

南華大學

財務金融學系財務管理碩士班

碩士學位論文

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

時變性外匯期貨避險比率之探討：全球市場之驗證
Time Varying Hedging Ratio of Foreign Exchange Futures: Evidence
from Global Markets

指導教授：廖永熙 博士

Advisor: Yung-Shi Liao Ph.D.

研究生：王茂帆

Graduate Student: Mao-Fan Wang

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

時變性外匯期貨避險比率之探討：全球市場之驗證

Time Varying Hedging Ratio of Foreign Exchange Futures: Evidence
from Global Markets

研究生： 王 茂 帆

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)：賴 丞 淑

口試日期：中華民國 103 年 6 月 16 日

謝誌

在碩士班的兩年，論文研究可以順利完成，當然最要感謝我的指導教授廖永熙博士，廖永熙老師不只是我大學四年的導師，也是我研究所的指導教授，所以在老師大學四年的陪伴，研究所二年的細心指導下，論文一點一滴慢慢的完成，過程中遇到困難跟挫折時，謝謝老師您總會不厭其煩的講解到我瞭解，遇到挫折老師也總是在旁鼓勵打氣，讓我恢復信心，跟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的學習態度，也學習到許多做人處事的道理，教導我許多課本上沒有學到的觀念，這對我來說收穫非常多，我由衷的也感謝老師，大學四年與研究所二年帶我吃好多美食，也與我談心與我討論我的未來理想，真的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，感謝好友的鼓勵和支持，最感謝我的兩位好朋友陳益財和林福坤，從大學到研究所，這六年來一直陪伴加油打氣與支持，你們兩位是我研究所期間最重要朋友，除了知識外，最大的收穫，就是交到你們兩位好兄弟。更要感謝系上的所有老師和系助理華芸姊，。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，我也要感謝我的父母，當初支持我，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。

王茂帆謝辭于

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：時變性外匯期貨避險比率之探討:全球市場之驗證

研究生：王茂帆

指導教授：廖永熙 博士

論文摘要內容：

本文使用雙變量 ADCC-TGARCH 模型驗證外匯期貨與現貨隨時間變動的避險比率。由於本文研究期間涵蓋金融危機，故以網路泡沫、次級房貸危機及歐債危機等加入探討。研究結果顯示，16 國外匯現貨與外匯期貨皆存在波動不對稱現象。進一步分析發現除了韓國、紐西蘭及瑞士外，避險比率受到壞消息衝擊時皆會增加。最後當金融危機發生時僅有英國、捷克、韓國、南非等國受到金融危機影響然而造成避險比率的變化。

關鍵詞：避險比率、金融危機、到期日、ADCC-TGARCH 模型、GARCH 模型

Title of Thesis : Time Varying Hedging Ratio of Foreign Exchange
Futures: Evidence from Global Markets

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

Graduate date: June 2014

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: Mao-Fan Wang

Advisor: Ph.D. Yung-Shi Liao

Abstract

This article uses ADCC-TGARCH model to test the time-varying hedge ratio of foreign currency futures and spot. Due to the facts that the study period covers financial crisis, thus the dot-com bubble, subprime crisis and European debt crisis is investigated. The empirical results show that asymmetric volatility appears in sixteen currencies. Further, hedge ratio increases following bad news impact except for South Korea, New Zealand, Switzerland. Finally, hedge ratio changes after the financial crisis in United Kingdom, the Czech Republic, South Korea and South Africa.

Keywords: Hedge ratio, Financial crisis, Maturity, ADCC-TGARCH model, GARCH model.

目錄

口試合格證明書.....	II
謝誌	III
版權宣告	IV
中文摘要	V
英文摘要	VI
目錄.....	VII
圖目錄	VIII
表格目錄	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.....	3
第三節 研究架構.....	4
第二章 文獻回顧.....	6
第一節 外匯期貨.....	6
第二節 外匯期貨避險比率之相關文獻.....	7
第三節 金融危機與外匯現貨的關係.....	9
第三章 研究方法.....	11
第一節 資料來源.....	11
第二節 研究方法與模型介紹.....	13
第三節 不對稱動態相關係數模型.....	13
第四章 實證結果.....	17
第一節 基本統計量.....	17
第二節 雙變量 ADCC-TGARCH 估計結果.....	27
第三節 雙變量 GARCH 估計結果.....	31
第四節 共變異數存在著波動不對稱.....	34
第五節 避險比率估計結果.....	36
第五章 結論與建議.....	44
第一節 結論.....	44
第二節 建議.....	45
參考文獻	46

圖目錄

圖 1 外匯期貨平均每日成交量.....	1
圖 2 研究流程圖.....	5
圖 3 各國期貨現貨趨勢圖表(1).....	23
圖 4 各國期貨現貨趨勢圖表(2).....	24
圖 5 各國期貨現貨趨勢圖表(3).....	25
圖 6 各國期貨現貨趨勢圖表(4).....	26
圖 7 各國 GARCH & ADCC-TGARCH 避險比率(1).....	40
圖 8 各國 GARCH & ADCC-TGARCH 避險比率(2).....	41
圖 9 各國 GARCH & ADCC-TGARCH 避險比率(3).....	42
圖 10 各國 GARCH & ADCC-TGARCH 避險比率(4).....	43



表格目錄

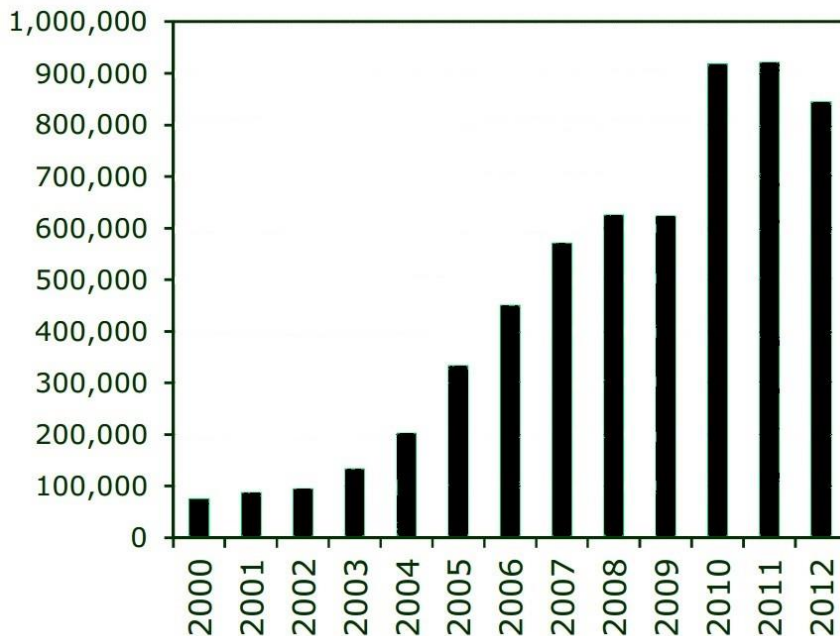
表 1 本研究之國家名稱與資料時間.....	12
表 2 各國匯率敘述統計表.....	21
表 3 各國外匯期貨敘述統計量.....	22
表 4 ADCC-TGARCH 各國匯率估計統計實證結果(1).....	30
表 5 GARCH 各國外匯期貨估計統計實證結果(1).....	33
表 6 ADCC-TGARCH 各國匯率估計統計實證結果(2).....	35
表 7 GARCH 各國外匯期貨估計統計實證結果(2).....	35
表 8 ADCC-TGARCH 各國匯率估計統計實證結果(3).....	39
表 9 GARCH 各國匯率估計統計實證結果.....	39



第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

就金融市場來說，交易量最為龐大的非外匯市場莫屬，外匯期貨市場是世界上最大的資產類別，交易範圍延伸至全球，幾乎 24 小時持續的進行交易。因當美洲市場收盤後，亞洲、歐洲市場接著開始運作。許多的進出口商、跨國銀行以及跨國企業都會利用外匯期貨來規避匯率波動的風險。就外匯期貨避險來說，當今外匯市場有這四個紐約商業交易所 (NYMEX)、芝加哥期貨交易所(CBOT)、紐約商品交易所(COMEX)、美國芝加哥商業交易所(CME)，但目前外匯市場以 CME 為主。因為 CME 為全球提供了最大的外匯交易市場，日交易超過 1000 億美元。裡面包含有歐元(EC)加幣(CD)英鎊(BP)澳幣(AD)日元(JY)歐元(UE)瑞士法郎(SF)墨西哥比索(MXN)等。各國的貨幣換算以美元來報價，所以圖一將說明為外匯期貨平均每日成交量，本文研究範圍都來自美國芝加哥商業交易所。



資料來源:美國芝加哥商業交易所(CME)

圖 1 外匯期貨平均每日成交量(單位:百萬美元)

影響匯率的因素有許多，包括國際收支狀況、通貨膨脹、該國的經濟成長、央行的利率政策等等。每個因素之間又會互相影響，皆使匯率波動不穩定，通常美元被視為比較穩定的貨幣，大多數的人往往會把資金變換成美元，因美元在風險上具有較高的避險效果。面對至今複雜的國際金融環境情況下，讓我們不得不密切關注國際經濟情況它的發展趨勢及外匯的走勢為何，許多企業都會面臨到國際貿易時所產生的外匯匯率風險，然而每個潛在的發展背後都潛藏著不確定的風險，為了找一個明確的方向，所以我們才要運用適當的金融工具來進行避險。避險比率就是以決定多少期貨的數量，來保護現貨市場的風險。若不避險，投資者將會面臨到投資時匯率兌換所造成的投資損失，因此多數人往往都知道要避險，不過通常都是用天真避險來處理，進而導致避險效果不佳，所以對於外匯期貨有一個避險策略是非常重要的課題。

期貨能給投資人一個避險功能，能讓避險者將期貨價格的波動風險轉移給願意接受此種風險市場的投機者。此時，傳統的避險理論主要是強調期貨與現貨這二個市場上規避風險的能力，理論認為現貨與期貨價格上幾乎都呈現一致性的變動，所以就出現將期貨與現貨的投資數目等量，而買賣部分以反方向來操作，就能使現貨與期貨市場二者損益相抵，但是此避險屬於單純的避險功能，所以將不會得到額外的利潤。若想要達到完全避險投資者將要考慮到成本與收益是否在整個避險過程中完全消除，並且考慮到期貨與現貨價格之間的變動，若能預期到未來現貨與期貨之間的價格變動，將可以完全達到避險的功能。Working (1962) 對傳統避險提出了懷疑，他認為投資人並不單純只為了將風險極小化，而是在追求更大預期的利潤，Working主張投資避險者手頭上握有現貨與期貨部分，相對得較關心價格的波動，且認為大多數的避險策略都視預期現貨與期貨價格二者間之關係將有所改變，而非預期期貨與現貨間之關係以一致性的波動，所以他證實投資避險者是用期貨與現貨之間的價格波動來預期最大的利潤。

然而，避險的估計方法也不斷被提出與改良，從簡單的最小平方法(ordinary least squares estimator, OLS)模型改良到可以考慮到異質性與能預測波動的一般化自我迴歸條件異質性 (Generalized Autocorrelation Conditional Heteroscedasticity, GARCH)模型。避險的方法也發現，若要符合實際市場情況，也要將靜態避險改良至為動態避險，結果都明確顯示避險績效將大幅度的提升。

故眾多的學者研究文獻中，很少有文獻運用 (Asymmetric Dynamic Conditional Correlations Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ADCC-TGARCH)模型來探討避險比率，本文研究樣本選擇芝加哥商品交易所(CME)的資料，透過時間變動的日資料做為探討，輔以現貨與期貨日資料模型來探討出最佳的避險比率，用以衡量不同時間避險的績效表現，來驗證避險比率受到哪些因素之影響，從而選擇最適當的方法來使避險績效達到最大的效益，這樣才能使研究臻於完善。

第二節 研究目的

本研究依研究背景與動機規納出主要研究目的並使用ADCC-TGARCH模型驗證外匯期貨與外匯現或隨著時間序列的變動，造成每天避險比率的變數有所不同，本研究以各國的期貨與現貨收盤價為研究對象。本文研究可使投資人了解國際外匯期貨股市，期貨與現貨的關聯性，更可提供投資人選擇適當的投資方式為依據。

研究目的如下：

- 1.探討外匯現貨跟期貨是否存在波動不對稱。
- 2.探討外匯避險比率受到好壞消息的衝擊是否不同。
- 3.探討外匯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，依序如下說明：

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，解說外匯期貨由來，解釋何謂外匯期貨，與簡單介紹外會期貨合約規格，並整理國內外學者對外匯期貨避險比率風險相關文獻。

