

南華大學

財務管理研究所碩士論文

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

系統風險不對稱：國際股市證據

Systematic risk asymmetry: Evidence from international stock markets

指導教授：廖永熙 博士

ADVISOR : PH.D. YUNG-SHI LIAU

研究生：連啟智

GRADUATE STUDENT : CHI-CHIH LIAN

中華民國 九十九年五月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

系統風險不對稱：國際股市證據

Systematic risk asymmetry:

Evidence from international stock markets

研究生： 車 階 智

經考試合格特此證明

口試委員： _____

廖 永 熙

吳 依 正

羅 進 水

指導教授： 廖 永 熙

系主任(所長)： 張 瑞 真

口試日期：中華民國 九十九 年 五 月 廿一 日

準碩士推薦函

本校財務管理研究所研究生 連啟智 君在本校 碩士班 修業 二 年，已經完成本所碩士班規定之修業課程及論文研究之訓練。

1. 在修業課程方面：連啟智 君已修滿 36 學分，其中必修科目：財務管理專題研討、投資決策理論與分析、金融市場與機構等科目，成績及格（請查閱碩士班歷年成績）。

2. 在論文研究方面：連啟智 君在學期間已完成下列論文：

(1) 碩士論文：系統風險不對稱：國際股市證據

(2) 另有發表論文：

廖永熙、連啟智 (2010)，「系統風險不對稱：國際股市證據」，2010 行為財務學暨新興市場研討會，99 年 1 月 9 日，台北：世新大學。

本人認為 連啟智 君已完成南華大學財務管理研究所之碩士養成教育，符合訓練水準，並具備本校碩士學位考試之申請資格，特向碩士資格審查小組推薦其初稿，

名稱：系統風險不對稱：國際股市證據，以參加碩士論文口試。

指導教授：廖永熙 簽章

中華民國 99 年 04 月 21 日

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九十九學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：系統風險不對稱：國際股市證據

研究生：連啟智

指導教授：廖永熙 博士

論文摘要內容：

本文使用 DCC-TGARCH 模型探討國際股市(六個成熟市場及七個亞洲新興市場)系統風險不對稱的現象，即負面消息衝擊時產生之系統性波動大於正面消息之衝擊。研究時間由 2005 年 1 月 3 日至 2009 年 12 月 31 日，並比較新世紀金融公司倒閉系統風險不對稱。研究結果發現：

- 一、國際股市總風險皆有不對稱的現象。
- 二、國際股市系統風險方面，未考慮金融海嘯模型前不對稱估計結果僅有日本未顯著為正，台灣負的顯著外其餘皆有系統風險不對稱情形；在考慮金融海嘯模型後，僅有法國存在系統風險不對稱。
- 三、金融海嘯下，系統風險的不對稱性，並沒有顯著性的改變。
- 四、成交量影響系統風險方面，本文將成交量加入系統風險估計，在未考慮金融海嘯模型時，結果發現英國、德國、加拿大、法國、印度皆顯著為正，表示這些國家成交量對於系統風險為正向顯著性影響；而在考慮金融海嘯模型後，僅有菲律賓系統風險深受成交量影響。

關鍵字：金融海嘯、系統風險、不對稱、DCC-TGARCH

Title of Thesis : Systematic risk asymmetry: Evidence from international stock markets

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

Graduate date : April 2010

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Chi-Chih Lian

Advisor : Ph.D. Yung-Shi Liau

Abstract

This paper studies the asymmetric systemic risk of international stock markets (Developed market and seven Asian emerging markets) by using the DCC-TGARCH model, i.e., negative return shocks exert a stronger influence on increasing the future systematic risk compared to positive return shocks. Using New Century Finance companies collapsed as cut-off point, this study compares asymmetric beta change before and after the financial crisis and starts from 2005 to 2009.

The result indicates :

1. International stock markets total risk are all asymmetric.
2. Pre-testing the asymmetric estimate of financial tsunami model, there is only one country is not positive significant and except Taiwan is negative significant, others are asymmetric in system risk. Participate with financial crisis model, only France is in the asymmetric in system risk situation.
3. We could not explain the financial crisis would be affected on system risk.
4. The effect of Trading Volume in System risk. This research employ the trading volume into the system risk to estimate. Before using the financial tsunami model yet, we find England, Germany, Canada, France, and Egypt are positive significant, which means that these countries of system risk are suffer from the trading volume deeply. After participating the financial tsunami model, there is only one country affect on the trading volume, is Philippines.

Keywords : Financial turmoil, Systemic risk, Asymmetric, DCC-TGARCH

目 錄

準碩士推薦函.....	i
論文口試委員審定書.....	ii
版權宣告.....	iii
中文摘要.....	iv
英文摘要.....	v
目 錄.....	vi
表 目 錄.....	vii
圖 目 錄.....	viii
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 總風險相關文獻.....	7
第二節 系統風險相關文獻.....	9
第三節 金融危機相關文獻.....	11
第三章 研究方法.....	13
第一節 資料來源.....	13
第二節 研究方法及模型介紹.....	14
第四章 實證結果.....	17
第一節 基本統計量.....	17
第二節 DCC-TGARCH 估計結果.....	28
第三節 動態系統風險估計結果.....	36
第五章 結論與建議.....	49
第一節 結論.....	49
第二節 建議與後續研究.....	50
參考文獻.....	51

表目錄

表 1	本全期間基本統計量.....	21
表 2	融海嘯發生前基本統計量.....	22
表 3	融海嘯發生後基本統計量.....	23
表 4	量基本統計量.....	24
表 5	DCC-TGARCH 模型估計結果(未考慮金融海嘯).....	30
表 6	Ljung-boxQ 統計量(未考慮金融海嘯).....	31
表 7	DCC-TGARCH 模型估計結果(考慮金融海嘯).....	34
表 8	Ljung-boxQ 統計量(考慮金融海嘯).....	35
表 9	態系統風險估計(未考慮金融海嘯).....	39
表 10	動態系統風險基本統計量(未考慮金融海嘯).....	40
表 11	雷曼兄弟倒閉日系統風險值對照表.....	42
表 12	動態系統風險估計(考慮金融海嘯).....	46
表 13	動態系統風險基本統計量(考慮金融海嘯).....	47

圖目錄

圖 1 研究架構圖.....	5
圖 2 英國、美國、德國、日本報酬率走勢圖.....	25
圖 3 加拿大、法國、香港、印度報酬率走勢圖.....	26
圖 4 韓國、菲律賓、新加坡、台灣、泰國報酬率走勢圖.....	27
圖 5 各國系統風險走勢圖(未考慮金融海嘯模型).....	41
圖 6 各國系統風險走勢圖(考慮金融海嘯模型).....	48

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

原由為聯準會(Federal Reserve System, FED)自2003至2004年以來連續17次升息，使得聯邦基準利率升至5.25%，借貸成本大幅攀高，違約率也就同步攀升，而次級房貸違約率攀升的幅度明顯高於一般房貸的幅度，2005年及2006年銀行開始大量承做的次級房貸，房貸戶在2-3年之後開始改採浮動利率與開始攤還本金時開始出現無法償付的狀況。

2007年的美國次級房貸風暴，引發投資人風險趨避心理，影響全球股市表現，當次級房貸出現拖欠和壞帳增加，後續吹起的衍生金融商品泡沫化，加上被美國次級房貸的影響，產生金融海嘯的情況。美國次級房貸本身就是一種系統性風險，無法預期會不會發生，也難以透過投資組合分散風險的方式來完全降低此種風險，金融海嘯的消息出來系統風險會隨之增加，而投資人便會規避，因和市場上的行情只要系統風險越大金融海嘯消息出現反應程度會更劇烈，因此出現更高的系統風險。

在Black (1976)最早提出當期股票報酬與下一期股票報酬波動呈現負相關現象後，許多學者開始以股價指數做為研究對象，研究股票市場是否有存在著波動不對稱情形，其包括Schwert (1990)、Koutmos和Saidi (1995)、Duffee (1995)、林楚雄 (2005)等，研究各國股市股價報酬，皆也發現股市的存不對稱現象，但也因為個別股市結構不同影響到不對稱程度也不同。

最早從1987美國發生黑色星期一事件後續1997年亞洲金融風暴、2000年網路泡沫化、以及最近金融海嘯事件，而近年來也有相當多學者探討金融風暴事件不對稱現象，如Yang和You (2003)探討金融風暴前後亞洲股票報酬波動不對稱現象，楊踐為(2005) 研究指出亞洲七個國家與地區在經歷金融危機後，匯率的不對稱程度受到政府政策干預有所不同。

系統風險在研究也相當的廣泛，如Braun et al. (1995)首先發現系統風險不對稱性，後續Koutmos和Knif (2002a)、Koutmos和Knif (2002b)也研究顯示出系統風險不對稱，系統風險並非每天皆固定，故一般OLS估出來的系統風險無法看出每天系統風險變化，而Koutmos和Knif (2002a)先使用CCC-GARCH模型來估計系統風險，但因此模型將相關係數所固定，而因每天會有不同相關係數，所以Koutmos和Knif (2002b)即使用DCC-GARCH模型來研究，因此估計出之系統風險也較正確，也明確了解每天系統風險變化，Ku et al. (2007)使用DCC-GARCH模型、固定相關係數一般化自我迴歸條件異質變異數模型(CCC-GARCH)、最小平方迴歸分析(OLS)和誤差修正模型(ECM)比較，發現DCC-GARCH模型相較於其他模型有較佳的避險表現，也發現DCC-GARCH模型更容易來補捉系統風險波動現象。

因此金融相關研究都有發現金融資產之報酬率存在波動性不對稱的現象，此不對稱的現象主要反映投資人對負面消息比正面消息產生較強烈的反應，而正面消息代表市場上前期報酬為正；而負面消息代表前期報酬為負。在於投資人遭重大的財務損失後風險趨避程度增加，負面消息的產生的衝擊變的更嚴重，而次級房貸發生地在美国，而在美國慢慢開始延伸的金融海嘯，我們將探討在金融海嘯下，國際股市的系統風險。

第二節 研究目的

本研究使用 DCC T-GARCH 模型所以我們要去實證全球指數和國際股市是否有不對稱的情形。本文研究可提供投資人在選擇國際股市時的依據，除了解金融海嘯前後各國股市的表現，並進一步選擇自己認為較適合的投資組合。

1. 國際股市的總風險是否存在不對稱的現象
2. 國際股市的系統風險是否存在不對稱的現象
3. 金融海嘯下系統風險的不對稱是否有所改變
4. 成交量對於系統風險影響是否為正向影響

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，蒐集並整理國內外學者對系統風險及金融危機影響因素的研究，

其中區分為總風險相關文獻、系統風險相關文獻及金融危機相關文獻。

第三章為研究資料、研究方法、研究模型及變數說明，並將模型分為受金融海嘯影響

與未受金融海嘯影響模型，且在動態系統風險估計時加入成交量來估計。

第四章為實證結果探討基本統計量、成交量基本統計量、考慮金融海嘯與未考慮金融

海嘯之總風險估計，考慮金融海嘯與未考慮金融海嘯系統風險研究。

第五章為結論與建議。

本文研究架構圖如圖 1

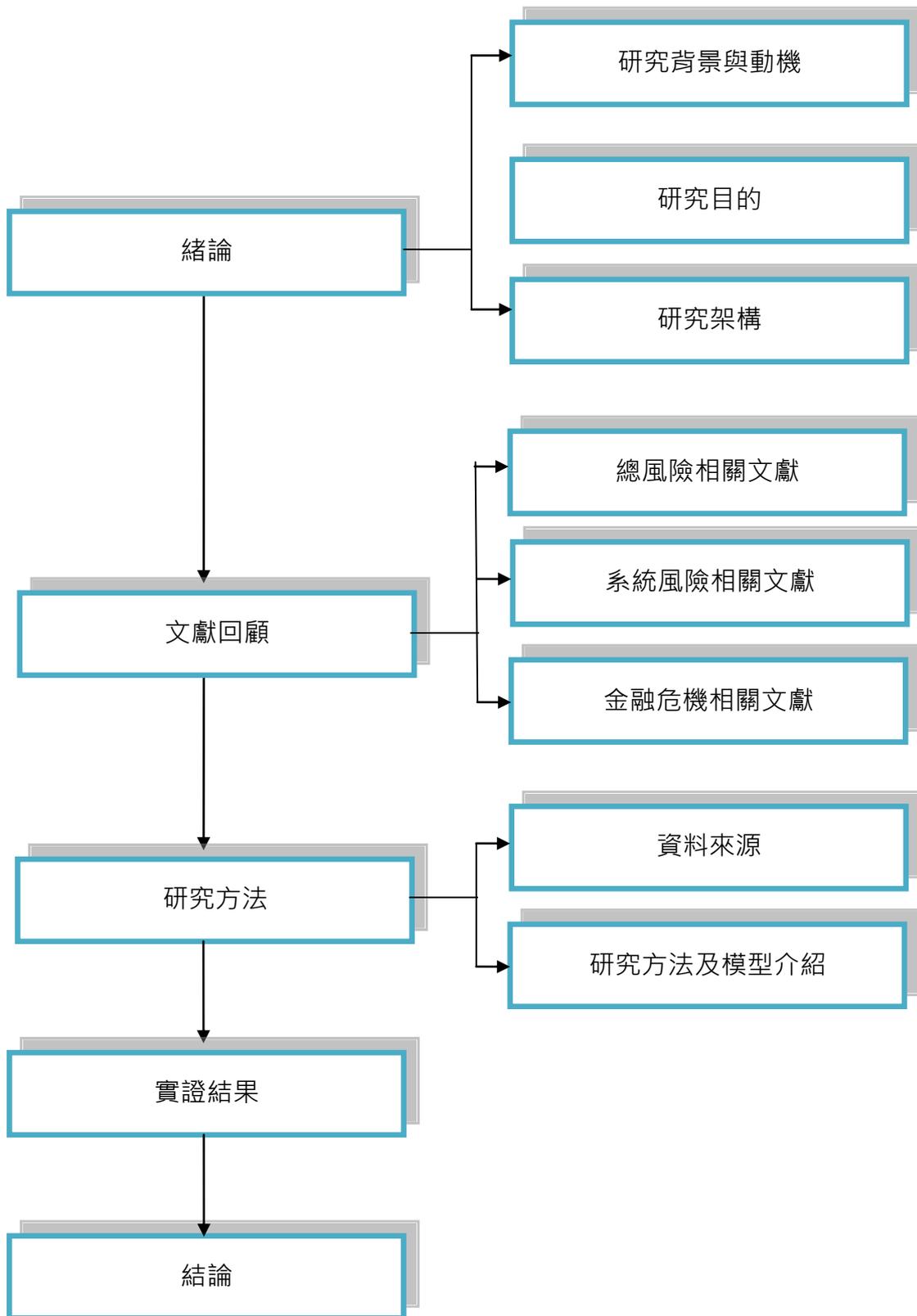


圖 1 研究架構圖

第二章 文獻回顧

有關風險的研究大致上可以分為系統風險和非系統風險的研究，系統風險主要是來自基本經濟或政治因素的影響，如貨幣與財政政策對國民生產毛額(GNP)的衝擊、通膨的現象、政治等因素。由於幾乎所有金融資產均會受到此類因素的影響，因此即使透過多角化的投資，也很難將此類風險分散。反之，如公司產品、罷工、財務狀況、營運管理等獨特的風險，稱為非系統風險，可用分散投資的方式來規避風險。本文將國際股市為研究樣本並探討金融海嘯下系統風險的不對稱，簡而言之，本研究將探討負面消息是否影響系統風險的程度高於正面消息之衝擊。

