型動態係數風險估計結果(2)

	澳大利亞	奧地利	加拿大	法國	德國	香港	匈牙利	義大利	日本	南韓	馬來西亞	荷蘭	西班牙	新加坡	瑞士	台灣	英國	美國
c_1	0.1145 (0.0089)***	0.0325 (0.0043)***	0.0466 (0.0054)***	0.0978 (0.0073)***	0.0555 (0.0053)***	0.0298 (0.0040)***	0.0221 (0.0040)***	0.2266 (0.0129)***	0.0640 (0.0058)***	0.0558 (0.0054)***	0.0383 (0.0039)***	0.0739 (0.0064)***	0.1060 (0.0075)***	0.0405 (0.0058)***	0.0590 (0.0058)***	0.0296 (0.0040)***	0.0929 (0.0072)***	0.0707 (0.0061)***
π_1	0.8616 (0.0105)***	0.9569 (0.0050)***	0.9445 (0.0054)***	0.8959 (0.0075)***	0.9459 (0.0055)***	0.9636 (0.0045)***	0.9718 (0.0040)***	0.7607 (0.0134)***	0.9349 (0.0060)***	0.9364 (0.0059)***	0.9370 (0.0059)***	0.9235 (0.0065)***	0.8896 (0.0078)***	0.9562 (0.0061)***	0.9320 (0.0062)***	0.9629 (0.0045)***	0.9043 (0.0073)***	0.9295 (0.0063)***
π_2	0.0036 (0.0017)**	0.0056 (0.0014)***	0.0109 (0.0008)***	0.0068 (0.0008)***	-0.0055 (0.0007)***	0.0030 (0.0005)***	0.0083 (0.0018)***	0.0042 (0.0021)*	-0.0038 (0.0006)***	0.0029 (0.0007)***	0.0053 (0.0012)***	0.0014 (0.0008)*	-0.0000 (0.0006)	0.0018 (0.0009)*	0.0069 (0.0011)***	0.0053 (0.0007)***	0.0015 (0.0009)	-0.0049 (0.0007)***
π_3	0.0014 (0.0017)	0.0007 (0.0014)	-0.0003 (0.0008)	0.0004 (0.0008)	0.0011 (0.0008)	0.0008 (0.0005)	-0.0017 (0.0018)	0.0059 (0.0022)***	0.0014 (0.0006)**	0.0011 (0.0007)	0.0024 (0.0012)**	-0.0004 (0.0008)	0.0004 (0.0006)	0.0013 (0.0010)	0.0007 (0.0011)	-0.0006 (0.0007)	0.0004 (0.0009)	-0.0005 (0.0007)
π_4	0.0016 (0.0020)	-0.0002 (0.0016)	-0.0000 (0.0009)	0.0011 (0.0010)	-0.0018 (0.0009)*	0.0034 (0.0006)***	-0.0004 (0.0022)	0.00067 (0.0025)	-0.0005 (0.0007)	0.0021 (0.0008)***	0.0005 (0.0014)	0.0010 (0.0010)	0.0009 (0.0008)	-0.0014 (0.0011)	0.0008 (0.0013)	-0.0003 (0.0008)	0.0005 (0.0011)	-0.0005 (0.0009)

註釋: ***, ***, **分別為 10%, 5%, 1% 顯著水準, () 為標準誤。

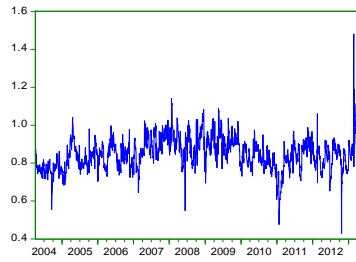
樣本時間區間, 除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004.4.1~2013.3.29 日, 共有 2344 個觀察值之外, 則其餘的國家樣本期間是 2000.1.3~2013.3.29 日, 3452 個觀察值。

$$h_{i,t} = c_1 + \pi_1 h_{i,t-1} + \pi_2 D_{i,t-1} + \pi_3 c_1 + \pi_4 \text{Maturity} + \mu_{i,t}$$

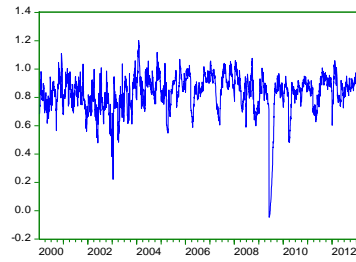
π_2 為檢視避險比率的不對稱性, 顯著為正時, 代表前一期受到壞消息衝擊時, 本期的避險比率就會增加, 反之亦然。

π_3 為檢視發生金融危機時, 是否會影響避險比率變化, 如果顯著為正, 代表有影響避險比率。

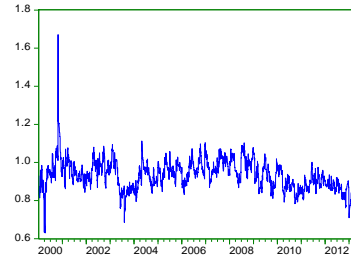
π_4 為檢視到期日效應, 到期前五日將虛擬變數設為 1, 沒發生時設為 0。如果到期日增加, 顯著為正代表避險比率有所改變。



