

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士在職專班論文

金融指標對股價報酬影響之研究：

以已開發與開發中市場為比較對象

The Effects of Financial Indicators on Stock Returns:
The Comparisons between Developed and Developing
Markets

指導教授：王凱立 博士

研究生：林憲志

中華民國 105 年 1 月

東海大學碩士在職專班學位論文 學位考試委員審定書

本校 財務金融研究所 碩士在職專班 林憲志 君

所提之論文(中文)： 金融指標對於價報酬影響之研究：以已開發
與開發中市場為比較對象

(英文)： The Effects of Financial Indicators on Stock
Returns: The Comparisons between Developed
and Developing Markets

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

學位考試委員會

召集人

林江峰

考試委員

王崑玄 (指導教授)

魏清洲

黃開義

蔡政言

系所主任

鄭一博

中華民國 105 年 1 月 12 日

東海大學財務金融學系

碩士論文學術倫理聲明書

本人 林冕廷 (學號: G102447014) 已完全了解學術倫理之定義。僅此聲明，本人呈交之碩士論文絕無抄襲或由他人代筆之情事。若被揭露具有違背學術倫理之事實或可能，本人願自行擔負所有之法律責任。對於碩士學位因違背學術倫理而被取消之後果，本人也願一併概括承受。

立證人： 林冕廷 (簽名)

中華民國 105 年 1 月 12 日

謝辭

首先由衷的感謝指導教授-王凱立博士，凱立老師學富五車，幽默風趣，有老師悉心的指導下論文才能順利完成，老師不論有多忙，都一定會預留時間和我們討論，並指點我們正確的方向，提供最寶貴的意見，讓我在困頓迷網時給我指引方向，讓我在學業和生活智慧上得到啟發與體驗，在此致上最真誠的謝意。

其次要感謝全部的口試委員們，在百忙之中撥空前來參與論文口試，並給予我許多建議與肯定，使得論文得以更佳完善與嚴謹，在此由衷感謝。

在兩年的求學過程中，班上的同學們每個人都學有專長，大家在課堂中互相學習與鼓勵，同學們在分享時也絕不藏私，讓我在整個學習過程中，得到很多新的知識與觀念，也因為有同學們的督促，我才能順利完成論文，謝謝你們。

最後我要感謝我的太太，在我重拾書本圓夢的過程中，全心支持，用心付出，並且體諒與鼓勵著我，使我能專注在學業上，沒有她的幫忙，我絕對沒有辦法順利完成學業，在此衷心地感謝。

林憲志 謹致於
東海大學財務金融研究所
中華民國 105 年 1 月

摘要

本研究利用 GARCH 模型，探討 2008 年 3 月 3 日至 2014 年 10 月 31 日，金融重要指標如 VIX 指數、TED 價差、CDS、US10Y 及 USI 對已開發國家如美國、日本、德國和開發中國家如巴西、中國、俄羅斯股價報酬在金融風暴及金融風暴後，股票市場報酬在均數方程式及變異數方程式傳遞影響分析。

關鍵詞：GARCH 模型、金融風暴、VIX 指數、TED 價差、CDS、US10Y、USI。

Abstract

This research investigates whether there exist crisis contagion and spillover effects in the stock market of Developed countries (United States, Japan, Germany) and Developing Countries (Brazil, China, Russia). Research period was from March 3, 2008 to October 31, 2014. This paper takes the GARCH model. focuses on the return of the stock market and the effects of volatility which is from VIX index, TED Spread, CDS, US10Y, USI. In addition to the GARCH model to investigate the compensation of fluctuations and information transmission fluctuations, due to the pass-through effect do a more realistic description of the analysis, especially use Financial Tsunami .

Keywords : GARCH model , Financial Tsunami , VIX index , TED Spread , CDS , US10Y ,
USI .

目 錄

謝 辭.....	I
中文摘要.....	II
Abstract.....	III
目 錄.....	IV
圖 目 錄.....	V
表 目 錄.....	V
第一章緒論.....	1
第一節 研究動機.....	2
第二節 研究目的.....	3
第三節 研究架構.....	3
第四節 研究流程.....	4
第二章相關文獻.....	5
第一節 金融指標對股票市場相關文獻.....	5
第二節 GARCH 模型相關文獻.....	8
第三章研究設計.....	11
第一節 單根檢定.....	11
第二節 ARCH檢定.....	12
第三節 GARCH模型.....	12
第四章實證結果與分析.....	15
第一節 樣本統計描述.....	15
第二節 基本統計量分析.....	16

第三節 ADF-單根	18
第四節 ARCH檢定	22
第五節 GARCH模型之估計	24
第五章結論與建議	47
第一節 結論	47
第二節 建議	47
參考文獻	51

圖目錄

圖 1-1 研究流程圖	4
-------------------	---

表目錄

表 4-1	本文使用變數整理	15
表 4-2-1	全期間研究變數價格水準之基本統計表	16
表 4-2-2	已開發股市與開發中股市報酬水準與風險統計表	17
表 4-2-3	研究變數報酬之敘述統計量表	17
表 4-3-1	全期間研究變數價格水準與報酬項之 ADF 單根檢定表	19
表 4-3-2	金融風暴期間研究變數價格水準與報酬項之 ADF 單根檢定表	20
表 4-3-3	金融風暴後研究變數價格水準與報酬項之 ADF 單根檢定表	21
表 4-4-1	全期間-研究變數報酬項 ARCH-LM 檢定表	22
表 4-4-2	金融風暴-研究變數報酬項 ARCH-LM 檢定表	23
表 4-4-3	金融風暴後-研究變數報酬項 ARCH-LM 檢定表	23
表 4-5-1	全期間-已開發與開發中國家股票報酬受金融變數報酬 GARCH 模型比較	24
表 4-5-1-A1	全期間-美國股票受金融變數影響之參數估計	25
表 4-5-1-A2	全期間-日本股票受金融變數影響之參數估計	26
表 4-5-1-A3	全期間-德國股票受金融變數影響之參數估計	27
表 4-5-1-B1	全期間-巴西股票報酬受金融變數報酬之 GARCH 模型估計	28
表 4-5-1-B2	全期間-中國股票受金融變數影響之參數估計	29
表 4-5-1-B3	全期間-俄羅斯股票受金融變數影響之參數估計	30
表 4-5-2	金融風暴期間-已開發與開發中國家股票報酬受金融變數報酬 GARCH 模型 比較.....	31
表 4-5-2-A1	金融風暴期間-美國股票受金融變數影響之參數估計.....	32

表 4-5-2-A2 金融風暴期間-日本股票受金融變數影響之參數估計.....	33
表 4-5-2-A3 金融風暴期間-德國股票受金融變數影響之參數估計.....	34
表 4-5-2-B1 金融風暴期間-巴西股票受金融變數影響之參數估計.....	35
表 4-5-2-B2 金融風暴期間-中國股票受金融變數影響之參數估計.....	36
表 4-5-2-B3 金融風暴期間-俄羅斯股票受金融變數影響之參數估計.....	37
表 4-5-2-C 金融風暴期間-已開發與開發中國家股票受金融變數之 P 值比較表.....	38
表 4-5-3 金融風暴後-已開發與開發中國家股票報酬受金融變數報酬 GARCH 模型比較.....	39
表 4-5-3-A1 金融風暴後-美國股票受金融變數影響之參數估計.....	40
表 4-5-3-A2 金融風暴後-日本股票受金融變數影響之參數估計.....	41
表 4-5-3-A3 金融風暴後-德國股票受金融變數影響之參數估計.....	42
表 4-5-3-B1 金融風暴後-巴西股票受金融變數影響之參數估計.....	43
表 4-5-3-B2 金融風暴後-中國股票受金融變數影響之參數估計.....	44
表 4-5-3-B3 金融風暴後-俄羅斯股票受金融變數影響之參數估計.....	45
表 4-5-3-C 金融風暴後-已開發與開發中國家股票受金融變數之 P 值比較表.....	46

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的

股票市場是上市公司籌集資金的重要場所，對一國的經濟有著重要的影響，也是一國經濟的景氣與否的晴雨表。一國的經濟狀況會提前顯示在其股票市場的表現上。在多場影響深遠的經濟危機爆發之前，如 2000 年網絡泡沫和 2008 年金融危機爆發之前，多國的股票市場都提前出現了大幅度的震盪下跌。股票市場對於經濟的重要性也無需贅敘，而股票市場的表現也代表著投資者的投資收益率。如今科技日新月異，全球化迅猛發展，資訊光速傳播，國家之間貿易往來頻繁，各國不斷減少資本賬戶的限制，開放金融市場，使得全球的金融市場越來越緊密的聯繫在一起，各國之間的金融聯動性也越來越強。特別是主要大國，如美國、英國等資本市場對全球資本市場影響很大，開發中國家如中國等的資本市場對國際資本市場的影響也與日俱增，使得往往一個國家的資本市場的波動對其他國家的資本市場會產生強烈的影響。因此，在不同市場聯動性不斷加強的前提，股市人在設定投資方案和進行投資的時候，必須充分考慮不同股票市場之間的聯動性，盡可能的避免其他股票市場變動對本國股票市場帶來的影響，保護自身的投資收益。

同時，不同股票市場都有可能受到一系列的金融指標的影響，不同股票市場對於金融指標的反應程度也不盡相同。在研究股票收益率的時候，金融指標如恐慌指數(VIX)、泰德價差(TED Spread)、信用違約交換指數(CDS)、美國十年期公債殖利率(US10Y)及美元指數(USI)等金融指標經常被用來預測股票市場的收益率和變動。

CDS 指數指的是信用違約交換指數（CDS 指數）是一種來對沖信用風險的金融衍生產品，或可視作為一籃子信用衍生工具的投資組合。CDS 指數然大幅升高可能預示著市場出現了違約事件或“預期”違約風險增加，市場投資人對市場信心不足，因而爭相出脫手中的持股，進一步導致股票市場快速下跌。因此，CDS 指數多被業界當做觀察市場信心指標之一。