第一節 總風險相關文獻

在於各國股市不對稱研究，在近年來也相當多學者對於此做研究而最早由Black (1976)最早提出當期股票報酬與下一期股票報酬波動呈現負相關現象後，許多學者開始以股價指數做為研究對象，研究股票市場是否有存在著波動不對稱情形，其研究結果會發現各國股票市場皆有存在波動不對稱性的現象，且不對稱的波動被證明在個股股票和市場指數兩者。例如，Schwert (1990)研究指出美國股票市場中負面消息發生時的波動是正面消息發生時的2.5倍。Koutmos和Booth(1995)研究紐約、東京、倫敦股價波動情況，使用開盤價與收盤價日報酬率，以EGARCH模型來檢視不對稱性，並進一步的研究波動性的不對稱效果，研究結果指出各國股市皆有不對稱現象，即負面消息衝擊大於正面消息。林楚雄 (2005)研究台灣個股波動的不對稱性，並檢定槓桿效果假說與當期報酬-波動假說來比較何者較能解釋台股波動的不對稱性，研究結果指出台灣個股波動不對稱普遍不存在，而槓桿效果假說與當期報酬-波動假說均無法充分解釋台灣個股存在波動不對稱性的現象，其主要原因為台灣市場結構性的差異進而影響波動不對稱性的行為。吳太郎(2004)研究台灣股價指數報酬率波動不對稱性，使用EGARCH模型來研究股價指數報酬是否存在波動不對稱性，並將研究區間分為五個多空走勢，來探討多空走勢是否存在波動不對稱，研究結果指出，台灣股價指數報酬存在波動不對性現象。

在於研究公司報酬波動不對性在Koutmos和Saidi (1995)發現槓桿效果可以用來解釋道瓊工業指數30家公司的報酬波動為何會產生不對稱性。然而，Koutmos和Saidi (1995)指出因為研究的樣本為交易較頻繁與流動性較大的公司，故他們認為槓桿效果假說是在較佳的情況下被測試，因此建議使用一個較大的橫斷面樣本觀察槓桿效果是

否能解釋這種現象，隱含財務槓桿對於個股波動不對稱性的解釋能力不夠充分。Duffee (1995)指出Christie (1982)的研究樣本都是大規模的公司，因此Duffee (1995)放寬採樣的公司而以CRSP資料庫的2492家公司為研究對象，使用簡單迴歸分析方法研究發現小公司與下市公司中的報酬與波動呈現強烈的負相關，而這種現象是由於當期報酬與當期波動的正向關係而非槓桿效果所導致。

在於研究總風險不對稱研究方法相當多，但因DCC-GARCH估計出結果為最好所以Ku et al. (2007)使用動態相關係數一般化自我迴歸條件異質變異數模型(DCC-GARCH)研究英國和日本的期貨市場，使用DCC-GARCH模型、固定相關係數一般化自我迴歸條件異質變異數模型(CCC-GARCH)、最小平方迴歸分析(OLS)和誤差修正模型(ECM)比較，發現DCC-GARCH模型相較於其他模型有較佳的避險表現，因為DCC-GARCH模型有動態的相關係數可以掌握更頻繁期貨市場波動。

在於研究總風險不對稱文獻，大致上對於股價指數研究都有出現不對稱現象，且由Black (1976)最早提出後，大家致力於此研究相當多，也可發現無論個別股市或者股市中的公司皆有出現不對稱性的現象，且在於模型方面也慢慢改良，也以致於可以估計出更好的結果。

第二節 系統風險相關文獻

系統風險不對稱性研究最早由Braun et al. (1995)發現系統風險可能存在不對稱性，他們使用雙變量EGARCH模型來研究美國股市不對稱，研究結果指出系統風險具有不對稱性，即正面與負面消息具有不對稱性，且負面消息衝擊比正面消息衝擊更大。Bekaert和Wu (2000)則針對系統風險會著隨時間變動與不對稱提出更強的證據，最主要是考慮了變異數與共變數的不對稱，相關係數也會隨時間變動。此結也使後續學者研究對於相關係數會隨時間變動對於模型進行改良。隨後雖然Koutmos和Knif (2002a)使用CCC-GARCH模型估計隨時間波動的系統風險，研究結果指出芬蘭交易所的系統風險有隨時間的變化以及不對稱，並使用平均平方誤差(MSE)、平均比率誤差(MPE)、平均絕對誤差(MAE)方法證明隨時間變動系統風險有較好解釋能力。但因系統風險中的相關係數，並非每天皆相同，故Koutmos和Knif (2002b)使用動態向量GARCH模型估計時間波動的系統風險，使用日本、德國、英國、日本股票市場中的五個產業投資組合的基礎來衡量，研究結果指出所有投資組合的系統風險呈現出大量時間變化，建議均衡的風險溢酬也會隨時間變化。Marshall et al. (2009)使用DCC-GARCH研究新興市場系統風險，其中過去文獻說明在已開發國家系統風險會隨時間變化，研究結果指出動態相關係數估計出的系統風險有較好的預測結果且發現新興市場國家系統風險也會隨著等間變化而不同。

在於使用CAPM研究系統風險方面Akdeniz et al. (2003)研究美國股市系統風險，並因傳統CAPM無法捕捉動態系統風險，所以使用門檻CAPM來研究，研究結果指出動態系統風險與景氣循環還有相當大的關係，所以納入五個景氣循環變數，包括股價指數、美國國庫券利率、股利率、違約風險溢酬、NYSE利率期間結構。黃柏農等 (2009)

研究台灣股票市場之動態系統風險研究，探討台灣股市是否存在門檻資本資產定價模型(CAPM)，研究結果指出台灣確實存在非線性動態系統風險，其中、無風險利率、生產者物價指數成長率及石油價格變動率是主要影響系統風險呈非線性的主要變數。

在其餘不同方法研究系統風險方面黃一祥等 (2003)使用Fama和French (1992)研究來分析排序前與排序後的系統風險，並以研究台灣股市變化，研究結果指出不論排序前與排序後的系統風險，對台灣股市系統風險的估計皆會受股票報酬期間長短期的影響。Choudhry (2005)研究馬來西亞和台灣企業在亞洲金融風暴後隨時間變動的系統風險，使用移動平均一般化自我迴歸條件異質變異數模型(MA-GARCH)研究結果指出亞洲金融風暴後馬來西亞企業受到的影響比台灣企業受到的影響還大。Woodward和Brooks (2009)以平滑轉換自我迴歸模型(STAR)研究美國三十九個產業投資組合的系統風險是否存在非線性，研究指出只有八個產業具有非線性，且非線性模型估計指出產業的系統風險具有不對稱週期，並會隨著多頭與空頭市場的轉換速度而改變。

在於系統風險研究，大致上研究系統風險模型都是以模型的改良，因為研究系統風險模型最重要的考量是動態相關係數，因文獻中提到相關係數會隨時間變動，故在於方法上相當多，且在文獻中又以DCC-GARCH模型估計結果為最好。

第三節 金融危機相關文獻

在於研究金融危機相關文獻，大部份文獻都偏研究於亞洲金融風暴事件文獻，如張維救(2002)研究亞洲國家括印尼、日本、馬來西亞、菲律賓、韓國、台灣、與泰國等匯率市場與股票市場彼此動態條件相關性，並使用DCC-多變量GARCH模來探討，研究結果指出市場之間有資訊或波動外溢現象，尤其在亞洲金融風暴期間市場發生正相關變化，此外隨著投資種類與市場不同及規避風險重要性提高，如果採用固定相關係數來衡量市場間之相關性與投資組合之風險值計算，會使市場波動激烈變動時導致高估或低估。王凱立和陳美玲(2003)研究亞洲金融風暴發生前後美國與台灣股市，其中因屬性之不同，選取對應之台灣指數包括台灣上市及店頭市場，而美國指數包括道瓊、紐約證交所、S&P500、羅素3000、那斯達克、那斯達克100、費城半導體、美國網路、羅素2000及S&P600，並使用Student-t GJR GARCH-M模型估計，研究結果指出美股對台股存在顯著之報酬傳導，在風暴後明顯提升，影響台股波動來源主因即前期變異與未預期負面消息之衝擊，非來自美股波動的延續，且台股之波動不對稱反應，在風暴後也顯著提高。Yang和You (2003)觀察金融風暴前後亞洲股票報酬波動不對稱現象。他們認為由於投資人在遭受重大財務損失後風險規避程度增加，負面消息所產生的衝擊得更嚴重，故利用指數型一般化自我迴歸條件異質變異數模型(EGARCH)驗證金融風暴後亞洲股票市場波動性更加不對稱之假說，結果發現亞洲股市在金融風暴後皆有增加之趨勢。楊踐為等(2005)研究亞洲七個國家與地區在經歷金融危機後，其匯率不對稱程度與干預程度的互動關係，並使用EGARCH模型來探討波動不對稱程度，研究結果指出亞洲七個國家與地區在經歷金融危機後，匯率的波動率的不對稱程度會有所不同，而匯率的不對稱程度危機前後也會因為政府的匯率干預政策因而改變。馬嘉應(2008)全球金融危機與1997年亞洲金融風暴對台灣影響之比較，並使用金融危機理論(基本面與金融面)與系統性風險外，在加以說明金融危機的特徵，與這次金融危機的源頭-次級房貸，同時結合實證研究將基本面的經濟數據比較分析，以探討

1997年與2008年台灣的失業率與物價指數、經濟成長率、匯率、國內生產毛額、經常帳之差異性，研究結果指出2008年的台灣經濟衰退正如大家心理層面的想像，嚴重的程度高於1997年的台灣經濟。

過去文獻對於金融危機相關文獻，都以亞洲金融風暴為主要的主是，其餘危機在文獻上較少，在亞洲金融風暴中，相當多國家都有發現出金融危機會導致市場中出現重大變化，如會有不對稱性現象等，且文獻中整理也都有發現在於金融危機的發生對於市場影響極大。

綜上所述，金融危機會使得金融市場產生衰退，且當危機發生時負面消息影響到整個市場相較於正面消息產生時波動程度也較大；而文獻中也提到系統風險且有不穩定性，且動態系統風險估計效果優於傳統估計方式，加上系統風險從固定相關係數發展出動態相關係數，使得在系統風險估計上有更多元發展，因此本文將探討由次級房貸引發的金融海嘯影響到國際股市系統風險是否有不對稱。

第三章 研究方法

第一節 資料來源

因美國出現次級房貸延伸出全球之金融海嘯，故本文研究國際股市各國股價系統風險之不對稱。由於 2007 年 5、6 月間開始發生次級房貸危機，又在 2007 年次貸危機爆發時期，2007 年 4 月 3 日新世紀金融公司成為第一家傳出次級房貸危機的華爾街投資銀行。此由導火線開始後續貝爾斯登、雷曼兄弟、美國前十大次級房貸公司紛紛出現問題。我們以新世紀金融公司開始倒閉日開始，前後延伸出 2 年時間為 2005 年 1 月 5 日~2009 年 12 月 31 日為研究時間標的，研究資料個數共 1303 個觀察值。研究國家包括美國、德國、英國、日本、加拿大、法國等成熟國家，在加上新興市場香港、印度、新加坡、台灣、泰國、菲律賓、韓國。所以樣本國家共 13 個市場，並利用這 13 個各別國家股價指數日資料為樣本。世界指數資料取自 MSCI 編製之資料所有資料取自 Datastream 資料庫。本文各別國家指數皆使用報酬率，如公式(1)；在於本文成交量方面本來皆以自對數

$$r_{i,t} = LN(index_{i,t} / index_{i,t-1}) \quad (1)$$

公式中 i 為各別國家， t 代表第幾期， $index_{i,t}$ 為各別國家第 t 期指數。

$$rv_{i,t} = \ln(v_{i,t}) \quad (2)$$

公式中 i 為各別國家成交量， t 代表第幾期， $v_{i,t}$ 為各別國家第 t 期成交量。

第二節 研究方法及模型介紹

Koutmos 和 Knif (2002)所使用的是固定相關係數一般化自我迴歸條件異質變異數模型(CCC-GARCH)的模型，但在估計相關係數中，因每天相關係數皆會變動，故本研究使用動態相關係數門檻一般化自我迴歸條件異質變異數模型(DCC-TGARCH)模型來分析並以 Engle (2002)的動態的相關係數一般化自我迴歸條件異質變異數模型(DCC-GARCH)做參考。

$$r_{i,t} = \alpha_{0i} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1ji} r_{i,t-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{1jm} r_{m,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$r_{m,t} = \alpha_{0m} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2jm} r_{m,t-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{2ji} r_{i,t-j} + \varepsilon_{m,t} \quad (4)$$