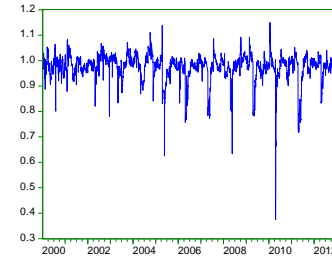
澳大利亞



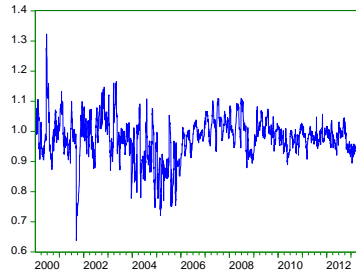
奧地利



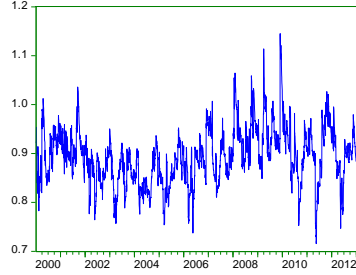
加拿大



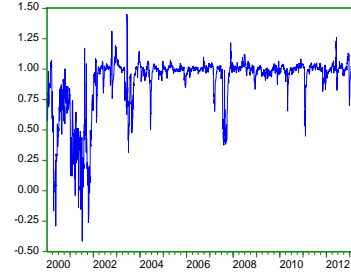
法國



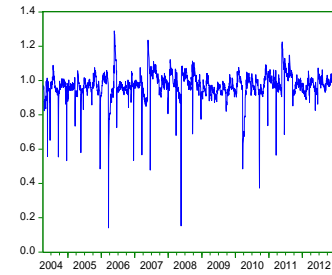
德國



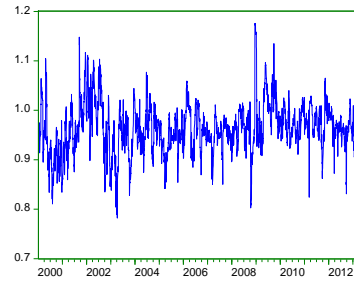
香港



匈牙利

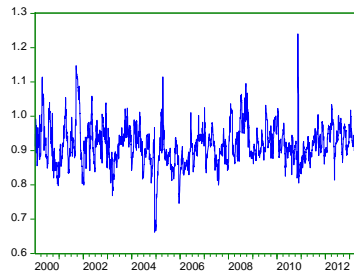


義大利

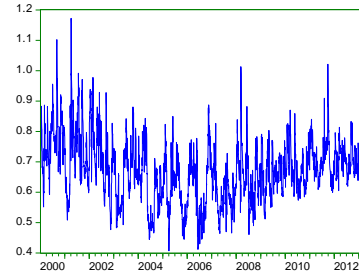


日本

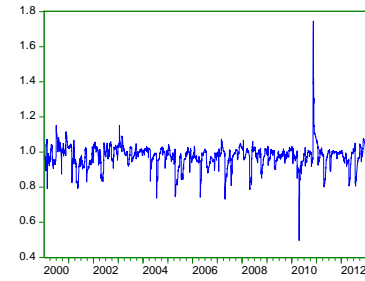
圖 7 澳大利亞~日本各國 ADCC-TGARCH 避險比率



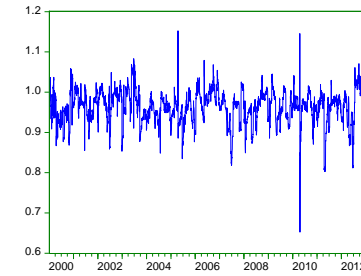
南韓



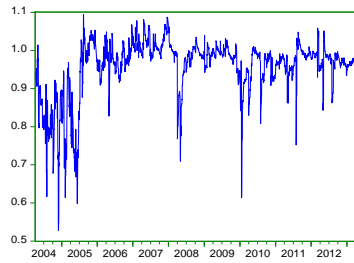
馬來西亞



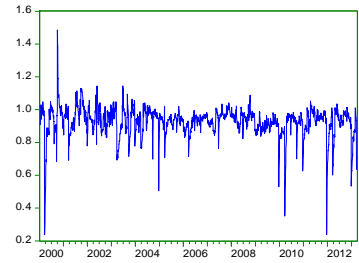
荷蘭



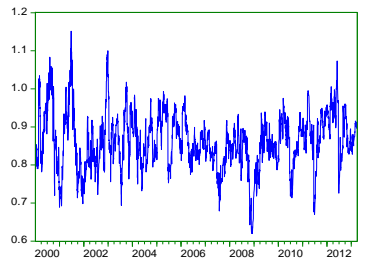
西班牙



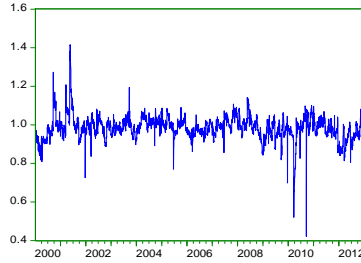
新加坡



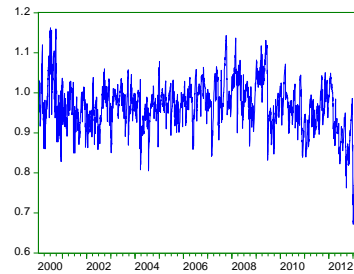
瑞士



台灣



英國



美國

圖8 南韓~美國各國ADCC-TGARCH避險比率

避險比率會增加最高的國家為加拿大與匈牙利的0.0109，而下降最低的為德國-0.055， π_2 平均為0.0030，小於平均的國家有德國、香港、日本、南韓、荷蘭、西班牙、新加坡、英國及美國，其餘國家皆大於平均。

π_3 為檢視發生金融危機時，是否會影響避險比率變化，所以當發生金融危機時，就將虛擬變數設為1，沒發生時設為0，本文金融危機 c_t 包含2000年網路泡沫、2008金融海嘯及2009歐債危機。 π_3 係數結果，顯示了顯著為正的國家有義大利、日本及馬來西亞避險比率是增加的，其餘國家無顯著的差異。避險比率增加最大值為義大利的0.0059，最低的國家為匈牙利-0.0017，平均值為0.0008。

π_4 為檢視到期日效應，依(張巧宜、賴靖宜、莊益源，2013)提出「為了避免期貨契約接近到期日時，避險者或套利者進行平倉所引起之成交量異常變大之現象，期貨近期契約在到期日前5日即取次一近日契約作為觀察樣本」做為依據。如果到期日增加，越接近到期日的時候，會否使投資人避險比率有所改變，從係數結果顯著為正的國家有香港及南韓越接近到期日愈有影響，其餘的國家並無影響。

第四節 雙變量 ADCC-GARCH 估計結果

本文使用雙變量ADCC-GARCH模型估計結果顯示，各國ADCC-GARCH估計結果列於表8表9及表10的動態風險係數估計結果，比較2000年1月3日至2013年3月29日的十五國家(奧地利、加拿大、法國、德國、香港、匈牙利、日本、南韓、馬來西亞、荷蘭、西班牙、瑞士、台灣、英國及美國)和2004年4月1日至2013年3月29日的三個國家(澳大利亞、義大利、新加坡)共十八國家的估計結果。

一、各國現貨與期貨雙變量ADCC-GARCH模型估計

首先可先透過表8的模型估計結果來看，可以先比較現貨 α_{0s} 截距項平均數的結果，透過資料結果，顯示除了日本之外的國家，平均每日都有顯著的正報酬率。而期貨 α_{0f} 截距項平均數的結果，顯示了各國家平均每日都有顯著的正報酬率。

α_{1s} 為檢視現貨若為負值，代表在長期情況下現貨回到長期的均衡水準，因此透過估計 α_{1s} 結果所示，除了西班牙、瑞士、英國之外係數皆為負值，現貨皆有回到長期的均衡水準。而 α_{1f} 檢視期貨有無回到長期的均衡水準，估計係數檢視的結果，除了新加坡之外，其餘國家期貨皆沒有回到長期的均衡水準的情形。

