

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、債券與匯率之動態研究

-以已開發主權國家為例

Dynamics of Credit Default Swap, Bonds and Exchange  
Rates: A Case Study of Developed Sovereign Countries

指導教授：王凱立博士

林振東博士

研究生：許境尹

中華民國 108 年 7 月

# 東海大學碩士學位論文

## 學位考試委員審定書

本校 財務金融研究所 碩士班 許境尹 君

所提之論文(中文)：信用違約交換、債券與匯率之動態研究-以  
已開發主權國家為例

(英文)：Dynamics of Credit Default Swap, Bonds and  
Exchange Rates: A Case Study of Developed  
Sovereign Countries

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

林耕智

考試委員

林松年

(指導教授)

王崑之

壽宇穎

顏望華

系所主任

陳表揚

中華民國 108 年 7 月 31 日

# 東海大學財務金融學系

## 碩士論文學術倫理聲明書

本人 許境平 (學號: G06440017) 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： 許境平 (簽名)

中華民國 108 年 08 月 10 日

## 謝辭

研究所兩年的日子裡，因為有了酸甜苦辣的回憶，所以精彩；因為有了用生命瘋狂趕論文的日子，所以深刻；因為有了各位老師、助教及同學們的相伴，所以圓滿。兩年的回憶歷歷在目，卻默默地已到各自要各奔前程的日子，細數兩年的日子，學校及教授們教會我的不只是課本中的知識，更多的是人生及未來職場會用到的道理，一路上不僅要謝謝所有幫助過我的人，更要謝謝我的父母及哥哥，他們總是無怨無悔又不求回報的奉獻，只為成就更好的我，如果沒有他們，也就沒有今天的我。寫論文的過程中，每個無限撞牆卻又都挺過來的日子，雖然很辛苦但是回過頭來看卻發現原來你也做到了，再苦、再累、再挫折的事，經歷過後就可以成為平鋪直敘的故事，可以娓娓道來卻又高潮迭起。

如果有一天別人問起在研究所學到最多的是什麼，我想我一定會毫不猶豫的回答「看事情的廣度和深度」，凱立老師總是帶領著我們體驗和學習面對每一件事情的態度，要學會思考不只是表面的意涵，而是更深層的內涵，不只是在學術界可以廣泛使用，在人生的旅途中更是受益良多。

謝謝每一位曾經一起用力哭、一起用力笑再一起用力拚，最後所有難關都挺過來的我們，你們才是最重要的資產。最後，最感謝的還是我的父母，因為他們的用心栽培，總是在人生每一個重要時刻陪伴著我，給予我最大的支持與鼓勵，讓我成為我最想成為的人。

許境尹 謹誌於

東海大學財務金融系研究所

中華民國 108 年 07 月

## 摘要

本文考量國際貨幣發展基金會(IMF)特別提款權(SDR)選擇之準備貨幣，包括英鎊、歐元、人民幣與日圓為研究標的，探討各國貨幣、債券利差及 CDS 利差之動態關聯。本文特色之一，擬針對不同經濟結構時期，包括金融危機時期、美國量化寬鬆貨幣政策時期及美國貨幣正常化時期，探討不同國家於不同經濟結構時期之動態行為差異，提供政府政策及投資人決策之參考。針對本文主要主權貨幣而言，實證結果如下：(1)債券利差與匯率部分，發現兩者存在顯著交互影響，代表債券利差擴大時期，通常伴隨本國貨幣呈現升值。(2)CDS 利差與匯率部分，兩者存在顯著交互影響，發現信用違約風險擴大時，通常伴隨匯率貶值；但是，信用違約風險增加時，日本卻是反向升值，可能因日圓扮演避險貨幣角色的原因。(3)CDS 利差與債券利差部分，發現不同經濟結構與傳導方向可能導致不同的結果。具體言之，金融危機與美國貨幣正常化時期，兩者普遍呈現負向關係。針對量化寬鬆時期，其中，CDS 利差對債券影響部分，當信用違約風險擴大，通常導致債券利差擴大；反之，債券利差對 CDS 利差部分，由於歐債危機歐洲央行採寬鬆降息政策，導致債券利差減少，因此債券利差對 CDS 利差呈現負向顯著關係。整體而言，本文發現匯率、債券利差與 CDS 利差於美國量化寬鬆貨幣政策時期得到較為一致且符合預期之結果，其可能原因是由於金融危機和美國啟動加息時期，在美元轉強下，導致三者關係產生變化。

**關鍵字：**信用違約交換利差、債券利差、匯率、金融危機、量化寬鬆

## Abstract

Considering the reserve currencies chosen by the International Monetary Development Fund (IMF) Special Drawing Rights (SDR), including pound sterling, euro, RMB and yen, this paper explores the dynamic correlation among currencies, bond spreads and CDS spreads. One of the features of this paper is to explore the dynamic behavior differences of different countries in different economic structure periods, including financial crisis period, quantitative easing monetary policy period and monetary normalization period of the United States, so as to provide reference for government policy and investors' decision-making process. For the main sovereign currencies in this paper, the empirical results are as follows: (1) The bond spreads and exchange rates have significant interaction, which represents the expansion of bond spreads, usually accompanied by the appreciation of the national currency. (2) CDS spreads and exchange rates have significant interaction. It is found that when the risk of credit default increases, it usually accompanies exchange rate depreciation. It is worth mentioning that when the risk of credit default increases, Japan appreciates in the opposite direction, possibly because the yen plays a role as a hedge currency. (3) The part of CDS spreads and bond spreads finds that different economic structures and transmission directions may lead to different results. Specifically, the financial crisis and the normalization of the U.S. currency generally show a negative relationship. In the period of quantitative easing, when the risk of credit default increases, the CDS spreads will usually lead to the widening of the bond spreads. On the contrary, the part of bond spreads to CDS, bond spreads will lead to the decrease of the due to the easing policy adopted by the European Central Bank of the European Debt Crisis, so the bond spreads will show a negative trend towards the CDS spreads.

**Keywords: credit default swap spreads, bond spreads, exchange rates, financial crisis, quantitative easing.**

# 目錄

第一章、緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	6
第二章、文獻回顧.....	7
第一節 信用違約風險之相關文獻.....	7
第二節 債券之相關文獻.....	11
第三節 信用違約風險與債券之相關文獻.....	13
第三章、研究方法.....	15
第一節 單根檢定.....	15
第二節 GARCH 模型.....	17
第三節 實證模型設計.....	22
第四章、實證結果.....	27
第一節 資料選取.....	27
第二節 穩定性與敘述統計分析.....	29
第三節 實證分析.....	35
第五章、結論與建議.....	46
第一節 結論.....	46
第二節 未來研究建議.....	47

## 圖目錄

圖 4-1 各變數之趨勢圖.....	28
--------------------	----

## 表目錄

表 4-2-1	單根檢定統計量 .....	29
表 4-2-2	共整合檢定統計量 .....	30
表 4-2-3	各變數之敘述統計量-金融危機時期 .....	32
表 4-2-3	各變數之敘述統計量-美國量化寬鬆時期 .....	33
表 4-2-3	各變數之敘述統計量-美國貨幣正常化時期 .....	34
表 4-3-1	債券利差對匯率之參數估計結果 .....	36
表 4-3-2	CDS 利差對匯率之參數估計結果 .....	37
表 4-3-3	匯率對債券利差之參數估計結果 .....	38
表 4-3-4	CDS 利差對債券利差之參數估計結果 .....	39
表 4-3-5	匯率對 CDS 利差之參數估計結果 .....	40
表 4-3-6	債券利差對 CDS 利差之參數估計結果 .....	41
表 4-3-7	條件變異數之參數估計結果 .....	42
表 4-3-7	條件變異數之參數估計結果(續).....	43
表 4-3-7	條件變異數之參數估計結果(續).....	44
表 4-3-8	條件共變異數參數之估計結果 .....	45

# 第一章、緒論

## 第一節 研究背景與動機

隨著全球金融自由時代的來臨，各國間貿易行為越趨頻繁，外匯交易量日益增加，全球經濟一體化促成全球資金流動，匯率在貿易活動中扮演重要的角色。自從 1973 年各主要工業國家放棄原本固定匯率制度，改採浮動匯率制度以來，外匯市場蓬勃發展，外匯在即期市場、遠期市場、及期貨市場的交易量日漸增加。由於投資人透過外匯市場進行風險規避、證券投資及投機交易等活動，因而使匯率波動日趨劇烈。在此情況下，學者開始運用理論模型或技術分析預測匯率變動，其對投資決策、交易避險及總體經濟決策均至關重要，因此匯率預測成為理論與實務之重要議題。

由於外匯市場某個程度可以用來表彰景氣變化及資金移動，因此成為總體經濟狀態的指標。當國家發生經濟金融危機，導致外匯市場劇烈波動，投資人為尋求風險規避，因此透過信用違約交換契約(Credit Default Swap, CDS)提供發生信用違約時的保障工具，亦可反映國家或公司信用違約的可能性。CDS 買方需要在合約期間定期給付權利金給 CDS 賣方，這就稱為信用利差，來換取賣方在合約期間發生違約事件時的賠償，而此契約價格會隨著市場狀況之變動而改變。當市場認為標的資產信用違約風險提高，原因可能為經濟的總體因素或個別機構因素造成，隨之就會導致 CDS 價格的提升。反之，當市場認為標的資產信用違約風險降低，其價格也就隨之下降。CDS 除了具備信用違約風險的預測功能，也屬於高槓桿的投資標的，且具備金融市場投機特性，加上信用違約互換自身流動性強，其交易效率高、交易成本低，標準化的特點(到期日標準化、交易方便)，因此在不同國家中容易相互比較，因此 CDS 被認為是過去 20 年來最重要的金融創新，亦為國際金融市場交易最廣泛的信用衍生性金融商品。

Carr and Wu (2007)研究主權 CDS 與墨西哥和巴西貨幣期權之關係，其探討信用違約(CDS)市場與匯率之關聯，結果顯示 CDS 可以預測解釋匯率之交易。理論而言，CDS 利差應該等於主權債券或公司債券與相同到期的美國國債之收益率差，其間的差異越大

就代表該國或該公司違約風險越大。然而 CDS 與公司債券在屬性上仍有些不同，CDS 合約較公司債更具流動性，因為 CDS 每天頻繁進行交易，而公司債持有人通常偏好持有至到期日；且 CDS 與公司債相比，CDS 商品具統一的契約特徵，因此較公司債更容易進行比較，也更容易進行研究分析，因此近年學者開始大量對 CDS 市場做研究，CDS 成為近年熱門的研究議題。許多學者研究發現 CDS 利差具備迅速反映市場訊息的能力，如 2009 年 1 月起因歐洲國家財政赤字惡化，希臘及義大利等國家的國家信評等級遭到調降開始，CDS 利差開始逐漸擴大，CDS 利差也從 2010 年 1 月的 200bps 增加到同年 7 月的 800bps，說明 CDS 對市場變化的敏感程度。隨著從 2008 年全球金融危機再加上近年來多次的歐洲主權債券危機，進一步激發大眾對於主權信用風險的探討，使得 CDS 也開始受到學者的關注。

CDS 與匯率波動關聯的部分，由於主權 CDS 的信用風險通常可以被視為國家經濟穩定指標，因此 CDS 信用風險的價格波動對於整體國家的經濟變數(如股市、利率、儲備等)都將造成影響，進而影響資金的流動，導致外匯市場變化。也就是當主權 CDS 信用風險發出負面訊息時，進一步反映出金融體系的負向狀況，可能造成貨幣貶值或貨幣大幅波動，衝擊由信用風險市場擴展到外匯市場。Pu and Zhang(2012)研究顯示了主權 CDS 與匯率間的關係，當以歐元計價的 CDS 比以美元計價的 CDS 便宜時，它通常反映出歐元貶值的預期，並且在金融危機時期尤其強烈，其預測能力最多可達 10 天，這有助於理解信貸市場和外匯市場一體化。Hui and Fong(2015)分析 CDS 與貨幣期權長短期的交互作用，研究發現發達經濟體的長期主權 CDS 信用風險影響匯率預期價格；但短期的影響不大，而在金融危機時期影響程度則加劇。Wu (2007)研究 CDS 對匯率市場的影響，探討墨西哥與巴西主權 CDS 信用風險與貨幣間之關聯，實證顯示巴西和墨西哥主權債務信用違約風險引發貨幣市場崩潰。Longstaff et al. (2011) 將主權 CDS 影響因素分為特定國家因素與全球宏觀經濟因素，研究發現美國股市與全球金融宏觀變數對於信用利差的影響比本國的經濟影響更為顯著。Ang and Longstaff (2013)利用美國與歐洲國家每週主權 CDS 的資料，他們將主權信用利差區分為不可分散的系統性風險與主權特

定風險兩部分，實證結果發現全球宏觀金融市場對 CDS 扮演著影響的重要角色。綜合以上所述，先前文獻認為主權信用風險是由全球整體因素所影響，而且美國在全球金融因素中比特定國家金融基本面更具有顯著影響力。

除了上述 CDS 與匯率研究外，鑑於各國債券市場，特別是主權債券市場提供之充沛流動性，因交易對象多為機構法人，因此故應具備相當的資訊內涵，應可提供外匯市場變動之解釋功能。Bodart and Reding(1999)研究發現債券市場與外匯市場亦呈現顯著關聯，擬透過債券變化，預測未來匯率變動訊息的可能性。債券利差(Bond spread)是其他債券與美國國債比較後的差異，由於國債是以國家政府作為擔保，再加上同時擁有良好的流動性，因此通常被認為不存在風險(信用風險和流動性風險)，因此無風險債券通常都以美國國債作為代表。在與美國國債相比之下，其他類型的債券存在信用風險及流動性風險，為了補償這些風險，因此其他債券到期收益率通常高於相同期限的無風險債券到期收益率，即相較無風險債券承擔更多風險所要求的報酬，其之間的差即稱為債券利差。相同期限的債券利差並不是一成不變，債券利差中對信用風險所要求的補償部分稱為信用利差(Credit Spread)，當投資人對發行者的信心動搖時，就可能會拉大利差水準，導致債券價格就會下跌。利差反映了債券發行人的還款能力及目前債券的價格狀況，如果發行人還款能力佳，投資人面臨的風險較低，利差自然較小；反之，利差則擴大。而債券利差中對流動性風險所要求的補償部分稱為流動性溢價，也稱為流動性利差(Liquidity Spread)，指投資人為了彌補其所投資的債券相較於美國國債流動性相對較差所要求的補償，一般而言，當債券流動性偏緊時促使債券利差擴大，反之則縮小。主權債券收益率差代表兩個國家政府收益率之間的差異，其是投資人和風險管理者重要的參考依據，也是匯率和套利交易預測的重要指標。

