

東海大學管理學院財務金融研究所
碩士論文

評估本國與遠期匯率價差和債券利差動態之研究：
以東北亞與東南亞為例

Evaluate the Dynamics of Domestic and Forward Exchange
Rate Spreads and Bond Spreads: Evidence from Northeast
Asia and Southeast Asia

指導教授：郭一棟 博士

王凱立 博士

研究生：謝秉蓁

中華民國 107 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 謝秉蓁 君

所提之論文(中文)： 評估本國與遠期匯率價差和債券

利差動態之研究：以東北亞與東南亞為例

(英文)： Evaluate the Dynamics of Domestic and

Forward Exchange Rate Spreads and Bond

Spreads: Evidence from Northeast Asia and

Southeast Asia

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

林豐智

考試委員

鄧一博

(指導教授)

王崑之

(指導教授)

顏盟峰

系所主任

陳春偉

中華民國 107 年 7 月 26 日

東海大學財務金融學系
碩士論文學術倫理聲明書

本人 謝秉堃 (學號: 906440020) 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： 謝秉堃 (簽名)

中華民國 107 年 8 月 5 日

致謝

論文順利告一段落，同時意味著新的人生階段即將開始，在離開這美好、值得回憶的校園之前必須感謝許多師長、同窗的指導與協助，就讓本人在此逐一致上感謝之意。首先，我要感謝指導教授王凱立老師這兩年的教誨，在論文上，老師從一開始，便仔細地為我們介紹論文架構該如何築構，也確認我們論文整體的方向是否正確無誤，即使公務繁忙，依舊抽出時間將論文每一部分仔細地與我討論、確認，過程中雖然辛苦，但因為有老師細心的指導與耐心的陪伴，才得以讓我順利完成此篇論文，「關關難過，關關過，頭過身就過」。除了論文討論外，老師同時也告訴我們許多人生的道理，以及做人處世的方式，在此對於老師的宅心仁厚表達敬佩及感謝之意。接著，我要感謝郭一棟、林豐智、顏盟峯三位口試委員對於本篇論文內容的指點，三位老師的指導使本篇論文更臻完善。同時，我要感謝我的父母親，謝謝你們無私的包容，提供物質與精神上的支持，讓我沒有後顧之憂地做我想做的事，並順利完成碩士學位，我明白這一切並非理所當然，因此在這裡要將畢業的喜悅與您們分享，我承諾將會同樣責無旁貸地支持、照顧您們。在研究所求學期間，也多虧了結交到許多值得驕傲的朋友，才讓每一天充滿歡笑與期待，特別是我的夥伴們，珊瑩、小榆和麗欣，這兩年我們一同經歷了許多大小難題，但因為有你們的陪伴與相互扶持，才能突破一關又一關的關卡，謝謝你們讓我在這兩年的研究所生活多采多姿，我愛你們。以此篇致謝辭的結尾，為我們未來生命旅途獻上最誠摯的祝福。

摘要

本文以東北亞和東南亞市場共 6 個國家為研究對象，探討匯率與債券利差之動態關係，採用雙變量 DCC-GARCH 模型分析不同國家與不同區域是否存在資訊傳導機制的差異。實證結果發現(1)針對債券利差之於匯率部分，不論東北亞或東南亞，債券利差對於海外市場交易之 NDF 匯率和國內市場 SPOT 匯率皆呈現顯著負向影響；而針對匯率對於債券利差部分，有別於東北亞區域之普遍不顯著估計，東南亞區域則一致得到顯著正向估計結果。(2)就債券利差之於匯率價差部分，得到正負不一致的結果，東北亞區域-台灣、中國和東南亞區域-菲律賓為顯著正向估計；東北亞區域-韓國和東南亞區域-馬來西亞則得到顯著負向估計結果。而針對匯率價差對於債券利差部分，本文發現一般時期匯率價差對債券利差在東南亞區域一致呈現正向估計；然而在金融危機時期，東南亞區域則一致為負向顯著估計。(3)金融危機時期，債券利差之於匯率部分，有別於平常時期一致負向的估計結果，發現東北亞區域-韓國和東南亞區域-印尼之海外交易 NDF 匯率和國內市場 SPOT 匯率皆呈現顯著正向估計；而東北亞區域-中國、東南亞區域-馬來西亞和菲律賓則呈現不顯著估計。而債券利差之於匯率價差部分，結果顯示東南亞各國普遍得到顯著正向估計結果。(4)本文重要發現所有市場之匯率價差和債券利差皆具大波動跟著大波動、小波動跟著小波動的叢聚特性。

關鍵詞：NDF、現貨市場、匯率價差、債券利差、跨國傳導、DCC-GARCH 模型

Abstract

This study takes six countries in Northeast Asia and Southeast Asia as the research object, discusses the dynamic relationship between exchange rate and bond spread, and uses the bivariate DCC-GARCH model to analyze whether there are differences in information transmission mechanisms between different countries and different regions. The empirical results show that (1) Regarding the effect of bond spreads on the exchange rate, regardless of Northeast Asia or Southeast Asia, bond spreads have a significant negative impact on the NDF exchange rate of overseas market transactions and the domestic market SPOT exchange rate; In part, unlike the generally insignificant estimates of the Northeast Asia region, the Southeast Asia region consistently generate significant positive estimates.(2) As for the effect of bond spread on exchange rate spread, we found positive and negative inconsistency results Specifically, the Northeast Asia region - Taiwan, China and Southeast Asia region - the Philippines are significant positive estimates; the Northeast Asia region - South Korea and Southeast Asia region - Malaysia are significant negative estimation results. In view of the exchange rate spread on the bond spread, this paper finds that the estimation in the general period is consistently positively estimated in the Southeast Asia region; however, during the financial crisis, the Southeast Asia region is consistently negatively estimates. (3) During the financial crisis period, the effect of bond spread on the exchange rate, which was different from the negative estimate in the general period. It was found that the Northeast Asian region-Korea and Southeast Asia region-Indonesia's overseas trading NDF exchange rate and the domestic market SPOT exchange rate presents significant positive estimates; and Northeast Asia - China, Southeast Asia - Malaysia and the Philippines are not significantly estimated. Regarding the effect of bond spread to the exchange rate spread, the results show that Southeast Asian countries generally get a significant positive estimate. (4) It is important to find that the exchange rate spreads and bond spreads of all markets have large fluctuations followed by large fluctuations, small fluctuations followed small fluctuations.

Keywords: NDF, spot market, exchange rate spread, bond spread, cross-border transmission, DCC-GARCH model

目錄

壹、前言	1
第一節、研究背景與動機	1
第二節、研究目的	7
貳、文獻探討	8
第一節、海內外匯率市場之相關文獻	8
第二節、跨國債券利差之相關文獻	10
第三節、匯率價差之相關文獻	12
參、研究方法	14
第一節、穩定性檢定	14
第二節、GARCH 相關模型	15
第三節、實證模型設計	20
肆、實證研究	26
第一節、資料選取	26
第二節、單根檢定與敘述統計量	26
第三節、結果分析	34
伍、結論	79
陸、參考文獻	82
附錄	88

表目錄

表 1-1 單根檢定.....	28
表 2-1 各國海內外匯率價差(RS)之敘述性統計量.....	30
表 2-2 各國海外市場交易之 NDF 匯率之敘述性統計量.....	31
表 2-3 各國國內市場 SPOT 匯率之敘述性統計量.....	32
表 2-4 各國跨國債券利差(BS)之敘述性統計量.....	33
表 3 台灣-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數.....	35
表 4 中國-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數.....	39
表 5 韓國-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數.....	44
表 6 東北亞區域-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數.....	48
表 7 馬來西亞-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數.....	58
表 8 菲律賓-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數.....	62
表 9 印尼-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數.....	66
表 10 東南亞區域-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數.....	71
附錄表 1 台灣-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型實證估計結果.....	88
附錄表 2 中國-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型實證估計結果.....	90
附錄表 3 韓國-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型實證估計結果.....	92
附錄表 4 馬來西亞-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型實證估計結果.....	94
附錄表 5 菲律賓-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型實證估計結果.....	96
附錄表 6 印尼-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型實證估計結果.....	98

圖目錄

圖 1 各國匯率動態及債券利差走勢圖.....	29
-------------------------	----

壹、前言

第一節、研究背景與動機

外匯市場是各國貨幣進行兌換、國際間買賣交易進行清算、及跨國資金流動的場所。自 1980 年代以來，由於金融市場的全球化，巨額的跨國投資資金在外匯市場所扮演的角色愈來愈重要，外匯市場因而涵蓋了各式各樣的金融參與者，而透過金融機構所促成之國際貿易及國際性借貸、國際企業活動、及個人投資行為等，均與外匯市場有著交互的影響。

外匯市場交易除了現貨(SPOT)和傳統遠期匯率(Delivery Forward, DF)以外，近年新興市場 NDF 交易大幅上升 (Mihajek and Packer, 2010；McCauley and Scatigna, 2011)，因此受到相關關注。NDF 是一種店頭交易的衍生性金融商品，主要提供跨國公司投資組合管理和外匯交易商避險管道，其面臨新興市場貨幣兌換限制和資本控制的匯率風險，對於無法完全自由兌換的跨國企業和投資者而言，NDF 契約為合適的避險工具。NDF 乃針對原本契約約定的遠期匯率和即期匯率差額進行交割，具有高槓桿操作，具備買空賣空特性，不僅提供外國投資人避險管道，也受到市場預期因素影響，故也兼具濃厚投機特性，由於 NDF 使用現金交割，因此也顯示出 NDF 能夠不受國家貨幣管制政策的影響，確切並直接的反應出海外貨幣的價格。NDF 市場活躍於跨國投資流動和貿易流動，並具有貨幣兌換限制和資本控制的新興經濟體，NDF 交易相對活躍的貨幣包括：巴西里拉(BRL)、智利披索(CLP)、中國人民幣(CNY)、印度盧比(INR)、韓國韓圓(KWD)、台灣新台幣(TWD)等。新興市場 NDF 近年交易大幅上升，因為貨幣轉換的限制和資本控制，許多離岸外匯在 NDF 市場交易 (Mihajek and Packer, 2010；McCauley and Scatigna, 2011)，每日成交量金額估計達 200 億美元，NDF 在外匯市場中逐漸扮演著舉足輕重的角色。

針對外匯市場價格變化，利率平價理論扮演著重要的決定因素，在金融領域經常被問到的一個基本問題是，兩個不同市場中的同一資產在每個時間點是否以相同的價格出售。在完美的市場中，貨幣的遠期價格和現貨價格同時反映相同的集合信息，價格差異

將立即反應。然而，各種市場摩擦和投資限制可能會影響海外 NDF 和本國貨幣市場之間的關係，尤其是亞洲的 NDF 市場已經發展為政府控制貨幣並限制外資移動的市場，而市場分化是由於國際投資的障礙而產生的，因此，了解海外 NDF 和本國貨幣市場之間的相互關係和信息對了解金融市場一體化非常重要。首先，海外 NDF 與本國貨幣市場之間的關係越強，政府就越難實施旨在實現預期結果的獨立經濟政策。其次，對於需要使用 NDF 市場而非流動性不強的當地遠期市場來對沖貨幣風險或投機部位的投資者而言，跨市場關係的知識構成了他們投資策略的重要信息。此外，海外 NDF 與本國貨幣市場之間的相互依賴性增加了這兩個市場發現不均衡的新信息的能力，而其中一個市場成為價格發現的主要市場。

Park and Rhee (2001)、Ma *et al.* (2004)和 Lipscomb (2005)提到，以資本控制有效性為條件，在岸利率跟離岸利率之間的差距會受到未來匯率預期、外匯政策、市場流動性、貨幣市場、投機、在岸和離岸遠期市場關係等因素影響。而 Doukas and Zhang (2013)使用 DF 與 NDF 研究利差交易，實證發現 NDF 交易比 DF 有較高的夏普比率，而在金融海嘯期間 DF 的套利交易比 NDF 有更高的損失。Craig *et al.* (2013)將離岸與在岸人民幣價差歸因於在岸投資者風險情緒和資本賬戶開放。Bakshi and Panayotov (2013)和 Ready *et al.* (2013)指出外匯市場壓力變大時期，投資人對未來價格可能形成強烈預期，造成 NDF 或 DF 價格往特定方向變動；但另一方面，在央行干預下匯率現貨市場可能呈現相對平穩。近期研究 Wang, Yang and Wang (2017) 針對新興市場作探討，證實離岸 NDF 對於在岸外匯市場的解釋能力，有助於掌握區域內跨國外匯市場動態的提升。

由於殖利率曲線形態被用來作為市場預期指標，亦為各國重要貨幣政策的觀察重點。Wheelock and Wohar (2009)指出殖利率差是殖利率曲線形狀的度量，殖利率差擴大是經濟擴張的先行指標，殖利率差下降是經濟衰退的主要指標。而根據期望假設，殖利率差等於預期的未來短期利率和期限溢價，衰退前的殖利率差下降是由兩個因素造成的，其中對未來短期利率的預期下降更為重要。其次，殖利率差預測未來衰退的另一個解釋是基於貨幣政策，緊縮的貨幣政策被用來穩定產出增長並導致利差縮小，殖利率差作為領

先指標的力量取決於貨幣當局的行為(Estrella, 2006)。此外，Harvey (1988)指出，整個商業周期的平滑消費是為什麼殖利率差是領先指標的另一種解釋，當投資者預期經濟衰退時，他們會出售短期債券，買長期債券，這意味著殖利率差將縮小。換言之，殖利率差是未來產出的重要預測指標，通常以 GDP 增長率來衡量。Stock and Watson (1989)表明，殖利率差是 GDP 增長率的領先指標；Estrella and Hardouvelis (1991)的文獻表明，正的殖利率差的擴大預示著實際經濟活動的未來增長；Hamilton and Kim (2000)證實了殖利率差預測未來 GDP 增長率的有效性，也分析為什麼殖利率差可以預測未來的 GDP 增長率。根據期望假設，殖利率差是未來短期利率和期限溢價的預期，表明殖利率差預測未來 GDP 增長率的最重要原因是低利差意味著未來的短期利率下降，利率波動並不能解釋殖利率差的重要性。Estrella (2005)提供了一個理論模型，其中殖利率差解釋了產出和通貨膨脹，顯示殖利率差的預測能力取決於貨幣政策的反應函數。