β_{s2} 為檢視現貨波動持續性，估計係數結果，顯示波動持續性最大的為香港 0.9339，而波動持續性最低的國家為瑞士的 0.8757，現貨波動持續性平均為 0.9025，然而除了加拿大、香港、義大利、南韓、馬來西亞、台灣及美國大於平均數之外，其餘國家皆小於平均。 β_{f2} 為檢視期貨波動持續性，估計係數顯示波動持續性最大的為香港 0.9408，而波動持續性最低的國家為匈牙利的 0.8732，期貨波動持續性平均為 0.9049，然而除了澳大利亞、奧地利、加拿大、香港、義大利、南韓、馬來西亞、新加坡及台灣大於平均數之外，大部分國家皆小於平均數。透過現貨與期貨可以比較出，期貨波動持續性平均比現貨波動持續性平均，波動程度來的大。

表 8 雙變量 ADCC-GARCH 模型動態係數風險估計結果(3)

	澳大利亞	奧地利	加拿大	法國	德國	香港	匈牙利	義大利	日本	南韓	馬來西亞	荷蘭	西班牙	新加坡	瑞士	台灣	英國	美國
α_{0s}	0.0007 (0.0002)***	0.0009 (0.0002)***	0.0005 (0.0001)***	0.0005 (0.0002)**	0.0007 (0.0002)***	0.0004 (0.0002)**	0.0006 (0.0002)**	0.0004 (0.0002)**	0.0003 (0.0002)	0.0008 (0.0002)***	0.0005 (0.0001)***	0.0004 (0.0002)**	0.0006 (0.0002)***	0.0006 (0.0002)***	0.0005 (0.0001)***	0.0005 (0.0002)**	0.0004 (0.0001)***	0.0004 (0.0002)***
α_{1s}	-0.0000 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)	-0.0001 (0.0000)**	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)***	-0.0004 (0.0003)	-0.0002 (0.0001)***	-0.0002 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0001 (0.0000)
β_{s0}	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***
β_{s1}	0.1070 (0.0092)***	0.1014 (0.0073)***	0.0673 (0.0050)***	0.0926 (0.0071)***	0.0916 (0.0072)***	0.0603 (0.0049)***	0.0877 (0.0071)***	0.0939 (0.0070)***	0.0894 (0.0064)***	0.0669 (0.0053)***	0.0910 (0.0049)***	0.1016 (0.0069)***	0.0995 (0.0073)***	0.0959 (0.0100)***	0.1066 (0.0074)***	0.0681 (0.0051)***	0.1029 (0.0080)***	0.0812 (0.0065)***
β_{s2}	0.8891 (0.0096)***	0.8873 (0.0073)***	0.9280 (0.0047)***	0.9000 (0.0075)***	0.8997 (0.0077)***	0.9339 (0.0056)***	0.8891 (0.0088)***	0.9054 (0.0067)***	0.8964 (0.0080)***	0.9295 (0.0053)***	0.9040 (0.0045)***	0.8903 (0.0070)***	0.8955 (0.0075)***	0.8979 (0.0091)***	0.8757 (0.0083)***	0.9255 (0.0056)***	0.8900 (0.0082)***	0.9070 (0.0070)***
α_{0f}	0.0006 (0.0002)***	0.0012 (0.0002)***	0.0003 (0.0002)**	0.0005 (0.0002)**	0.0007 (0.0002)***	0.0005 (0.0002)**	0.0003 (0.0002)*	0.0004 (0.0002)*	0.0004 (0.0002)*	0.0008 (0.0002)***	0.0005 (0.0001)***	0.0004 (0.0002)**	0.0007 (0.0002)***	0.0007 (0.0002)***	0.0004 (0.0002)***	0.0005 (0.0002)**	0.0004 (0.0001)***	0.0004 (0.0002)***
α_{1f}	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)***	0.0004 (0.0000)***	0.0001 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0013 (0.0003)***	0.0001 (0.0000)***	0.0006 (0.0001)***	0.0000 (0.0000)***	-0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0001 (0.0000)**
β_{f0}	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***	0.0000 (0.0000)***
β_{f1}	0.0861 (0.0077)***	0.0890 (0.0052)***	0.0640 (0.0055)***	0.0895 (0.0069)***	0.0979 (0.0063)***	0.0532 (0.0045)***	0.1005 (0.0071)***	0.0828 (0.0072)***	0.0929 (0.0069)***	0.0665 (0.0054)***	0.0712 (0.0044)***	0.1036 (0.0070)***	0.1014 (0.0071)***	0.0917 (0.0076)***	0.1046 (0.0071)***	0.0732 (0.0052)***	0.1016 (0.0081)***	0.0880 (0.0067)***
β_{f2}	0.9065 (0.0087)***	0.9108 (0.0036)***	0.9292 (0.0059)***	0.9026 (0.0071)***	0.8930 (0.0073)***	0.9408 (0.0052)***	0.8732 (0.0088)***	0.9152 (0.0076)	0.8910 (0.0085)***	0.9289 (0.0053)***	0.9218 (0.0038)***	0.8874 (0.0072)***	0.8942 (0.0072)***	0.9003 (0.0800)***	0.8789 (0.0077)***	0.9207 (0.0054)***	0.8911 (0.0083)***	0.9010 (0.0072)***
LogL	-4202.42	-7202.40	-5341.76	-3792.92	-4654.25	-5022.74	-5544.94	-3407.21	-4296.57	-5300.93	-7663.88	-4010.72	-3702.03	-3024.50	-5114.43	-5598.69	-4632.55	-4555.82
$\beta_{s1} + \beta_{s2}$	0.9961	0.9887	0.9953	0.9926	0.9913	0.9942	0.9768	0.9993	0.9858	0.9964	0.995	0.9919	0.995	0.9938	0.9823	0.9936	0.9929	0.9882
$\beta_{f1} + \beta_{f2}$	0.9926	0.9998	0.9932	0.9921	0.9909	0.994	0.9737	0.998	0.9839	0.9954	0.993	0.991	0.9956	0.992	0.9835	0.9939	0.9927	0.989
$Q_s(8)$	7.127	14.143*	11.035	14.947*	9.293	11.052	23.074***	3.605	3.369	6.549	85.429***	14.274*	5.777	11.852*	14.164*	18.109**	13.521*	15.395*
$Q_f(8)$	7.197	20.966***	6.373	14.160*	9.249	6.439	19.996**	1.160	3.063	4.479	36.980***	14.207*	7.919	10.323	8.056	10.719	8.805	14.269*
$Q_{sf}(8)$	13.965*	31.034***	7.832	16.047**	16.112**	14.888*	62.953***	13.540*	7.574	7.376	10.217	19.920**	30.389***	19.073**	9.109	22.059***	10.501	19.125**
$Q_s^2(8)$	7.816	5.918	7.307	13.894*	15.238*	16.828**	3.647	14.808*	5.759	6.672	9.154	21.827***	32.844***	11.838	7.081	21.879***	9.190	19.533**
$Q_f^2(8)$	10.725	3.133	5.526	16.890**	11.386	11.985	5.889	12.085	9.857	8.135	11.527	15.532**	27.222***	13.067*	7.809	18.643**	7.778	16.739**

