

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

信用違約交換與主權債券動態影響之研究

The Dynamic Relation between Credit Default Swaps and
Sovereign Bond Markets

指導教授：王凱立 博士

研究生：何培慈

中華民國 101 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 何培慈 君

所提之論文(中文)：信用違約交換與主權債券動態影響之研究

(英文)：The Dynamic Relation between Credit Default

Swaps and Sovereign Bond Markets

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

學位考試委員會

召集人 楊漢為 教授

考試委員 王如之 教授 陳昭君 教授

林月能 教授 鄧一博 教授

指導教授 王如之 教授 教授

系所主任 張景和 教授

中華民國

年

月

日

摘要

本文主要研究 PIIGS—葡萄牙、義大利、愛爾蘭、希臘及西班牙五個國家。模型一以 ADCC-MGARCH 模型分析信用違約交換與主權債券市場間動態相關性，並探討在高投資人情緒及高恐慌情緒時，對信用違約交換及主權債券兩市場的影響；模型二使用向量自我迴歸模型來分析信用違約交換與主權債券市場間之信用與流動性價差的關係。

模型一實證結果顯示，信用違約交換與主權債券兩市場間具有雙向且為正的回饋關係，本文並發現信用違約交換不論在價格報酬或訊息傳導皆扮演重要外溢傳導的主導角色，而在投資人情緒樂觀下，主權債券殖利率對於信用違約交換價格呈現正向影響。另在模型二中，本文發現信用違約交換與主權債券間之交互傳導機制主要著重在信用價差間的交互傳導進行，提供投資人在兩商品的投資或套利決策的參考；本文也發現投資人情緒對於主權債券信用價差及信用違約交換信用價差皆呈現正向顯著影響。

關鍵詞：信用違約交換、主權債券、信用價差、流動性價差、ADCC-MGARCH、向量自我迴歸模型

Abstract

This paper analyzes the dynamic interrelation between sovereign bond and their associated credit default swaps (CDS) among PIIGS by the ADCC-MGARCH model, and by that time the investors' emotion are in a high mood and in panic, the impact on the markets, and researches the relationships of credit and liquidity spread between CDS and sovereign bond markets by the VAR methodology.

The results as following: There is a positive feedback relationship between CDS and bond markets. And CDS plays an important role in price-return and information spillover. As investors are optimistic, the yield rate has a positive influence on CDS' price. The major interaction mechanism between CDS and sovereign bond is credit spreads' interactive delivery, as a reference to provide investors to make decisions. And the investors' emotion play a positive role in CDS and bonds credit spreads.

Keywords: Credit default swaps, Sovereign bond, Credit spread, Liquidity spread, ADCC-MGARCH, VAR

目錄

第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的與架構.....	7
第二章 文獻回顧.....	8
第一節 信用違約交換、債券市場間之相關文獻.....	8
第二節 投資人情緒文獻發展.....	10
第三章 研究方法.....	12
第一節 實證模型.....	12
第四章 實證分析.....	20
第一節 資料來源與資料描述.....	20
第二節 實證結果分析.....	26
第五章 結論.....	38
參考文獻.....	40
附錄一.....	44

表目錄

【表 1】PIIGS 各國資料研究期間及資料筆數.....	20
【表 2】單根檢定.....	23
【表 3】各變數之敘述統計量.....	25
【表 4】CDS 與主權債券 ADCC-GARCH 模型	27
【表 5】CDS 與主權債券 ADCC-GARCH 模型條件變異式參數估計	30
【表 6】相關係數參數估計結果	31
【表 7】CDS 及主權債券 VAR 模型.....	34

圖目錄

【圖 1】PIIGS 各國之 CDS 價格與主權債券利率原始資料走勢圖.....	21
【圖 2】歐洲恐慌指數原始資料走勢圖.....	22

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

2007 年當全球股市呈現一片繁榮景象時，美國次級房貸市場(sub-prime mortgage) 危機爆發，不僅影響美國當地，更是波及全球股市。次貸危機之所以會衍生為全球化的金融風暴，關鍵在於國際信用衍生商品的普遍使用及資本證券化的過程，讓全球皆承受信用風險。金融機構將次級房貸的債權加以證券化後，依風險高低予以分類出售，其中風險較高的再包裝成高利率的金融商品，如擔保債權憑證(Collateralized-debt obligation, CDO)等衍生性金融商品，售予追求高利的全球投資人，特別是避險基金；而在證券化的過程中，透過投資銀行的信用增強(credit-enhancement)，國際信評機構均給予次級房貸包裝的債券很高的評價，且適逢全球資金氾濫，因此吸引投資人搶購，全球信用過度膨脹。

但好景不常，房貸違約率的上升，連帶影響相關連結金融商品之價格下跌、結構型金融商品市場萎縮，資金及流動性不足，銀行則被緊縮信用，房屋買氣下滑以及房價下跌，使房貸違約率再度提升，造成相關放款金融業者不堪虧損，分別在 2008 年 3、7、9 月份引發美國貝爾斯登(Bear Stearns)、二房(房利美 FNMA 房地美 FHLMC)、雷曼兄弟(Lehman Brothers)等機構的信用危機事件，雷曼兄弟甚至於申請破產，透過金融資本層層的連鎖效應，全球主要金融機構的次級房貸的損失金額持續增加，促使次級風暴演變成銀行間的信用危機，全球金融市場動盪不安，造成百年難得一遇的金融海嘯，更甚者冰島政府也因此而垮台。

次貸風暴後，主要的先進國家中，歐洲是第一個爆發較大規模的主權債務危機的區域。2009 年 11 月，希臘政府當年度預算赤字佔 GDP 的比率從 3.7%上調到 12.7%。歐洲主要的國家中，除了德國、法國及義大利外，其他的國家之預算營赤字占 GDP 的比

率皆超過 10%；而歐洲主要國家之政府債務占 GDP 的比率，最低的也高達 50% 以上，希臘及義大利其政府債務甚至還超過其 GDP(詳細資料如附錄一所示)。葡萄牙、愛爾蘭及西班牙之主權債信評等已被世界三大信評機構—標準普爾、惠譽及穆迪調降，希臘主權債信評等更被標準普爾及穆迪調降至非投資等級，甚至於葡萄牙(Portugal)、愛爾蘭(Ireland)、義大利(Italy)、希臘(Greece)以及西班牙(Spain)也被冠上 PIIGS「歐豬五國」的稱號。2010 年 5 月 2 日，歐盟、國際貨幣基金(IMF; International Monetary Fund)同意有條件¹地提供 1,100 億歐元予希臘紓困；同年 5 月 9 日，歐盟成立歐洲金融穩定機制(EFSF; European Financial Stability Facility)，以便於在公開市場籌措資金，並將該資金融資予有資金需求的歐元區國家。同年 10 月下旬，歐盟各國討論成立永久危機處理機制，歐元區最大經濟體—德國主張私人債權人必須分擔債務不履行的損失，債務不能完全由紓困資金買單，因而引發新一輪歐債風暴，以愛爾蘭為主的各國，公債殖利率飆升，與德國之主權債券殖利率差距愈來愈大，為避免危機繼續擴大，歐盟各國財長於同年 11 月同意援助 850 億歐元予愛爾蘭，而在 2011 年 5 月援助 780 億歐元予葡萄牙。直至今日為止，歐債風暴仍尚未平息。

市場上有許多不確定的因素影響投資人的決策與報酬，例如：市場風險、作業風險及信用風險等因素，其中的信用風險是指債務人無法在約定的期間內償還債務的違約風險。信用衍生性商品的設計是因為在 90 年代後相繼出現的亞洲金融風暴、俄羅斯政府債信危機與阿根廷經濟危機等主權債券違約事件，美國華爾街的投資銀行設計衍生性金融商品移轉信用風險的避險方式，但卻也是近期的次貸風暴與歐洲債信危機的爆發的原因之一。次貸風暴是由於金融機構對於信用衍生性商品不當的使用而發生，引發銀行的信用危機；市場評論人指出在歐債危機時，市場投機客在信用衍生性商品之一——信用違約交換(Credit Default Swaps，以下簡稱 CDS)市場上的操作加劇葡萄牙、愛爾蘭、希臘

¹希臘與歐盟、IMF 達成共識，承諾將預算赤字佔 GDP 的比率，從 2009 年的 13.6% 在 2014 年時降至 2.6%，以換取為來 3 年 1,100 億歐元(歐元區提供 800 億、IMF 提供 300 億)的財政紓困。

及西班牙主權債券市場流動性的枯竭，尤其是對無擔保 CDS(Naked CDS)²的操作更是使得這些國家之借貸成本愈來愈高³。

CDS 是最近十年發展最迅速也最普遍的信用衍生性商品，CDS 之設計和交易即是以信用違約風險的捕捉和轉移為目的，一般在櫃檯買賣(OTC)交易，由保護買方(Protection buyer)與保護賣方(Protection seller)所簽訂的契約，其標的最常見的為公司債及主權債券，保護買方必須依據契約內容，以約定好的本金之一定比率，在契約期間內定期支付給保護賣方，此定期給付即為 CDS 價格，Zhu (2006)及 Chan-Lau, Mathieson, and Yao (2004)中也將其稱為 CDS 價差(Spread)或是權利金(Premium)，若是標的債券在契約到期前即發生違約，保護賣方則必須支付保護買方的損失。Longstaff, Mithal and Neis (2005)的研究中指出 CDS 的契約精神近似於保險契約，一方固定支付保費，另一方則提供保險，但僅針對信用風險提供保護，並非保護全體市場的利率風險。

現今所存有關於 CDS 的文獻之研究方向，大概分為三類。第一類為強調債券價差、CDS 價差、股票價格或是股票市場指數及信用評等之間的關係，如 Hull and White (2004)、Blanco, Brennan, and Marsh (2005)、Zhu (2006)、Aktug, Vasconcellos, and Bae (2008)及 Forte and Pena (2009)等人針對公司債為標的物的 CDS 做探討。第二類為探討影響 CDS 價差之總體經濟因素，如 Longstaff, Pan, and Singleton (2008)等。第三類則為探討 CDS 如何定價，其中可能包含回收價值(recovery value)、損失率(loss rate)以及信用事件的強度(credit event intensities)等，如 Hull et al. (2000)、Longstaff et al. (2005)等。

在探討 CDS 與債券之關係的相關文獻中，Duffie (1999)及 Hull et al. (2000)指出 CDS 信用價差及債券信用價差兩者皆反映標的債券之信用風險，並且兩者間存在套利關係。

² 指在沒有與交換交易相關債券參與的情況下單純買賣信用違約交換的交易。

³ 希臘與高盛在 1998 年至 2001 年間至多進行了 12 次換匯交易，藉此隱匿當年度財政赤字的情況，而在 10 年後高盛利用它在希臘債務危機中知情人的地位，讓旗下基金一邊做空債務抵押債券，一邊收購廉價的 CDS，在市場反轉後，債務抵押債券價格大幅下跌，CDS 價格則會大幅上升，從而獲取暴利，高盛在希臘出現債務危機時唱衰希臘的支付能力，使希臘的借貸成本上升。

Blanco et al.(2005)探討其公司債與其 CDS 之間的動態關係，發現債券信用價差及 CDS 信用價差之間有偏差，且造成偏差的長期及短期的原因並不相同。Zhu (2006)同樣是在探討債券及 CDS 兩市場上信用價差之間的關係，其實證結果支持 CDS 信用價差與債券信用價差長期而言是均衡的；而 Delis and Mylonidis (2010)針對葡萄牙、義大利、希臘及西班牙四個國家，探討主權債券價差及 CDS 價差兩者之間的因果關係。

在歐債危機發生後，過去評等良好的歐洲國家償債能力受到大眾質疑，相較於上述的文獻，本文將針對危機爆發後五個情況最為嚴重的國家—PIIGS—葡萄牙(Portugal)、愛爾蘭(Ireland)、義大利(Italy)、希臘(Greece)以及西班牙(Spain)為研究對象，探討 CDS 及主權債券市場間價格之動態相關性，由於樣本為歐洲國家，因此在信用價差的定義上採用主權債券及 CDS 之信用價差⁴，並以德國為基準國，並且探討 CDS 及主權債券兩市場間之價格變動是否存在相互影響，此為本文研究目的之一。

如前所述，歐債危機期間中，市場投機客在 CDS 市場的操作擴大了危機的損失程度，而投機性的投資與市場流動性更是息息相關。Roll (1984)、Chordia and Roll (2001)及 Chordia et al. (2008)使用買賣價差來當作衡量流動性的代理變數，即稱為流動性價差(Liquidity Spreads)。Amihud and Mendelson (1991)、Kamara (1994)、Elton and Green (1998)、Longstaff (2004)等人發現，在相同到期期限，相同風險下，不同公債殖利率間的差異是因為它們之間不同的流動性所造成的；Krishnamurthy (2002)、Goldreich, Hanke, and Nath (2005)對冷熱門債券的價差分析也得到相同的顯著結果；Longstaff et al. (2005)使用 CDS 價格的資訊來衡量公司債價差之違約及非違約成分，發現非違約成分會隨時間變化，並且與特定債券的非流動性有強烈的相關。Jacoby and Jiang (2009)檢測 CDS、債券、權益

