

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

信用違約交換、主權債券和股票連動性

之實證分析研究

A Study on the Information Transmission among
Credit Default Swap, Sovereign Bonds and Stock

指導教授：王凱立 博士

郭一棟 博士

研究生：簡嘉瑩

中華民國 102 年 6 月

謝辭

感謝上帝，回首東海兩年來的研究所生涯，神的恩典與保守盡在其中。而過程中要感謝的人，更是不勝枚舉。

首先誠摯的感謝指導教授王凱立老師以及郭一棟老師，有老師悉心的指導我的論文才得以順利完成，不時的討論並指點我正確的方向，也謝謝凱立老師給我充分的空間，鼓勵我勇敢的往前飛，讓我在學術上和生活中都留下許多深刻且精彩的體驗，使我在研究生涯中受益匪淺。

其次要感謝口試委員們，在百忙之中撥空前來參與我的論文口試發表，給我許多建議與肯定，使我得以把論文寫得更臻完善與嚴謹，由衷感謝口委老師們！

同時，我也要感謝博士班的安琪學姐和碩士班的同學們，謝謝學姐在我寫論文的過程中給我很大的幫助，也給了我許多建議和鼓勵。這兩年的日子，研究室裡共同的生活點滴，學術上的討論，一起熬夜作報告的革命情感，在我課業不懂得地方，你們總是對我不求回報的幫忙，並且互相打氣、為對方加油，真的讓我很感動，有你們的陪伴也讓我的研究生活變得更精彩完整。

最後，我要感謝爸爸、媽媽對我的關愛和信任，讓我可以全心專注在自己喜歡的事物上，不用為許多繁瑣的事情分心，並給我最大的鼓勵，使我抱持著樂觀的態度和信心堅持下去。榮耀歸給神！

簡嘉瑩 謹誌於
2013年07月

摘要

本文探討新興國家（巴西、中國、印度及俄羅斯）與已開發國家（法國、德國、日本及美國）之信用違約交換價差變化、主權債券價差變化、與股票報酬率之動態關係，利用向量誤差修正模型(VECM)、Gonzalo and Granger (1995)恆常-暫時模型(permanent-transitory model, PT)與 Hasbrouck (1995)訊息比率(information share, IS)模型研究市場間價格發現功能。另外，加入衝擊反應函數與變異數分解探討變數間影響的程度大小及變數間的跨期動態效果，提供投資人作為投資決策之參考依據。由 VECM 結果顯示，股票市場領先債券市場的國家有法國及印度；股票市場領先信用違約交換市場的國家有美國及日本；股票市場領先 CDS 和債券市場的國家有中國和巴西。由 PT、IS 實證結果顯示，整體而言，已開發國家在信用違約交換之價格發現能力較高，而新興國家則以股票指數呈現較大之價格發現能力。由衝擊反應函數結果顯示，各市場對自身的衝擊反應影響最大。巴西、法國、德國與俄羅斯，前期債券衝擊會造成 CDS 明顯的影響，而其前期信用違約交換衝擊則會造成股票明顯的影響。由變異數分解結果顯示，債券與 CDS 市場當期之變異，主要受到自身市場前期變異的影響；股票市場之變異除了受前期自身市場變異影響外，亦相當程度受到前期 CDS 市場變異的影響，意涵 CDS 市場對股市的影響相對高於債市對股市的影響。

關鍵詞：信用違約交換、主權債券、信用價差、股票報酬率、價格發現

Abstract

This article explores the prices dynamics of credit default swap spreads, sovereign bond spreads, and the stock returns for emerging countries (Brazil, China, India and Russia) and developed countries (France, Germany, Japan and the United States) by adopting the vector error correction model (VECM), Gonzalo and Granger (1995) permanent-transitory (PT) model and Hasbrouck (1995) information share (IS) model. The paper also considered the impulse response functions and variance decomposition to investigate the intertemporal dynamic among markets, providing practical investment decisions for investors. Our VECM results appear the stock market leads to the bond market for France and India; stock market can explain the credit default swap market for United States and Japan; stock market can forecast both the CDS and bond markets for China and Brazil. The results of PT and IS show that, overall, the credit default swap provides better price discovery in developed countries, while the stock have greater ability to price discovery for the emerging countries. Moreover, we showed that the impact of its own impulse response significantly provides most impact for Brazil, France, Germany and Russia; The movement of previous bond shocks significantly cause CDS; Its impact of previous stock shock can predict the credit default swap prices. By using the variance decomposition, our results show that the variation of current bond and CDS market mainly are influenced by the impact of their own previous market variation. In addition to the variation of the stock market by its own previous impact, but also caused by the impact of the CDS market variation., suggesting the influence of CDS market on the stock market is relatively higher than that of the bond market.

Keywords: Credit Default Swaps, Sovereign Bonds, Credit Spreads, Stock Returns, Price Discovery

目錄

致謝.....	I
摘要.....	II
Abstract	III
圖表目錄.....	VI
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	4
第三節 研究流程與論文架構.....	5
第二章 文獻探討.....	6
第一節 CDS 與債券市場之關係.....	6
第二節 債券市場與股票市場之關係.....	8
第三節 CDS 與股票市場之關係.....	9
第四節 CDS、債券及股票市場之關係.....	10
第三章 研究方法.....	12
第一節 單根檢定.....	12
第二節 共整合檢定.....	13
第三節 向量誤差修正模型.....	16
第四節 恆常-暫時模型.....	17
第五節 訊息比率模型.....	19
第六節 衝擊反應函數.....	21
第七節 變異數分解.....	22
第四章 資料說明與實證分析.....	24
第一節 資料樣本描述.....	24
第二節 樣本趨勢圖與敘述統計.....	26

第三節	單根檢定	30
第四節	共整合檢定	34
第五節	誤差修正 VECM 檢定	36
第六節	恆常-暫時模型檢定	38
第七節	訊息比率模型檢定	39
第八節	衝擊反應函數	41
第九節	變異數分解	53
第十節	小結	62
第五章	結論與建議	64
參考文獻	67

圖表目錄

圖 1 研究流程.....	5
圖 2 新興國家之趨勢圖.....	26
圖 3 已開發國家之趨勢圖.....	27
表 1 主權債券價差、信用違約交換價差、股票指數敘述統計與主權評等對照表.....	29
表 2 主權債券價差原始資料取對數之單根檢定表.....	30
表 3 主權債券價差原始資料取對數進行一階差分之單根檢定表.....	31
表 4 信用違約交換價差原始資料取對數之單根檢定表.....	32
表 5 信用違約交換價差原始資料取對數進行一階差分之單根檢定表.....	32
表 6 股票報酬率原始資料取對數之單根檢定表.....	33
表 7 股票報酬率原始資料取對數進行一階差分之單根檢定表.....	33
表 8 共整合檢定.....	35
表 9 三變數之 VECM.....	36
表 10 二變數之 VECM.....	37
表 11 Gonzalo and Granger 之 PT 模型分析結果.....	39
表 12 Hasbrouck (1995)之 IS 模型分析結果.....	39
表 13 Hasbrouck (1995)之 IS 模型分析結果(百分比)	40
圖 4 巴西之衝擊反應函數圖.....	42
圖 5 中國之衝擊反應函數圖.....	43
圖 6 法國之衝擊反應函數圖.....	45
圖 7 德國之衝擊反應函數圖.....	46
圖 8 印度之衝擊反應函數圖.....	48
圖 9 日本之衝擊反應函數圖.....	49
圖 10 俄羅斯之衝擊反應函數圖.....	51
圖 11 美國之衝擊反應函數圖.....	52
表 14 巴西之變異數分解表.....	54
表 15 中國之變異數分解表.....	55
表 16 法國之變異數分解表.....	56
表 17 德國之變異數分解表.....	57
表 18 印度之變異數分解表.....	58
表 19 日本之變異數分解表.....	59
表 20 俄羅斯之變異數分解表.....	60
表 21 美國之變異數分解表.....	61

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

信用風險¹ (Credit risk)對於銀行、投資者和債券發行者來說，為重要的決策考量，它將充分反應在市場價格的變化。在經濟方面，許多代理商投入時間和精力來估計企業的信用風險，由於股東及金融監管者擔心，如果其信用評級惡化，他們的公司可能面臨的財務困境。因此，大型投資銀行透過出售信用衍生商品，例如信用違約交換²(Credit default swap, CDS)，承擔債券持有人可能遇到的風險。由於信用風險影響如債券、信用違約交換和股票等資產，這種風險的資訊最終顯示在價格上。

然而，由於市場結構不同（組織、流動性、參與者），這些資訊被反應的程度也會不同，進入不同市場之速度亦會有差異。信用衍生工具市場正在迅速成長，其中 CDS 自 1995 年起步後受到高度重視，其具有類似保險的功能特性，因此被廣泛的使用在避險操作上。然而金融危機後，CDS 成為了金融危機中相當受爭議的產品，而 CDS 交易不僅具有避險的功能，又具有價格發現³(price discovery)的功能⁴。在 2008 年之金融風暴期間，CDS 指數皆有明顯異常的升高，投資者透過衡量信用衍生市場的表現來判斷債務

¹ 信用風險(Credit risk)是指交易對手未能履行約定契約中的義務而造成經濟損失的風險。

² 信用違約交換(Credit default swap)，簡稱 CDS。在信用違約交換的交易中，信用違約交換的買方將在合約期間內向信用違約交換的賣方支付一定費用，一旦有違約事件發生，如公司破產、重整、廢止營業等賠償，買方將有權將債券以面值賣給賣方，以有效規避信用風險。若在合約期間內沒有發生違約事件，則買方損失合約之權利金，則賣方無須支付任何費用。信用違約交換類似於保證或擔保信用狀。信用違約交換的買方為受益人，而賣方為保證人。信用風險的買方即受益人，通常按年或按季支付給保證人一定費用，費用依標的資產面額一定的基本點計算；信用風險的賣方即保證人，則同意在發生信用違約事件時支付受益人按約定方式計算的金額。

³ 價格發現(price discovery)是指資訊反映到證券價格的過程。在一個市場中，新資訊以隨機方式產生，投資人觀察到資訊後，透過交易行為將資訊反映在資產的價格上的過程。如果價格發現能力大，便符合 Fama (1970)所描述的效率市場，意味著價格快速且充分地反映資訊。比較兩個或多個相關市場，如果其中一個市場價格反映資訊的速度經常領先其他市場，我們可稱此市場價格發現的功能優於其他市場。

⁴ 見 Zhu (2004, 2006)、Delis Manthos D and Mylonidis Nikolaos(2010)等人。

違約風險，發現因為購買政府債券面臨了更大的風險。但是近年來這種現象不僅僅發生在希臘，同樣發生在被視為避險天堂的德國。傳統的投資理論指出，較高的國債收益率（較低的國債價格）意味著較高的債務違約風險。CDS 指數隨著發生信用違約事件或“預期”違約風險增加而異常升高，市場投資人產生恐慌導致信心下降，進而爭相出脫持股，造成股票市場快速下跌。當市場開始意識到可能有潛在風險出現時，CDS 指數便會上升，股市則會向下，由以上得知，CDS 與股票市場有反向關係，與債券市場有正向關係，因此 CDS 指數多被業界當作是觀察市場的信心指標之一。Byström(2005)認為債券、信用違約交換及股票市場間之關係非常緊密，不僅可以讓風險管理者以避險為目的的在這些市場中使用，也可以試圖利用套利的可能性來獲利。因此引發本文探討主權債券、信用違約交換及股票市場間連動關係之動機，提供給投資人作為決策之參考資訊。

近期文獻研究著重於透過市場資訊傳遞速度的比較，分析不同市場之價格發現功能，也就是信用風險新資訊進入不同市場的速度。Longstaff, Mithal and Neis(2003)、Chan-Lau and Kim (2004)、Norden and Weber(2005)、Santiago Forte and Juan Ignacio Peña(2008,2009)等人，探討 CDS、債券與股票市場之關係。其中 Longstaff et al. (2003)，研究 68 個北美公司樣本，使用向量自我迴歸模型(VAR)探討 CDS 價差變化、債券價差變化以及股票報酬間之領先落後關係，結論為資訊會先進入 CDS 和股市，然後進入債券市場，但股市與 CDS 市場的關係沒有明顯領先的趨勢。Chan-Lau and Kim (2004)研究八個新興國家，利用共整合、Granger causality 因果檢定、Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型(permanent-transitory model, PT)與 Hasbrouck (1995) 訊息比率(information share, IS) 模型探討各市場間的信用違約交換、債券與股市之領先落後關係與價格發現功能，研究發現俄國與哥倫比亞二市場之信用違約交換具有價格發現功能，此外巴西寶加利亞市場則是信用違約交換與債券兩者之價格發現功能相同，而股市在價格發現上並沒有明確顯著的效果。Norden and Weber(2005)使用 58 家公司的國際樣本，運用 VAR 模型分析波動之 CDS、債券和股票市場，結果為支持股市領先 CDS 和債券市場的看法，

也支持 CDS 市場相對於債券市場的主導作用。Santiago Forte and Juan Ignacio Peña(2008,2009) 使用南美和歐洲公司樣本，探討股票市場隱含信用價差(implied credit spreads)、CDS 價差與債券價差間之動態關係，利用 VECM、Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型與 Hasbrouck (1995) 訊息比率模型，衡量三個市場信用價差關係與價格發現功能，研究結果為股票會領先 CDS 和債券，而在考慮債券市場之下，CDS 市場為領先的角色。

綜合上述文獻對於 CDS、債券與股票三者相關性探討爭議不一致，市場結構不同也可能為主要原因之一。近年金融風暴與歐債危機的衝擊，造成市場結構的改變，對於新興國家⁵與已開發國家⁶帶來重大的衝擊和分化。因此，本研究加入新興國家作探討，此外，在債券及信用交換市場之變數選擇上，不同於先前研究大多針對已開發國家之公司樣本(Longstaff, Mithal and NEIS, 2003; Norden and Weber, 2005; Santiago Forte and Juan Ignacio Peña, 2008, 2009)，本文選取具有流通性佳且及交易量大特性之主權債券以及主權信用違約交換作探討，綜合比較近五年內新興國家與已開發國家之債券、CDS 與股票市場間是否存在差異。本文使用誤差修正模型(VECM)、Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型(permanent-transitory model, PT)與 Hasbrouck (1995) 訊息比率(information share, IS) 模型探討主權債券價差變化、CDS 價差變化與股票報酬率之關係以及價格發現功能。本文另外加入衝擊反應函數(Impulse Response Function, IRF)與變異數分解(Variance Decomposition, VD)探討變數間之影響程度大小，評估各變數間的跨期動態效果；最後比較新興國家與已開發國家三個市場之動態關係。

⁵ 世界銀行於 1981 年首度定義了「新興市場 Emerging Market」，主要是以每人國民所得少於 9,266 美元的中低收入國家為主。當今所說的新興市場國家是在 20 世紀八九十年代後興起的。這些新興市場國家的興起與過去歷次相比大不相同。它們廣泛分佈在亞洲、非洲、拉美各大洲以及東歐、中亞、中東等各地區，且都是各地區的主要國家和各自地區經濟組織的核心成員，如被稱為“金磚四國”的中國、印度、俄羅斯、巴西，以及南非、越南、土耳其等 150 個國家。

⁶ 已開發國家(Developed Country)則是指高收入國家或地區的股市，即以美國、日本為代表的 34 個發達國家或地區以及歐盟。

第二節 研究目的

本文目的擬探討新興國家與已開發國家債券、CDS 與股票間之關係。本文主要研究目的如下：

- (1) 檢視三個市場間是否存在長期均衡關係，在存在共整合之情況下，透過 VECM 誤差修正模型，探討主權債券價差變化、CDS 價差變化與股票報酬間之短期動態關聯。
- (2) 根據 VECM 誤差修正模型所得到之共整合參數，參考 Gonzalo and Granger (1995) 恆常－暫時模型(permanent-transitory model, PT) 與 Hasbrouck (1995) 訊息比率(information share, IS) 模型，探討債券市場、CDS 市場與股票市場之價格發現程度。
- (3) 利用衝擊反應函數(Impulse Response Function, IRF)與變異數分解(Variance Decomposition, VD)探討變數間之影響程度大小，評估各變數間的跨期動態效果，觀察各變數變化可能影響之期數與程度，以及各變數的誤差變異對其他變數的預測變異解釋力，並分析主權債券價差、信用違約交換價差、股票報酬率的相對外生性⁷(exogenous ordering)強弱，藉以判斷各市場間之相對重要性。
- (4) 根據上述研究目的，針對新興國家與已開發國家作比較，分析不同市場結構是否會影響三者間之動態關聯。

⁷ 如果單一方程式計量經濟模型之解釋變數在重複樣本裡被視作固定值，則這些解釋變數就稱為「外生性」，意味著解釋變數和應變數之間沒有任何回饋，因此應變數的滯後值不會造成任何解釋變數的現值。

第三節 研究流程與論文架構

本研究共分成五章，首先介紹信用風險及價格發現之重要性，以及說明研究動機，並根據研究動機確認出研究目的，接著針對過去文獻探討 CDS、債券及股票市場之間的關係，整理出大致分為四類，並進行文獻內容與結果說明。第三章介紹研究方法包括單根檢定、共整合檢定、以及探討價格發現與跨期動態關係之 VECM 模型、恆常-暫時模型(Permanent-Transitory model, PT)、訊息比率(Information Share, IS) 模型、衝擊反應函數(Impulse Response Function, IRF)與變異數分解變異數分解(Variance Decomposition, VD)。第四章則針對使用樣本資料做描述，將所搜集的資料進行檢定與測試，並分析實證後的結果，最後在第五章提出結論。研究流程如圖 1 所示。

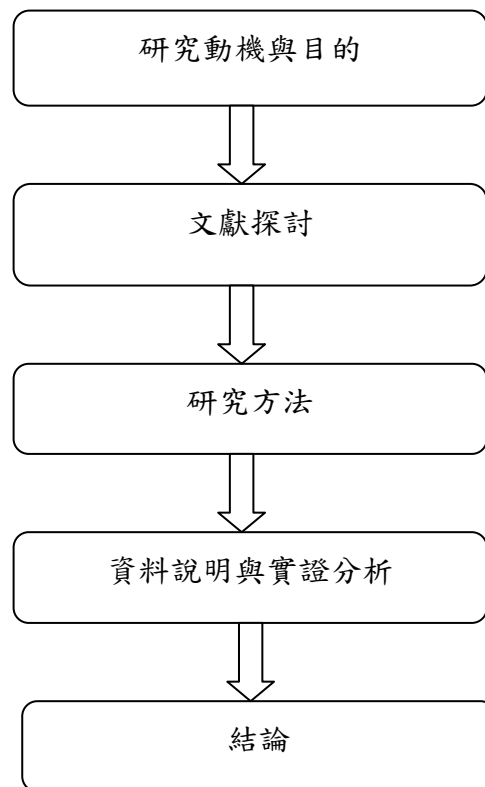


圖 1 研究流程

第二章 文獻探討

本章將整理過去學者之文獻，並分成四節來作說明。第一節介紹 CDS 市場與債券市場之相關文獻，第二節介紹債券市場與股票市場之相關文獻，第三節介紹債券市場與股票市場之相關文獻，第四節介紹債券市場、CDS 市場與股票市場之相關文獻。

第一節 CDS 與債券市場之關係

Blanco et al. (2005)研究 33 個北美和歐洲的企業樣本，樣本分別為 16 個美北及 17 個歐洲投資級公司 2001 年 1 月 2 日至 2006 年 6 月 20 日之時間序列日資料，使用向量誤差修正模型(VECM)解釋債券和 CDS 價差的變化，探討公司債與 CDS 之間的動態關係，發現 CDS 價差與公司債信用價差之間有偏差，造成偏差的長期與短期的原因也有所差異。作者認為長期下兩者價格不會達到均衡一致的原因乃是因為信用違約交換合約設計上有缺失及測量誤差，導致信用違約交換價格高於債券信用價差。作者也認為債券市場在進行放空行為時，因為操作上有一定的困難，且需要額外成本，使得信用違約交換與債券信用價差長期無法達到均衡。而作者認為短期的原因則是因為 CDS 具有價格發現功能，CDS 市場領先債券市場，並發現在公司樣本中 CDS 價差與債券信用價差存在共整合現象，且認為美國市場相較於歐洲市場對於新資訊之反應速度較快。

Zhu (2004, 2006)針對 24 間投資級公司之公司債信用違約交換與公司債券殖利率 1999 年至 2002 年之日資料，分別為 19 間美國，3 間歐洲，與 2 間亞洲，探討債券市場及 CDS 市場信用價差之關係。作者發現 CDS 價差與債券信用價差存在長期均衡，而短期不存在均衡則是因為兩個市場對於信用環境改變之反應不同。當使用 Granger causality 因果檢定時，他發現企業的信用風險新資訊進入 CDS 市場和債券市場似乎是同樣速度；

當用 VECM 來檢驗價格發現時，結果卻是支持 CDS 市場為領先的角色，特別是在美國公司有顯著的結果。

Ammer and Cai (2008) 主要探討最便宜交割的影響。作者使用 2001 年至 2005 年之九個新興市場主權債券與主權信用違約交換價差之日資料。樣本資料為主權債券殖利率與 5 年期美元利率交換合約之價差，認為 Chan-Lau and Kim(2004) 使用 CMBI+ 價差，因資料所涵蓋合約到期結構、期間與主權國家之不同，會造成資料無法真實反應個別國家的差異及產生偏誤。在價格發現上，信用違約交換價差約占 58%，而且發現主權債券相較於投資級公司債具有較顯著的債券信用價差領先於信用違約交換價差之關係。作者認為主權信用交換中確實存在最便宜交割債券之選擇權。

Aktug, Vasconcellos, and Bae (2008) 使用 2001 年至 2007 年之 30 個新興市場國家之月資料，探討主權信用違約交換與主權債券之關係。不同於過去研究的是，作者發現 90% 的國家之信用違約交換價差與債券信用價差具有長期均衡關係，因為在此研究期間內的主權信用交換與債券市場之關係相較於早期更為緊密。作者發現在大多數國家之債券市場相對於信用違約交換價差具有價格發現功能，過去研究結果則傾向於信用違約交換具有價格發現功能，此結果與過去之價格發現不同。