國家整體風險增加時期，導致主權債券利率上升進而造成主權國家貨幣貶值，Duyvesteyn and Martens(2014)將新興市場主權債務的貨幣回報分解為本國利率回報率和匯率回報率，在市場壓力較大的時候，匯率波動性在新興市場經濟體中波動較大，部分匯率波動可被視為代表不可分散的風險；因此，當地匯率波動表現間接影響主權債券的

違約風險。Bodart and Reding (1999)分析報告債券市場和外匯市場之間的顯著聯繫，證實國內貨幣政策實施的不確定性是債券價格波動的關鍵決定因素。另一方面，近期文獻Gadanecz et al. (2018)探討新興市場匯率變化與本國貨幣主權債券收益率之間關係，實證結果發現匯率波動是本國貨幣主權債券收益率的關鍵因素。Turner (2014)實證結果顯示預期貨幣的貶值會導致新興國家本地貨幣債券價格下跌，特別是在金融危機時期之後，增加了市場不確定性，且增加投資者對不確定性(所謂的風險規避)的敏感性。對於國際債券投資人而言，因持有本國或外國貨幣的債券，當面臨匯率變動時，投資人將面對收益或損失。

針對 CDS 利差與債券利差之交互關聯，早期文獻研究大多偏向債券利差提供較佳預測未來價格的觀察，隨著近年來 CDS 在金融市場上廣泛地被交易，其在信貸市場也逐漸成為重要信用保護的角色，Ammer and Cai (2011)分析九個新興市場每日的 CDS 和主權債券利差，發現其中七個市場存在共整合關係，而七個市場中有四個市場的 CDS 領先債券利差。Baba and Inada (2009)以日本的 CDS 與債券市場為例，研究結果顯示與 CDS 市場相比，日本債券市場流動性相對較低，可能因為債券有”買入並持有”的特性，再加上日本公司債券幾乎沒有回購市場，因此債券的流動性較低。如果從交易對象來做分析，日本 CDS 市場的主要投資人幾乎是日本對沖基金和投資銀行，而日本公司債券市場的主要投資人幾乎是本地機構。相對之下，日本對沖基金與投資銀行較積極交易，因此對外在市場外部衝擊將會有敏感的反應，而日本機構投資人傾向長期買入並持有債券，因此其對短期市場外部衝擊訊息較不敏感，導致 CDS 訊息發現功能較債券明顯。由於 CDS 和債券存在不同的交易特性，包括交易成本、流動性風險、付息頻率與累計利息等，都可能影響 CDS 與債券價格發現的功能，因此本文擬將利用主權 CDS 與主權債券價格變動的特性，進一步探討是否能提前預估匯率的走向。

綜合上述，本文實證擬考量研究國際貨幣發展基金會(IMF)，SDR 所選擇的準備貨幣包括美元、英鎊、歐元、日圓與人民幣，其中由於各國匯率乃相對於美元計價，因此本文研究標的主要以英鎊、歐元、日圓與人民幣相對美元為研究標的，藉由探討不同區

域國家主權 CDS 特性與主權債券的差異，分析其對於匯率影響的解釋功能，補充目前主權 CDS 研究之不足，也進一步分析主權國家特性，提供投資人掌握不同國家信用風險內涵之參考。此外，本文特色之一，擬針對不同經濟結構時期，包括金融危機時期、美國量化寬鬆貨幣政策時期及美國貨幣正常化時期，探討不同國家於不同經濟結構時期，匯率、債券與 CDS 動態行為之差異，提供政府政策及投資人決策實務之參考。

## 第二節 研究目的

隨著全球金融自由化，交易量日益擴大，加上近年投資人對信用衍生性金融商品的需求增加，金融風險因素也逐漸成為研究重點，而先前文獻研究顯示 CDS 利差與債券利率都能夠反映市場風險程度。因此本篇擬透過主權 CDS 與主權債券利率進一步探討是否能預測匯率變動。本文實證擬考量研究國際貨幣發展基金會(IMF)，SDR 所選擇的準備貨幣包括美元、英鎊、歐元、日圓與人民幣，其中由於各國匯率乃相對於美元計價，因此本文研究標的主要以英鎊、歐元、日圓與人民幣相對於美元為研究標的，藉由探討不同主權國家之信用違約交換(CDS)與債券是否能夠提前獲取匯率波動的訊息，以達成下列目的：

1. 探討主權 CDS 利差、主權債券利差與匯率之交互影響。
2. 針對 IMF 儲備貨幣包括歐元、英鎊、人民幣及日圓匯率作探討，分析不同國家匯率、債券與 CDS 動態行為之差異。
3. 針對不同經濟結構時期，包括金融危機時期、美國量化寬鬆貨幣政策時期及美國貨幣正常化時期，探討匯率、債券與 CDS 三者交互關聯是否存在差異。

## 第二章、文獻回顧

本章將整理過去學者之文獻，並分成三節來做說明。第一節介紹 CDS 之相關文獻，第二節介紹債券之相關文獻，第三節介紹 CDS 與債券之相關文獻。

### 第一節 信用違約風險之相關文獻

#### (一) CDS 之介紹

隨著 CDS 近年快速的發展，因此逐漸成為投資人與學者關注的焦點，CDS 最早研究方向主要探討定價機制及價格決定因素，如 Merton (1974)、Duffie and Singleton(1999)、Carr and Wu(2007)及 Longstaff *et al.*(2011)等。先前文獻針對影響 CDS 訂價主要考量變數包括：財務槓桿、股票報酬波動率、債券殖利率與無風險利率等。Cossin and Hricko(2002)認為信用違約利率可被視為信用風險的替代代理。因此調查結果不僅與信用違約互換有關，而且與一般信用風險有關。基本變數包括評級，利率數據和股票市場相關信息，如變異數和槓桿（所謂的“結構變量”）。作者測試了幾個不同基本變數影響的穩定性。證據表明，信用風險定價理論預測的大多數變數對觀察到的信用違約價格水平有顯著影響。

此外，亦有文獻把重點放在探討 CDS 與其他金融商品的關聯性，包括信用風險、股票與債券價格之關係等。其中，關於 CDS 與股票市場之間相關文獻，Norden and Weber (2009)、Forte and Pena (2009)實證指出價格發現由股票市場流向 CDS 市場，相反地 Acharya and Johnson (2007)則發現訊息從 CDS 市場流向股票市場的證據，而 Longstaff *et al.* (2003)則發現，與上面提到的研究相比，作者實證的結果位於中間位置：他們聲稱沒有明確的證據表明兩個市場都是領導者。在他們的分析中，股票收益率預測 17 隻股票的 CDS 溢價，而 CDS 溢價預測 12 隻股票的回報。Trutwein and Schiereck (2011)實證研究金融危機下金融機構的股權和信貸市場之間的關聯性，研究證據證實股權報酬率和 CDS 利差變化呈負相關，也為快速股票市場提供了證據。Narayan, Sharma and Thuraisamy (2014)發現在股票市場和 CDS 市場都有助於價格發現，而股票市場主導著價格發現過程，當考慮投資級股票時，CDS 市場在價格發現中的重要性得到改善，但股票市場仍然

主導著價格發現過程。對不同規模的股票的結果通常表明，這兩個市場對於價格發現都很重要，但是股票市場佔據主導地位，研究還發現，雖然價格發現過程受到 2007 年全球金融危機的影響，但股票市場仍然主導著價格發現過程。Forte and Lovreta (2015) 也發現信用較差的公司，股票市場較 CDS 具有信用風險發現的功能。Norden and Weber (2009) 分析了 2000 - 2002 年間信用違約交換、債券和股票市場之間的關係；首先，發現股票收益導致 CDS 和債券利差變化；再者，CDS 市場對股票市場的敏感度高於債券市場；最後，CDS 市場對價格發現的貢獻大於債券市場，這種影響結果對美國比對歐洲公司更強。Byström (2005) 利用歐洲 iTraxx CDS 指數為樣本，探討 CDS 利差與股票價格之間的關係實證結果表明，CDS 利差與股票價格呈負相關，而與股票價格波動呈正相關。Norden and Weber(2004)調查歐洲 CDS 市場及其與股票市場的關係，作者發現 CDS 市場對股市走勢敏感；此外，發現 CDS 利差與股票收益呈負相關。

Kalbaska and Gałkowski(2012)研究 PIIGS、法國、德國和英國主權風險和金融蔓延的發生。為了解釋這些國家 CDS 市場的長期動態，作者對 2005 年 8 月以及全球金融危機前的延長時間段進行了分析，直到 2010 年 9 月。數據分析顯示主權風險主要集中在歐盟國家，核心國家嚴重暴露於 PIIGS。由於蔓延通常以增加相關性為特徵，因此作者進行了 EWMA 相關分析。研究 2007 年 8 月雷曼兄弟倒閉後“信貸緊縮”後樣本國家 CDS 利差之間的相關性變化，發現有幾波蔓延。在“信貸緊縮”之後，估計的 EWMA 相關性已經顯著增加，證實全球金融危機觸發主權信用風險方面的作用。同樣，Granger 因果關係檢驗顯示，與危機前時期相比，全球金融危機後跨國相互依存度大幅上升。描述性和基於模型的證據都表明，2007 - 2009 年的全球金融危機在觸發主權違約風險方面發揮了作用，歐元區 CDS 市場在危機期間遇到的動盪比以往更加劇烈。

Pan and Singleton (2008)研究顯示 CDS 期限結構斜率可以幫助我們理解違約風險溢價，Han *et al.* (2015)發現公司的 CDS 利差期限結構的斜率與其未來的股票收益率顯著負相關，確定 CDS 期限結構斜率的經濟決定因素對於成熟度範圍內風險債券的交易和風險管理也具有重要意義。Han and Zhou (2015)得出了關於 CDS 利差期限結構的斜率決

定因素的結構模型的幾個含義，其中期限結構的斜率被定義為五年 CDS 利差和一年 CDS 利差之間的差異，而 CDS 斜率會隨著槓桿率和波動性的增加而增加，並隨著無風險利率和國債收益率曲線的斜率而下降。Augustin and Tedongap (2016) 使用 38 個國家的數據將經濟衝擊與 CDS 利差共同聯繫起來。研究表明美國的增長和消費波動與 CDS 利差期限結構的變化密切相關。

## (二) 信用違約風險與匯率之相關文獻

Hassan、Kayhan and Bayat(2017)研究 CDS 利差與外匯匯率的關係，結果顯示 CDS 利差與外匯匯率存在因果關係，意味觀察 CDS 利差變化可能有助於預測匯率不穩定性。這將有助於政策制定者穩定土耳其里拉對美元的價值。Corte, Sarno, Schmelingk and Wagner (2015) 通過信用違約互換 (CDS) 利差衡量，研究匯率與主權風險之間的關係。一國 CDS 利差的增加伴隨著其匯率的大幅貶值，以及其貨幣波動性和崩潰風險的增加。Mora-Jensen(2014) 利用 2005 年 3 月 8 日至 2010 年 1 月 4 日日元/美元匯率的每日資料，研究了日本和美國信用違約互換利差之間的超前-滯後關係。結果表明，在平靜無危機時期，CDS 利差與匯率之間沒有關係，也沒有 Granger 因果關係。然而，在金融危機時期，CDS 利差之間的資訊流動對匯率有著強烈的影響。有跡象表明，日本 CDS 利差對匯率產生了 Granger 效應。在整個期間，兩個 CDS 利差與匯率之間存在相關性。在對危機前和金融危機時期進行測試時，結果表明存在相關性，而金融危機時期的結果比前一個時期的結果更為強烈。Kayhan and Bayat(2017)研究結果確定 CDS 利差與土耳其經濟中本國貨幣對美元價值之間的因果關係的性質。滾動視窗(The rolling window)因果關係分析結果強調了 CDS 利差與土耳其里拉兌美元匯率的因果關係，特別是在 2012 年匯率波動相對較低且 CDS 利差仍然較低的情況下。

Calice and Zeng(2018)利用主權信用違約互換 (CDS) 的期限結構為匯率的可預測性提供了新的證據。通過對 29 個國家的樣本分析，我們發現主權信用違約互換 (CDS) 的期限結構顯著地預測了樣本的匯率。平均而言，一個國家的 CDS 利差曲線更陡，預示著其貨幣兌美元 (美元) 的升值。從經驗上看，雖然主權信用違約交換主要反映全球風

險，但主權信用違約交換利差期限結構中的資訊揭示了特定國家的風險。值得注意的是，在控制主權 CDS 水準和其他傳統宏觀經濟因素後，期限結構的預測能力是強勁的。作者發現主權 CDS 期限結構預測了即期匯率的變化，這反映了資產價格的基本波動，它確保主權信用違約交換的斜率被包含在一組預測因素中，以便能夠預測即期匯率的變化。Cochrane (2005) 研究結果顯示將公司映射到國家時，股票和貨幣資產實際上是直接的類比。研究結果顯示 CDS 期限結構與國家一級貨幣市場資產回報之間的統計和經濟顯著關係。

## 第二節 債券之相關文獻

### (一) 債券之介紹

債券具有評估市場風險的能力，Dailami, Masson and Padou (2008) 進行了一項結構調查，發現美國利率不足以解釋利差水準。顯然，債務動態的嚴重性、全球流動性狀況、風險偏好和衝擊指標的相互作用在區分危機與非危機之間差異方面發揮著重要作用。因此，由於技術的發展、管制的減少、國際債券的創新、國家的全球化水準以及互聯網的發明，這些因素都促成了近 20 年來債券市場的驚人增長。當投資人認為某國公債違約機率很高，必將要求較高的債券殖利率做為回報，故債券利差越大，代表該國主權信用風險越高。Estrella (2005)指出債券殖利率差作為領先指標取決於貨幣當局，當投資者預期經濟衰退時，會出售短期債券，購買長期債券，意味著殖利率差將縮小。Afonso, Furceri and Gomes(2012)主權評等與債券利差間具有相關性，若主權評等遭調降，亦會對債券利差造成顯著影響，此情形在雷曼兄弟(Lehman Brothers)破產後更為明顯，且在 1、2 星期之內，主權評等與債券利差會相互影響。