注：*，**，***分別為 10%，5%，1%顯著水準

樣本時間區間，除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004.4.1-2013.3.29 日，共有 2344 個觀察值之外，則其餘的國家樣本期間是 2000.1.3-2013.3.29 日，3452 個觀察值。

$Q_s(8)$ 和 $Q_s^2(8)$ 為檢視 Ljung-boxQ 統計量檢視現貨個別期數並落後 8 期

$Q_f(8)$ 和 $Q_f^2(8)$ 為檢視 Ljung-boxQ 統計量檢視期貨個別期數並落後 8 期

而 $Q_{sf}(8)$ 為檢視 Ljung-boxQ 統計量檢視現貨與期貨的迴歸式並取落後 8 期

$$S_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s}(S_{t-1} - \lambda F_{t-1}) + \varepsilon_{st}$$

$$f_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \lambda F_{t-1}) + \varepsilon_{ft}$$

$$\sigma_{s,t}^2 = \beta_{s,0} + \beta_{s,1}\varepsilon_{s,t-1}^2 + \beta_{s,2}\sigma_{s,t-1}^2 + \delta_s D_{s,t-1}\varepsilon_{s,t-1}^2$$

$$\sigma_{f,t}^2 = \beta_{f,0} + \beta_{f,1}\varepsilon_{f,t-1}^2 + \beta_{f,2}\sigma_{f,t-1}^2 + \delta_f D_{f,t-1}\varepsilon_{f,t-1}^2$$

接下來 $\beta_{s1} + \beta_{s2}$ 為檢視現貨與 $\beta_{f1} + \beta_{f2}$ 檢視期貨的係數是否有收斂效果，此三種係數相加小於1，就代表此係數有收斂的效果，如果越接近於1代表此波動持續性愈高，透過係數結果，可以看出所有的國家係數都小於1，代表所以國家的係數都有收斂效果。 $\beta_{s1} + \beta_{s2}$ 此係數波動持續性最高的國家為義大利0.9993，最低的為匈牙利0.9768，波動持續性平均為0.9916，低於平均的國家有奧地利、德國、匈牙利、日本、瑞士及美國。而 $\beta_{f1} + \beta_{f2}$ 此係數波動持續性最高的國家為奧地利0.9998，最低的為匈牙利0.9737，波動持續性平均為0.9914，低於平均的國家有德國、匈牙利、荷蘭、日本、瑞士及美國。

$Q_s(8)$ 至 $Q_f^2(8)$ 為檢視此模型，首先 $Q_s(8)$ 和 $Q_f(8)$ 為Ljung - boxQ統計量檢視現貨與期貨是否有序列相關，並取自落後第8期。 $Q_s(8)$ 係數結果顯示，顯著為正的國家有奧地利、法國、匈牙利、馬來西亞、荷蘭、新加坡、瑞士、台灣、英國及美國，而 $Q_f(8)$ 係數結果顯示，顯著為正的國家有奧地利、法國、匈牙利、馬來西亞、荷蘭及美國。 $Q_{s,f}(8)$ 為Ljung - boxQ統計量檢視現貨和期貨是否存在交叉序列相關，並取自落後第8期。係數結果顯示，顯著為正的國家有澳大利亞、奧地利、法國、德國、香港、匈牙利、義大利、荷蘭、西班牙、新加坡、台灣及美國。

最後 $Q_s^2(8)$ 和 $Q_f^2(8)$ 為Ljung - boxQ統計量檢視現貨與期貨是否有序列相關，並取自落後第8期。 $Q_s^2(8)$ 係數結果顯示，顯著為正的國家有法國、德國、香港、義大利、荷蘭、西班牙、台灣及美國。而 $Q_f^2(8)$ 係數結果顯示，顯著為正的國家有法國、荷蘭、西班牙、新加坡、台灣及美國。透過 $Q_s(8)$ 至 $Q_f^2(8)$ 為檢視模型是否合適，透過係數呈現結果，大部分係數都無顯著水準，這代表了此ADCC-TGARCH模型是合適的。

第五節 雙變量 ADCC-GARCH 模型動態係數結果

表9的模型估計結果， g 為檢視條件相關的不對稱效果，故當 $g > 0$ 表示當資產在下跌的時後，現貨和期貨的關聯性是增加的，反之亦然，當 $g < 0$ 表示當資產在上升的時後，現貨和期貨的關聯性為減少。結果顯示係數為正顯著的國家有澳大利亞、奧地利、匈牙利、馬來西亞、荷蘭及西班牙這六個國家關聯性為增加的，而負顯著的國家有加拿大、法國、香港、義大利、日本、南韓、新加坡、瑞士、台灣及英國這十一個國家關聯性為減少的，然而相關性最高的為荷蘭0.0659，最低的為義大利-0.0593，可參閱圖9與圖10避險比率趨勢。

接下來透過表10的ADCC-GARCH模型動態係數風險估計結果，首先 π_1 為檢視前後期避險比率的相關性，所有避險比率的係數都接近於1，表示避險比率與前一期的相關性是很大的，也就是說前一期的避險比率變動百分之一，下一期的避險比率變動百分比，以澳大利亞為例，前一期的避險比率為百分之一，而下一期的避險比率為0.8924。然而係數結果，顯示了相關性最高的為匈牙利0.9716，相關性最低的為義大利的0.7545，而避險比率平均為0.9185，除了澳大利亞、法國、義大利、荷蘭、西班牙、瑞士及英國小於平均之外，其餘國家都大於平均。