Alessandro and Martin (2010) 研究歐洲主權 CDS 和政府公債的相對價格之關係。作者使用 10 個歐洲國家每週之 CDS 價差和債券價差樣本，樣本國家分別為奧地利、比利時、法國、德國、希臘、愛爾蘭、義大利、荷蘭、葡萄牙、西班牙，研究期間為 2006 年 1 月至 2010 年 6 月。首先，作者比較 CDS 價差及債券價差的決定因素並測試風險危機如何影響市場定價。接著作者分析 CDS 價差及債券價差之間的基差(basis)並探討哪些因素造成兩個市場之間的價格差異。作者發現，近期主權信用風險重新定價的 CDS 市場主要是基於共同因子。第二，自 2008 年 9 月以來，CDS 價差平均超過債券價差，這

可能是由於「Flight to liquidity」⁸(飛向安全投資)的影響和限制，進行套利。最後作者發現自 2008 年 9 月以來，債券和 CDS 的市場整合，在各個國家中不盡相同，發現樣本中有一半的國家，價格發現發生在 CDS 市場，而觀察到有另一半國家的價格發現在債券市場。

第二節 債券市場與股票市場之關係

Kwan(1996)使用 OLS 最小平方法研究美國股票市場和公司債市場之相關性，研究公司股票報酬和債券收益率之間的相關性。發現可以用股票市場的歷史股票報酬率預測公司債市場收益率，表示相對於公司債市場，新的資訊會先進入股票市場。作者也使用向量自我迴歸(Vector autoregressive regression, VAR) 模型以及 Granger (1969)因果檢定檢驗不同市場收益率條件平均值之關係，發現股票市場領先債券市場一個星期，而債券市場不領先股票市場，證明了股票市場資訊反應速度較公司債券市場更快，市場更有效率。

Alexander, Edwards, and Ferri (2000)研究了 1994-1997 年期間，個別企業層面的每日股票和高收益債券報酬之間的關係。在不同的迴歸模型下，作者發現每日高收益債券報酬和公司股票超額報酬之間有顯著的正相關，但在經濟上的相關性較為薄弱。此外，作者也發現信用風險與流動性呈現正相關關係，並表明債券年齡與交易量呈現顯著負相關關係。

Hotchkiss and Ronen (2002) 使用 1995 年每日和每小時的價格資料，分析高收益公

⁸flight to liquidity(飛向安全投資)，就是把資產移轉到具備高信用品質、高流動性的商品上，以降低投資風險。

司債券市場的資訊效率，作者利用向量自我迴歸(VAR)模型，他們沒有找到證據支持股票投資組合報酬領先債券投資組合的報酬。然而，他們發現一個顯著為正，但經濟上較薄弱的同期相關性在股票和債券收益率之間，但是判斷為沒有因果關係。結論為債券市場樣本資訊是有效的，甚至相對於股市。

第三節 CDS 與股票市場之關係

Acharya and Johnson (2007)分析在 2001—2004 年期間的北美公司做研究，並使用反應在股票市場的新聞當作公開資訊的基準，使用 OLS 迴歸模型研究結果發現，對於有負面的信用新聞和信用狀況的惡化公司，資訊會先進入 CDS 市場，接著進入流動性更強的股市。

Byström (2005)使用歐洲的 iTraxx CDS 指數為樣本，利用相關係數及 OLS 迴歸模型探討 CDS 價差及股票價格間之關係，Byström(2005)發現公司的具體資訊在進入 CDS 價差之前會先進入到股票價格。他還認為，股票價格的波動與 CDS 價差顯著相關。

Fung et al. (2008)在 CDS 價差及股票價格之間的關係進行討論，使用歐洲 2001 年至 2007 年的 iTraxx CDS 指數之日資料為樣本，主要運用 VAR 模型，探討美國股市與信用違約交換之間的關係，也使用 VECM、Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型(permanent-transitory model, PT)與 Hasbrouck (1995) 訊息比率(information share, IS)衡量價格發現功能，結論為股市領先 CDS 市場，是取決於 CDS 信用評等之高低。

Santiago, and Lidija (2009) 分析在 2002 -2004 年間的 94 個美國、歐洲及日本公司之大型國際樣本。利用 VECM 分析股票市場隱含的信用價差和 CDS 價差間之動態關係與基本因素變化，也使用 Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型(permanent-transitory

model, PT)與 Hasbrouck (1995) 訊息比率(information share, IS)衡量價格發現功能。結論為信用風險進入股票和 CDS 市場是一個動態的過程，股票市場的主導地位會受到公司整體信用狀況的影響。結果與信用衍生市場的內部交易論點一致，CDS 市場領先的信用風險概率與存在嚴重的信貸惡化衝擊呈正相關。但是，以上文獻的作者皆認為，沒有明確的領先落後關係存在於股市與 CDS 市場。

第四節 CDS、債券及股票市場之關係

Longstaff et al. (2003)使用 68 個北美公司樣本，運用向量自我迴歸模型(VAR)探討 CDS 價差、公司債券價差和公司股票報酬之領先落後關係，作者發現 CDS 與股票報酬率變化資訊進入兩者的速度領先於債券市場，且對於債券市場價格波動度產生影響。研究結論為資訊會先進入 CDS 和股市，然後進入債券市場。

Chan-Lau and Kim (2004)使用 2001 年 3 月至 2003 年 5 月的八個新興國家之信用違約交換價差日資料、JP 摩根的新興市場債券指數 EMBI+(Emerging Markets Bond Index Plus)指數日資料與 MSCI 所編製之各國股價指數日資料作為研究樣本。作者利用共整合、Granger causality 因果檢定、Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型(permanent-transitory model, PT)與 Hasbrouck (1995) 訊息比率(information share, IS) 模型探討各市場間的信用違約交換、債券與股市之領先落後關係與價格發現功能。發現信用違約交換與債券在委內瑞拉、巴西、哥倫比亞、俄國與保加利亞則存在共整合關係，而在土耳其、菲律賓與墨西哥沒有均衡關係。在價格發現上，結果為俄國與哥倫比亞二市場之信用違約交換具有價格發現功能，此外巴西寶加利亞市場則是信用違約交換與債券兩者之價格發現功能相同，而股市在價格發現上並沒有明確顯著的效果。

Longstaff, Mithal and Neis (2005)研究美國企業的 CDS 價差變動、公司債價差和股票

報酬之間在 VAR 架構上的每週領先落後關係。他們發現，股票和 CDS 市場領先公司債市場，資訊會先進入股票及信用衍生市場，然後進入公司債市場。但是在他們的樣本中，股市與 CDS 市場的關係都沒有明顯領先的趨勢。

Norden and Weber(2005) ，考慮到 58 家公司的國際樣本，使用了相同的 VAR 表示，來分析波動 CDS、債券和股票市場。在 CDS 和債券市場的研究，他們也參考 Blanco et al. (2005) 等人和 Zhu (2004,2006)使用 VECM 進行了價格發現分析。Norden and Weber's (2005)也持續支持股市領先 CDS 和債券市場的看法。他們的證據也支持 CDS 市場相對於債券市場的主導作用。

Santiago and Juan (2008,2009)探討 2001 至 2005 年間 17 家北美和歐洲非金融公司的股票市場隱含信用價差(implied credit spreads)、CDS 價差與債券價差間之動態關係，利用 VECM、Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型(permanent-transitory model, PT) 與 Hasbrouck (1995) 訊息比率(information share, IS) 模型衡量三個信用價差，以南美和歐洲公司的樣本衡量三個市場的信用風險。研究結果為股票會領先 CDS 和債券，而 CDS 市場相較於債券市場為領先的角色。

第三章 研究方法

本章介紹本文所使用之檢定方法及模型，分別介紹單根檢定、共整合檢定、VECM模型、PT 檢定、IS 檢定、衝擊反應函數與變異數分解。

第一節 單根檢定

考慮兩個時間序列數變量 f_t 與 s_t 的回歸模型方程式為：

$$f_t = a_0 + a_1 s_t + e_t \quad (3.1)$$

在對樣本進行迴歸分析之前，需假設序列 f_t 與 s_t 皆為定態定態且殘差項為白噪音，若序列 f_t 與 s_t 為非定態資料，則可能會存在 Granger and Newbold(1986)所指出的，以傳統的最小平方 OLS 方法進行迴歸分析，容易造成偏誤(bias)或虛假回歸(spurious regression)的現象。

經由單根檢定以判斷時間序列的整合級次是否為定態資料，若時間序列資料 X_t 的一階及二階動差會隨著時間改變，就可以說此序列存在趨勢(trend)特性， $X_t \sim I(d)$ 表示經過 d 皆差分後為定態資料之整合級次。

Pagan and Wickens(1989)提出文獻中三種常用的單根檢定法，為 Dickey-Fuller(DF)檢定、Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定以及 Phillips and Perron(PP)檢定。而在實證研究上主要被採用的方法是 Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定，Said and Dickey(1984)將 Dickey-Fuller(DF)單根檢定法忽略的殘差項可能存在自我相關的現象，他允許在檢定的模型中加入解釋變數的落後期數(lag term)，使殘差項符合白噪音(white noise)的特性，解決誤差項自我相關的問題。它透過時間序列得一階差分進行迴歸分析來判斷序列資料是否為定態，透過以下三個模型進行檢定：

(1)無截距項、無時間趨勢項

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

(2)有截距項、無時間趨勢項

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

(3)有截距項、有時間趨勢項

$$\Delta X_t = \alpha + \beta_t + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

其中 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ 代表差分， α 為截距項， β_t 為時間趨勢項， ε_t 為殘差值， p 為確保誤差項 ε_t 為白噪音之落後期數。

假設檢定為：

$$H_0: \delta = 0 \quad (\text{若虛成立則序列存在單根，資料為一非定態序列-I(1)})$$

$$H_1: \delta < 0 \quad (\text{若拒絕虛無假設則序列不存在單根，資料為一定態序列-I(0)})$$

模型可利用 AIC(Akaike Information Criterion)或 SBIC(Schwarz Bayesian Information Criterion)選取最適落後期數 p ，最適落後期數為 AIC 或 SBIC 最小值所在之期數。

第二節 共整合檢定

用一次差分做迴歸分析可以解決假性回歸的問題，但卻會導致回歸式中喪失長期均衡關係。Engle and Granger(1987)證明出當二個變數存在共整合關係時，就可以用誤差修正模型來表示此二變數的關係。兩個以上的非定態時間序列的線性組合中，若存在有一定態的線性組合，則稱此定態的線性組合為共整合向量，亦即具有長期均衡關係。Granger and Newbold(1986)認為當兩變數間存在共整合關係時，在長時間而言，兩者會以相同方式變動，最終趨於均衡。

共整合檢定有兩種方法，第一種是 Engle and Granger(1987)的兩階段估計檢定法，

第二種為 Johansen and Juselius(1990)提出的最大概似比檢定法。Johansen and Juselius(1990)改善了 Granger 兩階段估計檢定法在真正的整合向量數上無法準確計算之缺點，相較之下 Granger(1987)的兩階段估計檢定法受到較多限制，而 Johansen(1990)提供較完善之實用性。所以本研究採用 Johansen 的最大概似比檢定進行實證研究。

Johansen 的共整合檢定是假設一個具有 p 階的向量自我迴歸模型：

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

其中 y_t 為一 $I(1)$ 的序列， Φ_p 為 $p \times p$ 的係數矩陣， ε_t 為標準常態分配， p 為落後期數。

$$\text{令 } D_j = -\sum_{s=j+1}^p \Phi_s, \quad \Pi = -\Phi(1) = -(I - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_p)$$

經過一階差分可改寫為

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} D_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

其中 D_j 代表短期調整係數， Πy_{t-1} 為誤差修正項， Π 為長期衝擊矩陣，可利用 Π 矩陣的排序(rank)決定共整合向量的數目，代表變數間存在長期均衡關係的個數，判別如下：

1. $rank(\Pi) = p$ ，代表 y_t 為一定態 VAR 模型，而 y_t 內量序列均為 $I(0)$ 。
2. $rank(\Pi) = 0$ ，代表 y_t 內無共整合關係存在，各變數需經過差分使得 $I(1)$ 序列轉變為 $I(0)$ 。
3. $0 < rank(\Pi) = r < p$ ，代表 y_t 內存在 n 個共整合向量。

在我們檢定出共整合關係之後，可以使用 Johansen and Juselius(1990)提出下列兩種統計量來檢定 n 的數目，為軌跡測試法(Trace Test)與最大特性根檢定法(Maximum Eigenvalue Test)，說明如下：

1. 軌跡測試法(Trace Test)

$$H_0 : \text{rank}(\Pi) \leq r$$

$$H_1 : \text{rank}(\Pi) > r$$

$$\text{軌跡統計量 } \lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{j=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_j)$$

T 表示樣本總數， $\hat{\lambda}_j$ 表示第 j 個特性根之估計值， $r = \text{rank}(\Pi)$

檢定結果若拒絕 H_0 ，則表示此矩陣中存在 $r+1$ 個共整合向量數目。

2. 最大特性根檢定法(Maximum Eigenvalue Test)

$$H_0 : \text{rank}(\Pi) = r$$

$$H_1 : \text{rank}(\Pi) = r + 1$$

$$\text{最大特性根統計量 } \lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

此檢定法是由 $r=0$ 開始檢定，也就是從變數間不具共整合關係逐漸增加共整合個數，直到拒絕 H_0 為止，則可確定共整合向量之數目。

第三節 向量誤差修正模型

根據上述提到，若資料存在共整合關係，則我們可以說此「經濟變數具有長期均衡關係」的現象，也就是長期而言，具有「朝向均衡方向調整」之特性。短期而言，變數可能出現偏離，但在長期下此偏離的現象會逐漸遞減，這種遞減機制稱為誤差修正機能(Error Correction Mechanism)。若非定態的時間序列變數存在至少一個共整合向量時，可使用 VECM 來探討期間的變化關係。如果將資料做差分，則可能會流失長期均衡訊息，VECM 是針對非定態的時間序列變數，當變數在長期均衡中發生偏離時，則可利用此模型觀察均衡向量，將流失的長期均衡訊息調整回來，恢復到長期均衡的變化。

本文以向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)探討短期動態關係與判斷價格發現的功能。過去文獻中，Blanco, Brennan, and Marsh(2005)使用 VECM 模型，以美國公司為樣本，探討公司債信用價差與信用違約交換價差之關係。在 2004 年歐洲央行(European Central Bank)也使用此模型研究歐洲公司債信用價差與信用違約交換價差之關係。Ammer and Cai(2008)及 Aktug, Vasconcellos, and Bae (2008)則是利用 VECM 研究新興市場之信用違約交換價差與債券信用價差之關係。

本研究所使用之 VECM 模型如下：

$$\Delta LBS_t = \alpha_1 + \lambda_{11}CE_1 + \lambda_{12}CE_2 + \sum_{z=1}^Z b_{1z} \Delta LBS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z c_{1z} \Delta LCDS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z d_{1z} R_{t-z} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$\Delta LCDS_t = \alpha_2 + \lambda_{21}CE_1 + \lambda_{22}CE_2 + \sum_{z=1}^Z b_{2z} \Delta LBS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z c_{2z} \Delta LCDS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z d_{2z} R_{t-z} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

$$R_t = \alpha_3 + \lambda_{31}CE_1 + \lambda_{32}CE_2 + \sum_{z=1}^Z b_{3z} \Delta LBS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z c_{3z} \Delta LCDS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z d_{3z} R_{t-z} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

其中， ΔLBS_t 、 $\Delta LCDS_t$ 、 R_t 分別為債券價差、信用違約交換價差、股票報酬率取對數在時間 t 的變化， α_1 、 α_2 、 α_3 為常數截距項， CE_1 、 CE_2 為模型中之誤差修正項(Error Correction Term)， λ_{ij} 為誤差修正項係數，表示變數間長期均衡關係對短期內波動的調

整強度。 b_{iz} 、 c_{iz} 、 d_{iz} 為短期調整係數，表示前期的波動對本期波動的影響大小。

第四節 恆常-暫時模型

另一個衡量價格發現的重要指標為 Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型 (permanent-transitory model, PT) 與 Hasbrouck (1995) 訊息比率模型 (information share, IS)，依據 Gonzalo and Granger (1995)、Hasbrouck (1995)，PT 和 IS 模型皆由估計下列 VECM 開始：

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} D_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

其中 D_j 代表短期調整係數， Πy_{t-1} 為誤差修正項， Π 為長期衝擊矩陣，可利用 Π 矩陣的排序 (rank) 決定共整合向量的數目，變數 y_t 間具有 r 個共整合向量，即 $Rank(\Pi) = m$ 。在 PT 模型中，不同市場對共同因子的貢獻，是以該市場之誤差修正係數的含數來衡量。Gonzalo and Granger (1995) 發現 y_t 在推導後可被分為兩部分來分析，分別為永久性影響以及暫時性影響。如下所示：

$$\begin{aligned} y_t &= A_1 f_t + A_2 z_t \\ &= A_1 \alpha'_\perp y_t + A_2 \beta' y_{t-1} \end{aligned} \quad (3.11)$$

其中 f_t 代表變數 y_t 間的共同因子 (common factors)，對 y_t 具有永久性的影響。而 z_t 則只有暫時性影響，而且為零階次共整合 ($z_t \sim I(0)$)。

Gonzalo and Granger (1995) 的 PT 模型拆解共同因子 f_t 為目前市場價格的線性組合 (linear combination) $\alpha'_\perp y_t$ ，其中 α'_\perp 為共同因子係數矩陣，共同因子為加入在長期與共同因子沒有 Granger 因果關係的誤差修正項，且 z_t 對變數 y_t 不具有長期的影響。在此假設下，係數矩陣 $A_1 = \beta_\perp (\alpha'_\perp \beta_\perp)^{-1}$ ，其維度為 $k \times (k-r)$ 。而另一係數矩陣 $A_2 = \alpha (\beta' \alpha)^{-1}$ ，維度為 $(k \times r)$ 。共同因子 $f_t = \alpha'_\perp y_t$ ，其中 α'_\perp 也稱為共同因子的權重

(common factor weights)矩陣，其維度為 $(k-r) \times k$ ，且與 VECM 方程式中的 α 呈垂直正交(orthogonal)，也就是 $\alpha'_{\perp} \alpha = 0$ 。

將共同因子權重矩陣 α'_{\perp} 標準化後，使其元素總和為1，也就是 $\sum \alpha'_{\perp i} = 1$ ，第 i 個共同因子權重 $\alpha'_{\perp i}$ 表示為，第 i 個市場在價格發現的過程中的貢獻程度。當一個市場的共同因子權重愈高時，表示該市場的價格發現能力愈好，對於市場的新資訊的反應程度也愈快。

第五節 訊息比率模型

Gonzalo and Granger (1995) 恆常-暫時模型(permanent-transitory model, PT)與 Hasbrouck (1995) 訊息比率模型(information share, IS)主要皆是由向量誤差模型(vector error correction model; VECM)的誤差修正向量導出，兩模型分別以不同觀點確認價格發現的過程。與 PT 不同的是，Hasbrouck (1995)的 IS 模型是利用共同因子干擾項的變異來衡量價格發現，並非 PT 所使用之誤差修正係數的函數來衡量。IS 衡量不同市場對於該共同因子干擾項變異的貢獻程度，此貢獻被稱為資訊分享。

當 VECM 殘差彼此間不存在序列相關時，PT 模型與 IS 模型會有相同的結果；若存在序列相關時，PT 模型與 IS 模型會得到不同的結果。因為 PT 模型為考量同期相關(contemporaneous correlation)，而 IS 模型包括了同期相關。在處理同期相關的問題上，IS 模型採用的是 Cholesky factorization 方法，並藉由變數順序的不同來計算不同市場的資訊分享上下界。Baillie et al.(2002)提出可利用變數間上下界之平均值來解決上下界範圍較大的問題。

在檢定完變數的穩定性及共整合關係後，即可使用共同因子 PT 模型與資訊比率 IS 模型，來衡量變數間之領先、落後關係，藉此評估變數之價格發現能力。在 IS 模型上，Hasbrouck (1995)由 VECM 誤差修正模型改寫成向量移動平均(vector moving average, VMA)模型的形式：

$$\Delta y_t = \Psi(L)e_t \quad (3.12)$$

其中， $\Psi(L)$ 為落後運元，為一個 $(k \times k)$ 的矩陣多項式(matrix polynomial)，也就是 $\Psi(L) = I - \Psi_1 L - \Psi_2 L^2 - \dots - \Psi_n L^n$ 。

假設變數 y_t 為一金融資產在 k 個不同市場的價格，儘管個別價格為非定態的序列 ($y_t \sim I(1)$)，透過市場上之套利行為，某一市場價格會與其他市場有著密切的連動關係。

即是這 k 個市場中，任兩個市場間的價格差距應為一定態的序列，表示 y_t 之間具有 $k-1$ 個共整合向量。(3.12)式可再進一步改寫成：

$$y_t = y_0 + \Psi(1) \sum_{\delta=1}^t e_{\delta} + \Psi^*(L)e_t \quad (3.13)$$

其中 y_0 為資產價格的初始值，價格反應在不同市場間的系統性差異。 $\Psi(1) \sum_{\delta=1}^t e_{\delta}$ 為價格間的共同隨機趨勢。Hasbrouck(1995)假設個別市場的衝擊項來自於市場上的新資訊，因此 $\Psi(1) \sum_{\delta=1}^t e_{\delta}$ 為新資訊對個別價格的永久性(permanent)衝擊，而且它的每一列皆相同，意味著新資訊對個別價格的長期累積衝擊程度是相同的。 $\Psi^*(L)$ 為落後因子的矩陣多項式， $\Psi^*(L)e_t$ 則為與市場微結構相關的因素，對價格造成的暫時性(transitory)影響，例如買賣價格跳動(bid-ask bounce)等現象，暫時性影響的部分來自於市場的不完美性。