VIX 指數指的是芝加哥期權交易所的波動率指數(Volatility Index，VIX)或者稱之

為“恐慌指數”，1987 年全球股災之後，期貨交易所便開發了這個指數，用以衡量市場的波動程度。在此後的多次金融危機和金融波動中，這個指數都被多次採用。

TED 價差指 3 個月期的美國國庫券期貨與歐洲美元利率期貨(亦是 3 個月期)之間的價差(TED,Treasury Eurodollar Spread)，TED 價差被視為國際金融市場最重要的風險衡量指標，TED 利差越大，顯示市場資金(投資者的資金)越湧向國債市場以規避商業機構破產或債券違約的風險。這些金融指數對一個股票市場收益有著相當的指標性的預測作用。

美元指數 (US Dollar Index, USI) 是通過平均美元與六種國際主要外匯的匯率得出的。美元指數顯示的是美元的綜合值。一種衡量各種貨幣強弱的指標。美元指數它類似於顯示美國股票綜合狀態的道瓊斯工業平均指數(Dow Jones Industrial Average)。

各國政府都發行公債，為何唯獨美國公債殖利率最值得觀察？因為美國是全球最大的經濟體，美元仍是目前最重要的國際貨幣，美國公債有多種期別，其中 10 年期公債是大型法人資產配置的核心首選，流動性也最優，因此 10 年期公債殖利率最具觀察價值。復華投信債券研究部投資策略長吳易欣表示，5 年期以下的短期公債價格，會受到美國聯準會 (Fed) 貨幣政策的影響，也就是較易被人為因素所左右；而 10 年期長天期公債的交易，價格主要由市場力量決定。美元指數是參照 1973 年 3 月六種貨幣對美元匯率變化的幾何平均加權值來計算的，以 100.00 為基準來衡量其價值。105.50 的報價是指從 1973 年 3 月以來，其價值上升了 5.50%。

然而，開發中國家的股票市場尚未成熟，但其對國際市場的影響力卻在日益劇增，如何預測開發中國家股票市場的走向和報酬率是當下金融市場的熱題。本文使用 GARCH 模型，研究各金融指標對已開發國家，和開發中國家股市報酬率之影響。

第二節 研究目的

本文探討金融指標 VIX 指數、TED 價差、CDS、美國十年期公債殖利率及美元指數對已開發國家(如美國、日本、德國)，和開發中國家(如巴西、中國、俄羅斯)在金融風暴及金融風暴後，研究全期間自 2008 年 3 月 3 日至 2014 年 10 月 31 日共 1363 筆日資料，股價報酬之影響，利用 GARCH 模型進行實證分析。

- 一、探討金融指標，包括 VIX 指數、TED 價差、信用違約利差 CDS、美國十年期公債殖利率及美元指數對於股票市場之影響。
- 二、針對已開發國家(如美國、日本、德國)，和開發中國家(如巴西、中國、俄羅斯)比較不同型態市場對於金融指標之敏感度。
- 三、針對金融風暴期間及金融風暴後，探討不同市場結構對於金融指標之敏感度。

第三節 研究架構

本文共分五章，各章內容如下：

- 第一章、緒論：主要說明研究動機與目的、研究架構、研究限制及研究流程。
- 第二章、文獻探討，回顧國內外所有有關國際股票市場之波動傳遞與 GARCH 模型的相關文獻。
- 第三章、研究方法：基本統計量分析、單根檢定、ARCH 檢定、GARCH 模型。
- 第四章、實證估計與分析：資料描述與基本分析、單根檢定、ARCH 檢定、GARCH 模型之估計。
- 第五章、結論與建議。

第四節 研究流程

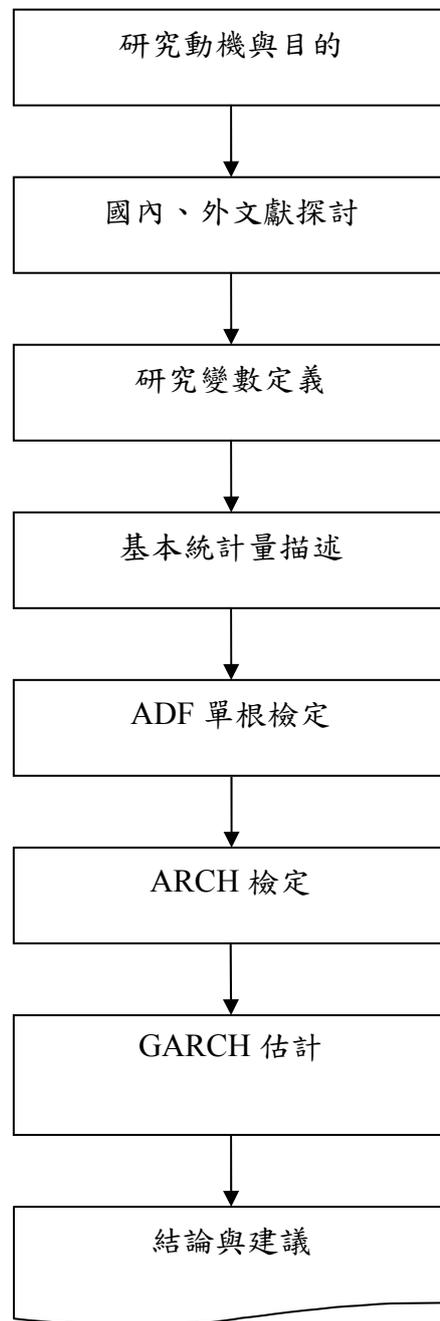


圖 1-1 研究流程圖

第二章 相關文獻

第一節 金融指標對股票市場相關文獻

林世鹽(2014)採用2000年1月至2013年10月美國聯邦資金利率、金融商業本票利率、美股三大指數、一年期與十年期政府公債收益率、投資級公司債指數與投機級公司債指數贖回收益率之月資料，來探討美國在實施量化寬鬆貨幣政策(QE)前後利率變動與股市、債市間之關聯性。實證結果顯示：實施量化寬鬆貨幣政策前，股市報酬為利率變動率的領先指標，債券市場收益變動率為聯邦資金利率變動率的領先指標；量化寬鬆貨幣政策前後市場現象差異的原因，可能是聯準會的購債行為所影響。

柏婉貞(2014)研究從財務理論與實證角度，提供不同的研究觀點來分析自1990至2012期間，中國、印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡、香港、泰國、韓國及台灣等9個國家，股票市場報酬波動結構性改變。本文延伸Bai and Perron (2003)及Eizaguirre et al. (2004)多重結構性改變模型，採用最大概似比函數檢定法估出平均數方程式及變異數方程式同時發生結構性轉變之發生時點，探討亞洲股票市場波動結構性改變。本研究發現各國股票市場除了中國市場之外，報酬與波動結構性轉變之發生時點均在1997年亞洲金融風暴期間與2008年全球金融海嘯期間，意味著金融危機導致亞洲股市呈現不穩定性。

陳建德(2014)以探討美國十年期公債殖利率是否為景氣反轉的先行訊號，參考變數有美國消費者物價指數(CPI)、芝加哥採購經理人指數(PMI)、汽車銷售量、Case & Shiller房價指數、S&P500指數等變數。實證結果得知金融市場具有領先實體經濟關係存在，如美國十年期公債殖利率領先芝加哥採購經理人指數2個月、S&P500領先Case & Shiller

房價指數2個月，其中實體經濟裡芝加哥採購經理人指數(PMI)領先Case & Shiller房價指數1個月。得出結論，美國以消費導向為主的經濟體，在金融市場反應落底訊號，確實有助於實體經濟面的信心恢復，產生反轉訊號出現。

邱震宇(2013)以48國家主要股價指數為對象，探討VIX指數變動時，對各國股票市場的影響。結果發現VIX變動率與各國家股票指數報酬率為負相關。VIX變動率對高收入國家股市報酬率的影響比開發中國家來得大。VIX指數對於各國家受到公司治理的不同（投資者保護）和對外金融開放程度的差異，其影響會有所不同。

劉珮含(2013)研究主要探討美國十年公債期貨價格與金融變數之間的關係，實證結果為，三個子期間具有顯著影響之變數為S&P500、黃金現貨價格和澳兌日匯價，且第一子期間之結果遠優於二、三子期間，原因為第一子期間之市場氣氛較樂觀，而二、三子期間分別存在金融海嘯與歐債危機之隱憂，造成市場存在許多不確定性，導致二、三子期間之金融變數對公債價格之影響相對於第一子期間差。

周聖淵(2012)使用美國S&P500指數和VIX所組成的16種交易策略，檢視美國 S & P指數、台灣加權指數、香港恆生指數與日本日經225指數，自1993至2012中在四個不同區域報酬率效果。研究發現，在2000年之前香港恆生指數獲利能力最佳，2000年之後台灣加權指數獲利能力最佳。其中日經225獲利能力較不顯著。另外，我們發現在財務理論及實證研究相符交易策略下，VIX 指數波動度越大越能為投資者帶來獲利。

鍾展弘 (2011)研究主要討論VIX、CDS（北美CDS、歐洲CDS和新興市場CDS）和TED價差報酬率對股市的報酬率和波動度的影響。以金融風暴發生前、後與全期間為個案研究時間，觀察五大股票市場：美國股市、日本股市、台灣股市、歐洲股市與

中國股市之報酬率與波動度變化。實證結果發現，VIX、CDS與TED價差報酬率對五個股市的報酬率影響遠大於波動度，其中CDS 表現遠優於VIX和TED價差。CDS中，以北美CDS優於歐洲CDS，歐洲CDS優於新興市場CDS。在報酬率之R2方面，VIX、CDS與TED價差在美國股市的解釋能力都超過50%，其它市場解釋力皆不佳。波動度之顯著性方面，VIX與美國股市皆達正相關，歐洲股市也達六成正相關，中國股市達三成正相關之顯著水準。整體來說VIX、CDS與TED價差在台灣股市與日本股市波動度不顯著。

Kearney(2000)分析五個國家(英國、法國、德國、日本及美國)股票市場波動性的決定因素及傳導(transmission)效果；研究期間從1973年7月至1994年12月，利用Davidian & Carroll之條件變異數模型；他利用五個國家的股票市場報酬、利率、匯率、通貨膨脹及工業生產力，同時加入景氣循環變數作為變數。其實證結果示，第一、世界權益市場的波動大都是導因於日本/美國的市場波動，接著傳導至歐洲市場；第二、通貨膨脹的波動與各國股市的波動成相反方向變動，且這個重要的影響是存在的，再者通膨的波動和它的變動程度成正向關係，暗示著低通膨導致高股票市場波動性。