Estrella and Mishkin (1998)使用 probit models 研究了未來美國經濟衰退的可預測性，他們表明，利率是最有希望的解釋變量。Estrella and Hardouvelis (1991)使用殖利率差來預測未來美國在 probit model 中的衰退。Wright (2006)表明，除了殖利率差以外，使用聯邦基金利率提高了未來經濟衰退的可預測性，他認為連續幾個季度出現衰退的可能性，而不是像往常那樣在特定季度出現。Rudebusch and Williams (2009)表示，殖利率差比專業預測者更能預測未來的經濟衰退。Stock and Watson (2003)使用包括殖利率差在內的各種經濟解釋變量預測了七個發達國家（加拿大，法國，德國，意大利，日本，英國和美國）的 GDP 增長率。殖利率差是一個很好的預測指標，但各個國家和各個時期都有差異。Moneta (2005)考慮歐元區，並利用殖利率差預測未來歐元區經濟衰退，歐元區的研究結果與美國相似。Plosser and Rouwenhorst (1994)和 Bernard and Gerlach (1998)發現，不僅國內利差，外國的利差也是一個國家未來產出和衰退的先行指標。Wheelock and Wohar (2009)回顧了殖利率差預測產出增長和衰退的文獻。綜合來說，他們認為文獻中殖利率差是一個重要的領先指標。

針對債券殖利率的變化，由於各國主權債券最能代表該國景氣及經濟狀態，因此最

具代表性；由於政府公債殖利率變動是長期投資、企業發行債券及衍生性金融商品之定價指標，因此通常用來判斷一國景氣之預期。影響公債殖利率變動因素很多，包含長期債券供給量與需求量、國內經濟景氣走向、消費者物價指數與躉售物價指數、貨幣政策及外匯政策、市場預期心理等均可能影響殖利率走勢。一般而言，討論各國之國債利差而言，美國國債由於交易量最大，因此作為定錨基準，以本國債券殖利率減去美國債券殖利率，分析國債利差相對無風險美國國債變動情形。事實上，美國國債已不僅是政府籌措資金工具般簡單，也擔任了金融危機資金避風港，聯準會量化寬鬆的工具，以及全球資金的投資標的，甚至是影響外交的一種手段。根據美國財政部公布的數據顯示，美國國債的國外資金持有超過 50%，因此美國國債殖利率的變動已經不只是影響單一個國家，而是全球的資金流動。而金融海嘯期間，全球資金流入美國國債，導致價格大漲而殖利率下跌；此外，長期債券供給與需求，亦將深深影響公債殖利率。其中，美國十年期國債不但周期適中，也是發行量及交易量最大商品，自然深具指標意義。

針對匯率與債券之相關性，一般而言可能有兩種常見情況：首先，當市場受金融衝擊時期，投資人拋售本國貨幣，匯率貶值造成進口商品價格上漲，因而增加通貨膨脹壓力，因此央行提高利率，對抗通貨膨脹，債券殖利率隨而上揚，債券價格下跌。在上述情況下，常見本國貨幣貶值伴隨債券殖利率上揚，因此兩者呈現正向關係。另一種情況，則是當本國經濟衰退時期，央行採用寬鬆貨幣政策降低利率，債券殖利率下降，伴隨本國貨幣貶值；上述情況，本國匯率貶值伴隨債券殖利率下降，因此兩者呈現負相關。

關於外匯市場對於債券市場之影響部分，對於小型開放經濟體而言，一旦匯率變動幅度過大，央行透過外匯市場干預及貨幣市場沖銷政策平穩匯率，可能造成其他金融市場均衡的改變。Branson (1977)指出匯率變動造成有價證券組合重新分配，影響投資者持有不同國家債券意願，當計價幣別走強，吸引國際法人資金進駐，債券價格上漲；反之，計價幣別流動性轉差、波動幅度增大或存在貶值壓力等，在資金匯出壓力下，可能導致債券價格下跌。Andersen, Bollerslev, Diebold and Vega (2007)及 Chow, Lee and Solt (1997)實證發現匯率變動提供債市價格變化有一定程度解釋力。王凱立、林卓民和王美智(2004)

證實，匯率之於台債呈現明顯價格發現功能，說明掌握匯率動態對於新興國家債市進出決策的重要性。廖士光(2012)指出人民幣匯率變動對債券市場產生重要影響，一方面，人民幣升值預期導致外匯儲備快速增長，貨幣供應量增加，為債券市場提供寬裕資金；另一方面，人民幣升值對物價產生影響，從而通過預期利率水準等宏觀經濟指標影響債券市場。近來文獻 Subramanian and Prasanna (2018)針對主權債和匯率議題作探討；Corte, Sarno, Schmeling and Wagner (2016)提到，貨幣超額報酬與主權債風險主要受全球主權債風險的影響；Hui, Lo and Chau (2018)的結果也表明，特別在後危機時期，匯率對於美元計價的主權債券具有足夠的解釋力。上述文獻見解，說明匯率為債市決策重要一環，本文期能透過匯率變化掌握債券利差的動態過程；此外，並針對經濟結構變化時期，包括2008年次貸金融危機，探討其關聯是否產生結構性改變。

另一方面關於債券殖利率對於匯率之影響，多數理論模型指出國內外利率差異是影響匯率的重要的經濟因素。利率和匯率關係對於學術研究及投資決策都具重要性，Holtemöller and Mallick(2016) 和 Alin, Căpraru, Ihnatov and Tiwari(2017)研究結果發現政策變化和動盪時期，利率與匯率之間存在強烈共同變動，短期和長期利率和匯率之關係有不同行為；在短期內，關係是負面的，而從長期來看，這種關係可能是正相關。Branson(1983)、Branson and Halttunen(1979)和 Branson,Halttunen and Masson(1977)根據投資組合模型說明匯率與利率之間存在負相關係，利率的變化將決定投資組合的重新分配。在當地利率上升的情況下，一個國家的債券資產變得更具吸引力，將導致該國貨幣升值。

相對傳統文獻多著重在貨幣政策與利率變化對於匯率價格之影響，然對於國家主權債殖利率與匯率變化影響之文獻則相對欠缺。鑑於主權債券具有高度流動性，因此可能隱含更多資訊，得以掌握匯率市場變化；本文相對文獻創新之一，擬針對中國與美國跨國債券殖利率差，其同時包含中國與美國市場資訊的相對關係，更能掌握投資人全球決策的考量，期能提供匯率動態更妥適的分析決策。

綜合上述，本研究目的之一，擬分析跨國債券利差對於海內外匯率動態是否具影響

及海內外匯率動態對於跨國債券利差之影響；再者，從貨幣面、感染面和結構面探討影響海內外匯率動態與跨國債券利差之影響因子。

本文以台灣、中國和韓國三個國家作為東北亞區域的研究對象；東南亞區域則是以馬來西亞、菲律賓和印尼作為代表。上述研究國家的選擇，除了區域經濟型態接近與經貿程度頻繁之外；另外考量其 NDF 市場的交易狀態，亞洲 NDF 市場主要以人民幣、韓圓、新台幣、印度盧比、印尼盧比、菲律賓比索和馬來西亞林吉特此七國貨幣進行交易。根據新興市場交易者協會(EMTA)2003 年對 NDF 市場的調查，亞洲貨幣的海外 NDF 市場最活躍，占新興市場交易量 70%；其中韓國韓圓交易量估計為 0.307 萬億美元，占全球 NDF 市場交易量 30%；而新台幣的交易量 0.163 萬億美元，在亞洲市場排行第二名。國際清算銀行(BIS)在 2013 年 4 月調查結果顯示，全球 NDF 市場交易量中，人民幣日均交易量已達 17 億美元，占全球較易量的 14%，僅次於韓圓的 16%。綜合上述，因此挑選東南亞和東北亞此兩區域上述國家作為研究對象，探討不同區域及不同國家債券利差與匯率動態之交互影響。

第二節、 研究目的

本文將以東北亞（台灣、中國、韓國）與東南亞（馬來西亞、菲律賓、印尼）兩大區域探討匯率與債券之動態關係，並比較不同國家與不同區域之間是否存在差異，因此探討以下三個研究目的，期能進一步掌握匯率與跨國債券利差之動態關聯。

1. 跨國債券利差對於海內外匯率動態之影響；
2. 海內外匯率動態對於跨國債券利差之影響；
3. 從貨幣面、感染面和結構面探討影響海內外匯率動態與跨國債券利差之因素。

以下，本文將分成五個章節進行分析，第二章為文獻探討；第三章為研究方法，介紹研究對象、期間、樣本選取以及研究設計；第四章為實證研究；第五章則為結論，最後將列出本文相關參考文獻。

貳、文獻探討

第一節、海內外匯率市場之相關文獻

無本金交割之遠期外匯合約(NDF; Non Principal Delivery Forward Contract) 因為不用備有本金的收付, 只要就到期日的市場匯率價格與合約議定價格的差價進行交割清算, 因此投機風險偏高, 更容易造成即期匯率市場之波動。遠匯市場的變化往往會影響到即期市場, 當市場預期即期匯率將上升時, 會買遠期外匯, 造成對遠期外匯的壓力, 以致遠期外匯上升。相反的, 如果預期即期匯率下跌, 會賣遠期外匯, 迫使遠期外匯下降。正因為遠期外匯市場會牽動即期匯市, 尤其是無本金交割遠期外匯(NDF) 因為不用備有本金的收付, 只要就到期日的市場匯率價格與合約議定價格的差價進行交割清算, 因此更容易造成即期匯率市場之波動。

為什麼會有離岸工具產生, 首先可以透過印尼盾 NDF 在 2001 年最初出現來說明 (Goeltom, 2007 和 Watanabe *et al.*, 2002), 在 2001 年 1 月之前, 可交割的印尼盾遠期交易主要在新加坡進行, 而非居民享有輕鬆獲得印尼盾的資金, 印尼央行於 2001 年 1 月限制印尼盾的投機壓力、印尼盾貸款及銀行向非居民及相關衍生工具交易的轉移, 這有效地限制了印尼盾的海外交割能力, 並乾涸了海外可交割印尼盾遠期交易, 為了滿足離岸套期保值或投機性需求, 在後來的幾個月內, 印尼盾 NDF 的離岸市場逐漸形成。

Kong and Shao(2010)指出 DF 市場受較多交易法規的限制以及成本考量, 導致對於 NDF 市場訊息較慢反應出來, 相反的, NDF 市場能夠迅速地對 DF 市場上的訊息做出反應, 原因在於當新訊息從市場發生時, NDF 市場有較大的彈性度修正匯率的預期價格。過去有關外匯市場議題的相關學術文獻中, 大多傾向針對即期外匯市場與遠期合約(DF) 之價格發現進行研究。但近來 NDF 市場快速成長, 越來越多研究對 NDF 市場與即期匯率市場上的波動與報酬進行探討。不過儘管是相同的標的貨幣, 但在 DF 市場與 NDF 上價格仍然會有明顯的差異(Wang, Fawson, Chen and Wu, 2014)。Bakshi and Panayotov (2013) 和 Ready *et al.* (2013)指出外匯市場壓力變大時期, 投資人對未來價格可能形成強烈預期,

造成 NDF 或 DF 價格往特定方向變動。Park(2007)採用 GARCH 模型進行韓國 1988 年實行外匯交易自由化的改革前後(1996 年 8 月至 1997 年 10 月和 1998 年 1 月至 1999 年 10 月)韓元的 NDF 市場與即期市場之間報酬溢出和波動溢出進行對比的研究。顯示在韓國開放 NDF 市場前由即期市場向 NDF 市場傳遞報酬溢出效應和相互傳遞波動溢出效應;在韓國開放 NDF 市場後,則由 NDF 市場向即期市場傳遞報酬溢出和波動溢出效應,表示海外 NDF 市場上的信息對韓元即期匯率決定具有重要的價格引領作用。

近年新興市場 NDF 交易大幅上升(Mihajek and Packer, 2010; McCauley and Scatigna, 2011),每日成交量金額估計達 200 億美元,NDF 在外匯市場中逐漸扮演著舉足輕重的角色,為外國投資者提供了另一種避險工具,可以用當地貨幣風險敞口或投機工具讓他們以當地貨幣離岸,非居民對亞洲 NDF 市場的使用反映了部分進入國內遠期市場的限制。然而,在某些情況下,例如韓國,境內參與者也是本幣 NDF 市場的重要交易對手(Hohensee and Lee, 2004)。Ishii *et al.* (2001)和 Watanabe *et al.* (2002)指出活躍、龐大且不斷增長的無本金交割遠期外匯(NDF)市場有六種亞洲貨幣在交易,這些離岸市場構成了全球和亞洲外匯市場的重要組成部分,在存在資本管制的情況下平衡市場需求和供給。NDF 市場有助於外國投資亞洲不斷擴大的本幣債券市場,從而為其增加多樣性和流動性(Jiang and McCauley, 2004)。

第二節、 跨國債券利差之相關文獻

殖利率曲線(yield curve)主要用來描述不同國家與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，因為反應利率差異，故為預期匯率變動的關鍵指標，因此可應用在匯率預測和利差交易策略。

由於殖利率曲線形態被用來作為市場預期指標，亦為各國重要貨幣政策的觀察重點，Mishkin(1996)認為殖利率曲線平坦化或反轉通常反映緊縮的貨幣政策，其可能不利於經濟活動。Estrella(2005)則指出殖利率差作為領先指標的力量取決於貨幣當局，當投資者預期經濟衰退時，會出售短期債券，買長期債券，這意味著殖利率差將縮小。Feroli(2004)發現殖利率差對實質產出之預測能力會因貨幣當局採用不同政策而有差異，且當非貨幣政策標的加入利差預測模型後，即能改善模型的預測能力。Wheelock and Wohar(2009)指出殖利率差擴大代表經濟擴張的先行指標，殖利率差下降是經濟衰退的重要指標。Stock and Watson(2003)使用包括殖利率差在內的各種經濟解釋變量作為預測已開發國家 GDP 增長率的方式，證實殖利率差為一個很好的預測指標，但不同國家和不同時期存在程度上的差異。Moneta(2005)則利用歐元區殖利率差預測未來歐元區經濟衰退，調查結果與美國相似。Chinn and Kucko(2015)發現殖利率差預測能力因國家而異且隨著時間推移呈現下降趨勢；Schrimpf and Wang(2010)也證實殖利率差預測能力亦有類似現象且具有結構性改變特性。

部分文獻運用利率期限結構研究經濟活動預測，如 Erdogan *et al.* (2014)等指出殖利率曲線可顯示短期利率走勢預期(期望假說)，以及透過期限溢價(premium)表示經濟體系的不確定性，也包含未來經濟狀況，如產出、通脹和貨幣政策等訊息，因此採用期限結構研究經濟活動的轉折點預測(Estrella, *et al.* 2002；Chauvet and Potter, 2005；Ang *et al.*, 2006；Wright, 2006)。如 Hamilton and Kim(2002)、Favero *et al.* (2005)以及 Ang *et al.* (2006)等以不同殖利率差分解模型(yield spread decomposition)來預測實質產出成長，認為殖利率差可被分解成反映未來貨幣政策的預期相關成分(expectations-related component, ER)和反映期限溢酬(term premium, TR)中不可預測成分。