令 ψ 為矩陣 $\Psi(1)$ 中的一列，則(3.13)式中的共同隨機趨勢的增額部分 ψe_t 為共同隨機趨勢的衝擊項，即是新資訊對共同隨機趨勢所造成的長期影響，其變異數為 $\psi \Omega \psi'$ 。Hasbrouck(1995)定義一個市場的資訊比例(information share)，為該市場之衝擊項貢獻於變異數的比例，也就是其在共同隨機趨勢之衝擊項的變異數中所佔的比例。當一個市場的資訊比例愈高，就表示該市場在價格發現中，扮演的角色愈重要。

若共變異數矩陣 Ω 為一對角矩陣，也就是各市場間的衝擊項不具有關連性，即VECM 殘差項彼此間是序列無關的，則第 j 個市場的資訊比例(IS_j)為：

$$IS_j = \frac{\psi_j^2 \Omega_{jj}}{\psi \Omega \psi'} \quad (3.14)$$

其中 ψ_j 為向量 ψ 的第 j 個元素，而 Ω_{jj} 則是矩陣 Ω 的第 (j, j) 個元素。一般來說，個別市場的衝擊項之間，大都具有相關性。若 Ω 不為對角矩陣，則須先透過 Cholesky factorization 分解定理將共變異數矩陣 Ω 來做分解，分解成 $\Omega = MM'$ ，其中 M 為一下三角矩陣。此時第 j 個市場的資訊比例(IS_j)為：

$$IS_j = \frac{([\psi M]_j)^2}{\psi \Omega \psi'} \quad (3.15)$$

其中 $[\psi M]_j$ 為向量 ψM 的第 j 個元素。(3.15)式將極大化第 1 個市場的資訊比例並極小化最後一個市場的資訊比例。透過(3.15)式可求得個別市場之資訊比例的上界(upper bound)與下界(lower bound)。

第六節 衝擊反應函數

由於 VAR 主要是觀察某一變數對於模型中的全部變數的影響，在實證上本文利用衝擊反應函數(Impulse Response Function ; IRF)與變異數分解(Variance Decomposition ; VD)來探討變數間影響的程度大小。衝擊反應函數主要是評估各變數間的跨期動態效果，用以觀察各變數變化可能影響之期數與程度，有助於投資人適時調整其投資策略。在本研究中衝擊效果大小使用 EViews 統計軟體並以圖形來顯示及分析。

以下為衝擊反應函數之推導，首先從二應變數之向量自我迴歸(structural VAR)式來看，假設動態模型如下：

$$\begin{aligned} x_t &= \alpha_{10} + \alpha_{11}x_{t-1} - \gamma_{12}y_t + \alpha_{12}y_{t-1} + \varepsilon_{xt} \\ y_t &= \alpha_{20} + \alpha_{21}x_{t-1} - \gamma_{21}y_t + \alpha_{22}y_{t-1} + \varepsilon_{yt} \end{aligned} \quad (3.16)$$

可得縮減式(reduced form)：

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \nu_t \quad (3.17)$$

其中： $Y_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix}$ ， $\Phi_0 = \begin{bmatrix} \varphi_{10} \\ \varphi_{20} \end{bmatrix}$ ， $\Phi_1 = \begin{bmatrix} \varphi_{11} & \varphi_{12} \\ \varphi_{21} & \varphi_{22} \end{bmatrix}$ ， $\nu_t = \begin{bmatrix} \nu_{xt} \\ \nu_{yt} \end{bmatrix}$

將上式(3.17)擴展至 n 期：

$$Y_t = (1 + \Phi_1 + \Phi_1^2 + \Phi_1^3 + \dots + \Phi_1^n) \Phi_0 + \Phi_1^{n+1} Y_{t-n-1} + \nu_t + \Phi_1 \nu_{t-1} + \Phi_1^2 \nu_{t-2} + \dots + \Phi_1^n \nu_{t-n} \quad (3.18)$$

我們一般利用 Choleski 分解(Choleski factorization)將誤差作正交化(orthogonalize)處理，以防止誤差具有當期相關導致無法明確看出對變數的衝擊效果。接著我們將(3.18)式放入落後運算元(lag operator)並擴展至無限期，以向量移動平均(vector moving average)

表示如下：

$$Y_t = u + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i V_{t-i} \quad (3.19)$$

其中 $\Psi_i = \begin{bmatrix} \frac{\partial x_t}{\partial v_{xt-i}} & \frac{\partial x_t}{\partial v_{yt-i}} \\ \frac{\partial y_t}{\partial v_{xt-i}} & \frac{\partial y_t}{\partial v_{yt-i}} \end{bmatrix}$ ，代表每期變數的方程式其落後一期對當期變數的衝擊矩陣，其中包含當期的落後項交互對當期的影響。

第七節 變異數分解

所謂變異數分解(Variance Decomposition ; VD)指的是，藉由觀察某些變數的誤差變異對其他變數的預測變異解釋力，以判斷變數之間的關係大小。本研究利用變異數分解，分析主權債券價差、信用違約交換價差、股票報酬率的相對外生性(exogenous ordering)強弱，藉以判斷各變數間之相對重要性，提供投資人做決策之參考依據。

變異數分解的方法是運用 VAR 模型的一般式並將 VAR 體系的每個變數都視為內生變數，再將 VAR 模型的一般式化作移動平均表示法(moving average representation)，透過正交化(orthogonalization)的過程除去衝擊項交叉相關的部分，接著在由移動平均表示法中的係數來模擬體系中的動態關係。

以下為變異數分解之推導，由(3.17)式的基礎建立出 n 期之方程式：

$$\begin{aligned} Y_{t+1} &= \Phi_0 + \Phi_1 Y_t + v_{t+1} \\ Y_{t+2} &= \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t+1} + v_{t+2} \\ &\vdots \\ Y_{t+n} &= \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t+n-1} + v_{t+n} \end{aligned} \quad (3.20)$$

接著將(3.20)式逐項加總並以預測期望誤差型式寫成：

$$Y_{t+n} - EY_{t+n} = v_t + \Phi_1 v_{t-1} + \dots + \Phi_1^n v_{t-n-1} \quad (3.21)$$

假設 ε_{xt} 與 ε_{yt} 的變異數分別為 σ_{xt}^2 與 σ_{yt}^2 ，並假設 v_t 的變異數向量為 ρ_t^2 ，所以根據(3.21)式可以得到向前 n 期預測誤差變異數為：

$$\begin{aligned} \Pi_p(n) &= E[(Y_{t+n} - EY_{t+n})(Y_{t+n} - EY_{t+n})] \\ &= \rho_t^2 (1 + \Phi_1^2 + \Phi_1^4 + \dots + \Phi_1^{2n}) \end{aligned} \quad (3.22)$$

由(3.22)式可知 σ_{xt}^2 與 σ_{yt}^2 為預測誤差變異分解裡的影響要素，假設 $R(i, n, j)$ 代表第 j 變數影響第 i 變數前 n 期變異數的部分，因此預測誤差變異比例可寫成：

$$\frac{R(i, n, j)}{R(i, n)} \quad (3.23)$$

利用上述結果，可以在比較變數間相互影響的程度上，來判定變數間是否具有關係，換句話說，只要 X 變數非預期的變動所產生的變異相對於其他變數對 Y 變數預測變異解釋比例高，就可以稱為 X 變數相對於其他變數對 Y 變數關係較強。

第四章 資料說明與實證分析

本章首先針對資料樣本選擇進行說明及變數定義，將所搜集的資料進行檢定與測試，並分析單根檢定、共整合檢定、VECM 模型、PT 檢定、IS 檢定、衝擊反應函數與變異數分解之實證結果，最後作小結說明。

第一節 資料樣本描述

國家樣本選取之已開發國家為八大工業國組織 G8 前四大國，分別為美國、德國、法國、日本代表，新興國家則選取金磚四國代表，分別為中國、巴西、俄羅斯、印度，研究國家共八國。使用之樣本資料由 Datastream 及 Bloomberg 資料庫取得，為了維持各國研究期間之一致性，避免不同外在因素在時間區間上的差異造成干擾，我們將樣本期間統一為 2009 年 9 月 17 日至 2013 年 3 月 25 日。Barrios(2009)提到信用違約交換一般以 5 年期合約為最標準且流動性最佳，故我們選擇此一合約作為研究樣本。

提供債券投資人避險管道的信用違約交換合約項目中，分為公司債及主權債券。主權債券為國家發行之債券，在流動性方面比公司債良好，並且具有龐大的發行金額、總量多、到期日長等特性。公司債的借貸方式可由發行債券也可向銀行直接借款，而政府的舉債方式大都有由債券形式發行。因此，本研究選取主權債券以及主權信用違約交換做探討，主要是因為主權信用違約交換相對於公司債信用違約交換，更具有流通性佳且及交易量大之特性。

以下為我們所採用之樣本資料：

1. 信用違約交換價差(Credit Default Swap Spread, CDS Spread)

所謂信用違約交換價差即是信用違約交換合約之價格。信用違約交換價差資料採用上述八國之 5 年主權債券信用違約交換價差之日資料，價格為收盤買賣價差之中間值。

2. 無風險利率(Risk Free Rate)

在計算債券信用價差時，作為無風險利率基準之選擇為一重要元素。Blanco, Brennan, and Marsh (2005)選擇美國公司債與新興市場之主權債券信用價差時使用美元交換利率作為無風險利率，而 Ammer and Cai(2008)選擇新興市場主權債券信用價差時同樣使用美元交換利率作為無風險利率。本研究因涵蓋四個新興國家，因新興市場公債是由美金計價，故本研究之無風險利率選擇與先前文獻相同之 5 年美元交換利率為基準，樣本為日資料。

3. 債券信用價差(Bond Credit Spread)

債券信用價差為債券殖利率減去無風險利率，我們選取標的國家之 5 年基準政府債券作為風險債券之殖利率，再將此減去上述選擇之 5 年美元交換利率，計算出債券信用價差。樣本為日資料。

4. 股票指數(Stock Price Index)

各國股票指數之選擇說明請參見附錄十。樣本為日資料。

以上資料除了信用違約交換資料取自 Bloomberg 資料庫之外，其餘資料皆由 Datastream 取得。

第二節 樣本趨勢圖與敘述統計

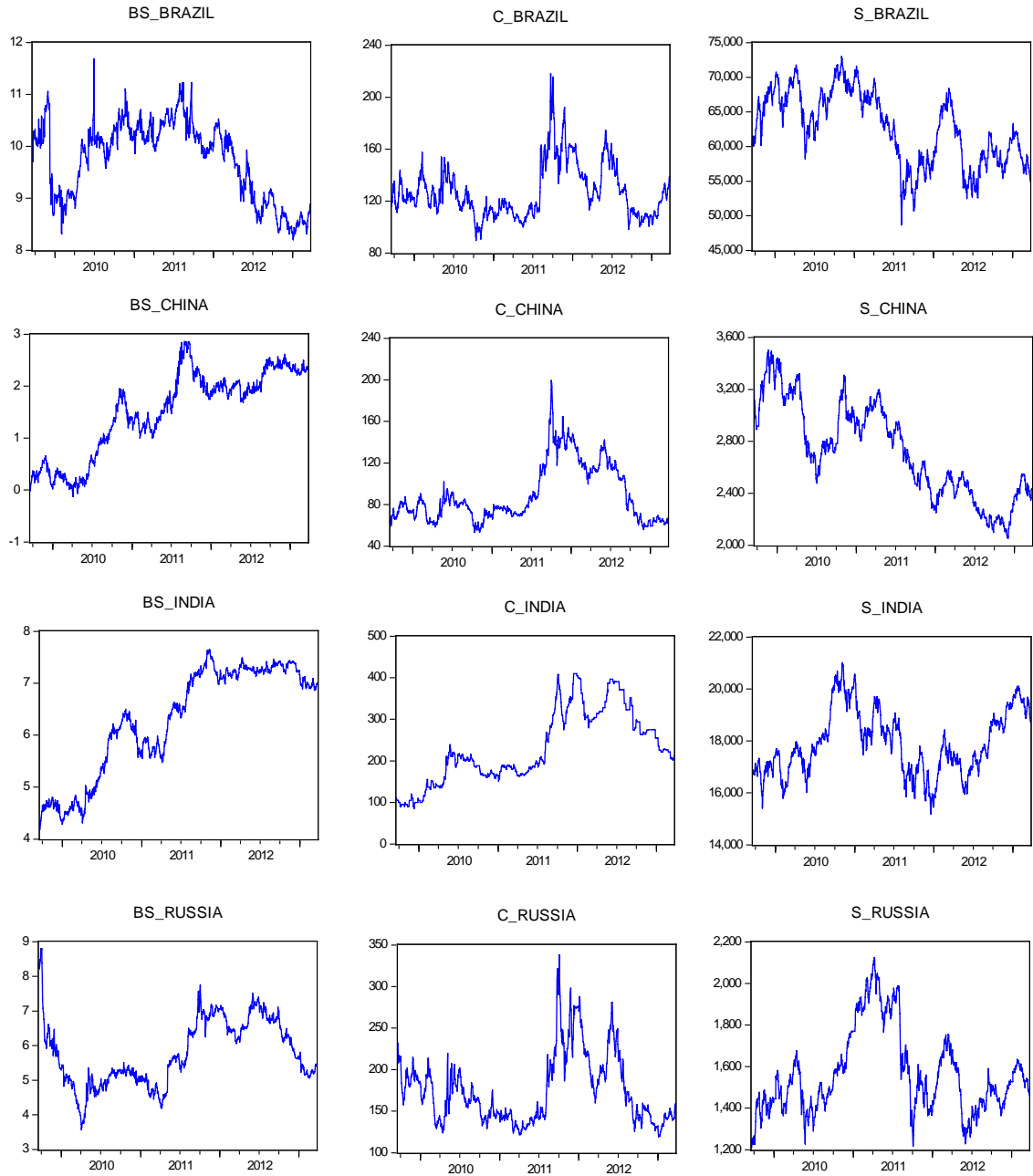


圖 2 新興國家之趨勢圖

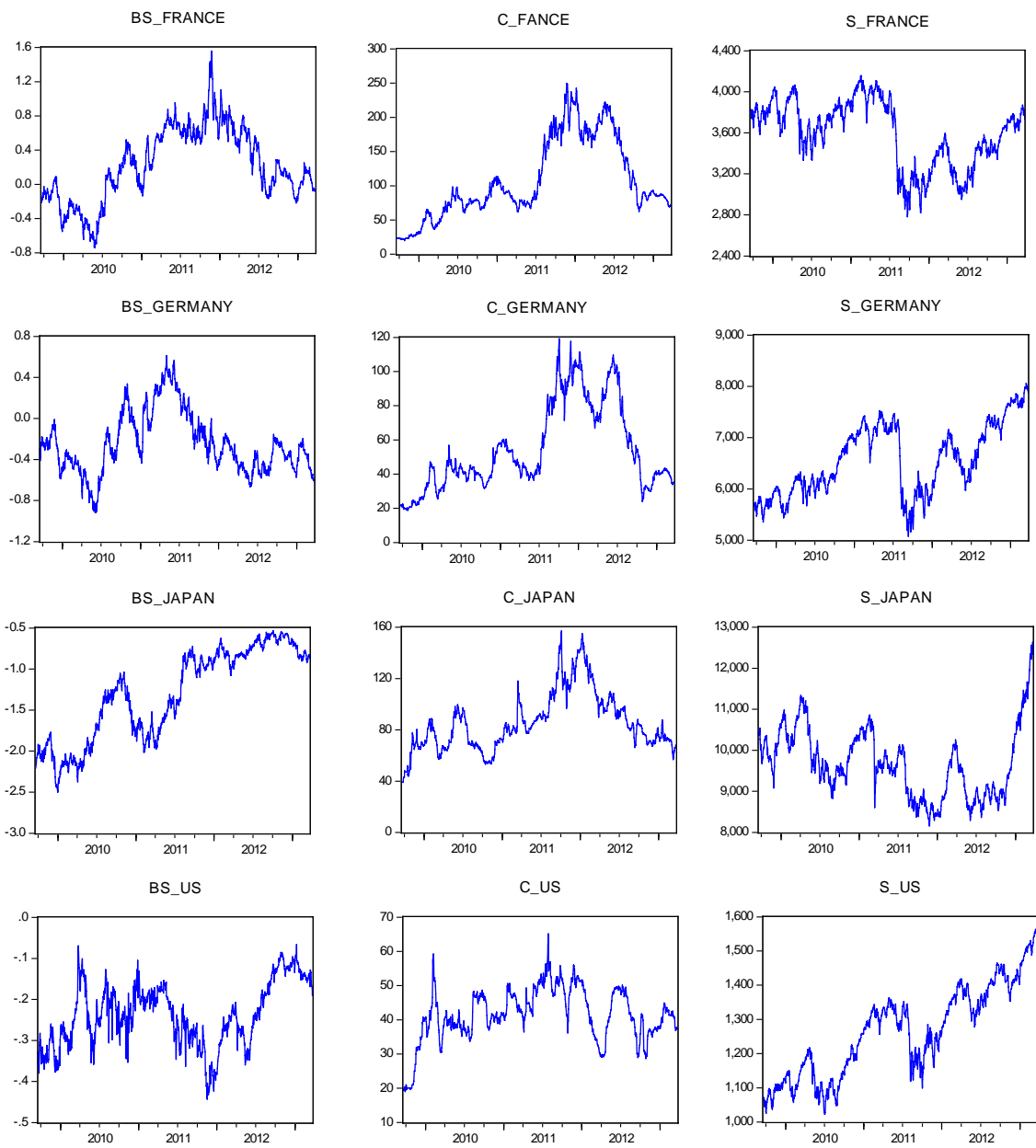


圖 3 已開發國家之趨勢圖

上圖中之變數名稱以美國為例，BS_US 代表美國主權債券價差，C_US 代表美國信用違約交換價差，S_US 代表美國股票指數。圖 2 與圖 3 為八國之主權債券價差、主權信用違約交換價差與股票指數之趨勢圖，圖 2 包含 4 個新興國家，分別為巴西、中國、印度及俄羅斯。圖 3 包含 4 個已開發國家，分別為法國、德國、日本及美國。由圖 2、3 發現，主權債券價差在新興國家明顯比在已開發國家高，其中以巴西國家為最高。而發現主權信用違約交換價差也是新興國家明顯比已開發國家高，大多在 2011 年為最高。而在股票指數的圖形上，發現股票指數對於債券與 CDS 呈現明顯的反向變動，大多在 2011 年後急速下降，2012 年回升。

表 1 為各國債券價差、信用違約交換與股票指數樣本之統計量以及 Fitch 對各國之主權評等。可以看到四個已開發國家評等皆維持 A+ 以上，而新興國家除了中國之評等為 A+ 外，其他新興國家之評等皆為 BBB 以下，皆為投資級。我們觀察這些國家信用違約交換價差平均皆超過 40，有此可知信用評等為落後指標，且未能確實反映其風險。接著由表中可觀察到信用違約交換平均價差以印度最高。而發現債券殖利率與美元交換利率相減後，美國、日本等國家出現負數。信用風險照理說應當大於或等於零，然而政府公債通常被視為無風險之金融商品，它也具有抵押品、賦稅減免等額外好處，所以出現「低於無風險利率」之殖利率現象屬合理之現象。

表 1 主權債券價差、信用違約交換價差、股票指數敘述統計與主權評等對照表

國家	主權評等	主權債券價差(%)				信用違約交換價差				股票指數			
		最小值	最大值	平均值	標準差	最小值	最大值	平均值	標準差	最小值	最大值	平均值	標準差
美國	AAA	-0.44	-0.07	-0.24	0.08	18.99	65.13	41.44	7.89	1022.58	1563.23	1263.75	132.33
德國	AAA	-0.92	0.61	-0.25	0.30	18.73	119.16	54.62	25.05	5072.33	8058.37	6558.09	685.96
法國	AAA	-0.74	1.56	0.22	0.43	19.66	249.63	107.45	58.01	2781.68	4157.14	3593.20	320.63
日本	A+	-2.50	-0.53	-1.30	0.55	39.06	157.21	85.64	22.86	8160.01	12635.69	9680.05	841.11
中國	A+	-0.13	2.86	1.49	0.81	53.09	199.33	89.77	27.71	2051.96	3501.74	2723.33	364.05
巴西	BBB	8.20	11.68	9.74	0.75	89.61	218.15	127.34	20.45	48668.29	72995.69	62696.92	5236.68
俄羅斯	BBB	3.57	8.81	5.79	0.96	119.03	337.98	175.39	41.47	1210.57	2123.56	1562.67	199.30
印度	BBB-	4.18	7.65	6.29	1.03	85.00	410.00	232.25	87.69	15175.08	21004.96	17901.45	1228.69

註：主權評等資料取自 Fitch 之主權評等報告，最後更新日期為 2013 年 3 月 27 日。主權債券價差等於 5 年基準政府債券殖利率減去 5 年美元交換利率；信用違約交換價差為 5 年政府公債之信用違約交換資料。股票指數資料為股票價格資料。樣本數皆為 918 筆。

第三節 單根檢定

樣本進行迴歸分析的首要條件，即是假設變數為定態且殘差項為白噪音之時間序列，避免迴歸分析時產生假性迴歸現象。Nelson and Plosser(1982)研究指出，在對時間序列之樣本進行研究時應先進行單根檢定，以減少偏誤(bias)或虛假回歸(spurious regression)的現象。在單根檢定的方法中，較為一般學者所採用的方法有 ADF 檢定法及 PP 檢定法，本研究使用 ADF 單根檢定法，因為在白噪音問題上 ADF 檢定法較 PP 檢定法有較佳之處理結果。本研究只用 EViews 6 版軟體做為研究工具，而在決定落後期數之選擇上，本研究參考 Akaike(1973)研究方法，以各落後期數之 ADF 檢定表中第一至十期中的 AIC 最小值作為判斷依據。