π_2 為檢視避險比率的不對稱性，如果前一期受到壞消息衝擊的時候，避險比率在下一期是否會增加，所以當係數顯著為正時，代表前一期受到壞消息衝擊時，本期的避險比率就會增加，反之亦然，係數為負，避險比率就會下降。係數結果，顯著為正的國家有加拿大、匈牙利、義大利、避險比率會增加，而顯著為負的國家有德國、日本、荷蘭及美國避險比率會減少。避險比率會增加最高的國家為澳大利亞的0.0040，而下降最低的為德國-0.018， π_2 平均為0.0003，小於平均的國家有法國、德國、香港、義大利、日本、南韓、荷蘭、西班牙、新加坡、台灣、英國及美國，其餘國家皆大於平均。

π_3 為檢視發生金融危機時，是否會影響避險比率變化，所以當發生金融危機時，就將虛擬變數設為1，沒發生時設為0，本文金融危機 c_t 包含2000年網路泡沫、2008金融海嘯及2009歐債危機。 π_3 係數結果，顯示了顯著為正的國家有澳大利亞、

德國、香港、義大利、日本、馬來西亞及新加坡避險比率是增加的，其餘國家無顯著的差異。避險比率增加最大值為義大利的0.0077，最低的國家為匈牙利-0.0017平均值為0.0014。

π_4 為檢視到期日效應，依(張巧宜、賴靖宜、莊益源，2013)提出「為了避免期貨契約接近到期日時，避險者或套利者進行平倉所引起之成交量異常變大之現象，期貨近期契約在到期日前5日即取次一近日契約作為觀察樣本」做為依據。如果到期日增加，越接近到期日的時候，會否使投資人避險比率有所改變，從係數結果顯著為正的國家有香港、日本及南韓越接近到期日愈有影響，其餘的國家並無影響。



表 9 雙變量 ADCC-GARCH 模型動態係數風險估計結果(4)

	澳大利亞	奧地利	加拿大	法國	德國	香港	匈牙利	義大利	日本	南韓	馬來西亞	荷蘭	西班牙	新加坡	瑞士	台灣	英國	美國
θ_1	0.0760 (0.0127)***	0.0757 (0.0024)***	0.0065 (0.0005)***	0.1684 (0.0085)***	0.0125 (0.0005)***	0.0152 (0.0030)***	0.0987 (0.0041)***	0.2418 (0.0085)***	0.0019 (0.0002)***	0.0007 (0.0001)***	0.0254 (0.0070)***	0.1128 (0.0058)***	0.0603 (0.0081)***	0.0588 (0.0015)***	0.1284 (0.0038)***	0.0182 (0.0027)***	0.1313 (0.0079)***	0.0808 (0.0088)***
θ_2	0.0109 (0.0624)	0.8997 (0.0032)***	0.9928 (0.0006)***	0.1188 (0.0359)***	0.9868 (0.0006)***	0.9554 (0.0110)***	0.8934 (0.0046)***	0.4334 (0.0219)***	0.9981 (0.0003)***	0.9995 (0.0002)***	0.5758 (0.0748)***	0.2360 (0.0313)***	0.0318 (0.0491)	0.9371 (0.0016)***	0.7204 (0.0088)***	0.9487 (0.0083)***	0.1699 (0.0529)***	0.3688 (0.0650)***
g	0.0478 (0.0230)**	0.0504 (0.0045)***	-0.0009 (0.0002)***	-0.0121 (0.0158)	0.0004 (0.0006)	-0.0040 (0.0019)**	0.0279 (0.0069)***	-0.0593 (0.0174)***	-0.0004 (0.0001)***	-0.0003 (0.0001)***	0.0396 (0.0109)***	0.0659 (0.0161)***	0.0607 (0.0139)***	-0.0131 (0.0026)***	-0.0172 (0.0075)**	-0.0059 (0.0020)***	-0.0359 (0.0160)**	-0.0051 (0.0126)

注: *, **, ***分別為 10%, 5%, 1%顯著水準

樣本時間區間, 除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004. 4. 1-2013. 3. 29 日, 共有 2344 個觀察值之外, 則其餘的國家樣本期間是 2000. 1. 3-2013. 3. 29 日, 3452 個觀察值。

g 為檢視現貨與期貨的共變異數

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2) \bar{Q} - g \bar{\Xi} + \theta_1 z_t z'_{t-1} + \theta_2 Q_{t-1} + g n_{t-1} n'_{t-1}$$

表 10 雙變量 ADCC-GARCH 模型動態係數風險估計結果

	澳大利亞	奧地利	加拿大	法國	德國	香港	匈牙利	義大利	日本	南韓	馬來西亞	荷蘭	西班牙	新加坡	瑞士	台灣	英國	美國
C_i	0.0869 (0.0078)***	0.0449 (0.0049)***	0.0448 (0.0049)***	0.1373 (0.0085)***	0.0534 (0.0054)***	0.0323 (0.0041)***	0.0250 (0.0041)***	0.2348 (0.0131)***	0.0560 (0.0055)***	0.0484 (0.0050)***	0.0489 (0.0044)***	0.1027 (0.0074)***	0.1140 (0.0078)***	0.0443 (0.0059)***	0.0875 (0.0068)***	0.0310 (0.0040)***	0.0837 (0.0068)***	0.0730 (0.0063)***
π_1	0.8924 (0.0093)***	0.9433 (0.0057)***	0.9507 (0.0053)***	0.8585 (0.0087)***	0.9453 (0.0055)***	0.9627 (0.0046)***	0.9716 (0.0040)***	0.7545 (0.0136)***	0.9423 (0.0057)***	0.9466 (0.0055)***	0.9242 (0.0065)***	0.8953 (0.0076)***	0.8821 (0.0080)***	0.9534 (0.0063)***	0.9052 (0.0073)***	0.9645 (0.0045)***	0.9140 (0.0070)***	0.9258 (0.0064)***
π_2	0.0040 (0.0015)***	0.0025 (0.0015)**	0.0018 (0.0006)***	0.0002 (0.0007)	-0.0018 (0.0007)**	-0.0003 (0.0005)	0.0028 (0.0018)***	-0.0007 (0.0020)	-0.0011 (0.0006)*	-0.0004 (0.0006)	0.0017 (0.0012)	-0.0017 (0.0007)***	-0.0011 (0.0006)*	-0.0007 (0.0010)	0.0011 (0.0011)	0.0001 (0.0006)	-0.0001 (0.0008)	-0.0015 (0.0006)**
π_3	0.0039 (0.0016)**	0.0019 (0.0015)	0.0006 (0.0007)	0.0011 (0.0007)	0.0018 (0.0007)**	0.0011 (0.0005)**	-0.0017 (0.0018)	0.0077 (0.0021)***	0.0012 (0.0006)**	0.0009 (0.0006)	0.0023 (0.0012)**	0.0003 (0.0007)	0.0003 (0.0006)	0.0019 (0.0010)*	0.0009 (0.0011)	-0.0003 (0.0006)	0.0010 (0.0008)	0.0003 (0.0006)
π_4	0.0016 (0.0018)	0.0000 (0.0018)	0.0002 (0.0008)	0.0005 (0.0008)	-0.0002 (0.0008)	0.0027 (0.0006)***	0.0009 (0.0022)	0.0019 (0.0024)	-0.0012 (0.0007)*	0.0017 (0.0007)**	0.0002 (0.0014)	0.0011 (0.0009)	0.0003 (0.0007)	-0.0016 (0.0011)	0.0011 (0.0013)	-0.0006 (0.0007)	0.0010 (0.0010)	-0.0006 (0.0007)