Beck(2001)表明，亞洲金融危機之後新興市場的歐元債券利差幾乎完全可以由市場對宏觀經濟基本面和國際利率的預期來解釋。與新興市場債券利差由發達國家股市波動等市場變量驅動的觀點相反，人們發現這在亞洲危機後並未發揮重要作用。債券利差的決定因素可以分為長期結構性變量和中期變量，這些解釋說明了債券利差的逐月變化，作為相關的中期變量，確定了實際 GDP 增長和通貨膨脹的“共識預測”和國際利率。長期結構性因素沒有明確地進入模型，並顯示為固定或隨機的國家特定效應，這些攔截與各國的信用評級高度相關。Comelli (2012)估算了 1998 年 1 月至 2011 年 12 月期間 28 個新興經濟體的主權債券利差，並測試了該模型為債券利差產生準確的預測能力，解釋變量對價差的影響和意義因地區和時期而異，在危機時期，良好的宏觀經濟指標有助於控制利差，但低於非危機時期，可能反映出金融危機發生時，經濟外力對價差的影響，對於一些經濟體而言，滾動回歸例程所獲得的價差月度變化的樣本內預測比隨機猜測所獲得的更準確。楊家豪(2016)透過敘述統計、相關係數、時間序列的單根檢定及 Granger 因果關係檢定等方法，來分析東協五國、台灣等六個國家的十年期公債殖利率及美國十年期公債殖利率的利差，與該國之消費者物價指數及匯率間是否具有因果關係，期能找出預測景氣的指標。

第三節、 匯率價差之相關文獻

文獻關於遠期匯率與套利交易研究多著重在 DF(Delivery Forward Exchange, DF)市場探討(Burnside *et al.*, 2007; Menkhoff *et al.*, 2012), 但對於 NDF(Non-Physical Delivery Forward Exchange, NDF)議題的研究仍相對欠缺。

Park and Rhee (2001)、Ma *et al.* (2004)和 Lipscomb (2005)提到, 以資本控制有效性為條件, 在岸利率跟離岸利率之間的差距會受到未來匯率預期、外匯政策、市場流動性、貨幣市場、投機、在岸和離岸遠期市場關係等因素影響。Doukas and Zhang (2013)使用 DF 與 NDF 研究利差交易, 實證發現 NDF 交易比 DF 有較高的夏普比率, 而在金融海嘯期間 DF 的套利交易比 NDF 有更高的損失。Bakshi and Panayotov (2013)和 Ready *et al.* (2013)指出外匯市場壓力變大時期, 投資人對未來價格可能形成強烈預期, 造成 NDF 或 DF 價格往特定方向變動; 但另一方面, 在央行干預下匯率現貨市場可能呈現相對平穩。近期 Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)針對新興市場作探討, 證實離岸 NDF 對於在岸外匯市場的解釋能力, 有助於掌握區域內跨國外匯市場動態。

基於大陸離岸和在岸人民幣交易市場環境差異, 兩市場匯率價格持續存在價差, 且兩地價差呈現明顯波動, 此對於資本管制的有效性和套利空間的操作, 皆具有政策和實務意涵。Maziad and Kang(2012)顯示兩個市場不同定價信號反映定價不確定性可能增加在岸市場的波動性, 指出兩地價差對金融穩定和貨幣政策的執行有其重要性。Craig *et al.* (2013)將離岸與在岸人民幣價差歸因於在岸投資者風險情緒和資本賬戶開放。Glick and Hutchison (2013)研究中國與亞洲資產市場之聯繫, 以及 2008 全球金融危機期間和之後這些聯繫的變化, 發現危機期間中國與其他亞洲國家股價相關性明顯增加, 且近年來持續保持緊密相關, 此發現與股票市場的發展和自由化息息相關, 同時加強了該地區的商業和貿易聯繫。Cheung and Rime (2014)研究離岸與在岸人民幣的動態聯繫, 採用微觀結構數據分析, 發現離岸對在岸匯率的影響明顯增加, 且對官方人民幣中間價率的預測能力也顯著提升, 並證實變量相互作用隨時間變化而改變。Fatun *et al.* (2016)則探討人民幣是否為安全貨幣, 結果顯示人民幣比美元和日元相較不安全, 但相對英鎊和歐元為安

全，呈現人民幣一定程度可為避險貨幣的證據。Funke *et al.* (2015)使用擴展的 GARCH 模型研究政策因素、宏觀經濟基本面，流動性狀況及全球市場的傳染效應對離岸與在岸人民幣價差的影響。實證研究發現市場流動性對兩地價差有顯著影響，且波動性與全球風險厭惡程度上升有關。

參、研究方法

第一節、穩定性檢定

傳統計量模型皆是假設資料為穩定(stationary)狀態進行相關研究的，即是假定平均數及變異數，並不隨時間變化而改變。早期在分析時間序列時，大多是在假定變數為恆定(stationary)的情況下進行，但此假設卻與真實的資料有所差異，Nelson and Plosser(1982)就曾以美國總體經濟變數做單根檢定，結果發現大多數的總體時間序列資料並無法拒絕單根檢定的假設，即為一非恆定(non-stationary)的數列。

當變數為非恆定時，卻將其視為恆定的變數來進行回歸估計、檢定，會發現變數間原來應該是無相關性的，但其判定係數 R^2 或是修正判定係數 \bar{R}_2 卻很高，這表示變數間具有高度相關，在此情況下，將得到一個虛假的結果：原本不顯著的關係會呈現顯著相關；此種回歸被稱為假性回歸(Spluriols Regression)。此時，以最小平方法所估出來的估計值和預測值將沒有一般的特性，也不適合拿來分析，因為會產生偏誤(biase)和不一致(inconsistence)的情況，t-統計量亦不可用。

因此進行時間序列研究必須先確定變數的狀態為定態還是非定態，以單根檢定(unit root test)進行檢驗，若為非定態資料則須對該變數進行調整使其變為定態。ADF 檢定法其最早是由 Dickey and Fuller(1979, 1981)所提出，假設殘差符合白噪音(White noise)，但由於 DF 檢定之殘差項有有存在自我相關的現象，因此應該使用 ADF 檢定的形式取代 DF 檢定，Said and Dickey(1984)發展出 ADF 檢定，加入被解釋變數的落後期，將其視為額外的解釋變數，藉由納入更多誤差項前期觀察值為解釋變數，來吸收誤差項之序列相關影響；ADF 檢定式如下解釋：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (3.1.1)$$

方程式(3.1.1)中之 $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p a_i)$ ，而 $\beta_i = -\sum_{j=1}^p a_j$ 。這個方程式所表示的，正是所謂的「擴充的 DF 檢定」的回歸式，稱之為 ADF 檢定。 $\sum_{i=1}^p a_i < 1$ 是定態的必要條件。所以當 $\sum_{i=1}^p a_i = 1$ 時，表示該變數至少會有一個特性根等於1；而若 $\sum_{i=1}^p a_i > 1$ ，則

表示該變數的特性根會落在單位圓外，所以該變數就具有非定態的性質。

因此，在運用 DF 檢定來進行單根檢定時，應該注意檢定式的殘差是否存在自我相關的現象，如果有的話，則應該使用 ADF 檢定的形式來取代 DF 檢定。也就是要在 DF 檢定式上加上自變數差分的落後期，使單根檢定估計式的殘差符合白噪音的性質才行。

不含截距項：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (3.1.2)$$

含截距項與時間趨勢：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (3.1.3)$$

其中， y_t 為序列資料； α_0 為截距項； γ 為自我迴歸係數； $\alpha_2 t$ 為時間趨勢項； e_t 為干擾項； β_i 為最適落後期數，使得誤差項於白噪音(White noise)，即 $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。

第二節、GARCH 相關模型

傳統上，研究經濟或金融變數都會假定變異數為一固定值，但是這樣的假設卻與實際不相符合。許多金融資產的時間序列資料（如利率、匯率與股價等）的條件變異數具有隨時間而改變的情形，並不會像假設的一般固定不變，學者 Cassuto(1995)認為，金融性資產報酬的時間序列資料，具有波動群聚(volatility clustering)的現象，係指亦即當期資料有大波動產生時，下一期往往也會有較大的變化，反之若是當期波動較小，則下一期也會呈現小波動的現象。因此要衡量出資料波動變異的情形，以簡單的線性迴歸模型便無法完整的敘述，一直到 Engle(1982)提出自我迴歸條件異質變異數模型(Autoregressive Conditional Heteroskedastic, ARCH)後，才解決了這個問題。

(一) ARCH 模型

此模型主要是用來探討時間序列資料的異質性(heteroscedasticity)，因而解決了上述所提出變異數為固定的假設與現實不符的問題，並允許條件變異數可在隨機過程中具有

隨時間經過而改變的特性；相關模型如下：

$$Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t \quad (3.2.1)$$

$$Y_t | \Omega_{t-1} \sim N(X_t\beta, h_t) \quad (3.2.2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p\varepsilon_{t-p}^2 \quad (3.2.3)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i > 0, i = 1, 2, \dots, p \quad (3.2.4)$$

其中， Y_t 為符合 ARCH 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； Ω_{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； ε_{t-p} 為 t-p 期殘差項； α_p 表現出第 t 期的波動會受到 t-p 期誤差的影響。

(二) GARCH 模型

自從 Engle(1982)提出 ARCH 模型分析時間序列的異方差性以後，Bollerslev (1986)提出了 GARCH 模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model；一般化自我迴歸異質條件變異數模型)，GARCH 模型是一個專門針對金融數據所量體訂做的回歸模型，除去和普通回歸模型相同的之處，GARCH 對誤差的方差進行了進一步的建模。特別適用於波動性的分析和預測，這樣的分析對投資者的決策能起到非常重要的指導性作用，其意義很多時候超過了對數值本身的分析和預測。主要是修正 ARCH 模型中的條件變異數方程式，此 GARCH 模型假設條件變異數不僅僅對前期的預測誤差項平方的影響，也會受到前一期條件變異數的影響；模型如下：

$$Y_t = X_t\beta + \varepsilon_t \quad (3.2.5)$$

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

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3.2.7)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i > 0, i=1,2,\dots,q, p \geq 0, q \geq 0, \beta_j, j=1,\dots,p \quad (3.2.8)$$

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； Ω_{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； ε_{t-i}^2 為第 t-i 期的殘差項； α_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； β_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。

ARCH 模型與 GARCH 模型不同地方在於，ARCH 模型主要是條件變異數會受到前期的殘差項平方的影響，而 Bollerslev 的 GARCH 模型則可以精簡模型參數個數，以及使條件變異數結構更具一般化，使本期的條件變異數不僅能將過去更多期的資訊加入考量，並且可以適用更彈性的遞延結構。不過 GARCH 模型雖然考慮了條件變異數可以在隨機過程中具有隨著時間變動的特性，而且變異數會受到前期的預測平方的影響以及受到前一期條件變異數的影響，不過沒有考慮波動不對稱性的影響，因此 Glosten、Jagannathan、Runkle (1989, 1993) 提出 GJR-GARCH 模型、Nelson (1991) 則是提出 EGARCH 模型。

(三) GJR-GARCH 模型

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (3.2.9)$$

$$Y_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.2.10)$$

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma_1 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-1} \quad (3.2.11)$$

$$S_{t-1}^- = \begin{cases} 1, & \text{if } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3.2.12)$$

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； Ω_{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； ε_{t-i}^2 為 t-i 期的殘差項； α_i 表示第 t 期的波動會受到 t-i 期誤差的短期衝擊； h_j 則是 t-j 期的條件變異數； β_j 表示第 t 期的波動會受到 t-j 期條件變異數相對長期的衝擊。若 $\gamma_1 > 0$ 表示有槓桿存在，具有波動不對稱性產生； S_{t-1} 為負向衝擊的虛擬變數，若模型中前一期的殘差項 $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，說明此負向的預期報酬對於波動度的影響將會比 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 正的預測報酬對於波動度的影響還強。

(四) E-GARCH 模型

E-GARCH 模型又稱為指數型 GARCH 模型。此模型與上述 GJR-GARCH 模型不同地方在於 E-GARCH 模型中的條件變異數設定成指數函數的形式，其原因在於用來使條件變異數不為負的假設。條件變異數和落後項都是取對數 $\ln(h_{t-j})$ ，而且第 t-i 期誤差像是取標準化誤差的絕對值，作為不對稱性的考量，模型如下：

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

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

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

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； Ω_{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； ε_{t-i}^2 為 t-i 期的殘差項； α_i 表示第 t 期的波動會受到 t-i 期誤差的短期衝擊； h_j 則是 t-j 期的條件變異數； β_j 表示第 t 期的波動會受到 t-j 期條件變異數相對長期的衝擊。若 $\gamma_1 > 0$ 表示有槓桿存在，具有波動不對稱性產生。

(五)多變量 DCC-GARCH 模型

Bollerslev (1990)提出之常數相關係數(Constant Correlation Coefficient, CCC) CCC-GARCH 模型，假設條件相關係數為固定常數，以概似函數求取最大概似估計值，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，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；Engle (2002)修改了 Bollerslev (1990)的常態相關模型(CCC model)，提出了動態條件相關模型(DCC model)作為 GARCH 模型新的衡量結構。DCC 模型用來捕捉一段時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，允許相關係數可以在正負之間自由變化，DCC 模型如下：

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

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

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

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

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

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

$$\rho_{ij,t} = \frac{(1-a-b)q_{ij} + a \times z_{i,t-1} \times z_{j,t-1} + b \times q_{ij,t-1}}{\sqrt{[(1-a-b)q_{ii} + a \times z_{i,t-1}^2 \times z_{j,t-1} + b \times q_{ii,t-1}] [(1-a-b)q_{jj} + a \times z_{j,t-1}^2 \times z_{j,t-1} + b \times q_{jj,t-1}]}} \quad (3.2.21)$$

其中， D_t 為對角線矩陣； γ_t 是隨時間變化的條件相關係數矩陣； Q_t 是共變異數矩陣，且 $Z_t = (z_{i,t}, z_{j,t})$ ； 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數的影響程度； $\rho_{ij,t}$ 表示兩標的之間的相關係； q_{ij} 為兩標的之間的共變異數； q_{ii} 為標的i的自我共變異數； q_{jj} 為標的j的自我共變異數； $z_{i,t-1}$ 表示標的i的報酬殘差標準化； $z_{j,t-1}$ 表示標的j的報酬殘差標準化；a及b為非負數參數，限制在 $a+b < 1$ 。

第三節、實證模型設計

本文採用 Gauss 及其應用軟體 CML(Constrain Maximum Likelihood)，並採用雙變量 DCC-GARCH 模型，分析東北亞（台灣、中國、韓國）與東南亞（馬來西亞、菲律賓、印尼）兩大區域匯率與跨國債券利差之動態關係，並分析不同區域間之影響差異，觀察區域內國家匯率與跨國債券利差間的互相傳導現象。