表 2 主權債券價差原始資料取對數之單根檢定表

國家	主權債券價差					
	無趨勢項有截距項		有趨勢項有截距項		無趨勢項無截距項	
	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值
美國	3	-2.1429	3	-2.4443	3	-0.7667
德國	6	-2.0495	6	-3.0274	6	-1.1677
法國	0	-2.3526	0	-2.3272	0	-2.0347
日本	5	-1.7442	5	-1.5710	5	0.3562
中國	1	-1.3145	1	-2.7694	1	0.4136
巴西	7	-1.3543	7	-2.5889	7	0.6606
俄羅斯	0	-1.1430	0	-2.6847	0	0.1500
印度	7	-1.1835	7	-2.1533	7	1.0135

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

2.樣本期間：2009 年 9 月 17 日至 2013 年 3 月 25 日。

表 2 為主權債券價差原始資料取對數之單根檢定結果，表中依序分為有無趨勢項有截距項、有趨勢項有截距項、無趨勢項無截距項等三項。可以看出三種檢定模型之檢定結果皆具有單根，為非定態，因此應對主權債券取自然對數後進行差分，再檢定其是否

為定態序列。

一階差分後之單根檢定結果如表 3，可知將主權債券價差取自然對數進行差分後做單根檢定，所有檢定模型皆可在 1%信心水準下拒絕虛無假設。表示八個國家的主權債券價差序列資料皆為 I(1)，經一次差分後為定態資料。

表 3 主權債券價差原始資料取對數進行一階差分之單根檢定表

國家	主權債券價差					
	無趨勢項有截距項		有趨勢項有截距項		無趨勢項無截距項	
	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值
美國	2	-21.2575***	2	-21.2459***	2	-21.2680***
德國	5	-10.9082***	5	-10.9257***	5	-10.8966***
法國	0	-30.5018***	0	-30.4988***	0	-30.5185***
日本	4	-16.0472***	4	-16.0733***	4	-16.0430***
中國	0	-36.5661***	0	-36.5513***	0	-36.5279***
巴西	6	-12.4025***	6	-12.3980***	6	-12.3715***
俄羅斯	0	-30.9906***	0	-30.9745***	0	-30.9987***
印度	6	-12.2131***	6	-12.2159***	6	-12.1286***

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

2.樣本期間：2009 年 9 月 17 日至 2013 年 3 月 25 日。

表 4 為信用違約交換價差原始資料取對數之單根檢定結果，表中依序分為有無趨勢項有截距項、有趨勢項有截距項、無趨勢項無截距項等三項。可以看出當模型為隨機漫步模型與具飄移項及時間趨勢時，信用違約交換價差具有單根，為非定態，僅有美國在具飄移項及時間趨勢時為定態。而在含飄移項的隨機漫步模型中也僅有之四個國家為定態，因此應對信用違約交換取自然對數後進行差分，再檢定其是否為定態序列。

一階差分後之單根檢定結果如表 5，可知將信用違約交換價差取自然對數進行差分後做單根檢定，所有檢定模型皆可在 1%信心水準下拒絕虛無假設。表示該時間序列為定態資料。

表 4 信用違約交換價差原始資料取對數之單根檢定表

國家	信用違約交換價差					
	無趨勢項有截距項		有趨勢項有截距項		無趨勢項無截距項	
	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值
美國	9	-4.1179***	9	-3.9379**	9	0.3291
德國	1	-2.0355	1	-1.4918	1	0.1348
法國	1	-2.3034	1	-1.2663	1	-1.1345
日本	6	-2.9784**	6	-2.4767	6	0.4031
中國	0	-1.8104	0	-1.5875	0	-0.0588
巴西	4	-2.9348**	4	-2.9528	4	0.0433
俄羅斯	1	-2.9711**	1	-2.9730	1	-0.4255
印度	2	-1.7507	2	-1.1345	2	0.6150

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

2.樣本期間：2009 年 9 月 17 日至 2013 年 3 月 25 日。

表 5 信用違約交換價差原始資料取對數進行一階差分之單根檢定表

國家	信用違約交換價差					
	無趨勢項有截距項		有趨勢項有截距項		無趨勢項無截距項	
	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值
美國	8	-9.4724***	8	-9.4740***	8	-9.4600***
德國	0	-24.4598***	0	-24.5200***	0	-24.4685***
法國	0	-26.7604***	0	-26.8833***	0	-26.7521***
日本	5	-13.6803***	5	-13.8078***	5	-13.6733***
中國	1	-20.5052***	1	-20.5156***	1	-20.5165***
巴西	3	-16.8599***	3	-16.8508***	3	-16.8685***
俄羅斯	4	-14.8330***	4	-14.8281***	4	-14.8370***
印度	1	-19.8973***	1	-19.9503***	1	-7.7142***

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

2.樣本期間：2009 年 9 月 17 日至 2013 年 3 月 25 日。

表 6 為股票指數原始資料取對數之單根檢定結果，表中依序分為有無趨勢項有截距項、有趨勢項有截距項、無趨勢項無截距項等三項。可以看出三種檢定模型之檢定結果

皆具有單根，為非定態，僅有巴西在具飄移項及時間趨勢時為定態。因此應對股票指數取自然對數後進行差分，再檢定其是否為定態序列。

一階差分後之單根檢定結果如表 7，可知將股票指數取自然對數進行差分後做單根檢定，所有檢定模型皆可在 1%信心水準下拒絕虛無假設。表示該時間序列為定態資料。

表 6 股票報酬率原始資料取對數之單根檢定表

國家	股票指數					
	無趨勢項有截距項		有趨勢項有截距項		無趨勢項無截距項	
	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值
美國	3	-1.1339	3	-3.0858	3	1.2207
德國	3	-1.6808	3	-2.6121	3	0.7928
法國	0	-2.4965	0	-2.5978	0	-0.0909
日本	0	-1.3217	0	-0.9367	0	0.8140
中國	10	-1.3960	10	-3.0102	10	-0.4692
巴西	0	-2.2293	0	-3.4704**	0	-0.2423
俄羅斯	1	-2.7261*	1	-2.7080	1	0.2171
印度	2	-2.6211**	2	-2.6473	2	0.3303

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

2.樣本期間：2009 年 9 月 17 日至 2013 年 3 月 25 日。

表 7 股票報酬率原始資料取對數進行一階差分之單根檢定表

國家	股票指數					
	無趨勢項有截距項		有趨勢項有截距項		無趨勢項無截距項	
	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值	落後期數	ADF 量值
美國	2	-18.9687***	2	-18.9615***	2	-18.9228***
德國	2	-18.7165***	2	-18.7084***	2	-18.7024***
法國	2	-19.1527***	2	-19.1502***	2	-19.1631***
日本	0	-30.6744***	0	-30.7348***	0	-30.6831***
中國	9	-8.8909***	9	-8.8866***	9	-8.8848***
巴西	0	-31.0306***	0	-31.0290***	0	-31.0455***
俄羅斯	0	-26.9202***	0	-26.9279***	0	-26.9326***
印度	1	-19.8775***	1	-19.8670***	1	-19.8849***

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

2.樣本期間：2009 年 9 月 17 日至 2013 年 3 月 25 日。

第四節 共整合檢定

由單根檢定結果發現，信用違約交換、主權債券和股票指數在取自然對數後存在單根現象，而經由一階差分後則呈現定態，表示上述資料皆為同階 $I(1)$ 序列，具有相同整合級次的時間序列資料之間可能會存在共整合關係，故可進行共整合檢定，探討變數間之長期均衡關係。本研究使用 Johansen 共整合檢定來判斷變數間是否存在共整合關係。

表 8 的 A 組為信用違約交換、主權債券和股票指數取自然對數後之三變數間兩兩共整合檢定結果，B 組則是信用違約交換、主權債券和股票指數取自然對數後之三變數共整合檢定結果。由表 8 得知，無論在 A 組或 B 組，德國之信用違約交換、主權債券和股票指數皆不存在共整合關係。由 A 組得知，三個變數間存在兩兩共整合的國家有五個，分別為美國、法國、日本、巴西、印度，表示這些國家之信用違約交換、主權債券和股票指數三變數彼此之間存在長期均衡關係，也就是長期而言，具有「朝向均衡方向調整」之特性。另外除了德國以外，不具有共整合關係的變數僅有中國的信用違約交換與主權債券，以及俄羅斯的主權債券和股票指數。

表 8 共整合檢定

國家	A 組									B 組			
	債券價差 vs 信用違約交換價差			信用違約交換價差 vs 股票指數			股票指數 vs 債券價差			債券價差 vs 信用違約交換價差 vs 股票指數			
	虛無假設			虛無假設			虛無假設			虛無假設			
	None	At most 1	lag	None	At most 1	lag	None	At most 1	lag	None	At most 1	At most 2	lag
美國	20.7599***	5.7094**	2	17.1500**	2.1853	2	21.3644**	7.1236***	2	35.4554**	18.8672**	7.0233***	2
德國	9.7730	2.8268*	9	10.0750	2.1592	2	15.4947	3.8415	2	21.1233	8.3050	1.6571	5
法國	16.2227**	4.5447**	3	15.7641**	5.8859**	2	15.9638**	4.7105**	2	27.1345*	14.5382*	5.2971**	3
日本	23.4954***	3.7068*	2	13.1351**	0.306478	2	19.7199**	0.456014	2	41.0836***	10.0299	0.3326	2
中國	10.0729	2.70134*	3	18.6660**	3.0606*	10	18.6348**	7.3954***	7	28.95814	14.1698	2.3457	7
巴西	20.5276**	7.8002**	2	17.0900**	3.5927*	2	15.8146**	1.578841	3	30.6879**	14.8159*	1.1424	2
俄羅斯	19.6493**	7.5559***	2	17.0930**	5.9000**	2	10.5319	1.5427	2	20.9873	9.3045	2.1383	2
印度	13.7563*	3.9786*	10	17.2815**	3.2784*	4	19.0585**	8.7316***	10	29.8077**	11.4700	3.0117*	10

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

2.lag 欄為使用 AIC 檢定初最佳模型之落後期數。

第五節 誤差修正 VECM 檢定

Engle and Granger(1987)證明出當變數存在共整合關係時，就可以用誤差修正模型來表示此變數的關係。表 9 為美國、法國、日本、巴西、印度，其三變數間存在兩兩共整合之 VECM。若股票市場領先債券市場，則 λ_{11} 應顯著為負且 λ_{31} 不顯著。若股票市場領先信用違約交換市場，則 λ_{22} 應顯著為負且 λ_{32} 不顯著。針對誤差修正模型之共整合向量估計作分析，發現股票市場領先債券市場的國家有法國、巴西、印度。股票市場領先信用違約交換市場的國家有美國、日本及巴西。

表 9 三變數之 VECM

國家	債券價差		信用違約交換價差		股票報酬率	
	λ_{11}	λ_{12}	λ_{21}	λ_{22}	λ_{31}	λ_{32}
美國	-0.0167***	-0.0016	0.0010	-0.0171***	-0.0081***	-0.0004
法國	-0.0198***	0.0083***	0.0093	-0.0025	-0.0028	-0.0020
日本	-0.0315***	-0.0048	0.0318***	-0.0170***	-0.0089***	-0.0004
巴西	-0.0119***	-0.0220***	-0.0043	-0.0305***	-0.0017	0.0078**
印度	-0.0099***	0.0126**	0.0050	-0.0086	-0.0017	0.0014

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

2.僅對存在共整合關係之樣本使用 VECM 模型檢定。VECM 模型如下：

$$\begin{aligned} \Delta LBS_t &= \alpha_1 + \lambda_{11}CE_1 + \lambda_{12}CE_2 + \sum_{z=1}^Z b_{1z} \Delta LBS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z c_{1z} \Delta LCDS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z d_{1z} R_{t-z} + \varepsilon_t \\ \Delta LCDS_t &= \alpha_2 + \lambda_{21}CE_1 + \lambda_{22}CE_2 + \sum_{z=1}^Z b_{2z} \Delta LBS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z c_{2z} \Delta LCDS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z d_{2z} R_{t-z} + \varepsilon_t \\ R_t &= \alpha_3 + \lambda_{31}CE_1 + \lambda_{32}CE_2 + \sum_{z=1}^Z b_{3z} \Delta LBS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z c_{3z} \Delta LCDS_{t-z} + \sum_{z=1}^Z d_{3z} R_{t-z} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

兩個獨立的共整合方程式為：

$$\begin{aligned} CE_1 &= LBS_{t-1} - \phi_{11} - \phi_{21}LS_{t-1} \\ CE_2 &= LCDS_{t-1} - \phi_{12} - \phi_{22}LS_{t-1} \end{aligned}$$

取對數。

在短期動態關聯上，發現五個國家之債券價差 λ_{11} 皆顯著為負，代表短期下債券市

場會向股票市場進行修正。而美國、日本、巴西之信用違約交換價差 λ_{22} 顯著為負，代表短期下信用違約交換市場會向股票市場進行修正。

表 10 為中國及俄羅斯之二變數 VECM。由表 10 結果可以看出，當比較中國之信用違約交換市場和股票市場對價格發現的貢獻時， λ_1 顯著為負， λ_2 為正的不顯著，表示中國之股票市場領先信用違約交換市場。當比較中國之公債市場和股票市場對價格發現的貢獻時， λ_1 顯著為負，但 λ_2 也為負，表示中國之股票市場領先債券市場。另外俄羅斯 λ_1 及 λ_2 皆不顯著，因此無法判斷哪個市場在價格發現過程中領先。在短期動態關聯上，中國之信用違約交換價差及債券價差 λ_1 皆顯著為負，表示短期下中國之信用違約交換及債券市場皆會向股票市場進行修正。俄羅斯則沒有明顯的短期修正關係。

表 10 二變數之 VECM

國家	CDS	R	BS	R	BS	CDS	CDS	R
	λ_1	λ_2	λ_1	λ_2	λ_1	λ_2	λ_1	λ_2
中國	-0.0005**	0.0001	-0.0117***	-0.0037**				
俄羅斯					1.73E-05	0.0018	-0.0118	0.0032

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

2.僅對存在共整合關係知樣本使用 VECM 模型檢定。VECM 模型如下：

$$\square LA_t = \alpha_1 + \lambda_1(A_{t-1} - \phi_1 - \phi_2 B_{t-1}) + \sum_{z=1}^Z b_{1z} \square LA_{t-z} + \sum_{z=1}^Z c_{1z} \square LB_{t-z} + \varepsilon_{1t}$$

，其中 $(A_{t-1} - \phi_1 - \phi_2 B_{t-1})$ 為兩式之共同

$$\square LB_t = \alpha_2 + \lambda_2(A_{t-1} - \phi_1 - \phi_2 B_{t-1}) + \sum_{z=1}^Z b_{2z} \square LA_{t-z} + \sum_{z=1}^Z c_{2z} \square LB_{t-z} + \varepsilon_{2t}$$

項，表示 A、B 兩變數間之共整合關係。

附錄一至附錄五為債券、信用違約交換、股票之誤差修正模型實證資料。附錄一為美國資料，從表中得知落後一期的股票會影響當期債券。附錄二為法國資料，從表中得知落後兩期的股票會影響當期債券，落後一期的 CDS 會影響當期股票，落後三期的股票會影響當期 CDS。附錄三為日本資料，從表中得知落後一期的債券會影響當期股票和 CDS，落後一期的股票會影響當期債券和 CDS。附錄四為巴西資料，從表中得知落後一期的 CDS 會影響當期股票。附錄五為印度資料，從表中得知落後一期的債券會影響當

期 CDS 和股票，落後八期的債券會影響當期 CDS，落後一至三期的股票會影響當期 CDS，落後四期及八期的股票會影響當期債券。

附錄六至九為中國及俄羅斯之誤差修正模型實證資料。附錄六為中國 CDS 與股票之誤差修正模型實證資料，從表中得知落後三期的股票會影響當期 CDS。附錄七為中國債券與股票之誤差修正模型實證資料，從表中得知落後一期的債券會影響當期股票。附錄八為俄羅斯債券與 CDS 之誤差修正模型實證資料，從表中得知落後一期的債券會影響當期 CDS。附錄九為俄羅斯 CDS 與股票之誤差修正模型實證資料，從表中得知落後一期的 CDS 會影響當期股票。

第六節 恆常-暫時模型檢定

本節針對存在共整合關係之國家使用 Gonzalo and Granger 之 PT 模型作進一步探討，分別為三個已開發國家以及四個新興國家。表 11 為主權債券價差、信用違約交換價差與股票指數三者共同因子係數向量 Γ 的相對比重。以日本為例，其共同因子係數向量 Γ 之相對比重分別為 0.1148、0.4729、0.4124；意謂就 PT 模型而言，日本的主權債券價差之價格發現能力占有 11.48% 的比重，信用違約交換之價格發現能力略高於股票指數，分別為 47.29% 及 41.24%，但其信用違約交換及股票指數兩者之價格發現能力遠高於主權債券價差。在七個國家中，主權債券價差的價格發現能力皆最低，而信用違約交換和股票指數則因國家不同而異。

結果發現在新興國家中，股票指數之價格發現能力皆明顯高於信用違約交換。而在已開發國家中，美國及日本的信用違約交換之價格發現能力略高於股票指數，而法國則是以股票指數之價格發現能力最高。整體而言，已開發國家大多在信用違約交換之價格發現能力最高，表示這些國家的信用違約交換市場為領先的角色，亦即新資訊會領先進入信用違約交換。而在四個新興國家的股票指數之價格發現能力皆超過 50%，表示這些國家的股票市場為領先的角色，亦即新資訊會領先進入股票市場。

表 11 Gonzalo and Granger 之 PT 模型分析結果

國家	共同因子係數向量之相對比重		
	主權債券價差	信用違約交換	股票指數
美國	0.2003	0.4208	0.3789
法國	0.1718	0.3978	0.4305
日本	0.1148	0.4729	0.4124
中國	0.1480	0.2879	0.5641
巴西	0.0792	0.3221	0.5987
俄羅斯	0.1748	0.3190	0.5063
印度	0.0710	0.3074	0.6216

註：樣本期間為 2009 年 9 月 17 日至 2013 年 3 月 25 日。

第七節 訊息比率模型檢定

本節針對存在共整合關係之國家使用 Hasbrouck (1995) 之 IS 模型作進一步探討，分別為三個已開發國家以及四個新興國家。表 12 為 IS 模型所得出之主權債券價差、信用違約交換價差與股票指數三者資訊分享比例之 (IS_j) 極大值、極小值以及利用所有 Cholesky factorization 定理排列計算出的平均值。

表 12 Hasbrouck (1995) 之 IS 模型分析結果

國家	資訊分享比例								
	主權債券價差			信用違約交換			股票指數		
	極小值	極大值	平均值	極小值	極大值	平均值	極小值	極大值	平均值
美國	0.0237	0.0467	0.0352	0.7618	0.8646	0.8132	0.0886	0.2145	0.1516
法國	0.0007	0.115	0.0579	0.8011	0.8186	0.8099	0.0837	0.1807	0.1322
日本	0.0004	0.0186	0.0095	0.8714	0.9811	0.9263	0.0003	0.1282	0.0643
中國	0.0349	0.5012	0.2681	0.4498	0.651	0.5504	0.049	0.314	0.1815
巴西	0	0.0068	0.0034	0	0.2041	0.1021	0.7891	0.9999	0.8945
俄羅斯	0.001	0.8944	0.4477	0.0318	0.6509	0.3414	0.0738	0.3481	0.2110
印度	0.0054	0.1365	0.0710	0.004	0.8735	0.4388	0.1211	0.8595	0.4903

註：樣本期間為 2009 年 9 月 17 日至 2013 年 3 月 25 日。

因為 VECM 中，殘差項具有較強的相關係數，因此導致極大值與極小值間有較大的差異。根據 Baillie, Booth, Tse and Zobotina(2002)所提出可利用所有 Cholesky

factorization 定理排列之平均值作為估計市場價格發現的估計值。本研究參考先前文獻，採用平均值來解釋各市場資訊分享的能力。資訊分享比例平均值整理成百分比呈現如表 13 所示。由表 13 結果顯示，美國的信用違約交換之價格發現能力為 81.32%，遠高於其主權債券價差及股票指數，分別為 3.52%及 15.16%。而法國、日本、中國的情況也與美國類似，分別為法國 80.99%、日本 92.63%、中國 55.04%，法國與日本的信用違約交換之價格發現能力皆遠高於其主權債券價差及股票指數，中國雖差距略低了一些，但還是有明顯的差距。巴西則是股票指數之價格發現能力遠高於主權債券價差及信用違約交換，分別為 89.45%、0.34%與 10.21%。俄羅斯的主權債券價差之價格發現能力為 44.77%，高於信用違約交換以及股票指數之價格發現能力。印度的股票指數之價格發現能力為 49.03%，高於信用違約交換以及主權債券價差之價格發現能力。

表 13 Hasbrouck (1995)之 IS 模型分析結果(百分比)

國家	資訊分享比例		
	主權債券價差	信用違約交換	股票指數
美國	3.52%	81.32%	15.16%
法國	5.79%	80.99%	13.23%
日本	0.95%	92.63%	6.43%
中國	26.81%	55.04%	18.15%
巴西	0.34%	10.21%	89.45%
俄羅斯	44.77%	34.14%	21.10%
印度	7.10%	43.88%	49.03%

註：樣本期間為 2009 年 9 月 17 日至 2013 年 3 月 25 日。

整體來說，以 IS 模型進行分析下，已開發國家在信用違約交換之價格發現能力皆最高，表示已開發國家的信用違約交換市場扮演領先的角色，與 PT 模型下的檢定結果類似。而在 IS 模型進行分析下，發現有一半的新興國家以股票指數具有價格發現能力，表示新興國家的股票市場是扮演領先的角色，亦即新資訊會領先進入股票市場，此結果亦與在 PT 模型分析類似。僅有少數國家如法國、中國與俄羅斯之 PT、IS 模型得到的結果不一致。接著與 VECM 相較，本研究發現法國和俄羅斯之 IS 模型結果與 VECM 結果一致，法國為 CDS 扮演領先的角色，俄羅斯則為主權債券價差扮演領先的角色。中國