第三章 為研究資料、研究方法、模型介紹及變數說明。

第四章 為實證結果基本敘述統計量、總風險估計與動態系統估計。

第五章 為結論與建議。



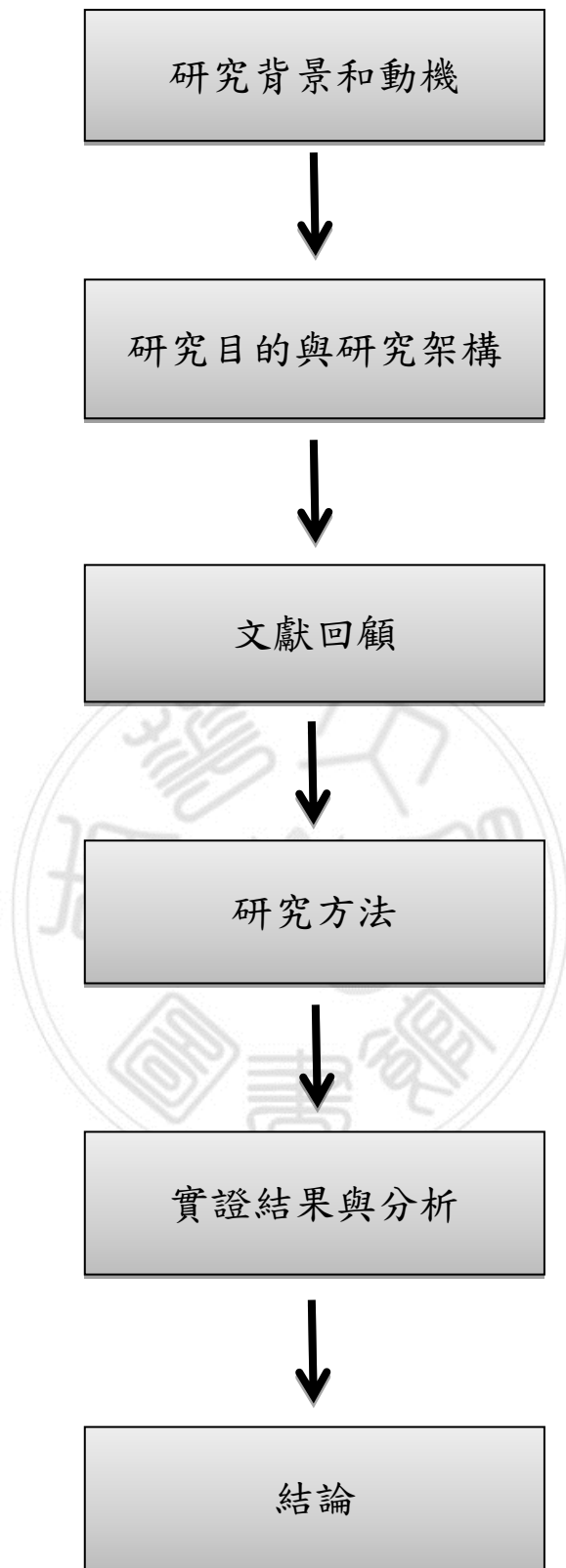


圖2 研究流程圖

第二章 文獻回顧

第一節 外匯期貨

1.外匯期貨歷史

商品原物料與貨幣都是最古老的金融市場，至於股票與固定收入市場則是人類幾世紀之後才發明出來的，外匯的現代型式在1972年開始，CME集團在1972年時，推出了支持國家間自由浮動匯率的外匯期貨，紙幣的使用，起源于第九世紀的中國，1900年美國採用了金本位制度，黃金成為支撐美元紙幣的唯一基礎，1944年同盟國44國代表參加了聯合國貨幣金融會議，當時一連串的會議，炊生了今日的布列頓森林協議，創立了國際貨幣基金組織(IMF)以及國際貨幣體系，各國貨幣與美元維持一定比例，而美元則與黃金維持一定比例，貨幣能在百分之一之間上下波動，但1971年布列頓森林協定結束，史密森協議在1971年至1973年主宰國際金融體系，在這協定裡美國把貨幣波動從 1% 擴大至 4.5% ，國際貨幣市場芝加哥交易所在1972年推出外匯期貨的交易，由芝加哥商業交易所主席 Leo Melamed，與諾貝爾經濟學獎得主 Milton Friedman 共同提出。這項發展可說是因應布列敦森林協定而誕生，也是史上首個金融期貨商品。外匯市場在1984年芝加哥商品交易所推出外匯期貨期權，1999年歐洲推出歐元，作為其標準貨幣，在西歐大部分地區通用，2007年根據國際精算銀行調查估計，每日外匯成交額為3.2兆美元。外多年來許多外匯商品陸續加入，而目前已包括歐元、日元、英鎊、瑞士法郎、加拿大元、澳元、墨西哥比索、新西蘭元、俄羅斯盧布、南非蘭特、巴西雷亞爾、波蘭茲羅提、挪威克朗、瑞典克朗、匈牙利福林、捷克克朗、以色列謝克爾。最近加入的則包括人民幣與韓圀。

2.何謂外匯期貨

現在外匯市場每天都有幾百萬筆交易在全球各地進行，要是沒有外匯市場媒合買方和賣方將可能會極度困難，外匯期貨的運作方式與其他期貨合約一樣，外匯期貨特別透明，原因在於交易基礎是受到管理的匯率，交易者不管規模大小都

能取得同樣的價格，外匯期貨是透過保證金買賣的，只要透過一小筆的金額就能控制整筆合約，而報價規模只有標準期貨合約的十分之一，CME集團負責監管所有交易，散戶在各種市場條件下都會很安全。外匯期貨與遠期外匯交易相似，買賣雙方約定於未來的某一時間，依約定的價格以及數量交換貨幣，不同的是，外匯期貨是在特定的期貨交易所進行公開交易，並有標準化的交易月份以及合約單位，還有結算所制度以保證履約，由於其標準化的特性，買賣方可隨時平倉，因此流動性較高，但遠期外匯相對彈性，可針對雙方的需求設計，更能沖銷全部的匯率風險，只是違約的風險也隨之提高。

3.外匯期貨機制

期貨可被視為類似於一個遠期合約，也通常依此定價，它們通常在受規範的期貨交易所中交易，並受到標準化條款和條件規範。場內外匯與場外交易不同，兩者在靈活性/標準化，以及與經銷商的合作方式等均有差異。交易所也逐步提升交易靈活性。外匯期貨可透過標準的規模如下：歐元一口為125.000歐元、日元一口為12.500.000日元、英鎊一口為62.500英鎊、澳幣一口為100.000澳幣、加幣一口為100.000加幣等等...外匯期合約一年到期四次，分別為三月、六月、九月、十二月的第三個星期三。合約屬實物交割，會在最後一個交易日結束時進行，實際支付每種貨幣。不過多數合約會在這之前都會平倉。

第二節 外匯期貨避險比率之相關文獻

有關避險的研究國內外研究文獻並不少，但依據每個文獻得探討模型不太一致，所以選取一些相關的外匯避險文獻作為探討。Tse & Tung (1992) 選取數種對外匯期貨日資料探討，發現若用簡單的最小平方法(ordinary least squares estimator, OLS)模型估計出的避險比率，會因樣本序列的自我相關性，使它會出現有高估避險比率的情形。這幾年，Lien (2005) 發現當樣本資料較龐大時或結構沒改變下，會導致OLS避險模型績效大幅提升，也會比誤差修正模型(Error-correction model) 佳。但後來 Lien and Shrestha (2008) 卻將此論點套用在

大量外匯期貨上，發現當 OLS 避險模型加上了虛擬變數 (Dummy variable)後，檢驗資料樣本的內外資料時，卻發現樣本發生結構改變，發現加幣改變為以自然避險 (Naïve hedge) 策略較佳，馬克、瑞朗這二項資料外匯期貨資料卻以 OLS 避險模型下避險績效較有效益，另外英鎊、日圓這二項外匯期貨的避險績效表現顯現出不支持 Lien (2005)的觀點，但卻也顯示出OLS避險模型與誤差修正模型所顯現出來的避險估計結果是很接近的。

此時有學者認為，研究外匯避險時需要考量到資料存在著時變性 (Time-varying)，Engle and Granger (1987) 最先開始使用 (Generational Autocorrelation Conditional Heteroscedasticity, GARCH) 避險模型做研究，他發現在避險績效的表現上比傳統的 OLS 模型效益來的佳。Kroner & Sultan (1993) 它們在風險極小化的前提下，用簡單的避險比率、OLS模型及雙變量的GARCH模型，在以外匯期貨的資料來進行探討，他們發現當投資者的預期效果足以抵銷交易成本時，投資者才會來規避風險。他們的研究也發現GARCH模型相對比OLS模型降低許多的風險，而且若把交易成本加入GARCH避險中相對有較高的效益存在。Brooks & Chong (2001) 他們以數種不同的單變量與雙變量的GARCH模型，還有以統計上的方法，在以不同的波動預測，對外匯期貨進行避險績效的差別，他們的研究發現在避險績效，普遍上統計方法會比各種GARCH模型還來要的有效益。

近幾年來也因為許多不同學者的看法與探討慢慢的發展出多種不同類型的GARCH 模型來使用在外匯期貨的避險方面上(Mili and Abid ; 2004 Cotter and Hanly, 2006 ; Hsiang-Tai and Yoder,2007 ; Ku, 2008)。外匯期貨的避險研究中，Lien and Li (2006) 在深入探討在其貨幣市場中的現貨與期貨中的價差 (Spread) 關係，他研究中採用 Engle (2002) 所提出來的雙變量動態條件相關 (Dynamic conditional correlation GARCH, DCC-GARCH) 模型用於在外匯期貨避險上，後來 Yuan-Hung and Kuang-Hua. (2007) 也使用在英鎊與日圓兩種外匯期貨避險上，他

考慮到現貨與期貨之間有存在著動態關聯性，也使用了 DCC-GARCH 避險模型，然而用 OLS 避險模型與誤差修正模型及 (Constant conditional correlations GARCH, CCC-GARCH) 模型做避險績效比較，研究結果 DCC-GARCH 模型所預估出的避險比率因有包含時動性之相關係數，導置能夠比較精準的計算出現貨與期貨之間的動態趨勢，並且獲得到的動態避險比率，相對的比其他的模型有更佳的避險績效。

第三節 金融危機與外匯現貨的關係

隨著國際之間資金流動程度之持續攀升，世界各地各種國內、外經濟、貿易相關係也隨著提高，自從金融風暴發生後，也如骨牌效應地在世界各地產生一連串不可忽略的後續影響。世界各地在可能發生更強烈、更廣泛的全球經濟大蕭條的情況下，近來對於各種外匯管制，顯得格外引人注目。各國應採取較寬鬆的貨幣政策（即降低利率等），來讓景氣快速恢復；也不過因利率的下跌將可能會發生導致該國貨幣貶值，所以採取外匯管制。只要各國外匯價格能夠穩住，則通貨膨脹將不會持續惡化；但外匯管制也會產生副作用，就是將會把外資嚇走，則將來只要各國經濟恢復正常運作時，就會在再放寬外匯管制。當初在1994年墨西哥金融風暴發生後，IMF介入後立即使用此制度，結果相當順利的度過短暫的金融動盪，墨西哥國的通貨膨脹獲得控制、幣值也穩定住，最後經濟也恢復成長。不過，同樣之機制並不是在各國實施後會有相同得成效。

有關金融風暴前後各國所採用的外匯政策與表現來看，都有相同以下的結論，不管哪國不論是否有實施外匯管制或使用何種外匯管理制度，都會受到各種投機勢力的攻擊。實際上，世界各國的外匯體制在類似情況的衝擊下，已演變多時，此文有提到1944年布列頓森林協定開始，四十四個非共產國家為了避免再讓發生1930年代各國貨幣競相貶值的情況，各IMF會員國皆同意採取固定匯率的平價制度(par value system)，以維護各會員國短期匯率的穩定性，也因各國在國際收支產生基本面為不平衡時，也可來調整基金平價，固然此機制又被稱作為可調整

的釘住匯率體制；各會員國必須與IMF協定各國貨幣之平價，並且各國現貨外匯交易價格上，並不能超過平價上下1%範圍。在此機制下，央行在外匯市場的操作就會透過外匯的買賣，來防止匯率脫離匯率之上、下限的標準。1960年後，許多國家為了應變國際間鉅幅資金流動所帶來的國際金融危機，也開始採用雙元匯率體制(dual exchange rate system)，就是指將一國的外匯交易分為兩種交易價格，經常帳的交易採用固定商業匯率，資本帳交易就採用浮動金融匯率。1970年後，只有九個國家採用此匯制，但到了1988年，採用雙元匯率制度的國家則已高達28個，1990年後更增加至35個。使用這種體制的國家，可藉由金融匯率的自由調整，來避免投機性資本大量轉移的壓力也同時透過商業匯率來使匯率不變，讓進出口廠商在貿易時可以免除匯率大幅波動之風險，因此受到開發中國家之信賴。不過也因商業匯率的不變，無法保使得證經常帳保持平衡，此將引發外匯存底、貨幣供給上的變動，然而會影響到經濟的安定。各國也必須採取不同的措施來對付以上的缺失。

第三章 研究方法

第一節 資料來源

本文研究澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國等，共15國的外匯現貨與期貨避險比率，資料為外匯期貨與現貨之每日收盤價，資料來源取自 Datastream 資料庫。

本文為取得研究資料之一致性，資料之研究期間（如表一）分述如下：澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士資料期間為2000年1月至2013年3月。紐西蘭、南非資料時間為2002年2月至2013年3月。挪威資料期間為2004年5月至2013年3月。捷克、波蘭資料期間為2006年3月至2013年3月。以色列資料期間為2006年6月至2013年3月。中國資料期間為2006年9月至2013年3月。韓國期間為2006年10月至2013年3月。

表 1 本研究之國家名稱與資料時間

國家	資料時間
澳大利亞	2000 年 1 月至 2013 年 3 月
英國	2000 年 1 月至 2013 年 3 月
加拿大	2000 年 1 月至 2013 年 3 月
歐洲	2000 年 1 月至 2013 年 3 月
日本	2000 年 1 月至 2013 年 3 月
墨西哥	2000 年 1 月至 2013 年 3 月
瑞士	2000 年 1 月至 2013 年 3 月
紐西蘭	2002 年 2 月至 2013 年 3 月
南非	2002 年 2 月至 2013 年 3 月
挪威	2004 年 5 月至 2013 年 3 月
捷克	2006 年 3 月至 2013 年 3 月
波蘭	2006 年 3 月至 2013 年 3 月
以色列	2006 年 6 月至 2013 年 3 月
中國	2006 年 9 月至 2013 年 3 月。
韓國	2006 年 10 月至 2013 年 3 月。

註：因各國外匯發展不一致，所以外匯資料都從2000 年 1 月開始，再依序慢慢補上其他國家發展外匯的時間資料。

第二節 研究方法與模型介紹

本文所使用的方法為 ADCC-TGARCH (Asymmetric Dynamic Conditional Correlations Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)模型，首先介紹平均數方程式。

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

$$f_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \lambda F_{t-1}) + \varepsilon_{ft} \quad (2)$$

其中 S_t 與 f_t 分別是現貨與期貨在時間 t 的價格， s_t 與 f_t 代表現貨與期貨的報酬，然而 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：

$$\sigma_{s,t}^2 = \alpha_{s,0} + \alpha_{s,1}\varepsilon_{s,t-1}^2 + \alpha_{s,2}\sigma_{s,t-1}^2 + \delta_s D_{s,t-1}\varepsilon_{s,t-1}^2 \quad (3)$$

$$\sigma_{f,t}^2 = \alpha_{f,0} + \alpha_{f,1}\varepsilon_{f,t-1}^2 + \alpha_{f,2}\sigma_{f,t-1}^2 + \delta_f D_{f,t-1}\varepsilon_{f,t-1}^2 \quad (4)$$

其中 $D_{f(s),t-1} = 1$ 為一虛擬變數，當 $\varepsilon_{f(s),t-1}$ 為負時 $D_{f(s),t-1} = 1$ ，反之為0。

第三節 不對稱動態相關係數模型

1. 固定相關係數模型(Constant Correlation Coefficient Model；CCC)：

Bollerslev (1990)當時提出固定相關係數模型，然而在此模型下每項資產的變異數都會服從 GARCH 過程，同時也考慮到假設條件與共變異數矩陣僅受本身落後期和殘差項的關聯。另外在增加上條件相關係數設定為固定的假設，即