(一)條件平均數方程式

本文模型之條件平均數方程式設定方面，包含東北亞和東南亞區域經濟體，針對各區域建立雙變量 GARCH 模型；其中，方程式(3.3.1)和(3.3.2)分別代表本國與遠期匯率動態(RX)和債券利差(BS)之條件平均數方程式。條件平均式描述如下：

$$\begin{aligned}
 RX_t^i = & C_i^{rx} + \left(\sum_{k=1}^{a_1^{rx}} \xi_k^{rx-rx} RX_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_2^{rx}} \xi_k^{bs-rx} BS_{t-k}^i \right) \\
 & + \left(\sum_{k=1}^{a_4^{rx}} \eta_k^{rx-rx} D_{t-k} RX_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_5^{rx}} \eta_k^{bs-rx} D_{t-k} BS_{t-k}^i \right) + \sum_{k=1}^{m^{rx}} \phi_k^{rx} X_{t-k}^{VIX} + \sum_{k=1}^{n^{rx}} \gamma_k^{rx} X_{t-k}^{Int} + \varepsilon_{i,t}^{rx}
 \end{aligned} \tag{3.3.1}$$

$$\begin{aligned}
 BS_{t+h}^i = & C_i^{bs} + \left(\sum_{k=1}^{a_1^{bs}} \xi_k^{rx-bs} RX_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_2^{bs}} \xi_k^{bs-bs} BS_{t-k}^i \right) \\
 & + \left(\sum_{k=1}^{a_4^{bs}} \eta_k^{rx-bs} D_{t-k} RX_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_5^{bs}} \eta_k^{bs-bs} D_{t-k} BS_{t-k}^i \right) + \sum_{k=1}^{m^{bs}} \phi_k^{bs} X_{t-k}^{VIX} + \sum_{k=1}^{n^{bs}} \gamma_k^{bs} X_{t-k}^{Int} + \varepsilon_{i,t}^{bs}
 \end{aligned} \tag{3.3.2}$$

本文匯率動態(RX)代表三種外匯市場主要動態行為，包括(1)海內外匯率價差(RS)；

(2)海外交易外匯市場(NDF)及(3)國內交易現貨市場(SPOT)。其中， $RS_t^i = (f_t^i - s_t^i)$ 代表遠期匯率與本國現貨價格之價差；其中， f_t^i 為第 i 國第 t 期之遠期匯率， s_t^i 代表本國現貨價格。其次， $BS_t^i = (B_t^i - B_t^{us})$ 為第 i 國第 t 期限之主權債券利差；其中， B_t^i 第 i 國第 t 期限之本國債券殖利率， B_t^{us} 代表美國第 t 期限之國債殖利率。 B_t^i 和 B_t^{us} 分別為兩個相同到期日的政府債券殖利率差，主權債券利差可以反映整體政經狀態，包括政府信譽、經濟增長、通貨膨脹、利率差異、流動性風險和系統性風險等，為預期匯率變動的關鍵指標。鑒於市場流動性考量，本文考慮之債券期限為十年期債券。再者，設定 $D_t = \{Cris_t\}$ 為虛擬變數，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 9 月雷曼兄弟事件發生到 2009 年 3 月為金融風暴結構變化時期。另一方面，設定 $X_t = \{VIX_t^i, Int_t^*\}$ 為外生控制變數，用來捕捉外在因素改變包括全球性因素及貨幣政策因素，其中(1)貨幣面：隔夜拆款利率(int^*)，表第 i 國與美國隔夜拆款利率的利率差，用來掌握貨幣政策面因素，描述當地國相對美國利率變化，其可能影響本國資金移動路徑，對於匯率或債券價格造成影響。(2)感染面：選擇指標為恐慌指數(VIX_t)，代表投資者風險偏好，衡量市場對 S&P 500 期權和 30 日標普 500 指數的預期，是投資者情緒和市場波動的常用指標。(3)結構面：金融風暴期間，本文將 2008 金融風暴納入考量，掌握結構變化時期之動態行為。 $\varepsilon_t^i (i = rs, bs)$ 為誤差項，代表未預期變動。

為使模型設定妥適捕捉兩市場間的動態過程：首先，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，藉由條件平均數方程式參數 $\xi_k^{i,j} (i = rx, bs; j = rx, bs)$ 之顯著性估計，判斷匯率動態和債券價差是否存在領先落後的動態關聯，同時探討全球性因素、貨幣政策因素及結構面因素對兩者之影響。此外，針對金融危機時期，本文擬透過參數 $\eta_k^{i,j} (i = rx, bs; j = rx, bs)$ 探討兩者關係是否產生結構變化。

(二)條件變異數方程式

Bollerslev(1986) 提出了 GARCH 模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model；一般化自我迴歸異質條件變異數模型)，其修正 ARCH 模型的條件變異數方程式，並加入遞延期的效果，換言之，GARCH 模型不僅會受到前一期預測誤差項平方的影響，更會受到前期的變化影響。GARCH 模型為學術界估計變異數的主流，本文也以 GARCH 模型捕捉自身市場的波動重聚特性與波動持續性，此外並捕捉跨國市場的波動傳導現象，本文採用模型如下：

$$h_t^{rx} = \omega_i^{rx} + \sum_{k=1}^{p_1^{rx}} \alpha_k^{rx} h_{t-k}^{rx} + \sum_{k=1}^{q_1^{rx}} \beta_{1,k}^{rx} (\varepsilon_{t-k}^{rx})^2 + [\delta_1^{bs-rx} (\varepsilon_{t-1}^{bs})^2 + \delta_2^{bs-rx} S_{t-1}^{rx} (\varepsilon_{t-1}^{bs})^2] \quad (3.3.3)$$

$$h_t^{bs} = \omega_i^{bs} + \sum_{k=1}^{p_1^{bs}} \alpha_k^{bs} h_{t-k}^{bs} + \sum_{k=1}^{q_1^{bs}} \beta_{1,k}^{bs} (\varepsilon_{t-k}^{bs})^2 + [\delta_1^{rx-bs} (\varepsilon_{t-1}^{rx})^2 + \delta_2^{rx-bs} S_{t-1}^{bs} (\varepsilon_{t-1}^{rx})^2] \quad (3.3.4)$$

其中，方程式(3.3.3)與(3.3.4)分別代表匯差動態(RX)與債券利差(BS)之條件變異數方程式(h_t^i)， ω_0^i 為條件變異數之常數項； α_k^i 為條件變異數遞延期估計參數； β_1^i 為誤差平方項參數，其衡量是否存在大波動隨著大波動、小波動跟隨著小波動的 ARCH 效果。 ε_{t-1}^i 為前期衝擊。 δ_1^{j-i} ($j=rx,bs;i=rx,bs;j \neq i$)跨市場波動傳導效果，為 j 對於 i 之跨市場不對稱波動傳導參數，用來分析變數不同方向的利差衝擊對於自身波動的影響。 S_t^i 為虛擬變數，當負向未預期衝擊時 ($\varepsilon_{t-1}^i < 0$) 則為 1，否則為 0。參數 δ_2^{i-j} ($j=rx,bs;i=rx,bs;j \neq i$) 衡量 j 對於 i 之跨市場不對稱波動傳導參數，代表變數正負方向衝擊對於其他變量波動的不對稱影響。

(三)動態共變異數設定(Dynamic Correlation Coefficient；DCC)

本文實政模型重要課題之一，在於妥適捕捉匯率、債券利差和期限利差之共變異改

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 VECM 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，為近來條件共變異數模型的重要擴充。

針對本文探討匯率價差、債券利差和期限利差之關係，三者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，依據傳統 Engle (2002)

提出之 DCC 模型(Dynamic Conditional Correlation model)架構，並進一步捕捉不對稱相關係數(asymmetric correlation)特性，本文之 ADCC(Asymmetric Dynamic Conditional Correlation)模型之設定如下：

$$H_t = D_t W_t D_t \quad (3.3.5)$$

$$W_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (3.3.6)$$

$$Q_t = (\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B) + A' Z_{t-1} Z_{t-1}' A + B' Q_{t-1} B \quad (3.3.7)$$

其中， $D_t = \text{diag}\{h_t^i\}$ 為由 GARCH 模型導出之 3×3 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。 $W_t = \{\rho_{ij}^i\}_t$ ($i, j=1, 2, 3$) 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 和 B 為對角化參數所成之矩陣。 \bar{Q} 和 \bar{N} 為 Z_t 及 η_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)

本計劃擬針對匯率(價差)、債券利差和期限利差之分佈特性作配置，採用一個靈活分佈完整描述資料分佈特性變化，可完整描述資料產生過程，需足夠彈性(flexible)的描述資料高階動差特性，除了具備相當之靈活性外，特色在於其特定型態參數(shape parameters)可直接描述資料之偏態及峰態變化。本文模型擴充之一，在於修正傳統多變量常態及厚尾 Student-t 分佈假設，允許多變量模式架構在較為一般化之多變量 Skew

Student-t 分佈(MSKST, Bauwens and Laurent, 2005)，以妥適描述市場變動之偏態及厚尾特性，提昇資料特性描述能力，避免估計效率性(efficiency)及一致性(consistent)的偏差(Pagan and Sabau, 1987；Lee and Hansen, 1994；Deb, 1996)。一般文獻大多設定模型在多變量常態分佈假設， Θ 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。最大概似估計法估計聯立模型體系之對數概似函數如下：

$$L(\Theta) = -\frac{TK}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln|\mathbf{H}_t| + \hat{\varepsilon}_t' \mathbf{H}_t^{-1} \hat{\varepsilon}_t) \quad (3.3.8)$$

肆、實證研究

第一節、資料選取

本文以東北亞與東南亞為研究對象，考量區域內經濟體質，分別選擇三個主要國家為探討依據，其中東北亞以台灣、中國和韓國為研究對象；東南亞以馬來西亞、菲律賓、印尼為研究對象。選取此六個國家為研究樣本的考量因素有兩點，第一點在於這些國家 NDF 市場交易量皆名列前茅，其次則是因為這些國家在區域間彼此都有較大的經濟交流，經濟體系較接近，提供比較分析的基礎，趨使我們能進一步探討跨國傳導的影響性。本文資料選取自 DataStream 和台灣經濟新報資料庫，以日資料進行分析，刪除缺漏值之後，樣本資料的研究期間為 2008 年 1 月至 2018 年 5 月。

第二節、單根檢定與敘述統計量

本文採用 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller test)對實證序列的水平資料進行單根檢定，單根檢定之虛無假設為資料具有單根，對立假設為時間序列資料為定態資料，結果顯示於表 1-1，實證發現各國海內外匯率價差與跨國債券利差皆可拒絕虛無假設，表示資料本身拒絕單根，為穩定序列型態。

圖 1 呈現各國匯率動態及債券利差走勢，發現匯率價差(RS)在東北亞以韓國的波動最大，台灣次之，中國波動最低；而東南亞以印尼的波動最大，菲律賓次之，馬來西亞波動最低。本文有趣的發現，各國匯率價差(RS)和債券利差(BS)皆呈現波動叢聚特性，即大波動跟著大波動、小波動跟著小波動特性。

表 2-1 至 2-3 為各國匯率動態之敘述統計表；首先，針對標準差部分，不論是匯率價差(RS)、無本金交割遠期外匯(NDF)、現貨(SPOT)和債券利差(BS)，東北亞皆以韓國變異程度最大，而東南亞則以印尼變異程度最大。其次，就偏態而言，發現東北亞與東南亞不論 NDF 或 SPOT 普遍呈現正向偏態的特性，說明海內外匯率傾向貶值的大幅度變動；而上述匯率大幅度貶值經常見於金融危機，特別在新興市場容易受投機客攻擊，

因而產生大幅度貶值變動的情況。根據峰態而言，代表大幅度變化的可能性，表 2-1 顯示東北亞及東南亞區域的峰態皆大於 3，說明兩大區域的匯率價差呈現厚尾特性，代表市場經常呈現大幅度的變動。表 2-2 和表 2-3 顯示東北亞及東南亞區域之峰態只有韓國大於 3，說明韓國市場有經常出現大幅度變動的厚尾屬性。最後，就 J-B 常態檢定而言，兩大區域的市場皆呈現非常態的特性，說明匯率動態之生成過程(Data Generating Process)來自非常態的機制。

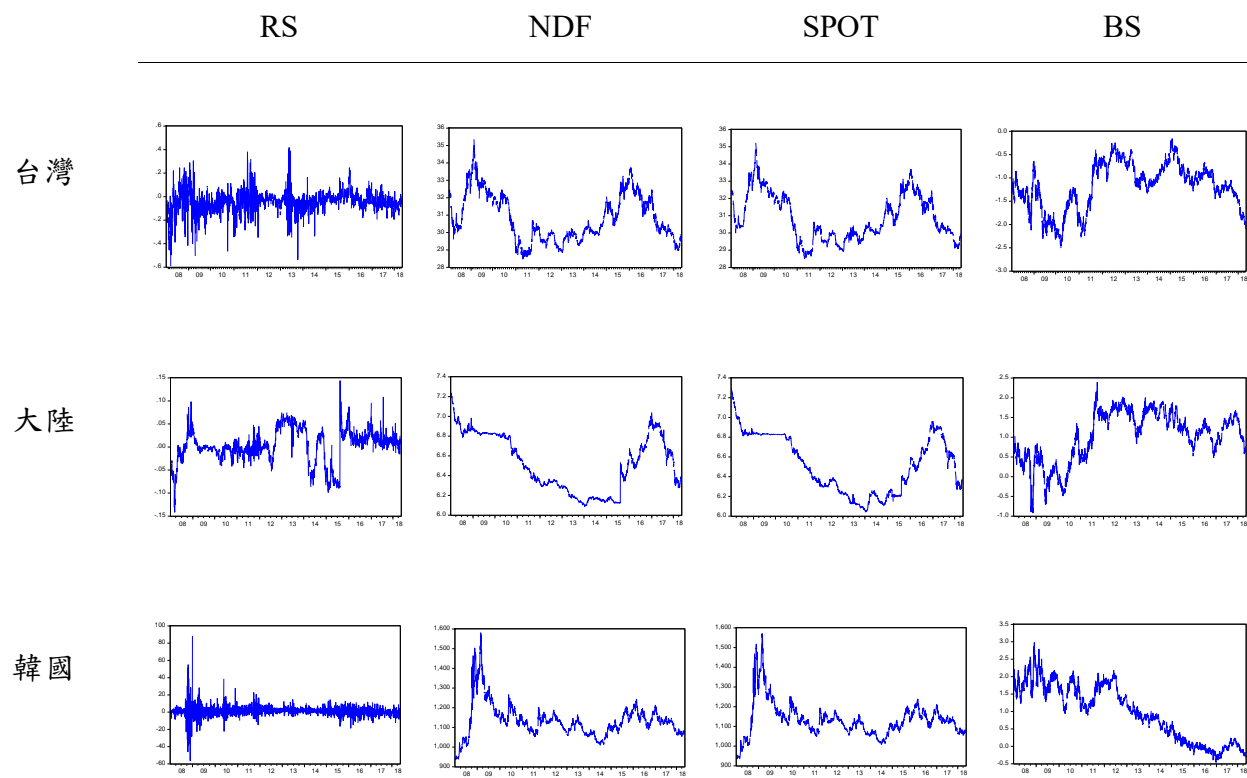
表 2-4 為各國跨國債券利差之敘述統計表；首先，就平均數而言，除台灣以外，其餘國家債券利差之平均數皆為正數，說明研究對象之債券殖利率差普遍高於美國。其次，針對標準差部分，發現東北亞以韓國變異程度最大，而東南亞則以印尼變異程度最大。再者，就偏態而言，有別東北亞呈現負向偏態的特性，而東南亞普遍呈現正向偏態的特性，說明東南亞國家經常呈現國內債券殖利率大幅上揚的情況，因此產生正偏特性。根據峰態而言，代表債券利差大幅度變化的可能性，表 2-4 顯示東北亞各市場皆小於 3，而東南亞只有印尼大於 3，說明印尼的跨國債券利差出現厚尾屬性。就 J-B 常態檢定而言，各市場皆呈現非常態的特性，說明各市場跨國債券利差之生成過程(Data Generating Process)來自非常態的機制。