公式中 i 和 m 指的是各別國家和全球指數， t 代表第幾期，其中公式(3)和(4)中的 $r_{i,t}$ 表示各別國家股價指數在第 t 期的報酬； $r_{m,t}$ 表示全球指數第 t 期的報酬； k 代表落後期數我們使用 AIC 或 SC 去衡量； $\varepsilon_{i,t}$ 和 $\varepsilon_{m,t}$ 是誤差項。

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{m,t} \end{bmatrix} | \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (5)$$

公式(3)中的 Ω_{t-1} 代表為 $t-1$ 期可用的資訊集合

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{i,t} & h_{im,t} \\ h_{im,t} & h_{m,t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

公式(4)中的 H_t 為條件共變異矩陣

$$\sigma_{i,t}^2 = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_{i,2} \sigma_{i,t-1}^2 + \delta_i S_{i,t-1} \varepsilon_{i,t-1}^2 \quad (7)$$

$$\sigma_{m,t}^2 = \alpha_{m,0} + \alpha_{m,1}\varepsilon_{m,t-1}^2 + \alpha_{m,2}\sigma_{m,t-1}^2 + \delta_m S_{m,t-1}\varepsilon_{m,t-1}^2 \quad (8)$$

$$\sigma_{im,t} = \rho_{im,t}\sigma_{i,t}\sigma_{m,t} \quad (9)$$

公式(7)、(8)、(9)中的 $\sigma_{i,t}^2$ 、 $\sigma_{m,t}^2$ 、 $\sigma_{im,t}$ 為條件異質變異數； $\rho_{im,t}$ 各別市場指數和全球指數的相關係數； $S_{j,t-1}$ 為虛擬變數；當 $\varepsilon_{j,t-1}$ 是負值時 $S_{j,t-1}=1$ 反之為0， $\forall j=i,m$ ，這是為了去捕捉潛在的不對稱，當市場出現正面消息時 $\varepsilon_{j,t-1}$ 的係數 $\alpha_{j,1}$ ，當市場出現負面消息時 $\varepsilon_{j,t-1}$ 的係數等於的 $\alpha_{j,1} + \delta_j$ ， $\forall j=i, m$ 。這是允許不對稱去反應上升或下降的市場動向。

$$\rho_{im,t} = \frac{q_{im,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{mm,t}}} \quad (10)$$

公式(10)中的 $\rho_{im,t}$ 是動態條件相關係數

$$q_{im,t} = \bar{\rho}_{im} + \gamma(z_{i,t-1}z_{m,t-1} - \bar{\rho}_{im}) + \varphi(q_{im,t-1} - \bar{\rho}_{im}) \quad (11)$$

公式(11)中的 $q_{im,t}$ 是指個別國家與全球指數的報酬； $\bar{\rho}_{im}$ 代表固定非條件相關係數； $z_{i,t-1} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}}$ 和 $z_{m,t-1} = \varepsilon_{m,t} / \sqrt{h_{m,t}}$ 是標準化的誤差。此公式是為了去估計動態相關係數。

模型參數修正的估計是隨著時間變化的變異數-共變異數矩陣是用來計算時間變化系統風險的公式。

$$\beta_{i,t} = (h_{im,t} / h_{m,t}) \quad (12)$$

研究時間序列的動態系統風險特性使用迴歸來估計：

$$\beta_{i,t} = c_i + \pi_1 \beta_{i,t-1} + \pi_2 S_{k,t-1} + \pi_3 V_t + v_{i,t} \quad (13)$$

其中 $S_{k,t-1}$ 是一個虛擬變數，當 $\varepsilon_{m,t-1}$ 為負時 $S_{k,t-1} = 1$ 反之為 0。 π_2 如果為正代表 $\beta_{i,t}$ 存在著不對稱，因而在金融海嘯下如果 π_2 的正值大於未衰退前的，就代表不對稱的程度更高。 V_t 為各國家第 t 期成交量。

本文為了要驗證金融海嘯是某影響總風險及系統風險而調整下列公式。

總風險公式調整如下：

$$\sigma_{i,t}^2 = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_{i,2} \sigma_{i,t-1}^2 + \delta_i S_{i,t-1} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \eta_i D \quad (14)$$

$$\sigma_{m,t}^2 = \alpha_{m,0} + \alpha_{m,1} \varepsilon_{m,t-1}^2 + \alpha_{m,2} \sigma_{m,t-1}^2 + \delta_m S_{m,t-1} \varepsilon_{m,t-1}^2 + \eta_m D \quad (15)$$

在條件異質變異數中將加入 D，為新紀金融公司發生日，發生日以前 D 為 0，發後日以後 D 為 1。

動態系統風險估計公式調整如下：

$$\beta_{i,t} = c_i + \pi_1 \beta_{i,t-1} + \pi_2 S_{m,t-1} + \pi_3 S_{m,t-1} D + \pi_4 V_t + v_{i,t} \quad (16)$$

在迴歸估計中加入 D，為新紀金融公司發生日，發生日以前 D 為 0，發後日以後 D 為 1； V_t 為各國家第 t 期成交量。

第四章 實證結果

第一節 基本統計量

一、 樣本全期間基本統計量

表 1 為全期間基本統計量，在平均數方面僅有美國及日本平均數為負，故得知美國及日本的股市在全期間有負報酬；標準差方面由最高的香港 1.8869 至最低美國 1.3671，故得知以風險衡量方面以香港風險最高，最低為美國；偏態方面以偏態係數大於 0 的國家為美國、德國、法國及香港，偏態係數小於 0 國家為英國、日本、加拿大、印度、韓國、菲律賓、新加坡、台灣、泰國，故得知在大部份國家皆為左偏；峰態方面各國股市峰態係數皆大於 3 故得知皆為高峽峰，由最高的泰國 20.2514 至最低的台灣 6.0951；Jarque-Bera 檢定方面 Jarque-Bera 係數皆具 1% 顯著水準表示樣本期間報酬序列皆不符常態分配；單根檢定 PP 及 ADF 方面顯示出所有報酬序皆呈現穩定性的性質 PP 臨界值由-31.52 至-41.72；ADF 臨界值由-17.87 至 38.16；以 OLS 估計之 β 值方面由最高法國 1.0024 至最低的菲律賓 0.2717，並做 Q 檢定檢視是否有自我相關，結果顯示皆有顯著自我相關。

二、 金融海嘯事件發生前基本統計量

表 2 為發生前基本統計量，在平均數方面僅有美國及日本平均數為負，故得知美國及日本的股市在全期間有負報酬；標準差方面由最高的印度 1.3572 至最低美國 0.6309，故得知以風險衡量方面以印度風險最高，最低為美國；偏態方面各國股市偏態係數皆小於 0，故得知在事件發生前皆為左偏；峰態方面各國股市峰態係數皆大於 3，故得知在事件發生前皆為高峽峰，由最高的泰國 61.7409 至最低的韓國 3.7988；Jarque-Bera 檢定方面 Jarque-Bera 係數皆具 1% 顯著水準表示樣本期間報酬序列皆不符常態分配；單根檢定 PP 及 ADF 方面顯示出所有報酬序皆呈現穩定性的性質 PP 臨界值由 -21.41 至 2816；ADF 臨界值由 -21.44 至 28.20；以 OLS 估計之 β 值方面由最高法國 1.0139 至最低的菲律賓 0.3727，並做 Q 檢定檢視是否有自我相關，結果顯示 $Q_i^{(8)}$ 皆無自我相關，但取平均後皆有顯著自我相關。

三、 金融海嘯事件發生後基本統計量

表 3 為發生前基本統計量，在平均數方面平均數為負國家有英國、美國、德國、日本、加拿大、法國平均數為負，故得知成熟市場在事件發生後皆有負報酬；標準差方面由最高的香港 2.4186 至最低泰國 1.6902，故得知以風險衡量方面以香港風險最高，最低為泰國；偏態方面以偏態係數大於 0 的國家為美國、德國、法國及香港，偏態係數小於 0 國家為英國、日本、加拿大、印度、韓國、菲律賓、新加坡、台灣、泰國，故得知在大部份國家皆為左偏；峰態方面各國股市峰態係數皆大於 3 故得知皆為高峽峰，由最高的菲律賓 10.9480 至最低的新加坡 5.7299；Jarque-Bera 檢定方面 Jarque-Bera 係數皆具 1% 顯著水準表示樣本期間報酬序列皆不符常態分配，單根檢定 PP 及 ADF 方面顯示出所有報酬序列皆呈現穩定性的性質 PP 臨界值由 -22.73 至 -31.38；ADF 臨界值由 -13.25 至 28.42；以 OLS 估計之 β 值方面由最高法國 1.006 至最低的菲律賓 0.2596，並做 Q 檢定檢視是否有自我相關，結果顯示皆有顯著自我相關。

綜上所述，在平均數方面，在事件發生後成熟國家明顯受到衝擊比較大，故得知成熟國家股市報酬深受金融海嘯影響；標準差方面，在事件發生後明顯各國標準差皆變大，且標準差變化最大為香港 0.864 至 2.4186，最小為菲律賓 1.2481 至 16874，故得知各國股市風險皆有加大趨勢。

四、 成交量

表 4 為成交量基本統計量，在平均數方面，可以看出成交量最大為香港 10.4007 至最低的德國 4.6947，故得知在市場中以香港成交量為最大，Jarque-Bera 檢定方面 Jarque-Bera 係數皆具 1% 顯著水準表示樣本期間報酬序列皆不符常態分配，單根檢定 PP 及 ADF 方面顯示出所有報酬序皆呈現穩定性的性質。

圖 2 至圖 4 為各國報酬率走勢圖，其中皆在 2008 年 9 月附近呈現幅震盪現象，也是本文觀察區間最大震盪區位，主因為 2008 年 9 月暴發雷曼兄弟事件，因此在金融海嘯影響下報酬率影響最深的。



表 1 基本統計量(全期間)

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	PP	ADF	β	$Q_{i,m}(8)$	$Q_i(8)$	$Q_i^2(8)$
世界指數	0.0005	1.2355	-0.4548	12.7408	12.74***	-27.14***	-32.30***	1	-	-	-
英國	0.0090	1.3866	-0.1283	11.8759	4280.71***	-39.50***	-17.87***	0.8933***	203.44***	67.050***	779.68***
美國	-0.0022	1.3671	0.0508	13.6387	6145.39***	-41.72***	-30.38***	0.9433***	140.10***	56.678***	909.35***
德國	0.0252	1.4879	0.1867	11.9311	4338.08***	-37.64***	-37.58***	0.9806***	118.26***	23.554***	452.45***
日本	-0.0181	1.5740	-0.2521	10.8181	3332.29***	-36.22***	-27.48***	0.5215***	65.016***	17.934**	1333.2***
加拿大	0.0184	1.4443	-0.7009	11.5879	4110.78***	-38.88***	-28.47***	0.9109***	81.426***	44.375***	1113.7***
法國	0.0016	1.5190	0.0788	11.7327	4141.59***	-39.72***	-18.01***	1.0024***	276.18***	49.535***	627.06***
香港	0.0330	1.8869	0.0959	11.4401	3869.44***	-39.17***	-38.06***	0.7391***	95.692***	9.3131	840.10***
印度	0.0659	1.8351	-0.2503	9.8073	2529.45***	-33.22***	-33.20***	0.6340***	14.993***	17.338***	170.97***
韓國	0.0486	1.5799	-0.5958	10.5223	3149.15***	-35.48***	-35.49***	0.5476***	31.950***	3.0818	666.21***
菲律賓	0.0386	1.5067	-0.7372	11.1179	3695.87***	-31.52***	-31.73***	0.2717***	6.595	30.794***	171.66***
新加坡	0.0283	1.4315	-0.1788	7.8184	1267.46***	-35.48***	-35.48***	0.5687***	52.815***	17.773	799.45***
台灣	0.0221	1.4133	-0.3584	6.0951	547.98***	-35.21***	-35.18***	0.3726***	23.179***	14.449**	283.98***
泰國	0.0073	1.4993	-1.2714	20.2514	16508.77***	-36.80***	-23.84***	0.4902***	30.146***	19.446***	184.43***

*, **, ***分別為10%, 5%, 1%顯著水準

基本統計量均以報酬形式

樣本時間全區間是由2005年1/3日至2009年12/31日 共1304個觀察值

β 的估計是使用 $r_{i,t} = u_i + \beta r_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$ 的迴歸式基準。

PP(Phillips-Perron)為和ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢視是否有單根現象

$Q_{i,m}(8)$ 為Ljung-boxQ統計量檢視 $r_{i,t}$ 迴歸式並取落後8期； $Q_i(8)$ 和 $Q_i^2(8)$ 為Ljung-boxQ統計量檢視個別指數並取落後8期

表 2 基本統計量(發生前)

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	PP	ADF	β	$Q_{i,m}(8)$	$Q_i(8)$	$Q_i^2(8)$
世界指數	0.0454	0.5761	-0.1960	4.2090	39.30***	-19.81***	-20.11***	1	-		-
英國	0.0463	0.6925	-0.4209	5.0444	118.94***	-25.91***	-25.93***	0.8374***	27.30***	10.68	178.86***
美國	0.0241	0.6309	-0.3300	4.8470	93.60***	-24.63***	-24.59***	0.8335***	29.08***	11.62	13.95*
德國	0.0817	0.8740	-0.4317	4.1625	51.02***	-25.03***	-24.98***	1.007***	23.92***	4.35	93.74***
日本	0.0684	1.0037	-0.4165	4.7696	93.08***	-23.64***	-23.65***	0.7415***	18.58***	12.10	77.73***
加拿大	0.0605	0.7437	-0.5170	3.8870	45.16***	-23.52***	-23.53***	0.8331***	18.33***	4.20	22.88***
法國	0.0649	0.8229	-0.3749	4.3498	58.01***	-25.64***	-25.56***	1.0139***	39.72***	7.45	100.67***
香港	0.0565	0.8640	-0.5414	4.7055	99.30***	-23.96***	-23.96***	0.6379***	18.37***	5.73	38.20***
印度	0.0923	1.3572	-0.8182	7.0842	471.05***	-21.41***	-21.44***	0.8370***	19.02***	22.88***	399.01***
韓國	0.0832	1.0673	-0.3898	3.7988	30.31***	-23.48***	-23.49***	0.7220***	22.43***	10.83	34.80***
菲律賓	0.0943	1.2481	-0.6195	7.4891	527.72***	-22.50***	-22.52***	0.3727***	14.85*	17.49**	50.78***
新加坡	0.0781	0.8209	-0.6921	5.7972	237.00***	-24.80***	-24.80***	0.5437***	29.52***	11.74	108.76***
台灣	0.0427	0.9148	-0.6803	5.8400	241.31***	-24.35***	-24.35***	0.4827***	12.72	6.55	31.61***
泰國	0.0014	1.2254	-2.8600	61.7409	84758.16***	-28.16***	-28.20***	0.4358***	29.52***	18.74***	76.67***