第二節 GARCH 模型相關文獻

劉祥熹、王錦瑩、陳威蓁(2015)探討上證指數、恆生國企股指數與恆生國企股期貨指數之間在次級房貸事件與金融海嘯期間波動性與相關性行程的變動過程，文中發現對三種指數而言，分析其報酬率的互動情形時，研究發現次貸危機與全球金融海嘯事件對上海與恆生股票市場波動性都產生增強的效果，另外就相關性而言，僅金融海嘯事件對於市場間的相關性有顯著且正向的影響，至於次貸危機事件，雖亦造成市場間相關性增加，但並不具統計顯著性。換言之，個別市場波動性對外在環境的改變較為敏感，而市場間的相關性變化，主要取決於二市場間的交互作用變化，雖也會受外在重大事件的影響，但仍須視外在事件之重要程度而定。

高友笙、古御呈、俞明德 (2015)的主旨在於運用門檻迴歸模型與GJR-GARCH的模式，探討在2007—2009年美國的次級房貸危機發生前後，美國股市中落遲的交易額因子對於股市的隱含波動指數是否存在有非對稱性的影響，或門檻效應；同時檢測隱含波動指數的條件變異數是否存在有波動不對稱性的現象。本文主要的實證發現為：採用門檻模型與GJR-GARCH的模式，發現在次貸危機發生前後，S&P 500指數及NASDAQ指數的交易額落遲因子，對VIX及VIXN兩個隱含波動指數存在有顯著的門檻效應。該結果提供了顯著證據確認了之前學者們所提出的連續訊息到達假說(Sequential Information Arrival Hypothesis, SIAH)；同時，實證結果亦發現VIX及VIXN兩個隱含波動指數的條件變異數，於次貸危機前後階段皆存在有波動不對稱性的現象。

蔡穗馥及吳億亭 (2013)以研究探討當全球發生金融危機時是否對於台灣股票市場之報酬與波動性造成影響，針對1992年1月1日至2013年5月31日期間所發生之全球性金

融危機事件進行研究。本研究採用GARCH模型來檢定，結果發現：當全球發生金融危機時皆會對台灣股市之報酬或波動性造成影響。貨幣匯率問題所引發之亞洲金融風暴，不只對股票報酬有負向影響也對波動性產生正向影響，表示股票波動振盪大且偏向下跌的走勢。由於台灣身處亞洲地區，所受到的衝擊最為直接，事件的爆發如連鎖效應一般，因此股市波動震盪的程度較為顯著；因為波動震盪過於劇烈，不利風險趨避者操作，但風險追逐者或許可以利用短進短出從中賺取利差。墨西哥經濟危機、美國次貸、雷曼兄弟與歐洲主權債務等四件危機事件對於台灣股市報酬有顯著的負相關，表示股市呈現直直下跌趨勢，對於台灣股市影響甚鉅，恐會造成嚴重虧損，不利投資者進場；不過適合融券者先拋售股票，等待股價趨於穩定時再將股票贖回，但是必須要考慮到融券的交易成本。

Butterworth(2002)研究FSTE Mid 250 Index期貨交易對於現貨市場波動性的影響，去探討消息所引起的波動性之反應，使用GARCH和GJR-GARCH模型處理對稱和不對稱效果。結果顯示期貨交易會增加市場資訊的流入量，引起市場價格的變動，但是在Mid 250 index期貨交易後，資訊的傳遞較慢，造成舊消息的衝擊比新消息衝擊的持續性來得大，對現貨市場價格反應速度較慢。

Chiang and Wang(2002)探討臺指和摩指期貨上市後，對現貨市場的波動性是否會有不對稱性，使用GJR-GARCH處理不對稱效果，實證結果顯示摩指上市後現貨市場的波動性並未改變，但是不對稱效果卻增加了，且在臺指市場裡的交易訊息被傳遞到現貨市場來，使得現貨市場也有消息衝擊不對稱的情況，負衝擊對波動性較正衝擊來得大。

陳君達（2000）以台灣、日本、香港及美國為研究對象，採用EGARCH 模型，探討市場間的價格改變與股價指數波動，及各國彼此間的關連性。研究期間自1996年1月1日至1999年12月31日，分別以日資料及月資料進行研究。其結論可歸納為（1）香港分別受美國台灣與日本股市影響較大且具有較高的相關性，其原因在於香港本身無傳統經濟產業的基礎，其經濟的發展幾乎全仰賴國外的投資所致。（2）美國股市對台灣、日本與香港股市間具有領先的地位。另外，在亞洲金融風暴後，香港股市對美國股市產生雙向回饋的效應，證明國際股市間互動性的增加。（3）對於一國股市非預期的波動衝擊，會傳遞至其他國家股市，而造成各國股市的衝擊，且其傳導的過程具有不對稱性的現象，即一國好消息對他國股市的衝擊會小於壞消息對他國股市的衝擊。其中，台灣、日本與香港股市皆受美國股市非預期波動衝擊的影響。

Theodossiou and Lee（1993）採用多元GARCH-M模型（Multivariate）探討國際股市間報酬率之外溢效果。以美國、加拿大、日本、英國、及德國五國，在1980年至1991年間，股價指數報酬率的週資料進行研究。結果顯示美國股市報酬率對於英國、加拿大及德國股市報酬率有外溢效果，日本股市報酬率對於德國股市報酬率也有外溢效果存在。其次，美國股市對於其他四國股市、英國股市對加拿大股市、及德國股市對日本股市，皆存在波動性外溢效果。此外英國與加拿大股市並無顯著的自我波動性外溢效果，顯示其波動性的來源是受其他股市的影響。而德國股市與其他四國市場整合程度最低。

第三章 研究設計

第一節 單根檢定

時間序列的單根檢定(Unit Root Test)研究是時間序列分析的一個熱門問題。時間序列的時變行為實際上反映了時間序列的非平穩性質(Nonstationary)。對非平穩時間序列的處理方法一般是將其轉變為平穩序列，這樣就可以應用有關平穩時間序列的方法來進行相應的研究。對時間序列單根檢定就是對時間序列平穩性的檢定，非平穩時間序列如果存在單根，一般可以通過差分的方法來消除單根，得到平穩序列。對於存在單根的時間序列，一般都顯示出明顯的記憶性和波動的持續性，因此單根檢定是本文中有關財金序列波動持續性討論的基礎。

所以本研究以ADF單根檢定觀察變數的定態與否。ADF(Augmented Dickey and Fuller：1979)單根檢定法。其檢定迴歸式為：

$$\Delta Y_t = (\gamma - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.1)$$

或將(3.1.2)式表示為：

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.2)$$

在(3.1.3)式加上漂浮項：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.3)$$

在(3.1.4)式加上漂浮項與趨勢項：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \beta t + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.4)$$

其中， Δ 為差分運算因子， α_0 為漂浮項(Drift term)， t 為趨勢項(Trend term)， ε_t 為殘差值且 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 為白噪音(White Noise)，ADF檢定的不拒絕虛無假設則序列為不平穩變數，反之拒絕 H_0 則序列為平穩。

第二節 ARCH 檢定

Engle(1982)發現總體經濟資料在時間序列模型中，殘差變異數並非固定，而是受到過去的影響，因此發展出 ARCH 模型，其為了使時間序列資料之異質變異數的特性能表現在模型中，設定了時間序列資料條件變異數受前期之平均數預測殘差平方項之影響，在此模型中拋棄了殘差變異數為固定的假設，而允許條件變異數為過去殘差項平方的函數，且令其隨時間變動而改變，不僅成功的捕捉到時間序列資料的特性，而且對於時間序列的變異數更能加以預測。此不僅顯示出金融資產其有波動性群聚(Clustering)的現象，能更有效的描述金融資產或總體經濟具有高狹峰及厚尾的機率分配特性。

ARCH模型仍是修正傳統迴歸模式變異數為固定的假設，提出時間序列資料之條件變異數受過去 q 期殘差項平方(亦即非預期之波動性)影響，也就是條件變異數可隨時間改變。ARCH(q)過程如下：

$$R_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^n \phi_i r_{t-i} + \varepsilon_t \quad , \quad i=1, \dots, n \quad , \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.2.1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3.2.2)$$

其中， R_t 為符合ARCH模型的時間序列資料； Ω_{t-1} 代表在 $t-1$ 期內，所有可收集到的已知資訊之集合； $\sum_{i=1}^n \phi_i r_t$ 為 R_t 之條件平均數，是落後期數內生變數與外生變數之線性組合； h_t 為 R_t 之條件異質變異數，會受到過去 q 期誤差項的干擾； q 為ARCH過程的階數。 α_0 、 α_1 、 \dots 、 α_q 、 b ：為未知參數向量。

ARCH-LM 檢定其步驟如下：

1、先利用最小平方法估計殘差。

$$\text{假設ARCH模型如下：} \quad h_t = h(z_t, \alpha) = h(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2) \quad (3.2.3)$$

估計OLS之殘差 ε_T^2 。

2、虛無假設 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$ 為真時，LM統計量近似分配為 $\chi^2(p)$ ，

LM 檢定統計量之一致估計式為：

$$\xi^* = \frac{1}{2} f' z (z' z)^{-1} z' f \quad , \quad \text{其中 } z' = (z_1', z_2', \dots, z_T') \quad , \quad f = \left(\frac{\varepsilon_1^2}{h_1} - 1, \dots, \frac{\varepsilon_T^2}{h_T} - 1 \right) \quad . \quad (3.2.4)$$

在常態假設下，統計量 $\xi = TR^2$ ， R^2 為 f 與 z 之相關係數平方。檢定結果若棄 H_0 ，表示具ARCH效果，表示風險隨時間經過而改變；反之若不棄卻 H_0 ，表示無ARCH效果。