$\sigma_{ij,t} = \rho_{ij}\sqrt{\sigma_{ii,t}\sigma_{jj,t}}$ ，其中 ρ_{ij} 並不隨時間而變動；CCC模型表現如下：

$$H_t = D_t R D_t = (\rho_{ij} \sqrt{\sigma_{ii,t} \sigma_{jj,t}}) \quad (5)$$

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{\sigma_{11,t}} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{\sigma_{22,t}} & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \sqrt{\sigma_{nn,t}} \end{bmatrix} \quad (6)$$

而條件相關矩陣 R 為：

$$R = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} & \cdots & \rho_{1n} \\ \rho_{21} & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \rho_{n1} & 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

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

Engle (2002) 將多變量相關係數改善為常數之假設 (如CCC模型)，與一般變量 GARCH，當矩陣估計參數較多時，所耗費的時間較久等缺等，改善為動態條件相關(Dynamic Conditional Correlation, DCC)模型，此模型它保留原先 Bollerslev (1990) CCC模型簡而有力的估計方式，再加入相關係數隨時間變化的特性，然而它的計算過程分為二階段估計方式，先將單變量 TGARCH 模型個別的參數估計出來，在將各單變量 TGARCH 模型所產生的標準化殘差與之前各參數計算出個別變量間的動態相關係數，在將各變量間的共變異數矩陣分別算出。

動態相關係數矩陣 R_t ：

$$R_t = Q_t^{*-\frac{1}{2}} Q_t Q_t^{*-\frac{1}{2}} \quad (8)$$

$$\text{其中 } Q_t^{*-1/2} = \begin{bmatrix} \frac{1}{\sqrt{q_{11}}} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \frac{1}{\sqrt{q_{22}}} & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \frac{1}{\sqrt{q_{kk}}} \end{bmatrix} \quad (9)$$

而動態條件相關的 R_t 矩陣之各元素 $\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}$ ， Q_t^* 是 Q_t 對角線上得直開根號所變成的對角線矩陣，若各參數都符合GARCH模型的平穩性，則此矩陣就為正定。

接下來是計算動態相關係數 Q_t :

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{Q} + \theta_1 z_t z_t' + \theta_2 Q_{t-1} \quad (10)$$

3.不對稱動態相關係數

DCC模型雖然有考慮到過去消息造成的衝擊與相關係數的關聯，但好壞消息對條件相關的影響並不相同，卻沒有考慮到這項因素。文獻上發現金融資產在下跌時和市場的相關性比正常情況下高出許多。Cappiello, Engle and Sheppard (2006) 他們發現當ADCC模型在捕抓條件相關不對稱時的效果，故(13)公式修正如下：

$$Q_t = (1 - \theta_1 - \theta_2)\bar{Q} - g\Xi + \theta_1 z_t z_t' + \theta_2 Q_{t-1} + g n_{t-1} n_{t-1}' \quad (11)$$

其中， $n_t = I[z_t < 0]$ 。 $z_t(I[\cdot])$ 為一指標函數，殘差若顯示負，指標變數將為1，否則為0； \circ 為 Hadamard product； $\Xi = E[n_t n_t']$ 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 $g > 0$ 則表示資產下跌時與市場關聯性的狀況有較大的關聯。

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。

$$h_{i,t} = \left(\frac{\sigma_{sf,t}}{\sigma_s^2} \right) \quad (12)$$

研究時間序列的動態特性使用迴歸來估計:

$$h_{i,t} = c_i + \pi_1 h_{i,t-1} + \pi_2 D_{s,t-1} + \pi_3 c_t + \pi_4 \text{Maturity} \quad (13)$$

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 如為正值代表當現貨下跌時，有較大的下方風險；反之 π_2 如為負，代表當現貨下跌時，有較小的下方風險。 c_t 為2000年網路泡沫化、2008年金融海嘯及2010年歐債危機。2000年3月10日那斯達克指數到達5132.52，網路經濟泡沫化達到最高峰，當時高科技股的賣單也在2000年3月13日拋售使得那斯達克指數狂跌，因此依Kenourgios, Padhi, (2012)研究將2001年1月1日至2002年9月27日列為網路泡沫化時期。2008年9月14日，美國聯準會遭到雷曼兄弟拒絕再提供資金支持援助後，又提出破產申請全球金融危機隨即爆發，因此依Duchin et al. (2010)研究將2007年7月1日至2009年3月31日列為金融海嘯時期。自2009年年底以來，一連串經濟危機和動盪中，被指出現問題的歐元區國家包括希臘、愛爾蘭、西班牙和葡萄牙，而部份不屬於歐元區國家的歐盟成員國也牽涉其中，不少財政上相對保守的投資者對部份歐洲國家在主權債務危機方面所產生的憂慮，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。本文將上文敘述到的網路泡沫化、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，代表當金融危機發生時，投資人較有意願避險。

第四章 實證結果

第一節 基本統計量

首先從圖二至圖五可以看出15個國家，2000年網路泡沫化，澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國15國家都受到影響，但陸續15國都慢慢回升。但又到了2008年金融海嘯，澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國又因為金融海嘯關係大幅下跌，僅有中國沒有受到金融海嘯的影響。2010年歐債危機，由圖可見，澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國這15國家都是上升，圖表數據是以一塊本國貨幣可換多少塊美元計算，代表著這15國都因為美國受到歐債危機美元幣值下降，導致15國國家幣值通通因為歐債危機而升值。

各國之基本統計量列於表二至表三，首先比較15國匯率敘述統計量(澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國)估計結果，再者比較外匯期貨敘述統計量(澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國)估計結果。

一、各國匯率與各國外匯期貨比較

首先比較平均數，各國匯率的平均數最高的為紐西蘭 0.0238%，則最低的為韓國-0.0096%，然而這 16 國的結果顯示出各國匯率的平均皆為正報酬，僅有英國、墨西哥、波蘭、韓國為負報酬。各國外匯期貨平均數最高的為紐西蘭 0.0240%，則最低的為韓國-0.0091%，然而這 16 國的結果顯示出各國匯率的平

均皆為正報酬，僅有英國、墨西哥、波蘭、韓國為負報酬。則各國匯率與各國外匯期貨比較下來二者最高皆為紐西蘭，最低皆為韓國，二者僅英國、墨西哥、波蘭、韓國為負報酬，其餘皆為正報酬。

標準差方面，各國匯率的標準差最高的為南非0.0115，最低的為中國0.0017。則各國外匯期貨的標準差最高的為波蘭0.0130，最低的為中國0.0010。二者比較下來結果顯示，各國匯率風險最高的為南非，各國外匯期貨風險最高的為波蘭，然而各國匯率與各國外匯期貨風險最低的都為中國。

偏態方面係數小於0為左偏，大於0的為右偏，然而各國匯率偏態係數小於0的為澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、墨西哥、瑞士、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非，這12國家結果顯示為左偏，僅有日本、中國、韓國這3國大於0則為右偏。各國外匯期貨的偏態係數小於0的國家為澳大利亞、英國、墨西哥、瑞士、捷克、紐西蘭、挪威、波蘭、南非，這9國家結果顯示為左偏，大於0的國家為加拿大、歐洲、日本、中國、以色列、韓國，這6國結果顯示為右偏。各國匯率與各國外匯期貨二者比較下來，二者皆有小於0的為澳大利亞、英國、墨西哥、瑞士、捷克、紐西蘭、挪威、波蘭、南非，這10個國家，二者皆大於0的僅有日本、中國、韓國這3國。

峰態方面各國匯率方面澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，與各國外匯期貨報酬序列係數皆大於3，故可得知各國匯率報酬序列皆為高峽峰。各國外匯期貨方面澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，與各國外匯期貨報酬序列係數皆大於3，故可得知各國外匯期貨報酬序列皆為高峽峰。二者比較下來各國匯率與各國外匯

期貨報酬序列皆為高峽峰。

Jarque-Bera 為檢定係數，各國匯率方面澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這16國家皆為顯著結果，代表著每個國家報酬序列皆為非常態分配。各國外匯期貨方面澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這15國家 Jarque-Bera 也都皆為顯著結果，代表著每個國家報酬序列皆為非常態分配。二者比較下來各國匯率與各國外匯期貨報酬序列皆為非常態分配。

單根檢定 PP 和 ADF 各國匯率方面澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這15國都是顯著水準，表示都是無單根且都呈現穩定序列。各國外匯期貨方面澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這15國也都是顯著水準，也都是無單根且都呈現穩定序列。

先用OLS(最小平方法)估計出整體結果， h 為避險比率，且代表期貨變動1%，現貨將會變動百分比，然而數值最高的為日本，期貨變動1%，日本現貨百分比將會變動0.9044%，數值最低的為中國，期貨變動1%，中國現貨百分比將會變動0.2279%，整體來說15國都有顯著水準，代表著期貨變動將會影響的現貨的變動情況，二者有著非常密切的關係。

Q_f 與 Q_s 方面，均選自落後期第8期，各國匯率有顯著水準的為澳大利亞、墨西哥、中國、以色列、挪威、波蘭、韓國，這7國結果顯示存在著有線性序列相

關，英國、加拿大、歐洲、日本、瑞士、捷克、紐西蘭、南非，這8國結果顯示存在著非線性序列相關。各國外匯期貨有顯著水準的為澳大利亞、英國、加拿大、日本、墨西哥、中國、捷克、紐西蘭、波蘭、韓國這10國結果顯示存在著無線性序列相關。歐洲、瑞士、以色列、挪威、南非，這5國結果顯示存在著非線性序列相關。二者比較都有顯著的國家為澳大利亞、墨西哥、中國、波蘭、韓國，這5國家，二者比較都沒有顯著的為瑞士與南非這2國家。

Q_f^2 與 Q_S^2 方面，均選自落後期第8期，各國匯率方面澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這15國家皆為顯著，代表著每個國家皆存在著有非線性序列相關。各國外匯期貨方面澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、俄羅斯、南非、韓國，這15國家也都皆為顯著結果，代表著每個國家也都存在著有非線性序列相關。二者整體比較都是有著非線性相關序列相關。各國匯率與各國外匯期貨比較詳見表十。

表 2 各國匯率敘述統計表

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	PP	ADF	h	Q _t (8)	Q _f ² (8)	Q _{s,f}
澳大利亞	0.0001	0.0087	-0.8134	13.1437	15189.0600***	-61.1627***	-61.105***	0.7869**	21.753***	1139.3***	1275.6***
英國	-0.0000	0.0059	-0.3743	6.7458	2099.9470***	-57.0086***	-57.0337***	0.8308**	12.121	499.96***	529.23***
加拿大	0.0001	0.0059	-0.0678	7.8891	3442.6730***	-59.97***	-59.9823***	0.8000**	12.848	782.43***	608.72***
歐洲	0.0000	0.0065	-0.0887	4.3466	265.5063**	-58.3056***	-58.304***	0.8001**	3.6878	236.19***	196.32***
日本	0.0000	0.0065	0.23670	6.98846	2321.6350***	-60.9863***	-60.8906***	0.9044***	8.9783	112.08***	126.92***
墨西哥	-0.0000	0.0067	-0.6071	12.8444	14159.5600***	-57.9737***	-57.9691***	0.5808**	23.688***	1962.3***	442.33***
瑞士	0.0001	0.0071	-0.4504	12.7334	13751.4800***	-59.72***	-59.7238***	0.7918**	7.4731	76.113***	58.974**
中國	0.0001	0.0017	1.10347	17.2006	14758.0500***	-50.8045***	-47.5751***	0.2279**	42.232***	28.547***	33.887**
捷克	0.0000	0.0090	-0.2683	5.8916	665.6500***	-42.3464***	-42.3464***	0.5148**	6.0163	431.28***	145.67***
以色列	0.0001	0.0059	-0.4098	7.0383	1260.0340***	-40.3327***	-40.3681***	0.5916**	16.627**	251.82***	99.708**
紐西蘭	0.0002	0.0089	-0.5665	6.4528	1601.1900***	-52.6508***	-52.6657***	0.8219**	10.247	615***	457.78***
挪威	0.0000	0.0083	-0.2825	6.0049	905.2748**	-48.0274***	-36.0136***	0.5555**	15.680**	458.97***	135.67***
波蘭	-0.0000	0.0111	-0.4155	6.6175	1060.2230***	-42.4805***	-42.4381***	0.4465***	13.872*	548.43***	436.78***
俄羅斯	-0.0000	0.0858	-0.0109	719.6156	62266469***	-512.221***	-25.6442**	0.0020**	716.51***	726.2***	1.2112
南非	0.0000	0.0115	-0.5934	7.3214	2435.0350***	-53.2553***	-53.2578**	0.7769**	6.757	748.76***	684.08***
韓國	-0.0000	0.0095	0.58256	25.4955	35814.4000***	-41.3543***	-41.28**	0.7328**	18.956**	583.01***	313.97***

註:***, **, *分別為 10%, 5%, 1% 顯著水準; 統計量以報酬率形式

澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士樣本時間區間由 2000.1 - 2013.3

紐西蘭、南非樣本時間區間由 2002.2 - 2013.3

挪威樣本時間區間由 2004.5 - 2013.3 捷克、波蘭樣本時間區間由 2006.3 - 2013.3

以色列樣本時間區間由 2006.6 - 2013.3 中國樣本時間區間由 2006.9 - 2013.3 韓國樣本時間區間由 2006.10 - 2013.3

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

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

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_t(8) 和 Q_f²(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。