⁴ 綜合先前的文獻，其對債券信用價差(Credit Spreads)的定義有二：(1)公司債之信用價差即為公司債利率扣除國庫券利率(無風險利率)；(2)主權債券之信用價差即為主權債券利率扣除某一違約風險極小的國家主權債券利率，通常是美國或是德國之主權債券利率；CDS 信用價差則是配合其標的物(公司債或是主權債券)，定義方式有二：(1)以公司債為標的物的 CDS 信用價差即為公司債 CDS 價差扣除國庫券 CDS 價差；(2)以主權債券為標的物 CDS 信用價差即為主權債券 CDS 價差扣除某一違約風險極小的國家主權債券 CDS 價差，通常是美國或是德國為基準值。

三市場之市場流動性效果及流動外溢效果，實證結果發現權益市場的流動性會影響到 CDS 市場的流動性，而 CDS 市場的流動性影響債券及權益市場流動性為落後效果。由於本文主要探討主權債券及主權 CDS 之間的關係，因此採用 Roll (1984) 等人對流動性價差的定義，並設定為 CDS 及主權債券之流動性價差分別為 CDS 之買價扣除賣價及主權債券之買價扣除賣價。

針對信用價差與流動性價差之間關係，Perraudin and Taylor (2003)、Covitz and Downing (2007)、Chen, Lesmond, and Wei (2007) 以及 Han and Zhou (2007) 等文獻之實證發現，信用價差確實有一部份能被債券本身的流動性所解釋。Calice, Chen, and Williams (2011) 則是針對 2010 年歐洲債信危機期間之歐元區國家，探討主權債券市場及 CDS 市場上之信用價差及流動性價差之相互影響，其實證結果發現 CDS 市場通常扮演一驅動者的角色，並且 CDS 市場上的流動性價差對主權債券市場上的信用價差的影響為正向顯著落後傳遞關係。根據上述文獻，本文嘗試以 PIIGS 歐豬五國—葡萄牙(Portugal)、義大利(Italy)、愛爾蘭(Ireland)、希臘(Greece)及西班牙(Spain)為對象，衡量 CDS 與主權債券之信用價差與流動性價差間之交互影響。此為本文研究目的之二。

Markowitz (1959) 指出在傳統財務學中，理性投資人之間的競爭，讓證券價格反映以風險為基礎的金融市場達到均衡的狀態，而效率市場假說(Efficient market hypothesis, EMH) 可以說是理性行為的終極表現。效率市場假說認為股價會反映所有相關訊息，即使股價與基本價值有誤差，也是因為資訊不對稱或資訊的解讀在短時間內的差異所引起。Shleifer (2000) 指出，效率市場假說建立在三個假設之下：(一) 投資人為理性投資人，因此能理性地評估證券價格；(二) 不排除情緒或有偏見的投資者存在，但由於他們的交易是隨機的，所以能抵銷彼此對證券價格的影響；(三) 若部分投資人有不理性的行為產生，市場可利用套利機制讓價格回復理性價格，價格的偏離只是短期的現象。

然而，Kahneman and Tversky (1979) 提出的展望理論中指出：非理性的投資人的決

策並不一定是隨機的，且常常都是同一個方向，因此不見得能彼此抵銷對證券價格的影響。Shiller (1984)探討後指出，當非理性的投資人都聽信相同的謠傳時，這個現象會更明顯。Shleifer and Vishny (1997)和 Thaler (1999)也指出在實務上套利修正價格的力量會受到一些條件上的限制，Shleifer and Vishny (1997)也將其稱為「套利的極限」(Limits of Arbitrage)，使得套利無法發揮預期的作用，並且套利本身也不完全是無風險的。Mullainathan and Thaler (2000)指出套利的風險主要來自於：(一)完美的替代品是否存在；(二)投資期限的長短，因此套利的力量是有限的。綜合上述文獻發現，行為財務學的地位竄升，在金融市場上漸漸受到重視，許多研究(Baker and Wurgler, 2006; Neal and Wheatley, 1998; Qiu and Welch, 2006)指出若以投資人行為來預測股票價格會比傳統理論的預期效果來得更好，並發現投資人情緒為一重要的變數。

在上述文獻中可發現，關於投資人情緒大部分皆運用在權益市場上，然而關於投資人情緒在多種層面與股票相類似的債券則相對稀少。Nayak (2010)研究投資人情緒與公司債之間的關係，其實證結果發現投資人情緒在公司債利差的決定中是一個顯著的因子，且當投資人擁有悲觀情緒時，債券價格會被低估，反之，當投資人處於樂觀情緒時，債券價格則是被高估的。本文將 Nayak (2010)做延伸，試著將公司債轉換成主權債券，首度探討投資人情緒對主權債券及對 CDS 的影響，此為研究目的之三。

第二節 研究目的與架構

本文將針對歐債危機發生後，情況最為嚴重的五個國家—PIIGS—葡萄牙(Portugal)、愛爾蘭(Ireland)、義大利(Italy)、希臘(Greece)以及西班牙(Spain)，利用 ADCC-MGARCH 模型探討 CDS 及主權債券市場間價格的動態相關性，並且深入探討兩市場間之信用價差與流動性價差間之交互影響，並將投資人情緒視為外生變數，分別探討投資人情緒對信用價差與流動性價差的影響，因此，本文研究目的如下：

1. 針對 PIIGS 各國，利用 ADCC-MGARCH 模型探討 CDS 及主權債券市場之動態相關性。
2. 分析投資人情緒對 CDS 與主權債券市場之影響。
3. 探討 CDS 及主權債券市場之信用價差及流動性價差間的交互影響。

第二章 文獻回顧

第一節 信用違約交換、債券市場間之相關文獻

Duffie (1999)及 Hull and White (2000)指出 CDS 信用價差及債券信用價差兩者皆反映標的債券之信用風險，並且兩者間存在套利關係，亦即在不考慮其他影響變數下，兩者價差理論上必須相等，若兩者出現差異的情況，在市場的套利機制之下，兩者應會重新趨於一致。

Blanco, Brennan, and Marsh (2005)針對美國及歐洲，樣本分別為 16 個及 17 個總共 33 家投資等級的公司，探討其公司債與其 CDS 之間的動態關係，發現公司債債券信用價差及 CDS 信用價差之間有偏差，且造成偏差的長期及短期的原因並不相同。就長期而言，作者認為 CDS 此商品設計上的缺失及誤差，因此造成公司債及 CDS 兩者價差不會相同，且 CDS 信用價差會高於公司債信用價差。作者也指出因為在債券市場上，債券放空的策略在實際操作上有一定的困難，且通常需要額外的成本，也必須考慮不同商品之流動性溢酬，以上原因皆有可能使得 CDS 與公司債債券信用價差兩者長期無法達成平衡。而作者認為短期的原因則是 CDS 具有價格發現功能且通常領先於債券信用價差，並且發現 CDS 與公司債債券信用價差兩者具有共整合的現象。

Zhu (2006)同樣是在探討債券及 CDS 兩市場上信用價差之間的關係，其實證結果支持 CDS 信用價差與債券信用價差長期而言是均衡的；而短期的原因則是兩市場對環境改變之反應程度不同因而不存在均衡關係。作者同樣發現 CDS 市場領先於債券市場，尤其是美國的公司更有顯著的結果。

Delis and Mylonidis (2010)針對 PIGS(歐豬四國)—葡萄牙、義大利、希臘及西班牙四個國家，使用十年期 CDS 及主權債券日資料，並利用 Rolling Granger-causality 探討兩市場間的因果關係，實證結果發現除了義大利是主權債券市場影響 CDS 市場外，其餘

國家則是存在回饋之因果關係，表示兩者之間是互相影響的。

Perraudin and Taylor (2003)將美元計價之境外債券將其依投資等級做分類，並延伸 Elton, Gruber, Agrawal, and Mann (2001)及 Delianedis and Geske (2002)之模型，將債券利差除了分解為預期損失、稅率及風險溢酬三部分外，並考量流動性溢酬對債券利差之影響。實證結果發現流動性對於債券利差之影響程度不亞於風險溢酬及預期損失對其之影響，尤其是在高信用評等的債券，其流動性之影響程度比其他兩者還要大。

Han and Zhou (2007)研究公司債債券利差的非違約成分及直接交易流動性措施之間的關係，其中包括價格交易的影響、交易成本以及盤中的債券交易數據構建的交易頻率。其實證發現在較高投資等級的債券具有正向的流動性效果，在較低投資等級的債券中也有一定的影響，但對於投機等級的債券並無明顯的效果。若將債券的特性，如：票面利率、到期日及發行規模等當作控制變數，可以發現流動性所造成的影響並不會因此被降低。

Calice, Chen, and Williams (2011)則是針對 2010 年歐洲債信危機期間之歐元區其中的九個國家，研究期間為 2000 年 1 月 1 日至 2010 年 10 月 1 日，資料頻率為日資料，利用動量向量自我迴歸(Time varying vector autoregression; TV-VAR)模型，探討主權債券市場及 CDS 市場上之信用價差及流動性價差之相互影響，其實證結果發現 CDS 市場通常扮演一驅動者的角色，並且 CDS 市場上的流動性價差對主權債券市場上的信用價差的影響為正向顯著落後傳遞關係。

第二節 投資人情緒文獻發展

Shleifer (2000)指出，理性行為的終極表現—效率市場假說建立在三個假設之下：(一)投資人為理性投資人，因此能理性地評估證券價格；(二)不排除情緒或有偏見的投資者存在，但由於他們的交易是隨機的，所以能抵銷彼此對證券價格的影響；(三)若部分投資人有不理性的行為產生，市場可利用套利機制讓價格回復理性價格，價格的偏離只是短期的現象。

然而，Kahneman and Tversky (1979)提出展望理論做為人面對不確定的情形下從事決策的模型，也解釋了傳統預期效用理論不能解釋人們是風險愛好者還是風險趨避者的問題。此外，投資人在做決策時並不像傳統財務理論所假設的，展望理論中認為投資人為非理性的投資人，所做的決策並不一定都是隨機的，且常常都是同一個方向，因此不見得能彼此抵銷對證券價格的影響。

Shleifer and Vishny (1997)提出「套利的極限」(Limits of Arbitrage)，指出代理成本和資金限制的交互作用將導致套利失靈：假如市場上有理性投資人(傳統理論假測的理性投資人)及假性的理性投資人(如同一般投資人)兩類，若市場的套利機制要完全發揮作用，則在市場上的假性的理性投資人不能太多，市場必須允許低成本且只有理性投資人才能放空，而在經過一段時間後資產的實際價值必須為大眾所知，很明顯地，上述條件很難全部滿足，因此將導致價格將受情緒性投資人所影響。

近期行為財務學普遍採用投資者情緒變數，探討投資人情緒的高低對股票市場之影響，Fisher and Sataman (2000)研究三種投資人情緒，分別為華爾街專家、專欄分析師以及散戶之情緒，發現散戶以及華爾街專家之情緒對於 S&P500 報酬是有用的反向指標，但在專欄分析師之情緒方面並沒有發現和 S&P500 報酬有顯著的關係。

Baker and Wurgler (2006)則研究投資者情緒如何影響橫斷面股票報酬，其研究發現

在投資者情緒高低差異下，公司特徵對於股票報酬之影響亦有所差異，當投資者情緒高亦即樂觀時，個股會有較低的預期報酬，表示較多人購買；反之情緒低即悲觀時，會有較高的預期報酬，表示出現反轉，其中最顯著反轉效果者為股利政策。

Shen, Lu and Wei (2009)探討在不同市場中，投資人情緒與股價報酬之間的關係。此研究用門檻模型來區分投資人情緒的極端現象對報酬的影響，實證結果發現當不考慮市場狀態相異時，大部分的投資人情緒對報酬都具有一定的影響，然而，當進一步將投資人情緒區分為高、低時，則投資人情緒則可作為領先指標。

Nayak (2010)研究投資人情緒與公司債之間的關係，其實證結果發現投資人情緒在公司債利差的決定中是一個顯著的因子，且當投資人擁有悲觀情緒時，債券價格會被低估，反之，當投資人處於樂觀情緒時，債券價格則是被高估的，並且高收益債券對投資人情緒的敏感程度會高於低收益債券的敏感程度。

第三章 研究方法

模型一：分析 CDS-主權債券市場動態相關性之 ADCC-GARCH 模型；模型二：探討 CDS-主權債券市場之信用價差與流動性價差之 VAR 模型；另本文在模型一之中加入高投資人情緒及高恐慌情緒，將其以虛擬變數 D^H 及 D^V 呈現，探討在投資人情緒及恐慌情緒高漲時，對 CDS 及主權債券市場之影響。在模型二則直接加入投資人情緒變數，探討其對 CDS-主權債券市場之信用價差及流動性價差的影響。