表 1-1 單根檢定

Panel A 東北亞區域			
	台灣	中國	韓國
RS	-10.53351*** [5]	-4.212897*** [6]	-50.12762*** [0]
BS	-3.002838** [0]	-3.068020** [0]	-4.589439*** [2]
Panel B 東南亞區域			
	馬來西亞	菲律賓	印尼
RS	-22.50927*** [2]	-48.30165*** [0]	-12.65429*** [6]
BS	-4.136483*** [1]	-3.321154** [0]	-2.787388* [0]

註：表中數字為 t 值；*、**、***分別表示在 10%、5%、1%顯著水準下，代表資料為穩定

Panel A 東北亞區域



Panel B 東南亞區域

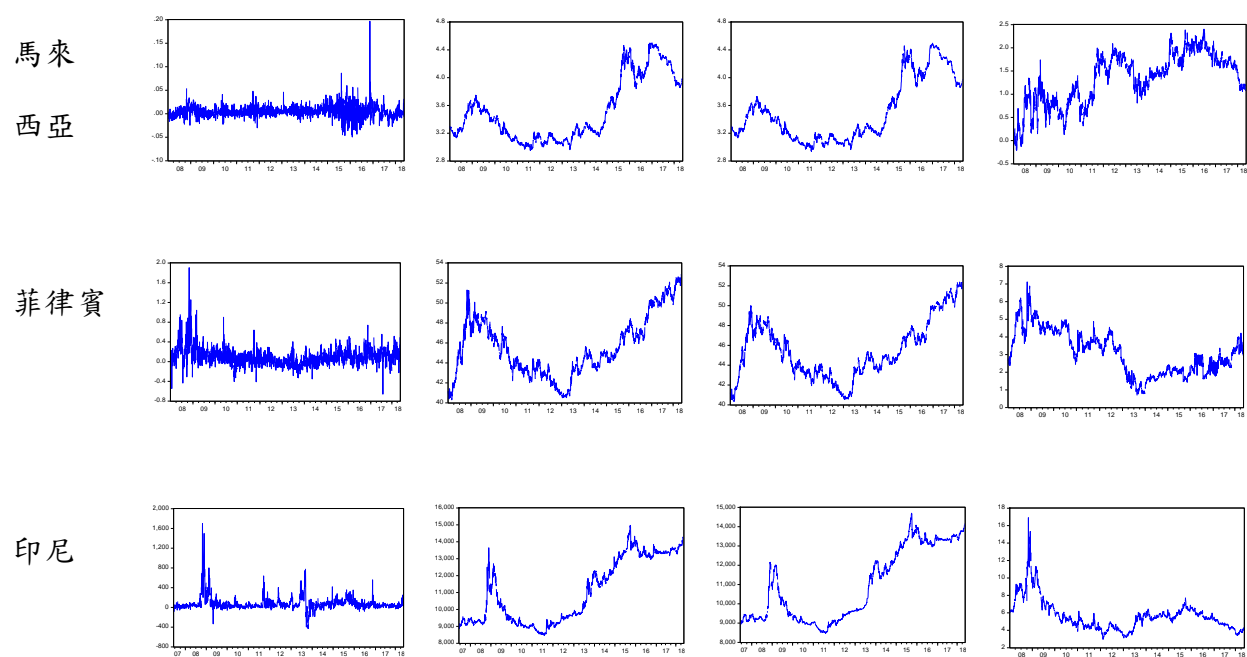


圖 1 各國匯率動態及債券利差走勢圖

表 2-1 各國海內外匯率價差(RS)之敘述性統計量

Panel A 東北亞區域			
	台灣	中國	韓國
平均數	-0.0454	0.0033	1.1457
中位數	-0.0400	0.0041	1.3500
最大值	0.4170	0.4133	88.4500
最小值	-0.5900	-0.2226	-56.3500
標準差	0.0891	0.0375	5.9955
偏態	-0.4153	-0.0902	0.7226
峰態	7.3780	9.4862	35.1588
JB 值	2018.736*** (0.0000)	4329.624*** (0.0000)	110622.4*** (0.0000)
Panel B 東南亞區域			
	馬來西亞	菲律賓	印尼
平均數	0.0045	0.0985	76.6658
中位數	0.0040	0.0750	46.0000
最大值	0.1970	1.9055	1700.5000
最小值	-0.0495	-0.6600	-426.5000
標準差	0.0118	0.1851	139.8570
偏態	2.0055	2.2631	4.3561
峰態	33.8734	15.6543	36.8033
JB 值	103064.3*** (0.0000)	18957.25*** (0.0000)	134854.5*** (0.0000)

註：()內之值為參數估計值之 p-value，***為在 1%的顯著水準之下

表 2-2 各國海外市場交易之 NDF 匯率之敘述性統計量

Panel A 東北亞區域			
	台灣	中國	韓國
平均數	30.8365	6.5261	1133.5060
中位數	30.3800	6.5118	1126.0000
最大值	35.3550	7.2425	1580.5000
最小值	28.4650	6.0000	935.5000
標準差	1.3508	0.2881	86.6351
偏態	0.4800	0.1056	1.4352
峰態	2.3325	1.6961	7.2390
JB 值	138.9735*** (0.0000)	179.4188*** (0.0000)	2797.764*** (0.0000)
Panel B 東南亞區域			
	馬來西亞	菲律賓	印尼
平均數	3.5181	45.6041	11032.7400
中位數	3.3253	44.9900	10300.0000
最大值	4.5040	52.9000	14975.0000
最小值	2.9535	40.3000	8465.0000
標準差	0.4516	3.0144	1894.2770
偏態	0.7466	0.4127	0.2898
峰態	2.1700	2.3349	1.4485
JB 值	310.3189*** (0.0000)	117.9257*** (0.0000)	303.5803*** (0.0000)

註：()內之值為參數估計值之 p-value，***為在 1%的顯著水準之下

表 2-3 各國國內市場 SPOT 匯率之敘述性統計量

Panel A 東北亞區域			
	台灣	中國	韓國
平均數	30.8819	6.5228	1132.3600
中位數	30.4195	6.4975	1124.5000
最大值	35.2200	7.2934	1570.6500
最小值	28.5060	6.0411	935.6000
標準差	1.3381	0.2904	87.3118
偏態	0.4661	0.1603	1.4717
峰態	2.2979	1.8242	7.3502
JB 值	138.48*** (0.0000)	152.7431*** (0.0000)	2945.066*** (0.0000)
Panel B 東南亞區域			
	馬來西亞	菲律賓	印尼
平均數	3.5136	45.5056	10956.0800
中位數	3.3208	44.8775	10121.0000
最大值	4.4975	52.4055	14697.5000
最小值	2.9385	40.3300	8460.0000
標準差	0.4517	2.9461	1878.4220
偏態	0.7461	0.4268	0.3065
峰態	2.1613	2.3796	1.4429
JB 值	311.5425*** (0.0000)	116.8866*** (0.0000)	309.9041*** (0.0000)

註：()內之值為參數估計值之 p-value，***為在 1%的顯著水準之下

表 2-4 各國跨國債券利差(BS)之敘述性統計量

Panel A 東北亞區域			
	台灣	中國	韓國
平均數	-1.17432	1.030846	0.980262
中位數	-1.116	1.1585	1.038
最大值	-0.157	2.39	2.976
最小值	-2.506	-0.918	-0.453
標準差	0.497097	0.634057	0.807488
偏態	-0.460994	-0.619895	-0.042269
峰態	2.48918	2.607895	1.706334
JB 值	112.9515*** (0.0000)	173.8735*** (0.0000)	179.4868*** (0.0000)
Panel B 東南亞區域			
	馬來西亞	菲律賓	印尼
平均數	1.33062	3.101873	5.666907
中位數	1.442	3.0485	5.394
最大值	2.403	7.118	16.907
最小值	-0.208	0.685	2.955
標準差	0.550461	1.244414	1.755481
偏態	-0.507776	0.301739	1.752013
峰態	2.470526	2.305832	7.458156
JB 值	139.5308*** (0.0000)	88.83566*** (0.0000)	3378.781*** (0.0000)

註：()內之值為參數估計值之 p-value，***為在 1%的顯著水準之下

第三節、 結果分析

為方便實證研究進行，本文設定模型 A 為海內外匯率價差(RS)與債券利差(BS)之雙變量 GARCH 模型；模型 B 為海外市場交易之 NDF 匯率與債券利差(BS)之雙變量 GARCH 模型；模型 C 為國內市場 SPOT 匯率與債券利差(BS)之雙變量 GARCH 模型。

本文實證針對東北亞（台灣、中國、韓國）與東南亞（馬來西亞、菲律賓、印尼）兩大區域探討匯率與債券之動態關係，並比較不同國家與不同區域間是否存在差異行為，期能進一步掌握匯率與跨國債券利差之動態關聯。

表 3 為台灣海內外匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數，表 3-1 為海內外匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計。首先，針對 BS 對 RX 之交互傳導而言，本文探討分為三個部分：(1) BS 對於模型 A 之海內外匯率價差(RS)；模型 B 之海外市場 NDF 匯率；和(3)模型 C 之國內市場 SPOT 匯率之影響。首先，在模型 A 部分，針對 BS 對 RS 之影響，得到 10%顯著正向估計結果，隱含當海內外債券利差擴大，資金流入使得本國匯率存在升值壓力，探究匯率價差擴大之原因，可能是因為本國 SPOT 市場較海外 NDF 市場升值更加明顯，因此呈現正向估計結果。

其次，針對 BS 對於海外市場交易之 NDF 匯率與國內市場 SPOT 匯率之估計結果部分，發現整體而言得到顯著負向估計結果，說明海內外國債殖利率差擴大，造成資金流入，本國貨幣升值，因此得到負向估計結果。然若進一步比較升值幅度，發現國內市場 SPOT 較海外 NDF 呈現較大程度的升值反應。

此外，針對 RX(RS、NDF、SPOT)對 BS 的估計部分，實證結果發現：模型 A、B 和 C，三者參數皆得到不顯著估計結果，說明台灣匯率的動態對於債券利差不具顯著影響。

表 3 東北亞區域-台灣 匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型參數估計

表 3-1 台灣：匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\xi_{\zeta_1}^{bs_rx}$	0.040* (0.024)		-1.023*** (0.361)			
$\xi_{\zeta_2}^{bs_rx}$			0.999*** (0.366)			
$\xi_{\zeta_4}^{bs_rx}$					-0.532* (-0.32)	
$\xi_{\zeta_5}^{bs_rx}$					0.550 (-0.319)	
$\xi_{\zeta_1}^{rx_bs}$				-0.003 (0.075)		-0.048 (-0.082)
$\xi_{\zeta_2}^{rx_bs}$		0.245 (0.146)				
$\xi_{\zeta_3}^{rx_bs}$				0.004 (0.075)		0.049 (-0.082)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 3-2 為金融危機時期匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計結果。實證結果顯示，相對於模型 A 顯示 BS 對 RS 之不顯著估計，在模型 B 和 C 的部分，BS 對 NDF 和 SPOT 則呈現顯著負向估計，若與表 3-1 比較，發現在平常時期，BS 對於國內現貨 SPOT 之影響較明顯；而在金融危機時期，BS 對於海外 NDF 之影響程度則相對為高，探究其原因，或許是由於金融危機時期，投資人心理預期容易在較少規範限制之海外市場反應，而平常時期則以國內現貨市場扮演主要資訊來源。另一方面，估計結果顯示，在模型 A 部分，RS 對於 BS 得到顯著負向估計結果，而 NDF 和 SPOT 對於 BS 普遍得到不顯著估計結果。本文重要發現，在平常時期主要是債券利差(BS)對匯率價差(RS)產生影響，但在金融危機時期，變成匯率價差(RS)對債券利差(BS)產生影響，綜言之，匯率價差(RS)與債券利差(BS)的傳導機制在金融危機時期呈現相反方向。此外，BS

對於 NDF 與 SPOT 之影響不論在平常時期或金融危機時期皆呈現顯著影響，然而一般時期則以國內 SPOT 市場容易受到跨國債券利差影響，實證結果有趣發現；當金融危機發生時，海外市場交易之 NDF 匯率的敏感程度較平常時期大，隱含金融危機時期投資人對市場價格過度反應，因此造成較大影響；而在一般時期，則以國內 SPOT 市場容易受到跨國債券利差影響。

表 3-2 台灣：金融危機對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\eta_1^{bs_rx}$	-0.022 (0.068)					
$\eta_3^{bs_rx}$			-0.350** (0.148)			
$\eta_5^{bs_rx}$					-0.299** (-0.131)	
$\eta_5^{rx_bs}$		-1.676*** (0.526)		0.005 (0.002)		0.004 (-0.003)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 3-3 探討恐慌指數對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響。實證結果發現，相較於 RS、NDF 和 SPOT 之不顯著參數估計，模型 A、B 及 C 之 BS 參數皆得到負向顯著估計結果，探究其原因，可能是由於恐慌指數升高時，本國相較於美國遭受更大的經濟衝擊，因此本國債券殖利率下降速度可能超過美國下降速度，因此跨國債券利差減少，導致兩者呈現負向關係。綜合上述，本文發現全球性恐慌對於跨國債券殖利率差之變化會比匯率動態呈現更加明顯影響。

表 3-3 台灣：恐慌指數(VIX)對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
φ_1		-0.004*** (0.001)	-0.006 (0.004)			
φ_3				-0.004** (0.001)		
φ_4						-0.003* (-0.002)
φ_5	0.001 (0.002)				-0.002 (-0.003)	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 3-4 探討跨國利率差對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響。實證結果發現，相較於 RS、NDF 和 SPOT 之不顯著估計，模型 A、B 及 C 之 BS 參數皆於 1%水準下呈現顯著正向估計，可能說明在本國相對美國提高利率的情況下，投資人看好本國未來景氣，進而反應在本國債券殖利率之上揚，造成國內外債券利差擴大，因此兩者呈現正向關係。