表 3 各國外匯期貨敘述統計量

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	PP	ADF	Q _s (8)	Q _s ² (8)
澳大利亞	0.0001	0.0086	-0.8766	15.4050	22588.8300***	-59.6656**	-59.6193***	33.001***	1658.8**
英國	-0.0000	0.0060	-0.0484	7.2238	2568.9010***	-56.7095***	-56.7197***	14.480*	697.61***
加拿大	0.0001	0.0060	0.0693	8.4951	4348.4640***	-58.9338***	-58.9077***	13.406*	738***
歐洲	0.0001	0.0065	0.1456	5.4300	861.9982***	-57.9984***	-57.9926***	9.317	225.86***
日本	0.0000	0.0065	0.0926	6.9503	2250.7720***	-62.0475***	-61.9816***	16.107**	341.78***
墨西哥	-0.0001	0.0065	-0.6505	15.9318	24311***	-58.5478***	-58.5404***	23.355***	2237.1***
瑞士	0.0001	0.0070	-0.3763	12.0142	11775.6100***	-59.5445***	-59.5503***	10.607	87.476**
中國	0.0001	0.0010	0.0134	9.1353	2689.8530***	-45.185***	-45.1169***	35.165***	122.16***
捷克	0.0001	0.0086	-0.1209	6.3387	862.3270***	-41.837**	-41.8349***	13.828*	337.31***
以色列	0.0001	0.0063	0.3241	16.9817	14537.9200***	-43.5222***	-43.508***	7.1075	209.32***
紐西蘭	0.0002	0.0090	-0.4599	8.4568	3713***	-52.3124***	-52.3328***	18.745**	620.33***
挪威	0.0001	0.0082	-0.0504	6.0425	897.3483***	-49.0595***	-48.9568***	4.9581	409.73***
波蘭	-0.0000	0.0130	-1.1382	97.0554	681204.1000***	-43.4311***	-34.4583***	50.282***	448.98***
俄羅斯	-0.0000	0.0051	-0.9625	12.5777	11571.8300***	-49.369***	-49.3709***	40.671***	649.68***
南非	0.0001	0.0111	-0.3826	6.7917	1814.1850***	-52.5512***	-52.5671***	11	560.56***
韓國	-0.0001	0.0101	1.3595	29.4190	49786.3200***	-43.4597***	-26.172***	18.745**	620.33***

註:***, **, *分別為 10%,5%,1%顯著水準;統計量以報酬率形式

澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士樣本時間區間由 2000.1 - 2013.3

紐西蘭、南非樣本時間區間由 2002.2 - 2013.3

挪威樣本時間區間由 2004.5 - 2013.3 捷克、波蘭樣本時間區間由 2006.3 - 2013.3

以色列樣本時間區間由 2006.6 - 2013.3 中國樣本時間區間由 2006.9 - 2013.3 韓國樣本時間區間由 2006.10 - 2013.3

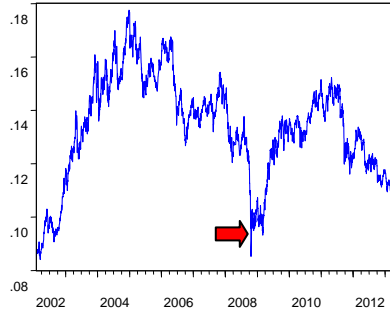
PP(Phillips-Perron)和 ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢定是否有單根現象。

JB 檢定為 Jarque-Bera,檢定資料是否為常態分配

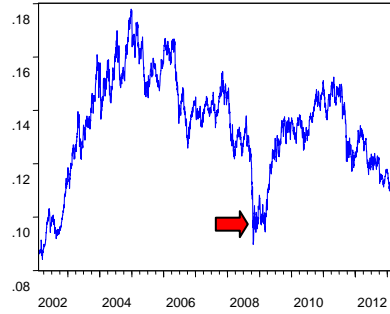
Q_s(8)和Q_s²(8)為 Ljung - boxQ統計量檢視現貨是否有序列相關,並取自落後第 8 期。

南非

期貨

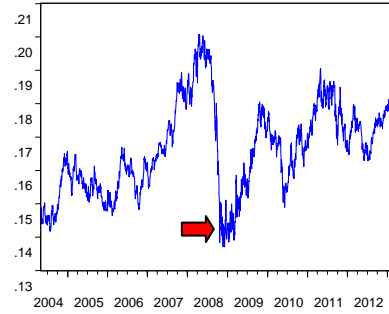


現貨

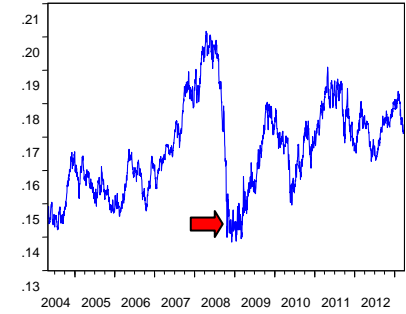


挪威

期貨

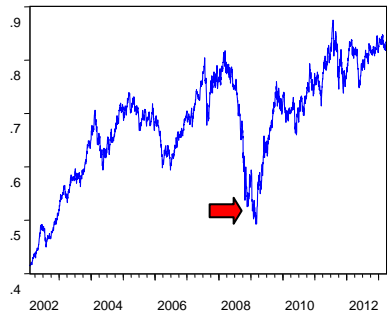


現貨

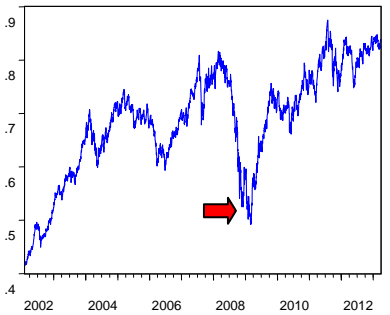


紐西蘭

期貨

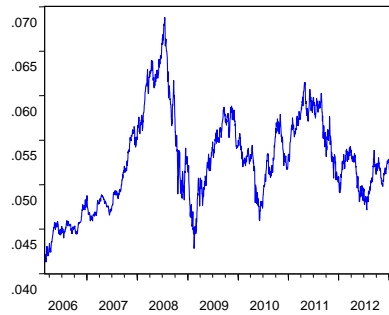


現貨



捷克

期貨



現貨

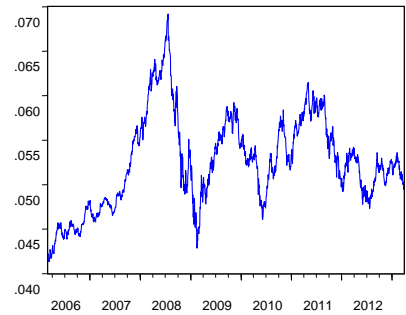
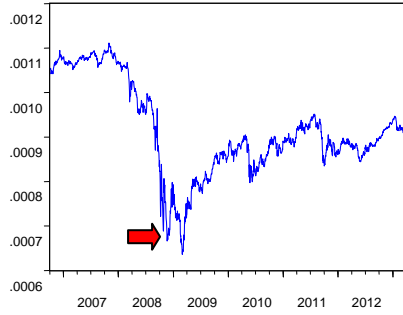


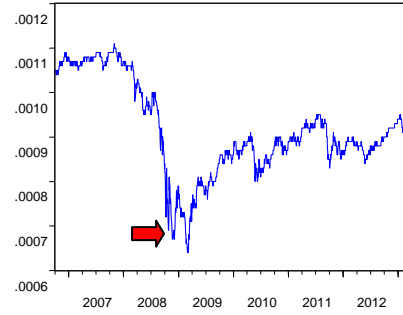
圖 3 各國期貨現貨趨勢圖表(1)

韓國

期貨

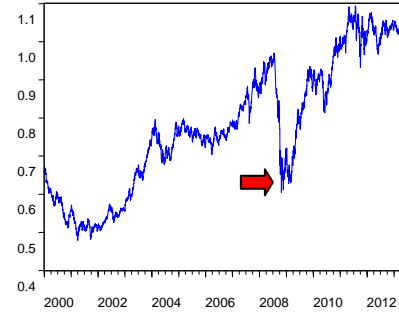


現貨

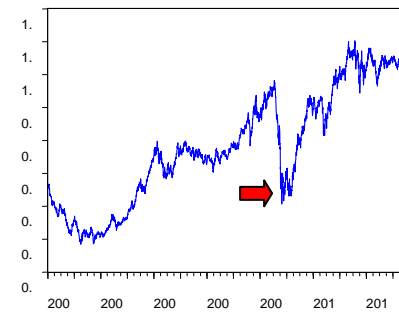


澳大利亞

期貨

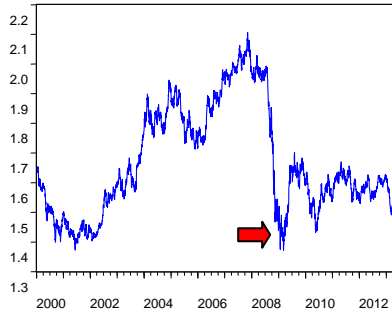


現貨

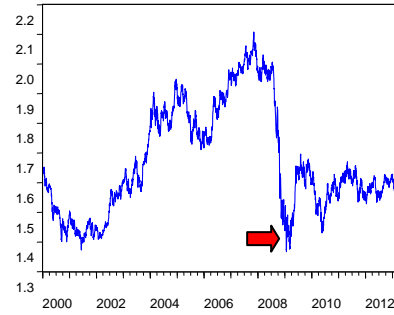


英國

期貨

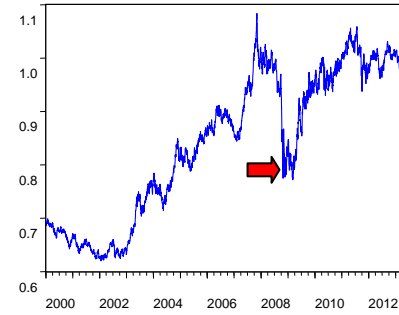


現貨



加拿大

期貨



現貨

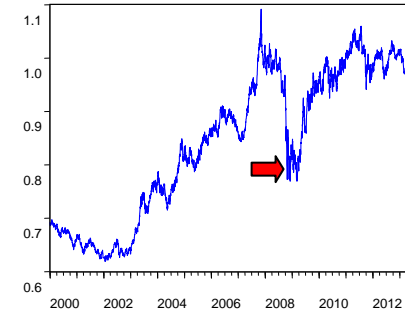


圖 4 各國期貨現貨趨勢圖表(2)

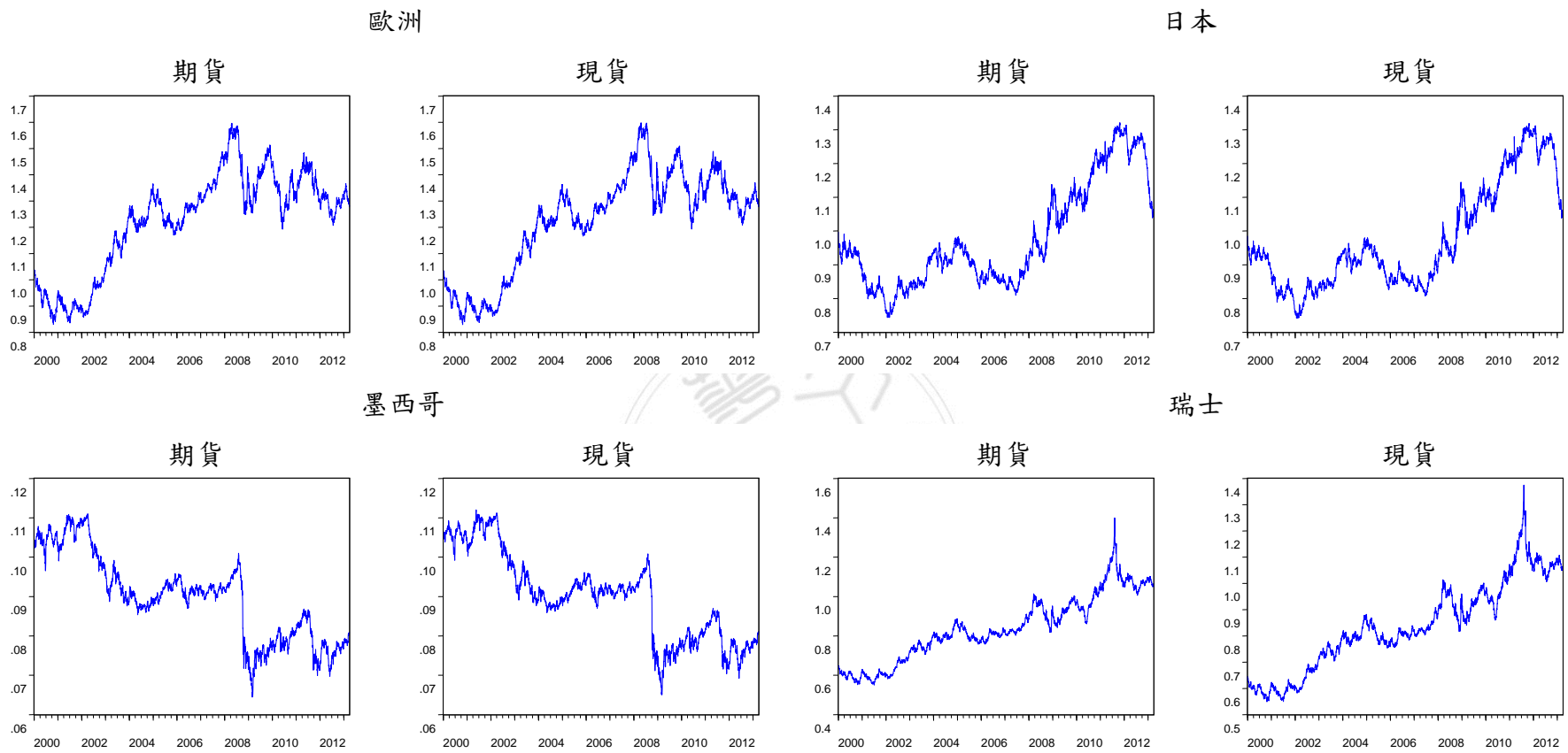
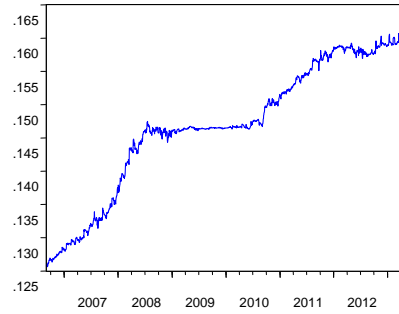


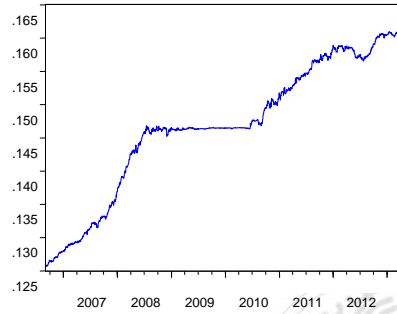
圖 5 各國期貨現貨趨勢圖表(3)

中國

期貨



現貨

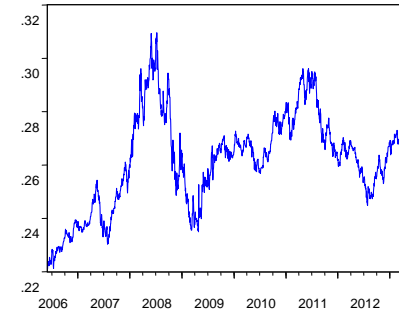


以色列

期貨



現貨



波蘭

期貨



現貨



圖 6 各國期貨現貨趨勢圖表(4)