第一節 實證模型

模型一：分析 CDS-主權債券市場動態相關性之 ADCC-GARCH 模型

1. 條件平均數方程式：

$$R_t^C = \alpha_0^C + \sum_{i=1}^{l_C} \alpha_i^C R_{t-i}^C + \sum_{j=1}^{m_C} \beta_j^{B-C} R_{t-j}^B + \sum_{k=1}^{n_C} \gamma_k^{B-C} R_{t-k}^B D_{t-k}^H + \sum_{l=1}^{o_C} \delta_l^{B-C} R_{t-l}^B D_{t-l}^V + \varepsilon_t^C \quad (1.1)$$

$$R_t^B = \alpha_0^B + \sum_{i=1}^{l_B} \alpha_i^B R_{t-i}^B + \sum_{j=1}^{m_B} \beta_j^{C-B} R_{t-j}^C + \sum_{k=1}^{n_B} \gamma_k^{C-B} R_{t-k}^C D_{t-k}^H + \sum_{l=1}^{o_B} \delta_l^{C-B} R_{t-l}^C D_{t-l}^V + \varepsilon_t^B \quad (1.2)$$

$$D_t^H = \begin{cases} 1, & \text{為高投資人情緒虛擬變數;} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad D_t^V = \begin{cases} 1, & \text{為高恐慌情緒虛擬變數;} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

方程式(1.1)及(1.2)分別代表 CDS 及主權債券市場之條件平均數方程式，其中 R_t^C 與 R_t^B 分別代表 CDS 與主權債券市場第 t 期之報酬率； α_i^{C-C} (α_i^{B-B})為 CDS(主權債券)市場報酬率之自我遞延期參數； β_j^{B-C} (β_j^{C-B})表示為主權債券(CDS)對 CDS(主權債券)的波動傳導估計。 D_t^H 為投資人情緒虛擬變數：當歐洲恐慌指數(VStoxx)為資料排序中較低的三分之一時，即定義為高投資人情緒， D_t^H 即為 1，其餘情況為 0；其係數 γ_k^{B-C} (γ_k^{C-B})則代表投資人情緒高漲時，主權債券(CDS)對 CDS(主權債券)的影響。 D_t^V 為恐慌情緒虛擬變數：當歐洲恐慌指數(VStoxx)為資料排序中較高的三分之一時，即定義為高恐慌情緒， D_t^V 即

為 1，其餘情況為 0，其係數 $\delta_t^{B-C}(\delta_t^{C-B})$ 則代表投資人恐慌情緒高漲時，主權債券(CDS)對 CDS(主權債券)的影響； $\varepsilon_t^C(\varepsilon_t^B)$ 說明 CDS(主權債券)市場之非預期變動。

2. 條件變異數方程式：

$$h_t^C = \omega_0^C + \sum_{i=1}^{p_C} \theta_i^C h_{t-i}^C + \sum_{j=1}^{q_C} \xi_{1j}^C (\varepsilon_{t-j}^C)^2 + \xi_2^C (\varepsilon_{t-1}^C)^2 D_{t-1}^C + \sum_{k=1}^{r_C} \tau_{1k}^{B-C} (\varepsilon_{t-k}^B)^2 + \tau_2^{B-C} (\varepsilon_{t-1}^B)^2 D_{t-1}^B \quad (1.3)$$

$$h_t^B = \omega_0^B + \sum_{i=1}^{p_B} \theta_i^B h_{t-i}^B + \sum_{j=1}^{q_B} \xi_{1j}^B (\varepsilon_{t-j}^B)^2 + \xi_2^B (\varepsilon_{t-1}^B)^2 D_{t-1}^B + \sum_{k=1}^{r_B} \tau_{1k}^{C-B} (\varepsilon_{t-k}^C)^2 + \tau_2^{C-B} (\varepsilon_{t-1}^C)^2 D_{t-1}^C \quad (1.4)$$

$$D_t^C = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^C > 0; \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad D_t^B = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1}^B > 0; \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$h_t^C(h_t^B)$ 分別為 CDS 及主權債券市場之條件變異數，其遵循 GJR-GARCH 模型架構，除受到遞延前期條件變異數(h_{t-i}^C 、 h_{t-i}^B)變動影響外，並受到誤差平方項：前期末預期波動($(\varepsilon_{t-j}^C)^2$ 、 $(\varepsilon_{t-j}^B)^2$)及前期末預期負向波動($(\varepsilon_{t-1}^C)^2 \times D_{t-1}^C$ 、 $(\varepsilon_{t-1}^B)^2 \times D_{t-1}^B$)衝擊的影響。其中 D_{t-1}^C 及 D_{t-1}^B 分別為 CDS 與主權債券市場負面消息衝擊的虛擬變數，當未預期波動 $\varepsilon_{t-1}^C(\varepsilon_{t-1}^B)$ 為負值時， $D_{t-1}^C(D_{t-1}^B)=1$ ；若未預期波動為正數或 0 時，則 $D_{t-1}^C(D_{t-1}^B)=0$ 。根據以上模型架構， $\theta^C(\theta^B)$ 為 GARCH 參數，代表 CDS(主權債券)市場條件變異數之 GARCH 效果； $\xi_1^C(\xi_1^B)$ 為 ARCH 參數，代表 CDS(主權債券)市場條件變異數之 ARCH 效果； $\xi_2^C(\xi_2^B)$ 為自身市場波動的不對稱參數。條件變異數方程式(1.3)及(1.4)除了考慮自身 GJR-GARCH 模型外，亦考量跨市場波動傳導效果；其中 $\tau_1^{C-B}(\tau_1^{B-C})$ 代表主權債券市場對 CDS 市場之跨市場波動傳導參數； $\tau_2^{C-B}(\tau_2^{B-C})$ 則為跨市場波動不對稱參數，表示主權債券市場發生未預期負向變動的情況下，主權債券市場對於 CDS 市場之跨市場波動外溢傳導。

3. 條件共變異數方程式：

本文採用 Engle (2002)之簡化條件變異共變異數矩陣估計的新多變量 GARCH 模型—動態條件相關係數(Dynamic conditional correlation GARCH, 簡稱 DCC GARCH)模型，其與固定相關係數(Constant conditional correlation GARCH, 簡稱 CCC GARCH)模型類似，最大的差異在於 DCC 模型允許相關係數可隨時間變動，因而解決 CCC 模型條件相關係數為固定常數之問題。而在 Cappiello, Engle and Sheppard (2006)發展出新的非對稱動態的相關係數(ADCC)，在相關係數中加入訊息不對稱效果。綜合以上，本文將模型一設定如下：

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, H_t) \quad (1.5)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (1.6)$$

$$D_t = \text{diag} \left(\sqrt{h_t^i} \right), \text{ for } i = C, B \quad (1.7)$$

$$R_t = [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} \times Q_t \times [\text{diag}(Q_t)]^{-1/2} \quad (1.8)$$

$$Q_t = \bar{Q} \times (1 - a - b) + a \times (z_{t-1} z'_{t-1}) + b \times Q_{t-1} + c \times (z_{t-1} z'_{t-1}) \times D_{t-1}^C \times D_{t-1}^B \quad (1.9)$$

$$z_t = D_t' \varepsilon_t = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}} \quad (1.10)$$

除了上述報酬與波動外溢傳導過程的探討外，兩變數之間隨時間變化的共變異數更是反應投資人決策之重要影響因素。方程式(1.6)及(1.7)中， $H_t = D_t R_t D_t$ 為條件變異數-共變異數矩陣； D_t 為一 2×2 的對角化矩陣，代表單一變量的 GARCH 模型中得到之條件變異數對角線矩陣($\text{diag}(\sqrt{h_t^C}, \sqrt{h_t^B})$)； Q_t 為利用標準化殘差向量— z_t 所得到的動態相關共變異數矩陣，其估計參數 a 、 b 及 c 須為正且符合 $(a+b+c) < 1$ ，使得 Q_t 為正定及滿足均數回復(mean-reverting)的要求；其中藉由參數 a 觀察前期標準化殘差項的交乘項對下期共變異程度影響，參數 b 則衡量前期共變異數資訊對下期市場共變異程度之影響，參數

c 代表兩市場前期下跌情況下，對於兩市場共變異數之影響程度； \bar{Q} 為兩市場之非條件共變異數矩陣； $\text{diag}\{Q_t\}$ 代表 Q_t 矩陣只保留對角線部分的矩陣。

根據 Engle(2002)，可由下列二階段估計方式求得變異數-共變異數矩陣；第一階段先個別估計單變量 GARCH 模型參數，以求得標準化殘差矩陣(z_t)及條件標準差對角線矩陣(D_t)；第二階段為計算兩變量間之動態相關係數結構 R_t 及 Q_t ；最後再由 D_t 及 R_t 求得共變異數矩陣 H_t 。DCC 估計是包括市場報酬及其標準化干擾 GARCH(1,1)過程，因此其最大似似函數包含報酬波動與相關係數兩部分。

$$\begin{aligned}
L &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + \ln(|D_t R_t D_t|) + r_t' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + 2 \ln(|D_t|) + \log(|R_t|) + Z_t' R_t^{-1} Z_t) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + 2 \ln(|D_t|) + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t - Z_t' Z_t + \ln(|R_t|) \\
&\quad + Z_t' R_t^{-1} Z_t)
\end{aligned} \tag{1.14}$$

令 θ 為 D 中的參數， ϕ 為 R 中的參數，將上式拆解為波動性(L_V)與相關性(L_C)兩部分，即 $L(\theta, \phi) = L_V(\theta) + L_C(\theta, \phi)$ 。其中：

波動性參數估計值為：

$$L_V(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (k \ln(2\pi) + 2 \ln(|D_t|) + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t) \tag{1.15}$$

相關性參數估計值為：

$$L_C(\theta, \phi) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (-Z_t' Z_t + \ln(|R_t|) + Z_t' R_t^{-1} Z_t) \tag{1.16}$$

上述為本研究所設定之模型一，主要探討 CDS 與主權債券市場間之交互影響，並把高投資人情緒及高恐慌情緒當作外生變數納入模型中，為 CDS 與主權債券 ADCC-GARCH 模型。

模型二：CDS-主權債券市場之信用與流動性價差之 VAR 模型

本文使用向量自我迴歸模型(Vector Autoregression, VAR)來分析 CDS-主權債券市場間之信用與流動性價差的關係，並加入投資人情緒代理變數—歐洲恐慌指數(VStoxx)，來觀察其對 CDS-主權債券市場之信用與流動性價差的影響。

1. 向量自我迴歸(VAR)基本模型：

VAR 是由多變數、多個迴歸方程式所組成的，在每一個方程式中，應變數皆以應變樹自身的落後期，加上其他變數落後期來表示。以兩變數、一階自我相關的 VAR 為例，模型如下：

$$y_{1t} = a_{10} + a_{11}y_{1t-1} + a_{12}y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.1)$$

$$y_{2t} = a_{20} + a_{21}y_{1t-1} + a_{22}y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2.2)$$

將上式以向量和矩陣的方法來寫，則如下所示：

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.3)$$

令 $Y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix}$ ， $A_0 = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix}$ ， $A_1 = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$ ，以及 $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$ ，則方程式(2.3)可精簡為下式：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

若將此表達方式擴展至 n 變數 q 階自我相關，則如下所示：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_q Y_{t-q} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

VAR 為動態時間序列模型，假另有兩個變數，其動態模型如下：

$$y_{1t} = b_{10} + b_{11}y_{1t-1} - \beta_{12}y_{2t} + b_{12}y_{2t-1} + e_{1t} \quad (2.6)$$

$$y_{2t} = b_{20} + b_{21}y_{1t-1} - \beta_{21}y_{1t} + b_{22}y_{2t-1} + e_{2t} \quad (2.7)$$

其中 e_{1t} 與 e_{2t} 為白噪音(white noise)。方程式(2.6)及(2.7)代表著 y_{1t} 及 y_{2t} 除了當期之間互相影響外，其落後期數也互相影響，將兩式當期變數都移至等式左方，則可寫成：

$$y_{1t} + \beta_{12}y_{2t} = b_{10} + b_{11}y_{1t-1} + b_{12}y_{2t-1} + e_{1t} \quad (2.8)$$

$$\beta_{21}y_{1t} + y_{2t} = b_{20} + b_{21}y_{1t-1} + b_{22}y_{2t-1} + e_{2t} \quad (2.9)$$

$$\text{令 } \beta = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}, Y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix}, B_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, B_1 = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}, \text{ 以及 } e_t = \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix},$$

則方程式(2.8)及(2.9)則可表示為矩陣形式，如下所示：

$$\beta Y_t = B_0 + B_1 Y_{t-1} + e_t \quad (2.10)$$

兩邊皆乘上 β 的反矩陣 β^{-1} ，即可導出縮減式：

$$\beta^{-1}\beta Y_t = \beta^{-1}B_0 + \beta^{-1}B_1 Y_{t-1} + \beta^{-1}e_t \quad (2.11)$$