注: *, **, ***分別為 10%, 5%, 1%顯著水準

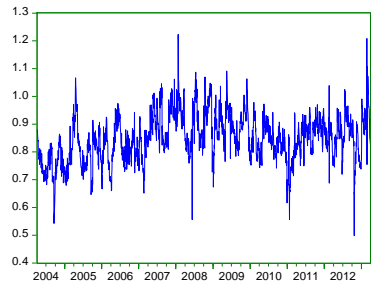
樣本時間區間, 除了澳大利亞、義大利、新加坡資料期間是在 2004. 4. 1-2013. 3. 29 日, 共有 2344 個觀察值之外, 則其餘的國家樣本期間是 2000. 1. 3-2013. 3. 29 日, 3452 個觀察值。

$$h_{i,t} = c_i + \pi_1 h_{i,t-1} + \pi_2 D_{i,t-1} + \pi_3 C_t + \pi_4 \text{Maturity} + \mu_{i,t}$$

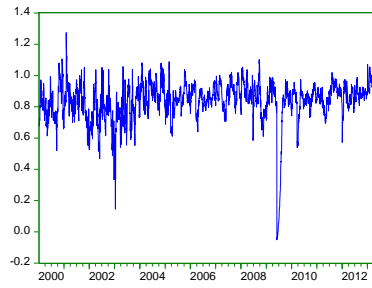
π_2 為檢視避險比率的不對稱性顯著為正時, 代表前一期受到壞消息衝擊時, 本期的避險比率就會增加, 反之亦然

π_3 為檢視發生金融危機時, 是否會影響避險比率變化, 如果顯著為正, 代表有影響避險比率

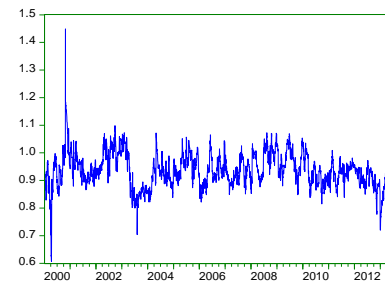
π_4 為檢視到期日效應, 到期前五日將虛擬變數設為 1, 沒發生時設為 0。如果到期日增加, 顯著為正代表避險比率有所改變,