第三節 GARCH 模型

Engle (1982)提出 ARCH 模型，將條件變異設定為落後 q 階的殘差平方線性函數，一般而言，ARCH 模型在估計條件變異數時，通常都假設在條件變異數方程式中有一固定的線性遞延結構，且為了避免係數為負，通常會被要求有較長的遞延。為解決此問題，Bollerslev (1986) 將落遲期之條件變異數 h_{t-1} 加入 ARCH 模型並予以一般化，提出 GARCH 模型。然而 GARCH 模型是為 ARCH 模型之一般式，其較 ARCH 模型更能節約參數 (Parsimonious) 以及可避免過度配適 (Avoids Overfitting) 之問題，並且其有較佳收斂之特性。本文 GARCH 模型之設計如下：

$$R_t^i = a_0 + a_1 R_{t-1}^i + \dots + a_{13} R_{t-3}^i + a_2 R_{t-1}^{CDS_i} + a_3 R_{t-1}^{VIX} + a_4 R_{t-1}^{TEDSP} + a_5 R_{t-1}^{USI} + a_6 R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad (3.3.1)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.3.2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (3.3.3)$$

平穩條件：

$$\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0, \alpha_1 + \beta_1 < 1$$

然而， μ_{t-1} 為 R_t 之條件平均數，其為包含前期所有可用資訊變數集合之線性組合， h_t 為第 t 期之條件變異數， Ω_{t-1} 為過去 $t-1$ 期所有可用之資訊集合。

第四章 實證結果與分析

第一節 樣本統計描述

一、資料來源描述與處理

本文主要乃探討金融指標 VIX 指數、TED 價差、CDS_i、US10Y 及 USI 對已開發國家如美國、日本、德國和開發中家如巴西、中國、俄羅斯股價報酬在金融風暴（自 2008 年 3 月至 2009 年 3 月）及金融風暴後（自 2009 年 4 月至 2014 年 10 月），研究全期間自 2008 年 3 月 3 日至 2014 年 10 月 31 日共 1363 筆日資料，進行研究分析資料及比較。主要變數設定如表 4-1：

表 4-1 本文使用變數整理

變數	變數描述	變數	變數描述
US	美國 S&P500 指數	CDS_US	CDS5_US
JP	日本東京日經 225 指數	CDS_JP	CDS5_JP
GE	德國 DAX 指數	CDS_GE	CDS5_GE
BR	巴西聖保羅 Bovespa 指數	CDS_BR	CDS5_BR
CH	中國上海綜合股價指數	CDS_CH	CDS5_CH
RU	俄羅斯 RTS 股價指數	CDS_RU	CDS5_RU
VIX	VIX 指數	US10Y	美國十年期公債殖利率
TEDSP	TED 價差	USI	美元指數

第二節 基本統計量分析

表 4-2-1 報告，已開發國家如美國、日本、德國和開發中家如巴西、中國、俄羅斯及金融指標 VIX 指數、TED 價差、CDS_i、US10Y 及 USI 等研究變數在價格項之基本統計資料表，分析內容包括平均數、中位數、標準差、偏態係數、峰態係數、Jaeque-Bera 常態分配檢定。

表 4-2-1 全期間研究變數價格水準之基本統計表

變數	平均數	標準差	偏態	峰度	JB 常態		觀測值
US	1347.50	314.08	0.40	2.45	53.98	0.000	1363
JP	11091.12	2435.54	0.63	1.97	151.60	0.000	1360
GE	6898.42	1489.19	0.34	2.42	45.13	0.000	1363
BR	57387.49	8355.53	-0.53	3.03	64.59	0.000	1363
CH	2496.18	428.35	0.92	3.80	227.26	0.000	1363
RU	1428.65	357.92	-0.10	3.63	24.53	0.000	1363
VIX	22.53	10.89	2.01	7.66	2147.76	0.000	1363
TEDSP	0.46	0.56	3.40	17.03	13790.39	0.000	1363
USI	79.91	3.54	-0.16	2.89	6.15	0.046	1363
US10Y	2.77	0.71	-0.01	1.89	69.86	0.000	1363
CDS_US	35.64	14.95	0.67	4.59	247.91	0.000	1363
CDS_JP	68.03	29.34	0.34	2.90	26.77	0.000	1363
CDS_GE	41.70	25.54	1.01	3.24	232.86	0.000	1363
CDS_BR	157.60	65.36	2.55	10.38	4565.06	0.000	1363
CDS_CH	94.42	38.44	2.00	7.34	1972.22	0.000	1363
CDS_RU	222.74	145.91	3.00	12.35	7016.03	0.000	1363

表 4-2-2 及表 4-2-3 指出，在金融風暴期間已開發國家之平均報酬為-0.002 大於 (0.13%)開發中國家之平均報酬為-0.004；平均風險（本文以利用標準差表示風險）為 0.028 小於(-0.98%)開發中國家之平均風險為 0.038。在金融風暴後已開發國家之平均報酬為 0.0007 大於(0.05%)開發中國家之平均報酬為 0.0002；平均風險為 0.0136 小於 (-0.32%)開發中國家之平均風險為 0.0167。上述數據說明，不論在金融風暴期間與金融風暴後期，顯示已開發國家相較開發中國家皆呈現相對較高報酬與較低波動風險之特性，建議投資人以已開發國為投資標的參考。

表 4-2-2 已開發股市與開發中股市報酬水準與風險統計表

期間	已開發 國家報酬	開發中 國家報酬	報酬比較	已開發 國家風險	開發中 國家風險	風險(標準差) 比較
金融風暴	-0.0024	-0.0037	0.13%	0.0278	0.0376	-0.98%
金融風暴後	0.0007	0.0002	0.05%	0.0136	0.0167	-0.32%
全樣本	0.0002	-0.0004	0.06%	0.0166	0.0213	-0.47%

表 4-2-3 研究變數報酬之敘述統計量表

已開發國家	變數	平均數	標準差	偏態	峰度	JB 常態	觀測值
金融風暴	△US	-0.0025	0.0277	-0.1507	4.5245	20.4268	0.0000
	△JP	-0.0022	0.0292	-0.3110	5.7946	69.3305	0.0000
	△GE	-0.0023	0.0267	0.2525	5.9261	74.5758	0.0000
		-0.0024	0.0278	-0.0697	5.4151	54.7777	
金融風暴後	△US	0.0008	0.0115	-0.3398	6.6628	666.7362	0.0000
	△JP	0.0006	0.0152	-0.4107	6.9439	779.6793	0.0000
	△GE	0.0007	0.0140	-0.2094	5.2152	244.1744	0.0000
		0.0007	0.0136	-0.3200	6.2740	563.5300	
全樣本	△US	0.0003	0.0151	-0.4973	9.6435	2549.5890	0.0000
	△JP	0.0002	0.0180	-0.5208	9.0466	2127.0350	0.0000
	△GE	0.0003	0.0166	-0.0818	8.1674	1510.1800	0.0000
		0.0002	0.0166	-0.3666	8.9525	2062.2680	
開發中國家	變數	平均數	標準差	偏態	峰度	JB 常態	觀測值
金融風暴	△BR	-0.0023	0.0328	0.1332	4.9482	32.7043	0.0000
	△CH	-0.0032	0.0289	0.2947	3.7396	7.5648	0.0228
	△RU	-0.0055	0.0512	-0.4099	8.5110	262.5792	0.0000
		-0.0037	0.0376	0.0060	5.7330	100.9494	
金融風暴後	△BR	0.0003	0.0157	-0.0258	4.7131	141.1107	0.0000
	△CH	0.0000	0.0141	-0.2095	5.7249	365.1578	0.0000
	△RU	0.0004	0.0204	0.2982	6.7383	688.4483	0.0000
		0.0002	0.0167	0.0210	5.7254	398.2389	
全樣本	△BR	-0.0001	0.0193	-0.0263	7.9220	1368.9270	0.0000
	△CH	-0.0004	0.0172	-0.0445	6.6102	736.8230	0.0000
	△RU	-0.0005	0.0274	-0.5338	17.6139	12130.8400	0.0000
		-0.0004	0.0213	-0.2015	10.7153	4745.5300	

附註:△代表報酬率計算

第三節 ADF-單根檢定

在進行分析前需進行變數的單根檢定，因為若資料檢定結果若呈現非為穩定狀態，而以其進行迴歸分析，則可能會出現假性迴歸(Spurious regression)與偏誤的問題，產生實證推論的錯誤。因此本研究利用 ADF 單根檢定法，分別對原始股價與金融變數價格指數資料檢測其是否為定態時間數列。若數列非為穩定狀態，則須將資料予以差分(本研究以取對數報酬為報酬率的表達方式)，以判斷數列為何種整合階次數列。

由表 4-3-1、表 4-3-2、表 4-3-3 可看出，全期間，CH、VIX、TEDSP、CDS_US、CDS_BR 及 CDS_CH 變數；金融風暴期間，CH 變數；金融風暴期間，BR、RU、VIX、TEDSP、CDS_US、CDS_BR、CDS_CH、CDS_RU 等金融變數，在水準項已經是 $I(0)$ 的平穩資料。

由表 4-3-1、表 4-3-2、表 4-3-3 也指出所有研究變數在報酬項，皆拒絕單根存在的虛無假設，顯示報酬項為穩定 $I(0)$ 的時間序列，故本研究使用報酬率資料來進行波動關聯性之研究。

表 4-3-1 全期間研究變數價格水準與報酬項之 ADF 單根檢定表

研究變數	水準項	顯著水準	報酬項	顯著水準
US	0.3944		-42.8436	***
JP	-0.8034		-39.2684	***
GE	-0.6865		-37.4476	***
BR	-2.2847		-37.7561	***
CH	-4.6143	***	-35.0558	***
RU	-2.1017		-33.4571	***
VIX	-2.6525	*	-29.9117	***
TEDSP	-3.7564	***	-39.4017	***
USI	-2.5042		-37.3496	***
US10Y	-1.9657		-38.4822	***
CDS_US	-2.6748	*	-38.0256	***
CDS_JP	-2.4662		-33.3069	***
CDS_GE	-1.9828		-33.5248	***
CDS_BR	-2.9970	**	-31.7088	***
CDS_CH	-3.2373	**	-23.5269	***
CDS_RU	-2.3887		-32.8331	***

附註：1.水準項、報酬項分別表示變數原始股價及經取自然對數報酬後之 ADF 統計量。

- 2.***表示在 1%的顯著水準下拒絕虛無假設；
- **表示在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設；
- *表示在 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