由於 $\beta^{-1}\beta = \mathbf{I}$ ，因此可得：

$$Y_t = \beta^{-1}B_0 + \beta^{-1}B_1 Y_{t-1} + \beta^{-1}e_t \quad (2.12)$$

其中，反矩陣 β^{-1} 為：

$$\beta^{-1} = \frac{\begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}} = \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{12} \\ -\beta_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

令 $\Phi_0 = \beta^{-1}B_0$ ， $\Phi_1 = \beta^{-1}B_1$ ，以及 $\varepsilon_t = \beta^{-1}e_t$ ，因此方程式(2.12)可再改寫成：

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.14)$$

其中殘差矩陣為：

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{(1-\beta_{12}\beta_{21})} \begin{bmatrix} e_{1t} & -\beta_{12}e_{1t} \\ e_{2t} & -\beta_{21}e_{2t} \end{bmatrix}$$

在 e_{1t} 及 e_{2t} 為白噪音的前提之下，應可證明 $E(\varepsilon_{y_{1t}}) = 0$ ，共變異數 $E(\varepsilon_{y_{1t}}, \varepsilon_{y_{1t-i}}) = 0$ for any $i, i \neq 0$ ，且 $E(\varepsilon_{y_{1t}})^2 = (\sigma_{y_1}^2 + (\beta_{12})^2 \sigma_{y_2}^2) / (1 - \beta_{12} \beta_{21})$ ；同理可證， $E(\varepsilon_{y_{2t}}) = 0$ ，共變異數 $E(\varepsilon_{y_{2t}}, \varepsilon_{y_{2t-i}}) = 0$ for any $i, i \neq 0$ ，且 $E(\varepsilon_{y_{2t}})^2 = (\sigma_{y_2}^2 + (\beta_{21})^2 \sigma_{y_1}^2) / (1 - \beta_{12} \beta_{21})$ ，其中 $\sigma_{y_1}^2 = E(e_{y_{1t}})^2$ ，而 $\sigma_{y_2}^2 = E(e_{y_{2t}})^2$ 。

2. 模型設定：

$$\begin{aligned}
C_CS_t = & \varphi_0^{C_CS} + \sum_{i=1}^{m^{C_CS}} \alpha_i^{C_CS-C_CS} C_CS_{t-i} + \sum_{j=1}^{n^{B_CS}} \beta_j^{B_CS-C_CS} B_CS_{t-j} \\
& + \sum_{k=1}^{o^{C_LS}} \gamma_k^{C_LS-C_CS} C_LS_{t-k} + \sum_{l=1}^{p^{B_LS}} \delta_l^{B_LS-C_CS} B_LS_{t-l} + \sum_{s=0}^{q^v} \vartheta_s VS_{t-s} + \varepsilon_t^{C_CS}
\end{aligned} \tag{2.15}$$

$$\begin{aligned}
B_CS_t = & \varphi_0^{B_CS} + \sum_{i=1}^{m^{C_CS}} \alpha_i^{C_CS-B_CS} C_CS_{t-i} + \sum_{j=1}^{n^{B_CS}} \beta_j^{B_CS-B_CS} B_CS_{t-j} \\
& + \sum_{k=1}^{o^{C_LS}} \gamma_k^{C_LS-B_CS} C_LS_{t-k} + \sum_{l=1}^{p^{B_LS}} \delta_l^{B_LS-B_CS} B_LS_{t-l} + \sum_{s=0}^{q^v} \vartheta_s VS_{t-s} + \varepsilon_t^{B_CS}
\end{aligned} \tag{2.16}$$

$$\begin{aligned}
C_LS_t = & \varphi_0^{C_LS} + \sum_{i=1}^{m^{C_CS}} \alpha_i^{C_CS-C_LS} C_CS_{t-i} + \sum_{j=1}^{n^{B_CS}} \beta_j^{B_CS-C_LS} B_CS_{t-j} \\
& + \sum_{k=1}^{o^{C_LS}} \gamma_k^{C_LS-C_LS} C_LS_{t-k} + \sum_{l=1}^{p^{B_LS}} \delta_l^{B_LS-C_LS} B_LS_{t-l} + \sum_{s=0}^{q^v} \vartheta_s VS_{t-s} + \varepsilon_t^{C_LS}
\end{aligned} \tag{2.17}$$

$$\begin{aligned}
B_LS_t = & \varphi_0^{B_LS} + \sum_{i=1}^{m^{C_CS}} \alpha_i^{C_CS-B_LS} C_CS_{t-i} + \sum_{j=1}^{n^{B_CS}} \beta_j^{B_CS-B_LS} B_CS_{t-j} \\
& + \sum_{k=1}^{o^{C_LS}} \gamma_k^{C_LS-B_LS} C_LS_{t-k} + \sum_{l=1}^{p^{B_LS}} \delta_l^{B_LS-B_LS} B_LS_{t-l} + \sum_{s=0}^{q^v} \vartheta_s VS_{t-s} + \varepsilon_t^{B_LS}
\end{aligned} \tag{2.18}$$

其中，變數定義如下：

- i. C_CS_t ：CDS 信用價差，為 PIIGS 五國之 10 年期 CDS 價格分別減去德國之 10 年期 CDS 價格。
- ii. B_CS_t ：主權債券信用價差，為 PIIGS 五國之 10 年期主權債券利率分別減去德國之 10 年期主權債券利率。
- iii. C_LS_t ：CDS 流動性價差，為 PIIGS 五國之 10 年期 CDS 買價減去相對之 10 年期 CDS 賣價。
- iv. B_LS_t ：主權債券流動性價差，為 PIIGS 五國之 10 年期主權債券買價減去相對之 10 年期主權債券賣價。

方程式(2.15)至(2.18)中， $\alpha_i^{C_CS-C_CS}$ 、 $\alpha_i^{C_CS-B_CS}$ 、 $\alpha_i^{C_CS-C_LS}$ 及 $\alpha_i^{C_CS-B_LS}$ 分別為 CDS 信用價差對於 CDS 信用價差、主權債券信用價差、CDS 流動性價差及主權債券流動性價差之估計傳導參數，信用價差擴大，代表信用違約風險增加，可能導致 CDS 及主權債券信用價差與流動性價差之擴大，因此預期符號為正號； $\beta_j^{B_CS-C_CS}$ 、 $\beta_j^{B_CS-B_CS}$ 、 $\beta_j^{B_CS-C_LS}$ 及 $\beta_j^{B_CS-B_LS}$ 分別為主權債券信用價差對於 CDS 信用價差、主權債券信用價差、CDS 流動性價差及主權債券流動性價差之估計傳導參數，信用價差擴大，代表信用違約風險增加，可能導致 CDS 及主權債券信用價差與流動性價差之擴大，因此預期符號為正號； $\gamma_k^{C_LS-C_CS}$ 、 $\gamma_k^{C_LS-B_CS}$ 、 $\gamma_k^{C_LS-C_LS}$ 及 $\gamma_k^{C_LS-B_LS}$ 分別為 CDS 流動性價差對於 CDS 信用價差、主權債券信用價差、CDS 流動性價差及主權債券流動性價差之估計傳導參數，表示流動性價差擴大，流動性降低，代表信用違約風險增加，可能導致 CDS 及主權債券信用價差與流動性價差之擴大，因此預期符號為正號； $\delta_l^{B_LS-C_CS}$ 、 $\delta_l^{B_LS-B_CS}$ 、 $\delta_l^{B_LS-C_LS}$ 及 $\delta_l^{B_LS-B_LS}$ 分別為主權債券流動性價差對於 CDS 信用價差、主權債券信用價差、CDS 流動性價差及主權債券流動性價差之估計傳導參數，表示流動性價差擴大，流動性降低，代表信用違約風險增加，可能導致 CDS 及主權債券信用價差與流動性價差之擴大，因此預期符號為正號。 ϑ_s 為投資人情緒之代理變數—恐慌情緒的估計參數。

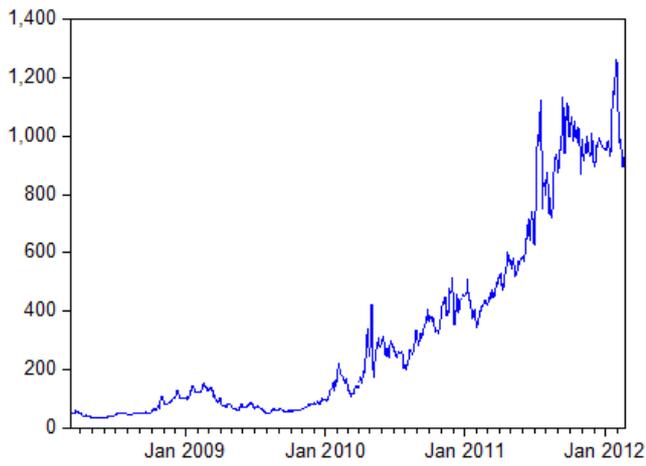
第四章 實證分析

第一節 資料來源與資料描述

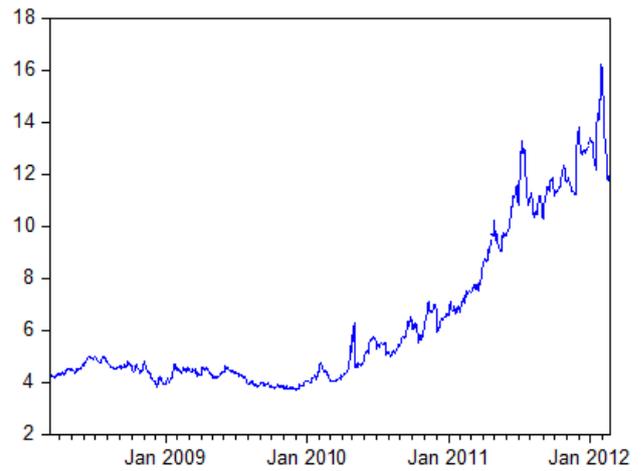
本文為研究葡萄牙(Portugal)、義大利(Italy)、愛爾蘭(Ireland)、希臘(Greece)及西班牙(Spain)五國，以下簡稱 PIIGS，其主權信用違約交換(以下簡稱 CDS)與主權債券兩市場間動態相關性，並探討投資人情緒高漲時，CDS(主權債券)對主權債券(CDS)市場的影響。本文資料主要來自於 Datastream；其中，模型二的信用價差為以德國為基準，將 PIIGS 各國之 CDS(主權債券)減去德國之 CDS(主權債券)所定義而成，而流動性價差則是 CDS(主權債券)之買價減去賣價之價差；投資人情緒變數則是採用歐洲 STOXX 公司所編製的歐洲恐慌指數(VStoxx)，其是由道瓊歐洲 50 指數成分股之選擇權隱含波動率加權平均計算而來；以上資料頻率皆選用日資料來做分析。【表 1】為 PIIGS 各國所選取的資料筆數，由於模型一及模型二兩者所需的變數不盡相同，因此所取之研究期間則也不相同；【圖 1】為 PIIGS 各國之 CDS 及主權債券原始資料走勢圖；【圖 2】為歐洲恐慌指數原始資料走勢圖。

【表 1】PIIGS 各國資料研究期間及資料筆數

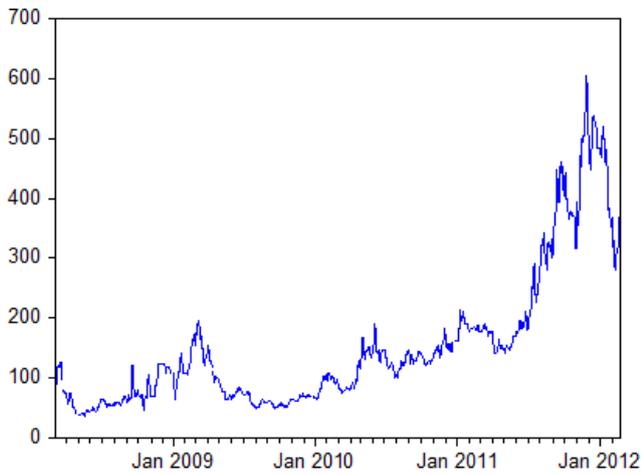
	葡萄牙	義大利	愛爾蘭	西班牙	希臘
Panel A: 模型一—CDS 價格、主權債券利率、VStoxx 資料					
研究期間	2008/03/04~2012/02/20				
資料筆數	1,014				
Panel B: 模型二—CDS 及主權債券信用價差及流動性價差資料					
研究期間	2009/03/11~2011/12/05			2009/03/11~2011/09/05	
資料筆數	657			631	