之 PT 模型結果與 VECM 一致，為股票市場扮演領先的角色。巴西及印度則是股票指數為領先並且在三個檢定下得到一致的結果。

第八節 衝擊反應函數

在探討領先、落後關係之 VECM、PT、IS 模型後，本文進一步探討各個國家中當某一變數發生自發性衝擊時，對本身及其他變數所造成的跨期動態影響，因此本研究進行向量自我迴歸(VAR)檢定下之衝擊反應函數分析，探討主權債券、CDS、股票三種市場之任一市場受到其他市場衝擊時，隨著時間的經過此衝擊對各市場影響的方向為呈正向或者負向、持續性或者跳動性。

由圖 4 可知，巴西之各變數對自身的衝擊反應效果皆最大。當主權債券價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 5 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 6 期到第 9 期後波動才逐漸消失。主權債券價差對 CDS 價差的影響在第 3 期前為正向，第 3~5 期為負向，其中第 1 期的波動幅度最大，第 5 期後多為正向。主權債券價差對股票報酬率的影響在第 3 期前為負向，第 3~5 期為正向。相對於兩個變數 10 期來看，主權債券價差對 CDS 價差的衝擊較大。

當 CDS 價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 7 期到第 9 期後波動才逐漸消失。CDS 價差對主權債券價差的影響從第 2 期開始，第 2 到第 4 期為負向，其中第 3 期波動幅度最大，第 4 期後多為正向。CDS 價差對股票報酬率的影響在第 3 期前為負向，第 4 期後大多為正向。相對於兩個變數 10 期來看，CDS 價差對股票報酬率的衝擊較大。

當股票報酬率發生自發性干擾時，主權債券在第 2 期波動浮動較大且大多為正向。股票對 CDS 價差的影響在第 6 期前為負向，第 6 期後衝擊反應大都為正向且逐漸消失。相對於兩個變數 10 期來看，股票報酬率對 CDS 價差的衝擊較大。

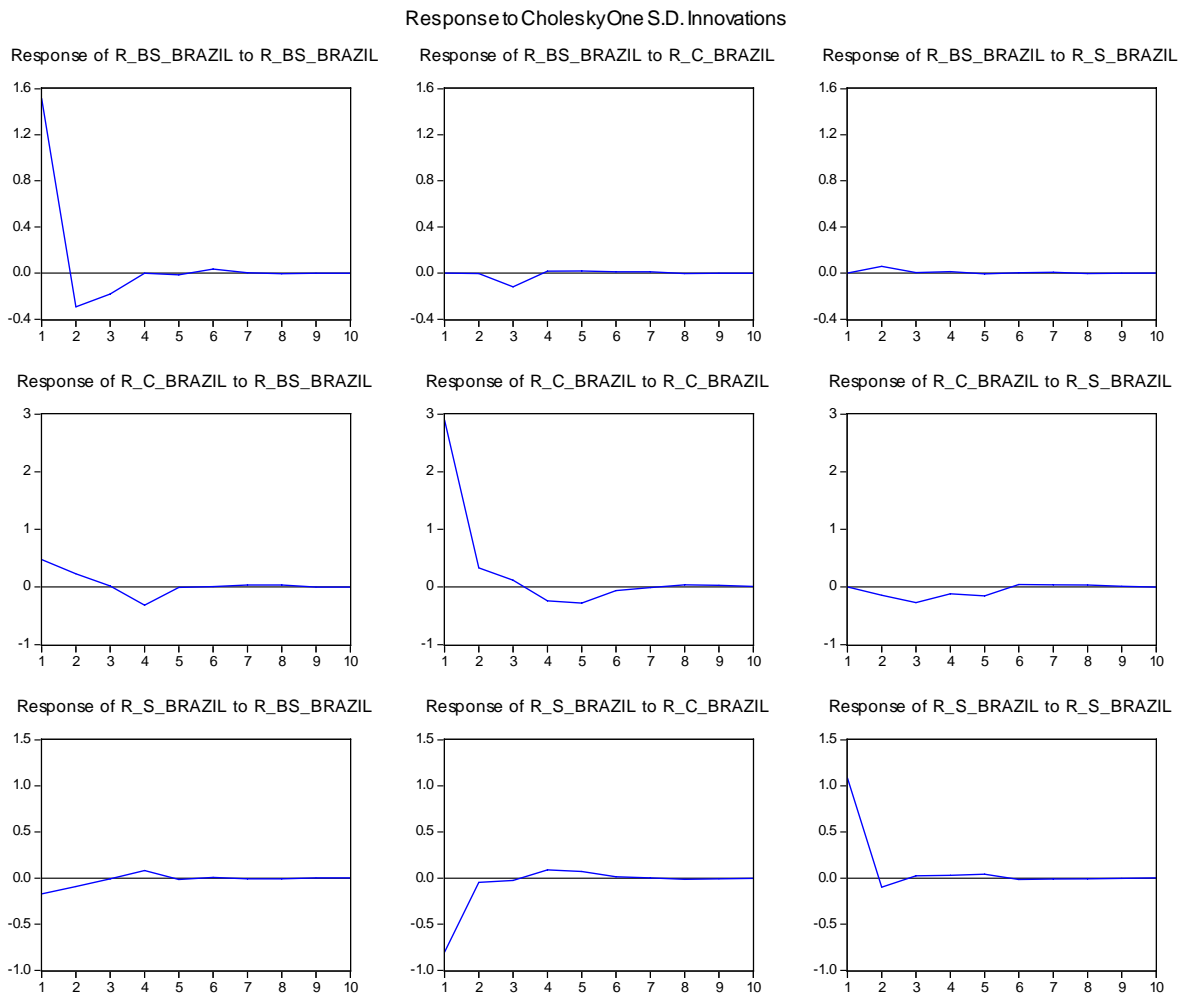


圖 4 巴西之衝擊反應函數圖

由圖 5 可知，中國之各變數對自身的衝擊反應效果皆最大。當主權債券價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 6 期到第 9 期後波動才逐漸消失。主權債券價差對 CDS 價差的影響在第 3 期前為正向，第 3~6 期為負向，其中第 2 期的波動幅度最大。主權債券價差對股票報酬率的影響在第 3 期前為負向，第 3 期後大多為正向。相對於兩個變數 10 期來看，主權債券價差對 CDS 價差與股票報酬率的衝擊效果差不多，只是兩者方向相反。當 CDS 價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 7 期到第 9 期後波動才逐漸消失。

CDS 價差對主權債券價差的影響從第 2 期開始，第 2 到第 5 期為負向，但波動幅度

很小。CDS 價差對股票報酬率的影響大多為負向，且在第 1 期波動幅度最大。相對於兩個變數 10 期來看，CDS 價差對股票報酬率的衝擊較大。

當股票報酬率發生自發性干擾時，主權債券的影響從第 2 期開始，第 2 到第 5 期為負向，但波動幅度很小。股票對 CDS 價差的影響在第 3 期前為正向，第 3 期後衝擊反應大都為正向且在第 4 期波動幅度最大。相對於兩個變數 10 期來看，股票報酬率對 CDS 價差的衝擊較大。

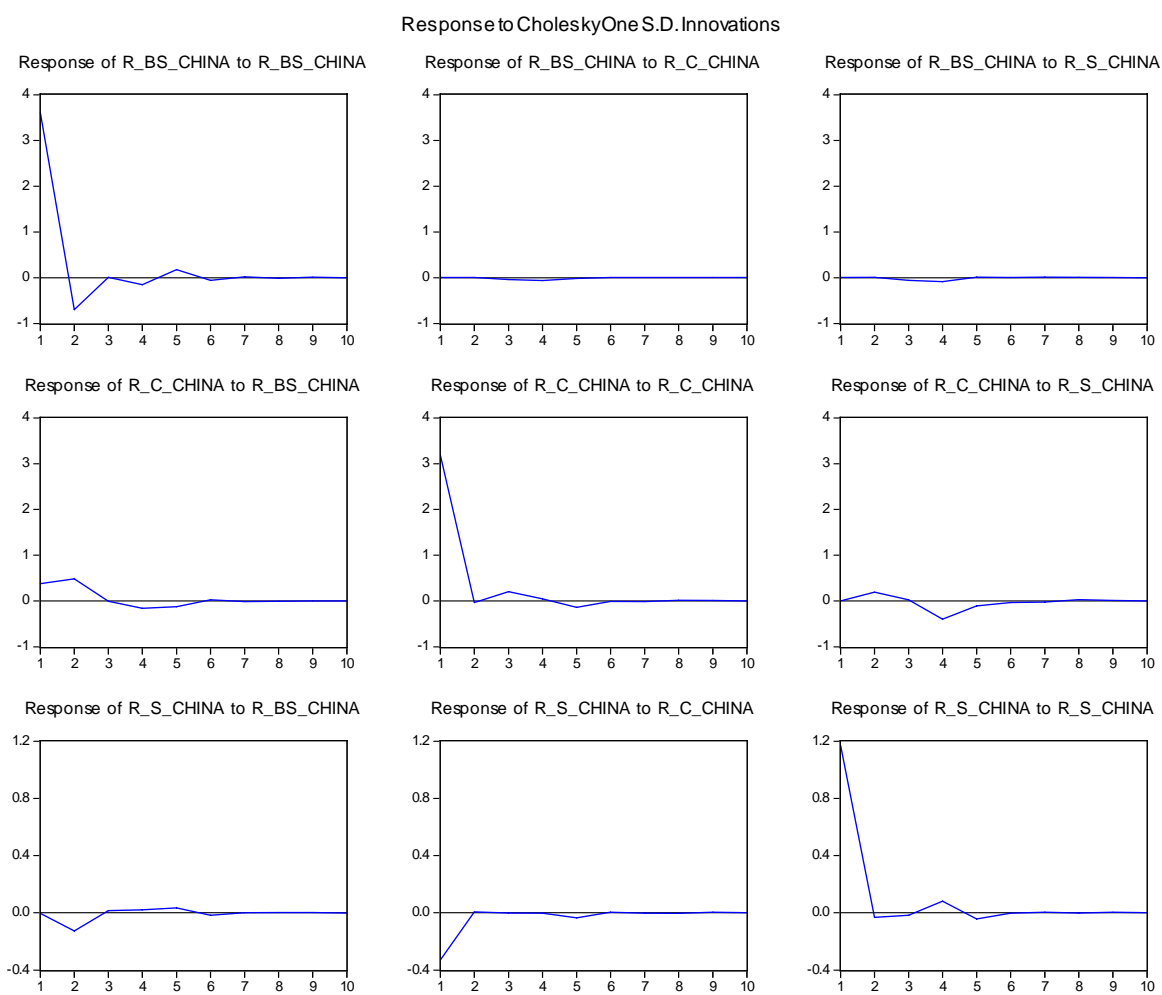


圖 5 中國之衝擊反應函數圖

由圖 6 可知，法國之各變數對自身的衝擊反應效果皆最大。當主權債券價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 5 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果

由第 6 期到第 9 期後波動才逐漸消失。主權債券價差對 CDS 價差的影響在第 4 期前為正向，第 4~7 期為負向，其中第 1 期的波動幅度最大。主權債券價差對股票報酬率的影響在第 4 期前為負向，第 4 期後轉為正向且波動遞減。相對於兩個變數 10 期來看，主權債券價差對 CDS 價差的衝擊較大。

當 CDS 價差發生自發性干擾時，CDS 價差對主權債券價差的影響第 3 期前為正向，第 2 到第 6 期為負向，且波動幅度很小。CDS 價差對股票報酬率的影響在第 3 期前為負向，第 3 期後波動很小。相對於兩個變數 10 期來看，CDS 價差對股票報酬率的衝擊較大。

當股票報酬率發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 6 期到第 10 期後波動才逐漸消失。股票對主權債券的衝擊在第 3 期波動浮動較大且大多為負向。股票對 CDS 價差的影響在第 4 期波動浮動較大。相對於兩個變數 10 期來看，股票報酬率對主權債券價差與 CDS 價差的衝擊效果差不多大。

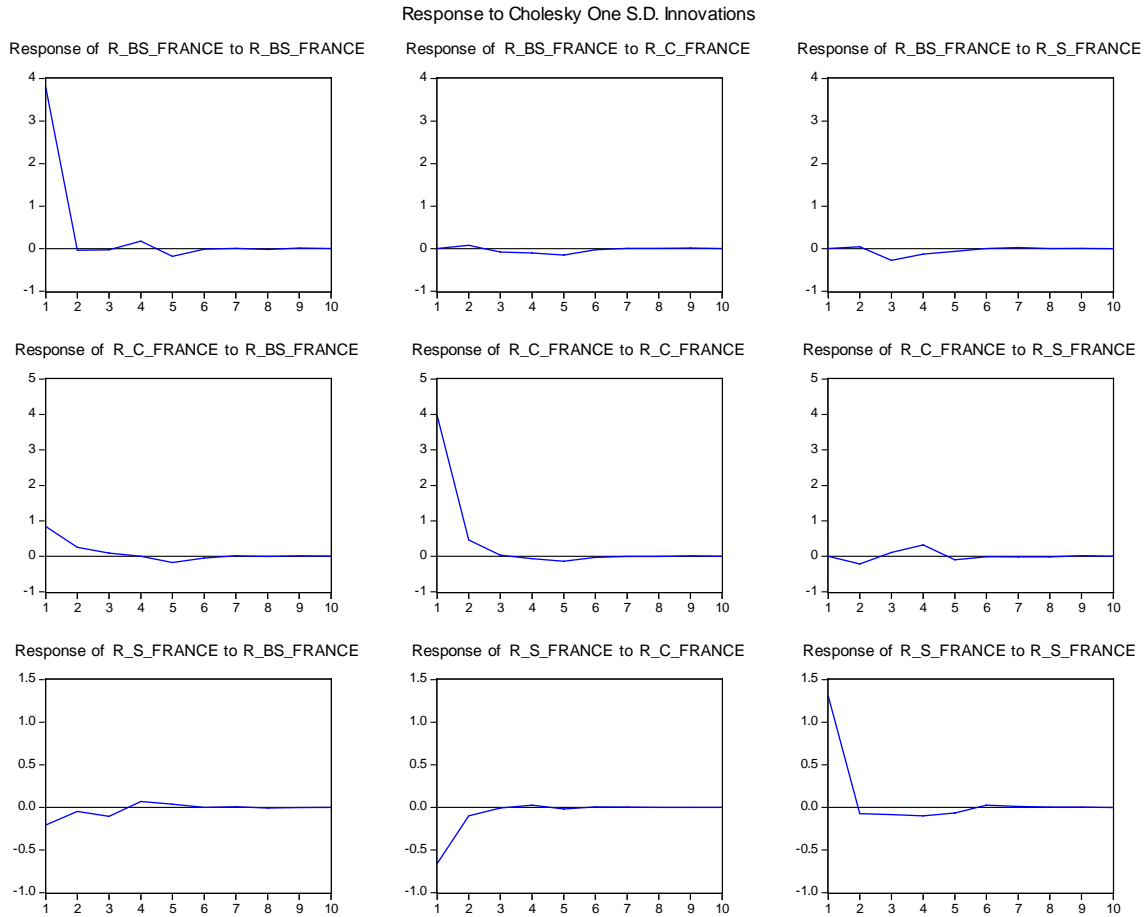


圖 6 法國之衝擊反應函數圖

由圖 7 可知，德國之各變數對自身的衝擊反應效果皆最大。當主權債券價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 6 期到第 9 期後波動才逐漸消失。主權債券價差對 CDS 價差的影響在第 3 期前為負向，第 3 期後呈現正負向的跳躍，其中第 1 期的波動幅度最大。主權債券價差對股票報酬率的影響大多為正向，只有第 2~3 期為負向。相對於兩個變數 10 期來看，主權債券價差對 CDS 價差的衝擊較大。

當 CDS 價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 7 期到第 10 期後波動才逐漸消失。CDS 價差對主權債券價差的影響波動很小，只有在第 4 期波動幅度最大。CDS 價差對股票報酬率的影響在第

3 期前為負向，第 4 期後大多為正向。相對於兩個變數 10 期來看，CDS 價差對股票報酬率的衝擊較大。

當股票報酬率發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 6 期到第 10 期後波動才逐漸消失。主權債券在第 3 期波動浮動較大且大多為負向。股票對 CDS 價差的影響在第 2 期前為負向，第 3 期轉為正向且波動最大，第 3 期後逐漸遞減。相對於兩個變數 10 期來看，股票報酬率對 CDS 價差的衝擊較大。

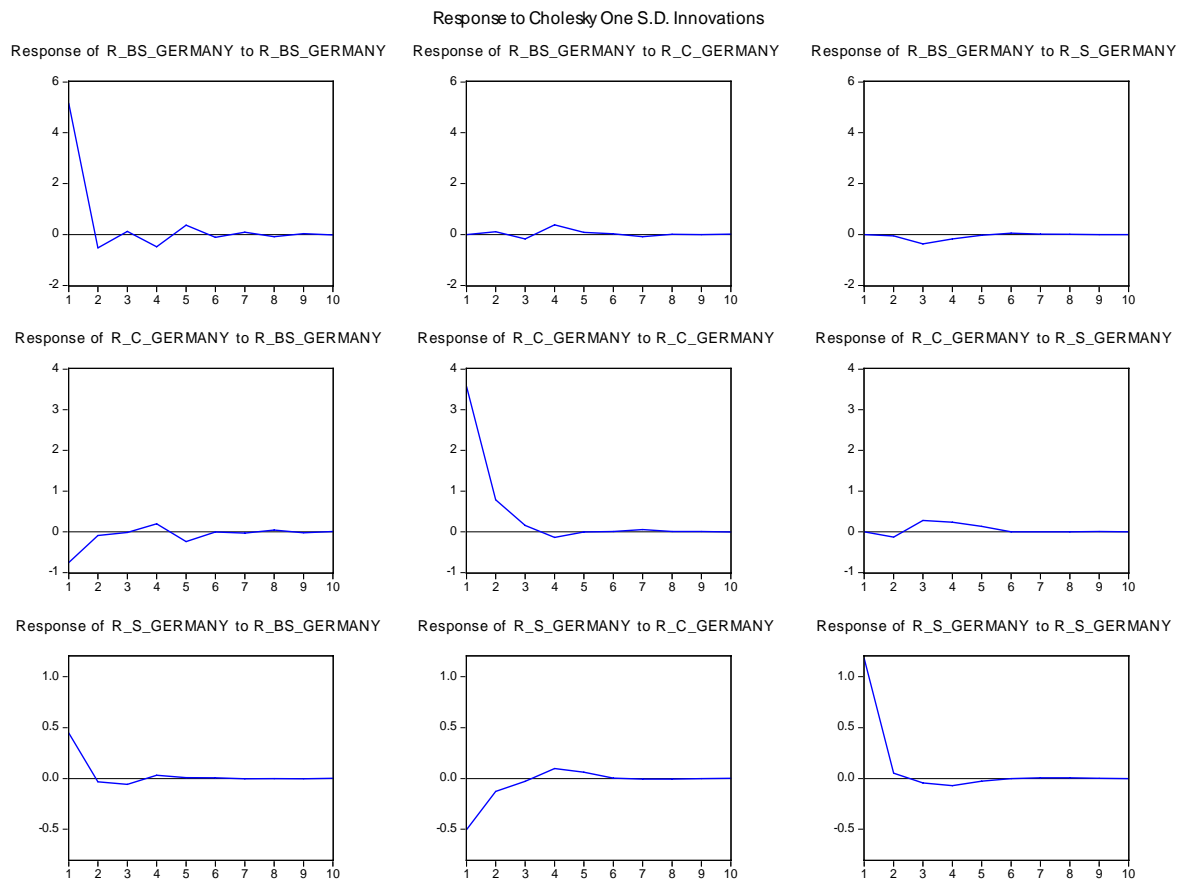


圖 7 德國之衝擊反應函數圖

由圖 8 可知，印度之各變數對自身的衝擊反應效果皆最大。當主權債券價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 6 期到第 10 期後波動才逐漸消失。主權債券價差對 CDS 價差的影響在第 4 期前為

負向，其中第 2 期的波動幅度最大。主權債券價差對股票報酬率的影響第 4 期前為負向，其中第 2 期波動幅度最大，第 4~6 期為正向。相對於兩個變數 10 期來看，主權債券價差對 CDS 價差的衝擊較大。

當 CDS 價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 7 期到第 8 期後波動才逐漸消失。CDS 價差對主權債券價差與股票報酬率的影響呈現正負向跳躍式波動的影響波動，並隨著時間而遞減。相對於兩個變數 10 期來看，CDS 價差對債券價差與股票報酬率的衝擊效果差不多。

當股票報酬率發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 6 期到第 9 期後波動才逐漸消失。股票報酬率對主權債券的影響呈現跳躍式的正反向波動，其中第 5 期的波動最大。股票對 CDS 價差的影響在第 6 期前為負向，其中第 2 期的波動最大。相對於兩個變數 10 期來看，股票報酬率對 CDS 價差的衝擊較大。