表 3-4 台灣：跨國利率差對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
γ_1		0.085*** (0.019)	0.079 (0.044)			
γ_3				0.095*** (0.017)	0.058 (-0.038)	
γ_5	0.018 (0.022)					0.084*** (-0.024)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 3-5 為匯率動態與債券利差條件變異數之 GARCH、ARCH 和自身市場波動不對稱參數估計。本文重要發現匯率動態的部分，RS、NDF 和 SPOT 皆存在明顯 GARCH 和 ARCH 效果，說明具有市場大波動跟著大波動、小波動跟著小波動的叢聚特性。此外，

台灣債券利差部分，亦得到相同顯著參數估計的觀察。綜合上述，相對文獻上對於金融市場普遍發現存在波動叢聚特性，本文重要發現匯率價差(RS)和債券利差(BS)之波動特性，亦隨著市場狀態而呈現波動叢聚的特性，證實本文採用 GARCH 模型配置的合理性，此亦為文獻上的首度觀察。

表 3-5 台灣：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
α	0.879*** (0.008)	0.948*** (0.007)	0.937*** (0.000)	0.950*** (0.007)	0.896*** (-0.012)	0.951*** (-0.009)
β	0.093*** (0.009)	0.037*** (0.007)	0.047*** (0.004)	0.035*** (0.007)	0.085*** (-0.011)	0.034*** (-0.008)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 3-6 為匯率動態與債券利差之條件共變異數參數估計。參數 a 和 b 分別代表前期匯率動態和債券利差衝擊與遞延期條件共變異數對於條件共變異數之影響。實證結果顯示，參數 a 和 b 普遍呈現正向顯著估計，說明本文採用 DCC 條件共變異數模型的合理性。

表 3-6 台灣：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
a		0.0082* (0.0050)		0.0165*** (0.0057)		0.0093* (0.0056)
b		0.9741*** (0.0125)		0.9630*** (0.0148)		0.9650*** (0.0250)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 4 為中國海內外匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數，表 4-1 為海內外匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計。首先，針對 BS 對 RX 之交互傳導而言，本文探討分為三個部分：(1) BS 對於模型 A 之海內外匯率價差

(RS); 模型 B 之海外市場 NDF 匯率; 和(3)模型 C 之國內市場 SPOT 匯率之影響。首先，在模型 A 部分，針對 BS 對 RS 之影響，得到 1% 顯著正向估計結果，隱含當海內外債券利差擴大，資金流入使得本國匯率存在升值壓力，探究匯率價差擴大之原因，可能是因為本國 SPOT 市場較海外 NDF 市場升值更加明顯，因此呈現正向估計結果。

其次，針對 BS 對於海外市場交易之 NDF 匯率與國內市場 SPOT 匯率之估計結果部分，發現整體而言得到顯著負向估計結果，說明海內外國債殖利率差擴大，造成資金流入，本國貨幣升值，因此得到負向估計結果。然若進一步比較升值幅度，發現國內市場 SPOT 較海外 NDF 呈現較大程度的升值反應。

此外，針對 RX(RS、NDF、SPOT) 對 BS 的估計部分，實證結果發現：模型 A、B 和 C，三者參數皆得到不顯著估計結果，說明中國匯率的動態對於債券利差不具顯著影響。

表 4 東北亞區域-中國 匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型參數估計
表 4-1 中國：匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\xi_1^{bs_rx}$	0.028*** (0.010)		-0.001*** (0.000)		-0.080*** (0.021)	
$\xi_2^{bs_rx}$					0.070*** (0.021)	
$\xi_5^{bs_rx}$	-0.010 (0.010)					
$\xi_1^{rx_bs}$		-1.064 (0.774)				
$\xi_4^{rx_bs}$		0.672 (0.777)		-0.144 (0.086)		-1.048 (0.849)
$\xi_5^{rx_bs}$				0.096 (0.086)		0.736 (0.846)

註：*、**、*** 分別代表在 10%、5%、1% 下的顯著水準；() 為標準差

表 4-2 為金融危機時期匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計結果。實證結果顯示，BS 對 RS、NDF 和 SPOT 一致呈現不顯著估計結果。另一方面，估計結

果顯示，NDF 和 SPOT 對於 BS 普遍得到顯著正向估計結果。實證結果有趣的發現，有別於平常時期債券利差對於匯率動態的顯著影響，金融危機時期的傳導機制則不顯著。本文重要發現，金融危機時期，兩者之相關，主要是由匯率對債券利差之影響。綜合上述，本文證實匯率動態與債券利差在金融危機時期呈現不同方向的傳導機制。

表 4-2 中國：金融危機對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\eta_1^{bs_rx}$					0.009 (0.018)	
$\eta_5^{bs_rx}$	0.006 (0.016)		0.001 (0.001)			
$\eta_2^{rx_bs}$				0.003* (0.002)		
$\eta_3^{rx_bs}$		3.601 (4.159)				
$\eta_4^{rx_bs}$						0.049*** (0.018)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 4-3 探討恐慌指數對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響。實證結果發現，相較於 RS、NDF 和 SPOT 之不顯著參數估計，模型 A、B 及 C 之 BS 參數，皆得到負向顯著估計結果，探究其原因，可能是由於恐慌指數升高時，本國相較於美國遭受更大的經濟衝擊，因此本國債券殖利率下降速度可能會超過美國下降速度，因此跨國債券利差減少，導致兩者呈現負向關係。綜合上述，本文發現全球性恐慌對於跨國債券殖利率差之變化會比匯率動態呈現更加明顯影響。

表 4-3 中國：恐慌指數(VIX)對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
φ_1				-0.002*** (0.000)	0.001 (0.001)	-0.019*** (0.002)
φ_2		-0.006*** (0.002)	-0.001 (0.001)			
φ_3	-0.001 (0.001)					

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 4-4 探討跨國利率差對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響；實證結果發現，模型 A 之 BS 參數於 1%水準下呈現顯著正向估計，可能說明看好本國未來景氣，國內利率升值，造成國內外債券利差擴大，因此兩者呈現正向關係。而模型 A 之 RS 參數得到的顯著負向估計，隱含當本國利率高的情況下，資金流入，使得本國匯率存在升值壓力，相較而言，海外 NDF 市場較本國 SPOT 市場升值更加明顯，造成價差減小，因此呈現負向估計結果。

表 4-4 中國：跨國利率差對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
γ_1				-0.010 (0.001)	0.006 (0.053)	-0.012 (0.010)
γ_2	-0.007*** (0.001)	0.042*** (0.015)				
γ_5			0.001 (0.000)			

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 4-5 為匯率動態與債券利差條件變異數之 GARCH、ARCH 和自身市場波動不對稱參數估計。本文重要發現匯率動態的部分，RS、NDF 和 SPOT 皆存在明顯 GARCH 和 ARCH 效果，說明具有市場大波動跟著大波動、小波動跟著小波動的叢聚特性。此外，

中國債券利差部分，亦得到相同顯著參數估計的觀察。綜合上述，相對文獻上對於金融市場普遍發現存在波動叢聚特性，本文重要發現匯率價差(RS)和債券利差(BS)之波動特性，亦隨著市場狀態而呈現波動叢聚的特性，證實本文採用 GARCH 模型配置的合理性，此亦為文獻上的首度觀察。

表 4-5 中國：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
α	0.698*** (0.021)	0.942*** (0.009)	0.053*** (0.002)	0.094*** (0.001)	0.438*** (0.015)	0.944*** (0.006)
β	0.300*** (0.021)	0.047*** (0.009)	0.046*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.510*** (0.045)	0.047*** (0.006)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 4-6 為匯率動態與債券利差之條件共變異數參數估計。參數 a 和 b 分別代表前期匯率動態和債券利差衝擊與遞延期條件共變異數對於條件共變異數之影響。實證結果顯示，參數 a 和 b 普遍呈現正向顯著估計，說明本文採用 DCC 條件共變異數模型的合理性。

表 4-6 中國：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
a	0.008 (0.006)			0.013* (0.008)		0.020* (0.012)
b		0.936*** (0.051)		0.961*** (0.961)		0.877*** (0.101)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 5 為韓國海內外匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數，表 5-1 為海內外匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計。首先，針對 BS 對 RX 之交互傳導而言，本文探討分為三個部分：(1) BS 對於模型 A 之海內外匯率價差(RS)；模型 B 之海外市場 NDF 匯率；和(3)模型 C 之國內市場 SPOT 匯率之影響。首先，在模型 A 部分，探討 BS 對 RS 之影響，得到 10%顯著負向估計結果，說明當海內外債券利差擴大，資金流入使得本國匯率存在升值壓力，探究匯率價差變小之原因，可能是因為海外 NDF 市場升值較本國 SPOT 市場更加明顯，因此呈現負向估計結果。

其次，針對 BS 對於海外市場交易之 NDF 匯率與國內市場 SPOT 匯率之估計結果部分，發現整體而言得到顯著負向估計結果，說明海內外國債殖利率差擴大，造成資金流入，本國貨幣升值，因此得到負向估計結果。然若進一步比較升值幅度，發現國內市場 SPOT 較海外 NDF 呈現較大程度的升值反應。

再者，針對 RX(RS、NDF、SPOT)對 BS 的估計部分，實證結果發現：模型 A 和 B 之參數普遍得到顯著正向估計結果，說明韓國的匯率動態對於債券利差普遍具顯著影響。

表 5 東北亞區域-韓國 匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型參數估計
 表 5-1 韓國：匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\xi_{S1}^{bs_rx}$					75.808*** (13.547)	
$\xi_{S2}^{bs_rx}$			0.126*** (0.004)			
$\xi_{S3}^{bs_rx}$	-48.578* (24.928)					
$\xi_{S4}^{bs_rx}$	39.200 (25.084)				-87.338*** (13.248)	
$\xi_{S5}^{bs_rx}$			-0.131*** (0.004)			
$\xi_{S1}^{rx_bs}$				0.001 (0.001)		
$\xi_{S2}^{rx_bs}$		0.120*** (0.002)		0.001*** (0.001)		
$\xi_{S3}^{rx_bs}$						-0.001 (0.001)
$\xi_{S5}^{rx_bs}$						0.001 (0.001)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 5-2 為金融危機時期匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計結果；實證結果顯示，BS 對 RS、NDF 和 SPOT 一致呈現顯著正向估計結果，若與表 5 表 5-1 作比較，發現在平常時期，BS 對於匯率動態(RX)之影響顯著為負；但在金融危機時期 BS 對於匯率動態(RX)之影響則皆顯著為正，說明跨國債券利差(BS)對匯率動態(RX)的傳導機制在金融危機時期呈現不同方向。另一方面，估計結果顯示，在模型 A 部分，RS 對於 BS 得到顯著負向估計結果。本文重要發現，在平常時期，RS 對於 BS 是顯著正向估計結果，說明匯率價差(RS)對跨國債券利差(BS)的傳導機制在金融危機時期呈現與平常時期不同的方向。綜合上述，當金融危機發生時，跨國債券利差(BS)對於匯率動態(RX)

和匯率動態(RX)對於跨國債券利差(BS)之傳導機制普遍與平常時期不同方向。

表 5-2 韓國：金融危機對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\eta_2^{bs_rx}$					28.666*** (11.102)	
$\eta_5^{bs_rx}$	17.108** (7.883)		0.599*** (0.131)			
$\eta_1^{rx_bs}$		-0.010*** (0.003)		-0.001 (0.001)		
$\eta_2^{rx_bs}$						-0.001 (0.001)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 5-3 探討恐慌指數對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響。實證結果發現，模型 A 之 BS 參數，得到負向顯著估計結果，而模型 B 和 C 之 BS 參數普遍不顯著，探究其原因，可能是由於恐慌指數升高時，本國相較於美國遭受更大的經濟衝擊，因此本國債券殖利率下降速度可能會超過美國下降速度，因此跨國債券利差減少，導致兩者呈現負向關係。綜合上述，本文發現全球性恐慌對於匯率動態之變化會比跨國債券殖利率差呈現更加明顯影響。

表 5-3 韓國：恐慌指數(VIX)對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
φ_1			0.014*** (0.003)		1.031*** (0.289)	
φ_4	-0.229 (0.416)					-0.001 (0.002)
φ_5		-0.067*** (0.002)		0.003 (0.001)		

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 5-4 探討跨國利率差對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響；實證結果發現，

模型 A、B 和 C 之 BS 參數於 1%水準下呈現顯著正向估計，可能說明看好本國未來景氣，國內利率升值，造成國內外債券利差擴大，因此兩者呈現正向關係。而模型 A 之 RS 參數得到的顯著正向估計，隱含當本國利率高的情況下，資金流入，使得本國匯率存在升值壓力，相較而言，本國 SPOT 市場較海外 NDF 市場升值更加明顯，造成價差擴大，因此呈現正向估計結果。

表 5-4 韓國：跨國利率差對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
γ_1			-0.051 (0.048)			
γ_2	13.863*** (2.312)	0.379*** (0.015)		0.021** (0.010)		
γ_4					0.855 (1.944)	
γ_5						0.043** (0.018)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 5-5 為匯率動態與債券利差條件變異數之 GARCH、ARCH 和自身市場波動不對稱參數估計。本文重要發現匯率動態的部分，RS、NDF 和 SPOT 皆存在明顯 GARCH 和 ARCH 效果，說明具有市場大波動跟著大波動、小波動跟著小波動的叢聚特性。此外，台灣債券利差部分，亦得到相同顯著參數估計的觀察。綜合上述，相對文獻上對於金融市場普遍發現存在波動叢聚特性，本文重要發現匯率價差(RS)和債券利差(BS)之波動特性，亦隨著市場狀態而呈現波動叢聚的特性，證實本文採用 GARCH 模型配置的合理性，此亦為文獻上的首度觀察。

表 5-5 韓國：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
α	0.007*** (0.002)	0.602*** (0.027)	0.433*** (0.030)	0.527*** (0.002)	0.928*** (0.006)	0.952*** (0.007)
β	0.077*** (0.029)	0.120*** (0.009)	0.001 (0.004)	0.471*** (0.065)	0.070*** (0.006)	0.040*** (0.006)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 5-6 為匯率動態與債券利差之條件共變異數參數估計。參數 a 和 b 分別代表前期匯率動態和債券利差衝擊與遞延期條件共變異數對於條件共變異數之影響。實證結果顯示，參數 a 和 b 普遍呈現正向顯著估計，說明本文採用 DCC 條件共變異數模型的合理性。

表 5-6 韓國：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
a	0.002** (0.001)			0.019*** (0.002)		0.001 .
b		0.993*** (0.004)		0.954*** (0.011)		0.001 .