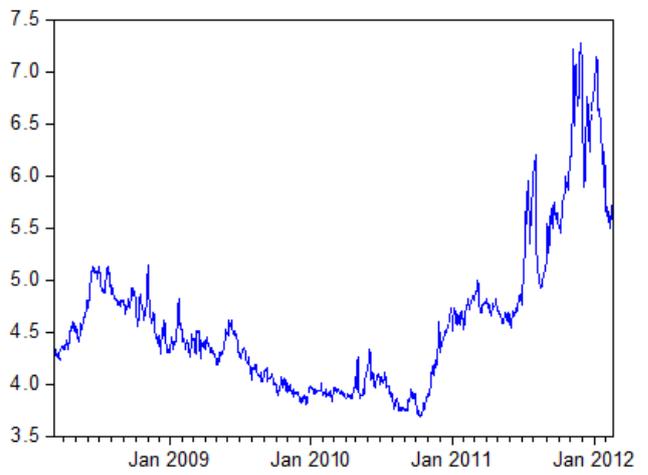
(a) 葡萄牙 CDS 價格走勢圖



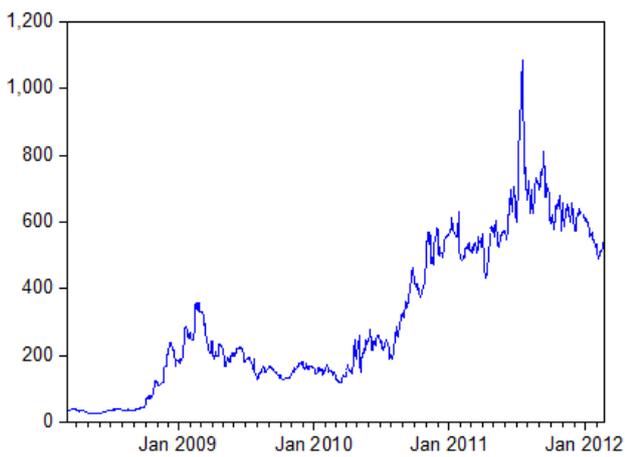
(b) 葡萄牙主權債券利率走勢圖



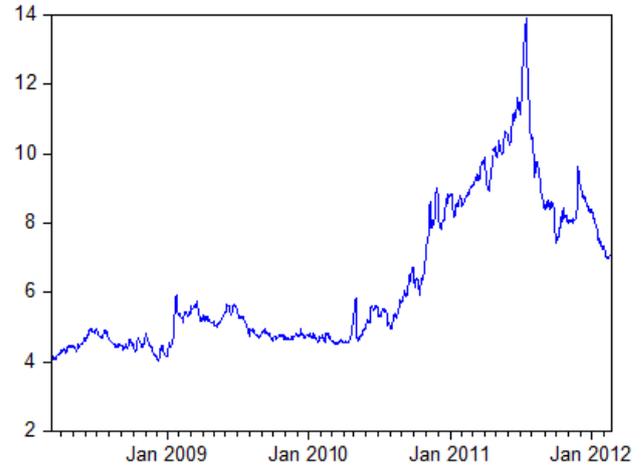
(c) 義大利 CDS 價格走勢圖



(d) 義大利主權債券利率走勢圖

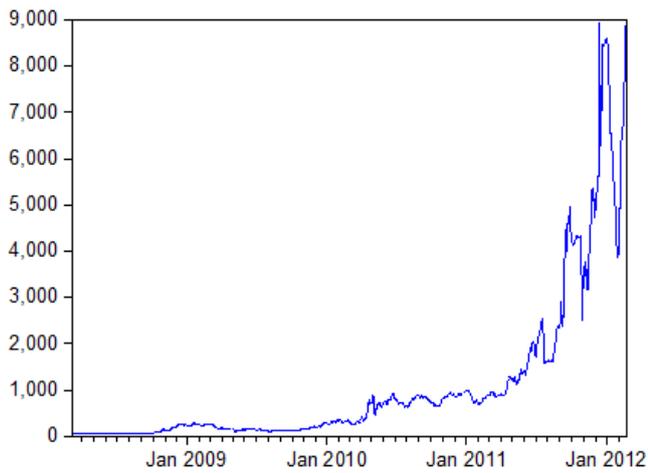


(e) 愛爾蘭 CDS 價格走勢圖

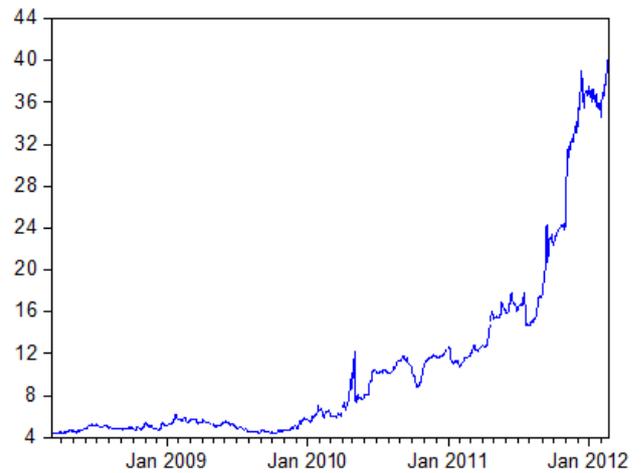


(f) 愛爾蘭主權債券利率走勢圖

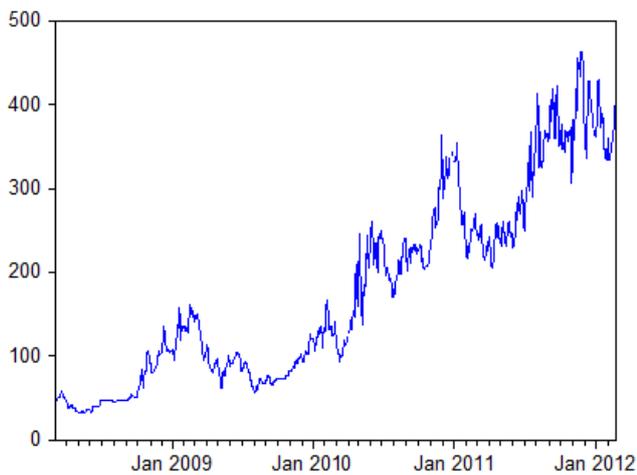
【圖 1】PIIGS 各國之 CDS 價格與主權債券利率原始資料走勢圖



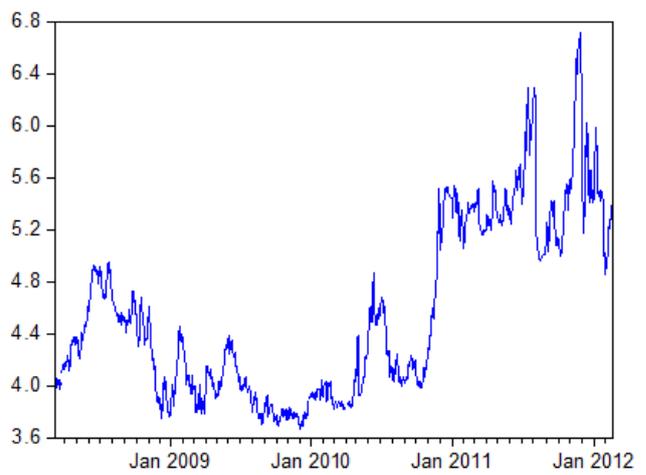
(g) 希臘 CDS 價格走勢圖



(h) 希臘主權債券利率走勢圖

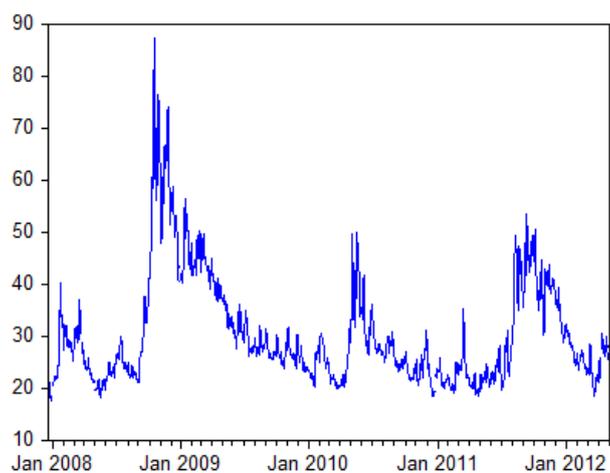


(i) 西班牙 CDS 價格走勢圖



(j) 西班牙主權債券利率走勢圖

續【圖 1】PIIGS 各國之 CDS 與主權債券原始資料趨勢圖



【圖 2】歐洲恐慌指數原始資料走勢圖

一. 單根檢定

對資料進行分析時，必須確定資料是否為定態，本文採用 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller test)對所有變數之時間序列資料進行單根檢定，並依據 AIC(Akaike's Information Criterion)選取最適落後期數。在【表 2】Panel A 可以看到，無論是 CDS 或者是主權債券的資料，皆無法拒絕有單根的假設，表示資料為非定態；如【表 2】Panel B 所示，在經過一階對數差分及變動率轉換後，所有變動率序列在 1%的顯著水準下，皆拒絕有單根的假設，表示序列資料已成定態，以下將以變動率資料當作樣本，進行後續分析。

【表 2】單根檢定

		葡萄牙	義大利	愛爾蘭	希臘	西班牙
Panel A: 原始資料單根檢定結果						
CDS	t-statistic	-0.3893	--1.2213	-1.6299	-0.1831	-1.0222
	(n)	(3)	(1)	(1)	(7)	(3)
主權債券	t-statistic	-0.1292	-1.6806	-1.3926	3.1244	-2.2759
	(n)	(4)	(2)	(1)	(1)	(1)
Panel B: 變動率單根檢定結果						
Δ CDS	t-statistic	-19.8252***	-27.3141***	-27.9419***	-29.2580***	-28.4130***
	(n)	(2)	(0)	(0)	(0)	(0)
Δ 主權債券	t-statistic	-25.6200***	-22.8833***	-24.7171***	-20.4601***	-25.1602***
	(n)	(0)	(1)	(0)	(2)	(1)

註：

1. ***代表其數值具有 1%的顯著性
2. 括號內為在 AIC 準則下選取之最適落後期數。

二. 敘述統計量

【表 3】為 PIIGS 五國之模型一及模型二變數之敘述統計量，其中包括平均數、標準差、偏態係數、峰態係數以及 Jarque-Bera 值常態分配檢定。在平均數方面，模型一的 CDS 及主權債券部分，其平均數皆為正值；而在模型二，義大利的 CDS 信用價差以及各國之 CDS 流動性價差為負值，其餘國家的變數之平均數皆為正值。若 CDS 及主權債券信用價差為正值，表示該國之 CDS 價格及主權債券利率平均大於德國之 CDS 價格及主權債券利率，表示該國信用風險大於德國之信用風險；反之，若 CDS 及主權債券信用價差為負值，表示該國之 CDS 價格及主權債券利率平均小於德國之 CDS 價格及主權債券利率，表示該國信用風險小於德國之信用風險。CDS 流動性價差為負值，表示該國 CDS 價格之買價小於賣價，差距愈大表示該國之流動性愈差；主權債券流動性價差為正值，表示該國主權債券利率之買價大於賣價，而債券利率與價格呈反向關係，因此亦可表示為該國主權債券價格之買價小於賣價，差距愈大表示該國之流動性愈差。

標準差方面，在模型一的部分可以看到：CDS 市場之標準差皆大於主權債券市場之標準差，表示 CDS 市場的平均變異程度比主權債券市場來得大；而在模型二的部分則可以看到，CDS 市場的信用價差及流動性價差之標準差大部分皆大於主權債券市場的信用價差及流動性價差之標準差，由此可以印證 CDS 市場平均變異程度是比主權債券市場來得大；若比較信用價差及流動性價差，可以發現信用價差之標準差也都是大於流動性價差之標準差，表示信用價差的平均變異程度比流動性價差來得大。偏態係數方面，在模型一的部分可以看到：CDS 及主權債券市場的資料明顯異於 0，峰態係數亦顯著大於常態分佈峰態係數值 3，表示所有變數資料皆呈現顯著偏態及厚尾分布現象，在 Jarque-Bera 值印證所有市場皆顯著拒絕常態分配的假設。