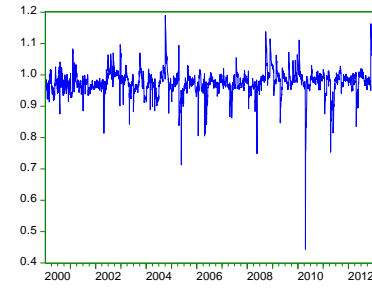
澳大利亞



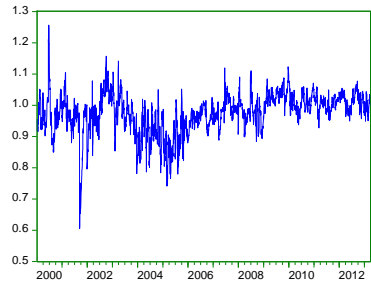
奧地利



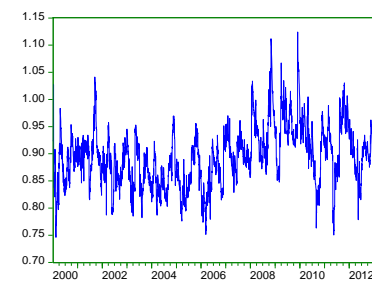
加拿大



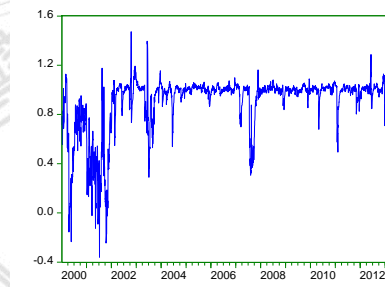
法國



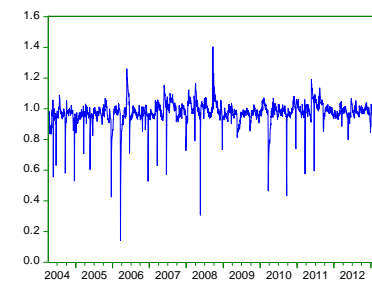
德國



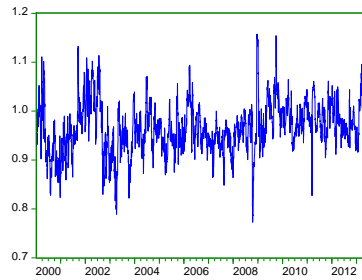
香港



匈牙利

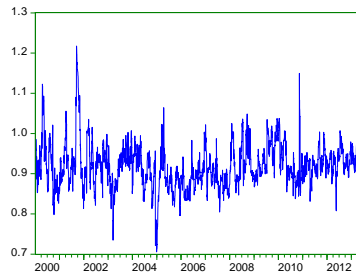


義大利

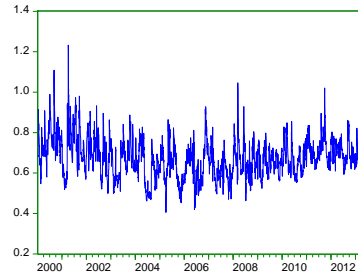


日本

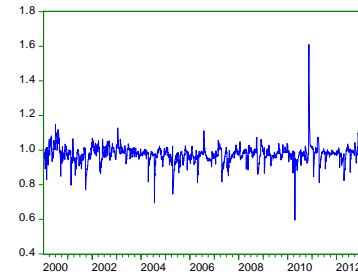
圖 9 澳大利亞~日本各國 ADCC-GARCH 避險比率



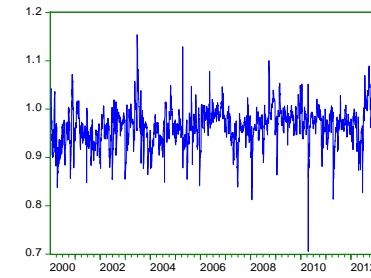
南韓



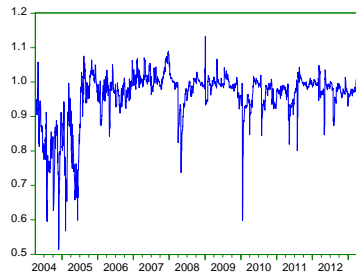
馬來西亞



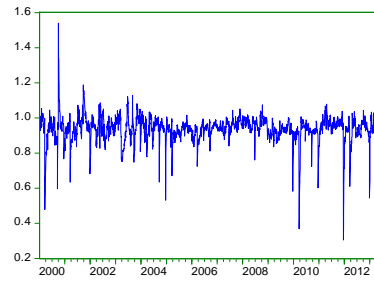
荷蘭



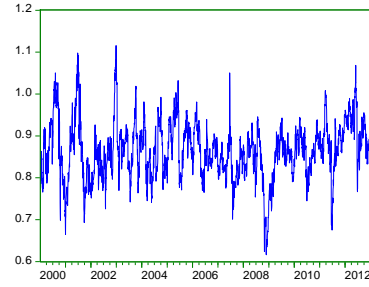
西班牙



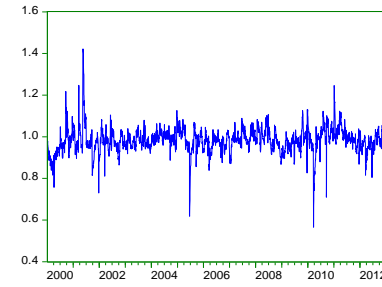
新加坡



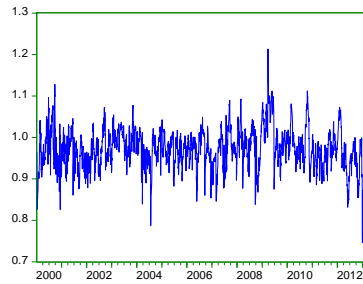
瑞士



台灣



英國



美國

圖10 南韓~美國各國ADCC-GARCH避險比率

第五章、結論與建議

第一節 結論

本文使用(Cappiello et al, 2006)提出所提出的ADCC-TGARCH模型來實證各國的現貨與期貨隨時間變動的避險比率，首先透過模型探討現貨與期貨和避險比率是否有存在波動不對稱現象，進一步的探討在模型中，避險比率受到好壞消息的衝擊是否會有所不同。本文在探討各國的避險比率中，也加入了網路泡沫化、金融海嘯及歐債危機等不對稱的變化，並進而探討現貨與期貨是否具有高度的相關性及影響性，結果如下：

避險比率方面，在各國家中皆存有波動不對稱的現象，表示受到壞消息的衝擊程度高於好消息。在現貨波動不對稱平均數上除了奧地利、加拿大、香港、匈牙利、義大利、日本、南韓、馬來西亞、新加坡及台灣這十個國家小於平均數之外，其餘國家皆大於平均數。而期貨波動不對稱現象除了奧地利、加拿大、香港、匈牙利、義大利、南韓、馬來西亞、新加坡及台灣這九個國家小於平均數之外，則其餘國家皆大於平均數，檢視出現貨波動不對稱平均比期貨波動不對稱平均還要高。

避險比率的不對稱性，表示在各國中避險比率是否受到好壞消息衝擊時的變化。本研究檢視出澳大利亞、奧地利、加拿大、法國、香港、匈牙利、義大利、南韓、馬來西亞、荷蘭、新加坡、瑞士及台灣受到壞消息時，避險比率會增加，而德國、日本及美國受到壞消息時，避險比率會減少，其餘的國家並無太大影響。

最後，檢視發生金融危機時，是否會影響避險比率變化，所以當發生金融危機時，透過實證係數結果，顯示顯著為正的國家有義大利、日本及馬來西亞避險比率是增加的，表示在這三個國家金融危機的期間，要用更多的期貨來避掉現貨損失的風險，然而其餘國家在危機期間並無顯著的差異。透過研究，如此將有助於投資人當發生重大危機時，對於各國市場之避險資訊能做更進一步瞭解與幫助。

第二節 建議

- 一、本研究透過Datastream資料庫將實證資料期間較長僅十八國家資料作為研究，或許可再透過其他資料庫可將更多國家資料納入。
- 二、本文使用相關性、不對稱性、金融危機及到期日來探討避險比率是否受到影響，所以建議增加可能影響避險比率的變數，如未平倉量、成交量、基差等變數，是否影響避險比率的變動。



參考文獻

中文文獻

- [1]王怡文、李世昌(2006)，“日經225股價指數與指數期貨報酬率之動態DCC-GARCH模型分析”，淡江大學財務金融學系。元培學報第十三期，21~34頁。
- [2]吳羽容(2004)，“期貨避險比率之估計—波動不對稱性與動態相關係數”，國立高雄第一科技大學財務管理系碩士論文。
- [3]秦洪元(2008)，“基于多维动态模型的中国股指相关性预测研究”，廈門大學金融系，福建廈門361005。1001-148X(2008)05-0028-04。
- [4]徐清俊 張加民(2003)，“台灣股價指數期貨最適避險比率探討”，南華大學財務管理研究所。遠東學報第二十卷第三期。
- [5]張焯然(2001)，“台股指數期貨動態避險效果之探討”，國立清華大學計量財務金融學系。台灣管理期刊，第一捲第一期。
- [6]張智杰(2009)，“股票市場與債券市場報酬關聯性之研究-ADCC模型之應用”，國立臺北大學國際企業研究所碩士論文。
- [7]張巧宜、賴靖宜、莊益源(2013)，“期貨最適組合避險模型：新興市場為例”，國立臺中科技大學保險金融管理系，國立中正大學財務金融系。管理與系統，第二十卷第二期，355~388頁。
- [8]徐偉書(2009)，“動態避險下基差與負面衝擊的不對稱效果”，淡江大學財務金融學系碩士論文。
- [9]彭筠珈(2011)，“亞洲國家金融海嘯前後股票債券報酬率動態相關性分析-應用AG-DCC GARCH模型”，國立政治大學國際經營與貿易研究所碩士論文。
- [10]楊子輝(2012)，“台灣股價指數期貨與現貨互動關係之實證研究—2008金融海嘯期間”，銘傳大學財務金融學系碩士論文。
- [11]楊明晶(2008)，“以各種模型及避險策略研究股價指數期貨之避險效益”，逢甲大學財務金融學系研究所。期貨與選擇權期刊，1:1，109~140頁。
- [12]賴昌作(2000)，“股價指數期貨之避險比率與避險效益”，國立臺灣科技大學資訊管理研究所碩士論文。
- [13]謝宗達(2011)，“全球金融危機前後臺灣期貨市場波動不對稱性之比較”，國立高雄第一科技大學財務金融學系碩士論文。