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

為方便東北亞各國參數估計之比較分析，表 6 為東北亞區域海內外匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數彙整表；總合東北亞區域各國海內外匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計結果。針對 BS 對 RS 之估計結果部分，發現在表 6-1 的部分普遍得到顯著正向估計結果，隱含當海內外債券利差擴大，資金流入使得本國匯率存在升值壓力，探究匯率價差擴大之原因，本文發現東北亞區域的 SPOT 市場普遍較海外 NDF 市場升值更加明顯，因此呈現正向估計結果。

其次，針對 RS 對 BS 的估計結果部分，發現整體而言得到不顯著估計結果，說明以東北亞區域而言，海內外匯率價差對於跨國債券利差不具顯著影響。

綜合上述分析，東北亞區域各國跨國債券利差(BS)對海內外匯率價差(RS)之交互傳導普遍具有顯著性，說明 BS 對 RS 具有解釋能力，但海內外匯率價差對於跨國債券利差不具顯著影響。

表 6 東北亞區域 - 匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型參數估計彙整表

表 6-1 東北亞區域：各國海內外匯率價差與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
$\xi_{\zeta_1}^{bs_rx}$	0.040* (0.024)		0.028*** (0.010)			
$\xi_{\zeta_3}^{bs_rx}$					-48.578* (24.928)	
$\xi_{\zeta_4}^{bs_rx}$					39.200 (25.084)	
$\xi_{\zeta_5}^{bs_rx}$			-0.010 (0.010)			
$\xi_{\zeta_1}^{rx_bs}$				-1.064 (0.774)		
$\xi_{\zeta_2}^{rx_bs}$		0.245 (0.146)				0.120*** (0.002)
$\xi_{\zeta_4}^{rx_bs}$				0.672 (0.777)		

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-2 和表 6-3 則針對 BS 對於海外市場交易之 NDF 匯率與國內市場 SPOT 匯率之估計結果部分，發現整體而言在表 6-2 和表 6-3 得到顯著負向估計結果，說明海內外國債殖利率差擴大，造成資金流入，本國貨幣升值，因此得到負向估計結果。然若進一步比較升值幅度，發現東北亞區域之國內市場 SPOT 匯率一致較海外市場交易之 NDF 匯率呈現較大程度的升值反應。

此外，針對 RX(RS、NDF、SPOT)對 BS 的估計部分，實證結果發現：表 6-1、表 6-

2 和表 6-3，三者參數皆得到不顯著估計結果，說明東北亞區域的匯率動態對於跨國債券利差不具顯著影響。

表 6-2 東北亞區域：各國海外市場交易之 NDF 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
$\xi_{1}^{bs_rx}$	-1.023*** (0.361)		-0.001*** (0.000)			
$\xi_{2}^{bs_rx}$	0.999*** (0.366)				0.126*** (0.004)	
$\xi_{5}^{bs_rx}$					-0.131*** (0.004)	
$\xi_{1}^{rx_bs}$		-0.003 (0.075)				0.001 (0.001)
$\xi_{2}^{rx_bs}$						0.001*** (0.001)
$\xi_{3}^{rx_bs}$		0.004 (0.075)				
$\xi_{4}^{rx_bs}$				-0.144 (0.086)		
$\xi_{5}^{rx_bs}$				0.096 (0.086)		

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-3 東北亞區域：各國國內市場 SPOT 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
$\xi_{S1}^{bs_rx}$			-0.080*** (0.021)		75.808*** (13.547)	
$\xi_{S2}^{bs_rx}$			0.070*** (0.021)			
$\xi_{S4}^{bs_rx}$	-0.532* (-0.32)				-87.338*** (13.248)	
$\xi_{S5}^{bs_rx}$	0.550 (-0.319)					
$\xi_{S1}^{rx_bs}$		-0.048 (-0.082)				
$\xi_{S3}^{rx_bs}$		0.049 (-0.082)				-0.001 (0.001)
$\xi_{S4}^{rx_bs}$				-1.048 (0.849)		
$\xi_{S5}^{rx_bs}$				0.736 (0.846)		0.001 (0.001)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-4、表 6-5 和表 6-6 為東北亞區域金融危機時期匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計彙整表；在表 6-4 部分，發現 BS 對 RS 普遍呈現不顯著估計結果，發現在金融危機時期，有別於平常時期的正向影響，東北亞區域的跨國債券利差對海內外匯率價差不具顯著影響。此外，針對 RS 對 BS 的部分，普遍呈現顯著負向估計結果。本文發現，在金融危機時期，東北亞區域之海內外匯率價差對於債券利差具負向影響。

在表 6-5 和表 6-6 部分，實證結果顯示，NDF 和 SPOT 對 BS 普遍呈現不顯著估計結果，說明在金融危機時期，東北亞區域之海外市場交易之 NDF 匯率與國內市場 SPOT 匯率對於債券利差不具顯著影響。

表 6-4 東北亞區域：金融危機對於海內外匯率價差與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
$\eta_1^{bs_rx}$	-0.022 (0.068)					
$\eta_5^{bs_rx}$			0.006 (0.016)		17.108** (7.883)	
$\eta_1^{rx_bs}$						-0.010*** (0.003)
$\eta_3^{rx_bs}$				3.601 (4.159)		
$\eta_5^{rx_bs}$		-1.676*** (0.526)				

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-5 東北亞區域：金融危機對於海外市場交易之 NDF 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
$\eta_3^{bs_rx}$	-0.350** (0.148)					
$\eta_5^{bs_rx}$			0.001 (0.001)		0.599*** (0.131)	
$\eta_1^{rx_bs}$						-0.001 (0.001)
$\eta_2^{rx_bs}$				0.003* (0.002)		
$\eta_5^{rx_bs}$		0.005 (0.002)				

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-6 東北亞區域：金融危機對於國內市場 SPOT 匯率與債券利差之交互傳導參數估計

彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
$\eta_1^{bs_rx}$			0.009 (0.018)			
$\eta_2^{bs_rx}$					28.666*** (11.102)	
$\eta_5^{bs_rx}$	-0.299** (-0.131)					
$\eta_2^{rx_bs}$						-0.001 (0.001)
$\eta_4^{rx_bs}$				0.049*** (0.018)		
$\eta_5^{rx_bs}$		0.004 (-0.003)				

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-7、表 6-8 和表 6-9 為東北亞區域恐慌指數(VIX)對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之彙整表；實證結果發現，東北亞區域各國之 RX 參數普遍呈現不顯著之估計結果，可能隱含恐慌指數對於東北亞區域之匯率動態(RX)不具顯著影響。另一方面，針對 BS 參數的部分，發現普遍呈現負向顯著估計結果，探究其原因，可能是由於恐慌指數升高時，東北亞各國相較於美國遭受更大的經濟衝擊，因此各國債券殖利率下降速度可能超過美國下降速度，因此跨國債券利差減少，導致兩者呈現負向關係。綜合上述，本文發現，在東北亞區域，全球性恐慌對於跨國債券殖利率差之變化會比匯率動態呈現更加明顯影響。

表 6-7 東北亞區域：恐慌指數對於海內外匯率價差與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
φ_1		-0.004*** (0.001)				
φ_2				-0.006*** (0.002)		
φ_3			-0.001 (0.001)			
φ_4					-0.229 (0.416)	
φ_5	0.000 (0.002)					-0.067*** (0.002)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-8 東北亞區域：恐慌指數對於海外市場交易之 NDF 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
φ_1	-0.006 (0.004)			-0.002*** (0.000)	0.014*** (0.003)	
φ_2			-0.001 (0.001)			
φ_3		-0.004** (0.00)				
φ_5						0.003 (0.001)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-9 東北亞區域：恐慌指數對於國內市場 SPOT 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
φ_1			0.001 (0.001)	-0.019*** (0.002)	1.031*** (0.289)	
φ_4		-0.003* (-0.002)				-0.001 (0.002)
φ_5	-0.002 (-0.003)					

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-10、表 6-11 和表 6-12 為東北亞區域各國跨國利率差對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之彙整表；實證結果發現，東北亞區域之 BS 參數普遍呈現顯著正向估計，說明看好東北亞區域未來景氣，利率升值，造成國內外債券利差擴大，因此兩者呈現正向關係。另一方面，估計結果顯示，RX 之參數普遍得到不顯著之估計結果，可能隱含跨國利率差對於東北亞區域之匯率動態(RX)不具顯著影響。

表 6-10 東北亞區域：跨國利率差對於海內外匯率價差與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
γ_1		0.085*** (0.019)				
γ_2			-0.007*** (0.001)	0.042*** (0.015)	13.863*** (2.312)	0.379*** (0.015)
γ_5	0.018 (0.022)					

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-11 東北亞區域：跨國利率差對於海外市場交易之 NDF 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
γ_1	0.079 (0.044)			-0.010 (0.001)	-0.051 (0.048)	
γ_2						0.021** (0.010)
γ_3		0.095*** (0.017)				
γ_5			0.001 (0.000)			

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-12 東北亞區域：跨國利率差對於國內市場 SPOT 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
γ_1			0.006 (0.053)	-0.012 (0.010)		
γ_3	0.058 (-0.038)					
γ_4					0.855 (1.944)	
γ_5		0.084*** (-0.024)				0.043** (0.018)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-13、表 6-14 和表 6-15 為東北亞區域匯率動態與債券利差條件變異數之 GARCH、ARCH 和自身市場波動不對稱參數估計彙整表。本文重要發現匯率動態的部分，RS、NDF 和 SPOT 皆存在明顯 GARCH 和 ARCH 效果，說明東北亞市場具有大波動跟著大波動、小波動跟著小波動的叢聚特性。此外，債券利差部分，亦得到相同顯著參數估計的觀察。綜合上述，相對文獻上對於金融市場普遍發現存在波動叢聚特性，本文重要發現匯率價差(RS)和債券利差(BS)之波動特性，亦隨著市場狀態而呈現波動叢聚的特性，證實本文採用 GARCH 模型配置的合理性，此亦為文獻上的首度觀察。

表 6-13 東北亞區域：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
α	0.879*** (0.008)	0.948*** (0.007)	0.698*** (0.021)	0.942*** (0.009)	0.007*** (0.002)	0.602*** (0.027)
β	0.093*** (0.009)	0.037*** (0.007)	0.300*** (0.021)	0.047*** (0.009)	0.077*** (0.029)	0.120*** (0.009)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-14 東北亞區域：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
α	0.937*** (0.000)	0.950*** (0.007)	0.053*** (0.002)	0.094*** (0.001)	0.433*** (0.030)	0.527*** (0.002)
β	0.047*** (0.004)	0.035*** (0.007)	0.046*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.001 (0.004)	0.471*** (0.065)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-15 東北亞區域：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
α	0.896*** (-0.012)	0.951*** (-0.009)	0.438*** (0.015)	0.944*** (0.006)	0.928*** (0.006)	0.952*** (0.007)
β	0.085*** (-0.011)	0.034*** (-0.008)	0.510*** (0.045)	0.047*** (0.006)	0.070*** (0.006)	0.040*** (0.006)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-16、表 6-17 和表 6-18 為東北亞區域匯率動態與債券利差之條件共變異數參數估計彙整表。參數 a 和 b 分別代表前期匯率動態和債券利差衝擊與遞延期條件共變異數對於條件共變異數之影響。實證結果顯示，參數 a 和 b 普遍呈現正向顯著估計，說明本文採用 DCC 條件共變異數模型的合理性。

表 6-16 東北亞區域：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
a		0.0082* (0.0050)		0.008 (0.006)		0.002** (0.001)
b		0.9741*** (0.0125)		0.936*** (0.051)		0.993*** (0.004)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-17 東北亞區域：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
a		0.0165*** (0.0057)		0.013* (0.008)		0.019*** (0.002)
b		0.9630*** (0.0148)		0.961*** (0.961)		0.954*** (0.011)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 6-18 東北亞區域：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計彙整表

參數	台灣		中國		韓國	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
a		0.0093* (0.0056)		0.020* (0.012)		0.001 .
b		0.9650*** (0.0250)		0.877*** (0.101)		0.001 .

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 7 為馬來西亞海內外匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數，表 7-1 為海內外匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計。首先，針對 BS 對 RX 之交互傳導而言，本文探討分為三個部分：(1)BS 對於模型 A 之海內外匯率價差(RS)；模型 B 之海外市場 NDF 匯率；和(3)模型 C 之國內市場 SPOT 匯率之影響。首先，在模型 A 部分，針對 BS 對 RS 之影響，得到 10%顯著負向估計結果，隱含當海內外債券利差擴大，資金流入使得本國匯率存在升值壓力，探究匯率價差變小之原因，可能是

因為海外 NDF 市場升值較本國 SPOT 市場更加明顯，因此呈現負向估計結果。

其次，針對 BS 對於海外市場交易之 NDF 匯率與國內市場 SPOT 匯率之估計結果部分，發現整體而言得到顯著負向估計結果，和理論的預期一致，說明當海內外債券利差擴大時，資金流入，導致國內市場 SPOT 匯率和海外市場交易之 NDF 匯率皆呈現升值走勢。然若進一步比較升值幅度，發現國內市場 SPOT 較海外 NDF 呈現較大程度的升值反應。

此外，針對 RX(RS、NDF、SPOT)對 BS 的估計部分，實證結果發現：模型 A、B 和 C，三者參數皆得到顯著正向估計結果，說明馬來西亞的匯率動態對於債券利差具顯著影響。

表 7 東南亞區域-馬來西亞 匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型參數估計

表 7-1 馬來西亞：匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\xi_{\zeta_2}^{bs_rx}$					-0.051* (0.031)	
$\xi_{\zeta_3}^{bs_rx}$	-0.051* (0.029)		-0.135** (0.060)			
$\xi_{\zeta_4}^{bs_rx}$	0.040 (0.029)		0.129** (0.060)		0.041 (0.030)	
$\xi_{\zeta_1}^{rx_bs}$				0.554* (0.302)		2.865*** (0.705)
$\xi_{\zeta_2}^{rx_bs}$		3.453*** (0.738)				-2.751*** (0.703)
$\xi_{\zeta_5}^{rx_bs}$				-0.412 (0.304)		

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 7-2 為金融危機時期匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計結果；

實證結果顯示，在模型 A 的部分，BS 對 RS 呈現顯著正向估計結果，而 BS 對 NDF 和 SPOT 一致呈現不顯著估計結果。另一方面，估計結果顯示，在模型 A 部分，RS 對於 BS 得到顯著負向估計結果，而 NDF 和 SPOT 對於 BS 普遍得到不顯著估計結果。本文重要發現，匯率價差(RS)與跨國債券利差(BS)間的傳導機制在金融危機時期呈現與平常時期不同的方向。而有別於平常時期債券利差對於匯率動態(NDF 和 SPOT)的顯著影響，金融危機時期的傳導機制則普遍變的不顯著，可能是因為受到其他因素干擾，因此不存在利率的平價理論。

表 7-2 馬來西亞：金融危機對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\eta_2^{bs_rx}$	0.053*** (0.014)		0.017 (0.031)			
$\eta_3^{bs_rx}$					0.040 (0.027)	
$\eta_2^{rx_bs}$		-23.181*** (6.241)		-0.095 (0.065)		-0.006 (0.030)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 7-3 探討恐慌指數對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響。實證結果發現，相較於模型 A、B 及 C 之 BS 參數的不顯著估計，模型 A 之 RS 參數得到顯著負向估計結果，探究其原因，可能是由於全球恐慌，本國 SPOT 市場較海外 NDF 市場貶值更加明顯，造成價差變小，因此 RS 得到負向估計結果。