【表 3】各變數之敘述統計量

	模型一		模型二			
	CDS	主權債券	CDS		主權債券	
	原始價格	原始利率	信用價差	流動性價差	信用價差	流動性價差
Panel A: 葡萄牙						
平均數	0.2860	0.1046	185.7078	-15.4162	3.5656	0.1766
標準差	5.1241	1.9523	329.5488	26.9539	3.0693	0.2542
偏態係數	-1.4635	-1.9270	0.5569	-2.4601	0.9753	1.6006
峰態係數	26.8215	41.6968	2.2934	10.8895	2.7459	4.6254
J-B 值	24,337	63,895	48	2,363	106	352
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Panel B: 義大利						
平均數	0.1256	0.0260	-15.6468	-5.2608	1.5579	0.0165
標準差	5.6198	1.4660	135.8611	3.2353	1.0168	0.0067
偏態係數	-0.0383	-1.2137	0.4126	-2.5994	1.8346	2.7402
峰態係數	13.2320	17.3578	2.8928	18.6000	5.8818	12.3008
J-B 值	4,424	8,959	19	7,391	595	3,185
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Panel C: 愛爾蘭						
平均數	0.2725	0.0548	189.4244	-18.1577	3.8289	0.1340
標準差	4.6297	1.6725	251.4237	25.4927	2.3714	0.1940
偏態係數	-0.4407	-1.0875	0.3243	-2.1012	0.6448	1.0638
峰態係數	16.4207	22.8677	1.8436	10.1742	2.3089	2.5671
J-B 值	7,643	16,877	48	1,890	59	129
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Panel D: 希臘						
平均數	0.4622	0.2188	498.6355	-26.7781	6.2071	0.1360
標準差	5.6506	2.3780	587.2711	54.2507	4.1974	0.2512
偏態係數	-0.5180	-5.5399	0.9374	-3.7002	0.4011	2.4417
峰態係數	22.9510	119.9400	3.5674	22.7412	1.9607	9.2789
J-B 值	16,863	582,954	101	11,668	45	1,661
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]
Panel E: 西班牙						
平均數	0.2051	0.0254	32.1981	-5.1676	1.6642	0.0170
標準差	4.8767	1.5349	148.3202	4.2307	1.0249	0.0162
偏態係數	-0.2805	-1.5064	-0.3367	-1.3066	0.6654	1.7688
峰態係數	9.0621	17.3185	1.7821	7.3752	2.7082	5.9547
J-B 值	1,566	8,552	53	710	51	581
	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]	[0.0000]

註：[]內為 p-value。

第二節 實證結果分析

【表 4】為 CDS 與主權債券 ADCC-GARCH 模型參數估計條件平均式。由 Panel A CDS 方程式中之跨市場報酬傳導估計參數(β_j^{B-C})可以發現，主權債券在遞延一期時對於 CDS 大部分呈現正向顯著估計，在葡萄牙、愛爾蘭以及希臘都有 5% 以上的顯著結果，表示這三個國家遞延一期之主權債券殖利率上揚時，導致 CDS 價格上漲；然而主權債券在遞延二至四期時卻多呈現負向顯著估計，說明在遞延二至四期之主權債券殖利率上揚時期，將導致 CDS 價格下跌。而在 Panel B 主權債券方程式之跨市場報酬傳導估計參數(β_j^{C-B})可以發現，CDS 在遞延一期時對於主權債券皆呈現正向顯著估計，說明當 PIIGS 五國遞延一期之 CDS 價格上揚時，將導致主權債券殖利率上漲，且 CDS 對於主權債券的反應皆在遞延一期即消化訊息，在其他遞延期並無顯著的結果。綜合上述，CDS 與主權債券兩市場間具有雙向且為正向的回饋關係的可行性，相對主權債券對於 CDS 遞延期呈現正號及負號的不同估計，本文發現前一期 CDS 對於主權債券呈現一致顯著上的估計，說明投資人可透過 CDS 前一期價格變化，即時掌握主權債券殖利率的變動。

此外，本文特色之一，在於將投資人情緒納入兩者之價格傳導機制，分析投資人情緒上揚時期，主權債券與 CDS 之傳導影響，及分析當恐慌情緒上揚時期，主權債券與 CDS 之傳導影響。【表 4】Panel A 主權債券對於 CDS 之傳導參數(γ_j^{B-C})呈現顯著正向估計，表示在投資人情緒樂觀下，主權債券殖利率對於 CDS 價格呈現正向影響，代表主權債券利率下跌，將導致 CDS 價格下跌；但在恐慌情緒上揚時，主權債券與 CDS 之傳導參數(δ_k^{B-C})顯示，在 5% 顯著水準，希臘與西班牙之主權債券殖利率與 CDS 價格呈現負向顯著估計結果。【表 4】Panel B 當投資人情緒上揚及當恐慌情緒上揚時，CDS 對於主權債券之傳導影響參數結果發現，在高投資人情緒時期(γ_j^{C-B})以及高恐慌情緒時期(δ_k^{C-B})之 CDS 對主權債券影響並不顯著差異，相對於主權債券對 CDS 的結果較不相同。

【表 4】CDS 與主權債券 ADCC-GARCH 模型 CDS 條件平均式參數估計(Panel A)

		葡萄牙		義大利		愛爾蘭		希臘		西班牙
Const.	α_0^C	2.4086 (1.8715)		0.6399 (2.3912)		0.6923 (1.7325)		1.4963 (1.6686)		0.4640 (1.9062)
R_{t-1}^C	α_1^C	1.4730 *** (0.3842)		1.6604 *** (0.3349)		1.8738 *** (0.3849)				1.2986 *** (0.3669)
R_{t-3}^C	α_3^C	-0.3560 (0.3811)		-0.4121 (0.3387)						
R_{t-1}^B	β_1^{B-C}	1.9546 ** (0.9584)				2.2325 *** (0.9434)		5.1529 *** (1.0133)		
R_{t-2}^B	β_2^{B-C}									-3.3736 *** (1.1454)
R_{t-3}^B	β_3^{B-C}	-2.2387 ** (1.0217)								-1.1623 (1.0045)
R_{t-4}^B	β_4^{B-C}	-1.5907 (0.9968)		0.2252 (1.3136)		-0.8919 (1.4789)		-2.6003 *** (0.9508)		
$R_{t-1}^B \times D_{t-1}^H$	γ_1^{B-C}					-4.1152 *** (1.7138)				
$R_{t-2}^B \times D_{t-2}^H$	γ_2^{B-C}									4.6429 *** (1.9554)
$R_{t-3}^B \times D_{t-3}^H$	γ_3^{B-C}	3.6896 ** (1.6157)				-2.9933 ** (1.4382)				
$R_{t-4}^B \times D_{t-4}^H$	γ_4^{B-C}			-6.6356 *** (2.6616)		-2.9183 ** (1.4365)		4.0553 *** (1.5535)		
$R_{t-5}^B \times D_{t-5}^H$	γ_5^{B-C}	1.0709 (1.2334)		3.6382 (2.2927)						
$R_{t-1}^B \times D_{t-1}^V$	δ_1^{B-C}	-2.8481 * (1.6367)						-5.1570 *** (1.5689)		
$R_{t-3}^B \times D_{t-3}^V$	δ_3^{B-C}			-1.7247 (1.5859)				-0.4524 (1.1593)		
$R_{t-4}^B \times D_{t-4}^V$	δ_4^{B-C}	0.4132 (1.6157)								-2.6043 ** (1.2905)

註：

1. ()內為參數估計值之標準差。
2. *、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

續【表 4】CDS 與主權債券 ADCC-GARCH 模型主權債券條件平均式參數估計(Panel B)

		葡萄牙		義大利		愛爾蘭		希臘		西班牙
Const.	α_0^B	2.2055 (0.8320)	***	-0.0192 (0.2677)		0.3930 (0.7424)		0.7121 (0.5652)		0.4847 (0.8065)
R_{t-1}^B	α_1^B	1.2036 (0.3782)	***	1.0391 (0.3433)	***	1.5669 (0.3673)	***	1.3729 (0.3889)	***	1.5754 (0.3274)
R_{t-2}^B	α_2^B			-1.1863 (0.3239)	***					
R_{t-3}^B	α_3^B							0.0742 (0.3256)		-0.5879 (0.3290)
R_{t-4}^B	α_4^B	-0.3270 (0.3830)								
R_{t-9}^B	α_9^B	-0.4591 (0.3040)								
R_{t-1}^C	β_1^{C-B}	0.5697 (0.1601)	***	0.1418 (0.0720)	**	0.6671 (0.1655)	***	0.4711 (0.1524)	***	0.2935 (0.0986)
R_{t-3}^C	β_3^{C-B}	-0.1444 (0.1365)								
R_{t-4}^C	β_4^{C-B}					-0.0405 (0.1154)		-0.3399 (0.1137)	***	
$R_{t-2}^C \times D_{t-2}^H$	γ_2^{C-B}	0.4350 (0.2194)	**			0.3413 (0.2215)		0.2684 (0.2271)		
$R_{t-3}^C \times D_{t-3}^H$	γ_3^{C-B}	0.1619 (0.2664)				0.1860 (0.2244)		0.0973 (0.2378)		0.0802 (0.1807)
$R_{t-5}^C \times D_{t-5}^H$	γ_5^{C-B}			0.2067 (0.1332)				0.0432 (0.1610)		
$R_{t-1}^C \times D_{t-1}^V$	δ_1^{C-B}	-0.4912 (0.2269)	**			-0.3868 (0.2483)				
$R_{t-3}^C \times D_{t-3}^V$	δ_3^{C-B}									0.1119 (0.1518)
$R_{t-4}^C \times D_{t-4}^V$	δ_4^{C-B}	-0.1121 (0.1728)		0.0694 (0.1061)						

註：

1. ()內為參數估計值之標準差。
2. *、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

【表 5】為 CDS 與主權債券 ADCC-GARCH 模型參數估計條件變異式。由 Panel A 及 Panel B 之 CDS 及主權債券方程式之估計顯示，各國 CDS 及主權債券報酬條件變異數普遍呈現顯著之 GARCH、ARCH 效果，說明 CDS 及主權債券報酬存在明顯之波動叢聚特性。此外，在 CDS 自身市場波動不對稱參數(ξ_2^C)方面，葡萄牙、義大利及愛爾蘭皆呈現顯著估計，說明其前期負向報酬，將可能導致 CDS 市場未來更大之波動；而在主權債券自身市場波動不對稱參數(ξ_2^B)方面，PIIGS 五國皆呈現顯著估計，說明其前期負向報酬，將可能導致主權債券殖利率更大之波動。針對 CDS 跨市場波動傳導參數(τ_2^{B-C})部分，並無顯著的結果。但在主權債券跨市場波動傳導(τ_2^{C-B})部分，義大利、愛爾蘭及西班牙之跨市場波動不對稱傳導參數呈現顯著正向影響，說明這些國家 CDS 價格上揚的負向消息，可能導致主權債券報酬波動的明顯增加。綜合比較上述，CDS 與主權債券的外溢交互影響，發現 CDS 不論在價格報酬或訊息傳導皆扮演重要外溢傳導的主導角色。

【表 5】CDS 與主權債券 ADCC-GARCH 模型條件變異式參數估計

		葡萄牙		義大利		愛爾蘭		希臘		西班牙	
Panel A: CDS 條件變異式											
Const.	ω_0^C	116.0790 (35.9437)	***	26.7335 (10.2200)	***	82.5687 (26.3820)	***	7.3380 (3.2161)	**	30.5276 (12.7990)	***
h_{t-i}^C	θ^C	0.8088 (0.0433)	***	0.9364 (0.0120)	***	0.8328 (0.0256)	***	0.9460 (0.0062)	***	0.8685 (0.0338)	***
$(\varepsilon_{t-j}^C)^2$	ξ_1^C	0.1072 (0.0361)	***	0.0434 (0.0141)	***	0.0589 (0.0147)	***	0.0388 (0.0072)	***	0.1072 (0.0357)	***
$(\varepsilon_{t-1}^C)^2 \times D_{t-1}^C$	ξ_2^C	0.0830 (0.0291)	***	0.0192 (0.0064)	***	0.1073 (0.0322)	***	—		0.0218 (0.0358)	
$(\varepsilon_{t-j}^B)^2$	τ_1^{B-C}	0.0100 (0.1533)		-0.0830 (0.0505)		0.1228 (0.1929)		-0.0988 (0.0189)		-0.0128 (0.1164)	
$(\varepsilon_{t-1}^B)^2 \times D_{t-1}^B$	τ_2^{B-C}	0.0099 (0.17310)		0.2656 (0.1759)		-0.0396 (0.2555)		0.4917 (0.0855)	***	0.3282 (0.2741)	
Panel B: 主權債券條件變異式											
Const.	ω_0^B	29.0546 (9.4695)	***	3.1729 (1.1487)	***	8.9546 (3.2221)	***	34.4459 (7.4710)	***	3.3779 (1.2239)	***
h_{t-i}^B	θ^B	0.7370 (0.0457)	***	0.8898 (0.0226)	***	0.8357 (0.0289)	***	0.5821 (0.0491)	***	0.9255 (0.0179)	***
$(\varepsilon_{t-j}^B)^2$	ξ_1^B	0.1363 (0.0501)	***	0.0483 (0.0125)	***	0.0491 (0.0170)	***	0.0948 (0.0344)	***	0.0159 (0.0069)	**
$(\varepsilon_{t-1}^B)^2 \times D_{t-1}^B$	ξ_2^B	0.1258 (0.0337)	***	0.0609 (0.0140)	***	0.0874 (0.0291)	***	0.3221 (0.0481)	***	0.0575 (0.0126)	***
$(\varepsilon_{t-j}^C)^2$	τ_1^{C-B}	0.0017 (0.0021)		-0.0004 (0.0005)		0.0018 (0.0022)		0.0121 (0.0052)	***	-0.0006 (0.0009)	
$(\varepsilon_{t-1}^C)^2 \times D_{t-1}^C$	τ_2^{C-B}	-0.0030 (0.0032)		0.0002 (0.0007)	***	0.0060 (0.0028)	**	-0.0027 (0.0070)		0.0038 (0.0013)	***