曾志堅和江洲 (2007) 利用 VAR 模型檢驗中國股票市場與債券市場收益率的相對關係，發現股票市場與債券市場殖利率之間存在長期影響，即存在領先—滯後關係。Chordia et al. (2005), Connolly et al. (2005) 研究在金融危機時期，政府債券被視為投資者的避風港，由於投資者將資產替換為更安全的風險資產，債券和股票市場回報與債券需求增加和股票需求下降所帶來的反對價格壓力呈負相關。Kwan (1996)研究公司股票報酬率與債券殖利率之間的相關性，研究發現股票市場歷史股票報酬率可以用來預測公司債殖利率，表示相對於公司債，資訊會先進入股票市場。Connolly, Stivers and Sun (2009) 研究每日股票和國債收益率的時間差異是否可以與股票市場不確定性的度量相關聯，特別是股票指數期權和趨勢股票周轉率的隱含波動率。從前瞻性的角度來看，作者發現不確定性指標與股票和債券收益的未來相關性之間存在負相關關係。同時，發現當隱含波動率大幅增加（減少）的幾天以及股票周轉率意外高（低）的期間中，債券收益率相對

於股票收益率往往較高（低）。

所謂期限結構是指相同的融資工具因為融資期間長短不同，所造成融資成本的差異，通常期間愈長，其所要求的報酬就愈高。有關長短期利差為未來經濟活動領先指標之理論主要根據「預期假設」，若不考慮期間風險貼水，則長期利率減去短期利率的期間利差，為衡量未來長期利率與短期利率間差距，可藉由長期利率減去短期利率之利差(期限利差)來預期未來之貨幣情勢。當期限結構利差數值為負且數值愈大時，通常表示當前國家貨幣政策愈緊縮，未來可能發生衰退之機率愈高。

## (二) 債券與匯率之相關文獻

主權債券殖利率曲線，主要用來顯示不同主權國家殖利率的差異與到期日之關係，大多用來描述政府債券殖利率期限，因為反應不同主權國家債券利率的差異，故可作為預期匯率變動的關鍵指標。如 Bodart and Reding (1999) 分析債券市場和外匯市場的波動率模式之間的關係，結果顯示之間呈現顯著聯繫，這一結果證實國內貨幣政策實施的不確定性是債券價格波動的關鍵決定因素，有充分證據表明，穩定地確定匯率導致債券市場波動性下降。由於主權債券殖利率常被用來做為市場預期指標，亦為各國重要貨幣政策的觀察重點，先前部分文獻運用債券期限結構研究預測未來經濟活動，Chow *et al.* (1997)及 Andersen *et al.* (2007)等發現匯率變動提供債市價格變化一定程度解釋力，為債市決策重要一環。Erdogan *et al.* (2014) 指出由債券期限結構所構成的殖利率曲線可顯示短期利率走勢預期，以及透過期限結構表示經濟體的不確定性。

### 第三節 信用違約風險與債券之相關文獻

先前研究 Afonso, Furceri and Gomes (2012) 調查了歐盟主權債券和 CDS 利差對評級變化的反應，其都對評級機構的負面公告作出了重大反應。Ammer and Cai(2011)分析四年內九個新興市場主權信用的主權 CDS 利差與債券利差之間的關係。作者發現樣本中的大多數國家，主權 CDS 利差和債券利差通過穩定的線性長期均衡關係聯繫起來。然而，信貸風險的兩個價格通常在短期內偏離均衡，這些臨時偏差通常以每天 5-13% 的速度消散。價格逐漸趨同，意味著兩個市場之間相對價格變化存在一定的可預測性，這是由兩個市場中至少一個市場的非流動性和基礎套利關係的不完善引起的風險的某種組合所維持。

在某些情況下，CDS 市場似乎在價格發現中引領債券市場，但在其他情況下債券價格滯後。Fender, Hayo and Neuenkirch (2012)研究新興市場主權 CDS 每日利差的決定因素，特別關注金融市場溢出效應對 CDS 定價的影響。具體而言，作者使用在 2002 年 4 月至 2007 年 7 月期間以及 2007 年 8 月至 2011 年 12 月期間估算的 GARCH 模型來確定其潛在的影響，尤其是國際金融變數。結果表明，新興市場每日的主權 CDS 利差與全球和區域風險溢價相關，而不是與特定國家風險因素相關，儘管特殊風險可以為個別新興市場借款人發揮重要作用。跨國家和地區的固定收益投資分散的多樣化機會可能比預期更有限。特別是，美國債券，股票和 CDX 高收益率回報以及新興市場信貸回報的衡量指標都是 CDS 利差的最主要推動因素。

Blanco *et al.* (2005) 使用向量誤差修正模型 (VECM)，用於解釋債券和 CDS 利差的變化。他們使用 33 家北美和歐洲公司的樣本得出 CDS 市場引領債券市場。Palladini and Portes (2011)分析測試主權 CDS 利差與同一參考實體的債券收益率之間價格發現關係。研究數據是 2004-2011 年期間六個歐元區國家的每日數據，作者使用 VECM 分析表明 CDS 市場在價格發現方面領先於債券市場，Granger 因果關係檢驗進一步支持了這些發現：對於樣本中的大多數主權國家，CDS 利差過去的價格有助於預測債券收益率利差。

Norden and Weber (2005) 考慮 58 家公司的國際樣本，使用相同的 VAR 表示來分析 CDS，債券和股票市場的共同移動，和 Zhu, (2004), Zhu,(2006)及 Norden and Weber (2005) 的結果都支持股市引領 CDS 和債券市場的觀點。他們的證據也支持 CDS 市場在債券市場方面的主導作用。Delatte et al. (2011) 使用非線性方法分析 CDS 利差對 PIIGS 及五個核心歐洲國家潛在債券利差的影響。作者得出結論，CDS 利差是動盪期間違約風險的指標。Blanco *et al.* (2003) 使用掉期利率作為無風險利率，並發現 CDS 利差非常接近債券收益率利差。他們還發現信用違約市場引領債券市場，因此大多數價格發現都發生在信用違約市場。

### 第三章、研究方法

本研究將針對 CDS、債券與匯率彼此之間是否存在波動之關聯性，且本章將分成三節來做研究方法的設計。第一節介紹單根檢定，第二節介紹 GARCH 模型，第三節為模型設計。

#### 第一節 單根檢定

進行時間序列分析之前，必須確定欲分析的資料為穩定狀態，如此才能進一步進行估計與預測。時間序列資料可以區分成定態與非定態資料，定態(stationary)資料指當受到外部衝擊時，對時間序列資料指存在短暫的影響，影響會隨著時間消散，衝擊反應逐漸縮小或消失，時間序列資料將重新回到長期的平均水準，此序列即稱為定態的時間序列；反之，若受到外部衝擊時，隨著時間經過，過去的資訊仍會對現在的資訊產生影響，此序列即稱為非定態(Non-stationary)的時間序列。

一般計量經濟學所使用的普通最小平方法(OLS)與一般最小化平方法(GLS)，是假定資料型態為定態的前提下，也就是假設殘差項具備平均數為零且變異數固定之特性。然而，大致上財務資料都不具備定態之特性，因此如果研究時使用傳統一般回歸模型進行分析，分析結果雖然呈現很高  $R^2$  與  $t$  統計量，但因為在沒有考慮是否為定態的情況下，將容易造成變數間沒有相關的虛無假設，致使該回歸模型成為一種假性回歸(spurious regression)。Nelson and Plosser(1982)利用先前 Dickey and Fuller(1979)所提出之單根檢定，檢驗出總體經濟變數普遍存在單根現象，進一步開啟學者對非定態模型之研究。因此，進行實證研究之前，必須先檢驗資料為定態或非定態序列，目前學者大多使用單根檢定來做驗證，單根檢定有許多種方法，其中以 ADF 檢定法以及 PP 檢定法最為常見，因此以下將介紹兩種檢定法的模型與特性。

##### (一) Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定法

Dickey and Fuller (1981)提出 DF 檢定法中，由於殘差項為白噪音，而基本上回歸模型中殘差項通常存在顯著自我相關的現象，因此備受質疑。Said and Dickey-Fuller (1984)

提出修訂後的 ADF 檢定，於模型中加入被解釋變數的落後其數，進而排除殘差項所產生的問題，Pagan and Wickens (1989) 於時間序列的文獻中發現，ADF 檢定法較 DF 檢定法穩定且更強，因 ADF 檢定法解決殘差項序列相關(Serial correlation)及異質變異數(Heteroskedasticity)的問題。因此擴充模型如下：

模型一：無截距項與無時間趨勢

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.1)$$

模型二：有截距項，無時間趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.2)$$

模型三：有截距項，有時間趨勢

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta_t + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.3)$$

其中， $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$

$\alpha$ ：截距項

$\delta$ ：時間趨勢項

$\beta$ ：自我迴歸係數

$\gamma$ ：最適落後期

$\varepsilon_t$ ：殘差項

ADF 檢定法中假設虛無假設為  $H_0: \beta = 0$ ，若檢定結果為拒絕虛無假設，代表此數列不具有單根現象，為定態數列；反之，則為具有單根現象及非定態數列。

## 第二節 GARCH 模型

Bollerslev(1986) 提出 GARCH (Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity)模型，為修正 Engle(1982)所提出之 ARCH 模型中條件變異數的部分。當條件變異數受到過去  $p$  期條件變異數及過去  $q$  期殘差項之影響，則此模型稱為 GARCH( $p, q$ )。GARCH 模型讓條件變異數達到彈性，且比起 ARCH 模型而言較具有精簡性。GARCH 模型可以描述金融市場波動叢聚的現象，也就是所謂的大波動跟著大波動，小波動跟著小波動，或者當市場資料存在厚尾(thick tails)現象時，GRACH 模型都能夠處理並且解釋這些現象，因此 GARCH 模型成為總體經濟時間序列中最廣泛被使用的模式之一。一般型式 GARCH( $p, q$ )模型如下：

$$y_t = x_t' \delta + a_t \quad (3.2.1)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3.2.2)$$

$$a_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t), \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0, \alpha_0 > 0 \quad (3.2.3)$$

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1, i = 1, 2, \dots, q \text{ 及 } j = 1, 2, \dots, p \quad (3.2.4)$$

其中  $y_t$ ：需為 GARCH 模型之時間序列資料

$x_t$ ：外生變數或內生變數落後項

$a_t$ ：線性回歸之殘差項

$\Omega_{t-1}$ ：代表 1 至  $t-1$  期中所有可利用訊息的組合

$h_t$ ：受過去  $q$  期殘差平方及  $p$  期條件變異數影響之條件變異數

$\delta, \alpha, \beta$ ：未知參數之向量

$p, q$ ：為 GARCH 模型過程的階數

然而 GARCH 模型中最常使用的是 GARCH(1,1)模型，因為其足夠描述財務時間序列的資料。

$$y_t = x_t' \delta + a_t \quad (3.2.5)$$

$$a_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.2.6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1} + \beta_1 h_{t-1} \quad (3.2.7)$$

此模型條件限制為： $\alpha_0 > 0$ ， $\alpha_1 \geq 0$ ， $\beta_1 \geq 0$ ， $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 。

### (一) GJR-GARCH 模型

此模型由 Glosten、Jagannathan、Runkle (1989, 1993) 提出，使用過去報酬衝擊的符號與前期殘差項平方的乘積來表現不對稱性，有許多文獻指出，股票的報酬衝擊與未來報酬活動之間呈現負相關；即是藉由不對稱性的參數來捕捉時間序列資料。

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (3.2.8)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.2.9)$$

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_1 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3.2.10)$$

$$S_{t-1}^- = 1 = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3.2.11)$$

其中， $Y_t$  為符合 GARCH 過程之時間序列資料； $X_t \beta$  為遞延所產生的線性組合，由遞延的內生變數及外生變數所形成； $\Omega_{t-1}$  為 1 至 t-1 期全部可利用資訊所形成之集合； $h_t$  為第 t 期的條件變異數； $\varepsilon_{t-i}^2$  為第 t-i 期的殘差項； $\alpha_i$  表示第 t 期的波動會受到 t-i 期誤差的短期衝擊； $h_{t-j}$  為第 t-j 期的條件變異數； $\beta_j$  表示第 t 期的波動會受到 t-j 期變異數相對長期的衝擊。若  $\gamma_1 > 0$  表示有槓桿效果的存在，具有波動不對稱情形產生； $S_{t-1}^-$  為負向衝擊的虛擬變數，若是模型中前一期的殘差項  $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，此負向的預期報酬對於波動度的影響將會比  $\varepsilon_{t-1} \geq 0$  正的預期報酬對於波動度的影響還強。

### (二) E-GARCH 模型

為了捕捉資產報酬為正或是為負對於財務波動產生非對稱效果，亦即壞消息(負的資產報酬)對於資產報酬未來的波動較好消息(正的資產波動)的影響來的大(例如 Black(1976)指出，資產波動性和資產收益率是負相關的)，這種現象又稱「槓桿效應」(leverage effect)，Nelson(1991)提出了 EGARCH 模型(Exponential GARCH Model)，又稱

為指數型 GARCH 模型，以捕捉當期資產報酬與資產報酬未來的波動之間的不對稱關係。此模型與先前 GJR-GARCH 模型不同的地方在於該模型將條件變異數設定成指數函數的型式，用以維持條件變異數不為負值的假設。其條件變異數以及落後項皆是取對數  $\ln(h_{t-j})$ ，且第 t-i 期誤差項是取標準化誤差的絕對值，以其做為不對稱項的考量；模型如下：

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (3.2.12)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.2.13)$$

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right| + \sum_{i=1}^q \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln(h_{t-j}) \quad (3.2.14)$$

其中， $Y_t$  為符合 GARCH 過程之時間序列資料； $X_t \beta$  為遞延所產生的線性組合，由遞延的內生變數及外生變數所形成； $\Omega_{t-1}$  為 1 至 t-1 期全部可利用資訊所形成之集合； $h_t$  為第 t 期的條件變異數； $\varepsilon_{t-i}^2$  為第 t-i 期的殘差項； $\alpha_i$  表示第 t 期的波動會受到 t-i 期誤差的短期衝擊； $h_{t-j}$  為第 t-j 期的條件變異數； $\beta_j$  表示第 t 期的波動會受到 t-j 期變異數相對長期的衝擊；當  $\gamma_i > 0$  表示有槓桿效果的存在，具有波動不對稱情形產生。

### (三) 多變量 GARCH 模型

多變量 GARCH 是單變量 GARCH 模型的擴展，其中最大的差異為多變量 GARCH 模型藉由增加「條件共變異數方程式」來描述變數和變數之間的關聯性，因此會因條件變異數或條件相關係數矩陣而延伸出不同的形式，如 Bollerslev et al. (1988) 之 VECH 模型，以及 Engle and Kroner (1995) 之 BEKK 模型。Bollerslev (1990) 提出的 CCC 模型假設條件相關係數為固定常數，以概似函數求取的最大概似估計值 (Maximum Likelihood Estimator; MLE)，條件變異數為兩者相關係數乘以個別變數之條件變異數乘積平方根；模型如下：