*, **, ***分別為10%, 5%, 1%顯著水準

基本統計量均以報酬形式

樣本時間全區間是由2005年1/3日至2007年3/30日 共584個觀察值

β 的估計是使用 $r_{i,t} = u_i + \beta_i r_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$ 的迴歸式基準。

PP(Phillips-Perron)為和ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢視是否有單根現象

$Q_{i,m}(8)$ 為Ljung-boxQ統計量檢視 $r_{i,t}$ 迴歸式並取落後8期； $Q_i(8)$ 和 $Q_i^2(8)$ 為Ljung-boxQ統計量檢視個別指數並取落後8期

表 3 基本統計量(發生後)

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	PP	ADF	β	$Q_{i,m}(8)$	$Q_i(8)$	$Q_i^2(8)$
世界指數	-0.0360	1.5797	-0.3268	8.5562	937.66***	-24.20***	-20.44***	1	-	-	-
英國	-0.0213	1.7592	-0.0495	8.2136	814.61***	-29.43***	-13.25***	0.9026***	158.73***	48.91***	338.13***
美國	-0.0236	1.7507	0.0884	9.1397	1130.24***	-31.38***	-22.86***	0.9556***	89.17***	37.07***	413.47***
德國	-0.0208	1.8411	0.2743	9.0908	1120.39***	-27.99***	-27.95***	0.9697***	81.97***	18.65***	192.37***
日本	-0.0884	1.9140	-0.1257	8.6640	962.99***	-27.28***	-26.92***	0.4960***	46.46***	15.84**	689.96***
加拿大	-0.0159	1.8251	-0.5547	8.1176	821.48***	-29.35***	-29.11***	0.9193***	53.68***	31.98***	524.27***
法國	-0.0499	1.9048	0.1630	8.5019	910.05***	-29.74***	-13.32***	1.006***	189.81***	37.12***	268.08***
香港	0.0138	2.4186	0.1234	7.6327	644.79***	-28.52***	-28.42***	0.7503***	61.12***	6.88	362.69***
印度	0.0444	2.1471	-0.0977	8.5812	934.33***	-24.98***	-24.96***	0.6122***	9.58	10.18	51.16***
韓國	0.0205	1.8972	-0.5373	8.8426	1057.24***	-26.42***	-26.42***	0.5285***	20.99***	1.48	333.33***
菲律賓	-0.0067	1.6874	-0.7120	10.9480	1953.22***	-22.73***	-22.95***	0.2596***	9.30	26.27***	97.74***
新加坡	-0.0121	1.7790	-0.0601	5.7299	223.69***	-26.15***	-26.16***	0.5708***	30.96***	5.39	344.45***
台灣	0.0053	1.7152	-0.2588	4.7078	95.40***	-25.91***	-25.91***	0.3606***	15.99***	11.78	90.18***
泰國	0.0120	1.6902	-0.7289	8.8996	1106.37***	-25.85***	-25.77***	0.4960***	12.76	15.00**	206.60***

*, **, ***分別為10%, 5%, 1%顯著水準

基本統計量均以報酬形式

樣本時間全區間是由2007年4/3日至2009年12/31日 共719個觀察值

β 的估計是使用 $r_{i,t} = u_t + \beta_i r_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$ 的迴歸式基準。

PP(Phillips-Perron)為和ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢視是否有單根現象

$Q_{i,m}(8)$ 為Ljung-boxQ統計量檢視 $r_{i,t}$ 迴歸式並取落後8期； $Q_i(8)$ 和 $Q_i^2(8)$ 為Ljung-boxQ統計量檢視個別指數並取落後8期

表 4 成交量基本統計量

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	PP	ADF
英國	7.0494	1.2990	-4.8939	26.6813	35675.57***	210.69***	93.04***
美國	5.3284	1.0495	-4.4744	23.0077	26101.38***	28.01***	10.38
德國	4.6947	0.8439	-4.3957	25.1721	30909.96***	489.50***	239.52***
日本	7.1123	1.8264	-3.5883	14.1551	9559.56***	63.69***	51.56***
加拿大	5.0258	1.0541	-4.0444	19.5262	18394.26***	106.74***	24.465***
法國	4.7508	0.7597	-4.6591	29.6625	43343.05***	551.92***	178.93***
香港	10.4007	2.561	-3.5476	14.6478	10106.88***	113.56***	59.887***
印度	5.4833	1.4269	-3.1403	12.5119	7059.16***	49.55***	8.32
韓國	5.5626	1.4061	-3.4061	13.6697	8706.92***	106.16***	46.39***
菲律賓	6.9810	1.9625	-2.5992	9.8614	4026.35***	276.6***	88.956***
新加坡	5.1540	1.2829	-3.2366	13.5042	8271.93***	663.25***	385.50***
台灣	7.838	1.8781	-3.8190	16.0900	12479.74***	526.18***	488.00***
泰國	7.4210	1.9611	-3.3135	12.7896	7593.35***	56.51***	24.56***

*, **, ***分別為10%, 5%, 1%顯著水準

本表衡量皆以取對數後之成交量

樣本時間全區間是由2005年1/3日至2009年12/31日 共1304個觀察值

PP(Phillips-Perron)為和ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢視是否有單根現象