註：

1. ()內為參數估計值之標準差。
2. *、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。
3. —表示參數估計達下限。

【表 6】為相關係數參數估計結果，大致上都呈現正向顯著估計，其中代表前期殘差項交乘影響之參數 a 呈現正向顯著結果；而代表前期共變數交乘影響之參數 b 亦一致呈現正向估計結果；代表兩市場前期下跌情況下，對於兩市場共變異數之影響程度之參數 c，則大部分因為參數估計達下限，因此無結果，但在愛爾蘭則呈現 1% 的正向顯著結果，表示當 CDS 及主權債券兩市場同時在前期傳出負面消息時，對於該國兩市場共變異程度的影響也會增加。

【表 6】相關係數參數估計結果

		葡萄牙	義大利	愛爾蘭	希臘	西班牙
動態 相關 係數	a	0.0018 *** (0.0007)	0.0335 *** (0.0129)	—	0.0026 ** (0.0012)	0.0031 *** (0.0009)
	b	0.9962 *** (0.0007)	0.8966 *** (0.0561)	0.8998 *** (0.0290)	0.9932 *** (0.0029)	0.9949 *** (0.0009)
	c	—	—	0.0753 *** (0.0257)	0.0033 (0.0025)	—

註：

1. ()內為參數估計值之標準差。
2. *、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。
3. —表示參數估計達下限。

【表 7】Panel A 為 CDS 及主權債券 VAR 模型-CDS 信用價差方程式之參數估計，實證結果顯示遞延一期 CDS 信用價差參數($\alpha_1^{C_CS-C_CS}$)一致呈現顯著正向估計，代表前期 CDS 信用價差對於解釋當期 CDS 信用違約風險扮演重要解釋角色。此外，主權債券信用價差對於 CDS 信用價差估計參數($\beta_i^{B_CS-C_CS}$)於葡萄牙、義大利及愛爾蘭皆呈現正向顯著估計，說明主權債券信用價差對於 CDS 違約風險的影響能力。再者，CDS 的流動性價差對於 CDS 信用價差估計參數($\gamma_i^{C_LS-C_CS}$)則普遍呈現正向顯著估計。最後，主權債券流動性價差對於 CDS 信用價差估計參數($\delta_i^{B_LS-C_CS}$)於葡萄牙呈現顯著正向結果。綜合上述，不論是 CDS 或主權債券信用價差對於 CDS 信用價差在大部分國家皆具有一定程度解釋能力。相對而言，CDS 較主權債券，不論是信用價差或流動性價差皆具較高的預測功能。

【表 7】Panel B 為 CDS 及主權債券 VAR 模型-主權債券信用價差方程式之參數估計，實證結果顯示，CDS 信用價差對於主權債券信用價差大多呈現遞延一期的正向顯著估計，上述結果與 Panel A 主權債券信用價差對 CDS 信用價差的估計結果類似，印證兩者存在相互影響的回饋行為。此外，遞延一期主權債券信用價差對於當期主權債券信用價差呈現顯著正向估計，說明主權債券信用價差前後期的高度相關。其次，CDS 及主權債券之流動性價差對於主權債券信用價差影響相對有限。Panel B 結果再次印證主權債券與 CDS 信用價差間之高度動態關聯。

【表 7】Panel C 為 CDS 及主權債券 VAR 模型-CDS 流動性價差方程式之參數估計，實證結果顯示，CDS 信用價差對於 CDS 流動性價差於愛爾蘭、希臘及西班牙分別呈現正向顯著估計。此外，遞延一期 CDS 流動性價差對於當期 CDS 流動性價差呈現顯著正向估計。再者，主權債券之信用價差及流動性價差則多呈現不顯著估計。上述結果證實，CDS 信用價差及 CDS 流動性價差於部分國家的解釋能力；而其中又以 CDS 前期之流動性價差最具一致的預測能力。

【表 7】Panel D 為 CDS 及主權債券 VAR 模型-主權債券流動性價差方程式之參數估計。發現主權債券之信用價差對於主權債券之流動性價差於葡萄牙及義大利具一定解釋能力；而主權債券前期之流動性價差參數估計在遞延一期及二期都呈現 1% 的顯著估計，說明前期主權債券流動性價差對於解釋當期流動性變化為重要角色。其他變數包括 CDS 信用價差及流動性價差則多呈現不顯著估計。

綜合上述【表 7】Panel A、B、C、D 而言，發現 CDS 信用價差對於 CDS 自身的信用價差、流動性價差與主權債券之信用價差皆具有一定程度解釋功能。此外，主權債券信用價差對於 CDS 及主權債券自身之信用價差皆存在顯著估計結果。而 CDS 及主權債券之流動性價差影響則主要著重在自身市場之遞延期影響，對於跨市場之影響則多不明顯。值得一提的是，本文發現 CDS 與主權債券間之交互傳導機制主要著重在信用價差間的交互傳導進行，提供投資人在兩商品的投資或套利決策的參考。

最後，本文發現投資人情緒對於主權債券信用價差及 CDS 信用價差皆呈現正向顯著影響(ϑ_0)，說明投資人恐慌指數增加時期，將造成主權債券及 CDS 之信用價差的擴大；相對而言，對於流動性價差的影響則較不明顯。

【表 7】CDS 及主權債券 VAR 模型-CDS 信用價差方程式之參數估計(Panel A)

	葡萄牙	義大利	愛爾蘭	希臘	西班牙
$\varphi_0^{C_CS}$	-6.4661 *** (3.2878)	-0.5866 (1.6614)	-6.1708 * (3.4045)	-8.78883 * (5.0598)	0.778675 (1.6107)
$\alpha_1^{C_CS-C_CS}$	1.0352 *** (0.0467)	0.8750 *** (0.0411)	1.0907 *** (0.0461)	1.2723 *** (0.0460)	1.0929 *** (0.0483)
$\alpha_2^{C_CS-C_CS}$	-0.0707 (0.04674)	0.1090 *** (0.0407)	-0.1225 *** (0.0458)	-0.3123 *** (0.0466)	-0.09729 ** (0.0483)
$\beta_1^{B_CS-C_CS}$	13.9849 ** (6.7592)	25.4789 *** (4.8283)	21.6908 *** (5.9267)	3.4968 (7.2636)	-1.3066 (6.2450)
$\beta_2^{B_CS-C_CS}$	-9.0487 (6.8080)	-21.2437 *** (4.9257)	-17.6048 *** (5.9190)	0.9978 (7.2642)	1.1026 (6.2994)
$\gamma_1^{C_LS-C_CS}$	0.1065 * (0.0577)	0.5003 ** (0.2179)	0.1656 *** (0.0493)	-0.0080 (0.0604)	0.0560 (0.1609)
$\gamma_2^{C_LS-C_CS}$	-0.1069 * (0.0576)	0.01430 (0.2175)	-0.0229 (0.0498)	0.0394 (0.0608)	-0.2309 (0.1603)
$\delta_1^{B_LS-C_CS}$	72.9891 *** (23.9230)	-222.3921 *** (94.3044)	-46.0508 (32.3391)	39.5656 (34.3588)	91.6127 (78.3509)
$\delta_2^{B_LS-C_CS}$	-92.5116 *** (24.1132)	47.1745 (95.0255)	43.8463 (32.4203)	-6.6632 (35.3076)	-131.9296 (80.7610)
ϑ_0	121.2548 *** (14.3681)	32.6135 *** (6.5225)	74.7078 *** (11.5073)	224.3086 *** (25.5205)	46.6509 *** (7.1122)

註：

1. ()內為參數估計值之標準差。
2. *、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

續【表 7】CDS 及主權債券 VAR 模型-主權債券信用價差方程式之參數估計(Panel B)

	葡萄牙	義大利	愛爾蘭	希臘	西班牙
$\varphi_0^{B_CS}$	0.0010 (0.02276)	0.02009 (0.0139)	0.0558 ** (0.0260)	0.0432 (0.0318)	0.0245 ** (0.0116)
$\alpha_1^{C_CS-B_CS}$	0.0012 *** (0.0003)	0.0003 (0.0003)	0.0011 *** (0.0004)	0.0017 *** (0.0003)	0.0014 *** (0.0004)
$\alpha_2^{C_CS-B_CS}$	-0.0011 *** (0.0003)	-0.0003 (0.0003)	-0.0009 *** (0.0004)	-0.0017 *** (0.0003)	-0.0013 *** (0.0004)
$\beta_1^{B_CS-B_CS}$	1.1072 *** (0.0468)	1.1514 *** (0.0404)	1.1733 *** (0.0453)	0.9550 *** (0.0457)	1.1277 *** (0.0451)
$\beta_2^{B_CS-B_CS}$	-0.1061 ** (0.0471)	-0.1543 *** (0.0412)	-0.1963 *** (0.0453)	0.0355 (0.0457)	-0.1468 *** (0.0454)
$\gamma_1^{C_LS-B_CS}$	0.0007 (0.0004)	0.0015 (0.0018)	0.0011 *** (0.0004)	0.0005 (0.0004)	0.0014 (0.0012)
$\gamma_2^{C_LS-B_CS}$	0.0001 (0.0004)	-0.0011 (0.0018)	-0.0009 *** (0.0004)	0.0004 (0.0004)	-0.0027 *** (0.0012)
$\delta_1^{B_LS-B_CS}$	0.3855 *** (0.1656)	0.9716 (0.7882)	-0.0342 (0.2474)	0.1449 (0.2160)	0.0924 (0.5652)
$\delta_2^{B_LS-B_CS}$	-0.3437 ** (0.1669)	-1.5540 * (0.7943)	0.1265 (0.2480)	-0.0078 (0.2219)	-0.0803 (0.5826)
ϑ_0	0.8821 *** (0.0995)	0.5616 *** (0.0545)	0.6529 *** (0.0880)	1.6607 *** (0.1604)	0.5249 *** (0.0513)

註：

1. ()內為參數估計值之標準差。
2. *、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

續【表 7】CDS 及主權債券 VAR 模型-CDS 流動性價差方程式之參數估計(Panel C)

	葡萄牙	義大利	愛爾蘭	希臘	西班牙
$\varphi_0^{C_LS}$	0.5140 (2.1734)	0.0917 (0.2948)	-1.7490 (2.6996)	-8.1093 *** (3.3927)	0.9789 *** (0.3925)
$\alpha_1^{C_CS-C_LS}$	-0.0153 (0.0309)	0.0089 (0.0073)	-0.0866 *** (0.0365)	-0.0830 *** (0.0308)	-0.0179 (0.0118)
$\alpha_2^{C_CS-C_LS}$	0.0155 (0.0309)	-0.0056 (0.0072)	0.0789 ** (0.0363)	0.0530 * (0.0313)	0.0244 *** (0.0118)
$\beta_1^{B_CS-C_LS}$	2.9802 (4.4681)	-1.2986 (0.8566)	5.4170 (4.6996)	-4.7023 (4.8704)	0.0353 (1.5218)
$\beta_2^{B_CS-C_LS}$	-3.7786 (4.5004)	-0.4637 (0.8739)	-5.4174 (4.6935)	7.9061 (4.8708)	-2.5319 * (1.5351)
$\gamma_1^{C_LS-C_LS}$	0.4504 *** (0.0382)	0.2353 *** (0.0387)	0.5406 *** (0.0390)	0.3237 *** (0.0405)	0.2650 *** (0.0392)
$\gamma_2^{C_LS-C_LS}$	0.1983 *** (0.0381)	0.1800 *** (0.0386)	0.1199 *** (0.0395)	0.1037 *** (0.0408)	0.1324 *** (0.0391)
$\delta_1^{B_LS-C_LS}$	57.2702 *** (15.8143)	-26.3097 (16.7305)	16.8097 (25.6435)	-27.5339 (23.0382)	-30.2053 (19.0932)
$\delta_2^{B_LS-C_LS}$	-76.5705 *** (15.9400)	2.6863 (16.8584)	-39.3285 (25.7079)	-63.4768 (23.6744)	20.8741 (19.6805)
ϑ_0	10.3021 (9.4980)	1.4407 (1.1572)	-0.8503 (9.1248)	-27.5932 (17.1120)	0.2289 (1.7332)

註：

1. ()內為參數估計值之標準差。
2. *、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

續【表 7】CDS 及主權債券 VAR 模型-主權債券流動性價差方程式之參數估計(Panel D)