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, h_t) \quad (3.2.15)$$

$$H_t = D_t \times \gamma_t \times D_t \quad (3.2.16)$$

$$D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_{kk,t}}\} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{h_{kk,t}} \end{pmatrix} \quad (3.2.17)$$

$$\gamma_t = (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} \times Q_t \times (\text{diag}(Q_t))^{\frac{1}{2}} \quad (3.2.18)$$

$$Q_t = (1-a-b)\bar{Q} + a \times Z_{t-1}Z'_{t-1} + b \times Q_{t-1} \quad (3.2.19)$$

$$Z_t^i = D_t^{-1}\varepsilon_t \quad (3.2.20)$$

$$\rho_{12,t} = \frac{(1-a-b)q_{12} + a \times z_{1,t-1} \times z_{2,t-1} + b \times q_{12,t-1}}{\sqrt{[(1-a-b)q_{11} + a \times z_{1,t-1}^2 + b \times q_{11,t-1}][1-a-b)q_{22} + a \times z_{2,t-1}^2 + b \times q_{22,t-1}]} \quad (3.2.21)$$

其中， $D_t$  為對角線矩陣； $\gamma_t$  是隨時間變化的條件相關係數矩陣； $Q_t$  為共變異數矩陣，且  $Z_t = (z_{1,t}, z_{2,t})$ ； $a$  為前期標準化殘差項的交乘項對下一期共變異數的影響程度； $b$  為衡量前期共變異數的資訊對於下一期共變異數影響的程度； $\rho_{12,t}$  表示兩標的之間的相關係數； $q_{12}$  為兩標的之間的共變異數； $q_{11}$  為標的 1 的自我共變異數； $q_{22}$  為標的 2 的自我共變異數； $z_{1,t-1}$  表示標的 1 報酬殘差標準化； $z_{2,t-1}$  表示標的 2 的報酬殘差標準化； $a$  以及  $b$  為非負數參數，限制在  $a+b < 1$ 。

#### (四) DCC-GARCH 模型

Engle (2002) 再次改進 Bollerslev (1990) 的常態條件相關模型(CCC model)，及一般多變量 GARCH 矩陣估計參數甚多和所需時間較久等缺點，發展出動態條件相關模型(Danamic Conditional Correlation, DCC)模型作為 GARCH 模型新的衡量結構，此模型保留原先 Bollerslev (1990) CCC 模型簡潔之估計方式，再加上相關係數與時俱變(time-varying)之特性，用來捕捉一段期間內財務變數相關性的變化，且適用於大型共變異數矩陣的計算，提出隨時間改變的共變異數矩陣，允許條件相關係數可以在正負之間自由變換；以下是 DCC 模型：

$$r_t = c_0 + \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^n \phi_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.2.22)$$

$$H_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (3.2.23)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.2.24)$$

$$\alpha_i \geq 0 \cdot \beta_j \geq 0 \cdot \alpha_0 > 0 \quad (3.2.25)$$

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1 \cdot i=1,2,\dots,p \cdot j=1,2,\dots,q \quad (3.2.26)$$

其中， $\beta_i$  為隨機干擾項； $\Omega_{t-1}$  為 1 至 t-1 期全部可利用資訊所形成之集合； $h_t$  為條件變異數，受過去  $q$  期殘差平方以及  $p$  期條件變異數影響； $\alpha$  及  $\beta$  為未知參數的向量， $\alpha$  值顯示反應變動的速度，越高表示越具敏銳性(Spiky)； $\beta$  值顯示持續性(Persistence)，值越高則表示需要越長時間改變。

DCC 模型之估計特色為：

- (1) 採取二階段之估計方式，再第一個階段先行估計個別單變量 GARCH 之模型參數，再由第二階段估計動態相關係數。
- (2) 多變量之間相關係數為動態關係，不是固定不變，可以反應金融性資產間相關係數之實際情況，也可找到與時間同時變化之共變異數矩陣，作為國際金融資產投資組合及風險之參考依據。
- (3) DCC 模型在處理多個變量間，能避免甚多且複雜的運算動作，不過度減除，可以提供比 CCC GARCH 模型較為有彈性之共變異數矩陣。
- (4) DCC 模型下，保證條件共變異數矩陣為正定。

### 第三節 實證模型設計

#### 一、條件平均式方程式

$$RX_t^i = C_i^{rx} + \sum_{k=1}^{a_1^{rx}} \xi_k^{bs-rx} BS_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_2^{rx}} \xi_k^{cs-rx} CS_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_3^{rx}} \xi_k^{rx-rx} RX_{t-k}^i + \varepsilon_{i,t}^{rx} \quad (3.3.1)$$

$$BS_t^i = C_i^{bs} + \sum_{k=1}^{a_1^{bs}} \xi_k^{cs-bs} CS_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_2^{bs}} \xi_k^{bs-bs} BS_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_3^{bs}} \xi_k^{rx-bs} RX_{t-k}^i + \varepsilon_{i,t}^{bs} \quad (3.3.2)$$

$$CS_t^i = C_i^{cs} + \sum_{k=1}^{a_1^{cs}} \xi_k^{cs-cs} CS_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_2^{cs}} \xi_k^{bs-cs} BS_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_3^{cs}} \xi_k^{rx-cs} RX_{t-k}^i + \varepsilon_{i,t}^{cs} \quad (3.3.3)$$

其中，方程式(3.3.1)、(3.3.2)與(3.3.3)分別代表匯率( $rx$ )債券利差( $bs$ )與信用利差( $cs$ )之條件平均數方程式，並設定  $\varepsilon_t^i$  ( $i = rx, bs, cs$ ) 為誤差項，代表未預期變動。其中， $RX_t^i$  代表該國匯率現貨。 $BS_t^i$  則為跨國債券利差(Bond Spread)，定義為該  $i$  國債券殖利率 ( $Bond_{i,t}$ ) 減去美國無風險利率 ( $Bond_{us,t}$ )，所計算出來兩個相同到期日的政府債券殖利率差，以流動性較大的十年期契約為標的。 $CS_t^i$  為信用違約交換之信用利差(CDS Spread)，參考 Calice et al.(2013)於信用利差之定義方式，定義為該國與於第  $t$  期的信用違約交換 ( $CDS_{i,t}^i$ ) 減去以美國為基準市場於同時期相同到期日的信用違約交換 ( $CDS_{us,t}^i$ ) 之交易點數(bp)，關注在流動性較大的五年期契約上。

本文重點之一，在於檢視匯率、債券利差及 CDS 利差彼此之解釋力，探討外匯市場、利率市場和信用市場之動態關係，分析可否透過交互動態提供三者更好的預測能力。為使模型設定妥適捕捉三市場動態過程，針對跨市場報酬傳導效果，以 AIC 及 SBC 準則檢視，選取最具影響力期數為解釋變數，藉由參數  $\xi_{k,i}^{i,j}$  ( $i = rx, bs, cs; j = rx, bs, cs$ ) 之顯著性估計，判斷匯率、債券利差與 CDS 利差變動是否存在領先落後的動態關聯。此外，針對金融危機、量化寬鬆及美國貨幣正常化三個時期做探討，本文擬透過參數  $\eta_{k,i}^{i,j}$

( $i = rx, bs, cs$ ;  $j = rx, bs, cs$ ) 探討三者在不同結構時期之傳導效果是否產生結構性改變。

針對匯率方程式估計部分，關於債券之於匯率之參數估計，預期該國景氣熱絡時期，在通貨膨脹壓力之下，貨幣當局傾向實施緊縮貨幣政策殖利率上揚，造成資金流入，該國匯率傾向升值，因此參數( $\xi_k^{bs-rx}$ )估計符號，英國與德國預期符號為正號，中國和日本為負號。其次，關於 CDS 對於匯率的估計部分，當該國 CDS 主權違約風險增加，該國政經不穩定資金外流，該國匯率傾向貶值，因此預期 CDS 對於匯率的參數( $\xi_k^{cs-rx}$ )估計符號：英國與德國預期符號為負號，中國與日本為正號。

針對債券方程式估計部分，關於匯率對於債券的參數估計，在該國匯率升值情況下，通常代表該國景氣狀態良好，在通貨膨脹的壓力之下，貨幣當局可能採用緊縮貨幣政策債券殖利率上揚，因此預期匯率對於債券之參數( $\xi_k^{rx-bs}$ )估計：英國與德國為正號，中國與日本為負號。此外，關於 CDS 對於債券之估計結果，在 CDS 上揚該國主權信用違約風險增加的情況下，一般而言，貨幣當局避免經濟衰退風險，傾向採用寬鬆貨幣政策，債券殖利率下跌，在上述情況下，CDS 對於債券之參數( $\xi_k^{cs-bs}$ )估計：英國與德國預期符號為負號，中國與日本預期符號為負號。

針對 CDS 方程式估計部分，關於匯率對於 CDS 的參數估計，在該國匯率升值情況之下，通常代表景氣狀況良好資金流入，CDS 國家主權違約風險降低，在上述情況下，匯率對 CDS 的參數( $\xi_k^{rx-cs}$ )估計符號：英國與德國預期符號為負號，中國與日本預期符號為正號。此外；關於債券對於 CDS 的參數估計，對經濟體質良好的國家而言，債券殖利率上揚通常代表投資人對於未來有正面樂觀的預期，因此 CDS 國家主權違約風險下降，上述情況下，說明債券對於 CDS 的參數( $\xi_k^{bs-cs}$ )估計預期符號應為負號。

## 二、條件變異數方程式

相較傳統研究著重在市場報酬一階動差的探討，二階動差互動關係成為近來研究重心。Ross (1989)指出資訊傳遞速度與資產報酬波動直接相關，市場波動乃反應金融市場買賣雙方力量強弱產生的偏離現象。藉由波動性的觀察，可以制定動態避險策略與資產價值管理，因此研究資訊傳遞時，二階動差較一階動差的探討或能提供投資者更多參考價值。忽略二階動差考量，除無法適切描述不同市場資訊傳遞之動態結構關聯，亦可能得到不具效率的標準差偏誤估計。Engle (1982)和 Bollerslev (1986)因而相繼提出自我迴歸條件異質變異數(autoregressive conditional heteroskedasticity, 簡稱 ARCH)模型和一般化自我迴歸條件異質變異數(generalized ARCH, 簡稱 GARCH)模型，以妥適描述變異數隨時間改變之波動叢聚的特性。考量匯率、債券利差及 CDS 利差可能存在波動叢聚特性，本文條件變異數方程式設定參考 Bollerselv (1986)提出之 GARCH 模型，設定如下：

$$h_t^{rx} = \omega_i^{rx} + \sum_{k=1}^{p^{rx}} \alpha_k^{rx} h_{t-k}^{rx} + \sum_{k=1}^{q^{rx}} \beta_k^{rx} (\varepsilon_{t-k}^{rx})^2 \quad (3.3.4)$$

$$h_t^{bs} = \omega_i^{bs} + \sum_{k=1}^{p^{bs}} \alpha_k^{bs} h_{t-k}^{bs} + \sum_{k=1}^{q^{bs}} \beta_k^{bs} (\varepsilon_{t-k}^{bs})^2 \quad (3.3.5)$$

$$h_t^{cs} = \omega_i^{cs} + \sum_{k=1}^{p^{cs}} \alpha_k^{cs} h_{t-k}^{cs} + \sum_{k=1}^{q^{cs}} \beta_k^{cs} (\varepsilon_{t-k}^{cs})^2 \quad (3.3.6)$$

其中，方程式(3.3.4)至(3.3.6)分別代表匯率( $rx$ )、債券利差( $bs$ )與信用利差( $cs$ )之條件變異數方程式( $h_t^i; i = rx, bs, cs$ )， $\omega_0^i$ 為條件變異數之常數項； $\alpha_k^i$ 為條件變異數遞延期估計參數； $\beta_k^i$ 為誤差平方項參數，其衡量是否存在大波動隨著大波動、小波動跟隨着小波動的 ARCH 效果。 $\varepsilon_{t-1}^i$ 代表前期衝擊。

### 三、條件共變異數方程式

本文實證模型課題之一，在於妥適捕捉匯率、債券和 CDS 之共變異改變過程，以正確估計市場間隨時間改變之條件相關係數。文獻對於相關係數估計，在多變量 GARCH 模型架構下，普遍以 VECH 模型 (Bollerslev, Engle and Wooldridge, 1988)、常數相關係數(CCORR) (Bollerslev, 1990)，Factor ARCH (FARCH) (Engle, Ng and Rothschild, 1990)及 BEKK (Engle and Kroner, 1995)等對稱性模型為主。然針對財務金融市場普遍觀察到的波動不對稱現象，Kroner and Ng (1998)、Cappiello, Engle and Sheppard (2006)與 De Goeij and Marquering (2004)等指出，正負訊息對於條件共變異數存在異質性的不對稱影響：兩市場皆受到未預期負面訊息衝擊，可能導致兩市場共變異程度明顯提昇。Kroner and Ng (1998)因而提出不對稱動態共變異數(Asymmetric Dynamic Covariance; ADC)模型，允許共變異數呈現未預期負向衝擊時的不對稱反應。文獻研究針對市場間共變異特性的變化，部分研究以隨時間改變之條件共變異數為對象，描述市場間共移特性。另一方面，部分文獻則直接針對市場間之相關係數作配置。其中，Bollerslev (1990)提出之常數相關係數(Constant Correlation Coefficient, CCC) GARCH 模型，由於較少參數限制，估計過程相對容易，因此廣被文獻採用。然由於其限制條件相關係數為一固定常數，因此在實務應用上容易受到質疑，認為在市場波動劇烈時間可能造成高估或低估相關係數的情況；包括 Tse (2000)及 Bera and Kim (2002)即拒絕常數相關係數假設，並證實相關係數存在隨時間變化特性。Engle (2002)及 Tse and Tsui (2002)提出相當具彈性(flexible)之動態條件相關係數 GARCH 模型(Dynamic Conditional Correlation, DCC)，其最大特色乃允許相關係數隨外在資訊變化而改變。DCC 模型為相當一般化之模型設定，可包含常見之條件共變異數型態，且由於參數使用精簡，因此估計成本相對為低，在文獻上被廣泛使用。

針對本文探討匯率、債券和 CDS 之關係，其間相關程度很可能存在隨時間改變的特性，特別是新興國家金融市場較為脆弱，更容易受到系統性的影響，其相關性於金融危機時亦可能產生明顯改變，說明允許依時變化相關係數(time-varying correlation)的重要