表 4-3-2 金融風暴期間研究變數價格水準與報酬項之 ADF 單根檢定表

研究變數	水準項	顯著水準	報酬項	顯著水準
US	-0.3346		-18.5986	***
JP	-0.6506		-15.8439	***
GE	-0.6120		-16.4589	***
BR	-1.0885		-14.7145	***
CH	-3.3585	**	-13.0265	***
RU	-0.4764		-13.2783	***
VIX	-1.3501		-17.8993	***
TEDSP	-1.7792		-11.9215	***
USI	-0.8110		-14.2241	***
US10Y	-0.9747		-14.8080	***
CDS_US	-0.6936		-14.9447	***
CDS_JP	-0.5232		-13.2826	***
CDS_GE	-0.5971		-13.8065	***
CDS_BR	-1.7303		-11.8214	***
CDS_CH	-1.7463		-7.6153	***
CDS_RU	-1.4368		-12.4400	***

附註：1.水準項、報酬項分別表示變數原始股價及經取自然對數報酬後之 ADF 統計量。

- 2.***表示在 1%的顯著水準下拒絕虛無假設；
- **表示在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設；
- *表示在 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

表 4-3-3 金融風暴後研究變數價格水準與報酬項之 ADF 單根檢定表

研究變數	水準項	顯著水準	報酬項	顯著水準
US	-0.6065		-35.8862	***
JP	-0.5171		-35.4532	***
GE	-1.5558		-32.3038	***
BR	-2.8832	**	-34.8633	***
CH	-1.6895		-33.4214	***
RU	-2.8325	*	-30.2711	***
VIX	-3.5238	***	-27.4237	***
TEDSP	-5.8172	***	-40.1926	***
USI	-2.3654		-34.7655	***
US10Y	-1.5943		-35.5082	***
CDS_US	-2.8332	*	-34.7130	***
CDS_JP	-2.0370		-29.6221	***
CDS_GE	-1.6662		-29.8879	***
CDS_BR	-4.9526	***	-30.0232	***
CDS_CH	-3.5981	***	-32.3573	***
CDS_RU	-4.8886	***	-30.7243	***

附註：1.水準項、報酬項分別表示變數原始股價及經取自然對數報酬後之 ADF 統計量。

- 2.***表示在 1%的顯著水準下拒絕虛無假設；
- **表示在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設；
- *表示在 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

第四節 ARCH 檢定

在進行配適 GARCH 模型前，必須先檢定序列資料是否具 ARCH 效果。本文所使用的檢定方法是由 Engle(1982)所提出之 LM 檢定(Lagrange Multiplier)。當其顯著時即表示具有 ARCH 效果檢定，即可配適 GARCH 模型。其結果列於表 4-4-1、表 4-4-2 及表 4-4-3 實證結果發現，在全期間及金融風暴後，所有研究變數皆拒絕虛無假設，表示報酬項在落後 10 天內均具有變異數為異質變異數，故因此在模型的配適上可以利用 GARCH 模型。

表 4-4-1 全期間-研究變數報酬項 ARCH-LM 檢定表

落後期數	美國報酬	日本報酬	德國報酬	巴西報酬	中國報酬	俄羅斯報酬
1	138.59***	62.16***	54.65***	164.84***	29.12***	15.56***
2	144.29***	76.97***	50.57***	105.41***	21.18***	14.90***
3	131.27***	57.12***	55.04***	82.23***	31.49***	47.46***
4	98.78***	74.39***	41.88***	62.26***	23.56***	36.03***
5	99.67***	62.58***	41.94***	62.76***	19.90***	29.39***
6	82.88***	53.55***	35.17***	57.67***	17.69***	26.91***
7	74.20***	46.29***	33.06***	53.87***	17.68***	39.04***
8	68.58***	40.72***	49.23***	47.64***	16.29***	44.13***
9	61.62***	36.89***	43.92***	42.30***	14.58***	39.83***
10	55.83***	33.35***	39.64***	39.52***	14.33***	35.86***

附註：1. ***、** 及 *分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

2. 落後 10 期代表每週交易 5 天，以落後 2 週表示風險的時間影響。

表 4-4-2 金融風暴-研究變數報酬項 ARCH-LM 檢定表

落後期數	美國報酬	日本報酬	德國報酬	巴西報酬	中國報酬	俄羅斯報酬
1	9.80***	0.76	4.38***	21.55***	0.49	0.14
2	12.53***	15.62***	4.85***	10.86***	0.30	0.23
3	13.18***	12.36***	4.77***	7.98***	1.23	3.79**
4	10.25***	14.79***	3.57**	5.97***	1.27	2.81*
5	11.09***	14.06***	3.46**	6.39***	1.01	2.22
6	9.26***	11.70***	2.85*	5.60***	0.85	2.00
7	8.45***	10.32***	2.67*	5.83***	0.75	3.65***
8	7.46***	9.24***	5.37***	5.13***	0.70	4.72***
9	6.66***	8.24***	5.10***	4.59***	0.68	4.16***
10	5.91***	7.31***	4.52***	4.46***	0.59	3.76***

附註：1. ***、** 及 *分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

2. 落後 10 期代表每週交易 5 天，以落後 2 週表示風險的時間影響。

表 4-4-3 金融風暴後-研究變數報酬項 ARCH-LM 檢定表

落後期數	美國報酬	日本報酬	德國報酬	巴西報酬	中國報酬	俄羅斯報酬
1	23.91***	78.51***	41.79***	18.75***	4.33***	15.55***
2	86.67***	39.14***	58.00***	35.60***	4.05***	13.26***
3	62.89***	26.03***	42.38***	30.89***	5.31***	10.44***
4	47.10***	20.12***	32.13***	23.19***	4.10***	8.29***
5	38.77***	16.09***	27.60***	18.67***	4.11***	9.25***
6	32.94***	13.41***	27.31***	15.62***	4.57***	7.75***
7	30.02***	11.90***	23.69***	14.12***	4.61***	7.24***
8	28.44***	10.45***	21.01***	12.44***	4.17***	7.01***
9	25.26***	9.26***	18.77***	11.04***	3.75***	6.57***
10	22.71***	8.74***	17.55***	10.18***	4.67***	5.91***

附註：1. ***、** 及 *分別代表 1%、5%、10%的顯著水準。

2. 落後 10 期代表每週交易 5 天，以落後 2 週表示風險的時間影響。

第五節 GARCH 模型之估計

一、全期間-GARCH 模型估計比較

由表 4-5-1 指出均數方程式估計結果看出，日本與德國受前一天報酬為負向統計顯著效果、巴西受 CDS 報酬為負向統計顯著效果、日本、德國、中國與俄羅斯受 VIX 前一天報酬為負向統計顯著效果；日本、中國與俄羅斯受 USI 前一天報酬為負向統計顯著效果。變異數方程式估計結果看出 $\alpha_1 + \beta_1$ 的係數和都小於 1，模型滿足平穩的條件。ARCH 效果 (α_1) 為正向統計顯著效果；GARCH 效果 (β_1) 為正向統計顯著效果。Ljung-Box 的報酬序列 (LB(10)) 與報酬平方序列 ($LB^2(10)$) 的 Q 統計量，都無法拒絕虛無假設，不具統計顯著性。表示即殘差為白噪音，因此代表 GARCH 模型設定可能沒有偏誤。

表 4-5-1 全期間-已開發與開發中國家股票報酬受金融變數報酬 GARCH 模型比較

統計量	已開發國家			開發中國家		
	美國	日本	德國	巴西	中國	俄羅斯
	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數
常數項	0.0901	-0.2958	0.0742	0.0200	-0.0007	0.0366
Rt-1	-0.0554	-0.2497	-0.0658	-0.0429	-0.0062	0.0236
Rt-2	-0.0139	-0.0291	-0.0098	-0.0246	0.0023	0.0264
Rt-3	-0.0415	-0.0688	-0.0064	-0.0174	0.0121	0.0446
CDS-i	-0.0038	-0.0204	-0.0007	-0.0499	-0.0037	0.0034
R-VIX	0.0006	-0.1132	-0.0356	0.0063	-0.0219	-0.0349
TEDSP	0.0006	0.0239	0.0031	-0.0044	-0.0040	0.0026
USI	-0.0435	0.3775	-0.0310	-0.0494	-0.1651	-0.2869
US10Y	0.0165	0.1087	0.0066	-0.0002	0.0091	-0.0135
α_0	0.0498	0.2234	0.0465	0.1342	0.0329	0.0728
α_1	0.1450	0.2241	0.1097	0.1073	0.0653	0.0796
β_1	0.8296	0.7574	0.8730	0.8510	0.9244	0.9094
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9746	0.9815	0.9826	0.9583	0.9897	0.9890
$L-BQ(10)$	14.9361	4.1681	12.3749	7.1204	10.1332	9.8605

附註： $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

表 4-5-1-A1 全期間-美國股票受金融變數影響之參數估計

統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	0.0901	0.0260	3.4692***
Rt-1	-0.0554	0.0495	-1.1190
Rt-2	-0.0139	0.0306	-0.4545
Rt-3	-0.0415	0.0279	-1.4864
△CDS-i	-0.0038	0.0029	-1.3109
△VIX	0.0006	0.0063	0.0894
△TEDSP	0.0006	0.0045	0.1264
△USI	-0.0435	0.0559	-0.7779
△US10Y	0.0165	0.0130	1.2694
α_0	0.0498	0.0078	6.4030***
α_1	0.1450	0.0146	9.9565***
β_1	0.8296	0.0143	57.9036***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9746		
L-B Q(10)	14.9361		
L-B Q ² (10)	15.3874		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-1-A2 全期間-日本股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=JP$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	-0.2958	0.1418	-2.0860
Rt-1	-0.2497	0.0895	-2.7899
Rt-2	-0.0291	0.0782	-0.3725**
Rt-3	-0.0688	0.0732	-0.9388*
△CDS-i	-0.0204	0.0264	-0.7715**
△VIX	-0.1132	0.0267	-4.2437
△TEDSP	0.0239	0.0221	1.0817**
△USI	0.3775	0.1958	1.9285
△US10Y	0.1087	0.0748	1.4524
α_0	0.2234	0.1542	1.4492
α_1	0.2241	0.0876	2.5566
β_1	0.7574	0.0861	8.8000
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9815		
L-B Q(10)	4.1681		
L-B Q ² (10)	11.0894		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-1-A3 全期間-德國股票受金融變數影響之參數估計