$Q_1(8)$ 和 $Q_2(8)$ 為Ljung-boxQ統計量檢視個別指數並取落後8期

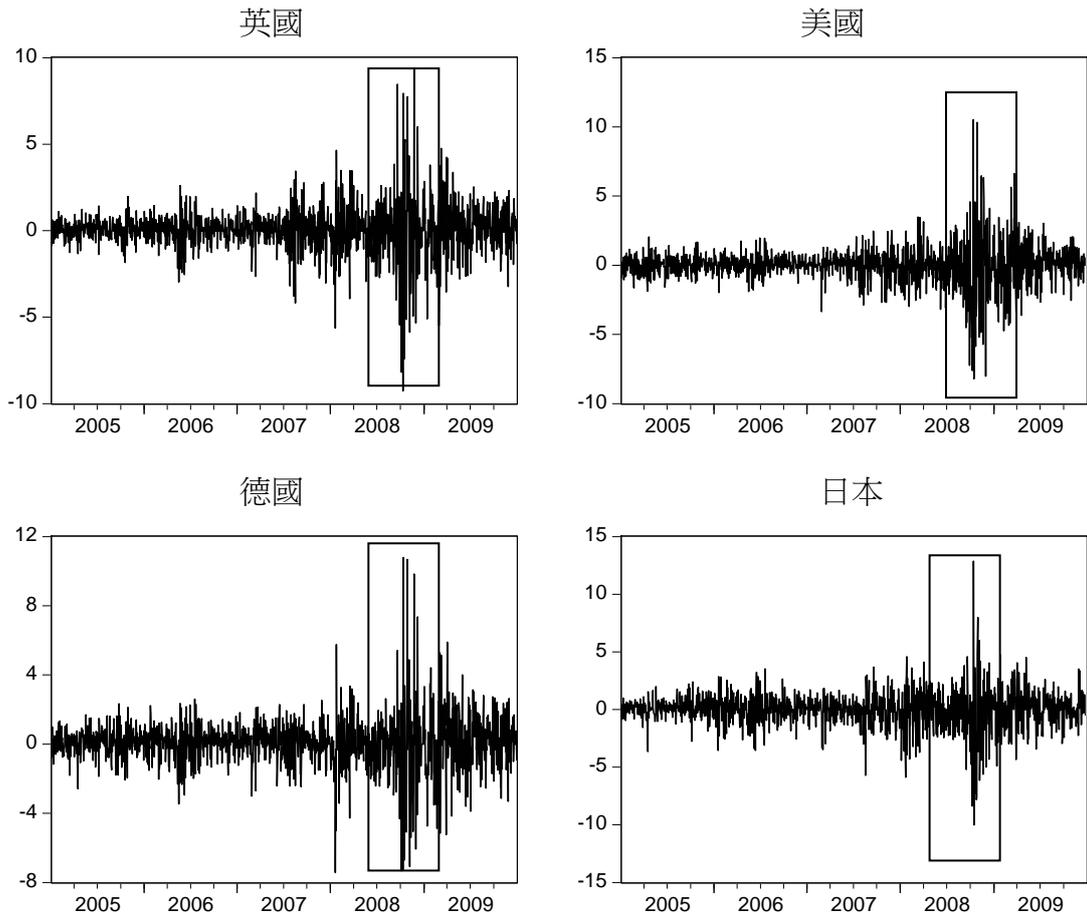


圖 2 英國、美國、德國、日本報酬率走勢圖

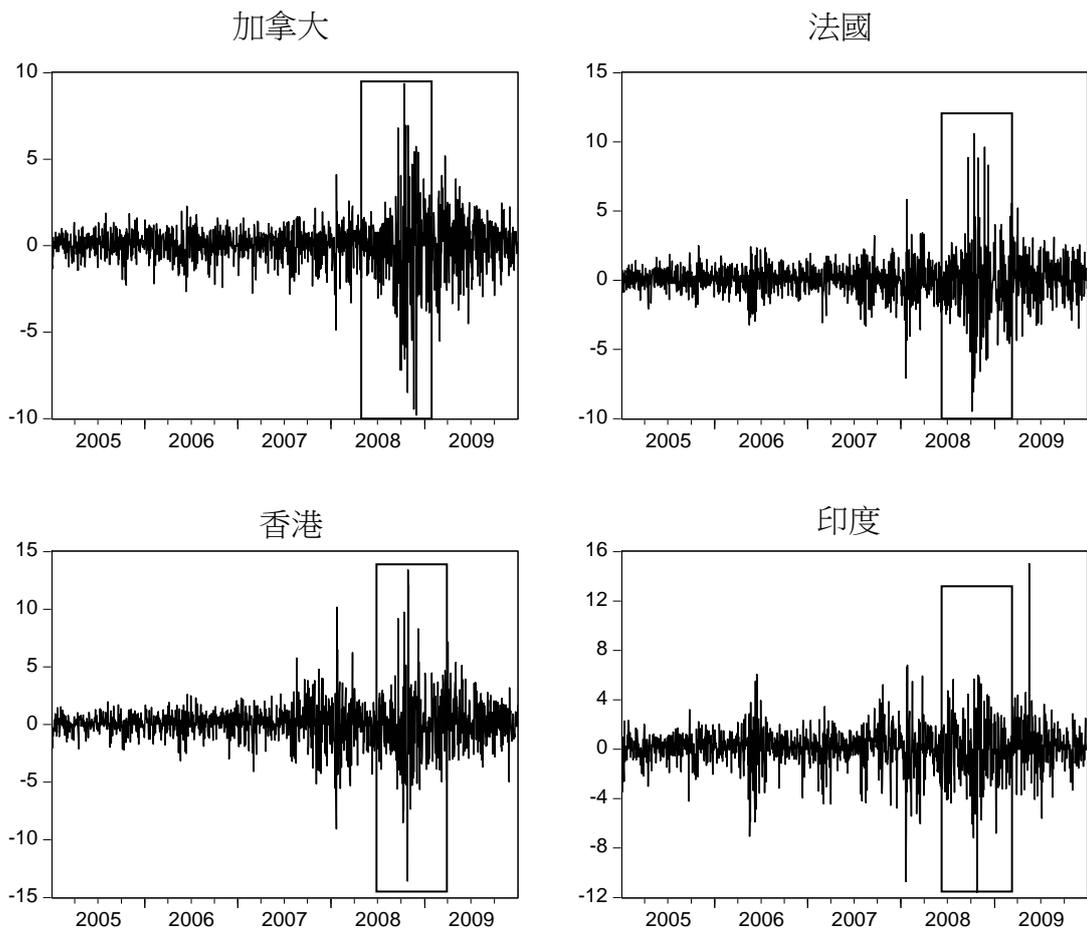


圖 3 加拿大、法國、香港、印度報酬率走勢圖

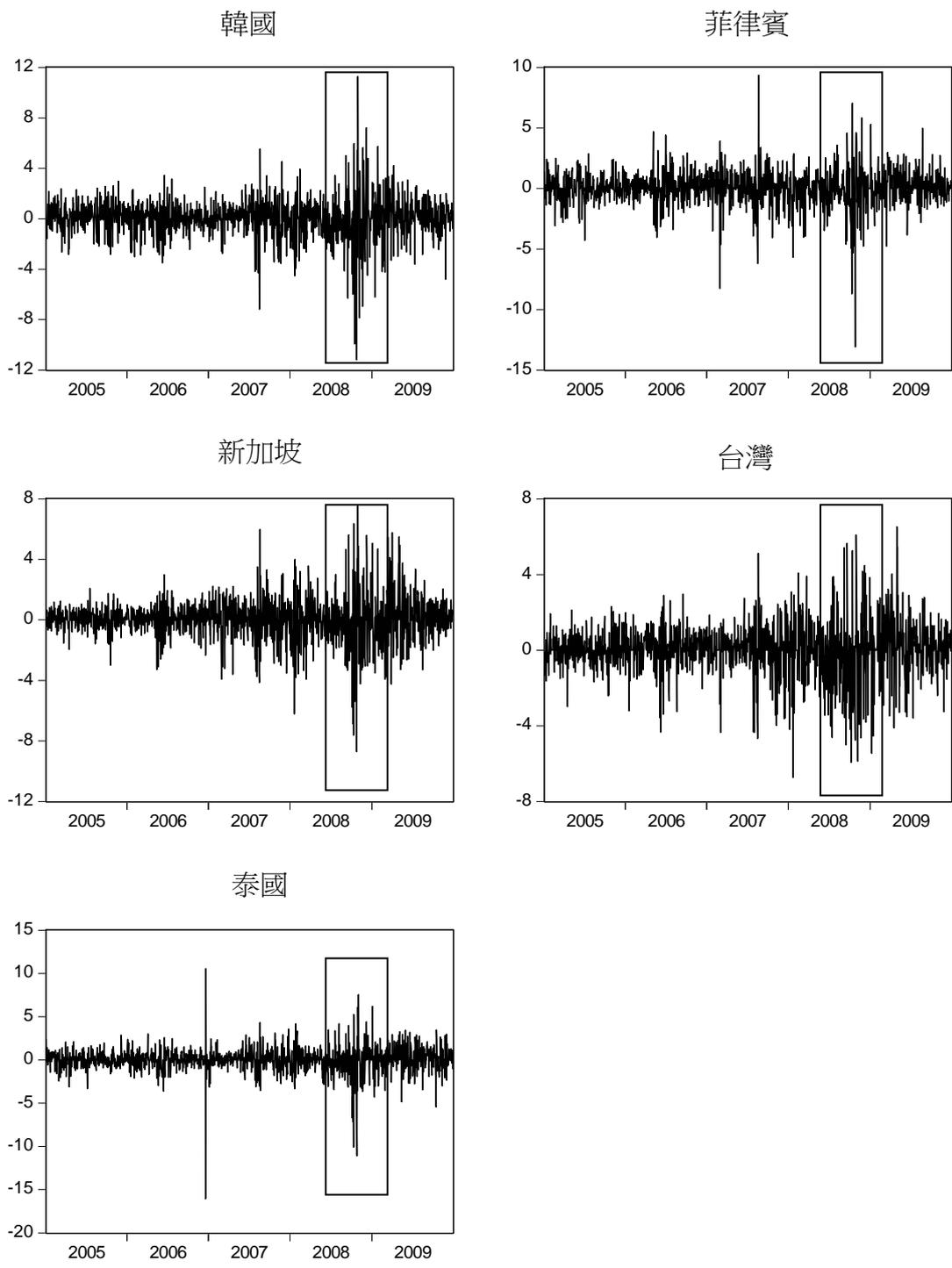


圖 4 韓國、菲律賓、新加坡、台灣、泰國報酬率走勢圖

第二節 DCC-TGARCH 估計結果

本文未將公式(1)及公式(2)的估計結果放上來，因本文著重於不對稱方面估計故公式(1)及公式(2)估計結果並未顯示。表 6 為 Ljung-boxQ 檢定方面在模型配適下為最適配適模型，在 Q 檢定下代表都無自我相關，達到模型最佳配適。

一、未考慮金融海融嘯總風險模型估計結果

(一) 國際股市比較

表 5 為未考慮金融海嘯模型估計結果，首先對國際股市比較，表 5 實證結果顯示出 $\alpha_{i,2}$ 係數檢視波動持續性方面由最高的美國 0.9320 至最低的泰國 0.6744 如果扣除泰國、菲律賓較低值估計值則區間在 0.9320 至 0.8477，故得知國際股市波動持續性皆很高。

而 δ_i 檢視國際股市不對稱(舉例:A 國家受到正面消息的衝擊報酬為 50 但實際反應在 50 或更少，但受到負面消息時衝擊報酬為-50 但實際反應在-50 或更多即稱為不對稱)，其中係數方面都是正的顯著值，故得知國際股市皆存在不對稱現象，其中不對稱係數最高泰國 0.2998 至最低的香港 0.0320，故得知泰國的不對稱程度最高，而香港的不對稱程度最低。而 δ_m 檢視世界指數不對稱係數方面都是正的顯著。

(二) 成熟市場比較

對成熟市場比較，表 5 實證結果顯示出 $\alpha_{i,2}$ 係數檢視波動持續性方面由最高的美國 0.9320 至最低的日本 0.8692，故得知成熟市場波動持續性很高。

而 δ_i 檢視成熟市場不對稱，其中係數方面都是正的顯著值，故得知成熟市場皆存在不對稱現象，其中不對稱係數最高日本 0.1525 至最低加拿大 0.0740，故得知日本的不對稱程度最高，而加拿大的不對稱程度最低。

(三) 新興市場比較

對新興市場比較，表 5 實證結果顯示出 $\alpha_{i,2}$ 係數檢視波動持續性方面由最高的台灣 0.9327 至最低的泰國 0.6744，故得知成熟市場波動持續性高於新興市場。

而 δ_i 檢視新興市場不對稱，其中係數方面都是正的顯著值，故得知新興市場皆存在不對稱現象，其中不對稱係數最高泰國 0.2998 至最低香港 0.0320，故得知泰國不對稱程度最高，香港不對稱程度最低。

表 5 DCC-TGARCH 模型估計結果(未考慮金融海嘯)

$$\sigma_{i,t}^2 = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}\varepsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_{i,2}\sigma_{i,t-1}^2 + \delta_i S_{i,t-1}\varepsilon_{i,t-1}^2$$

$$\sigma_{m,t}^2 = \alpha_{m,0} + \alpha_{m,1}\varepsilon_{m,t-1}^2 + \alpha_{m,2}\sigma_{m,t-1}^2 + \delta_m S_{m,t-1}\varepsilon_{m,t-1}^2$$

$$q_{im,t} = \bar{\rho}_{im} + \gamma(z_{i,t-1}z_{m,t-1} - \bar{\rho}_{im}) + \varphi(q_{im,t-1} - \bar{\rho}_{im})$$

$$\sigma_{im,t} = \rho_{im,t}\sigma_{i,t}\sigma_{m,t}$$

	$\alpha_{i,0}$	$\alpha_{i,1}$	$\alpha_{i,2}$	δ_i	$\alpha_{m,0}$	$\alpha_{m,1}$	$\alpha_{m,2}$	δ_m	LOGL	γ	φ
英國	0.0125 (0.002)***	0.0173 (0.011)	0.9235 (0.008)***	0.0956 (0.013)***	0.0097 (0.001)***	0.0120 (0.010)	0.9268 (0.008)***	0.0948 (0.015)***	-2876.096	0.0183 (0.005)***	0.9793 (0.006)***
美國	0.0136 (0.001)***	-0.0110 (0.008)	0.9320 (0.007)***	0.1254 (0.015)***	0.0120 (0.002)***	0.0158 (0.011)	0.9142 (0.009)***	0.1055 (0.015)***	-2551.724	0.0130 (0.007)*	0.9734 (0.012)***
德國	0.0298 (0.005)***	0.0170 (0.013)	0.8991 (0.011)***	0.1314 (0.012)***	0.0116 (0.001)***	0.0130 (0.009)	0.9152 (0.009)***	0.1122 (0.015)***	-3044.585	0.0220 (0.005)***	0.9752 (0.006)***
日本	0.0338 (0.007)***	0.0366 (0.015)***	0.8692 (0.014)***	0.1525 (0.022)***	0.0093 (0.001)***	0.0025 (0.014)	0.9216 (0.010)***	0.1299 (0.021)***	-3501.638	0.0029 (0.000)***	0.9970 (0.000)***
加拿大	0.0216 (0.004)***	0.0329 (0.014)**	0.9123 (0.011)***	0.0740 (0.016)***	0.0098 (0.001)***	0.0158 (0.012)	0.9220 (0.009)***	0.1018 (0.014)***	-3067.917	0.0324 (0.007)***	0.9628 (0.009)***
法國	0.0283 (0.004)***	0.0011 (0.011)	0.9035 (0.010)***	0.1523 (0.015)***	0.0115 (0.001)***	0.0058 (0.010)	0.9186 (0.009)***	0.1190 (0.016)***	-2973.382	0.0228 (0.006)***	0.9740 (0.007)***
香港	0.0166 (0.004)***	0.0787 (0.016)***	0.9017 (0.010)***	0.0320 (0.020)*	0.0085 (0.001)***	0.0028 (0.013)	0.9273 (0.009)***	0.1177 (0.020)***	-3641.636	0.0069 (0.000)***	0.9930 (0.000)***
印度	0.0623 (0.009)***	0.0654 (0.016)***	0.8646 (0.012)***	0.1145 (0.022)***	0.0108 (0.001)***	0.0030 (0.013)	0.9198 (0.011)***	0.1280 (0.021)***	-3910.497	0.0621 (0.034)*	0.7096 (0.187)***
韓國	0.0665 (0.014)***	0.0329 (0.018)*	0.8477 (0.021)***	0.1662 (0.030)***	0.0092 (0.001)***	0.0033 (0.014)	0.9209 (0.011)***	0.1271 (0.021)***	-3634.830	0.0090 (0.000)***	0.9909 (0.000)***
菲律賓	0.1490 (0.031)***	0.0926 (0.023)***	0.7587 (0.031)***	0.1228 (0.031)***	0.0093 (0.001)***	0.0029 (0.014)	0.9169 (0.012)***	0.1380 (0.023)***	-3665.300	0.0248 (0.034)	0.5653 (0.636)
新加坡	0.0190 (0.004)***	0.0646 (0.017)***	0.8859 (0.012)***	0.0798 (0.024)***	0.0104 (0.001)***	0.0066 (0.013)	0.9194 (0.010)***	0.1214 (0.021)***	-3406.281	0.0038 (0.000)***	0.9961 (0.000)***
台灣	0.0172 (0.004)***	0.0325 (0.010)***	0.9327 (0.008)***	0.0467 (0.013)***	0.0097 (0.001)***	0.0049 (0.013)	0.9189 (0.011)***	0.1264 (0.021)***	-3665.300	0.0043 (0.000)	0.9956 (0.000)
泰國	0.3115 (0.029)***	0.0380 (0.020)*	0.6744 (0.025)***	0.2998 (0.040)***	0.0094 (0.001)***	0.0076 (0.014)	0.9189 (0.011)***	0.1245 (0.021)***	-3733.978	0.0619 (0.013)***	0.9248 (0.016)***

*, **, ***: 為10%, 5%, 1%顯著水準, ()內為標準差

LOGL為最大似估計值

表6 Ljung-boxQ統計量(未考慮金融海嘯)

	$Q_i(8)$	$Q_m(8)$	$Q_i^2(8)$	$Q_m^2(8)$	$Q_{i,m}(8)$
英國	3.876	5.974	12.987	6.822	12.301
美國	6.517	6.236	8.154	7.115	9.578
德國	6.387	5.935	5.832	7.399	10.639
日本	1.969	6.995	2.469	5.609	12.744
加拿大	4.600	10.106	4.446	5.684	6.792
法國	5.800	5.907	11.310	7.184	11.615
香港	6.187	6.351	9.207	6.212	11.213
印度	6.852	6.797	1.353	7.110	9.769
韓國	5.956	5.891	6.924	6.306	6.190
菲律賓	4.768	6.416	4.371	7.328	9.971
新加坡	3.565	5.354	13.810*	6.732	5.563
台灣	4.600	5.855	11.511	7.328	5.866
泰國	9.677	6.280	0.361	6.588	29.590***

$Q_i(8)$ 、 $Q_i^2(8)$ 和 $Q_m(8)$ $Q_m^2(8)$ 和 $Q_{i,m}(8)$ 為Ljung-boxQ統計量

檢視 $\sigma_{i,t}^2$ 及 $\sigma_{m,t}^2$ 並取落後8期

二、考慮金融海嘯總風險模型估計結果

(一) 國際股市比較

表 7 為考慮金融海嘯模型估計結果，首先對國際股市比較，表 7 實證結果顯示出 $\alpha_{i,2}$ 係數檢視波動持續性方面由最高的台灣 0.9314 至最低的泰國 0.6173 如果扣除泰國、菲律賓較低值估計值則區間在 0.9314 至 0.7434，故得知國際股市波動持續性皆很高。

δ_i 檢視國際股市不對稱，其中係數方面都是正的顯著值，故得知國際股市皆存在不對稱現象，其中不對稱係數最高泰國 0.4091 至最低的香港 0.0560，故得知泰國的不對稱程度最高，而香港的不對稱程度最低。而 δ_m 檢視世界指數不對稱係數方面都是正的顯著。

η_i 檢視國際股市是否受到金融海嘯影響，其中除了日本和新加坡在係數中未顯著外，其餘國際股市皆顯著為正，顯示出國際股市皆有受到金融海嘯的影響，係數最高由泰國 0.1758 至最低台灣 0.0152，故得知在影響程度最高為泰國，最低為台灣。

(二) 成熟市場比較

對成熟市場比較，表 7 實證結果顯示出 $\alpha_{i,2}$ 係數檢視波動持續性方面由最高的美國 0.9295 至最低的日本 0.8546，故得知成熟市場波動持續性很高。

而 δ_i 檢視成熟市場不對稱，其中係數方面都是正的顯著值，故得知成熟市場皆存在不對稱現象，其中不對稱係數最高法國 0.2414 至最低加拿大 0.0921，故得知法國的不對稱程度最高，而加拿大的不對稱程度最低。

η_i 檢視成熟市場是否受到金融海嘯影響，除了日本未顯著外，其餘成熟市場皆為顯著為正，最高由法國 0.0568 至最低美國 0.0155，故得知在成熟市場影響程度最高為法國，最低為美國。

(三) 新興市場比較

對新興市場比較，表 7 實證結果顯示出 $\alpha_{i,2}$ 係數檢視波動持續性方面由最高的台灣 0.9314 至最低的泰國 0.6183，故得知成熟市場波動持續性高於新興市場。

而 δ_i 檢視新興市場不對稱，其中係數方面都是正的顯著值，故得知新興市場皆存在不對稱現象，其中不對稱係數最高泰國 0.4091 至最低香港 0.0560，故得知泰國不對稱程度最高，香港不對稱程度最低。

η_i 檢視成新興市場是否受到金融海嘯影響，除了新加坡未顯著外，其餘新興市場皆為顯著為正，最高由泰國 0.1758 至最低台灣 0.0152，故得知在新興市場影響程度最高為泰國，最低為台灣。