[14]王健聰(2008)，“亞洲金融危機期間股價指數期貨之價格行為—亞洲四個股價指數期貨市場之驗證”，國立高雄第一科技大學金融系。

英文文獻

[1]Bollerslev, T., 1986, “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

[2]Bollerslev, T., Engle, RF., Wooldridge, JM. 1988, “A capital asset pricing model with time varying covariances[J],” *Journal of Political Economy*, 96, 116-131.

[3]Bollerslev, T., 1990, “Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model,” *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.

[4]Cappiello, L., Engle, R., and Sheppard, K., 2006, “Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns,” *Journal of Financial Econometrics*, 4 (4), 537-572.

[5]Duchin, R., Ozbas, O. and Sensoy, B.A 2010, “Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis”, *Journal of Financial Econometrics*, 97, 418-435.

[6]Dimitris, K. Aristeidis, S. Panagiotis, D., 2008, “Hedge ratio estimation and hedging effectiveness : the case of the S&P 500 stock index futures contract,” *International journal of risk assessment and management*, 9, 121-134.

[7]Engle, R. F., 1982, “Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation,” *Econometrica*, 50, 987-1008.

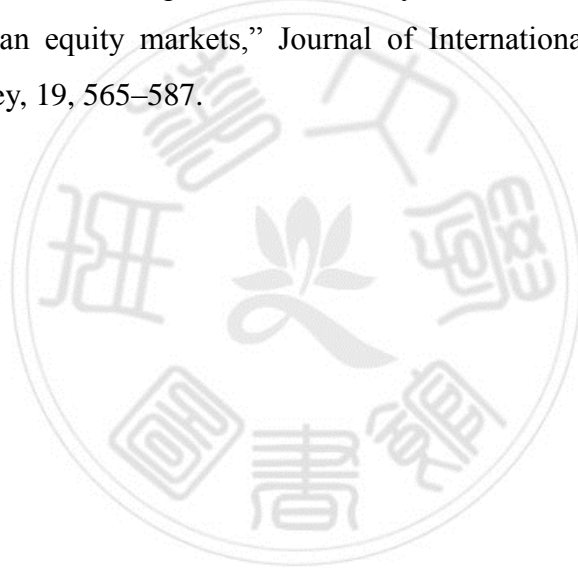
[8]Engle, R. Kroner, FK. 1995, “Multivariate simultaneous generalized ARCH[J],” *Econometric Theory*, 11, 122-150.

[9]Engle, R., 2002, “Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 339-350.

[10]Ghosh, A., 1993, “Hedging with Stock Index Futures : Estimation and forecasting with error correction model,” *Journal of Futures Markets*, 13, 743-752.

[11] Hsu, W. H., Liao, Y. S., Jack J.W. Yang., 2009, “Evaluating hedge ratios in the subprime mortgage crisis,” *Investment Management and Financial Innovations*, Volume 6, Issue 4.

- [12] Kenourgiosa, D., Padhi, P., 2012, "Emerging markets and financial crises: Regional, global or isolated shocks?," *Journal of Multinational Financial Management*, 22, 24-38.
- [13] Ku, Y. H. H., Chen H. C. and Chen, K. H.(2007), "On the application of the dynamic conditional correlation model in estimating optimal time-varying hedge ratio. " *Applied Economics Letters*,12,503-509.
- [14] Lindahl, M., 1992, "Minimum variance hedge ratio for three stock index futures : Duration and expiration effects. " *Journal of Futures markets*, 12, 33-53.
- [15] Lien, D. and Li Y., 2007, "Asymmetric effect of basis on dynamic futures hedging: empirical evidence from commodity markets", *Journal of Banking & Finance*, 32: 187-198.
- [16] Syriopoulos, T., and Roumpis, E., 2009, "Dynamic correlations and volatility effects in the Balkan equity markets," *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 19, 565–587.



附錄

附表1 各國股價指數報酬率敘述統計量

國家	PP	ADF
澳大利亞	-49.16***	-49.07***
奧地利	-55.10***	-55.19***
加拿大	-62.43***	-45.59***
法國	-61.62***	-29.12***
德國	-60.05***	-59.94***
香港	-59.98***	-59.98***
匈牙利	-55.92***	-28.06***
義大利	-48.69***	-48.68***
日本	-59.82***	-59.66***
南韓	-58.53***	-58.49***
馬來西亞	-50.69***	-50.53***
荷蘭	-59.92***	-28.39***
西班牙	-59.12***	-58.84***
新加坡	-47.75***	-47.75***
瑞士	-57.82***	-28.66***
台灣	-56.80***	-56.78***
英國	-61.91***	-28.59***
美國	-64.81***	-45.74***

註: *, **, ***分別為 10%, 5%, 1% 顯著水準。

PP(Phillips-Perron)和 ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢定是否有單根現象。

附表2 各國期貨指數報酬率敘述統計量

國家	PP	ADF
澳大利亞	-49.81***	-49.49***
奧地利	-61.26***	-60.97***
加拿大	-62.48***	-45.10***
法國	-61.80***	-37.86***
德國	-59.20***	-59.17***
香港	-60.47***	-60.46***
匈牙利	-55.92***	-27.66***
義大利	-47.54***	-47.55***
日本	-60.82***	-45.02***
南韓	-61.11***	-61.04***
馬來西亞	-60.57***	-60.60***
荷蘭	-60.20***	-28.32***
西班牙	-59.74***	-37.23***
新加坡	-47.85***	-47.85***
瑞士	-59.22***	-58.73***
台灣	-61.88***	-61.90***
英國	-61.30***	-28.75***
美國	-63.47***	-46.02***

註: ***,**,*分別為 10%,5%,1%顯著水準。

PP(Phillips-Perron)和 ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢定是否有單根現象。