統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	0.0742	0.0325	2.2807**
Rt-1	-0.0658	0.0340	-1.9379*
Rt-2	-0.0098	0.0274	-0.3586
Rt-3	-0.0064	0.0279	-0.2277
△CDS-i	-0.0007	0.0065	-0.1080
△VIX	-0.0356	0.0048	-7.4150***
△TEDSP	0.0031	0.0051	0.6029
△USI	-0.0310	0.0669	-0.4631
△US10Y	0.0066	0.0152	0.4328
α_0	0.0465	0.0105	4.4185***
α_1	0.1097	0.0144	7.6050***
β_1	0.8730	0.0155	56.1645***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9826		
L-B Q(10)	12.3749		
L-B Q ² (10)	10.9137		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-1-B1 全期間-巴西股票報酬受金融變數報酬之 GARCH 模型估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=BR$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	0.0200	0.0421	0.4747
Rt-1	-0.0429	0.0355	-1.2070
Rt-2	-0.0246	0.0290	-0.8462
Rt-3	-0.0174	0.0272	-0.6406
△CDS-i	-0.0499	0.0153	-3.2566***
△VIX	0.0063	0.0079	0.7939
△TEDSP	-0.0044	0.0070	-0.6204
△USI	-0.0494	0.0888	-0.5566
△US10Y	-0.0002	0.0188	-0.0117
α_0	0.1342	0.0231	5.8132***
α_1	0.1073	0.0156	6.8811***
β_1	0.8510	0.0179	47.5965***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9583		
L-B Q(10)	7.1204		
L-B Q ² (10)	8.5818		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-1-B2 全期間-中國股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=CH$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	-0.0007	0.0344	-0.0201
Rt-1	-0.0062	0.0315	-0.1978
Rt-2	0.0023	0.0256	0.0909
Rt-3	0.0121	0.0280	0.4316
CDS-i	-0.0037	0.0092	-0.4026
△VIX	-0.0219	0.0061	-3.6176***
△TEDSP	-0.0040	0.0076	-0.5214
△USI	-0.1651	0.0716	-2.3061**
△US10Y	0.0091	0.0149	0.6089
α_0	0.0329	0.0085	3.8771***
α_1	0.0653	0.0055	11.8126***
β_1	0.9244	0.0069	133.6595***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9897		
L-B Q(10)	10.1332		
L-B Q ² (10)	11.9898		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-1-B3 全期間-俄羅斯股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=RU$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	0.0366	0.0528	0.6934
Rt-1	0.0236	0.0381	0.6183
Rt-2	0.0264	0.0307	0.8591
Rt-3	0.0446	0.0280	1.5936
△CDS-i	0.0034	0.0152	0.2250
△VIX	-0.0349	0.0077	-4.5284***
△TEDSP	0.0026	0.0066	0.3997
△USI	-0.2869	0.0914	-3.1407***
△US10Y	-0.0135	0.0205	-0.6568
α_0	0.0728	0.0149	4.8806***
α_1	0.0796	0.0086	9.2671***
β_1	0.9094	0.0092	98.5813***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9890		
L-B Q(10)	9.8605		
L-B Q ² (10)	14.8157		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

二、金融風暴期間-GARCH 模型估計比較

由表 4-5-2 指出均數方程式估計結果看出，日本與德國受前一天報酬為負向統計顯著效果；美國受前二天報酬為負向統計顯著效果；俄羅斯受 CDS 報酬為正向統計顯著效果、日本、德國與俄羅斯受 VIX 前一天報酬為負向統計顯著效果；日本（巴西）受 USI 前一天報酬為正向（負向）統計顯著效果；日本受 US10Y 前一天報酬為正向統計顯著效果。變異數方程式估計結果看出 $\alpha_1 + \beta_1$ 的係數和小於 1，模型滿足平穩的條件。除中國外 ARCH 效果（ α_1 ）為正向統計顯著效果；GARCH 效果（ β_1 ）為正向統計顯著效果。Ljung-Box 的報酬序列（LB(10)）與報酬平方序列（ $LB^2(10)$ ）的 Q 統計量，都無法拒絕虛無假設，不具統計顯著性。表示殘差為白噪音，因此代表 GARCH 模型為妥適設定。

表 4-5-2 金融風暴期間-已開發與開發中國家股票報酬受金融變數報酬 GARCH 模型比較

統計量	已開發國家			開發中國家		
	美國	日本	德國	巴西	中國	俄羅斯
	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數
常數項	-0.0488	-0.1361	-0.1171	-0.1317	-0.2200	-0.1236
Rt-1	-0.1618	-0.1655	-0.3075	-0.0942	0.0875	0.0066
Rt-2	-0.1822	0.0607	0.0430	-0.1302	0.0091	0.1094
Rt-3	0.0805	-0.0668	-0.0363	-0.0744	0.0969	0.1119
Δ CDS-i	-0.0121	-0.0308	-0.0230	-0.0496	-0.0111	0.1141
Δ VIX	0.0395	-0.1161	-0.0698	0.0240	-0.0498	-0.0856
Δ TEDSP	-0.0194	0.0468	0.0046	-0.0325	-0.0311	-0.0032
Δ USI	-0.2177	0.4526	-0.0892	-0.4264	0.0083	-0.3948
Δ US10Y	-0.0148	0.1214	0.0565	0.0073	0.0891	0.1082
α_0	0.1595	0.2626	0.2753	1.0720	3.6685	0.2991
α_1	0.2340	0.2483	0.2644	0.2067	0.0304	0.1851
β_1	0.7646	0.7299	0.7312	0.6930	0.5027	0.8374
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9986	0.9783	0.9957	0.8997	0.5331	1.0225
L-B Q(10)	9.4243	4.7446	14.0183	7.6512	6.5680	4.6148

表 4-5-2-A1 金融風暴期間-美國股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=US$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	-0.0488	0.1321	-0.3696
Rt-1	-0.1618	0.1418	-1.1412
Rt-2	-0.1822	0.0766	-2.3806**
Rt-3	0.0805	0.0750	1.0738
△CDS-i	-0.0121	0.0174	-0.6951
△VIX	0.0395	0.0350	1.1308
△TEDSP	-0.0194	0.0170	-1.1397
△USI	-0.2177	0.1618	-1.3456
△US10Y	-0.0148	0.0571	-0.2593
α_0	0.1595	0.1291	1.2357
α_1	0.2340	0.0798	2.9331**
β_1	0.7646	0.0704	10.8595***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9986		
L-B Q(10)	9.4243		
L-B Q ² (10)	22.7041		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-2-A2 金融風暴期間-日本股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t,i=JP}$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	-0.1361	0.1420	-0.9587
Rt-1	-0.1655	0.0776	-2.1328**
Rt-2	0.0607	0.0815	0.7445
Rt-3	-0.0668	0.0851	-0.7851
△CDS-i	-0.0308	0.0241	-1.2758
△VIX	-0.1161	0.0255	-4.5547***
△TEDSP	0.0468	0.0183	2.5603**
△USI	0.4526	0.1913	2.3660**
△US10Y	0.1214	0.0666	1.8217*
α_0	0.2626	0.1679	1.5638
α_1	0.2483	0.0840	2.9557**
β_1	0.7299	0.0810	9.0171***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9783		
L-B Q(10)	4.7446		
L-B Q ² (10)	11.5010		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-2-A3 金融風暴期間-德國股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=GE$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	-0.1171	0.1530	-0.7650
Rt-1	-0.3075	0.0978	-3.1450**
Rt-2	0.0430	0.0849	0.5062
Rt-3	-0.0363	0.0803	-0.4521
△CDS-i	-0.0230	0.0200	-1.1526
△VIX	-0.0698	0.0246	-2.8335**
△TEDSP	0.0046	0.0244	0.1892
△USI	-0.0892	0.2236	-0.3989
△US10Y	0.0565	0.0507	1.1134
α_0	0.2753	0.1420	1.9386*
α_1	0.2644	0.0950	2.7842***
β_1	0.7312	0.0760	9.6167***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9957		
L-B Q(10)	14.0183		
L-B Q ² (10)	8.4670		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-2-B1 金融風暴期間-巴西股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=BR$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	-0.1317	0.2188	-0.6019
Rt-1	-0.0942	0.1057	-0.8916
Rt-2	-0.1302	0.0835	-1.5588
Rt-3	-0.0744	0.0751	-0.9902
△CDS-i	-0.0496	0.0479	-1.0367
△VIX	0.0240	0.0339	0.7087
△TEDSP	-0.0325	0.0294	-1.1039
△USI	-0.4264	0.2535	-1.6821*
△US10Y	0.0073	0.0765	0.0952
α_0	1.0720	0.3140	3.4144***
α_1	0.2067	0.0767	2.6961**
β_1	0.6930	0.0590	11.7448***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.8997		
L-B Q(10)	7.6512		
L-B Q ² (10)	4.8906		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-2-B2 金融風暴期間-中國股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=CH$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	-0.2200	0.2170	-1.0140
Rt-1	0.0875	0.0833	1.0505
Rt-2	0.0091	0.0842	0.1080
Rt-3	0.0969	0.0681	1.4217
△CDS-i	-0.0111	0.0321	-0.3471
△VIX	-0.0498	0.0321	-1.5523
△TEDSP	-0.0311	0.0300	-1.0360
△USI	0.0083	0.2905	0.0287
△US10Y	0.0891	0.0792	1.1257
α_0	3.6685	10.6907	0.3431
α_1	0.0304	0.0735	0.4134
β_1	0.5027	1.3961	0.3601
$\alpha_1 + \beta_1$	0.5331		
L-B Q(10)	6.5680		
L-B Q ² (10)	6.2065		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-2-B3 金融風暴期間-俄羅斯股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=RU$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	-0.1236	0.2545	-0.4855
Rt-1	0.0066	0.1274	0.0521
Rt-2	0.1094	0.1031	1.0615
Rt-3	0.1119	0.0720	1.5534
△CDS-i	0.1141	0.0496	2.2998**
△VIX	-0.0856	0.0376	-2.2760**
△TEDSP	-0.0032	0.0260	-0.1237
△USI	-0.3948	0.3734	-1.0574
△US10Y	0.1082	0.0931	1.1626
α_0	0.2991	0.1899	1.5755
α_1	0.1851	0.0508	3.6410***
β_1	0.8374	0.0377	22.1980***
$\alpha_1 + \beta_1$	1.0225		
L-B Q(10)	4.6148		
L-B Q ² (10)	8.2652		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-2-C 金融風暴期間-已開發與開發中國家股票受金融變數之 P 值比較表