綜上所述，在探討總風險不對稱方面，兩模型在於總風險皆有存在不對稱情況，但在探討模型是否受金融海嘯影響模型時，僅有日本及新加坡未顯著，其餘皆顯著為正，顯示出在模型估計結果，得知國際股市皆深受金融海嘯的影響。

表 7 DCC-TGARCH 模型估計結果(考慮金融海嘯)

$$\sigma_{i,t}^2 = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}\varepsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_{i,2}\sigma_{i,t-1}^2 + \delta_i S_{i,t-1}\varepsilon_{i,t-1}^2 + \eta_i D$$

$$\sigma_{m,t}^2 = \alpha_{m,0} + \alpha_{m,1}\varepsilon_{m,t-1}^2 + \alpha_{m,2}\sigma_{m,t-1}^2 + \delta_m S_{m,t-1}\varepsilon_{m,t-1}^2 + \eta_m D$$

$$q_{im,t} = \bar{\rho}_{im} + \gamma(z_{i,t-1}z_{m,t-1} - \bar{\rho}_{im}) + \varphi(q_{im,t-1} - \bar{\rho}_{im})$$

$$\sigma_{im,t} = \rho_{im,t}\sigma_{i,t}\sigma_{m,t}$$

	$\alpha_{i,0}$	$\alpha_{i,1}$	$\alpha_{i,2}$	δ_i	η_i	$\alpha_{m,0}$	$\alpha_{m,1}$	$\alpha_{m,2}$	δ_m	η_m	LOGL	γ	φ
英國	0.0207 (0.002)***	-0.0058 (0.010)	0.8838 (0.011)***	0.1674 (0.015)***	0.0482 (0.008)***	0.0127 (0.002)***	0.0052 (0.009)	0.9077 (0.010)***	0.1153 (0.019)***	0.0154 (0.005)***	-2945.800	0.0219 (0.004)***	0.9730 (0.006)***
美國	0.0124 (0.001)***	-0.0259 (0.007)***	0.9295 (0.008)***	0.1544 (0.015)***	0.0155 (0.004)***	0.0113 (0.003)***	0.0096 (0.014)	0.9040 (0.012)***	0.1314 (0.019)***	0.0121 (0.006)*	-2665.884	0.0112 (0.007)	0.9872 (0.010)***
德國	0.0310 (0.004)***	-0.0007 (0.012)	0.8751 (0.011)***	0.1864 (0.016)***	0.0489 (0.008)***	0.0103 (0.002)***	-0.0161 (0.005)***	0.9313 (0.010)***	0.1162 (0.018)***	0.0170 (0.005)***	-3159.967	0.0228 (0.004)***	0.9725 (0.006)***
日本	0.0271 (0.006)***	0.0398 (0.011)***	0.8546 (0.014)***	0.1651 (0.019)***	0.0186 (0.012)	0.0093 (0.002)***	-0.0023 (0.002)	0.9123 (0.007)***	0.1334 (0.014)***	0.0154 (0.004)***	-4285.160	0.0017 (0.007)	0.9982 (0.030)***
加拿大	0.0249 (0.004)***	0.0240 (0.012)*	0.8938 (0.012)***	0.0921 (0.015)***	0.0243 (0.007)***	0.0107 (0.001)***	0.0007 (0.011)	0.9116 (0.012)***	0.1254 (0.018)***	0.0149 (0.005)***	-3095.107	0.0256 (0.009)***	0.9696 (0.015)***
法國	0.0229 (0.004)***	-0.0095 (0.011)	0.8613 (0.011)***	0.2414 (0.018)***	0.0569 (0.010)***	0.0110 (0.002)***	-0.0219 (0.003)***	0.9322 (0.010)***	0.1106 (0.016)***	0.0173 (0.005)***	-3078.114	0.0286 (0.004)***	0.9634 (0.005)***
香港	0.0187 (0.005)***	0.0567 (0.016)***	0.8924 (0.014)***	0.0560 (0.016)***	0.0432 (0.018)**	0.0089 (0.002)***	-0.0088 (0.003)***	0.9214 (0.007)***	0.1297 (0.013)***	0.0140 (0.007)*	-4373.766	0.003 (0.005)	0.9961 (0.037)***
印度	0.0617 (0.008)***	0.0535 (0.013)***	0.8375 (0.013)***	0.1617 (0.021)***	0.0465 (0.021)**	0.0102 (0.002)***	0.0095 (0.005)*	0.9125 (0.011)***	0.1027 (0.020)***	0.0126 (0.006)**	-4051.825	0.1105 (0.022)***	0.5762 (0.157)***
韓國	0.0688 (0.011)***	0.0063 (0.013)	0.8280 (0.016)***	0.2184 (0.025)***	0.0424 (0.013)***	0.0095 (0.003)***	-0.0097 (0.006)	0.9157 (0.010)***	0.1425 (0.020)***	0.0145 (0.006)**	-4085.865	0.0080 (0.011)	0.9919 (0.123)
菲律賓	0.0800 (0.020)***	0.0937 (0.015)***	0.7434 (0.021)***	0.1766 (0.023)***	0.0554 (0.016)***	0.0115 (0.003)***	-0.0316 (0.003)***	0.9287 (0.009)***	0.1480 (0.015)***	0.0128 (0.006)**	-3878.776	0.0402 (0.01)***	0.7651 (0.334)**
新加坡	0.0103 (0.004)**	0.0496 (0.014)***	0.9034 (0.013)***	0.0791 (0.017)***	0.0128 (0.012)	0.0086 (0.003)***	-0.0048 (0.005)	0.9342 (0.011)***	0.1111 (0.021)***	0.0046 (0.006)	-3596.712	0.0108 (0.004)**	0.9816 (0.007)***
台灣	0.0161 (0.004)***	0.0220 (0.009)**	0.9314 (0.008)***	0.0594 (0.011)***	0.0152 (0.006)***	0.0110 (0.002)***	-0.007 (0.006)	0.915 (0.011)***	0.1353 (0.018)***	0.0139 (0.006)**	-3910.875	0.0032 (0.006)	0.9967 (0.046)***
泰國	0.2750 (0.023)***	-0.0131 (0.013)	0.6173 (0.028)***	0.4091 (0.050)***	0.1758 (0.032)***	0.0046 (0.002)**	-0.0032 (0.000)***	0.9233 (0.010)***	0.1251 (0.0251)***	0.0114 (0.006)*	-4088.429	0.0898 (0.017)***	0.8634 (0.035)***

*, **, ***; 為10%, 5%, 1%顯著水準, ()內為標準差

LOGL為最大似估計值

表8 Ljung-boxQ統計量(考慮金融海嘯)

	$Q_i(8)$	$Q_m(8)$	$Q_i^2(8)$	$Q_m^2(8)$	$Q_{i,m}(8)$
英國	14.107*	16.782*	13.689*	13.656*	11.436
美國	12.598	13.566*	8.121	6.542	11.538
德國	6.478	22.046***	5.964	11.640	14.927*
日本	21.311***	97.600***	8.585	28.162***	46.138***
加拿大	4.201	9.317	4.328	8.585	5.872
法國	16.429**	23.824**	11.016	10.330	11.509
香港	24.133***	94.759***	19.205***	23.983***	20.649***
印度	5.879	27.246***	1.902	12.942	9.558
韓國	13.837*	66.137***	12.023	12.272	11.591
菲律賓	11.040	46.434***	5.087	17.577**	6.729
新加坡	7.543	71.039***	15.956**	15.217**	10.578
台灣	15.769**	44.842***	16.099**	10.515	9.853
泰國	12.652	29.755***	0.393	144.221***	21.590***

$Q_i(8)$ 、 $Q_i^2(8)$ 和 $Q_m(8)$ $Q_m^2(8)$ 和 $Q_{i,m}(8)$ 為Ljung-boxQ統計量

檢視 $\sigma_{i,t}^2$ 及 $\sigma_{m,t}^2$ 並取落後8期

第三節 動態系統風險估計

本文使用 DCC-TGARCH 估計出每天的 β 值，進一步的估計系統風險不對稱的情形。而系統風險不對稱是指當 δ_i 係數為正，代表有系統風險不對稱情形。

一、 未考慮金融海嘯模型

(一) 國際股市

表 9 為動態系統風險估計結果在國際股市比較方面，而 π_1 係數為檢視持續度，其中持續度由最高的香港 0.9904 至最低的日本 0.5856，故得知在扣除日本外國際股市的持續度皆很高。

π_2 為檢視各國系統風險是否有不對稱情形，大部份市場係數都皆為正，但僅有日本為正的不顯著，台灣為負的顯著，不對稱顯著值由最高法國 0.0691 至最低美國 0.0039，故得知在國際股市皆有系統風險不對稱情形，又以法國不對稱程度最高，美國最低，表市國際股市負面消息比正面消息衝擊來的大。

π_3 為檢視當期成交量是否會影響系統風險，其中發現英國、德國、加拿大、法國、印度皆顯著為正，而美國、日本、新加坡為負的未顯著，在香港、韓國、菲律賓、台灣、泰國則正的未顯著，故得知成交量會影響到英國、德國、加拿大、法國、印度國家系統風險。

(二) 成熟市場

表 9 為動態系統風險估計結果在成熟市場比較方面，而 π_1 係數為檢視持續度，其中持續度由最高的英國 0.9901 至最低的日本 0.5856，故得知在扣除日本外成熟市場的持續度皆很高。

π_2 為檢視成熟市場系統風險是否有不對稱情形，係數皆為正，但僅有日本沒顯著，由最高法國 0.0691 至最低美國 0.0039，故得知在成熟市場皆有系統風險不對稱情形，僅有日本估計出為正的未顯著，又以法國不對稱程度最高，香港最低。

π_3 為檢視當期成交量是否會影響系統風險，其中發現英國、德國、加拿大、法國皆顯著為正，而美國、日本為負的未顯著，故得知成交量會影響到英國、德國、加拿大、法國系統風險。

(三) 新興市場

表 9 為動態系統風險估計結果在新興市場比較方面，而 π_1 係數為檢視持續度，其中持續度由最高香港 0.9904 至最低的泰國 0.5856，故得知在扣除泰國外新興市場的持續度皆很高。

π_2 為檢視成熟市場系統風險是否有不對稱情形，係數皆為正，但僅有台灣為負的顯著，由最高泰國 0.0477 至最低印香港 0.0093，故得知在新興市場皆有系統風險不對稱情形，僅有台灣估計出為負的顯著，又以泰國不對稱程度最高，香港最低。

π_3 為檢視當期成交量是否會影響系統風險，其中發現印度顯著為正，而新加坡為負的未顯著，香港、韓國、菲律賓、台灣、泰國為正的未顯著，故得知成交量會影響到印度系統風險。

綜上所述各國普遍存在系統風險不對稱情形，而僅有日本、台灣例外。成交量影響方面，英國、德國、加拿大、法國、印度皆顯著為正，故得知這些國家系統風險深受成交量影響。

(四) 動態系統風險基本統計量

表 10 為動態系統風險基本統計量，在平均數方面由最高德國 1.0303 至最低菲律賓 0.2752，並由圖 5 可以看出系統風險走勢圖。在圖中可明顯看出除了美國和台灣沒有特別大的系統風險值之外，其餘國家皆有極大值出現，並且皆出現在 2008 年 9 月附近，原因可能為雷曼兄弟為 2008 年 9 月 15 日倒閉，倒閉當天各國股市報酬皆有較大跌勢，但在數日後反而各國股市報酬皆出現強烈漲勢導致系統風險值有極大值出現如表 11，因此在動態系統風險估計出結果表 11 明顯可看出在於雷曼兄弟倒閉日時系統風險值皆相當接近平均值，在雷曼兄弟倒閉日後系統風險值，除了日本、法國、香港等國家系統風險值減少外，其餘國家皆增加，且增加幅度最高為台灣 196.65%至最低的美國 11.10%，由此可見在於台灣受到雷曼兄弟倒閉的影響甚鉅，並且可發現國際股市中系統風險值皆受影響而增大，而此結果也是在 OLS 迴歸中估計出的系統風險無法得知的。

表9 動態系統風險估計(未考慮金融海嘯)

	c_i	π_1	π_2	π_3
英國	-0.0385 (0.012)***	0.9901 (0.003)***	0.0426 (0.004)***	0.0037 (0.001)**
美國	0.0351 (0.008)***	0.9644 (0.007)***	0.0039 (0.002)**	-0.0004 (0.000)
德國	-0.0667 (0.016)***	0.9806 (0.004)***	0.0625 (0.005)***	0.0119 (0.003)***
日本	0.2282 (0.037)***	0.5856 (0.022)***	0.0080 (0.016)	-0.0003 (0.004)
加拿大	-0.0412 (0.012)***	0.9890 (0.003)***	0.0457 (0.004)***	0.0058 (0.002)***
法國	-0.0838 (0.018)***	0.9761 (0.005)***	0.0691 (0.005)***	0.0155 (0.004)***
香港	-0.0065 (0.008)	0.9904 (0.003)***	0.0093 (0.004)**	0.0007 (0.000)
印度	0.0019 (0.020)	0.9231 (0.010)***	0.0304 (0.009)***	0.0070 (0.003)**
韓國	-0.0035 (0.009)	0.9688 (0.006)***	0.0244 (0.004)***	0.0014 (0.001)
菲律賓	0.0381 (0.009)***	0.8108 (0.016)***	0.0094 (0.004)**	0.0013 (0.001)
新加坡	0.0061 (0.007)	0.9887 (0.004)***	0.0158 (0.003)***	-0.0015 (0.001)
台灣	0.0306 (0.005)***	0.9384 (0.009)***	-0.0188 (0.001)***	0.0004 (0.000)
泰國	-0.0098 (0.018)	0.9303 (0.010)***	0.0477 (0.008)***	0.0029 (0.002)

*, **, ***; 為10%, 5%, 1%顯著水準, ()內為標準差

此公式衡量是 $\beta_{i,t} = c_i + \pi_1 \beta_{i,t-1} + \pi_2 S_{k,t-1} + \pi_3 V_t + v_{i,t}$ 。

表 10 動態系統風險基本統計量(未考慮金融海嘯)