性。本計劃擬針對本文議題之相關係數動態過程，Engle (2002)提出之 DCC 模型(Dynamic Conditional Correlation model) 架構為模型設計，本文之 DCC(Asymmetric Dynamic Conditional Correlation)模型之設定如下：

$$H_t = D_t W_t D_t \quad (3.3.7)$$

$$W_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (3.3.8)$$

$$Q_t = (\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B) + A' Z_{t-1} Z_{t-1}' A + B' Q_{t-1} B \quad (3.3.9)$$

其中， $D_t = \text{diag}\{h_t^i\}$  為由 GARCH 模型導出之對角化矩陣； $Z_t$  包含前述條件平均方程式產生之條件標準差矩陣。 $W_t = \{\rho_{ij}\}_t$  為動態條件相關係數(dynamic conditional correlation)矩陣。 $\bar{Q}$  為標準化殘差之非條件共變異數；A 和 B 為對角化參數所成之矩陣，分別代表多變量 GARCH 模型前期標準化殘差平方項係數與前期條件共變異數係數。 $Q_t^*$  是  $Q_t$  對角線上開根號所形成之對角線矩陣。 $Z_t$  為標準化殘差項矩陣。A 及 B 為對角化參數所成之矩陣。 $\bar{Q}$  和  $\bar{N}$  為  $Z_t$  及  $\eta_t$  計算得到之非條件共變異數；其中， $\eta_t^i = I[Z_t^i < 0] \circ Z_t^i$ ，” $\circ$ ”指 Hadamard product； $I[Z_t^i < 0]$  為指標函數(indicator function)，當  $Z_t^i < 0$  時  $I_{i,t}$  為 1；否則為 0。在  $(\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B)$  為正定化(positive definite)矩陣條件下， $Q_t$  確定為正定矩陣。

#### 四、模型分佈假設 (Distribution)

本計劃擬針對 CDS 利差、債券市場和匯率變動之分佈特性作配置，參考一般文獻多設定在多變量常態分佈假設， $\Theta$  表示  $\hat{\varepsilon}_t$  及  $\mathbf{H}_t$  中所有未知之參數， $T$  代表觀察值個數， $K$  表變量個數。本文之最大概似估計法估計聯立模型體系之對數概似函數如下：

$$L(\Theta) = -\frac{TK}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |\mathbf{H}_t| + \hat{\varepsilon}_t' \mathbf{H}_t^{-1} \hat{\varepsilon}_t) \quad (3.3.10)$$

## 第四章、實證結果

### 第一節 資料選取

本文針對已開發主權國家作探討，考量區域內各國之經濟體質和外匯市場規模等因素，選擇四個主要國家為探討對象，其中選取英國、德國、中國及日本為對象。選取此四個國家為樣本的考量有三點：首先，本選擇研究標的國家皆為已開發國家，經濟體質相近，便於本文議題之分析比較；其次，本文研究對象國家皆為開放經濟體，其金融市場具一定規模，且流動性充足；再者，本文實證考量之研究標的為國際貨幣發展基金會(IMF)SDR 所選擇的準備貨幣，上述標的匯率乃相對於美元計價，皆有一定代表性。綜合上述，本文研究標的主要以英鎊、歐元、人民幣與日圓相對美元為研究標的，提供本文分析之依據。研究資料選取自台灣經濟新報資料庫(TEJ)及 Data Stream 資料庫，以日資料進行分析，刪除缺漏值之後，總樣本數為 2729，樣本資料的研究期間為 2008 年 10 月至 2019 年 03 月，並依據三個可能之結構時期，期能探討不同結構時期匯率、跨國債券利差與 CDS 利差於不同期限之動態關聯。分別為(I)金融危機時期(註 1)、(II)美國量化寬鬆時期(註 2)及(III)美國貨幣政策正常化時期(註 3)。本文研究對象之趨勢圖，如圖(4-1)。

---

註 1: 本文參考 Gündüz and Kaya (2014)捕捉美國 2008 次級房貸風暴時期之結構性改變，定義 2008 年 10 月 07 日雷曼兄弟事件發生到 2009 年 3 月 17 日為金融風暴時期。為簡潔說明，本文後續以「金融危機時期」代表 2008 次貸風暴。

註 2: 本文選擇美國量化寬鬆期間為 2009 年 03 月 18 日到 2014 年 10 月 29 日。為簡潔說明，本文後續以「量化寬鬆時期」為代表作說明。

註 3: 本文美國貨幣政策正常化時期，定義為 2015 年 12 月 16 日美國聯準會首次宣布啟動加息，至 2019 年 03 月 22 日為止。為簡潔說明，本文後續以「貨幣正常化時期」為代表作說明。

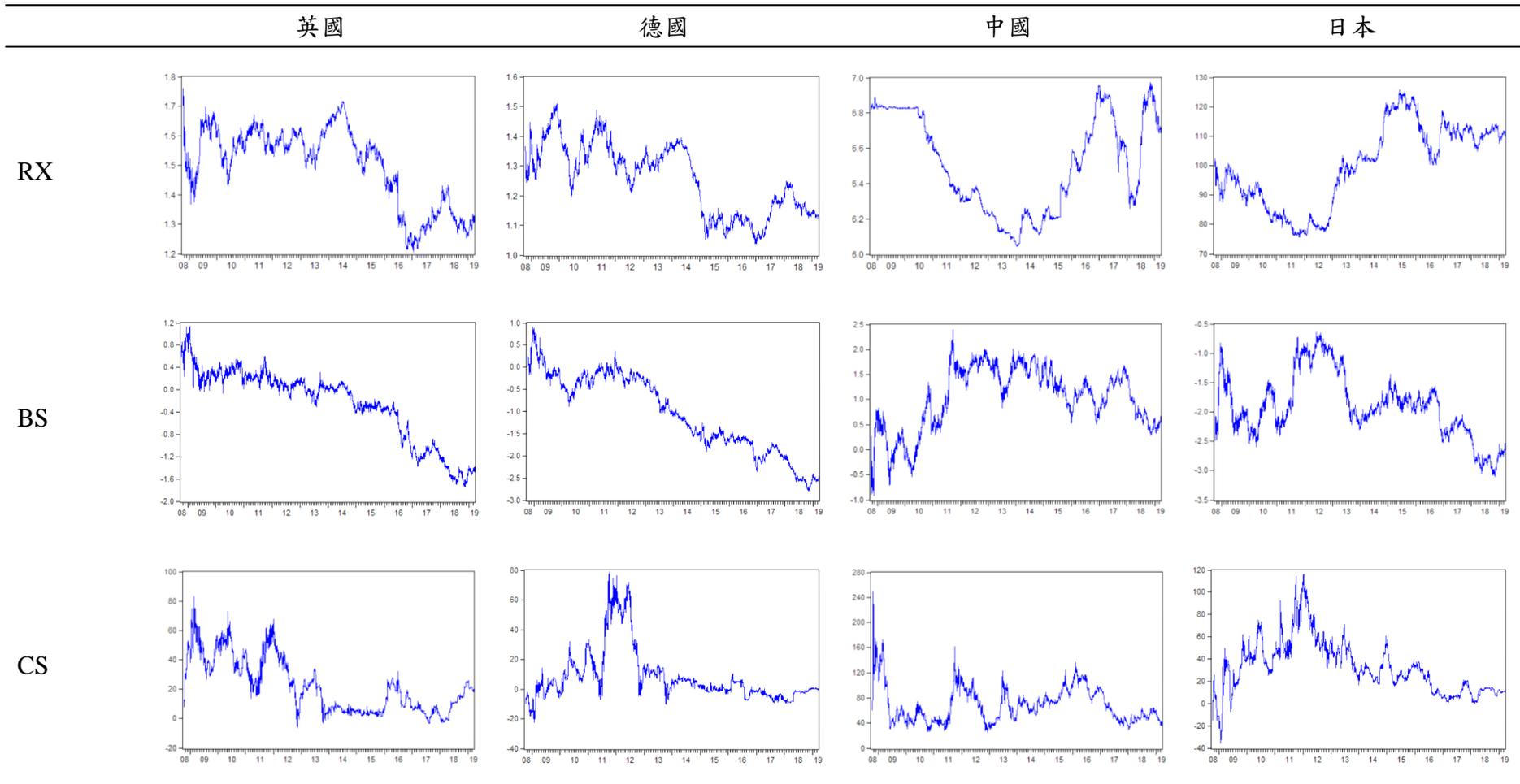


圖 4-1 各變數之趨勢圖

## 第二節 穩定性與敘述統計分析

### (一) 穩定性分析

針對資料穩定性特性分析上，本文利用 ADF(Augmented Dickey-Fuller Test)對所有實證序列之水平資料進行單根檢定，並根據 AIC(Akaike's Information Criterion)法則選取最適落後期數。結果顯示於表 4-2-1，實證顯示各市場 RX、BS 和 CS 之原始資料皆在 5% 顯著水準皆無法拒絕單根檢定，呈現非定態特性；然經一階差分轉換後，所有變數呈現 1% 水準之顯著結果，顯示皆為定態序列。

表 4-2-1 單根檢定統計量

		英國	德國	中國	日本
RX	ADF	-0.957 < 1 >	-0.727 < 0 >	-0.278 < 3 >	0.06 < 0 >
	$\Delta$ ADF	-49.23*** < 0 >	-51.81*** < 0 >	-28.06*** < 2 >	-52.34*** < 0 >
BS	ADF	-0.55 < 3 >	0.60 < 2 >	-1.25 < 1 >	-0.45 < 2 >
	$\Delta$ ADF	-36.43*** < 2 >	-44.43*** < 1 >	-59.79*** < 0 >	-43.28*** < 1 >
CS	ADF	-1.63* < 2 >	-2.92 < 2 >	-1.75* < 2 >	-1.69* < 2 >
	$\Delta$ ADF	-42.46*** < 1 >	-42.66*** < 1 >	-24.92*** < 5 >	-60.23*** < 0 >

說明：1. ADF 為 Augmented Dickey and Fuller (1979) 單根檢定統計量； $\Delta$ ADF 代表變數經自然對數再差分之 ADF 統計量，其臨界值的選取參考 MacKinnon (1996)。

2.<>內為參照 SC 準則所選取之最適落後期數；\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1% 水準下顯著。

### (二) 共整合檢定

在表 4-2-2 各變數都呈現 I(1) 序列的前提下，表 4-2-2 共整合 Trace 和 Max-Eigen 統計量檢定的結果顯示，各國之匯率、債券與 CDS 皆拒絕  $H_0:r=0$  無共整合向量的虛無假設，說明三變數間呈現長期均衡關係，提供本文採用原始資料作分析的基礎，因此後續實證分析皆以原始資料作為研究標的。

表 4-2-2 共整合檢定統計量

H <sub>0</sub>	英國		德國		中國		日本	
	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen
r=0	47.42 [0.00]	25.39 [0.04]	44.14 [0.00]	26.02 [0.03]	50.30 [0.00]	26.84 [0.01]	35.13 [0.05]	18.74 [0.23]
r=1	22.02 [0.01]	15.51 [0.09]	18.12 [0.05]	10.73 [0.33]	23.46 [0.02]	19.85 [0.01]	16.39 [0.09]	13.11 [0.17]
r=2	6.51 [0.01]	6.51 [0.01]	7.39 [0.01]	7.39 [0.01]	3.60 [0.47]	3.60 [0.47]	3.27 [0.07]	3.27 [0.07]

說明：1. r 為共整合向量個數。

2. [] 內代表統計量之 P-value。

### (三) 敘述統計分析

表 4-2-3 為各變數之基本統計量，Panel A 至 Panel C 分別為各國匯率(RX)、債券利差(BS)、信用違約風險(CS)之敘述統計表；其中分為三個時期分別為金融危機時期、美國量化寬鬆時期和美國貨幣正常化時期。首先，針對各國匯率作比較，發現日圓之標準差於金融危機、貨幣量化寬鬆及貨幣正常化時期都明顯高於其他國家之匯率，說明日圓於呈現較大外匯市場波動風險；探究其原因，日本本身避險貨幣的特性，因此在不同結構時期相對其他貨幣呈現較大的波動程度。進一步針對三個不同結構時期作比較，發現歐元、人民幣及日圓在量化寬鬆貨幣時期的波動程度明顯高於其他兩個時期，說明在量化寬鬆貨幣時期，由於美國大量印鈔票造成全球外匯市場相對較大程度的波動。再者，針對跨國債券利差做比較，發現日本跨國債券殖利率於三個不同結構時期明顯低於其他國家殖利率，印證日本實施極度寬鬆貨幣政策，導致於三個時期皆呈現負利率的情況。進一步分析，發現英鎊、歐元和日圓之債券殖利率於金融危機、量化寬鬆和美國貨幣正常化時期呈現遞減的狀態，且於貨幣正常化時期英鎊、歐元及日圓皆呈現負利率的情況，印證本文研究期間各國央行採行更趨寬鬆的貨幣政策，因此導致各國債券殖利率明顯降低。進一步針對各國債券殖利率之標準差做比較，發現中國與日本之債券殖利率於金融

危機機寬鬆貨幣時期之標準差皆高於其他兩個國家，而貨幣正常化時期則以英國及日本之標準差相對較高。綜合上述債券殖利率標準差之觀察，日本債券之波動程度明顯高於其他國家。最後，針對各國 CDS 做觀察，發現中國 CDS 的點差及標準差於三個時期皆高於其他國家；英國 CDS 則在金融危機及貨幣正常化時期之點差及標準差僅次於中國，而高於其他國家；日本 CDS 之點差及標準差則於貨幣寬鬆時期僅次於中國，而相對高於其他國家。綜合上述 CDS 之敘述統計量觀察，發現中國在本文研究期間由於面臨經濟結構調整，包括經濟成長放緩、金融去槓桿、金融市場動盪及供給側改革等，造成對於中國經濟硬著路或軟著路的關切，因此主權信用違約風險相對較高且呈現較大幅度的波動。