統計量	已開發國家			開發中國家		
	美國 P 值	日本 P 值	德國 P 值	巴西 P 值	中國 P 值	俄羅斯 P 值
Δ CDS-i	0.4870	0.2020	0.2491	0.2999	0.7285	0.0215**
Δ VIX	0.2581	0.0000***	0.0046***	0.4785	0.1206	0.0228**
Δ TEDSP	0.2544	0.0105**	0.8499	0.2697	0.3002	0.9016
Δ USI	0.1784	0.0180**	0.6900	0.0925*	0.9771	0.2903
Δ US10Y	0.7954	0.0685*	0.2656	0.9242	0.2603	0.2450
α_1	0.0034***	0.0031***	0.0054***	0.0070***	0.6793	0.0003***
β_1	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.7188	0.0000***

附註：1. Δ 代表報酬率計算。

2. ***表示在 1%的顯示水準下拒絕虛無假設；

**表示在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設；

*表示在 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

表 4-5-2-C 為綜合上表 4-5-2-A1 至 4-5-2-B3，各參數估計顯著性之整理總表，其可方便本文，做為分析已開發國家與開發中國家之比較依據。其中可看出 VIX 指數為各金融指標中，最顯著的解釋變數，金融風暴期間 VIX 指數扮演著影響股價的關鍵因子；CDS 則在開發中國家中的俄羅斯呈現較顯著結果，探究其原因可能在金融風暴期間，國際能源價格大跌，以能源出產為主的俄羅斯，在國家主權信用評等被調低的情況下(2008/9/19 標準普爾信評給出信用評等 BBB+，展望為穩定，2008/12/8 調降評等至 BBB，展望為負向)，所以呈現顯著結果；USI 美元指數對日本呈現 5%的顯著負向估計結果，說明美元強弱影響投資人對日本股市的偏好度，美元強日本股市弱；TED 價差與 US10Y 僅在日本有較顯著結果探究其原因，日本與美國經濟高度整合，因此以美元總體經濟為基礎計算的 TED 價差與 US10Y，對日本股市呈現顯著影響。

三、金融風暴後-GARCH 模型估計比較

由表 4-5-3 指出均數方程式估計結果看出，日本受前一天報酬為負向統計顯著效果、日本受前二天報酬為正向統計顯著效果、美國受前三天報酬為負向統計顯著效果、俄羅斯受前三天報酬為正向統計顯著效果、巴西受 CDS 報酬為負向統計顯著效果、日本、德國、中國與俄羅斯受 VIX 前一天報酬為負向統計顯著效果；中國、巴西受 USI 前一天報酬為負向統計顯著效果。變異數方程式估計結果看出 $\alpha_1 + \beta_1$ 的係數和小於 1，模型滿足平穩的條件。除日本外 ARCH 效果 (α_1) 為正向統計顯著效果；GARCH 效果 (β_1) 為正向統計顯著效果。Ljung-Box 的報酬序列 (LB(10)) 與報酬平方序列 ($LB^2(10)$) 的 Q 統計量，都無法拒絕虛無假設，不具統計顯著性。表示即殘差為白噪音，因此代表 GARCH 模型設定可能沒有偏誤。

表 4-5-3 金融風暴後-已開發與開發中國家股票報酬受金融變數報酬 GARCH 模型比較

全期間	已開發國家			開發中國家		
	美國	日本	德國	巴西	中國	俄羅斯
統計量	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數	估計係數
常數項	0.1002	0.0165	0.1027	0.0343	0.0071	0.0689
Rt-1	0.0330	-0.1117	-0.0566	-0.0426	-0.0110	-0.0082
Rt-2	-0.0112	0.0757	-0.0170	-0.0098	0.0211	0.0186
Rt-3	-0.0940	0.0728	0.0098	0.0164	-0.0092	0.0711
CDS-i	-0.0070	0.0008	-0.0077	-0.0423	-0.0069	-0.0199
R-VIX	0.0076	-0.0589	-0.0376	0.0020	-0.0213	-0.0333
TEDSP	0.0029	0.0014	0.0052	-0.0019	0.0003	0.0058
USI	-0.0269	-0.0772	-0.0120	0.0054	-0.1858	-0.3091
US10Y	0.0138	0.2375	-0.0067	-0.0002	0.0060	-0.0295
α_0	0.0539	0.7539	0.1138	0.3062	0.1394	0.1726
α_1	0.1574	0.0856	0.1638	0.1186	0.0639	0.1045
β_1	0.8094	0.4390	0.7824	0.7579	0.8639	0.8576
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9668	0.5246	0.9462	0.8764	0.9279	0.9621
L-B Q(10)	12.2278	14.2291	10.4132	10.9500	12.2472	13.4184

表 4-5-3-A1 金融風暴後-美國股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=US$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	0.1002	0.0261	3.8338***
Rt-1	0.0330	0.0531	0.6216
Rt-2	-0.0112	0.0327	-0.3421
Rt-3	-0.0940	0.0280	-3.3510
△CDS-i	-0.0070	0.0059	-1.1945
△VIX	0.0076	0.0062	1.2374
△TEDSP	0.0029	0.0048	0.6045
△USI	-0.0269	0.0541	-0.4983
△US10Y	0.0138	0.0133	1.0399
α_0	0.0539	0.0113	4.7813***
α_1	0.1574	0.0144	10.9442***
β_1	0.8094	0.0185	43.8603***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9668		
L-B Q(10)	12.2278		
L-B Q ² (10)	10.6083		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-3-A2 金融風暴後-日本股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=JP$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	0.0165	0.0705	0.2346
Rt-1	-0.1117	0.0526	-2.1239**
Rt-2	0.0757	0.0459	1.6491
Rt-3	0.0728	0.0507	1.4376
△CDS-i	0.0008	0.0195	0.0394
△VIX	-0.0589	0.0115	-5.1225***
△TEDSP	0.0014	0.0099	0.1444
△USI	-0.0772	0.1173	-0.6586
△US10Y	0.2375	0.0362	6.5690***
α_0	0.7539	0.5773	1.3059
α_1	0.0856	0.0384	2.2304**
β_1	0.4390	0.3893	1.1278
$\alpha_1 + \beta_1$	0.5246		
L-B Q(10)	14.2291		
L-B Q ² (10)	1.8054		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-3-A3 金融風暴後-德國股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=GE$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	0.1027	0.0324	3.1707***
Rt-1	-0.0566	0.0370	-1.5302
Rt-2	-0.0170	0.0295	-0.5763
Rt-3	0.0098	0.0317	0.3086
△CDS-i	-0.0077	0.0091	-0.8506
△VIX	-0.0376	0.0051	-7.4012***
△TEDSP	0.0052	0.0059	0.8881
△USI	-0.0120	0.0704	-0.1700
△US10Y	-0.0067	0.0155	-0.4343
α_0	0.1138	0.0169	6.7290***
α_1	0.1638	0.0201	8.1631***
β_1	0.7824	0.0196	39.8196***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9462		
L-B Q(10)	10.4132		
L-B Q ² (10)	11.8943		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-3-B1 金融風暴後-巴西股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=BR$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	0.0343	0.0429	0.8000
Rt-1	-0.0426	0.0404	-1.0556
Rt-2	-0.0098	0.0320	-0.3063
Rt-3	0.0164	0.0308	0.5337
△CDS-i	-0.0423	0.0175	-2.4137**
△VIX	0.0020	0.0080	0.2516
△TEDSP	-0.0019	0.0079	-0.2382
△USI	0.0054	0.0943	0.0569
△US10Y	-0.0002	0.0195	-0.0078
α_0	0.3062	0.0622	4.9264***
α_1	0.1186	0.0203	5.8523***
β_1	0.7579	0.0366	20.7020***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.8764		
L-B Q(10)	10.9500		
L-B Q ² (10)	10.8824		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-3-B2 金融風暴後-中國股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=CH$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	0.0071	0.0370	0.1929
Rt-1	-0.0110	0.0356	-0.3087
Rt-2	0.0211	0.0313	0.6761
Rt-3	-0.0092	0.0333	-0.2755
△CDS-i	-0.0069	0.0100	-0.6886
△VIX	-0.0213	0.0063	-3.3547***
△TEDSP	0.0003	0.0081	0.0387
△USI	-0.1858	0.0732	-2.5368**
△US10Y	0.0060	0.0156	0.3869
α_0	0.1394	0.0220	6.3473***
α_1	0.0639	0.0106	6.0327***
β_1	0.8639	0.0169	51.0512***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9279		
L-B Q(10)	12.2472		
L-B Q ² (10)	6.7452		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-3-B3 金融風暴後-俄羅斯股票受金融變數影響之參數估計

$R_t^i = a_0 + a_{11}R_{t-1}^i + a_{12}R_{t-2}^i + a_{13}R_{t-3}^i + a_2R_{t-1}^{CDS-i} + a_3R_{t-1}^{VIX} + a_4R_{t-1}^{TEDSP} + a_5R_{t-1}^{USI} + a_6R_{t-1}^{US10Y} + \varepsilon_{R,t} \quad i=RU$ $\varepsilon_{R,t} \Psi_{t-1} \sim N(0, h_{R,t})$ $h_{R,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{R,t-1}^2 + \beta_1 h_{R,t-1}$			
統計量	估計係數	標準差	t 值
常數項	0.0689	0.0504	1.3666
Rt-1	-0.0082	0.0388	-0.2110
Rt-2	0.0186	0.0327	0.5683
Rt-3	0.0711	0.0300	2.3686**
△CDS-i	-0.0199	0.0151	-1.3228
△VIX	-0.0333	0.0081	-4.1342***
△TEDSP	0.0058	0.0076	0.7662
△USI	-0.3091	0.0912	-3.3905***
△US10Y	-0.0295	0.0222	-1.3263
α_0	0.1726	0.0291	5.9371***
α_1	0.1045	0.0110	9.4878***
β_1	0.8576	0.0126	68.0936***
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9621		
L-B Q(10)	13.4184		
L-B Q ² (10)	12.4668		