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，各國ADCC-TGARCH估計結果列於表四，首先比較15國匯率（澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國）估計結果，再者比較外匯期貨（澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國）估計結果。

α_{0s} 與 α_{0f} 截距項平均數方面， α_{0s} 方面澳大利亞、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、波蘭，這7國皆為顯著結果，代表著這7國都為正報酬率。英國、加拿大、歐洲、日本、韓國、墨西哥、挪威、南非，這8國皆為不顯著結果，代表著這8國皆為負報酬率。 α_{0f} 方面澳大利亞、以色列、中國、墨西哥、紐西蘭、挪威、瑞士，這7國皆為顯著結果，代表著這7國都為正報酬率。英國、加拿大、歐洲、日本、捷克、波蘭、南非、韓國，這8國皆為不顯著結果，代表著這8國皆為負報酬率。

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， α_{1s} 方面澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、中國、捷克、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這13國皆為負的，代表著這13國家皆為皆有回到長期的均衡水準的情況。僅有以色列、瑞士這2國皆無回到長期的均衡水準的情況。 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，僅有澳大利亞為負的之外。其餘英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這14國家係數為正，代表無回到長期的均衡水準的情形。

β_{s2} 與 β_{f2} 波動持續性方面， β_{s2} 方面平均數為 0.8725，波動持續性最大的為

歐洲 0.9693，而波動持續性最低的為瑞士 0.0962，僅有中國、瑞士這 2 國小於平均數，其餘澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這 13 國皆大於平均。 β_{f2} 方面平均數為 0.8660，波動持續性最大的為波蘭 0.9683，而波動持續性最低的為瑞士 -0.1400，僅有瑞士小於總於平均，其餘澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這 14 國皆大於平均。透過資料比較發現， β_{s2} 方面平均數為 0.8725， β_{f2} 方面平均數為 0.8660， β_{s2} 波動持續性平均比 β_{f2} 波動持續性平均，波動程度來的要大。

δ_s 與 δ_f 波動不對稱方面，何謂波動不對稱，即是壞消息產生時，所受到的影響，比好消息產生時，所受的影響來的大，所以估計係數為正顯著時，代表波動性受到壞消息時的影響程度較大，這就是波動不對稱。 δ_s 方面平均數為 0.0422。波動不對稱最大的為瑞士 0.1828，而波動不對稱最小的為歐洲 0.0080，僅有韓國、墨西哥、波蘭、瑞士，這四國大於平均數，其餘澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、南非，這 11 國小於平均數。 δ_f 方面平均數為 0.0231。波動不對稱最大的為墨西哥 0.0569，而波動不對稱最小的為歐洲 0.006，僅有澳大利亞、英國、墨西哥、韓國、以色列、紐西蘭、波蘭這 7 國大於平均數，其加拿大、歐洲、日本、瑞士、中國、捷克、挪威、南非，這 8 國小於平均數。 δ_s 與 δ_f 二者比較下來，歐洲皆為最低， δ_s 與 δ_f 可以比較出， δ_s 波動不對稱平均比 δ_f 波動不對稱平均，波動程度還要來的大。

$Q_s(8)$ 至 $Q_f^2(8)$ 為檢視模型是否合適， $Q_s(8)$ 方面僅有以色列、波蘭、南非、瑞士這 4 國為顯著，其餘澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、中國、捷克、紐西蘭、挪威、韓國，這 11 國無顯著。 $Q_f(8)$ 方面僅有澳大利亞、英國、捷克、日本這 4 國為無顯著，其餘加拿大、歐洲、墨西哥、瑞士、中國、以色列、

紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這11都為顯著。 $Q_{sf}(8)$ 方面僅有英國、歐洲、波蘭、瑞士這4國為顯著，其餘澳大利亞、加拿大、日本、墨西哥、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、南非、韓國，這11國都為無顯著， $Q_s^2(8)$ 方面僅有英國、波蘭、南非、瑞士這4國為顯著，其餘澳大利亞、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、韓國，這11國為無顯著。 $Q_f^2(8)$ 方面僅有加拿大、歐洲、波蘭、瑞士這4國為顯著，其餘澳大利亞、英國、日本、墨西哥、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、南非、韓國，這11國為無顯著。透過係數顯示結果，大部分係數幾乎都無顯著水準，這就代表了此ADCC-TGARCH模型是合適的。



表 4 ADCC-TGARCH 各國匯率估計統計實證結果(1)

	澳大利亞	英國	加拿大	中國	捷克	歐洲	日本	韓國	以色列	墨西哥	紐西蘭	挪威	波蘭	南非	瑞士
α_{0s}	0.0002 (0.0001)*	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0003 (0.0002)*	0.0002 (0.0000)	0.0000 (0.0001)	0.0001 (0.0001)	0.0002 (0.0001)**	0.0000 (0.0000)	0.0003 (0.0001)**	0.0001 (0.0001)	0.0005 (0.0002)**	0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.0000)**
α_{1s}	-0.0084 (0.0026)***	-0.0004 (0.0004)	-0.0770 (0.0325)**	-0.7296 (0.1012)***	-0.9016 (0.5523)	-0.0470 (0.0236)**	-0.2705 (0.0319)***	-134.1612 (23.6550)***	0.0909 (0.1030)	-0.5436 (0.2024)***	-0.0997 (0.0448)**	-0.0862 (0.1382)	-0.6069 (0.0797)***	-1.7552 (0.2864)***	0.8712 (0.0069)***
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)***
β_{s1}	0.0303 (0.0070)***	0.0265 (0.0051)***	0.0454 (0.0067)***	0.0534 (0.0074)***	0.0402 (0.0106)***	0.0228 (0.0048)***	0.0440 (0.0060)***	0.0727 (0.0120)***	0.0784 (0.0093)***	0.0150 (0.0060)**	0.0308 (0.0086)***	0.0257 (0.0074)***	0.0260 (0.0136)**	0.0474 (0.01377)***	0.4508 (0.0426)***
β_{s2}	0.9420 (0.0049)***	0.9579 (0.0052)***	0.9439 (0.0055)***	0.8452 (0.0072)***	0.9446 (0.0076)***	0.9693 (0.0040)***	0.9373 (0.0084)***	0.8842 (0.0073)***	0.8945 (0.061)***	0.9289 (0.0051)***	0.9349 (0.0075)***	0.9595 (0.0060)***	0.9389 (0.0118)***	0.9111 (0.0123)***	0.0962 (0.0286)***
δ_s	0.0343 (0.0084)***	0.0148 (0.0066)**	0.0129 (0.0078)	0.0235 (0.0226)	0.0212 (0.0102)**	0.0080 (0.0058)	0.0107 (0.0060)	0.0725 (0.0168)***	0.0350 (0.0105)	0.0841 (0.0085)***	0.0357 (0.0092)***	0.0167 (0.0089)**	0.0474 (0.0138)**	0.0333 (0.0138)**	0.1828 (0.0576)***
α_{0f}	0.0002 (0.0001)*	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)***	-0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0001)	0.0002 (0.0001)	0.0002 (0.0000)***	-0.0005 (0.0000)***	0.0002 (0.0001)*	-0.0002 (0.0001)**	-0.0002 (0.0001)	0.0000 (0.0002)	0.8242 (0.0003)***
α_{1f}	-0.0077 (0.0023)***	0.0002 (0.0004)	0.8512 (0.0318)***	0.0409 (0.0463)	15.3065 (0.3531)***	0.4927 (0.0221)***	0.0341 (0.0298)	703.9625 (31.1653)***	3.2114 (0.0822)***	6.6895 (0.1657)***	0.7973 (0.0420)***	1.4271 (0.1114)***	4.3651 (0.0814)***	1.4271 (0.2822)***	0.5021 (0.0413)***
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)***
β_{f1}	0.0226 (0.0075)***	0.0246 (0.0061)***	0.0427 (0.0058)***	0.0489 (0.0107)***	0.0543 (0.0125)***	0.0302 (0.0047)***	0.0700 (0.0080)***	0.0665 (0.0137)***	0.0219 (0.0036)***	0.0832 (0.0085)***	0.0207 (0.0069)***	0.0475 (0.0074)***	0.0196 (0.0050)***	0.0450 (0.0080)***	1.1257 (0.2746)***
β_{f2}	0.9366 (0.0057)***	0.9510 (0.0057)***	0.9500 (0.0051)***	0.9417 (0.0067)***	0.9366 (0.0099)***	0.9660 (0.0047)***	0.9227 (0.0090)***	0.8951 (0.01133)***	0.9650 (0.0028)***	0.8789 (0.0081)***	0.9494 (0.0053)***	0.9398 (0.0082)***	0.9683 (0.0000)***	0.9297 (0.0097)***	-0.1400 (0.1513)
δ_f	0.0542 (0.0086)***	0.0300 (0.0077)***	0.0084 (0.0062)	0.0108 (0.0183)	0.0089 (0.01348)	0.0006 (0.0044)	0.0046 (0.0084)***	0.0559 (0.0162)***	0.0254 (0.0072)***	0.0569 (0.0103)***	0.0336 (0.0071)***	0.0056 (0.0087)	0.0240 (0.0002)	0.0197 (0.0110)*	0.0087 (0.4002)
LogL	-7946.0840	-7904.3416	-7567.7141	-4666.6498	-4616.8640	-7397.5095	-6407.6421	-4163.4805	-4504.6776	-8574.4703	-6252.0022	-5840.8261	-4805.8955	-6138.9201	-6110.7650
$\beta_{s1}\beta_{s2}-\alpha_s\delta_s$	0.9894	0.9918	0.9957	0.9104	0.9954	0.9961	0.9867	0.9932	0.9904	0.9860	0.9836	0.9936	0.9886	0.9752	0.6384
$\beta_{f1}\beta_{f2}-\alpha_f\delta_f$	0.9863	0.9906	0.9969	0.9960	0.9954	0.9965	0.9950	0.9896	0.9996	0.9906	0.9869	0.9901	0.9999	0.9846	0.9901
$Q_s(8)$	5.935	5.425	5.399	8.570	8.378	2.647	2.733	9.183	13.385*	8.290	10.064	6.592	22.880***	15.895**	478.664***
$Q_f(8)$	11.789	5.996	49.825***	20.868***	9.740	53.802***	5.224	24.565***	17.005**	167.593***	36.228***	42.053***	51.922***	18.717**	25545.154***
$Q_{s,f}(8)$	5.737	14.954*	7.722	8.064	4.155	17.927**	3.040	4.260	7.881	13.342	7.389	2.173	111.097***	9.719	224.306***
$Q_s^2(8)$	8.500	17.255**	2.751	5.106	8.230	12.084	3.306	2.380	6.757	8.634	4.887	3.631	13.721*	14.073*	33.185***
$Q_f^2(8)$	1.612	2.757	16.077**	1.620	12.112	16.784**	3.181	6.001	0.891	9.836	7.954	11.280	15.879**	6.196	151.550***

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

澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士樣本時間區間由 2000.1 - 2013.3

紐西蘭、南非樣本時間區間由 2002.2 - 2013.3

挪威樣本時間區間由 2004.5 - 2013.3 捷克、波蘭樣本時間區間由 2006.3 - 2013.3

以色列樣本時間區間由 2006.6 - 2013.3 中國樣本時間區間由 2006.9 - 2013.3 韓國樣本時間區間由 2006.10 - 2013.3

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

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

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

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

$Q_s(8)$ 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。

$Q_f(8)$ 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。

$Q_{s,f}(8)$ 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

第三節 雙變量 GARCH估計結果

雙變量 AGARCH模型估計，各國GARCH估計結果列於表五，首先比較15國匯率（澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國）估計結果，再者比較外匯期貨（澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國）估計結果。

α_{0s} 與 α_{0f} 截距項平均數方面， α_{0s} 方面澳大利亞、歐洲、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、波蘭、韓國，這9國皆為顯著結果，代表著這9國都為正報酬率。英國、加拿大、日本、墨西哥、挪威、南非，這6國皆為不顯著結果，代表著這6國皆為負報酬率。 α_{0f} 方面澳大利亞、墨西哥、中國、以色列、紐西蘭、挪威、韓國，這7國皆為顯著結果，代表著這7國都為正報酬率。英國、加拿大、歐洲、日本、瑞士、捷克、波蘭、南非，這8國皆為不顯著結果，代表著這8國皆為負報酬率。

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， α_{1s} 方面澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、中國、捷克、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國、瑞士，這14國皆為負的，代表著這13國家皆為皆有回到長期的均衡水準的情況。僅有以色列1國皆無回到長期的均衡水準的情況。 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， α_{1f} 方面僅有澳大利亞、英國這2國為負。其餘加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這13國家係數為正，代表無回到長期的均衡水準的情形。

β_{s2} 與 β_{f2} 波動持續性方面， β_{s2} 方面平均數為 0.9377，波動持續性最大的為歐洲 0.9687，而波動持續性最低的為韓國 0.8795，僅有韓國、以色列、墨西哥、

紐西蘭、波蘭、南非，這6國小於平均數，其餘澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、瑞士、中國、捷克、挪威，這9國皆大於平均。 β_{f2} 方面平均數為0.9249，波動持續性最大的為波蘭0.9672，而波動持續性最低的為歐洲0.7612，僅有歐洲、韓國、墨西哥這3國小於平均數，其餘澳大利亞、英國、加拿大、日本、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非，這12國皆大於平均。透過資料比較發現， β_{s2} 方面平均數為0.9377， β_{f2} 方面平均數為0.9249， β_{s2} 波動持續性平均比 β_{f2} 波動持續性平均，波動程度來的要大。

$Q_s(8)$ 至 $Q_f^2(8)$ 為檢視模型是否合適， $Q_s(8)$ 方面僅有波蘭、南非、這2國為顯著，其餘澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、以色列、中國、捷克、紐西蘭、挪威、瑞士、韓國，這13國為無顯著。 $Q_f(8)$ 方面僅有澳大利亞、英國、捷克、日本這4國為無顯著，其餘加拿大、歐洲、墨西哥、瑞士、中國、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國，這11都為顯著。 $Q_{sf}(8)$ 方面僅有英國、歐洲、墨西哥、波蘭這4國為顯著，其餘澳大利亞、加拿大、日本、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、南非、韓國，這11國都為無顯著， $Q_s^2(8)$ 方面僅有英國、波蘭、南非這3國為顯著，其餘澳大利亞、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、韓國，這12國為無顯著。 $Q_f^2(8)$ 方面僅有加拿大、歐洲、墨西哥、波蘭這4國為顯著，其餘澳大利亞、英國、日本、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、南非、韓國，這11國為無顯著。透過係數顯示結果，大部分係數幾乎都無顯著水準，這就代表了此GARCH模型是合適的。