	葡萄牙		義大利		愛爾蘭		希臘		西班牙	
$\varphi_0^{B_LS}$	-0.0131	***	0.0034	***	-0.0026		0.0157	***	-0.0017	**
	(0.0053)		(0.0007)		(0.0042)		(0.0067)		(0.0008)	
$\alpha_1^{C_CS-B_LS}$	0.0000		0.0000	*	0.0001		0.0002	***	-0.0000	
	(0.0001)		(0.0000)		(0.0001)		(0.0001)		(0.0000)	
$\alpha_2^{C_CS-B_LS}$	-0.0000		-0.0000	*	-0.0001		-0.0002	***	0.0000	
	(0.0000)		(0.0000)		(0.0001)		(0.0001)		(0.0000)	
$\beta_1^{B_CS-B_LS}$	0.0281	***	-0.0049	***	-0.0090		-0.0096		-0.0030	
	(0.0109)		(0.0019)		(0.0073)		(0.0087)		(0.0032)	
$\beta_2^{B_CS-B_LS}$	-0.0192	*	0.0065	***	0.0105		0.0023		0.0054	*
	(0.0109)		(0.0020)		(0.0073)		(0.0087)		(0.0032)	
$\gamma_1^{C_LS-B_LS}$	0.0001		-0.0002	*	-0.0000		0.0001		0.0001	
	(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)	
$\gamma_2^{C_LS-B_LS}$	-0.0001		0.0001		0.0000		0.0001	*	-0.0001	
	(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)		(0.0001)	
$\delta_1^{B_LS-B_LS}$	0.5964	***	0.3395	***	0.7929	***	0.6833	***	0.6802	***
	(0.0384)		(0.0380)		(0.0397)		(0.0412)		(0.0396)	
$\delta_2^{B_LS-B_LS}$	0.3497	***	0.2837	***	0.1831	***	0.3322	***	0.1906	***
	(0.0387)		(0.0383)		(0.0398)		(0.0424)		(0.0408)	
ϑ_0	0.0277		-0.0018		-0.0052		0.0520	*	0.0017	
	(0.0231)		(0.0026)		(0.0141)		(0.0306)		(0.0036)	

註：

1. ()內為參數估計值之標準差。
2. *、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。

第五章 結論

本文主要研究 PIIGS—葡萄牙(Portugal)、義大利(Italy)、愛爾蘭(Ireland)、希臘(Greece)及西班牙(Spain)五個國家，以 ADCC-MGARCH 模型分析 CDS 與主權債券市場間動態相關性，並探討在高投資人情緒及高恐慌情緒時，對 CDS 及主權債券兩市場的影響；接著，使用向量自我迴歸模型(Vector autoregression, VAR)來分析 CDS 與主權債券市場間之信用與流動性價差的關係，並加入投資人情緒代理變數—歐洲恐慌指數(VStoxx)，來觀察其對 CDS 及主權債券市場之信用與流動性價差的影響。

模型一實證結果顯示，CDS 與主權債券兩市場間具有雙向且為正向的回饋關係的可行性，相對主權債券對於 CDS 遞延期呈現正號及負號的不同估計，本文發現前一期 CDS 對於主權債券呈現一致顯著為正的估計，說明投資人可透過 CDS 前一期價格變化，即時掌握主權債券殖利率的變動。此外，本文特色之一，在於將高投資人情緒及高恐慌指數納入兩者之價格傳導機制，實證結果發現，在投資人情緒樂觀下，主權債券殖利率對於 CDS 價格呈現正向影響，代表主權債券利率下跌，將導致 CDS 價格下跌；但在恐慌情緒上揚時，在 5% 顯著水準，希臘與西班牙之主權債券殖利率與 CDS 價格呈現負向顯著估計結果；在高投資人情緒時期以及高恐慌情緒時期之 CDS 對主權債券影響並不顯著差異，相對於主權債券對 CDS 的結果較不相同。

在自身市場波動不對稱方面，本文實證發現，不論是在 CDS 還是在主權債券市場，兩者在多數國家中皆呈現顯著估計，說明前期負向消息的發生，將可能導致自身市場未來更大之波動。而在跨市場波動傳導部分，本文發現 CDS 對於主權債券的跨市場波動傳導呈現顯著正向影響，說明這些國家 CDS 價格上揚的負向消息，可能導致主權債券報酬波動的明顯增加。綜合比較上述，CDS 與主權債券的外溢交互影響，發現 CDS 不論在價格報酬或訊息傳導皆扮演重要外溢傳導的主導角色。

模型二實證結果顯示，CDS 信用價差對於 CDS 自身的信用價差、流動性價差與主

權債券之信用價差皆具一定程度解釋功能。此外，主權債券信用價差對於 CDS 及主權債券自身之信用價差皆存在顯著估計結果。而 CDS 及主權債券之流動性價差影響則主要著重在自身市場之遞延期影響，對於跨市場之影響則多不明顯。值得一提的是，本文發現 CDS 與主權債券間之交互傳導機制主要著重在信用價差間的交互傳導進行，提供投資人在兩商品的投資或套利決策的參考。最後，本文發現投資人情緒對於主權債券信用價差及 CDS 信用價差皆呈現正向顯著影響，說明投資人恐慌指數增加時期，將造成主權債券及 CDS 之信用價差的擴大；相對而言，對於流動性價差的影響則較不明顯。

參考文獻

1. 李綱信，2011，「歐洲主權債信危機之分析」，經濟研究，11 卷：頁 231-258。
2. 周賓凰、池祥萱、周冠男、龔怡霖，2002，「行為財務學：文獻回顧與展望」，證券市場發展季刊，14 卷 2 期：頁 1-48。
3. 陳美菊，2008，「次級房貸風暴對全球經濟之影響」，經濟研究，8 卷：頁 249-271。
4. 楊奕農，2009，二版，時間序列分析：經濟與財務上之應用，台北：雙葉書廊有限公司。
5. Amihud, Y. and H. Mendelson. 1991. Liquidity, maturity and the yields on U.S. government securities. *Journal of Finance* 46: 1411– 1426.
6. Aktug, E., G. Vasconcellos, and Y. Bae. 2008. The dynamics of sovereign credit default swap and bond markets: Empirical evidence from the 2001-2007 period. *Working Paper*.
7. Baker, M. and J. Wurgler. 2006. Investor Sentiment and the Cross-Section of Stock Return. *Journal of Finance* 61: 1645-1680.
8. Blanco R., S. Brennan, and I. W. Marsh. 2005. An empirical analysis of the dynamic relationship between investment grade bonds and credit default swaps. *Journal of Finance*, 60: 2255–2281.
9. Calice, G., J. Chen, and J. Williams. 2011. Liquidity spillovers in sovereign bond and CDS market: An analysis of the Eurozone sovereign debt crisis. *Journal of Economic Behavior & Organization*.
10. Chan-Lan, Jorge A., and Yoon S. Kim. 2004. Equity prices, credit default swaps, and bond spreads in emerging markets. *IMF working paper*.
11. Chen, L., D. A. Lesmond and J. Wei. 2007. Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity. *The Journal of Finance*. 62: 119–149.
12. Chordia, T., R. Roll, Subrahmanyam, A.. 2001. Market liquidity and trading activity. *The*

- Journal of Finance*, 56: 501–530.
13. Chordia, T., R. Roll, Subrahmanyam, A.. 2008. Liquidity and market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 87: 249–268.
 14. Covitz D., C. Downing. 2007. Liquidity or Credit Risk? The Determinants of Very Short-Term Corporate Yield Spreads. *The Journal of Finance*, 62: 2303-2328.
 15. Delis, M. D. and N. Mylonidis. 2011. The chicken or the egg? A note on the dynamic interrelation between government bond spreads and credit default swaps. *Finance Research Letters*, 8(3): 163-170.
 16. Duffie, D.. 1999. Credit swap valuation. *Financial Analysts Journal*, 55: 73-87.
 17. Elton, E.J. and T.C. Greene. 1998. Tax and liquidity effects in pricing government bonds. *The Journal of Finance*, 53: 1533-1562.
 18. Fisher, L. Kenneth, and M. Statman. 2000. Investor sentiment and stock returns. *Financial Analysts Journal*, 56: 16–23.
 19. Forte, S. and J.I. Pena. 2009. Credit spreads: an empirical analysis on the informational content of stocks, bonds, and CDS. *Journal of Banking and Finance*, 33: 2013–2025.
 20. Goldreich, D., B. Hanke and P. Nath. 2005. The price of future liquidity: Time-varying liquidity in the U.S. treasury market. *Review of Finance*. 9: 1-32.
 21. Han, S. and H. Zhou. 2007. Nondefault bond spread and market trading liquidity. *Technical report*.
 22. Hull, J. and White, A. 2000. Valuing Credit Default Swap I: No counterparty Default Risk. *Journal of Derivatives*, 1: 29-40.
 23. Hull, J. and White, A. 2004. Valuation of a CDO and an n-th to Default CDS without Monte Carlo Simulation. *Journal of Derivatives*, 12(2): 8-23.
 24. Kahneman, D., and A. Tversky. 1979. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*, 47: 263-291.

25. Kamara, A.. 1994. Liquidity, taxes and short-term treasury yields. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29: 403-417.
26. Krishnamurthy, A.. 2002. The Bond/Old-Bond Spread. *Journal of Financial Economics*. 66: 463-506.
27. Longstaff, F. 2004. The flight-to-liquidity in U.S. treasury bond prices. *Journal of Business*, 77: 511-526.
28. Longstaff, F., S. Mithal, and E. Neis. 2005. Corporate yield spreads: default risk or liquidity? New evidence from credit-default swap market. *The Journal of Finance*, 60 (5): 2213–2253.
29. Markowitz, H. 1959. Portfolio selection: Efficient diversification of investments. *New York: Wiley*.
30. Mullainathan, Sendhil, and R. H. Thaler. 2000. Behavioral economics. *NBER Working Paper*. No. 7948. Forthcoming in the International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences.
31. Nayak, S.. 2010. Investor sentiment and corporate bond yield spreads. *Review of Behavioral Finance*, 2: 59–80.
32. Neal, R. and M. S. Wheatley. 1998. Do measures of investor sentiment predict returns? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 33: 523-547
33. Perraudin, W.R.M and A. P. Taylor. 2003. Liquidity and bond market spreads. *Working Paper*.
34. Roll, R.. 1987. A simple implicit measure of the effective bid-ask in an efficient market. *Journal of Finance*, 39: 1127-1139.
35. Shiller, R. J.. 1984. Stock Prices and Social Dynamics. *Brookings Papers on Economic Activity* 457-98.
36. Shleifer, A. and R. Vishny. 1997. The limits to arbitrage. *Journal of Finance*, 52: 35-55.

37. Thaler, R. H.. 1999. The end of behavioral finance. *Financial Analysts Journal* (November-December), 18-27.
38. Qiu, L. X. and I. Welch. 2006. Investor Sentiment Measures. *Working Paper*.
39. 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: 211–235.

附錄一

歐洲主要國家 2000-2009 年預算盈餘或赤字佔 GDP 比率(%)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
歐盟 27 國	0.6	-1.5	-2.6	-3.2	-2.9	-2.4	-1.5	-0.9	-2.4	-6.9
歐元區 16 國	-0.1	-1.9	-2.6	-3.1	-2.9	-2.5	-1.4	-0.7	-2.1	-6.4
德國	1.1	-3.1	-3.8	-4.2	-3.8	-3.3	-1.6	0.2	-0.1	-3.2
法國	-1.5	-1.5	-3.1	-4.1	-3.6	-2.9	-2.3	-2.7	-3.3	-7.5
英國	3.6	0.5	-2.1	-3.4	-3.5	-3.4	-2.7	-2.7	-5.0	-11.5
葡萄牙	-2.9	-4.3	-2.9	-3.0	-3.4	-5.9	-4.1	-3.1	-3.6	-10.1
愛爾蘭	4.7	0.9	-0.4	0.4	1.4	1.7	2.9	0.1	-7.3	-14.2
義大利	-0.8	-3.1	-3.1	-3.6	-3.5	-4.4	-3.4	-1.6	-2.7	-5.4
希臘	-3.7	-4.5	-4.8	-5.6	-7.5	-5.2	-5.7	-6.5	-9.8	-15.8
西班牙	-0.9	-0.5	-0.2	-0.3	-0.1	1.3	2.4	1.9	-4.5	-11.2

歐洲主要國家 2000-2009 年政府債務佔 GDP 比率(%)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
歐盟 27 國	61.9	61.0	60.4	61.9	62.3	62.8	61.5	59.0	62.5	74.7
歐元區 16 國	69.2	68.2	68.0	69.2	69.6	70.2	68.6	66.4	70.2	79.9
德國	60.2	59.1	60.7	64.4	66.3	68.6	68.1	65.2	66.7	74.4
法國	57.3	56.9	58.8	62.9	64.9	66.4	63.7	64.2	68.2	79.0
英國	41.0	37.7	37.5	39.0	40.9	42.5	43.4	44.4	54.8	69.6
葡萄牙	48.5	51.2	53.8	55.9	57.6	62.8	63.9	68.3	71.6	83.0
愛爾蘭	37.5	35.2	31.9	30.7	29.4	27.2	24.7	24.8	44.2	65.2
義大利	108.5	108.2	105.1	103.9	103.4	105.4	106.1	103.1	105.8	115.5
希臘	103.4	103.7	101.7	97.4	98.6	100.0	106.1	107.4	113.0	129.3
西班牙	59.4	55.6	52.6	48.8	46.3	43.1	39.6	36.2	40.1	53.8