表 4-2-3 各變數之敘述統計量-金融危機時期

Panel A	英國			德國			中國			日本		
	RX	BS	CS	RX	BS	CS	RX	BS	CS	RX	BS	CS
平均數	1.500	0.721	47.22	1.308	0.343	-9.330	6.839	0.183	138.24	94.32	-1.604	-2.524
中位數	1.475	0.762	49.00	1.290	0.303	-9.625	6.837	0.381	137.25	93.72	-1.573	-3.000
標準差	0.096	0.241	17.87	0.048	0.285	6.909	0.013	0.515	30.50	3.995	0.470	17.67
偏態係數	1.367*** (0.026)	0.041 (0.026)	8.00*** (0.026)	1.245*** (0.026)	-0.168*** (0.026)	-22.50*** (0.026)	1.998*** (0.026)	-0.873*** (0.026)	-0.055*** (0.026)	0.226*** (0.026)	-0.304*** (0.026)	0.410*** (0.026)
峰態係數	1.760*** (0.103)	1.138*** (0.103)	83.00*** (0.103)	1.448*** (0.103)	0.904*** (0.103)	6.000*** (0.103)	7.658*** (0.103)	2.285*** (0.103)	5.070*** (0.103)	1.765*** (0.103)	1.982*** (0.103)	2.939*** (0.103)
J-B 檢定	28.29 [0.000]	18.21 [0.000]	3.406 [0.182]	18.206 [0.000]	6.673 [0.035]	5.326 [0.070]	182.08 [0.000]	17.20 [0.000]	20.77 [0.000]	8.356 [0.015]	6.798 [0.033]	3.271 [0.195]
Q <sup>2</sup> (10)	407.5 [0.000]	195.18 [0.000]	347.28 [0.000]	258.97 [0.000]	252.69 [0.000]	199.98 [0.000]	218.90 [0.000]	344.88 [0.000]	210.28 [0.000]	209.75 [0.000]	463.29 [0.000]	163.50 [0.000]

說明：1. 偏態與峰態係數之標準差計算方式分別為  $\sqrt{6/T}$  及  $\sqrt{24/T}$ ， $T$  為樣本數。<sup>#</sup>表偏態或峰態係數大於 2 倍漸近標準差。

2. J-B 檢定為 Jarque-Bera 常態分佈檢定。Q 及 Q<sup>2</sup> 分別表示變數及其平方之 Heteroskedastic-Consistent Ljung-Box Q 統計量(Gouriéroux, 1997)。

3. ( )內為所估計參數之標準差；[ ]內之值代表所估計參數之 P 值。

表 4-2-3 各變數之敘述統計量-美國量化寬鬆時期

Panel B	英國			德國			中國			日本		
	RX	BS	CS	RX	BS	CS	RX	BS	CS	RX	BS	CS
平均數	1.591	0.159	30.42	1.347	-0.453	17.35	6.442	1.073	63.20	89.82	-1.685	46.88
中位數	1.597	0.146	31.00	1.344	-0.315	9.829	6.362	1.415	56.02	89.95	-1.878	44.67
標準差	0.056	0.165	17.70	0.063	0.433	20.10	0.272	0.745	23.71	9.339	0.519	21.50
偏態係數	1.397*** (0.002)	-0.306*** (0.002)	-5.970*** (0.002)	1.193*** (0.002)	-1.567*** (0.002)	-10.48*** (0.002)	0.310*** (0.002)	-0.585*** (0.002)	0.852*** (0.002)	0.167*** (0.002)	0.397*** (0.002)	0.770*** (0.002)
峰態係數	1.717*** (0.008)	0.627*** (0.008)	72.82*** (0.008)	1.509*** (0.008)	0.675*** (0.008)	78.77*** (0.008)	1.576*** (0.008)	1.945*** (0.008)	3.222*** (0.008)	1.679*** (0.008)	1.737*** (0.008)	3.639*** (0.008)
J-B 檢定	28.40 [0.000]	15.54 [0.000]	68.16 [0.000]	20.14 [0.000]	142.02 [0.000]	426.52 [0.000]	147.43 [0.000]	151.54 [0.000]	180.49 [0.000]	113.45 [0.000]	135.93 [0.000]	169.62 [0.000]
Q <sup>2</sup> (10)	10157 [0.000]	7318.6 [0.000]	9896.7 [0.000]	11750 [0.000]	12827 [0.000]	12079 [0.000]	14406 [0.000]	12690 [0.000]	7624.6 [0.000]	12978 [0.000]	11830 [0.000]	11442 [0.000]

說明：1. 偏態與峰態係數之標準差計算方式分別為  $\sqrt{6/T}$  及  $\sqrt{24/T}$ ， $T$  為樣本數。\*表偏態或峰態係數大於 2 倍漸近標準差。

2. J-B 檢定為 Jarque-Bera 常態分佈檢定。Q 及 Q<sup>2</sup> 分別表示變數及其平方之 Heteroskedastic-Consistent Ljung-Box Q 統計量(Gouriéroux, 1997)。

3. ( )內為所估計參數之標準差；[ ]內之值代表所估計參數之 P 值。

表 4-2-3 各變數之敘述統計量-美國貨幣正常化時期

Panel C	英國			德國			中國			日本		
	RX	BS	CS	RX	BS	CS	RX	BS	CS	RX	BS	CS
平均數	1.327	-1.095	26.28	1.138	-2.063	-2.179	6.675	0.978	67.86	110.57	-2.350	13.00
中位數	1.312	-1.153	26.79	1.135	-2.020	-1.830	6.673	0.984	57.92	111.09	-2.322	10.91
標準差	0.067	0.412	10.35	0.048	0.368	4.078	0.188	0.351	26.11	4.022	0.420	8.836
偏態係數	1.206*** (0.004)	-1.74***8 (0.004)	6.720*** (0.004)	0.185*** (0.004)	-0.273*** (0.004)	0.321*** (0.004)	-0.352*** (0.004)	-0.056*** (0.004)	0.643*** (0.004)	-0.365*** (0.004)	0.059*** (0.004)	1.126*** (0.004)
峰態係數	1.500*** (0.014)	-0.221*** (0.014)	54.89*** (0.014)	2.515*** (0.014)	1.754*** (0.014)	2.769*** (0.014)	2.105*** (0.014)	1.900*** (0.014)	2.060*** (0.014)	3.633*** (0.014)	1.822*** (0.014)	3.557*** (0.014)
J-B 檢定	57.92 [0.000]	63.50 [0.000]	16.66 [0.000]	13.24 [0.001]	65.77 [0.000]	16.58 [0.000]	46.04 [0.000]	43.42 [0.000]	90.24 [0.000]	33.161 [0.000]	49.85 [0.000]	191.30 [0.000]
Q <sup>2</sup> (10)	5706.6 [0.000]	7833.7 [0.000]	6204.2 [0.000]	7200.2 [0.000]	7741.9 [0.000]	6048.1 [0.000]	7512.1 [0.000]	6597.6 [0.000]	7293.9 [0.000]	5669.4 [0.000]	7200.6 [0.000]	6911.0 [0.000]

說明：1. 偏態與峰態係數之標準差計算方式分別為  $\sqrt{6/T}$  及  $\sqrt{24/T}$ ， $T$  為樣本數。\*表偏態或峰態係數大於 2 倍漸近標準差。

2. J-B 檢定為 Jarque-Bera 常態分佈檢定。Q 及 Q<sup>2</sup> 分別表示變數及其平方之 Heteroskedastic-Consistent Ljung-Box Q 統計量(Gouriéroux, 1997)。

3. ( )內為所估計參數之標準差；[ ]內之值代表所估計參數之 P 值。

### 第三節 實證分析

本文旨在探討匯率、債券與 CDS 動態之影響，並根據不同區域：英國、德國、中國與日本；及不同經濟結構時期：(I)金融危機時期、(II)美國貨幣量化寬鬆時期與(III)貨幣正常化時期，分析匯率與債券利差及 CDS 利差三者動態關係之預測能力。本文特色，期能進一步掌握影響投資人預期的顯著因素。

#### (一) 債券利差(BS)對匯率(RX)之影響

關於表 4-3-1 (I)時期債券利差對匯率之參數估計，實證發現德國呈現 1% 正向顯著估計結果，符合理論預期，說明在美國快速降息下，債券利差擴大，該國經濟情況良好，因此本國貨幣相對升值；此外，日本則為 1% 顯著負向的估計結果，符合預期，說明在美國降息，實施量化寬鬆政策下，債券利差擴大，日圓在金融危機下呈現避險貨幣而逆勢上漲，因此得到負向的估計結果。另一方面實證發現英國與中國皆為不顯著估計結果，探究其原因，於金融危機時期，英國經濟表現相對良好，因此債券與貨幣呈現不顯著估計；由於中國 2005 年到 2014 年，中國的貨幣呈現長線升值，因此造成債券利差與匯率之不顯著估計。

關於(II)時期，實證結果顯示各國估計一致符合理論預期，英國與德國呈現至少 5% 正向顯著估計，說明在美國量化寬鬆環境下，該國債券跨國利差相對上升，本國貨幣相對美元呈現升值，因此兩者呈現正向關係；另一方面，中國與日本得到 1% 顯著負向估計，說明債券殖利率上揚，在弱勢美元影響下，本國貨幣相對美元呈現升值，因此得到負向顯著估計結果。

關於(III)時期，實證顯示英國與中國分別得到正向與負向之顯著估計結果；探究其原因，由於該時期美國啟動加息，英國債券跨國利差相對減少，伴隨英國脫歐動盪，本國貨幣貶值，因此造成債券利差對於英鎊之正向估計。另一方面，中國在該時期債券利差擴大情況，本國貨幣升值，因此亦得到負向顯著估計。

表 4-3-1 債券利差對匯率之參數估計結果

	英國	德國	中國	日本
(I)時期	$\xi_{s_1}^{bs-rx}$			-3.4593*** (0.2952)
	$\xi_{s_2}^{bs-rx}$		0.08563*** (0.01132)	
	$\xi_{s_3}^{bs-rx}$			0.00193 (0.00192)
	$\xi_{s_5}^{bs-rx}$	-0.4914 (0.19816)		
(II)時期	$\xi_{s_1}^{bs-rx}$			-14.428*** (0.1173)
	$\xi_{s_5}^{bs-rx}$	0.00829** (0.00372)	0.03395*** (0.00126)	-0.3481*** (0.00202)
(III)時期	$\xi_{s_1}^{bs-rx}$	0.10574*** (0.00123)	0.0017 (0.00128)	0.2105 (0.1288)
	$\xi_{s_5}^{bs-rx}$			-0.281*** (0.00296)

說明： 1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
2. I 時期為金融危機時期，II 時期為美國量化寬鬆時期，III 時期為美國貨幣正常化時期。

## (二) CDS 利差(CS)對匯率(RX)之影響

關於表 4-3-2 (I)時期 CDS 利差對匯率之參數估計，有別於德國與中國的不顯著估計，英國與日本得到符合預期的顯著結果，說明 CDS 主權違約風險增加，該國貨幣呈現相對貶值的狀態。

關於(II)時期，英國與德國得到 1%負向顯著估計，符合理論的預期，說明在該時期由於歐債風暴導致違約風險增加，因此 CDS 加大造成匯率呈現貶值。另一方面，中國得到 1%正向顯著估計，說明當 CDS 違約風險增加時期，人民幣呈現貶值。值得一提的是，日本呈現 1%顯著負向估計，說明日本違約風險增加時期，日本貨幣呈現反向升值情況；探究其原因，可能因為日本長期實施寬鬆貨幣政策，大量投資人套利交易，因此日圓成為避險貨幣，因此當 CDS 違約風險增加時，日圓呈現反向升值的情況。綜合上述，本文發現當美國實施貨幣量化寬鬆時期，債券與 CDS 對本國匯率之影響大多符合理論預期。

此外，關於(III)時期，該時期由於美國在經濟復甦展望良好下，啟動加息，資金回流美國，美元呈現強勢，然此階段英國脫歐衝擊，因此在 CDS 利差擴大與歐元貶值，形成兩者負向關係。此外，鑑於該時期針對經濟趨穩定，CDS 利差減少，因此日

圓呈現升值，形成 CDS 利差與日圓之正相關；而中國於該階段經歷經濟結構調整，人民幣貶值，因此形成 CDS 利差對於人民幣之負向關係。

表 4-3-2 CDS 利差對匯率之參數估計結果

		英國	德國	中國	日本
(I)時期	$\xi_{S1}^{CS-RX}$	-0.4546*** (0.00284)	.	0.000063 (0.000049)	
	$\xi_{S5}^{CS-RX}$		0.00044 (0.00037)		0.1308*** (0.0072)
(II)時期	$\xi_{S1}^{CS-RX}$				-0.1106*** (0.0028)
	$\xi_{S5}^{CS-RX}$	-0.0014*** (0.000034)	-0.0014*** (0.000027)	0.00184*** (0.000067)	
(III)時期	$\xi_{S5}^{CS-RX}$	0.00042 (0.00031)	-0.006*** (0.00012)	-0.0009*** (0.000058)	0.0836*** (0.0048)

說明： 1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
2. I 時期為金融危機時期，II 時期為美國量化寬鬆時期，III 時期為美國貨幣正常化時期。

### (三)匯率(RX)對債券利差(BS)之影響

關於表 4-3-3(I)時期匯率對債券利差之參數估計，發現英國與德國得到 5%正向顯著估計與預期相符，說明在金融危機時期匯率貶值，兩國在寬鬆貨幣政策降低利率，以刺激景氣，因此得到符合預期正向關係；此外，日本得到 1%負向顯著估計，說明在該金融危機時期，日本貨幣貶值，投資人對未來景氣悲觀，在寬鬆貨幣政策刺激景氣下，債券殖利率利差相對減少，因此得到符合預期的負向顯著關係。

關於(II)時期，英國與德國得到 1%正向顯著的估計結果，符合理論預期，說明當本國貨幣升值時，債券殖利率相對上揚；此外，實證結果顯示，中國與日本皆得到 1%負向顯著的估計結果，說明當本國貨幣升值時期，該國在經濟展望良好的情況下資金流入，因此債券殖利率上揚。

關於(III)時期，在美國加息強勢美元影響下，英國貨幣相對弱勢，面對脫歐導致政經干擾下傾向寬鬆貨幣政策降息，造成債券利差減少，因此形成兩者正向關係。此外中國與日本，在該時期由於美元轉強，因此本國貨幣相對弱勢，央行傾向降息刺激景氣，造成債券殖利率下降，因此形成兩者負向關係。

表 4-3-3 匯率對債券利差之參數估計結果

	英國	德國	中國	日本
(I)時期	$\xi_{\zeta_1}^{rx-bs}$	0.06628** (0.03021)	3.37504*** (0.40993)	-0.1393*** (0.01186)
	$\xi_{\zeta_5}^{rx-bs}$			2.34211 (1.51607)
(II)時期	$\xi_{\zeta_1}^{rx-bs}$		1.52787*** (0.04426)	-2.6846*** (0.01339)
	$\xi_{\zeta_2}^{rx-bs}$	1.14194*** (0.04442)		
	$\xi_{\zeta_5}^{rx-bs}$			-2.0482*** (0.00059)
(III)時期	$\xi_{\zeta_1}^{rx-bs}$		-1.0205*** (0.02328)	-0.0333*** (0.00075)
	$\xi_{\zeta_5}^{rx-bs}$	1.81336*** (0.04537)	2.2664 (1.4974)	