表 5 GARCH 各國外匯期貨估計統計實證結果(1)

	澳大利亞	英國	加拿大	中國	捷克	歐洲	日本	韓國	以色列	墨西哥	紐西蘭	挪威	波蘭	南非	瑞士
α_{0s}	0.0003 (0.0001)***	0.0000 (0.0000)	0.0001 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0032 (0.0016)**	0.0002 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0002 (0.0001)**	0.0002 (0.0001)*	0.0001 (0.0000)	0.0003 (0.0001)***	0.0002 (0.0001)	0.0006 (0.0002)***	0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0001)*
α_{1s}	-0.0091 (0.0025)***	-0.0004 (0.0004)	-0.0779 (0.0326)**	-0.7335 (0.0653)***	-0.9416 (0.5473)*	-0.0433 (0.0236)*	-0.2753 (0.0315)***	-132.3431 (23.4703)***	0.0986 (0.1035)	-0.6664 (0.2122)***	-0.0896 (0.0441)**	-0.0836 (0.1395)	-0.6101 (0.0521)***	-1.7251 (0.2586)***	-0.0584 (0.0344)*
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)***
β_{s1}	0.0527 (0.0037)***	0.0351 (0.0041)***	0.0512 (0.0480)***	0.0467 (0.0414)***	0.0547 (0.007)***	0.0280 (0.0036)***	0.0378 (0.0047)***	0.1180 (0.0088)***	0.0620 (0.0066)***	0.0665 (0.0048)***	0.0551 (0.0056)***	0.0374 (0.005)***	0.0671 (0.0072)***	0.0660 (0.0087)***	0.0392 (0.0034)***
β_{s2}	0.9400 (0.0049)***	0.9576 (0.0052)***	0.9449 (0.053)***	0.9501 (0.0292)***	0.9426 (0.0074)***	0.9687 (0.0041)***	0.9401 (0.0080)***	0.8795 (0.0070)***	0.9317 (0.0064)***	0.9267 (0.0050)***	0.9324 (0.0073)***	0.9568 (0.0060)***	0.9269 (0.0077)***	0.9144 (0.0115)***	0.9537 (0.0048)***
α_{0f}	0.0002 (0.0001)**	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)**	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0001)	0.0000 (0.0000)	0.0002 (0.0001)*	0.0003 (0.0001)***	0.0003 (0.0000)***	0.0003 (0.0001)**	0.0003 (0.0001)**	-0.0003 (0.0002)	-0.0003 (0.0002)	0.0001 (0.0001)
α_{1f}	-0.0080 (0.0022)***	-0.0003 (0.0004)	0.8534 (0.0317)***	0.0451 (0.0438)	15.3186 (0.3534)***	0.5499 (0.0189)***	0.0270 (0.0306)	717.3657 (30.1980)***	3.1926 (0.0863)***	6.6798 (0.1631)***	8.065 (0.0416)***	4.3728 (0.1111)***	1.5058 (0.0621)***	4.3793 (0.2889)***	0.7331 (0.0281)***
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)***
β_{f1}	0.0558 (0.0052)***	0.0409 (0.0049)***	0.0460 (0.0044)***	0.0563 (0.0048)***	0.0602 (0.0041)***	0.0128 (0.0042)***	0.0424 (0.0048)***	0.1023 (0.0106)***	0.0299 (0.0039)***	0.1079 (0.0073)***	0.0437 (0.0038)***	0.0503 (0.0067)***	0.0245 (0.0026)***	0.0550 (0.0074)***	0.0424 (0.0036)***
β_{f2}	0.9362 (0.0051)***	0.9517 (0.0055)***	0.9510 (0.0049)***	0.9404 (0.0026)***	0.9350 (0.0098)***	0.7612 (0.1262)***	0.9354 (0.0078)***	0.8891 (0.0109)***	0.9621 (0.0025)***	0.8788 (0.0078)***	0.9464 (0.0050)***	0.9390 (0.0082)***	0.9672 (0.0017)***	0.9317 (0.0095)***	0.9481 (0.0056)***
LogL	-7933.1875	-7905.7205	-7564.4700	-4666.6860	-4615.2019	-7350.4327	-6389.6734	-4161.8727	-4512.9521	-8567.5389	-6237.6351	-5838.9170	-4785.0724	-6135.3254	-7465.3058
β_{f1}, β_{f2}	0.9927	0.9927	0.9967	0.9968	0.9973	0.9977	0.9779	0.9975	0.9937	0.9932	0.9875	0.9942	0.9940	0.9804	0.9929
β_{f1}, β_{f2}	0.9920	0.9926	0.9970	0.9967	0.9952	0.774	0.9778	0.9914	0.9920	0.9867	0.9901	0.9893	0.9917	0.9867	0.9905
Q _s (8)	5.643	5.538	5.377	9.029	8.763	2.575	2.640	8.913	12.513	9.483	9.905	6.412	23.101***	16.077**	5.561
Q _f (8)	12.23	5.770	50.045***	20.596***	8.7636	65.283***	5.267	25.275***	16.875**	141.741***	36.951***	41.956***	60.612***	18.308**	44.751***
Q _s (8)	7.228	14.694*	7.148	7.947	8.763	30.017**	3.277	4.260	6.866	19.550**	6.753	1.914	114.287***	9.906	6.591
Q _f (8)	9.888	17.251**	2.439	5.437	9.031	11.765	3.229	1.972	5.696	8.250	4.442	3.410	16.639**	15.331*	5.738
Q _s ² (8)	1.147	2.239	15.586**	1.676	12.638	221.451***	3.575	7.897	0.588	14.164*	8.290	10.812	14.256*	6.641	7.283

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

澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士樣本時間區間由 2000.1 - 2013.3

紐西蘭、南非樣本時間區間由 2002.2 - 2013.3

挪威樣本時間區間由 2004.5 - 2013.3 捷克、波蘭樣本時間區間由 2006.3 - 2013.3

以色列樣本時間區間由 2006.6 - 2013.3 中國樣本時間區間由 2006.9 - 2013.3 韓國樣本時間區間由 2006.10 - 2013.3

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

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

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

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

Q_s(8)和Q_s²(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_f²(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

第四節 共變異數存在著波動不對稱

雙變量 ADCC-TGARCH模型估計，各國ADCC-TGARCH估計結果列於表六，首先比較15國匯率（澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國）估計結果，再者比較外匯期貨（澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國）估計結果。

g 為共變異數是否存在著波動不對稱， $g > 0$ 顯著為正的時，壞消息衝擊的時候匯率跟外匯期貨的關聯性共變異數會增加，好消息衝擊的時候匯率跟外匯期貨的關聯性共變異數會減少。 $g < 0$ 顯著為負的時，壞消息衝擊的時候匯率跟外匯期貨的關聯性共變異數會減少，好消息衝擊的時候匯率跟外匯期貨的關聯性共變異數會增加。顯著為正的僅有澳大利亞、加拿大2國。顯著為負的僅有波蘭、南非2國。

雙變量 GARCH模型估計，各國GARCH估計結果列於表七，首先比較15國匯率（澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國）估計結果，再者比較外匯期貨（澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國）估計結果。

g 為共變異數是否存在著波動不對稱， $g > 0$ 顯著為正的時，壞消息衝擊的時候匯率跟外匯期貨的關聯性共變異數會增加，好消息衝擊的時候匯率跟外匯期貨的關聯性共變異數會減少。 $g < 0$ 顯著為負的時，壞消息衝擊的時候匯率跟外匯期貨的關聯性共變異數會減少，好消息衝擊的時候匯率跟外匯期貨的關聯性共變異數會增加。顯著為正的有澳大利亞、加拿大、中國、捷克、韓國、紐西蘭、波蘭這7國。顯著為負的僅有日本、以色列、瑞士這3國。

表 6 ADCC-TGARCH 各國匯率估計統計實證結果(2)

	澳大利亞	英國	加拿大	中國	捷克	歐洲	日本	韓國	以色列	墨西哥	紐西蘭	挪威	波蘭	南非	瑞士
θ_1	0.0503 (0.0092)***	0.0312 (0.0049)***	-0.0041 (0.0100)	0.0647 (0.0158)***	-0.0006 (0.0137)	0.0032 (0.0008)***	0.0722 (0.0054)***	0.0496 (0.0165)***	0.0337 (0.0061)***	0.0057 (0.0007)***	0.0177 (0.0047)***	0.04966 (0.0101)***	0.0033 (0.0015)**	0.0292 (0.0061)***	0.1137 (0.0018)***
θ_2	0.1716 (0.0941)*	0.8876 (0.0208)***	0.5551 (0.1989)***	0.3307 (0.0964)***	0.2451 (0.2161)	0.9954 (0.0017)***	0.7007 (0.0216)***	-0.1259 (0.2573)	0.8192 (0.0438)***	0.9940 (0.0008)***	0.9003 (0.0286)***	0.0951 (0.1807)	0.9914 (0.0040)***	0.8174 (0.0527)***	0.8862 (0.0018)***
g	0.0242 (0.0130)*	-0.0058 (0.0040)	0.03459 (0.0151)**	0.0412 (0.0311)	0.0610 (0.0251)	-0.0004 (0.0003)	0.0132 (0.0084)	-0.0218 (0.0278)	-0.0092 (0.0074)	-0.0004 (0.0003)	0.0002 (0.0037)	0.0076 (0.0193)	-0.0040 (0.0016)**	-0.0155 (0.0070)**	0.0017 (0.0034)

註***,**,*分別為 10%,5%,1%顯著水準,()為標準誤

澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士樣本時間區間由 2000.1 - 2013.3

紐西蘭、南非樣本時間區間由 2002.2 - 2013.3

挪威樣本時間區間由 2004.5 - 2013.3 捷克、波蘭樣本時間區間由 2006.3 - 2013.3

以色列樣本時間區間由 2006.6 - 2013.3 中國樣本時間區間由 2006.9 - 2013.3 韓國樣本時間區間由 2006.10 - 2013.3

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

表 7 GARCH 各國外匯期貨估計統計實證結果(2)

	澳大利亞	英國	加拿大	中國	捷克	歐洲	日本	韓國	以色列	墨西哥	紐西蘭	挪威	波蘭	南非	瑞士
θ_1	0.0377 (0.0082)***	0.0311 (0.0049)***	-0.0080 (0.0100)	0.0648 (0.0083)***	-0.0085 (0.0126)	0.0253 (0.0019)***	0.1239 (0.0097)***	-0.0065 (0.0046)	0.0323 (0.0071)***	0.0049 (0.0007)***	0.0077 (0.0056)	0.0451 (0.0097)***	-0.0659 (0.0049)***	0.0255 (0.0058)***	0.0269 (0.0056)***
θ_2	0.1993 (0.0913)**	0.8633 (0.0239)***	0.5707 (0.1602)***	0.3319 (0.0538)***	0.3394 (0.2190)	0.9691 (0.0027)***	0.3207 (0.0501)***	0.9076 (0.0350)***	0.8162 (0.0491)***	0.9949 (0.0008)***	0.8147 (0.0495)***	0.1207 (0.1750)	0.6510 (0.0464)***	0.7853 (0.0592)***	0.7578 (0.0749)***
g	0.0464 (0.0133)***	0.0031 (0.0043)	0.0438 (0.0155)***	0.0466 (0.0151)***	0.0728 (0.0245)***	-0.0003 (0.0014)	-0.0694 (0.0127)***	0.0268 (0.0108)**	-0.0169 (0.0080)**	-0.0003 (0.0002)	0.0270 (0.0083)***	0.0167 (0.0196)	0.0790 (0.0073)***	-0.0021 (0.0082)	-0.0150 (0.0062)**

註***,**,*分別為 10%,5%,1%顯著水準,()為標準誤

澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士樣本時間區間由 2000.1 - 2013.3

紐西蘭、南非樣本時間區間由 2002.2 - 2013.3

挪威樣本時間區間由 2004.5 - 2013.3 捷克、波蘭樣本時間區間由 2006.3 - 2013.3

以色列樣本時間區間由 2006.6 - 2013.3 中國樣本時間區間由 2006.9 - 2013.3 韓國樣本時間區間由 2006.10 - 2013.3

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

第五節 避險比率估計結果

雙變量 ADCC-TGARCH模型估計，各國ADCC-TGARCH估計結果列於表八，首先比較15國匯率（澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國）估計結果，再者比較外匯期貨（澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士、中國、捷克、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭、南非、韓國）估計結果。

π_1 方面為避險比率與前一期關聯性，避險比率越接近1時，代表彼此之間的關聯性越大，前期避險比率變動1%，下一期避險比率變動的百分比。 π_1 方面15國都為顯著結果， π_1 平均數為0.9041，最高的為波蘭0.9746，所以前期避險比率變動1%，波蘭下一期避險比率將變動0.9746。最低的為瑞士，所以前期避險比率變動1%，瑞士下一期避險比率將變動0.6306。僅有澳大利亞、捷克、挪威、瑞士、韓國這5國小於 π_1 平均數，其餘英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、中國、以色列、紐西蘭、波蘭、南非，這10國皆大於平均數，。

π_2 方面為避險比率不對稱性，如果前一期受到壞消息衝擊時避險比率在下一期是否會增加，當顯著為正代表著前一期如果受到壞消息衝擊時，本期避險比率就會增加，當顯著為負代表著前一期如果受到壞消息衝擊時，本期避險比率就會減少， π_2 方面僅有韓國、紐西蘭、瑞士這3國為不顯著，其餘澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、中國、捷克、以色列、挪威、波蘭、南非，這12國皆為顯著。 π_2 平均數為0.0702，最高的為中國0.0332，最低的為澳大利亞-0.0068。

π_3 方面為發生金融危機是否會影響到避險比率的變化，本文的 c_t 為網路泡沫、金融危機、歐債危機。當正顯著時表示金融危機會使國家避險比率增加，負顯

著時表示金融危機會使國家避險比率減少。 π_3 方面僅有英國、加拿大、捷克、韓國、南非、瑞士這6國為顯著，其餘澳大利亞、歐洲、日本、墨西哥、中國、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭，這9國為不顯著。顯著為正的為加拿大、捷克、韓國、瑞士，代表金融危機發生時這4國避險比率為增加，顯著為負的為英國、韓國代表金融危機發生時這2國避險比率為減少。其餘國家並沒有顯著差異。