附註：1. $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 表示符合等平穩條件。

2. △代表報酬率計算。

表 4-5-3-C 金融風暴後-已開發與開發中國家股票受金融變數之 P 值比較表

統計量	已開發國家			開發中國家		
	美國	日本	德國	巴西	中國	俄羅斯
	P 值	P 值	P 值	P 值	P 值	P 值
Δ CDS-i	0.2323	0.9685	0.3950	0.0158**	0.4911	0.1859
Δ VIX	0.2159	0.0000***	0.0000***	0.8013	0.0008***	0.0000***
Δ TEDSP	0.5455	0.8852	0.3745	0.8117	0.9691	0.4436
Δ USI	0.6183	0.5102	0.8650	0.9546	0.0112**	0.0007***
Δ US10Y	0.2984	0.0000***	0.6641	0.9938	0.6988	0.1848
α_1	0.0000***	0.0257**	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
β_1	0.0000***	0.2594	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***

附註：1. Δ 代表報酬率計算。

2. ***表示在 1%的顯示水準下拒絕虛無假設；

**表示在 5%的顯著水準下拒絕虛無假設；

*表示在 10%的顯著水準下拒絕虛無假設。

表 4-5-3-C 為綜合上表 4-5-3-A1 至 4-5-3-B3，各參數估計顯著性之整理總表，其可方便本文，做為分析已開發國家與開發中國家之比較依據。其中看出 VIX 指數為各金融指標中，最顯著的解釋變數，金融風暴後 VIX 指數扮演著影響股價變化的關鍵因素；CDS 則在開發中國家中的巴西呈現較顯著結果，探究其原因可能在金融風暴後，國際原物料的價格一直處於低檔水準，再加上中國經濟轉型，不再進口大量原物料，中國為巴西最主要的出口國，在低迷的總體需求環境下，呈現較顯著結果；USI 美元指數對中國及俄羅斯呈現顯著結果，說明美元強弱影響著中國股市及俄羅斯股市。US10Y 僅在日本有較顯著結果探究其原因，日本持有美國公債的金額約為 1.2 兆美元，佔日本 GDP 比重高達 25%，故 US10Y 價格的變化對日本股市呈現顯著影響。

第五章 結論與建議

本文以用財務計量模型，探討金融指標 VIX 指數、TED 價差、CDSi、US10Y 及 USI 對已開發國家如美國、日本、德國和開發中家如巴西、中國、俄羅斯股價報酬在金融風暴及金融風暴後，研究全期間自 2008 年 3 月 3 日至 2014 年 10 月 31 日共 1363 筆日資料之金融指標股票市場間報酬 GARCH 分析。本文所提出的 GJR GARCH 模型的診斷性，發現不論在金融風暴期間或金融風暴後期，各個國家的 (LB(10)) 的 Q 統計量都呈不顯著的估計結果，說明各個模型都已經不在具有一階的序列相關，呈現白噪音的現象。此外針對於報酬平方序列 ($LB^2(10)$) 的 Q 統計量，可以發現不論在金融風暴期間或金融風暴後期，各個國家的估計都呈現不顯著的估計，也說明了本文採用的 GJR GARCH 模型，已經妥適處理波動叢聚現象，綜合 (LB(10)) 與報酬平方序列 ($LB^2(10)$) 的 Q 統計量，說明本文模型的妥適性良好。

實證結果顯示得到以下的結論：

第一節 結論

- 1、已開發中國家股票相對開發中國家無論在全期間、金融風暴期間、金融風暴後表現，皆呈現相對較高報酬與相對較低風險之特性。
- 2、本文實證結果顯示 VIX 指數為各金融指標中，最顯著的解釋變數，不論在金融風暴期間，或金融風暴後期皆扮演影響股價的重要角色。經過交互比較後發現，金融風暴期間與金融風暴後期 VIX 指數對於已開發國家的影響，都相對較開發中國家明顯。
- 3、CDS 不論是金融風暴期間或金融風暴後期，都以開發中國家呈現較多的顯著結果，說明 CDS 對於開發中國家影響的相對重要性。CDS 為衍生性金融商品，開發中國家的主權性用評等不如已開發國家；實證結果顯示當市場變動時，CDS 對於開發中市場呈現較高敏感的反應。

- 4、 USI 美元指數對於金融風暴期間，僅對已開發國家的日本呈現 5% 的顯著負向估計結果，說明美元的強弱，對於日本股市顯著的重要影響;另一方面金融風暴後期，美元指數則普遍對於開發中國家呈現顯著影響，包括中國與俄羅斯，上述說明金融風暴後期，美元強弱逐漸扮演著新興市場股市影響的重要角色。
- 5、 此外，本文結果發現 TED 價差與 US10Y 僅於金融風暴期間日本呈現顯著估計，探究其原因，日本與美國經濟高度整合，因此以美元總體經濟為基礎計算的 TED 價差與 US10Y，對日本股市呈現顯著影響;相對而言，德國則呈現不顯著的影響。

本文參數不論金融風暴期間或金融風暴後期，各國家股市報酬都存在著波動隨時間改變的特性，說明本文實證結果採用 GARCH 模型的妥適性。其次，針對本文 GARCH 模型所估計波動的持續性， $\alpha_1 + \beta_1$ 用來探討波動的持續效果，發現不論在金融風暴或金融風暴後期，各國的估計除了中國外，都呈現著高度的持續性，印證了金融市場波動高度持續效應。如果再針對金融風暴期間或金融風暴後期，的波動持續性做比較，可以發現已開發國家與開發中國家，普遍於金融風暴時都相對較高，說明在金融風暴期間，波動高度持續的效應之波動持續效果，符合金融市場觀察的直覺，高度的波動蔓延與叢聚一起，導致高度持續效應。

第二節 建議

未來對於想要投資環球股市及相關金融市場標的的投資人，和未來要以相關市場研究的學者，本文有以下幾點建議供參考：

1、給投資人之建議：

金融風暴後投資者對於股市的投資謹慎許多，但是因為過去十幾年的投資經驗，很多的投資者，還是偏向投資原物料相關市場，或是新興市場股市，但過去幾年，全世界最大的原物料消費市場-新興市場，面臨了全球需求疲弱的狀況，原物料出產國家都將面臨，經濟結構的轉型與調整，在此同時造成國際資金大量撤出，以致於股市大幅波動與下跌。建議投資者在市場投資佈局時，要同時考量資金流向、總體經濟需求與供給的狀況，以便對目前和未來的投資做最適組合。

過去幾年美國實施三次QE(量化寬鬆)政策，使得美國的實質經濟數據產生正向循環，同時美股也反應了經濟數據轉好而大幅上漲，此項政策也讓日本、英國、歐元區等...地區，效仿並且改良實施，有做QE的股市確實有明顯的上漲，所以建議投資人在未來選擇投資標的時，盡量以有政策引導(貨幣政策、財策政策)，的區域或是國家為投資標的首選。

2、對未來研究者之建議

本研究主要面臨以下幾個研究限制：

本研究資料，未採用研究樣本資料來測量結構性改變，這項資料處理的因素可能對金融風暴研究結果產生偏誤。未來研究可利用結構性改變來表示金融風暴，使金融風暴

期間更貼近資料。

已開發國家的股價、未開發國家的股價及重要金融變數在價格項呈現 $I(1)$ 及 $I(0)$ 不一致現象，可能是考慮金融風暴期間所造成。未來研究資料應可延伸金融風暴前三年的樣本資料，

本研究之資料均使用事後(Ex-Post)資料，因此結論可用來解釋過去之情況，對未來預測的能力將會受到限制。

參考文獻

一、中文文獻

01. 林世鹽 (2014),「美國利率與股市、債市關聯性-執行量化寬鬆貨幣政策前後之研究」,銘傳大學財務金融研究所碩士論文。
02. 周聖淵 (2012),「恐慌指數交易策略在股市之實證研究」,國立暨南國際大學經營管理碩士學位學程在職專班碩士論文。
03. 邱震宇 (2013),「恐懼與國際股票指數的關係」,逢甲大學財務金融研究所碩士論文。
04. 柏婉貞 (2014),「亞洲股市報酬波動多重結構性轉變之研究」,正修學報(27), 157-167。
05. 高友笙,古御呈,俞明德.(2015),「股市交易額與股市的隱含波動:VIX與VIXN之實證」,多國籍企業管理評論,9(1),63-89。
06. 劉玥含 (2013),「美國公債與金融變數間關聯性之探討」,輔仁大學經濟學研究所碩士論文。
07. 劉祥熹,王錦瑩,陳威綦.(2015),「上海股市與恆生國企股期現貨指數在次級房貸及金融海嘯事件之下波動性與相關性分析」,應用經濟論叢(97),171-209。
08. 陳建德 (2014),「美國十年期公債殖利率是否為景氣領先指標?」,國立成功大學財務金融研究所碩士論文。
09. 陳君達 (2000),「價格變動與國際股市波動相關性之研究」,私立淡江大學財務金融研究所碩士論文。
10. 鍾展弘 (2011),「VIX、CDS與TED價差對股票市場的影響」,世新大學財務金融學系碩士學位論文。

11. 蔡穗馥, & 吳億亭 (2013), 「金融危機事件對台灣股票市場的報酬與波動性之影響」, 東吳經濟商學學報. (81), 69-93.。

二、英文文獻

01. Butterworth , (2002). The impact of futures trading on underlying stock index volatility: the case of the FTSE Mid 250 contract, *Applied Economics Letters*, 439-442.
02. Chiang & Wang, (2002). The impact of future trading on spot index volatility:evidence for Taiwan index futures, *Applied Economics Letters*, 381-385.
03. Kearney, C., (2000). The determination and international transmission of stock market volatility. *Global Finance Journal*, 11(1-2), 31-66.
04. Theodossiou, P. and U. Lee, (1993). Mean and Volatility Spillovers across Major National Stock Market: Further Empirical Evidence. *Journal of Finance Research*, 16, 337-350.