說明： 1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
2. I 時期為金融危機時期，II 時期為美國量化寬鬆時期，III 時期為美國貨幣正常化時期。

#### (四) CDS 利差(CS)對債券利差(BS)之影響

表 4-3-4(I)時期 CDS 利差對債券利差之參數估計部分，發現德國得到 1% 負向顯著的估計結果，符合預期，說明 CDS 違約風險增加時期，該國傾向寬鬆貨幣政策，降低利率以刺激景氣，因此得到顯著的負向結果；中國在 10% 的顯著水準亦得到符合預期的負向估計結果，說明 CDS 違約風險增加時期，貨幣當局傾向實施貨幣寬鬆政策以刺激景氣。本文實證結果發現，英國與日本都得到不顯著的估計結果，探究其原因，在該時期英國的經濟表現相對良好，或許因此得到不顯著的估計結果；此外，日本得到不顯著的估計結果，可能原因是日圓同時扮演本國貨幣與避險貨幣的角色，因此在該時期縱使 CDS 違約風險影響對日本得到不顯著的估計結果。

關於(II)時期，CDS 對債券之參數估計，顯示各國皆得到 1% 正向顯著的估計結果，探究其可能原因，當各國面對 CDS 主權違約風險增加時期，鑒於美國實施貨幣量化寬鬆政策，因此各國的債券利差反而相對增加，或許造成兩者呈現正相關的可能原因。

關於(III)時期，相對英國與德國之不顯著估計，中國與日本皆得到負向顯著結果。探究其原因，因此兩國 CDS 利差擴大，主權違約風險增加時期，兩國央行傾向寬鬆貨幣政策，因此債券利差減少，造成兩者負向關係。

表 4-3-4 CDS 利差對債券利差之參數估計結果

	英國	德國	中國	日本
(I)時期	$\xi_{1}^{cs-bs}$ 0.00038 (0.0003)	.	-0.0021* (0.00129)	
	$\xi_{4}^{cs-bs}$	-0.0158*** (0.00168)		
	$\xi_{5}^{cs-bs}$			0.01374 (0.01178)
(II)時期	$\xi_{1}^{cs-bs}$		0.0043*** (0.00016)	
	$\xi_{2}^{cs-bs}$ 0.00574*** (0.00014)			
	$\xi_{3}^{cs-bs}$			0.0093*** (0.00022)
	$\xi_{5}^{cs-bs}$	0.00237*** (0.00016)		
(III)時期	$\xi_{1}^{cs-bs}$	0.0083 (0.0088)		
	$\xi_{5}^{cs-bs}$ 0.03171 (0.00041)		-0.0042*** (0.0001)	-0.01453*** (0.00032)

說明： 1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
2. I 時期為金融危機時期，II 時期為美國量化寬鬆時期，III 時期為美國貨幣正常化時期。

#### (五) 匯率(RX)對 CDS 利差(CS)之影響

關於表 4-3-5(I)時期匯率對 CDS 利差之參數估計，發現英國與德國得到符合預期 1%負向顯著的估計結果，中國亦得到符合預期 1%正向顯著的估計結果，說明貨幣貶值通常伴隨著 CDS 違約風險的增加，本文實證發現日本得到不顯著的估計結果，探究其原因，由於日本本身同時扮演本國貨幣與避險貨幣的角色，因此在金融危機時期，匯率的變化無法得到一致性的估計結果。

此外，關於(II)時期各國估計顯示普遍符合理論預期，包括英國與德國得到 1%負向顯著的估計結果，說明該國貨幣升值，投資人對於經濟展望良好的情況下，CDS 違約風險相對下降，因此呈現負向的顯著關係。另一方面，日本得到 1%負向顯著的估計結果，其可能反應日圓做為避險貨幣，當貨幣升值時期，通常代表經濟動盪，因此 CDS 違約風險增加，造成兩者呈現負向顯著的關係。

再者，關於(III)時期，匯率對 CDS 利差影響部分，德國得到符合預期負向顯著估計，說明在該時期英國脫歐，干擾歐元貶值，造成 CDS 利差擴大，因此形成負向關係；然而中國與日本，則在貨幣貶值下，CDS 利差擴大，得到負向顯著估計結果。

表 4-3-5 匯率對 CDS 利差之參數估計結果

	英國	德國	中國	日本	
(I)時期	$\xi_{\zeta_1}^{rx-CS}$	-152.7*** (0.7696)	.		
	$\xi_{\zeta_2}^{rx-CS}$		-10.3698*** (6.0156)		
	$\xi_{\zeta_4}^{rx-CS}$			3.1891 (0.2827)	
	$\xi_{\zeta_5}^{rx-CS}$			443.277*** (22.228)	
	$\xi_{\zeta_1}^{rx-CS}$	-178.37*** (3.4939)	-67.769*** (2.4117)		-0.8005*** (0.01423)
(II)時期	$\xi_{\zeta_5}^{rx-CS}$		0.1654 (3.6088)		
	$\xi_{\zeta_1}^{rx-CS}$		-31.002*** (0.9427)	16.8646*** (3.7402)	1.2412*** (0.0183)
(III)時期	$\xi_{\zeta_5}^{rx-CS}$	0.2059 (0.1615)			

說明： 1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
2. I 時期為金融危機時期，II 時期為美國量化寬鬆時期，III 時期為美國貨幣正常化時期。

#### (六) 債券利差(BS)對 CDS 利差(CS)之影響

關於表 4-3-6(I)時期債券利差對 CDS 利差之參數估計，發現德國與中國都得到符合預期 1%負向顯著的估計結果，說明在債券利差下跌情況下，通常代表投資人對未來景氣展望悲觀，違約風險增加，形成兩者負向顯著估計結果。本文發現，英國與日本都得到不顯著的估計結果，或許由於金融危機時期，英國當時經濟情況良好與日本同時扮演本國貨幣與避險貨幣的特質有關。

關於(II)時期各國一致得到 1%正向顯著估計，探究可能原因，該時期各國追隨美國實施量化寬鬆政策，因此跨國債券利差相對減少，在降息刺激釋放流動性下，CDS 違約機率減少，因此兩者呈現正向顯著關係。

在(III)時期債券利差對 CDS 參數估計，英國、德國與中國都得到負向顯著估計，說明在美國啟動加息政策下，該時期英國脫歐政經干擾及中國經濟結構改革，債券跨國利差減少，造成各國 CDS 違約風險增加，因此形成負向關係。此外，由於日圓避險角色，因此形成日本債券利差對 CDS 利差之正向估計結果。

表 4-3-6 債券利差對 CDS 利差之參數估計結果

		英國	德國	中國	日本
(I)時期	$\xi_{1}^{bs-cs}$	1.3989 (1.2324)	-15.571*** (0.6711)		
	$\xi_{5}^{bs-cs}$			-5.4129*** (1.9541)	1.8348 (1.988)
(II)時期	$\xi_{1}^{bs-cs}$	42.1614*** (1.3486)	3.6447*** (0.17)		6.48668*** (0.24128)
	$\xi_{5}^{bs-cs}$			0.9103*** (0.009)	
(III)時期	$\xi_{1}^{bs-cs}$	-3.8949*** (0.0999)			8.0978*** (0.156)
	$\xi_{5}^{bs-cs}$		-6.7628*** (0.1034)	-5.8484*** (1.3878)	

說明： 1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
 2. I 時期為金融危機時期，II 時期為美國量化寬鬆時期，III 時期為美國貨幣正常化時期。

### (七) 條件變異數之實證結果

表 4-3-7 為匯率(RX)、債券利差(BS)和 CDS 利差(CS)之條件變異數參數估計。針對自身市場波動性部份，實證模型顯示各個變數 (RS、BS、CS)之 GARCH 參數( $\alpha_{1,k}$ )及 ARCH 參數( $\beta_{1,k}$ )普遍呈現正向顯著估計，說明各變數皆呈現大波動跟隨大波動、小波動跟隨小波動之叢聚特性。本文重要發現，相較於傳統文獻指出金融市場普遍存在波動隨時間改變之叢聚特性，本文研究首度證實，債券利差與 CDS 利差亦存在波動叢聚性質，證實本文採用 GARCH 模型配適的合理性。

表 4-3-7 條件變異數之參數估計結果

Panel A 匯率方程式		英國	德國	中國	日本
(I)時期	$\omega^{rx}$	0.21727** (0.10594)	0.01204 (0.01083)	0.00064* (0.00035)	0.2081* (0.1157)
	$\alpha_1^{rx}$	0.0344** (0.2938)	0.235** (0.2942)	0.5794*** (0.2097)	0.4779** (0.1129)
	$\beta_1^{rx}$	0.1009 (0.1771)	0.3494 (0.2212)	0.3383*** (0.0448)	0.0827 (0.1129)
(II)時期	$\omega^{rx}$	0.00671*** (0.00161)	0.00625*** (0.00119)	0.01669*** (0.00598)	0.2223*** (0.0665)
	$\alpha_1^{rx}$	0.0602*** (0.1268)	0.0353*** (0.1376)	0.313*** (0.0685)	0.223*** (0.0813)
	$\beta_1^{rx}$	0.9222*** (0.0903)	0.9547*** (0.0512)	0.5403*** (0.0723)	0.7662*** (0.0859)
(III)時期	$\omega^{rx}$	0.00202 (0.00246)	0.0035*** (0.00107)	0.015447*** (0.00581)	0.2554*** (0.0631)
	$\alpha_1^{rx}$	0.0539*** (0.1514)	0.0699*** (0.1757)	0.0049*** (0.1857)	0.0112*** (0.1521)
	$\beta_1^{rx}$	0.9361*** (0.1022)	0.8826*** (0.0833)	0.9851*** (0.0608)	0.9866*** (0.0579)

說明： 1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
2. I 時期為金融危機時期，II 時期為美國量化寬鬆時期，III 時期為美國貨幣正常化時期。

表 4-3-7 條件變異數之參數估計結果(續)

Panel B 債券利差方程式					
		英國	德國	中國	日本
(I)時期	$\varpi^{bs}$	0.007717*** (0.00234)	0.06039*** (0.019)	0.04225** (0.01969)	0.22664 (0.14974)
	$\alpha_1^{bs}$	0.0054*** (0.3730)	0.3874** (0.2370)	0.1966*** (0.3871)	0.354*** (0.2452)
	$\beta_1^{bs}$	0.5756*** (0.1758)	0.2571* (0.1780)	0.6121*** (0.1491)	0.0022 (0.3191)
(II)時期	$\varpi^{bs}$	0.0072*** (0.00194)	0.01637*** (0.00348)	0.02683*** (0.00657)	0.1924*** (0.04377)
	$\alpha_1^{bs}$	0.3172*** (0.0523)	0.2128*** (0.0606)	0.1355*** (0.0516)	0.0726*** (0.0738)
	$\beta_1^{bs}$	0.6578*** (0.0615)	0.7092*** (0.0798)	0.7977*** (0.0569)	0.8872*** (0.0713)
(III)時期	$\varpi^{bs}$	0.00577*** (0.00096)	0.01114*** (0.00142)	0.00993*** (0.00017)	0.01314*** (0.00444)
	$\alpha_1^{bs}$	0.3657*** (0.0803)	0.1769*** (0.0626)	0.9315*** (0.1722)	0.2499** (0.1123)
	$\beta_1^{bs}$	0.5328*** (0.0693)	0.8131*** (0.0626)	0.0013*** (0.0928)	0.7236*** (0.117)

說明： 1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
2. I 時期為金融危機時期，II 時期為美國量化寬鬆時期，III 時期為美國貨幣正常化時期。

表 4-3-7 條件變異數之參數估計結果(續)

Panel C CDS 利差方程式		英國	德國	中國	日本
(I)時期	$\bar{\omega}^{cs}$	2.8179*** (0.8865)	0.1937*** (0.6465)	9.9008*** (4.0608)	0.1654*** (1.1121)
	$\alpha_1^{cs}$	0.1774* (0.078)	0.337** (0.1014)	0.3559*** (0.0775)	0.6577*** (0.0025)
	$\beta_1^{cx}$	0.8096*** (0.2896)	0.3797*** (0.0642)	0.6234*** (0.0903)	0.1579*** (0.0074)
(II)時期	$\bar{\omega}^{cs}$	0.1831*** (0.1924)	1.2444*** (0.2613)	3.1639*** (0.7741)	30.5094*** (10.119)
	$\alpha_1^{cs}$	0.3936*** (0.0516)	0.228*** (0.0577)	0.5156*** (0.0513)	0.1628*** (0.0606)
	$\beta_1^{cx}$	0.5964*** (0.0516)	0.762*** (0.0577)	0.3803*** (0.0548)	0.7907*** (0.0765)
(III)時期	$\bar{\omega}^{cs}$	0.4826*** (0.1175)	0.0646*** (0.0168)	3.1777*** (1.1968)	1.8911*** (0.3158)
	$\alpha_1^{cs}$	0.2059** (0.0871)	0.3776*** (0.0601)	0.0281*** (0.0836)	0.0121*** (0.1522)
	$\beta_1^{cx}$	0.7841*** (0.0871)	0.5716*** (0.0816)	0.9409*** (0.1178)	0.9583*** (0.0575)

說明： 1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
2. I 時期為金融危機時期，II 時期為美國量化寬鬆時期，III 時期為美國貨幣正常化時期。

### (八)條件共變異數模型

表 4-3-8 為條件共變異數之參數估計結果。實證結果顯示模型 A 和 B 之參數普遍呈現顯著正向估計，參數 A 代表 RX、BS 和 CS 兩兩間之前期衝擊對於共變異程度具顯著影響；參數 B 則代表前期共變異資訊存在共變異的持續性。本文估計普遍顯著的參數 A 和 B，顯示本文採用隨時間改變之動態共變異數模型的合理性。

表 4-3-8 條件共變異數參數之估計結果

		英國	德國	中國	日本
(I)時期	A	0.2381*** (0.0657)	0.1603*** (0.0402)	0.2343*** (0.0509)	0.1823*** (0.0387)
	B		0.3564*** (0.1369)	0.0599 (0.1332)	0.2268 (0.2078)
(II)時期	A	0.2787*** (0.02)	0.3417*** (0.0203)	0.3054*** (0.0186)	0.3054*** (0.0186)
	B	0.618*** (0.0301)	0.5822*** (0.0269)	0.4665*** (0.036)	0.4665*** (0.036)
(III)時期	A	0.2678*** (0.021)	0.3473*** (0.0264)	0.3665*** (0.0286)	0.4027*** (0.0298)
	B	0.6941*** (0.026)	0.5589*** (0.0364)	0.5627*** (0.0371)	0.4825*** (0.0414)