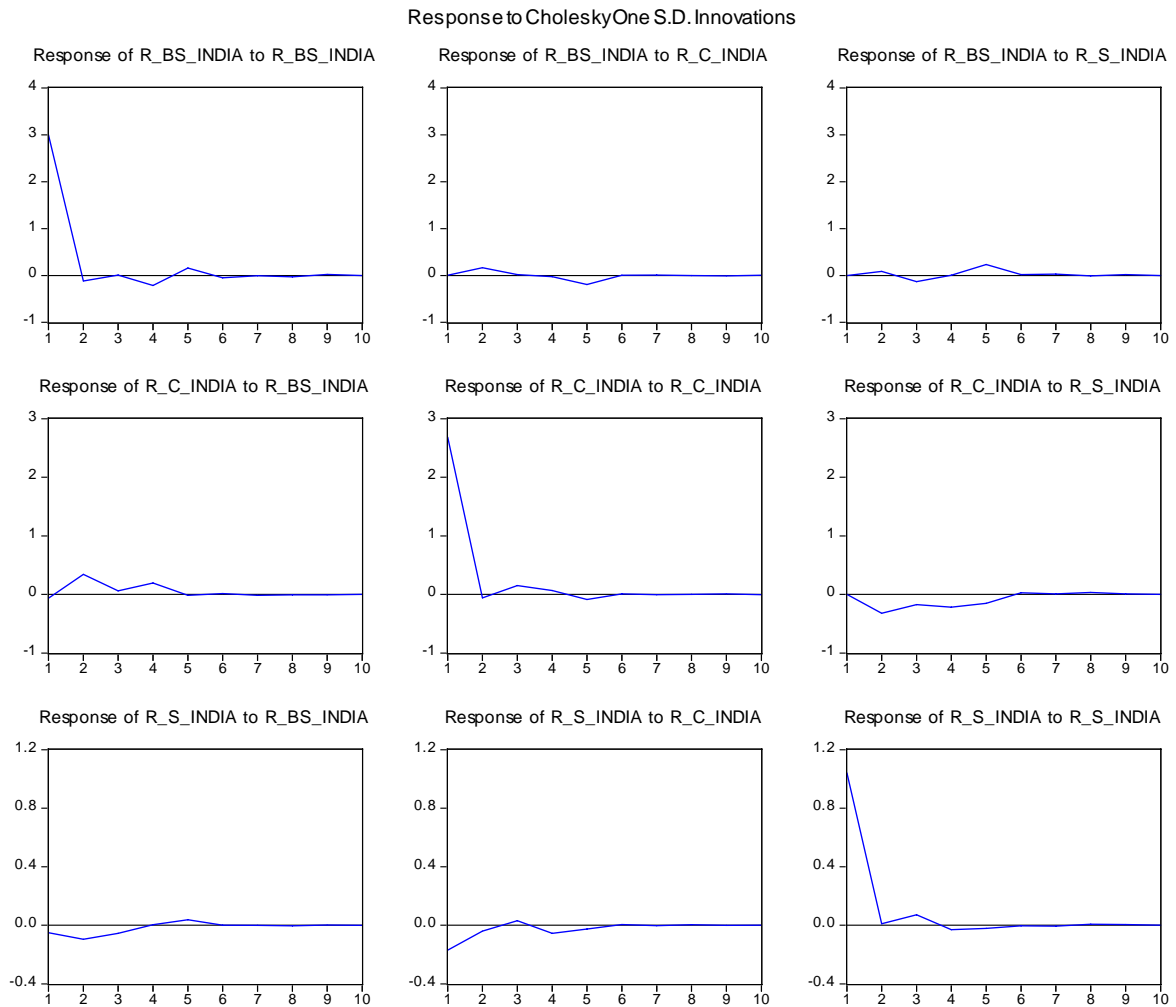


圖 8 印度之衝擊反應函數圖

由圖 9 可知，日本之各變數對自身的衝擊反應效果皆最大。當主權債券價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 6 期到第 10 期後波動才逐漸消失。主權債券價差對 CDS 價差的影響在第 4 期前為正向，第 4~6 期為負向，其中第 2 期的波動幅度最大。主權債券價差對股票報酬率的影響在第 2 期波動幅度最大，大致上呈現跳躍式正反向波動。相對於兩個變數 10 期來看，主權債券價差對 CDS 價差的衝擊較大。

當 CDS 價差發生自發性干擾時，CDS 價差對主權債券價差的影響波動很小，而在其對股票報酬率的影響則是第 1 期波動幅度最大，並隨著時間而遞減。相對於兩個變數

10 期來看，CDS 價差對股票報酬率的衝擊較大。

當股票報酬率發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 5 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 5 期到第 6 期後波動才逐漸消失。股票報酬率對主權債券的影響呈現跳躍式的正反向波動，其中第 2 期的波動最大。股票對 CDS 價差的影響在第 3 期前為負向，其中第 2 期的波動最大。相對於兩個變數 10 期來看，股票報酬率對債券價差與 CDS 價差的衝擊效果差不多。

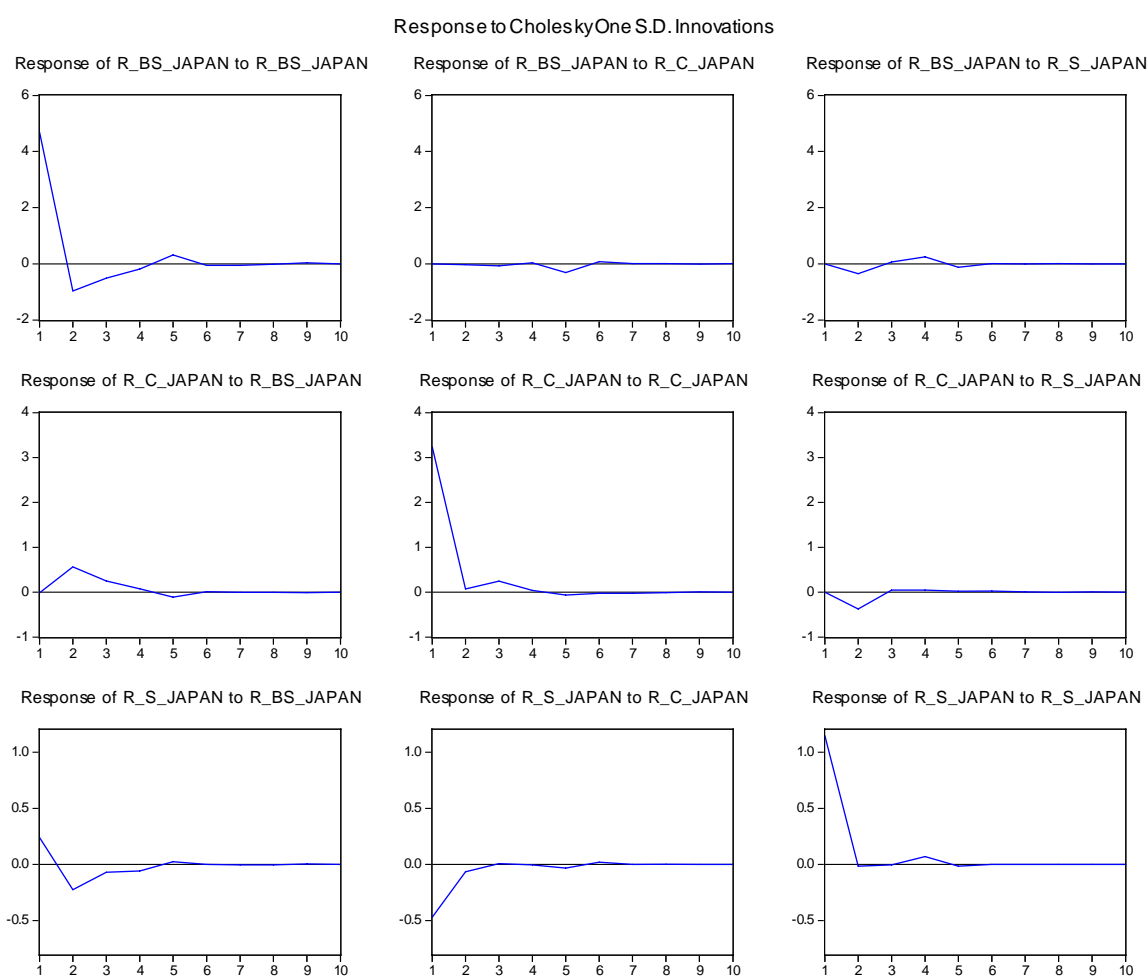


圖 9 日本之衝擊反應函數圖

由圖 10 可知，俄羅斯之各變數對自身的衝擊反應效果皆最大。當主權債券價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 6 期到第 10 期後波動才逐漸消失。主權債券價差對 CDS 價差的影響在第 3 期

前為正向，第 3~6 期為負向，其中第 1 期的波動幅度最大。主權債券價差對股票報酬率的影響在第 1 期波動幅度最大，第 1~4 期為負向，且波動程度隨著時間而遞減。相對於兩個變數 10 期來看，主權債券價差對 CDS 價差的衝擊較大。

當 CDS 價差發生自發性干擾時，CDS 價差對主權債券價差的影響波動很小，而在其對股票報酬率的影響則是第 1 期波動幅度最大，並隨著時間而遞減。相對於兩個變數 10 期來看，CDS 價差對股票報酬率的衝擊較大。

當股票報酬率發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 6 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 6 期到第 9 期後波動才逐漸消失。股票報酬率對主權債券與 CDS 價差的影響波動皆很小，且大多為負向。相對於兩個變數 10 期來看，股票報酬率對債券價差與 CDS 價差的衝擊效果差不多。

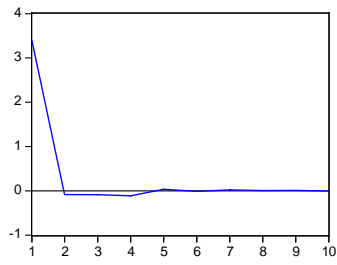
由圖 11 可知，美國之各變數對自身的衝擊反應效果皆最大。當主權債券價差發生自發性干擾時，對本身及其他兩變數的影響直到第 7 期波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 7 期到第 9 期後波動才逐漸消失。主權債券價差對 CDS 價差的影響大多為負向，其中第 1 期的波動幅度最大。主權債券價差對股票報酬率的影響亦在第 1 期波動幅度最大，大致上呈現跳躍式正反向波動並且波動逐漸遞減。相對於兩個變數 10 期來看，主權債券價差對 CDS 價差與股票報酬率的衝擊效果差不多大。

當 CDS 價差發生自發性干擾時，CDS 價差對主權債券價差的影響呈現跳躍式的正反向波動，在第 2 期波動最大。CDS 價差對股票報酬率的影響則是第 1 期波動幅度最大，並隨著時間而遞減。相對於兩個變數 10 期來看，CDS 價差對主權債券價差及股票報酬率的衝擊效果差不多。

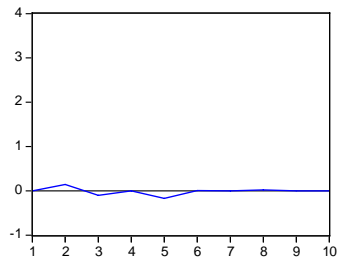
當股票報酬率發生自發性干擾時，股票報酬率對主權債券的影響呈現跳躍式的正反向波動，其中第 2 期與第 5 期的波動較大。股票對 CDS 價差的影響在第 2 期前為負向，第 3 期後為正向，其中第 4 期的波動最大。相對於兩個變數 10 期來看，股票報酬率對 CDS 價差的衝擊效果較大。

Response to Cholesky One S.D. Innovations

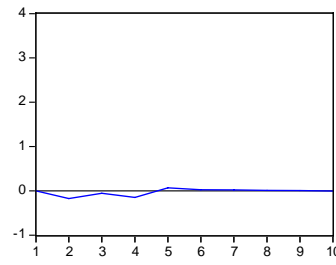
Response of R_BS_RUSSIA to R_BS_RUSSIA



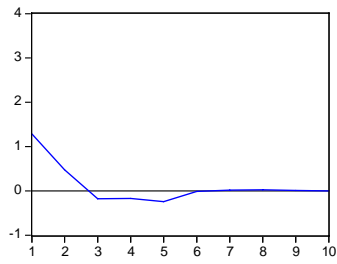
Response of R_BS_RUSSIA to R_C_RUSSIA



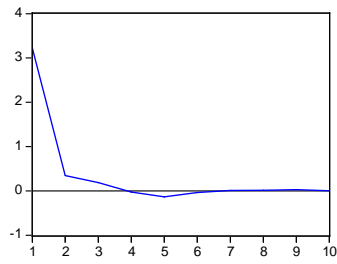
Response of R_BS_RUSSIA to R_S_RUSSIA



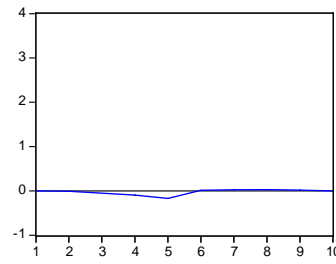
Response of R_C_RUSSIA to R_BS_RUSSIA



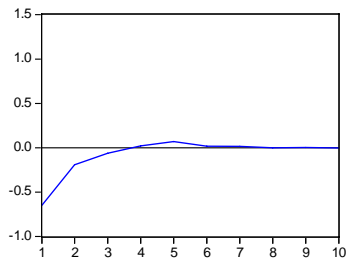
Response of R_C_RUSSIA to R_C_RUSSIA



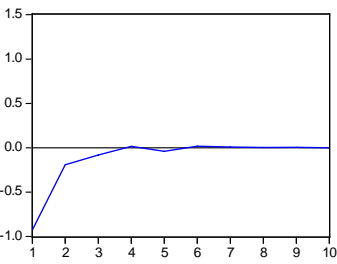
Response of R_C_RUSSIA to R_S_RUSSIA



Response of R_S_RUSSIA to R_BS_RUSSIA



Response of R_S_RUSSIA to R_C_RUSSIA



Response of R_S_RUSSIA to R_S_RUSSIA

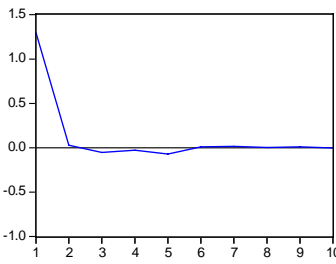


圖 10 俄羅斯之衝擊反應函數圖

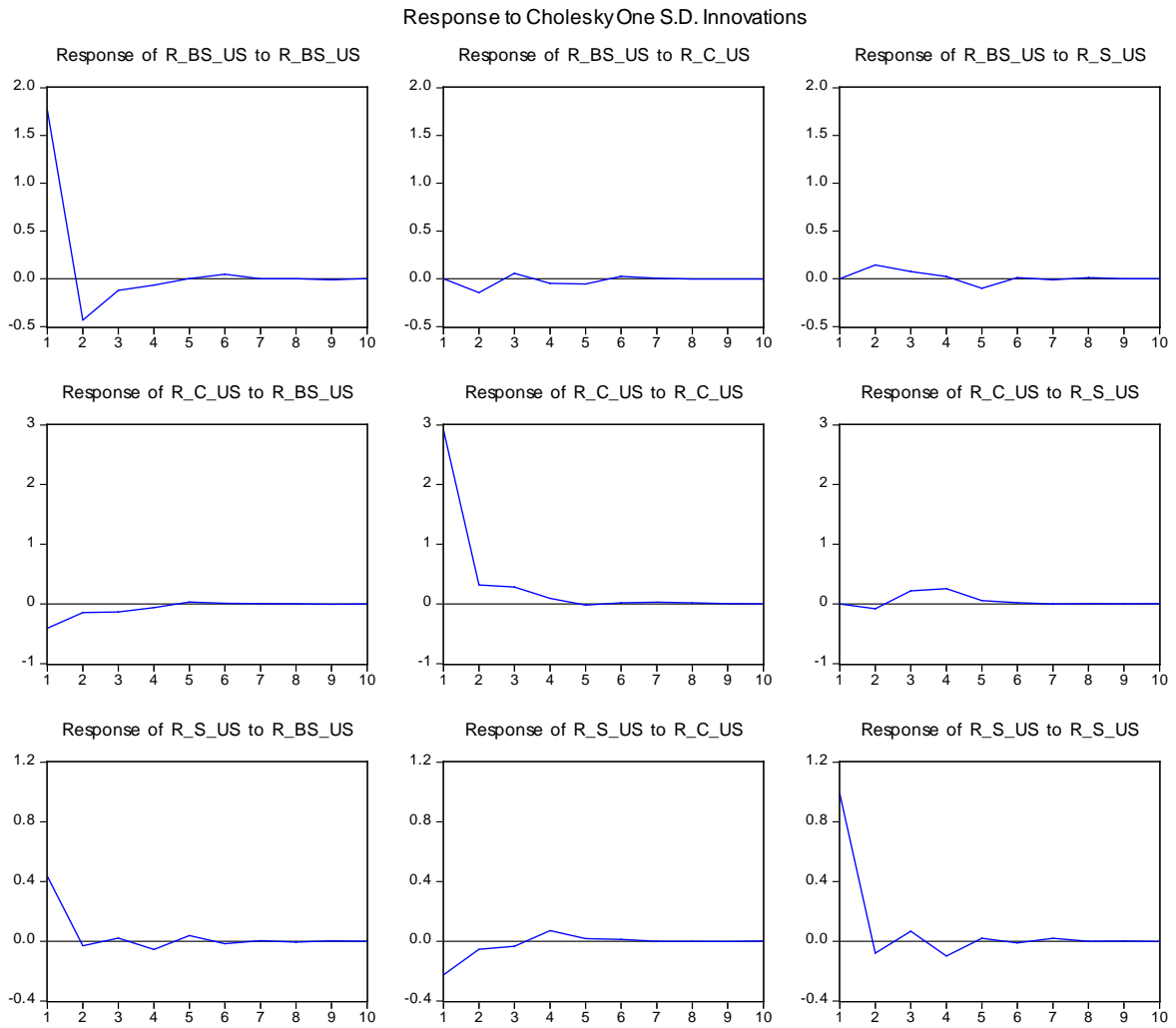


圖 11 美國之衝擊反應函數圖

綜合以上主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率衝擊反應函數之結果，整體來說，各變數對自身的衝擊反應影響皆最大，並發現有一半的國家，巴西、法國、德國與俄羅斯，其債券發生一單位自發性干擾時，會造成 CDS 發生 0.5 以上的波動影響；其信用違約交換發生一單位自發性干擾時，會造成股票發生 0.5 以上的波動影響

第九節 變異數分解

本研究以變異數分解的百分比值來分析各國的主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率之間的相互解釋能力，取 EViews 預設為 10 期的值來做觀察，可發現變異數分解表中，變數之變異數分解百分比大多從第 5 期開始呈現穩定狀態，因此本研究以第 5 期的變異數分解值來做分析。

表 14 為巴西之主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率變異數分解。由主權債券價差變異數分解值來看，以第 5 期來觀察，主權價差的外生性為 99.1095%，表示當主權債券價差自身發生變異時，存在著極高的解釋能力，且主權債券價差之自身解釋能力穩定，每期約下降不到 1%，表示主權債券價差不易受其他變數之影響。

由信用違約交換價差變異數分解值來看，信用違約交換除了被本身所解釋以外，主要被主權債券所解釋，以第 5 期來觀察，信用違約交換價差被債券所解釋的比例為 13.0567%，被股票報酬率解釋的比例為 1.4763%，而在此模式下 CDS 價差的外生性為 85.4662%，即當信用違約交換價差自身發生變異時，還存在著即高的解釋能力。

由股票報酬率變異數分解值來看，股票報酬率除了被本身所解釋以外，主要被信用違約價差所解釋，以第 5 期來觀察，股票報酬率被信用違約交換所解釋的比例為 29.2232%，被債券價差解釋的比例為 9.0304%，而在此模式下股票報酬率的外生性為 61.7463%。

表 14 巴西之變異數分解表

期數	主權債券價差之變異數分解				信用違約交換價差之變異數分解				股票報酬率之變異數分解			
	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R
1	3.1813	100.0000	0.0000	0.0000	2.9374	11.5722	88.4278	0.0000	1.3629	8.5072	29.0938	62.3990
2	3.1980	99.2367	0.6331	0.1302	2.9639	11.8517	87.8924	0.2559	1.3672	8.4552	29.1126	62.4322
3	3.2008	99.1973	0.6699	0.1328	2.9786	11.7508	87.2248	1.0245	1.3678	8.5189	29.0945	62.3866
4	3.2059	99.1166	0.7464	0.1370	3.0121	13.1679	85.5886	1.2436	1.3741	9.0619	29.0538	61.8843
5	3.2126	99.1095	0.7536	0.1369	3.0285	13.0567	85.4669	1.4764	1.3766	9.0304	29.2233	61.7463
6	3.2129	99.0933	0.7541	0.1527	3.0298	13.0486	85.4586	1.4928	1.3768	9.0309	29.2334	61.7357
7	3.2129	99.0908	0.7558	0.1534	3.0305	13.0615	85.4245	1.5140	1.3770	9.0433	29.2267	61.7300
8	3.2130	99.0901	0.7565	0.1534	3.0309	13.0627	85.4133	1.5240	1.3770	9.0437	29.2284	61.7279
9	3.2130	99.0899	0.7566	0.1536	3.0311	13.0631	85.4115	1.5254	1.3771	9.0443	29.2309	61.7248
10	3.2130	99.0898	0.7566	0.1536	3.0311	13.0629	85.4116	1.5255	1.3771	9.0442	29.2312	61.7246

註：S.E 為標準誤，BS 為債券價差變化，CDS 為主權債券價差變化，R 為股票報酬率

表 15 為中國之主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率變異數分解。由主權債券價差變異數分解值來看，以第 5 期來觀察，主權價差的外生性為 99.8711%，表示當主權債券價差自身發生變異時，存在著極高的解釋能力，且主權債券價差之自身解釋能力穩定，每期約下降不到 1%，表示主權債券價差不易受其他變數之影響。由信用違約交換價差變異數分解值來看，信用違約交換除了被本身所解釋以外，主要被主權債券所解釋，以第 5 期來觀察，信用違約交換價差被債券所解釋的比例為 3.8723%，被股票報酬率解釋的比例為 1.9293%，而在此模式下 CDS 價差的外生性為 94.1983%，即當信用違約交換價差自身發生變異時，還存在著即高的解釋能力。由股票報酬率變異數分解值來看，股票報酬率除了被本身所解釋以外，主要被信用違約價差所解釋，以第 5 期來觀察，股票報酬率被信用違約交換所解釋的比例為 7.2393%，被債券價差解釋的比例為 1.1734%，而在此模式下股票報酬率的外生性為 91.5672%。