π_4 方面為到期日效應，解釋越接近到期日，是否會不會使得投資人的避險比率有所改變，顯著的僅有捷克、歐洲、墨西哥這3國，其餘國家並沒有顯著差異。

再用雙變量 GARCH模型估計，各國GARCH估計結果列於表八，估計結果。

π_1 方面為避險比率與前一期關聯性，避險比率越接近1時，代表彼此之間的關聯性越大，前期避險比率變動1%，下一期避險比率變動的百分比。 π_1 方面15國都為顯著結果， π_1 平均數為0.9210，最高的為墨西哥0.9643，所以前期避險比率變動1%，波蘭下一期避險比率將變動0.9643。最低的為挪威，所以前期避險比率變動1%，瑞士下一期避險比率將變動0.8344。僅有澳大利亞、捷克、日本、挪威、波蘭、南非這6國小於 π_1 平均數，其餘英國、加拿大、歐洲、墨西哥、中國、以色列、紐西蘭、瑞士、韓國，這9國皆大於平均數。

π_2 方面為避險比率不對稱性，如果前一期受到壞消息衝擊時避險比率在下一期是否會增加，當顯著為正代表著前一期如果受到壞消息衝擊時，本期避險比率就會增加，當顯著為負代表著前一期如果受到壞消息衝擊時，本期避險比率就會減少， π_2 方面有澳大利亞、英國、歐洲、日本、以色列、墨西哥、瑞士這7國為不顯著，其餘加拿大、中國、捷克、挪威、韓國、紐西蘭、波蘭、南非，

這8國皆為顯著。 π_2 平均數為0.0005，最高的為中國0.0281，最低的為歐洲-0.0023。

π_3 方面為發生金融危機是否會影響到避險比率的變化，本文的 c_t 為網路泡沫、金融危機、歐債危機。當正顯著時表示金融危機會使國家避險比率增加，負顯著時表示金融危機會使國家避險比率減少。 π_3 方面僅有英國、捷克、歐洲、日本、韓國、南非這6國為顯著，其餘澳大利亞、加拿大、墨西哥、瑞士、中國、以色列、紐西蘭、挪威、波蘭，這9國為不顯著。顯著為正的為捷克、韓國、歐洲，代表金融危機發生時這3國避險比率為增加，顯著為負的為英國、日本、南非代表金融危機發生時這3國避險比率為減少。其餘國家並沒有顯著差異。

π_4 方面為到期日效應，解釋越接近到期日，是否會不會使得投資人的避險比率有所改變，顯著的僅有捷克這國，其餘國家並沒有顯著差異。

表 8 ADCC-TGARCH 各國匯率估計統計實證結果(3)

	澳大利亞	英國	加拿大	中國	捷克	歐洲	日本	韓國	以色列	墨西哥	紐西蘭	挪威	波蘭	南非	瑞士
C_1	0.1226 (0.0074)***	0.0582 (0.0049)***	0.0354 (0.0045)***	0.0427 (0.0100)***	0.0902 (0.0095)***	0.0228 (0.0037)***	0.0493 (0.0053)***	0.0556 (0.0072)***	0.0511 (0.0062)***	0.0358 (0.0043)***	0.0620 (0.0062)***	0.1226 (0.0090)***	0.0140 (0.0036)***	0.0818 (0.0074)***	-0.0021 (0.0009)**
π_1	0.8583 (0.0088)***	0.9313 (0.0061)***	0.9561 (0.0050)***	0.9370 (0.0087)***	0.8831 (0.0108)***	0.9719 (0.0041)***	0.9398 (0.0056)***	0.8977 (0.0107)***	0.9467 (0.0073)***	0.9526 (0.0051)***	0.9310 (0.0068)***	0.8387 (0.0113)***	0.9746 (0.0055)***	0.9120 (0.0075)***	0.6306 (0.0131)***
π_2	-0.0068 (0.0014)***	-0.0066 (0.0008)***	0.0046 (0.0009)***	0.0332 (0.0057)***	0.0165 (0.0022)***	0.0048 (0.0005)***	0.0154 (0.0008)***	0.0038 (0.0032)	-0.0191 (0.0021)***	0.0075 (0.0019)***	0.0009 (0.0010)	0.0057 (0.0020)***	0.0035 (0.0012)***	0.0072 (0.0012)***	-0.0004 (0.0011)
π_3	-0.0011 (0.0014)	-0.0017 (0.0008)**	0.0015 (0.0009)*	-0.0071 (0.0064)	0.0051 (0.0023)**	0.0005 (0.0009)	-0.0013 (0.0009)	0.0111 (0.0038)***	0.0011 (0.0023)	0.0011 (0.0018)	-0.0010 (0.0010)	0.0024 (0.0020)	-0.0002 (0.0013)	-0.0025 (0.0012)**	0.1821 (0.1694)***
π_4	-0.0012 (0.0015)	-0.0008 (0.0008)	0.0007 (0.0009)	-0.0093 (0.0059)	0.0046 (0.0022)**	0.0010 (0.0005)***	-0.0008 (0.0011)	0.0032 (0.0033)	-0.0003 (0.0030)	-0.0046 (0.0019)**	0.0004 (0.0016)	0.0024 (0.0021)	0.0005 (0.0013)	-0.0003 (0.0013)	0.0001 (0.0011)

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

澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士樣本時間區間由 2000.1 - 2013.3

紐西蘭、南非樣本時間區間由 2002.2 - 2013.3

挪威樣本時間區間由 2004.5 - 2013.3 捷克、波蘭樣本時間區間由 2006.3 - 2013.3

以色列樣本時間區間由 2006.6 - 2013.3 中國樣本時間區間由 2006.9 - 2013.3 韓國樣本時間區間由 2006.10 - 2013.3

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

表 9 GARCH 各國匯率估計統計實證結果

	澳大利亞	英國	加拿大	中國	捷克	歐洲	日本	韓國	以色列	墨西哥	紐西蘭	挪威	波蘭	南非	瑞士
C_1	0.1137 (0.0073)***	0.0584 (0.0051)***	0.0365 (0.0045)***	0.0442 (0.0097)***	0.0923 (0.0096)***	0.0384 (0.0048)***	0.0980 (0.0071)***	0.0327 (0.0057)***	0.0412 (0.0061)***	0.0273 (0.0037)***	0.0638 (0.0063)***	0.1276 (0.0091)***	0.0447 (0.0063)***	0.0760 (0.0071)***	0.0419 (0.0047)***
π_1	0.8634 (0.0086)***	0.9270 (0.0064)***	0.9556 (0.0050)***	0.9371 (0.0086)***	0.8810 (0.0109)***	0.9552 (0.0050)***	0.8965 (0.0075)***	0.9380 (0.0084)***	0.9473 (0.0076)***	0.9643 (0.0045)***	0.9282 (0.0069)***	0.8344 (0.0114)***	0.9121 (0.0093)***	0.9201 (0.0072)***	0.9546 (0.0051)***
π_2	0.0021 (0.0013)	-0.0003 (0.0008)	0.0037 (0.0008)***	0.0281 (0.0055)***	0.0154 (0.0021)***	-0.0023 (0.0022)	0.0004 (0.0009)	0.0044 (0.0024)**	-0.0022 (0.0019)	0.0006 (0.0017)	0.0021 (0.0010)**	0.0041 (0.0020)**	0.0169 (0.0023)***	0.0029 (0.0012)**	-0.0004 (0.0007)
π_3	-0.0012 (0.0013)	-0.0014 (0.0008)**	0.0011 (0.0008)	-0.0065 (0.0062)	0.0056 (0.0023)**	0.0054 (0.0023)**	-0.0029 (0.0009)***	0.0062 (0.0029)**	0.0020 (0.0021)	0.0019 (0.0017)	-0.0008 (0.0010)	0.0012 (0.0020)	0.0007 (0.0025)	-0.0029 (0.0011)**	-0.0004 (0.0007)
π_4	-0.0010 (0.0015)	-0.0008 (0.0008)	0.0007 (0.0009)	-0.0090 (0.0057)	0.0045 (0.0022)**	0.0010 (0.0023)	-0.0006 (0.0012)	0.0028 (0.0025)	-0.0003 (0.0028)	0.0014 (0.0024)	0.0023 (0.0017)	0.0026 (0.0021)	0.0015 (0.0024)	0.0012 (0.0012)	0.0008 (0.0007)

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

澳大利亞、英國、加拿大、歐洲、日本、墨西哥、瑞士樣本時間區間由 2000.1 - 2013.3

紐西蘭、南非樣本時間區間由 2002.2 - 2013.3

挪威樣本時間區間由 2004.5 - 2013.3 捷克、波蘭樣本時間區間由 2006.3 - 2013.3

以色列樣本時間區間由 2006.6 - 2013.3 中國樣本時間區間由 2006.9 - 2013.3 韓國樣本時間區間由 2006.10 - 2013.3

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

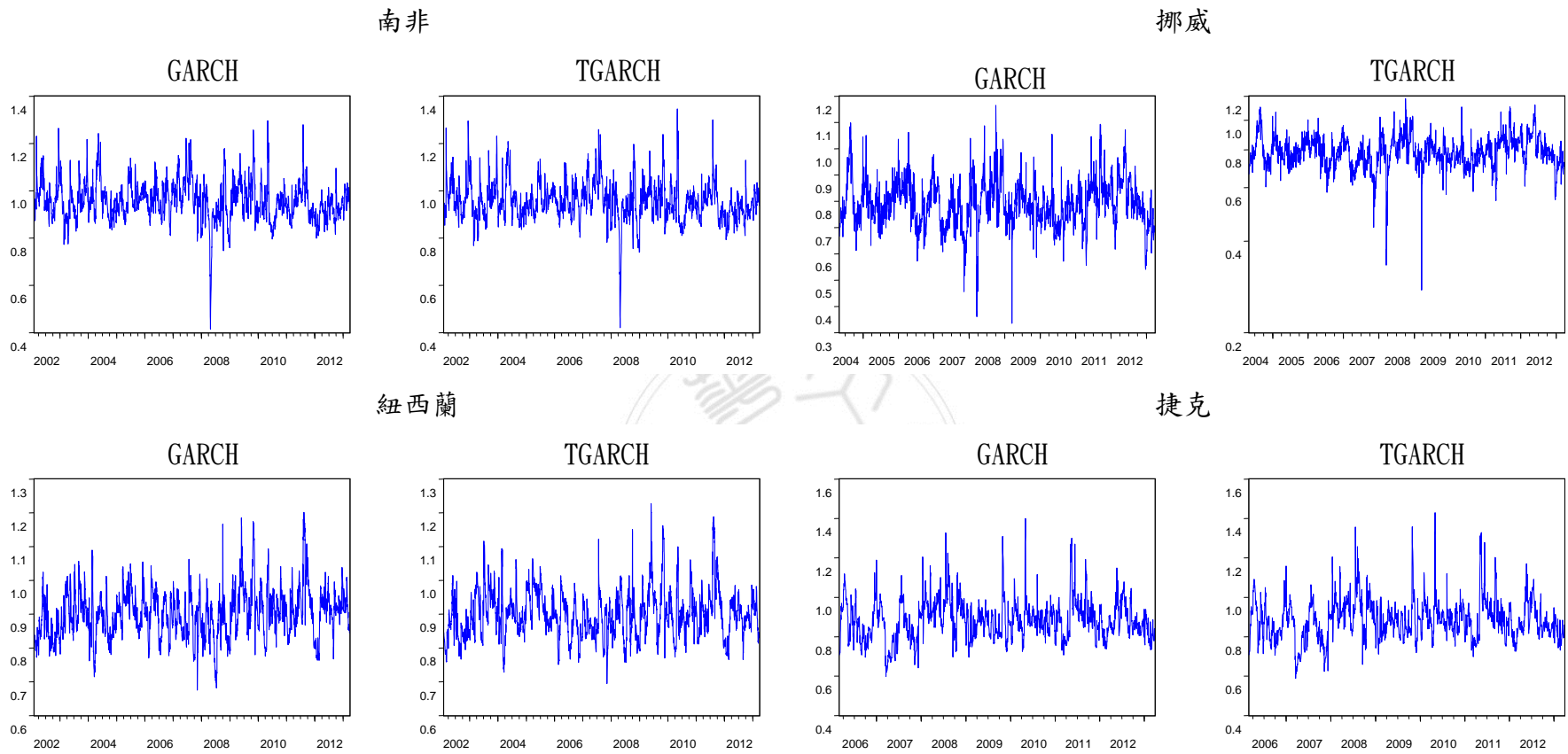
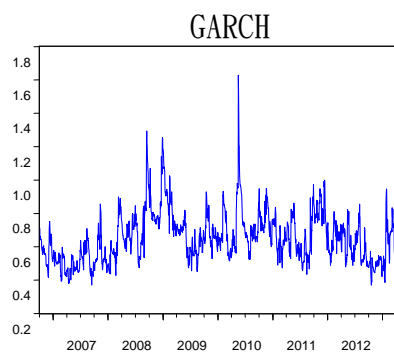
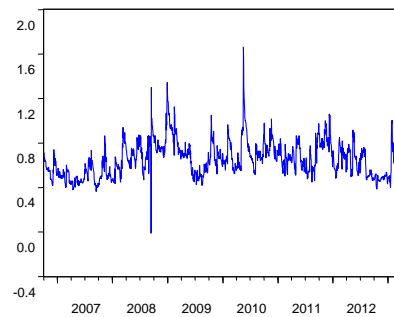


圖7 各國GARCH & ADCC-TGARCH避險比率(1)