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	最大值	最小值	PP	ADF
英國	0.9092	0.5834	2.3388	10.2301	4016.69***	4.1742	0.3424	-2.81*	-2.49
美國	0.9766	0.1394	0.5589	3.1889	69.61***	1.4519	0.6009	-4.53***	-4.70***
德國	1.0303	0.6087	2.3382	9.7297	3637.76***	4.3364	0.3978	-3.27**	-2.97**
日本	0.5554	0.3732	4.0427	27.3298	35604.38***	3.8427	-0.7159	-32.63***	-3.02**
加拿大	0.9297	0.6270	2.4743	9.5636	3660.05***	4.0843	0.3805	-2.52	-2.32
法國	1.0233	0.5991	2.2159	9.6340	3447.74***	4.4204	0.3907	-3.32**	-3.07**
香港	0.6484	0.5491	3.4802	19.1448	16743.03***	4.7812	0.2387	-2.82*	-3.42***
印度	0.7183	0.4502	3.2092	17.3415	13372.38***	4.2452	0.2761	-6.68***	-3.97***
韓國	0.5318	0.3162	3.7827	23.5116	25889.60***	3.2940	0.2198	-4.51***	-4.33***
菲律賓	0.2752	0.1357	6.8585	71.8823	267200.10***	2.2396	0.1275	-12.55***	-5.86***
新加坡	0.5659	0.3838	2.6431	12.5816	6486.49***	3.1020	0.2112	-2.67*	-3.01**
台灣	0.4123	0.0925	-0.3941	3.3502	40.33***	0.7175	0.1211	-6.14***	-5.81***
泰國	0.5013	0.4346	4.9107	38.0555	71789.51***	5.2990	-0.2538	-6.60***	-4.97***

*, **, ***分別為10%, 5%, 1%顯著水準

樣本時間全區間是由2005年4/3日至2009年12/31日 共1303個觀察值

PP(Phillips-Perron)為和ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢視是否有單根現象

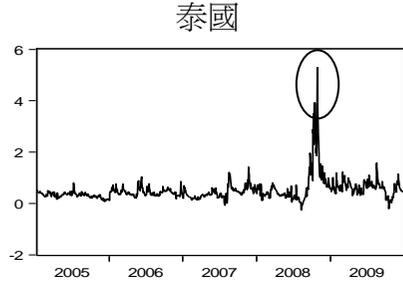
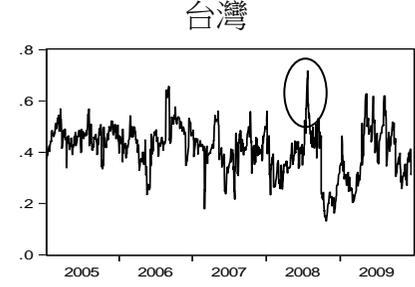
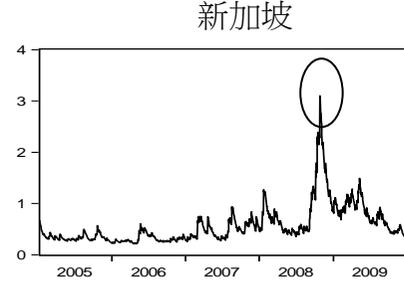
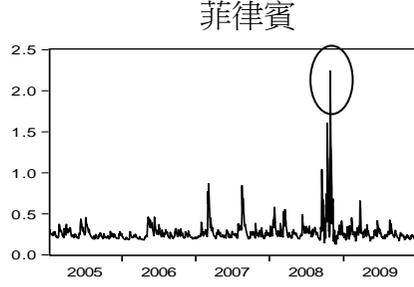
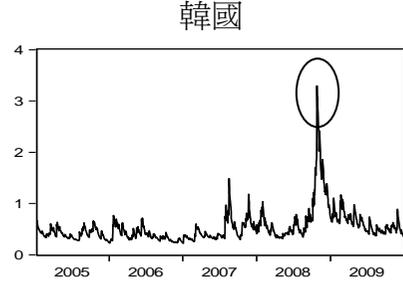
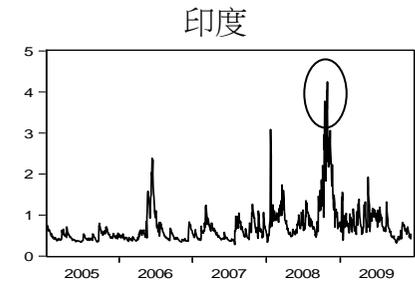
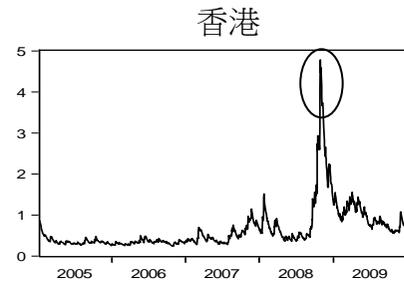
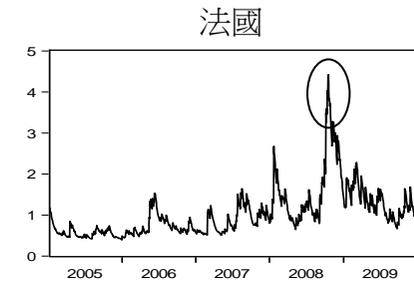
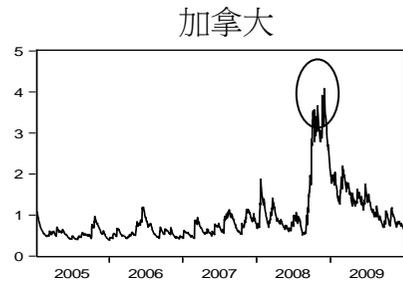
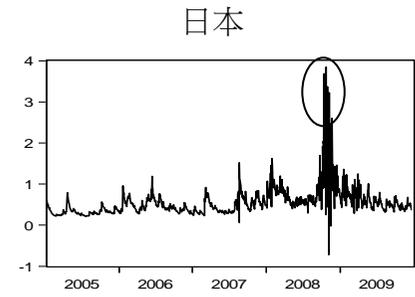
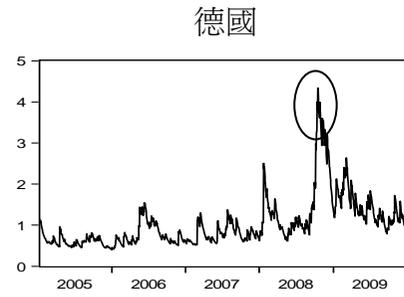
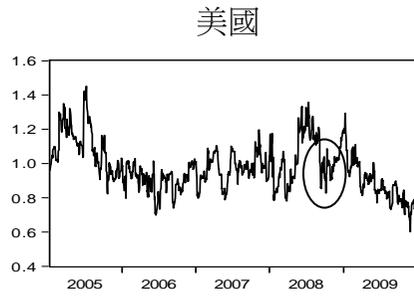
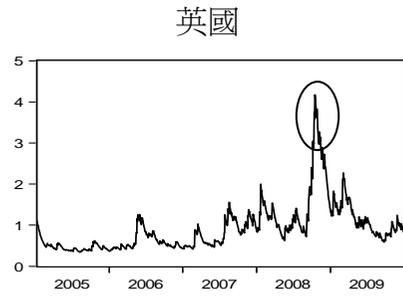


圖 5 各國系統風險走勢圖(未考慮金融海嘯模型)

表 11 雷曼兄弟倒閉日系統風險值對照表

	系統風險 平均數	雷曼兄弟倒閉系統 風險值 2008/9/15	倒閉日隔天系統 風險值 2008/9/16	系統風險變化	變動幅度
英國	0.9092	1.0976	1.4940	增加 0.3964	36.12%
美國	0.9766	0.8531	1.7949	增加 0.9418	110.40%
德國	1.0303	1.0540	1.4259	增加 0.3719	35.29%
日本	0.5554	0.8884	0.6751	減少 0.2133	-24.01%
加拿大	0.9297	1.0632	1.4580	增加 0.3948	37.13%
法國	1.0233	1.2703	0.7214	減少 0.5489	-43.21%
香港	0.6484	0.6802	0.6433	減少 0.0369	-5.43%
印度	0.7183	0.5920	1.0381	增加 0.4461	75.36%
韓國	0.5318	0.6944	1.2172	增加 0.5228	75.28%
菲律賓	0.2752	0.2793	0.4813	增加 0.2020	72.31%
新加坡	0.5659	0.9216	1.0239	增加 0.1023	11.10%
台灣	0.4123	0.5313	1.5761	增加 1.0448	196.65%
泰國	0.5013	0.5536	0.9580	增加 0.4044	73.05%

二、考慮金融海嘯模型

(一) 國際股市

表 12 為動態系統風險估計結果在國際股市比較方面，而 π_1 係數為檢視持續度，其中持續度由最高的美國 0.9538 至最低的泰國 0.3449，故得知在扣除泰國外國際股市的持續度皆很高。

π_2 為檢視各國系統風險是否有不對稱情形，因使用考慮金融海嘯模型導致系統風險估計係數皆為負，且德國，日本、加拿大、韓國、菲律賓、新加坡、台灣但皆為負顯著，僅有法國為正顯著，故得知在國際股市在考慮金融海嘯後，系統風險普遍都為負的顯著，僅有法國負面消息比正面消息衝擊來的大。

π_3 為檢視各國系統風險不對稱是否受到金融海嘯影響，估計結果皆為沒辦法解釋是否受到金融海嘯影響，其中僅有英國為正顯著，而美國、法國、香港皆為正的未顯著，其餘估計係數皆為負，且印度、菲律賓、台灣、泰國為負的顯著，故得知法國深受金融海嘯其餘無法解釋系統風險是否有不對稱情形。

π_4 為檢視當期成交量是否會影響國際股市系統風險，其中發現除了美國為負的未顯著，菲律賓為正的顯著外，其餘皆為正的未顯著，故得知除了菲律賓系統風險深受成交量影響外，其餘皆無法解釋成交量對系統風險影響。

(二) 成熟市場

表 12 為動態系統風險估計結果在成熟市場比較方面，而 π_1 係數為檢視持續度，其中持續度由最高的英國 0.9538 至最低的日本 0.5856，故得知在扣除日本外成熟市場的持續度皆很高。

π_2 為檢視成熟市場系統風險是否有不對稱情形，其中德國、日本、加拿大皆顯著為負，法國顯著為正，而英國、美國為正的未顯著，故得知在成熟市場在加入金融海嘯模型後僅有法國負面消息比正面消息衝擊來的大。

π_3 為檢視成熟市場系統風險不對稱是否受到金融海嘯影響，其中僅有英國為正顯著，而美國、法國為正的未顯著外，其餘皆為負，故得知在金融海嘯僅有英國系統風險存在不對稱，其餘皆無法解釋系統風險是否存在不對稱情形。

π_4 為檢視當期成交量是否會影響成熟市場系統風險，其中皆未顯著，代表無法解釋成交量是否影響系統風險。

(三) 新興市場

表 12 為動態系統風險估計結果在新興市場比較方面，而 π_1 係數為檢視持續度，其中持續度由最高香港 0.9875 至最低的泰國 0.3449，故得知在扣除泰國外新興市場的持續度皆很高。

π_2 為檢視新興系統風險是否有不對稱情形，因使用考慮金融海嘯模型導致系統風險估計係數皆為負，僅有泰國為正，而韓國、菲律賓、新加坡、台灣皆為負顯著，故得知在新興市場在考慮金融海嘯後，系統風險普遍都為負的顯著，僅有泰國為正顯著，在此也無法解釋新興市場是否存在不對稱情形。

π_3 為檢視各國系統風險不對稱是否受到金融海嘯影響，估計結果皆為沒辦法解釋是否受到金融海嘯影響，其中香港皆為正的未顯著，其餘估計係數皆為負，且印度、菲律賓、台灣、泰國為負的顯著，故得知金融海嘯下不對稱性並沒有顯著的改變。

π_4 為檢視當期成交量是否會影響新興市場系統風險，其中發現估計結果皆為正的未顯著，表示無法解釋成交量對系統風險影響。

綜上所述如果使用金融海嘯模型會使估計結果的不對稱係數皆為負，僅法國為例外，且成交量也僅有菲律賓系統風險深受成交量影響，其餘皆無法解釋是否影響系統風險，。

(四) 動態系統風險基本統計量

表 13 為動態系統風險基本統計量，在平均數方面由最高法國 1.0875 至最低菲律賓 0.3253。並由圖 5 可以看出系統風險走勢圖，在圖中可明顯看出加入金融海嘯模型後估計出系統風險會少了雷曼兄弟倒閉日後的極端值，也可能加入倒閉日後虛擬變數將極端值給去除。

表12 動態系統風險估計(考慮金融海嘯)

	c_i	π_1	π_2	π_3	π_4
英國	0.0349 (0.011)***	0.9477 (0.008)***	0.0043 (0.004)	0.0081 (0.004)*	0.0012 (0.001)
美國	0.0441 (0.009)***	0.9538 (0.008)***	0.0023 (0.002)	0.0018 (0.003)	-0.0008 (0.001)
德國	0.0603 (0.007)***	0.8998 (0.011)***	-0.0303 (0.003)***	-0.0052 (0.003)	0.0001 (0.000)
日本	0.0411 (0.008)***	0.8987 (0.012)***	-0.0182 (0.003)***	-0.0054 (0.004)	0.0013 (0.000)
加拿大	0.0756 (0.012)***	0.9165 (0.011)***	-0.0115 (0.003)***	-0.0023 (0.004)	0.0014 (0.001)
法國	0.0229 (0.015)	0.9532 (0.008)***	0.0291 (0.005)***	0.0070 (0.006)	0.0024 (0.002)
香港	-0.0030 (0.006)	0.9875 (0.004)***	-0.0014 (0.003)	0.0039 (0.004)	0.0008 (0.000)
印度	0.1951 (0.026)***	0.7511 (0.018)***	-0.0063 (0.013)	-0.0266 (0.015)*	0.0005 (0.003)
韓國	0.0503 (0.008)***	0.8822 (0.012)***	-0.0147 (0.004)***	-0.0011 (0.004)	0.0015 (0.001)
菲律賓	0.0350 (0.007)***	0.8967 (0.012)***	-0.0189 (0.004)***	-0.0099 (0.005)**	0.0014 (0.000)*
新加坡	0.0463 (0.008)***	0.9330 (0.010)***	-0.0179 (0.003)***	-0.0022 (0.003)	0.0002 (0.001)
台灣	0.0321 (0.005)***	0.9284 (0.009)***	-0.0188 (0.002)***	-0.0052 (0.002)**	0.0006 (0.000)
泰國	0.3521 (0.072)***	0.3449 (0.026)***	0.0223 (0.045)	-0.1089 (0.050)**	0.0049 (0.008)