表 15 中國之變異數分解表

期數	主權債券價差之變異數分解				信用違約交換價差之變異數分解				股票報酬率之變異數分解			
	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R
1	3.6069	100.0000	0.0000	0.0000	3.2055	1.3906	98.6095	0.0000	1.2173	0.0016	7.2977	92.7007
2	3.6738	99.9992	0.0002	0.0007	3.2480	3.5919	96.0515	0.3567	1.2242	1.0655	7.2175	91.7170
3	3.6745	99.9604	0.0146	0.0251	3.2547	3.5774	96.0602	0.3623	1.2244	1.0782	7.2153	91.7064
4	3.6791	99.8750	0.0449	0.0801	3.2830	3.7443	94.4309	1.8248	1.2274	1.1019	7.1818	91.7162
5	3.6833	99.8712	0.0474	0.0815	3.2901	3.8723	94.1983	1.9294	1.2290	1.1734	7.2393	91.5873
6	3.6838	99.8711	0.0474	0.0816	3.2904	3.8779	94.1836	1.9385	1.2291	1.1916	7.2385	91.5699
7	3.6838	99.8703	0.0474	0.0823	3.2905	3.8790	94.1781	1.9428	1.2291	1.1916	7.2391	91.5693
8	3.6839	99.8699	0.0476	0.0825	3.2907	3.8786	94.1690	1.9524	1.2292	1.1919	7.2403	91.5678
9	3.6839	99.8699	0.0476	0.0826	3.2907	3.8786	94.1681	1.9533	1.2292	1.1921	7.2409	91.5670
10	3.6839	99.8699	0.0476	0.0826	3.2907	3.8787	94.1679	1.9534	1.2292	1.1921	7.2409	91.5669

註：S.E 為標準誤，BS 為債券價差變化，CDS 為主權債券價差變化，R 為股票報酬率

表 16 為法國之主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率變異數分解。由主權債券價差變異數分解值來看，以第 5 期來觀察，主權價差的外生性為 98.9987%，表示當主權債券價差自身發生變異時，存在著極高的解釋能力，且主權債券價差之自身解釋能力穩定，每期約下降不到 1%，表示主權債券價差不易受其他變數之影響。由信用違約交換價差變異數分解值來看，信用違約交換除了被本身所解釋以外，主要被主權債券所解釋，以第 5 期來觀察，信用違約交換價差被債券所解釋的比例為 4.7901%，被股票報酬率解釋的比例為 4.7901%，而在此模式下 CDS 價差的外生性為 94.1822%，即當信用違約交換價差自身發生變異時，還存在著即高的解釋能力。由股票報酬率變異數分解值來看，股票報酬率除了被本身所解釋以外，主要被信用違約價差所解釋，以第 5 期來觀察，股票報酬率被信用違約交換所解釋的比例為 19.9390%，被債券價差解釋的比例為 2.7878%，而在此模式下股票報酬率的外生性為 77.2731%。

表 16 法國之變異數分解表

期數	主權債券價差之變異數分解				信用違約交換價差之變異數分解				股票報酬率之變異數分解			
	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R
1	3.7842	100.0000	0.0000	0.0000	4.0573	4.3173	95.6827	0.0000	1.4777	1.9869	19.9576	78.0555
2	3.7854	99.9468	0.0388	0.0144	4.0968	4.6173	95.1064	0.2764	1.4834	2.0685	20.2462	77.6853
3	3.7965	99.3677	0.0875	0.5449	4.0994	4.6579	94.9921	0.3499	1.4895	2.5438	20.0829	77.3733
4	3.8042	99.1810	0.1568	0.6622	4.1128	4.6276	94.4000	0.9723	1.4946	2.7341	19.9792	77.2867
5	3.8120	98.9987	0.3134	0.6879	4.1200	4.7902	94.1823	1.0275	1.4967	2.7878	19.9391	77.2731
6	3.8121	98.9938	0.3182	0.6880	4.1204	4.8026	94.1689	1.0285	1.4969	2.7870	19.9346	77.2785
7	3.8122	98.9892	0.3188	0.6920	4.1205	4.8040	94.1657	1.0303	1.4970	2.7892	19.9334	77.2774
8	3.8123	98.9889	0.3191	0.6920	4.1205	4.8042	94.1633	1.0325	1.4970	2.7915	19.9329	77.2757
9	3.8123	98.9872	0.3203	0.6926	4.1206	4.8047	94.1611	1.0342	1.4970	2.7915	19.9328	77.2757
10	3.8123	98.9871	0.3203	0.6925	4.1206	4.8048	94.1609	1.0342	1.4970	2.7915	19.9328	77.2757

註：S.E 為標準誤，BS 為債券價差變化，CDS 為主權債券價差變化，R 為股票報酬率

表 17 為德國之主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率變異數分解。由主權債券價差變異數分解值來看，以第 5 期來觀察，主權價差的外生性為 98.6597%，表示當主權債券價差自身發生變異時，存在著極高的解釋能力，且主權債券價差之自身解釋能力穩定，每期約下降不到 1%，表示主權債券價差不易受其他變數之影響。由信用違約交換價差變異數分解值來看，信用違約交換除了被本身所解釋以外，主要被主權債券所解釋，以第 5 期來觀察，信用違約交換價差被債券所解釋的比例為 4.7167%，被股票報酬率解釋的比例為 1.1932%，而在此模式下 CDS 價差的外生性為 94.09%，即當信用違約交換價差自身發生變異時，還存在著即高的解釋能力。由股票報酬率變異數分解值來看，股票報酬率除了被本身所解釋以外，主要被信用違約價差所解釋，以第 5 期來觀察，股票報酬率被信用違約交換所解釋的比例為 14.9977%，被債券價差解釋的比例為 10.8747%，而在此模式下股票報酬率的外生性為 74.1274%。

表 17 德國之變異數分解表

期數	主權債券價差之變異數分解				信用違約交換價差之變異數分解				股票報酬率之變異數分解			
	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R
1	5.1515	100.0000	0.0000	0.0000	3.6466	4.2557	95.7443	0.0000	1.3598	10.8454	13.7256	75.4291
2	5.1795	99.9455	0.0405	0.0140	3.7330	4.1205	95.7537	0.1258	1.3671	10.7849	14.4469	74.7682
3	5.1975	99.3040	0.1616	0.5345	3.7465	4.0927	95.2348	0.6725	1.3694	10.9324	14.4387	74.6289
4	5.2361	98.6784	0.6821	0.6395	3.7617	4.3257	94.6031	1.0711	1.3750	10.8975	14.8271	74.2754
5	5.2498	98.6598	0.7012	0.6390	3.7720	4.7167	94.0900	1.1933	1.3767	10.8748	14.9978	74.1275
6	5.2513	98.6483	0.7038	0.6479	3.7720	4.7169	94.0898	1.1934	1.3767	10.8765	14.9984	74.1251
7	5.2527	98.6238	0.7276	0.6486	3.7725	4.7239	94.0830	1.1931	1.3767	10.8766	14.9997	74.1237
8	5.2533	98.6234	0.7277	0.6489	3.7728	4.7362	94.0709	1.1929	1.3768	10.8764	15.0003	74.1233
9	5.2535	98.6233	0.7277	0.6490	3.7728	4.7391	94.0678	1.1931	1.3768	10.8768	15.0002	74.1230
10	5.2536	98.6226	0.7284	0.6490	3.7728	4.7394	94.0675	1.1931	1.3768	10.8768	15.0002	74.1230

註：S.E 為標準誤，BS 為債券價差變化，CDS 為主權債券價差變化，R 為股票報酬率

表 18 為印度之主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率變異數分解。由主權債券價差變異數分解值來看，以第 5 期來觀察，主權價差的外生性為 98.4378%，表示當主權債券價差自身發生變異時，存在著極高的解釋能力，且主權債券價差之自身解釋能力穩定，每期約下降不到 1%，表示主權債券價差不易受其他變數之影響。由信用違約交換價差變異數分解值來看，信用違約交換除了被本身所解釋以外，主要被主權債券所解釋，以第 5 期來觀察，信用違約交換價差被債券所解釋的比例為 2.1301%，被股票報酬率解釋的比例為 2.6964%，而在此模式下 CDS 價差的外生性為 95.1734%，即當信用違約交換價差自身發生變異時，還存在著即高的解釋能力。由股票報酬率變異數分解值來看，股票報酬率除了被本身所解釋以外，主要被信用違約價差所解釋，以第 5 期來觀察，股票報酬率被信用違約交換所解釋的比例為 3.1274%，被債券價差解釋的比例為 1.4245%，而在此模式下股票報酬率的外生性為 95.448%。

表 18 印度之變異數分解表

期數	主權債券價差之變異數分解				信用違約交換價差之變異數分解				股票報酬率之變異數分解			
	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R
1	3.0000	100.0000	0.0000	0.0000	2.6862	0.0612	99.9388	0.0000	1.0561	0.2305	2.6263	97.1431
2	3.0079	99.6233	0.2953	0.0813	2.7273	1.6190	96.9926	1.3884	1.0612	1.0368	2.7462	96.2170
3	3.0109	99.4287	0.2979	0.2734	2.7378	1.6609	96.5496	1.7895	1.0657	1.3039	2.8123	95.8838
4	3.0186	99.4235	0.3044	0.2721	2.7542	2.1357	95.4625	2.4018	1.0676	1.3007	3.0770	95.6223
5	3.0378	98.4378	0.7214	0.8407	2.7598	2.1301	95.1735	2.6964	1.0688	1.4245	3.1275	95.4480
6	3.0382	98.4346	0.7213	0.8441	2.7600	2.1330	95.1603	2.7068	1.0688	1.4245	3.1300	95.4456
7	3.0384	98.4275	0.7216	0.8510	2.7601	2.1355	95.1572	2.7073	1.0688	1.4247	3.1305	95.4448
8	3.0385	98.4261	0.7216	0.8523	2.7603	2.1360	95.1422	2.7218	1.0688	1.4266	3.1312	95.4421
9	3.0387	98.4227	0.7227	0.8546	2.7603	2.1372	95.1403	2.7226	1.0689	1.4268	3.1312	95.4420
10	3.0387	98.4225	0.7228	0.8547	2.7603	2.1372	95.1402	2.7226	1.0689	1.4269	3.1313	95.4419

註：S.E 為標準誤，BS 為債券價差變化，CDS 為主權債券價差變化，R 為股票報酬率

表 19 為日本之主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率變異數分解。由主權債券價差變異數分解值來看，以第 5 期來觀察，主權價差的外生性為 98.68496%，表示當主權債券價差自身發生變異時，存在著極高的解釋能力，且主權債券價差之自身解釋能力穩定，每期約下降不到 1%，表示主權債券價差不易受其他變數之影響。由信用違約交換價差變異數分解值來看，信用違約交換除了被本身所解釋以外，主要被主權債券所解釋，以第 5 期來觀察，信用違約交換價差被債券所解釋的比例為 3.6052%，被股票報酬率解釋的比例為 1.2855%，而在此模式下 CDS 價差的外生性為 95.1091%，即當信用違約交換價差自身發生變異時，還存在著即高的解釋能力。由股票報酬率變異數分解值來看，股票報酬率除了被本身所解釋以外，主要被信用違約價差所解釋，以第 5 期來觀察，股票報酬率被信用違約交換所解釋的比例為 13.5461%，被債券價差解釋的比例為 6.997749%，而在此模式下股票報酬率的外生性為 79.4561%。

表 19 日本之變異數分解表

期數	主權債券價差之變異數分解				信用違約交換價差之變異數分解				股票報酬率之變異數分解			
	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R
1	4.6904	100.0000	0.0000	0.0000	3.2374	0.0024	99.9976	0.0000	1.2629	3.6024	13.8091	82.5885
2	4.8018	99.4615	0.0061	0.5324	3.3081	2.9206	95.8180	1.2614	1.2844	6.5304	13.6066	79.8630
3	4.8305	99.4269	0.0313	0.5418	3.3269	3.4556	95.2792	1.2652	1.2864	6.8073	13.5697	79.6231
4	4.8407	99.1581	0.0385	0.8034	3.3283	3.5034	95.2131	1.2836	1.2896	6.9713	13.5031	79.5256
5	4.8630	98.6850	0.4558	0.8593	3.3308	3.6053	95.1092	1.2856	1.2902	6.9977	13.5462	79.4561
6	4.8639	98.6596	0.4812	0.8592	3.3310	3.6057	95.1021	1.2922	1.2904	6.9962	13.5662	79.4376
7	4.8643	98.6597	0.4812	0.8591	3.3311	3.6055	95.1020	1.2924	1.2904	6.9969	13.5662	79.4369
8	4.8644	98.6592	0.4816	0.8592	3.3311	3.6055	95.1019	1.2926	1.2904	6.9974	13.5667	79.4359
9	4.8645	98.6589	0.4818	0.8593	3.3311	3.6062	95.1012	1.2926	1.2904	6.9984	13.5666	79.4351
10	4.8645	98.6589	0.4818	0.8593	3.3311	3.6062	95.1012	1.2926	1.2904	6.9984	13.5666	79.4350

註：S.E 為標準誤，BS 為債券價差變化，CDS 為主權債券價差變化，R 為股票報酬率

表 20 為俄羅斯之主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率變異數分解。由主權債券價差變異數分解值來看，以第 5 期來觀察，主權價差的外生性為 98.9513%，表示當主權債券價差自身發生變異時，存在著極高的解釋能力，且主權債券價差之自身解釋能力穩定，每期約下降不到 1%，表示主權債券價差不易受其他變數之影響。由信用違約交換價差變異數分解值來看，信用違約交換除了被本身所解釋以外，主要被主權債券所解釋，以第 5 期來觀察，信用違約交換價差被債券所解釋的比例為 15.9453%，被股票報酬率解釋的比例為 0.3195%，而在此模式下 CDS 價差的外生性為 83.7351%，即當信用違約交換價差自身發生變異時，還存在著即高的解釋能力。由股票報酬率變異數分解值來看，股票報酬率除了被本身所解釋以外，主要被信用違約價差所解釋，以第 5 期來觀察，股票報酬率被信用違約交換所解釋的比例為 29.5829%，被債券價差解釋的比例為 15.2673%，而在此模式下股票報酬率的外生性為 5.1496%。

表 20 俄羅斯之變異數分解表

期數	主權債券價差之變異數分解				信用違約交換價差之變異數分解				股票報酬率之變異數分解			
	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R
1	3.3911	100.0000	0.0000	0.0000	3.4673	13.8116	86.1885	0.0000	1.7205	14.2337	29.0474	56.7189
2	3.3997	99.5531	0.1759	0.2710	3.5174	15.2593	84.7405	0.0003	1.7422	15.1120	29.5533	55.3347
3	3.4030	99.4299	0.2730	0.2971	3.5273	15.4235	84.5526	0.0239	1.7462	15.1692	29.6476	55.1832
4	3.4081	99.2404	0.2722	0.4874	3.5328	15.6134	84.2950	0.0915	1.7467	15.1735	29.6401	55.1864
5	3.4133	98.9513	0.5282	0.5205	3.5476	15.9453	83.7351	0.3196	1.7500	15.2674	29.5830	55.1497
6	3.4134	98.9462	0.5284	0.5254	3.5479	15.9444	83.7345	0.3212	1.7502	15.2727	29.5866	55.1407
7	3.4135	98.9423	0.5285	0.5292	3.5480	15.9467	83.7283	0.3250	1.7503	15.2772	29.5843	55.1386
8	3.4136	98.9385	0.5318	0.5297	3.5482	15.9490	83.7189	0.3322	1.7503	15.2771	29.5843	55.1386
9	3.4136	98.9384	0.5318	0.5297	3.5484	15.9482	83.7169	0.3349	1.7503	15.2768	29.5838	55.1394
10	3.4136	98.9381	0.5318	0.5300	3.5484	15.9481	83.7168	0.3351	1.7503	15.2769	29.5838	55.1393

註：S.E 為標準誤，BS 為債券價差變化，CDS 為主權債券價差變化，R 為股票報酬率

表 21 為美國之主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率變異數分解。由主權債券價差變異數分解值來看，以第 5 期來觀察，主權價差的外生性為 98.04356%，表示當主權債券價差自身發生變異時，存在著極高的解釋能力，且主權債券價差之自身解釋能力穩定，從第 2 期開始每期約下降不到 1%，表示主權債券價差不易受其他變數之影響。由信用違約交換價差變異數分解值來看，信用違約交換除了被本身所解釋以外，主要被主權債券所解釋，以第 5 期來觀察，信用違約交換價差被債券所解釋的比例為 2.3448%，被股票報酬率解釋的比例為 1.3820%，而在此模式下 CDS 價差的外生性為 96.2730%，即當信用違約交換價差自身發生變異時，還存在著即高的解釋能力。由股票報酬率變異數分解值來看，股票報酬率除了被本身所解釋以外，主要被債券價差所解釋，以第 5 期來觀察，股票報酬率被債券價差解釋的比例為 15.6108%，被信用違約交換所解釋的比例為 4.8415%，而在此模式下股票報酬率的外生性為 79.5475%。

表 21 美國之變異數分解表

期數	主權債券價差之變異數分解				信用違約交換價差之變異數分解				股票報酬率之變異數分解			
	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R	S.E	BS	CDS	R
1	1.7634	100.0000	0.0000	0.0000	2.9432	1.9348	98.0652	0.0000	1.1023	15.5930	4.2164	80.1907
2	1.8270	98.7504	0.6202	0.6294	2.9653	2.1457	97.7790	0.0753	1.1069	15.5372	4.4165	80.0463
3	1.8334	98.4933	0.7111	0.7955	2.9900	2.3139	97.0708	0.6153	1.1097	15.4972	4.4859	80.0170
4	1.8354	98.4144	0.7742	0.8114	3.0032	2.3349	96.3178	1.3473	1.1177	15.5223	4.8225	79.6552
5	1.8389	98.0436	0.8569	1.0996	3.0040	2.3448	96.2731	1.3821	1.1186	15.6108	4.8416	79.5476
6	1.8397	98.0214	0.8749	1.1037	3.0041	2.3461	96.2662	1.3877	1.1189	15.6269	4.8494	79.5237
7	1.8398	98.0163	0.8759	1.1078	3.0043	2.3462	96.2662	1.3876	1.1190	15.6240	4.8480	79.5280
8	1.8398	98.0121	0.8759	1.1120	3.0044	2.3463	96.2656	1.3881	1.1191	15.6268	4.8479	79.5253
9	1.8398	98.0121	0.8759	1.1120	3.0044	2.3467	96.2651	1.3882	1.1191	15.6272	4.8482	79.5246
10	1.8398	98.0119	0.8761	1.1120	3.0044	2.3467	96.2647	1.3885	1.1191	15.6271	4.8483	79.5246

註：S.E 為標準誤，BS 為債券價差變化，CDS 為主權債券價差變化，R 為股票報酬率

綜合以上主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率變異數分解結果，整體來說，當各變數自身發生變異時，皆存在較高的解釋能力，特別是主權債券自身發生變異時，存在著極高的解釋能力，且不易受其他變數之影響。俄羅斯和巴西之信用違約交換價差除了被本身所解釋以外，主要被主權債券所解釋。股票報酬率除了被本身所解釋以外，主要被信用違約價差所解釋的國家有巴西、中國、法國與日本；主要被信用違約價差及債券價差二者所解釋的國家有德國及俄羅斯；而主要被債券價差所解釋的國家為美國。

第十節 小結

一、 VECM 檢定結果

針對誤差修正模型之共整合向量估計作分析，發現股票市場領先債券市場的國家有法國、印度。股票市場領先信用違約交換市場的國家有美國、日本。股票市場領先 CDS 和債券市場的國家有中國和巴西。以下為各國不同市場間之跨期影響：美國落後一期的股票會影響當期債券。法國落後兩期的股票會影響當期債券，落後一期的 CDS 會影響當期股票，落後三期的股票會影響當期 CDS。日本落後一期的債券會影響當期股票和 CDS，落後一期的股票會影響當期債券和 CDS。巴西落後一期的 CDS 會影響當期股票。印度落後一期的債券會影響當期 CDS 和股票，落後八期的債券會影響當期 CDS，落後一至三期的股票會影響當期 CDS，落後四期及八期的股票會影響當期債券。中國落後三期的股票會影響當期 CDS，落後一期的債券會影響當期股票。俄羅斯落後一期的債券會影響當期 CDS，落後一期的 CDS 會影響當期股票。

二、 PT、IS 檢定結果

使用 Gonzalo and Granger 之 PT 模型結果顯示，在七個國家中，主權債券價差的價格發現能力皆最低，而信用違約交換和股票指數則因國家不同而異，結果發現已開發國家大多在信用違約交換之價格發現能力最高，表示這些國家的信用違約交換市場為資訊領先的角色，亦即新資訊會領先進入信用違約交換市場；而四個新興國家的股票指數之價格發現能力皆超過 50%，表示這些國家的股票市場為資訊領先的角色，亦即新資訊會領先進入股票市場。以 IS 模型進行分析下，本研究發現已開發國家在信用違約交換之價格發現能力皆最高，表示已開發國家的信用違約交換市場扮演領先的角色，此與 PT 模型下的檢定結果類似。IS 檢定亦發現有一半的新興國家以股票指數具有價格發現能力，表示新興國家的股票市場是扮演資訊領先的角色，亦即新資訊會領先進入股票市場，此結果亦與在 PT 模型分析類似。僅有少

數國家如法國、中國與俄羅斯之 PT、IS 模型得到的結果不一致。

三、 衝擊反應函數結果

主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率之衝擊反應函數結果，整體來說，各變數對自身的衝擊反應影響皆最大，並發現有一半的國家，巴西、法國、德國與俄羅斯，其債券發生一單位自發性干擾時，會造成 CDS 發生 0.5 以上的波動影響；其信用違約交換發生一單位自發性干擾時，會造成股票發生 0.5 以上的波動影響。

四、 變異數分解結果

主權債券價差、信用違約交換價差與股票報酬率之變異數分解結果，整體來說，當各變數自身發生變異時，皆存在較高的解釋能力，特別是主權債券自身發生變異時，存在著極高的解釋能力，且不易受其他變數之影響。俄羅斯和巴西之信用違約交換價差之變異除了被本身所解釋以外，主要被主權債券所解釋。股票報酬率之變異除了被本身所解釋以外，主要被信用違約價差所解釋的國家有巴西、中國、法國與日本；主要被信用違約價差及債券價差二者所解釋的國家有德國及俄羅斯；而主要被債券價差所解釋的國家為美國。