韓國

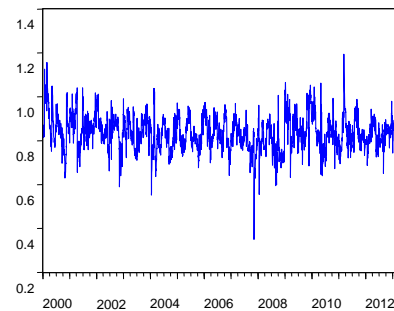


TGARCH

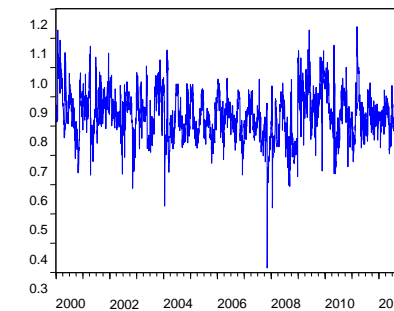


澳大利亞

GARCH

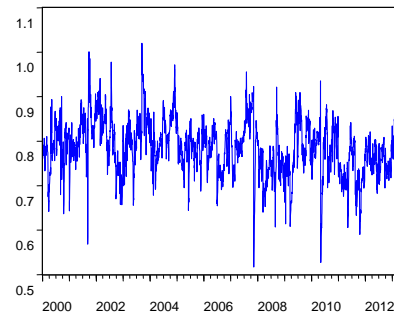


TGARCH

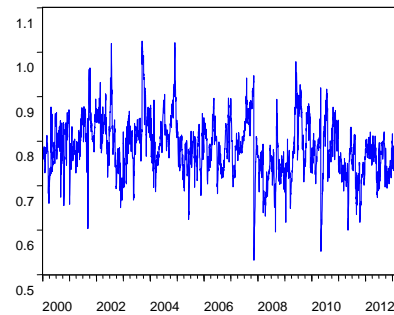


英國

GARCH

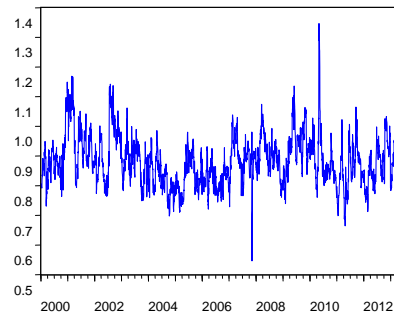


TGARCH



加拿大

GARCH



TGARCH

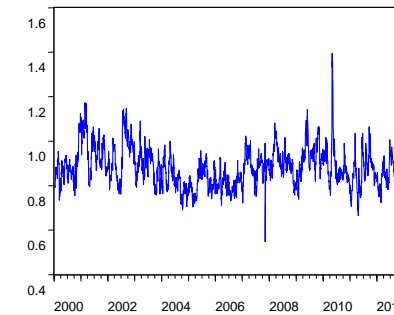
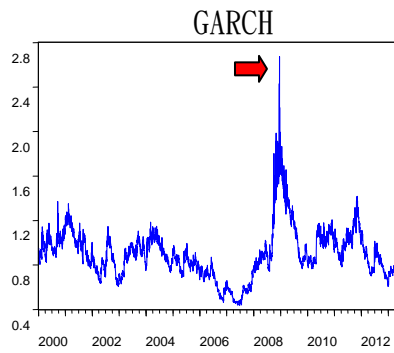
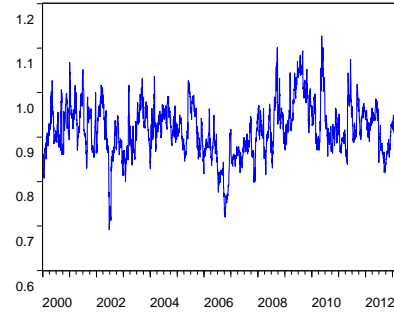


圖8 各國GARCH & ADCC-TGARCH避險比率(2)

歐洲

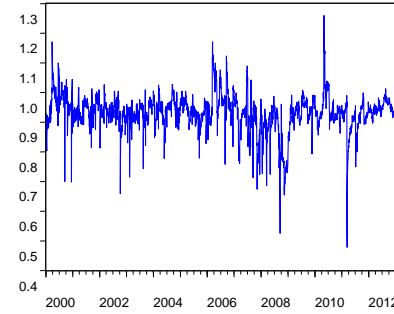


TGARCH

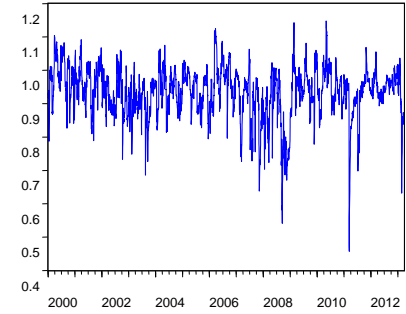


日本

GARCH

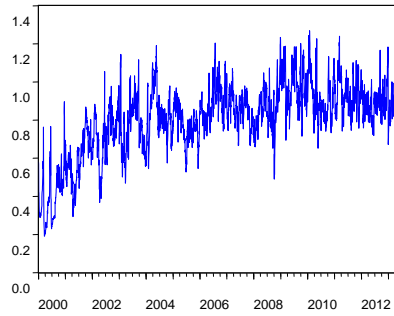


TGARCH

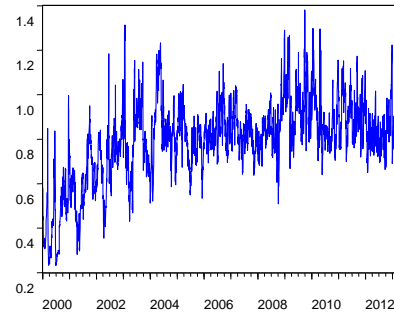


墨西哥

GARCH

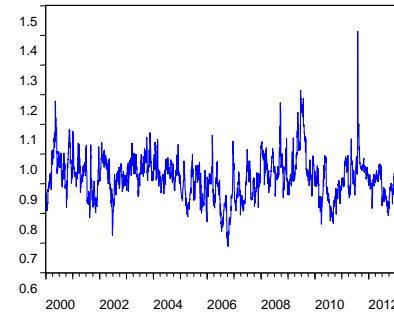


TGARCH



瑞士

GARCH



TGARCH

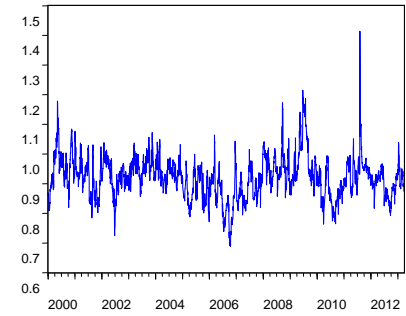
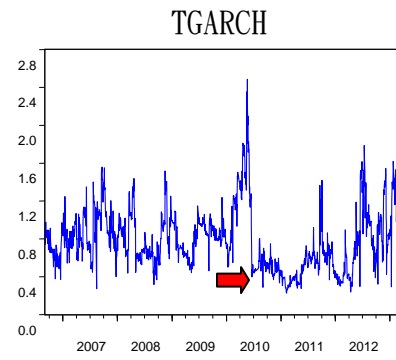
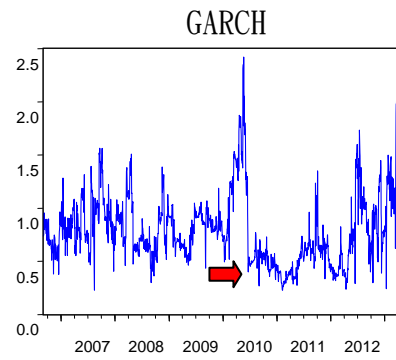
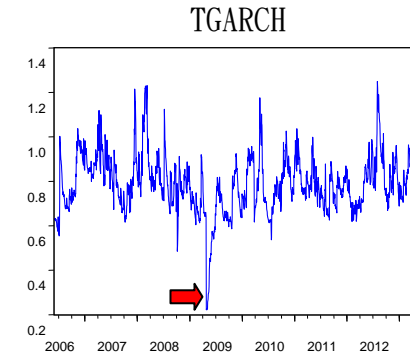
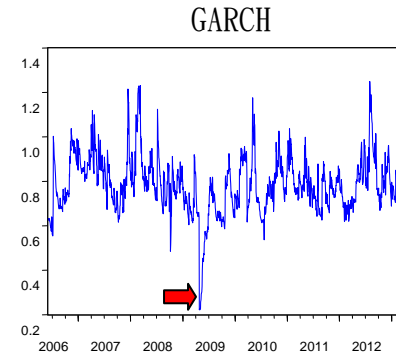


圖9 各國GARCH & ADCC-TGARCH避險比率(3)

中國



以色列



波蘭

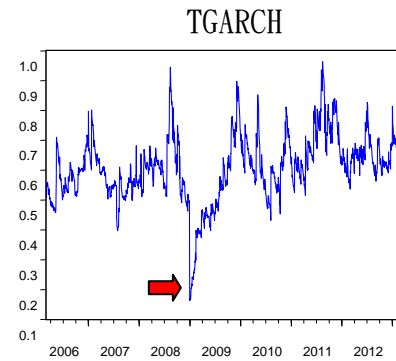
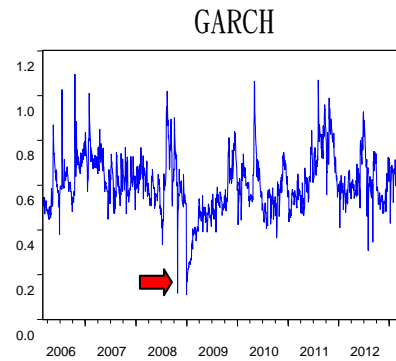


圖10 各國GARCH & ADCC-TGARCH避險比率(4)

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，來實證各國匯率與外匯期貨是否會隨著時間變動互相影響，並在模型中加入落後期數為調整項捕捉不對稱的現象，在來進一步來探討避險比率與前一期關聯性與避險比率不對稱性。本文在探討匯率與外匯期貨中也加入了網路泡沫、金融海嘯及歐債危機三個金融危機點不對稱的變化，並進而探討發生金融危機是否會影響到避險比率的變化，然而在加入到期日，探討是否越接近到期日，會不會使得投資人的避險比率有所改變。

一、各國匯率與外匯期貨避險比率與前一期關聯性估計結果

使用雙變量 ADCC-TGARCH模型估計時僅有澳大利亞、捷克、挪威、瑞士、韓國這5國小於前一期關聯性，使用雙變量 GARCH模型估計時僅有澳大利亞、捷克、挪威、波蘭、南非這6國小於前一期關聯性，其餘都是跟前一期關聯性相當密切。

二、各國匯率與外匯期貨避險比率不對稱性估計結果

使用雙變量 ADCC-TGARCH模型估計時僅有韓國、紐西蘭、瑞士這3國受到壞消息衝擊時，避險比率並沒有增加，使用雙變量 GARCH模型估計時有澳大利亞、英國、歐洲、日本、以色列、墨西哥、瑞士這7國受到壞消息衝擊時，避險比率並沒有增加，所以發現使用雙變量 GARCH模型估計時，結果並沒有ADCC-TGARCH模型來的好，ADCC-TGARCH 顯著居多。

三、各國匯率與外匯期貨金融危機是否會影響避險比率變化估計結果

使用二種不同模型估計，僅有英國、捷克、韓國、南非這4國為正顯著金融危機會影響到避險比率的變化。然而顯著為負的為英國、日本、南非代表金融危機發生時這3國避險比率將為減少。

四、各國匯率與外匯期貨到期日效應估計結果

發現使用二種不同模型估計，僅有捷克、歐洲、墨西哥這3國，其餘國家並沒有顯著差異。結果顯示說到期日效應對各國匯率與外匯期貨來說，影響並沒有很大。

第二節 建議

- 一、本研究資料透過Datastream資料庫，將現在有外匯期貨且資料較長且完整的國家作為研究，以後可以再新增些新擁有外匯期貨與時間較完整的國家，也可以在其他資料庫搜尋更多可用的國家將資料納入做更深入的探討。
- 二、本文加入了相關性、不對稱性、金融危機與到期日來探討避險比率是否受到這些因素的影響，因為本文只使用了四樣變數，建議可以再增加些可能會影響避險比率的變數，如未平倉量、成交量、基差等變數，來研究是否也會影響避險比率的變動，將會使的投資人有更準確的資料可以參考。

參考文獻

國外文獻

1. Brooks ,C.& Chong, J. (2001). The Cross-Currency Hedging Performance of Implied Versus Statistical Forecasting Model , The Journal of Futures Markets, 2001,Vol. 21,No.11 pp.1043-1069 °
2. Cotter, J., and Hanly, J. (2006). Reevaluating hedging performance. Journal of Futures Markets, 26, 677-702.
3. Engle, R., and Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
4. Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
5. Hsiang-Tai, L., and Yoder, J. K. (2007). A bivariate Markov regime switching GARCH approach to estimate time varying minimum variance hedge ratios. *Applied Economics*, 39, 1253-1265.
6. Kroner, K. F., and Sultan, J. (1993). Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 535-551.
7. Ku, Y.-H. H. (2008). Student-t Distribution Based VAR-MGARCH: An Application of the DCC Model on International Portfolio Risk Management. *Applied Economics*, 40(13-15), 1685-1697.
8. Lien, D. (2005). A note on the superiority of the OLS hedge ratio. *Journal of Futures Markets*, 25(11), 1121-1126.
9. Lien, D., and Li, Y. (2006). Spot-futures spread, time-varying correlation, and hedging with currency futures. *Journal of Futures Markets*, 26(10), 1019-1038.
10. Lien, D., and Shrestha, K. (2008). Hedging effectiveness comparisons: A note. *International Review of Economics and Finance*, 17, 391-396.
11. Mili, M., and Abid, F. (2004). Optimal Hedge Ratios Estimates: Static vs Dynamic Hedging. *Finance India*, 18(SPECIAL ISSUE), 655-670.
12. Rose, A.K. (1994), "Exchange Rate Volatility, Monetary Policy, and Capital Mobility : Empirical Evidence on the Holy Trinity", Working Paper No.4630,National Bureau of Economic Research, Cambridge °

13. Tse, Y.K and Tung, S.H. (1992). Forecasting Volatility In The Singapore Stock Market , Asia Pacific Journal of Management , Vol 9,No1:1-13.
14. Working, H. (1962), “New Concepts Concerning Futures Markets and Prices”, American Economic Review, Vol. 52, 431-459.
15. Yuan-Hung Hsu, K., Ho-Chyuan, C., and Kuang-Hua, C. (2007). On the application of the dynamic conditional correlation model in estimating optimal time-varying hedge ratios. Applied Economics Letters, 14, 503-509.



國內文獻

1. 林楚雄、謝美華、廖哲宏(2005)，“外匯期貨最適避險比率之估計:EWMA 法”，高雄第一科技大學財務管理系。
2. 蘇恩德、高賢明、蕭惠方、李勝榮(2008)，“遠期合約規避美元匯率風險之避險績效評估”，高雄第一科技大學風險管理與保險系。
3. 張晏誠(2011)，“金融資產對黃金期貨報酬與風險傳遞效果之研究”，明道大學財務金融學系。