* , ** , ***, 為10% , 5% , 1%顯著水準 , ()內為標準差

此公式衡量是 $\beta_{i,t} = c_i + \pi_1\beta_{i,t-1} + \pi_2S_{m,t-1} + \pi_3S_{m,t-1}D + \pi_4V_t + u_{i,t}$ 。

表 13 動態系統風險基本統計量(考慮金融海嘯)

	平均數	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera	最大值	最小值	PP	ADF
英國	0.9135	0.1903	0.5628	3.1728	70.25***	1.6083	0.5713	-5.58***	-5.68***
美國	0.8955	0.1397	0.4393	3.1189	42.57***	1.3600	0.5392	-5.00***	-5.42***
德國	0.4442	0.1104	0.7457	3.7919	154.44***	0.9522	0.2137	-7.92***	-8.31***
日本	0.3953	0.1363	1.7228	8.1810	2097.06***	1.2475	0.1645	-7.86***	-7.95***
加拿大	0.9192	0.1340	0.5191	3.7432	88.29***	1.4694	0.5425	-7.28***	-7.40***
法國	1.0875	0.2551	0.8655	4.1223	230.51***	2.1900	0.5397	-5.88***	-5.61***
香港	0.5204	0.3545	3.4079	18.3225	15245.11***	3.0774	0.2135	-2.77*	-3.52***
印度	0.7543	0.2883	1.5676	8.7665	2333.60***	2.6920	0.0059	-15.54***	-10.05***
韓國	0.4303	0.1308	0.9310	4.0229	244.49***	1.0195	0.1771	-8.58***	-8.68***
菲律賓	0.3253	0.1410	1.4687	7.5175	1572.75***	1.1984	0.0744	-7.70***	-7.92***
新加坡	0.5696	0.1350	0.8899	4.3568	271.28***	1.2795	0.3179	-6.36***	-6.11***
台灣	0.3644	0.0912	0.0246	2.5489	11.15***	0.6186	0.1483	-6.34***	-6.56***
泰國	0.5192	0.2650	0.6758	4.9687	308.87***	2.0629	-0.2934	-8.31***	-8.85***

*, **, ***分別為10%, 5%, 1%顯著水準

樣本時間全區間是由2005年4/3日至2009年12/31日 共1303個觀察值

PP(Phillips-Perron)為和ADF(Augmented Dickey-Fuller)為檢視是否有單根現象

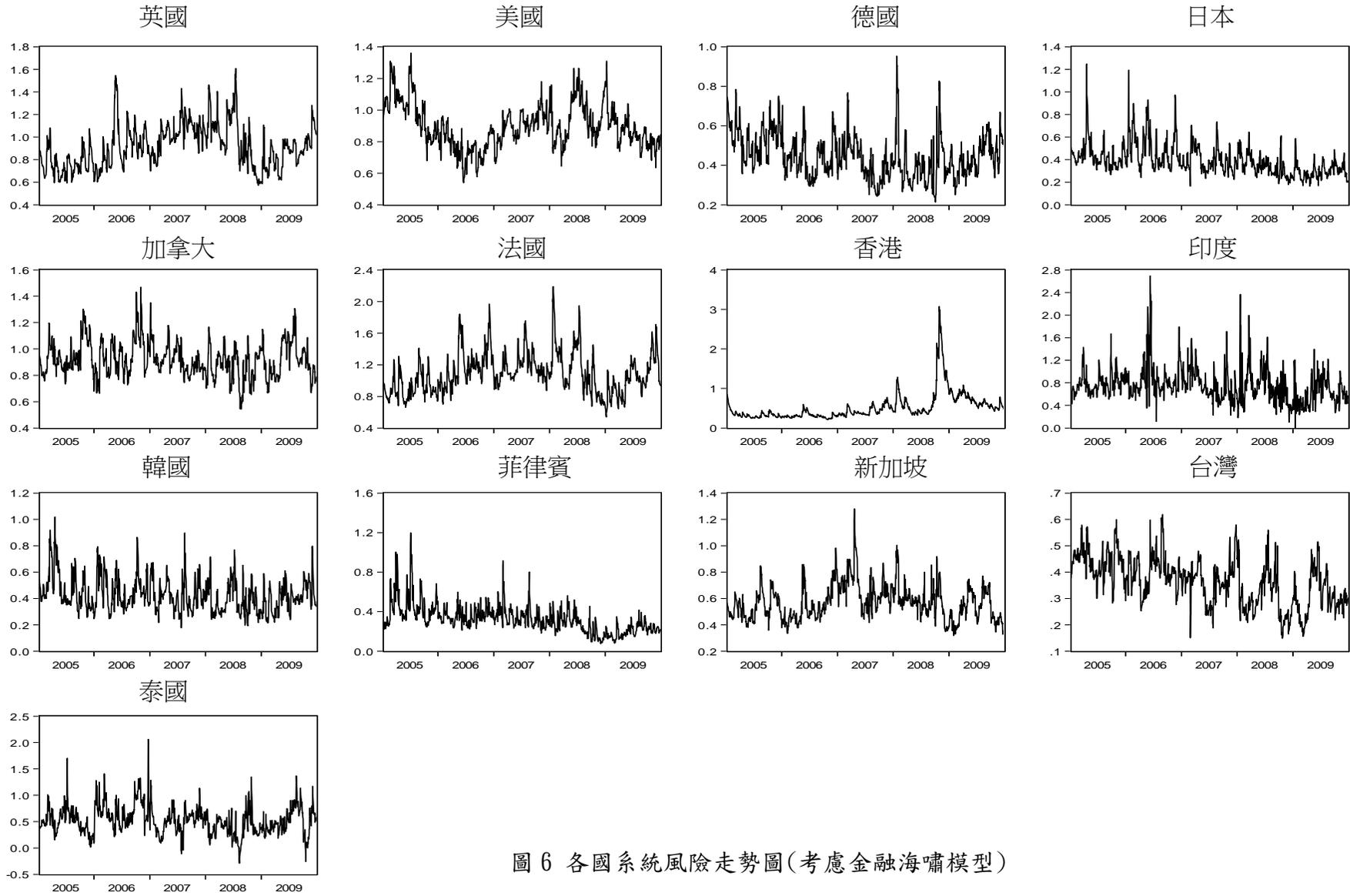


圖 6 各國系統風險走勢圖(考慮金融海嘯模型)

第五章 結論與建議

第一節 結論

本文依照 Engle (2002) 的 DCC-GARCH 模型來做研究，並在模型中加入落後期數調整項補捉不對稱的現象，而本文使用新世紀金融公司倒閉日為危機發生日，並進一步討論系統風險與總風險是否有不對稱的情形，而在檢視系統風險在加入金融海嘯後不對稱現象變化，並探討系統風險是否受成交量影響。

一、總風險估計結果

總風險方面，國際股市普遍存在不對稱的情形，無論在考慮與不考慮金融海嘯模型皆存在總風險不對稱，在不考慮金融海嘯模型下不對稱係數最高泰國 0.2998 至最低的香港 0.0320；在考慮金融海嘯模型下不對稱係數最高泰國 0.4091 至最低的香港 0.0560，表示負面消息反應程度高於正面消息。

二、動態系統風險估計結果

系統風險方面，動態系統風險研究國際股市不對稱的情形，在未考慮金融海嘯模型前 δ_i 估計結果僅有日本正未顯著，台灣負的顯著，其餘國家皆存在系統風險不對稱情形，不對稱顯著值由最高法國 0.0691 至最低美國 0.0039；但在考慮金融海嘯模型後，皆未能解釋系統風險是否有不對稱情形，且德國，日本、加拿大、韓國、菲律賓、新加坡、台灣但皆為負顯著，僅有法國顯著為正表示負面消息反應程度高於正面消息。

三、系統風險是否受金融海嘯影響

系統風險是否受金融退衰影響方面，研究結果顯示僅有英國會受到金融海嘯影響其餘皆無法解釋系統風險不對稱情形。

四、加入成交量影響

本文將成交量加入系統風險估計，並探討系統風險受成交量影響，而在未考慮金融海嘯模型時，結果發現英國、德國、加拿大、法國、印度皆顯著為正，表示這些國

家系統風險深受成交量影響；而在考慮金融海嘯模型後，僅有菲律賓系統風險深受成交量影響。

第二節 後續研究

金融危機事件從以前就開始不斷的發生，這些事件往往都隱藏著不對稱現象，也許本文在研究上考量因素尚多，但在多次研究測試下，將最完善的結果呈現出來，況且在研究上能發現出更多有趣的現象，是大家樂於所見的，所以在建議上有四點。

- 一、 本文使用十三個國家股價指數研究總風險、系統風險不對稱情形，但尚未研究到非系統風險方面不對稱情形，所以可以往非系統風險不對稱性來做研究也許在非系統風險的不對稱性更高也有可能。
- 二、 本文加入金融海嘯模型來補捉不對稱，但結果明顯不好，也許可以從模型改良，或是使用不同的危機日，或將同個危機日不同模型進行比較，也許會有更好結果，選擇出最優良模型。
- 三、 金融海嘯所涵蓋國家非常的多，也可以從國家方面來增加，因本文只對十三國家，像一些非亞洲新興市場國家在股市表現也非常亮眼，也許對可以對那些國家來做為研究對象。

參考文獻

中文文獻

1. 林楚雄，“個股波動不對稱性之實證研究：以台灣股票市場為例”，*中山管理評論* 12號，13(3)，811-836頁，民國九十四年。
2. 黃一祥、王元章、許嘉惠，“台灣股市系統風險之估計及橫斷面預期報酬之分析”，*財務金融學刊*，11(3)，1-33頁，民國九十二年。
3. 黃柏農、鄭素姻、侯翰、王祝三，“台灣股票市場動態系統風險研究”，*經濟研究 (Taipei Economic Inquiry)*，45(2)，237-272頁，民國九十八年。
4. 楊踐為、胥愛琦、吳清豐，“亞洲金融危機前後匯率波動不對稱現象之比較與政策意涵”，*台灣管理學刊*，5(2)，八月，187-208頁，民國九十四年。
5. 王凱立、陳美玲，“亞洲金融風暴發生前後美國與台灣股市動態關聯之進一步研究”，*經濟論文叢刊*，31(2)，191-252，民國九十二年。
6. 吳太郎，“台灣股價指數報酬率波動不對稱性之研究”，*雲林科技大學財務金融研究所碩士論文*，民國九十三年。
7. 張維救，“金融危機與風險外溢—DCC 模型之應用”，*中央大學財務金融研究所碩士論文*，民國九十一年。
8. 阮愛菁，“2008年全球金融危機與1997年亞洲金融風暴對台灣影響之比較研究”，*東吳大學會計研究所碩士論文*，民國九十七年。

英文文獻

1. Akdeniz, L., Salih, A. A. and Caner, M. 2003, “Time-Varying Betas Help in Asset Pricing: The Threshold CAPM”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 6, 1-16.
2. Black, F., 1976, “Studies In Stock Price Volatility Changes. Proceedings of the 1976”, *Business Meeting of the Business and Economics Statistics Section, American Statistical Association*, 177-181.
3. Braun, P. A, Nelson, D. B. and Sunier, A. M., 1995, “Good News, Bad News, Volatility, And Betas”, *Journal of Finance*, 50, 1575-1603.

4. Bekaert, G., and Wu, G., 2000, "Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets", *The Review of Financial Studies*, 13, 1-42.
5. Christie, A.A. , 1982, "The Stochastic Behavior Of Common Stock Variance: Value , Leverage And Interest Rate Effects", *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432
6. Choudhry, T., 2005 , "Time-varying beta and the Asian financial crisis: Evidence from Malaysian and Taiwanese firms", *Pacific-Basin Finance Journal* ,13, 93-118
7. Duffee, G. R., 1995, "Stock Returns And Volatility: A Firm-level Analysis", *Journal of Financial Economics*, 37, 371-398
8. Engle, R. F., 2002, "Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models", *Journal of Business and Economic Statistics*,20, 339-50
9. Fama, E. F. and French, K. R., 1992 , "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 47, 427-465.
10. Koutmos, G. and Saidi, R., 1995, "The Leverage Effect In Individual Stocks And The DebtTo Equity Ratio", *Journal of Business Finance & Accounting*, 22, 1063-1075.
11. Koutmos and G. G. Booth , 1995, Asymmetric volatility transmission in international stock markets, *Journal of International Money and Finance*, 14, 747-762.
12. Koutmos, G. and Knif J., 2002a, "Time variation and asymmetry in systematic risk: evidence from the Finnish stock exchange", *Journal of Multinational Financial Management* 12, 261-271
13. Koutmos, G. and Knif J., 2002b, "Estimating Systematic Risk Using Time Varying Distributions", *European Financial Management* 8(1) ,2002, 59-73
14. 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 ratios", *Applied Economics Letters*, 12, 503-509.
15. Marshall, A., Maulana, T., Tang, L., 2009, "The estimation and determinants of emerging market country risk and the dynamic conditional correlation GARCH model", *International Review of Financial Analysis* 18, 250–259
16. Schwert, W. G., 1990, "Stock Volatility And The Crash of 87", *The Review of Financial Studies*, 3, 77-102.
17. Woodward, G. and Brooks, R., 2009, "Do realized betas exhibit up/down market tendencies", *International Review of Economics and Finance* , 18, 511-519

18. Yang, J. W. and You, S. J., 2003, "A Comparison of Asymmetric Volatility in Exchange Rate Prior and Post Asian Financial Crisis and Some Policy Implications", *Journal of Management*, 20(4), 805-827