五、 價格發現之綜合結果

PT、IS 與 VECM 檢定結果相比較，本研究發現法國和俄羅斯之 IS 模型結果與 VECM 結果一致，法國為 CDS 扮演領先的角色，俄羅斯則為主權債券價差扮演領先的角色。中國之 PT 模型結果與 VECM 一致，為股票市場扮演領先的角色。巴西及印度則是股票指數為領先，並且在三個檢定下得到一致的結果。整體而言，大致上已開發國家在信用違約交換之價格發現能力最高，新興國家在股票指數之價格發現能力最高，而俄羅斯則是以主權債券價差之價格發現功能最高。

第五章 結論與建議

本文主要研究新興國家與已開發國家，以向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)、恆常-暫時模型(permanent-transitory model, PT)與訊息比率模型(information share, IS)分析主權債券價差變化、信用違約交換價差變化、與股票指數變化間之動態關係與價格發現功能，另外加入衝擊反應函數與變異數分解，探討變數間影響的程度大小及變數間的跨期動態效果，用以觀察個變數變化可能影響之期數與程度，提供投資人作為投資決策之參考依據。本研究國家樣本選取之已開發國家為八大工業國組織(G8)前四大國，分別為美國、德國、法國、日本代表，新興國家則選取金磚四國代表，分別為中國、巴西、俄羅斯、印度，研究國家共八國。

由 VECM 結果顯示，股票市場領先債券市場的國家有法國及印度；股票市場領先信用違約交換市場的國家有美國、日本；股票市場領先 CDS 和債券市場的國家有中國和巴西。由 PT、IS 實證結果顯示，整體而言，已開發國家在信用違約交換市場之價格發現能力最高；新興國家在股票市場之價格發現能力最高，而俄羅斯則是以主權債券市場之價格發現功能最高。探究其原因，新興國家在股票市場之價格發現能力較高，可能來自於新興國家之散戶比例較高，其對於 CDS 市場參與較少，因此新興國家受股市之影響程度較大，造成新興國家之股市較 CDS 市場更具領導角色；而造成已開發國家在信用違約交換市場的價格發現能力最高之可能原因為，已開發國家多為機構法人在引導，其對於 CDS 市場價格機制較熟悉，因此已開發國家之 CDS 市場較股市具領導角色。

由衝擊反應函數結果顯示，各市場對自身的衝擊反應影響最大。巴西、法國、德國與俄羅斯，前期債券衝擊會造成 CDS 明顯的影響，而其前期信用違約交換衝擊則造成股票明顯的影響。由變異數分解結果顯示，當各市場自身發生非預期的變動時，皆存在較高的解釋能力，且公債市場較不易受其他市場非預期衝擊變異之影響，而大部分的國

家 CDS 價差對股票報酬非預期的變動所產生變異的解釋力相對高於債券對股票報酬預測變異解釋力，說明 CDS 市場對股市的影響相對高於債市對股市的影響，相符於 Blanco et al. (2005)和 Norden and Weber (2005)發現 CDS 市場和股票市場間的聯繫比股市和債市間的聯繫還強。相反的，俄羅斯和巴西則是債市對股市的影響相對高於 CDS 市場對股市的影響。

鑒於本研究僅針對四個新興國家與四個已開發國家之股市、債市與 CDS 市場之領先落後關係作探討，未來可能研究方向建議拓展研究國家樣本或往後延長研究期間，觀察是否具一致的表現，應能提供更多政策內涵；亦建議加入主權評等(Sovereign Ratings)因素作探討，比較不同結構之國家主權評等是否影響其股市、債市與 CDS 市場之領先落後關係。

參考文獻

1. Akaike, H., (1974), A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723.
2. Blanco, Roberto, Simon Brennan, and Ian W. Marsh, (2003), An empirical analysis of the dynamic relationship between investment grade bonds and credit default swaps, *Journal of Finance* 60, 2255-2281
3. Byström, H., (2005) ,Credit Default Swaps and Equity Prices: The Itraxx CDS Index Market, *Lund University Working Paper*.
4. Chan-Lau, J. A., and Y. S. Kim, (2004), Equity Prices, Credit Default Swaps, and Bond Spreads in. *Emerging Markets, IMF working paper 04/27*.
5. Dickey, D.A. and Fuller, W.A., (1979),Distribution of the estimators for autoregressive time series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
6. Engle, R.F. and Granger, C.W., (1987),Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
7. Forte, S. and Peña, J. I., (2007), Credit Spreads: Theory and Evidence on the informational content of Stocks, Bonds, and CDS, *SSRN Working Paper*.
8. Forte, S. and Peña, J.I, (2009), Credit Spreads: An Empirical Analysis on the Informational Content of Stocks, Bonds, and CDS, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 33, Issue 11, 2013-2025.
9. Johansen, S., (1988),Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and control*, 12, 231-254.

10. Kwan, S. (1996), Firm-specific information and the correlation between individual stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 40, 63-80
11. Longstaff, Francis A., Sanjay Mithal, and Eric Neis, (2005), Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market, *Journal of Finance* 60, 2213-2253.
12. Longstaff, Francis A., Sanjay Mithal, and Eric Neis, (2003), The credit-default swap market: Is credit protection priced correctly? *Unpublished manuscript, UCLA*.
13. Norden, L. and Weber, M. (2004): Informational efficiency of credit default swap and stock markets: the impact of credit rating announcements, *Journal of Banking and Finance*, 28, 2813-2843.
14. Norden, L. and Weber, M., (2004), The Co-movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets: an empirical Analysis. *European financial management*, 15(3), 529–562.
15. Norden, L., and Weber, M. (2006): The co-movement of credit default swap, bond and stock markets: an empirical analysis, forthcoming *European Financial Management*.
16. Zhu, (2006), An Empirical Comparison of Credit Spreads between the Bond Market and the Credit Default Swap Market, *Journal of Financial Services Research* 29, 211–235.

附錄一、美國之債券、信用違約交換、股票之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	ΔLBS_t	ΔLCDS_t	R_t
CE1	-0.0167 [-2.5437]***	0.0010 [0.0937]	-0.0081 [-1.9685]**
CE2	-0.0016 [-0.5690]	-0.0171 [-3.6724]***	-0.0004 [-0.2395]
ΔLBS_{t-1}	-0.2626 [-7.3341]***	-0.0233 [-0.3931]	0.0058 [0.2573]
ΔLBS_{t-2}	-0.1244 [-3.4841]***	-0.0819 [-1.3851]	-0.0050 [-0.2249]
ΔLCDS_{t-1}	-0.0349 [-1.70644]*	0.1153 [3.40042]***	-0.0238 [-1.8551]*
ΔLCDS_{t-2}	0.0193 [0.9431]	0.1004 [2.96626]***	0.0006 [0.0456]
R_{t-1}	0.1458 [2.4781]***	-0.0842 [-0.8638]	-0.0891 [-2.4197]***
R_{t-2}	0.1038 [1.7615]*	0.1808 [1.8507]*	0.0712 [1.9293]*

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

2.中括號[]內為 t 值。

附錄二、法國之債券、信用違約交換、股票之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	ΔLBS_t	$\Delta LCDS_t$	R_t
CE1	-0.0198 [-2.8020]***	0.0093 [1.2191]	-0.0028 [-1.0126]
CE2	0.0083 [2.4940]***	-0.0025 [-0.7045]	-0.0020 [-1.5650]
ΔLBS_{t-1}	-0.003804 [-0.1117]	0.033558 [0.9166]	-0.003248 [-0.2443]
ΔLBS_{t-2}	0.005962 [0.1756]	0.017387 [0.4762]	-0.02368 [-1.7866]*
ΔLBS_{t-3}	0.060404 [1.7783]*	-0.002199 [-0.0601]	0.015301 [1.1536]
$\Delta LCDS_{t-1}$	0.020233 [0.5723]	0.086702 [2.2801]**	-0.034492 [-2.4986]***
$\Delta LCDS_{t-2}$	-0.058736 [-1.6547]*	0.009626 [0.2521]	-0.01073 [-0.7741]
$\Delta LCDS_{t-3}$	-0.050581 [-1.4374]	0.023435 [0.6192]	-0.004547 [-0.3309]
R_{t-1}	2.10E-02 [0.2182]	-0.169871 [-1.6400]*	-4.15E-02 [-1.1047]
R_{t-2}	-0.200584 [-2.0823]**	0.100069 [0.9658]	-0.062469 [-1.6608]*
R_{t-3}	-0.124964 [-1.2961]	0.253426 [2.4440]***	-0.069056 [-1.8344]*

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

2.中括號[]內為 t 值。

附錄三、日本之債券、信用違約交換、股票之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	ΔLBS_t	$\Delta LCDS_t$	R_t
CE1	-0.0315 [-2.9488]***	0.0318 [4.3792]***	-0.0089 [-3.1133]***
CE2	-0.0048 [-0.6713]	-0.0170 [-3.4950]***	-0.0004 [-0.19544]
ΔLBS_{t-1}	-0.1621 [-4.7378]***	0.1093 [4.6953]***	-0.0386 [-4.1997]***
ΔLBS_{t-2}	-0.1306 [-3.8124]***	0.0456 [1.9548]*	-0.0141 [-1.5314]
$\Delta LCDS_{t-1}$	-0.0467 [-0.8981]	-0.0329 [-0.9282]	-0.0196 [-1.4022]
$\Delta LCDS_{t-2}$	-0.0446 [-0.866]	0.0660 [1.8844]*	-0.0036 [-0.2586]
R_{t-1}	-0.2675 [-1.9602]**	-0.3665 [-3.9475]***	-0.0017 [-0.0462]
R_{t-2}	0.0174 [0.1263]	0.0077 [0.0819]	-0.0112 [-0.3027]

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

2.中括號[]內為 t 值。

附錄四、巴西之債券、信用違約交換、股票之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	ΔLBS_t	$\Delta LCDS_t$	R_t
CE1	-0.0119 [-3.0280]***	-0.0043 [-1.1814]	-0.0017 [-1.0252]
CE2	-0.0220 [-2.4135]***	-0.0305 [-3.5815]***	0.0078 [1.9798]**
ΔLBS_{t-1}	-0.0163 [-0.4594]	0.0314 [0.9464]	0.0025 [0.1614]
ΔLBS_{t-2}	-0.0211 [-0.6013]	-0.0170 [-0.5188]	-0.0136 [-0.9052]
$\Delta LCDS_{t-1}$	-0.0623 [-1.3682]	0.0976 [2.2933]**	-0.0492 [-2.5178]***
$\Delta LCDS_{t-2}$	-0.0177 [-0.3932]	-0.0239 [-0.5666]	-0.0027 [-0.1410]
R_{t-1}	0.1484 [1.5086]	-0.0979 [-1.0643]	-0.0854 [-2.0206]**
R_{t-2}	0.0143 [0.1460]	-0.2121 [-2.3096]**	-0.0025 [-0.0589]

附錄五、印度之債券、信用違約交換、股票之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	ΔLBS_t	ΔLCDS_t	R_t
CE1	-0.0099 [-2.5068]**	0.0050 [1.4219]	-0.0017 [-1.2150]
CE2	0.0126 [2.2980]**	-0.0086 [-1.7675]*	0.0014 [0.7404]
ΔLBS_{t-1}	-0.0267 [-0.7901]	0.1168 [3.8759]***	-0.0339 [-2.8334]***
ΔLBS_{t-2}	-0.0148 [-0.43347]	0.0173 [0.5671]	-0.0176 [-1.4593]
ΔLBS_{t-3}	-0.0717 [-2.1100]**	0.0436 [1.4362]	-0.0016 [-0.1299]
ΔLBS_{t-4}	0.0290 [0.8513]	-0.0124 [-0.4087]	0.0118 [0.9800]
ΔLBS_{t-5}	-0.0318 [-0.93442]	-0.0418 [-1.3751]	0.0000 [-0.0033]
ΔLBS_{t-6}	0.0566 [1.6638]*	0.0038 [0.1265]	-0.0123 [-1.0202]
ΔLBS_{t-7}	-0.0600 [-1.7744]*	0.0259 [0.8585]	-0.0069 [-0.5763]
ΔLBS_{t-8}	-0.0249 [-0.7361]	0.0654 [2.1650]**	0.0009 [0.0788]
ΔLBS_{t-9}	0.0057 [0.1665]	0.0080 [0.2627]	0.0029 [0.2438]
ΔLBS_{t-10}	0.0068 [0.2010]**	-0.0336 [-1.1137]	-0.0033 [-0.2792]
ΔLCDS_{t-1}	0.0628 [1.6301]	-0.0502 [-1.4590]	-0.0213 [-1.5593]
ΔLCDS_{t-2}	0.0024 [0.0634]	0.0267 [0.7736]	0.0121 [0.8884]
ΔLCDS_{t-3}	-0.0249 [-0.6467]	0.0069 [0.1999]	-0.0234 [-1.7121]*
ΔLCDS_{t-4}	-0.0557 [-1.4463]	-0.0564 [-1.6376]	-0.0163 [-1.1953]

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

2.中括號[]內為 t 值。

(續)附錄五、印度之債券、信用違約交換、股票之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	ΔLBS_t	$\Delta LCDS_t$	R_t
$\Delta LCDS_{t-5}$	0.0188 [0.4897]	0.0009 [0.0251]	-0.0079 [-0.5822]
$\Delta LCDS_{t-6}$	-0.0358 [-0.9321]	-0.0205 [-0.5993]	-0.0172 [-1.2660]
$\Delta LCDS_{t-7}$	-0.0169 [-0.4400]	0.0073 [0.2132]	-0.0054 [-0.3994]
$\Delta LCDS_{t-8}$	-0.0596 [-1.5651]	-0.0143 [-0.4203]	0.0105 [0.7793]
$\Delta LCDS_{t-9}$	0.0028 [0.0730]	-0.0353 [-1.0404]	-0.0143 [-1.0640]
$\Delta LCDS_{t-10}$	-0.0241 [-0.6401]	0.0209 [0.6236]	-0.0276 [-2.0755]**
R_{t-1}	0.0620 [0.6405]	-0.2636 [-3.0475]***	0.0100 [0.2907]
R_{t-2}	-0.1204 [-1.2388]	-0.1768 [-2.0366]**	0.0707 [2.0538]**
R_{t-3}	-0.0170 [-0.1741]	-0.1792 [-2.0564]**	-0.0308 [-0.8907]
R_{t-4}	0.2406 [2.4590]***	-0.1209 [-1.3828]	-0.0330 [-0.9509]
R_{t-5}	0.0791 [0.8047]	-0.1437 [-1.6367]	0.0206 [0.5907]
R_{t-6}	0.0131 [0.1333]	-0.2440 [-2.7733]	-0.0362 [-1.0366]
R_{t-7}	-0.1170 [-1.1853]	0.0143 [0.1625]	-0.0076 [-0.2166]
R_{t-8}	0.2514 [2.5528]***	0.0568 [0.6457]	-0.0226 [-0.6467]
R_{t-9}	-0.0602 [-0.6101]	-0.0150 [-0.1705]	0.0009 [0.0261]
R_{t-10}	-0.1166 [-1.1841]	0.0922 [1.0474]	0.0029 [0.0836]

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

2.中括號[]內為 t 值。

附錄六、中國之信用違約交換與股票之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	$\Delta LCDS_t$	R_t
CE1	0.0204 [0.5865]	-0.0037 [-0.2787]
$\Delta LCDS_{t-1}$	0.0506 [1.4525]	0.0017 [0.1277]
$\Delta LCDS_{t-2}$	-0.0314 [-0.9004]	0.0059 [0.4516]
$\Delta LCDS_{t-3}$	-0.0599 [-1.7134]*	-0.0136 [-1.0348]
$\Delta LCDS_{t-4}$	-0.0207 [-0.5894]	-0.0045 [-0.3379]
$\Delta LCDS_{t-5}$	-0.0169 [-0.4820]	0.0173 [1.3095]
$\Delta LCDS_{t-6}$	-0.0536 [-1.5403]	0.0094 [0.7190]
$\Delta LCDS_{t-7}$	-0.0439 [-1.2720]	0.0078 [0.6034]
$\Delta LCDS_{t-8}$	0.0186 [0.5400]	0.0038 [0.2896]
$\Delta LCDS_{t-9}$	-0.0627 [-1.8234]*	0.0002 [0.0158]
$\Delta LCDS_{t-10}$	0.1591 [1.7148]*	-0.0209 [-0.5987]
R_{t-1}	0.0456 [0.4915]	-0.0063 [-0.1791]
R_{t-2}	-0.3452 [-3.7181]***	0.0606 [1.7356]*
R_{t-3}	-0.0965 [-1.0301]	-0.0368 [-1.0465]
R_{t-4}	-0.1230 [-1.3133]	0.0025 [0.0706]
R_{t-5}	0.0204 [0.5865]	-0.0037 [-0.2787]

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

2.中括號[]內為 t 值。

(續)附錄六、中國之信用違約交換與股票之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	ΔLCDS_t	R_t
R_{t-6}	0.0690 [0.7358]	-0.0379 [-1.0765]
R_{t-7}	-0.1029 [-1.1025]	0.0835 [2.3792]***
R_{t-8}	0.0713 [0.7643]	-0.0150 [-0.4288]
R_{t-9}	-0.0308 [-0.3296]	-0.0178 [-0.5070]
R_{t-10}	-0.1351 [-1.4528]	0.0893 [2.5558]***

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

2.中括號[]內為 t 值。

附錄七、中國之債券與股票之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	ΔLBS_t	R_t
CE1	-0.0117 [-2.4022]***	-0.0037 [-2.2948]**
ΔLBS_{t-1}	-0.1855 [-5.5563]***	-0.0328 [-2.9307]***
ΔLBS_{t-2}	-0.0347 [-1.0173]	-0.0021 [-0.1867]
ΔLBS_{t-3}	-0.0454 [-1.3312]	0.0058 [0.5049]
ΔLBS_{t-4}	0.0271 [0.7929]	0.0132 [1.1489]
ΔLBS_{t-5}	-0.0242 [-0.7098]	-0.0039 [-0.3434]
ΔLBS_{t-6}	0.0525 [1.5390]	-0.0012 [-0.1011]
ΔLBS_{t-7}	0.0088 [0.2618]	0.0011 [0.0979]
R_{t-1}	0.0408 [0.4115]	-0.0143 [-0.4301]
R_{t-2}	-0.0121 [-0.1218]	-0.0064 [-0.1914]
R_{t-3}	-0.0363 [-0.3668]	0.0728 [2.1912]**
R_{t-4}	0.0236 [0.2380]	-0.0289 [-0.8659]
R_{t-5}	0.0501 [0.5060]	0.0080 [0.2401]
R_{t-6}	0.0387 [0.3900]	-0.0522 [-1.5706]
R_{t-7}	0.0429 [0.4370]	0.0942 [2.8570]***

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

2.中括號[]內為 t 值。

附錄八、俄羅斯之債券與信用違約交換之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	ΔLBS_t	$\Delta LCDS_t$
CE1	2E-05 [0.0290]	0.0018 [3.0284]
ΔLBS_{t-1}	-0.0399 [-1.1192]	0.1067 [2.9275]***
ΔLBS_{t-2}	-0.0133 [-0.3721]	-0.0634 [-1.7354]*
$\Delta LCDS_{t-1}$	0.0460 [1.3251]	0.1181 [3.3301]***
$\Delta LCDS_{t-2}$	-0.0456 [-1.3286]	0.0364 [1.0371]

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

2.中括號[]內為 t 值。

附錄九、俄羅斯之信用違約交換與股票之誤差修正模型實證資料

向量誤差修正	$\Delta LCDS_t$	R_t
CE1	-0.0118 [-3.3252]***	0.0032 [1.8274]*
$\Delta LCDS_{t-1}$	0.1376 [3.2258]***	-0.0610 [-2.8986]***
$\Delta LCDS_{t-2}$	0.0094 [0.2196]	-0.0300 [-1.4214]
R_{t-1}	-0.0331 [-0.3816]	0.0373 [0.8712]
R_{t-2}	-0.0011 [-0.0123]	-0.0347 [-0.8131]

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

2.中括號[]內為 t 值。

附錄十、各國股票指數(Stock Price Index)之選擇說明

在股價的選擇上，在美國股市中，因那斯達克綜合指數（Nasdaq Composite）多為上市之高科技業產業，而歷史最悠久的道瓊工業指數（Dow Jones Industrial Average, DJIA）上是企業僅為 30 家，但是標準普爾 500 指數（S&P500）涵蓋了美國前 500 大企業之股價，所以本文以 S&P500 指數代表美國股市。在日本股市中，日經平均指數涵蓋日本前 225 大企業，皆較東證一部與東證二部指數更具代表性，所以本文以日經平均指數代表日本股市。近年來備受關注的新興市場之一的中國股市有上海與深圳 2 個交易所，本研究選定“上海 A 股指數”作觀察指標。在法國股市中，巴黎 CAC40 指數為法國巴黎證券交易所上市的 40 家公司的股票報價指數，是法國股市的重要指標，也是歐洲重要指數之一，所以本文以巴黎 CAC40 指數代表法國股市。而近年來高速成長的新興市場之一的俄羅斯股市中，RTS 指數是許多俄羅斯、東歐和新興歐洲基金的重要指標，它收集莫斯科交易所的 50 大上市公司股票，並於每三個月重新審核指數成分股，所以本研究選定 RTS 指數作觀察指標。在德國股市中，德國 DAX 指數是德國重要的股票指數，該指數中包含有 30 家主要的德國公司，DAX 指數不僅是全歐洲與英國倫敦金融時報 100 指數齊名的重要證券指數，也是世界證券市場中的重要指數之一，所以本文以 DAX 指數代表德國股市。金磚四國之一的巴西股市中，聖保羅指數（Bovespa index）是聖保羅交易所上市的公司股票指數，該市值為美洲第四大的股市指數（美洲前三大為 NYSE、NASDAQ、多倫多交易所）以及世界第 13 大股市指數，所以本文以聖保羅指數代表巴西股市。印度為金磚四國之一，其近年來高速成長已受到全球投資人注意，在印度股市中，由孟買證券交易所發行之孟買敏感 30 指數（BSE SENSEX）為印度最被廣泛使用的指數，為投資印度的重要參考指標，有 3,500 個印度公司在此上市，交易量相當可觀。