說明： 1. \*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
2. I 時期為金融危機時期，II 時期為美國量化寬鬆時期，III 時期為美國貨幣正常化時期。

## 第五章、結論與建議

### 第一節 結論

本文實證考量國際貨幣發展基金會(IMF)，特別提款權(SDR)選擇之準備貨幣，包括英鎊、歐元、日圓與人民幣相對於美元為研究標的，探討各國貨幣匯率和債券利差及 CDS 利差之動態關聯，並分析不同主權國家於外匯市場、信用衍生性商品市場及固定收益市場之交互影響差異。此外，本文特色之一，擬針對不同經濟結構時期，包括金融危機時期、美國量化寬鬆貨幣政策時期及美國貨幣正常化時期，探討不同國家於不同經濟結構時期，三者動態行為之差異，提供政府政策及投資人決策實務之參考。

首先，實證結果發現，債券利差與匯率存在顯著交互影響，整體而言，於美國量化寬鬆貨幣政策時期，發現債券利差擴大時期，伴隨本國貨幣呈現升值情況。具體而言，英國與德國呈現正向顯著結果，中國與日本則呈現負向顯著結果。進一步觀察三個不同經濟結構時期亦發現，英國與德國普遍呈現正向顯著估計，而中國與日本則多呈現負向顯著估計。

再者，針對 CDS 利差與匯率之交互關係，結果發現於美國量化寬鬆貨幣政策時期得到較為一致的結果，發現英國、德國與中國信用違約風險擴大時，通常伴隨匯率之貶值，值得一提的是，當信用違約風險增加時，日本卻是反向呈現升值的情形，可能因日圓為全球避險貨幣，因此在全球信用違約風險增加時，日圓呈現反向升值走勢的情況。

針對 CDS 利差與債券利差之交互關係，實證顯示金融危機與美國貨幣正常化時期，兩者普遍呈現負向關係。其中，美國量化寬鬆貨幣政策期間，都得到正向顯著的估計結果；因為全球主要國家追隨美國實施貨幣寬鬆政策，所以債券利差減少，伴隨著金融情勢穩定，CDS 違約風險降低，所以兩者呈現正向顯著關係。

整體而言，本文發現匯率、債券利差與 CDS 利差於美國量化寬鬆貨幣政策時期得到較為一致且符合預期之結果，其可能原因是由於金融危機和美國啟動加息時期，在美元轉強下，導致三者關係產生改變所致。

## 第二節 未來研究建議

針對本文不足之處，未來研究可考慮針對以下方向做擴充：

1. 針對本文實證模型考量之內生變數，包括匯率、債券利差與 CDS 利差，未來研究可進一步考量將相關之控制變數納入考量，包括借貸利率成本、全球性恐慌變數、流動性風險變數及國家景氣變數等，可提供實證模型更加周延的估計結果。
2. 本文研究主要針對國際貨幣發展基金會所認可之國際準備貨幣作探討，未來研究可進一步推廣至其他新興市場，諸如：巴西、南非、俄羅斯及印尼等各區域主要經濟體，據以提供已開發國家及開發中國家間差異之進一步分析。
3. 針對債券與 CDS 之相關研究，未來可考慮針對不同期限結構作探討，據以分析是否不同期限可提供更多資訊內涵，以增強實證模型的解釋能力，提供政府決策與投資實務之參考。

## 參考資料

### (一) 中文文獻

1. 曾志堅、江洲 (2007),「關於我國股票市場與債券市場收益率聯動性的實證研究」,當代財經,9,58-64。

## (二) 外文文獻

1. Adrian Pagan, and Michael Wickens. (1989), A Survey of Some Recent Econometric Methods. *Economic Journal* 99(398), 962-1025.
2. Anil K. Bera, and Sangwhan Kim. (2002), Testing constancy of correlation and other specifications of the BGARCH model with an application to international equity returns. *Journal of Empirical Finance* 9(2), 171-195.
3. Ang, A., and Longstaff, F. A. (2013), Systemic sovereign credit risk: Lessons from the US and Europe, *Journal of Monetary Economics* 60(5), 493-510.
4. Antonio Afonso, Davide Furceri and Pedro Gomes. (2012), Sovereign credit ratings and financial markets linkages: Application to European data, *Journal of International Money and Finance* 31(3), 606-638.
5. Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., and Vega, C. (2007), Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets, *Journal of International Economics* 73, 251–277.
6. Aunon-Nerin D., Cossin D., Hricko T., Huang Z. (2002) Exploring for the Determinants of Credit Risk in Credit Default Swap Transaction Data: Is Fixed Income Markets' Information Sufficient to Evaluate Credit Risk? *University of Lausanne*, 65.
7. Augustin, P., and Tédongap, R. (2016), Real economic shocks and sovereign credit risk, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 51(2), 541-587.
8. Ammer J., Cai F. (2011). Sovereign CDS and bond pricing dynamics in emerging markets: does the cheapest-to-deliver option matter? *Journal of International Financial Markets* 21, 369-387.
9. Blanco, R., Brennan, S., and Marsh, I. W. (2005), An empirical analysis of the dynamic relation between investment-grade bonds and credit default swaps, *The journal of Finance* 60(5), 2255-2281.

10. Black, F., and Scholes, M. (1976), Taxes and the pricing of options, *The Journal of Finance* 31(2), 319-332.
11. Bodart, V., and P. Reding. (1999), Exchange Rate Regime, Volatility and International Correlations on Bond and Stock Markets. *Journal of International Money and Finance* 18, 133-151.
12. Bollerslev, T. (1986), Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
13. Bollerslev, T., Engle R. F., and Wooldridge J. M. (1988), A capital asset pricing model with time-varying covariance. *Journal of Political Economy* 96, 116–131.
14. Bollerslev, T. (1990). Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model. *Review of Economics and Statistics*, 72, 498-505.
15. Cappiello, L., Engle R., and Sheppard K. (2006). Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. *Journal of Financial Econometrics* 4, 537-572.
16. Calice, G., Chen, J., and Williams, J. (2013), Liquidity spillovers in sovereign bond and CDS markets: An analysis of the Eurozone sovereign debt crisis, *Journal of Economic Behavior & Organization* 85, 122-143.
17. Chordia, T., R. Roll, and A. Subrahmanyam. (2005), Evidence on the speed of convergence to market efficiency, *Journal of Financial Economics* 76, 271-292.
18. Chow, E. H., Lee, W., and Solt, M. (1997), The Exchange-Rate Risk Exposure of Asset Returns, *The Journal of Business* 70(1), 105-23.
19. Charles R. Nelson, Charles R. Plosser. (1982), Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics* 10(2), 139-162.
20. Duffie D. (1999). Credit swap valuation, *Financial Analysts' Journal* 83, 635-665.
21. David A. Dickey and Wayne A. Fuller (1979), Distribution of the Estimators for

- Autoregressive Time Series With a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* 74(366), 427-431.
22. David Dickey and Wayne A Fuller. (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* 49(4), 1057-72.
  23. Della Corte P., Sarno L., Schmeling M., Wagner C. (2015), Exchange rates and sovereign risk, *Social Science Research Network*, 1-80.
  24. De Goeij, P., and Marquering, W. (2004). Modeling the conditional covariance between stock and bond returns: A Multivariate GARCH Approach, *Journal of Financial Econometrics* 2, 531-564.
  25. Delatte, A., and Antonia. (2012), Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries, *Journal of Macroeconomics* 34(3), 833-844.
  26. David A. Dickey and Wayne A. Fuller. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association* 74(366), 427-431.
  27. David Dickey and Wayne A Fuller (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica* 49(4), 1057-72
  28. Duyvesteyn, Johan G. and Martens, Martin P.E. (2014). Emerging Government Bond Market Timing. *Journal of Fixed Income* 3, 23.
  29. Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate GARCH models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339- 350.
  30. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica* 50, 987-1008.
  31. Engle, R., V. Ng, and Rothschild M. (1990). Asset pricing with a Factor-ARCH covariance structure. *Journal of Econometrics* 45, 235-7.
  32. Engle, R. F., and Kroner, K. F. (1995). Multivariate simultaneous generalized ARCH. *Econometric Theory* 11, 122-150.

33. Engle, R. (2002), Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate GARCH models, *Journal of Business and Economic Statistics* 20(3), 339- 350.
34. Erdogan, O., Bennett, P., and Ozyildirim, C. (2014), Recession prediction using yield curve and stock market liquidity deviation measures, *Review of Finance* 19(1), 407-422.
35. Estrella, Arturo, (2005), Why does the yield curve predict output and inflation? *The Economic Journal* 115, 722–744.
36. F.A. Longstaff, J. Pan, L. Pedersen, K. Singleton (2011). How sovereign is sovereign risk? *American Economic Journal: Macroeconomics* 3(2), 75-103.
37. Fender, I., Hayo, B., and Neuenkirch, M. (2012), Daily pricing of emerging market sovereign CDS before and during the global financial crisis, *Journal of Banking and Finance* 36(10), 2786-2794.
38. Gadanecz, B., Miyajima, K., and Shu, C. (2018), Emerging market local currency sovereign bond yields: The role of exchange rate risk, *International Review of Economics and Finance* 57, 371-401.
39. Giorgia Palladini, and Richard Portes (2011), Sovereign CDS and Bond Pricing Dynamics in the Euro-area, *NBER Working Paper*.
40. Giovanni Calice, and Ming Zeng (2018), The Term Structure of Sovereign CDS and the Cross-Section, *Exchange Rate Predictability*.
41. Glosten, Jagannathan, R., and Runkle. (1993), On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, *Journal of Finance* 48(5), 1779-1801.
42. Hui C.H., Fong T.P.W. (2015). Price cointegration between sovereign CDS and currency option markets in the financial crises of 2007–2013. *International Review of Economics & Finance* 40, 174-190.
43. Han, B., and Zhou, Y. (2015), Understanding the term structure of credit default swap spreads, *Journal of Empirical Finance* 31, 18-35.
44. Hassan Kabir M., SelimKayhan and Tayfur Bayat (2017), Does credit default swap spread affect the value of the Turkish LIRA against the U.S. dollar? *Borsa Istanbul Review* 17(1), 1-9.

45. Jun Pan and Kenneth J. Singleton (2008). Default and Recovery Implicit in the Term Structure of Sovereign CDS Spreads, *The Journal of Finance* 63(5), 2345-2384.
46. Jens Grunert, Lars Norden and Martin Weber (2005), The role of non-financial factors in internal credit ratings, *Journal of Banking & Finance* 29(2), 509-531.
47. Kalbaska A. and Gątkowski M. (2012), Eurozone sovereign contagion: Evidence from the CDS market (2005–2010), *Journal of Economic Behavior & Organization* 83(3), 657-673.
48. Kar, M., Bayat, T., and Kayhan, S. (2016), Impacts of credit default swaps on volatility of the exchange rate in Turkey: The case of Euro, *International Journal of Financial Studies* 4(3), 14.
49. Kroner, K. F. and Ng, V. K. (1998), Modeling asymmetric comovements of asset return. *Review of Financial Studies* 11, 817-844.
50. Lars Norden and Martin Weber (2004). Informational efficiency of credit default swap and stock markets: The impact of credit rating announcements, *Journal of Banking & Finance* 28(11), 2813-2843.
51. Lars Norden and Martin Weber (2009), The Co-movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets: an Empirical Analysis, *European Financial Management* 15(3), 529-562.
52. Longstaff, F., Mithal, S., Neis, E. (2003), The Credit-Default Swap Market: Is Credit Protection Priced Correctly? *Anderson School at UCLA*.
53. Mansoor Dailami, Paul Masson and Jean Jose Padou (2008), Global monetary conditions versus country-specific factors in the determination of emerging market debt spreads, *Journal of International Money and Finance*, 27(8), 1325-1336.
54. Merton R.C. (1974), On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates, *Journal of Finance* 29 (2), 449-470.
55. Naohiko Baba and Masakazu Inada. (2009), Why do Japanese regional banks issue subordinated debts? *Japan and the World Economy*, 21 (4), 358-364.
56. Nelson, C. R., and Plosser, C. I. (1982), Trend and random walks in macroeconomic time series, *Journal of Monetary Economics* 10, 139-162

57. Patrick Trutwein and Dirk Schiereck. (2011), The fast and the furious--Stock returns and CDS of financial institutions under stress, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(2), 157-175.
58. Paresh Narayan, Susan Sharma and Kannan Thuraiamy. (2014), An analysis of price discovery from panel data models of CDS and equity returns, *Journal of Banking & Finance*, 41(c), 167-177.
59. P. Carr, L. Wu. (2007), Theory and evidence on the dynamic interactions between sovereign credit default swaps and currency options *Journal of Banking & Finance*, 31(8), 2383-2403.
60. Pagan, A., and Wickens M. (1989), A Survey of Some Recent Econometric Methods, *Economic Journal* 99(398), 962-1025.
61. Ross, S. (1989), Information and Volatility: The Non-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy. *Journal of Finance* 44, 11-17.
62. Santiago Forte and Juan Ignacio Peña. (2009), Credit spreads: An empirical analysis on the informational content of stocks, bonds, and CDS, *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 2013-2025.
63. Santiago Forte and Lidija Lovreta. (2015), Time-varying Credit Risk Discovery in the Stock and CDS Markets: Evidence from Quiet and Crisis Times. *European Financial Management* 21(3), 430-461.
64. Said E. Said, David A. Dickey. (1984), Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order, *Biometrika* 71(3), 599-607.
65. Simon Kwan (1996), Firm-specific information and the correlation between individual stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 40(1), 63-80.
66. Tse, Y.K. (2000), A Test for Constant correlations in a multivariate GARCH Model. *Journal of Econometrics* 98, 107-127.
67. Tse, Y.K., and K.C. Tsui (2002), A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 351-362.

68. Turner, P. (2014), The global long-term interest rate, financial risks and policy choices in EMEs, *BIS Working Papers*, 441.
69. Viral Acharya and Timothy C. Johnson. (2007), Insider trading in credit derivatives., *Journal of Financial Economics* 84(1), 110-141.
70. Wheelock, D.C. and M. E. Wohar. (2009), Can the Term Spread Predict Output Growth and Recessions? A Survey of the Literature, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 91(5), 419-40.
71. Xiaoling Pu, and Jianing Zhang (2012), Sovereign CDS Spreads, Volatility, and Liquidity: Evidence from 2010 German Short Sale Ban. *The Financial Review* 47(1), 171-197.
72. Zhu, H. (2006), An empirical comparison of credit spreads between the bond market and the credit default swap market, *Journal of Financial Services Research* 29(3), 211-235.