表 7-3 馬來西亞：恐慌指數(VIX)對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
φ_1		0.002 (0.001)		0.003 (0.004)		-0.003 (0.002)
φ_2					-0.001 (0.001)	
φ_3			-0.001 (0.001)			
φ_4	-0.001* (0.000)					

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 7-4 探討跨國利率差對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響；實證結果發現，模型 A 之 RS 參數於 1%水準下呈現顯著正向估計，而 NDF 和 SPOT 呈現不顯著估計，隱含當本國利率高的情況下，資金流入，使得本國匯率存在升值壓力，相較而言，本國 SPOT 市場較海外 NDF 市場升值更加明顯，造成價差擴大，因此呈現正向估計結果。而模型 A、B 及 C 之 BS 參數皆於 1%水準下呈現顯著正向估計，可能說明看好本國未來景氣，國內利率升值，造成國內外債券利差擴大，因此兩者呈現正向關係。

表 7-4 馬來西亞：跨國利率差對於匯率動態與跨國債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
γ_3	0.022*** (0.003)	0.091*** (0.018)	0.013 (0.008)	0.173*** (0.029)	0.009 (0.006)	0.128*** (0.024)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 7-5 為匯率動態與債券利差條件變異數之 GARCH、ARCH 和自身市場波動不對稱參數估計。本文重要發現匯率動態的部分，RS、NDF 和 SPOT 皆存在明顯 GARCH 和 ARCH 效果，說明具有市場大波動跟著大波動、小波動跟著小波動的叢聚特性。此外，台灣債券利差部分，亦得到相同顯著參數估計的觀察。綜合上述，相對文獻上對於金融

市場普遍發現存在波動叢聚特性，本文重要發現匯率價差(RS)和債券利差(BS)之波動特性，亦隨著市場狀態而呈現波動叢聚的特性，證實本文採用 GARCH 模型配置的合理性，此亦為文獻上的首度觀察。

表 7-5 馬來西亞：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
α	0.152*** (0.017)	0.948*** (0.007)	0.636*** (0.032)	0.945*** (0.008)	0.883*** (0.009)	0.947*** (0.006)
β	0.400*** (0.031)	0.045*** (0.006)	0.215*** (0.024)	0.048*** (0.007)	0.104*** (0.008)	0.046*** (0.005)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 7-6 為匯率動態與債券利差之條件共變異數參數估計。參數 a 和 b 分別代表前期匯率動態和債券利差衝擊與遞延期條件共變異數對於條件共變異數之影響。實證結果顯示，參數 a 和 b 普遍呈現正向顯著估計，說明本文採用 DCC 條件共變異數模型的合理性。

表 7-6 馬來西亞：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
a		0.006** (0.002)		0.008* (0.004)		0.006 (0.013)
b		0.984*** (0.007)		0.974*** (0.014)		0.649 (0.533)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 8 為菲律賓海內外匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數，表 8-1 為海內外匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計。首先，針對 BS 對 RX 之交互傳導而言，本文探討分為三個部分：(1)BS 對於模型 A 之海內外匯率價差(RS)；模型 B 之海外市場 NDF 匯率；和(3)模型 C 之國內市場 SPOT 匯率之影響。首先，

在模型 A 部分，針對 BS 對 RS 之影響，得到 1% 顯著正向估計結果，隱含當海內外債券利差擴大，資金流入，使得本國匯率存在升值壓力，探究匯率價差變小之原因，可能是因為海外 NDF 市場升值較本國 SPOT 市場更加明顯，因此呈現負向估計結果。

其次，針對 BS 對於海外市場交易之 NDF 匯率與國內市場 SPOT 匯率之估計結果部分，發現整體而言得到顯著負向估計結果，說明海內外國債殖利率差擴大，造成資金流入，本國貨幣升值，因此得到負向估計結果。然若進一步比較升值幅度，發現海外 NDF 較國內市場 SPOT 呈現較大程度的升值反應。

此外，針對 RX(RS、NDF、SPOT) 對 BS 的估計部分，實證結果發現：模型 A、B 和 C，三者參數皆得到顯著正向估計結果，說明菲律賓匯率的動態對於債券利差具顯著影響。

表 8 東南亞區域-菲律賓 匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型參數估計

表 8-1 菲律賓：匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\xi_1^{bs_rx}$	0.828*** (0.141)		0.386 (0.315)			
$\xi_3^{bs_rx}$			-0.487* (0.264)		-0.088*** (0.033)	
$\xi_1^{rx_bs}$		0.427** (0.195)		0.223*** (0.020)		0.376** (0.151)
$\xi_2^{rx_bs}$		0.408** (0.192)				-0.346** (0.152)
$\xi_5^{rx_bs}$				-0.122 (4.461)		

註：*、**、*** 分別代表在 10%、5%、1% 下的顯著水準；() 為標準差

表 8-2 為金融危機時期匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計結果；實證結果顯示，模型 A 顯示 BS 對 RS 呈現顯著正向估計結果，而在模型 B 和 C 的部分，BS 對 NDF 和 SPOT 一致呈現不顯著估計結果。本文發現有別於平常時期債券利差對於匯率動態(NDF 和 SPOT)的顯著影響，金融危機時期的傳導機制則普遍變的不顯著，

可能是因為受到其他因素干擾，因此不存在利率的平價理論。另一方面，估計結果顯示，RS、NDF 和 SPOT 對 BS 一致呈現顯著負向估計結果，顯示在金融危機時期，海內外匯率動態(RX)對債券利差(BS)之影響呈現跟平常時期相反方向的傳導機制。本文重要發現，金融危機時期，兩者之相關，主要是由匯率動態對跨國債券利差之影響。

表 8-2 菲律賓：金融危機對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\eta_1^{bs_rx}$	0.904*** (0.175)		-0.014 (0.065)			
$\eta_5^{bs_rx}$					-0.001 (0.048)	
$\eta_3^{rx_bs}$		-2.763*** (0.249)				
$\eta_5^{rx_bs}$				-0.007*** (0.001)		-0.008* (0.004)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 8-3 探討恐慌指數對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響，實證結果發現，相較於 RS、NDF 和 SPOT 之不顯著估計，模型 A 和 B 之 BS 參數，普遍得到正向顯著估計結果。綜合上述，本文發現全球性恐慌對於跨國債券殖利率差之變化普遍會比匯率動態呈現更加明顯影響。

表 8-3 菲律賓：恐慌指數(VIX)對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
φ_1		0.031*** (0.002)		0.013*** (0.002)	0.007 (0.005)	0.002 (0.005)
φ_3	-0.003 (0.004)		0.005 (0.008)			

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 8-4 探討跨國利率差對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響；實證結果發現，模型 A 和 B 之 BS 參數普遍呈現顯著正向估計，可能說明看好本國未來景氣，國內利率升值，造成國內外債券利差擴大，因此兩者呈現正向關係。而模型 A 之 RS 參數得到的

顯著負向估計，隱含當本國利率高的情況下，資金流入，使得本國匯率存在升值壓力，相較而言，海外 NDF 市場較本國 SPOT 市場升值更加明顯，造成價差擴大，因此呈現負向估計結果。

表 8-4 菲律賓：跨國利率差對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
γ_1			0.009 (0.008)			
γ_2					0.003 (0.006)	
γ_3	-0.058** (0.028)			0.021*** (0.002)		0.004 (0.004)
γ_4		0.009** (0.005)				

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 8-5 為匯率動態與債券利差條件變異數之 GARCH、ARCH 和自身市場波動不對稱參數估計。本文重要發現匯率動態的部分，RS、NDF 和 SPOT 皆存在明顯 GARCH 和 ARCH 效果，說明具有市場大波動跟著大波動、小波動跟著小波動的叢聚特性。此外，台灣債券利差部分，亦得到相同顯著參數估計的觀察。綜合上述，相對文獻上對於金融市場普遍發現存在波動叢聚特性，本文重要發現匯率價差(RS)和債券利差(BS)之波動特性，亦隨著市場狀態而呈現波動叢聚的特性，證實本文採用 GARCH 模型配置的合理性，此亦為文獻上的首度觀察。

表 8-5 菲律賓：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
α	0.001 .	0.745*** (0.022)	0.001*** (0.001)	0.837*** (0.029)	0.898*** (0.017)	0.841*** (0.022)
β	0.281*** (0.026)	0.191*** (0.024)	0.207*** (0.031)	0.135*** (0.021)	0.079*** (0.013)	0.140*** (0.021)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 8-6 為匯率動態與債券利差之條件共變異數參數估計。參數 a 和 b 分別代表前期匯率動態和債券利差衝擊與遞延期條件共變異數對於條件共變異數之影響。實證結果顯示，參數 a 和 b 普遍呈現正向顯著估計，說明本文採用 DCC 條件共變異數模型的合理性。

表 8-6 菲律賓：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
a	0.008*		0.003		0.001	
	(0.004)		(0.006)		.	
b	0.976***		0.967***		0.001	
	(0.019)		(0.069)		.	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 9 為印尼海內外匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數，表 9-1 為海內外匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計。首先，針對 BS 對 RX 之交互傳導而言，本文探討分為三個部分：(1) BS 對於模型 A 之海內外匯率價差(RS)；模型 B 之海外市場 NDF 匯率；和(3)模型 C 之國內市場 SPOT 匯率之影響。首先，在模型 A 部分，針對 BS 對 RS 之影響，得到不顯著估計結果。其次，針對 BS 對於海外市場交易之 NDF 匯率與國內市場 SPOT 匯率之估計結果部分，發現整體而言得到顯著負向估計結果，符合預期結果，說明當海內外債券利差擴大時，資金流入，導致國內市場 SPOT 匯率和海外市場交易之 NDF 匯率皆呈現升值走勢。然若進一步比較升值幅度，發現海外 NDF 較國內市場 SPOT 呈現較大程度的升值反應。

此外，針對 RX(RS、NDF、SPOT)對 BS 的估計部分，實證結果發現：模型 A、B 和 C，三者參數皆得到顯著正向估計結果，說明馬來西亞的匯率動態對於債券利差具顯著影響。

表 9 東南亞區域-印尼 匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型參數估計

表 9-1 印尼：匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\xi_{\zeta_1}^{bs_rx}$	21.543 (43.036)		1654.341*** (7.288)			
$\xi_{\zeta_2}^{bs_rx}$	-8.955 (104.975)		-1739.331*** (7.225)		123.267*** (2.406)	
$\xi_{\zeta_4}^{bs_rx}$					-152.992*** (2.550)	
$\xi_{\zeta_1}^{rx_bs}$				0.002*** (0.001)		0.007*** (0.001)
$\xi_{\zeta_2}^{rx_bs}$		0.006*** (0.001)				-0.006*** (0.001)
$\xi_{\zeta_4}^{rx_bs}$				-0.002 (0.002)		

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 9-2 為金融危機時期匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計結果；實證結果顯示，在模型 A、模型 B 和 C 的部分，BS 對 RS、NDF 和 SPOT 一致呈現顯著正向估計結果，本文發現，跨國債券利差(BS)對匯率動態(NDF 和 SPOT)的傳導機制在金融危機時期呈現不同方向，且 BS 對匯率價差(RS)在金融危機時期的傳導機制變的顯著。另一方面，估計結果顯示，在模型 A 部分，RS 對於 BS 得到顯著負向估計結果，而 NDF 和 SPOT 對於 BS 普遍得到不顯著估計結果，可能隱含在金融危機時海外預期本國貨幣貶值，導致本國債券殖利率下降，因此兩者呈現負向關係。而有別於平常時期匯率動態(NDF 和 SPOT)對於債券利差的顯著影響，金融危機時期的傳導機制則普遍變的不顯著，可能是因為受到其他因素干擾，因此不存在利率的平價理論。綜合上述，在金融危機時期，兩者之相關，主要是由匯率動態對跨國債券利差之影響。

表 9-2 印尼：金融危機對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
$\eta_3^{bs_rx}$	81.098*** (10.898)					
$\eta_5^{bs_rx}$			142.158*** (1.627)		48.794*** (0.181)	
$\eta_1^{rx_bs}$				-0.001 (0.001)		-0.001
$\eta_4^{rx_bs}$		-0.006*** (0.001)				

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 9-3 探討恐慌指數對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響。實證結果發現，模型 A 之 RS 參數得到顯著負向估計結果，探究其原因，可能是由於全球恐慌，本國 SPOT 市場較海外 NDF 市場貶值更加明顯，造成價差變小，因此 RS 得到負向估計結果。而模型 A 之 BS 參數得到負向顯著估計結果，說明可能是由於恐慌指數升高時，本國相較於美國遭受更大的經濟衝擊，本國債券殖利率下降速度可能會超過美國下降速度，因此跨國債券利差減少，導致兩者呈現負向關係。

表 9-3 印尼：恐慌指數(VIX)對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
φ_1		-0.008** (0.003)	-3.808 (13.549)			
φ_5	-7.091*** (1.453)			0.001 (0.003)	-5.088 (5.563)	-0.001 (0.004)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 9-4 探討跨國利率差對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之影響；實證結果發現，相較於 RS、NDF 和 SPOT 之不顯著估計，模型 B 和 C 之 BS 參數普遍呈現顯著正向估計，可能說明看好本國未來景氣，國內利率升值，造成國內外債券利差擴大，因此兩者呈現正向關係。

表 9-4 印尼：跨國利率差對於匯率動態與債券利差之交互傳導參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
γ_1			31.348 (1.307)			
γ_2					19.815 (27.073)	
γ_3				0.054** (0.022)		0.070*** (0.025)
γ_5	7.626 (6.827)	0.003 (0.019)				

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 9-5 為匯率動態與債券利差條件變異數之 GARCH、ARCH 和自身市場波動不對稱參數估計。本文重要發現匯率動態的部分，RS、NDF 和 SPOT 皆存在明顯 GARCH 和 ARCH 效果，說明具有市場大波動跟著大波動、小波動跟著小波動的叢聚特性。此外，台灣債券利差部分，亦得到相同顯著參數估計的觀察。綜合上述，相對文獻上對於金融市場普遍發現存在波動叢聚特性，本文重要發現匯率價差(RS)和債券利差(BS)之波動特性，亦隨著市場狀態而呈現波動叢聚的特性，證實本文採用 GARCH 模型配置的合理性，此亦為文獻上的首度觀察。

表 9-5 印尼：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
α	0.184*** (0.014)	0.556*** (0.025)	0.243*** (0.001)	0.680*** (0.017)	0.252*** (0.004)	0.643*** (0.074)
β	0.669*** (0.060)	0.259*** (0.023)	0.755*** (0.001)	0.224*** (0.015)	0.374*** (0.006)	0.265*** (0.047)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 9-6 為匯率動態與債券利差之條件共變異數參數估計。參數 a 和 b 分別代表前期匯率動態和債券利差衝擊與遞延期條件共變異數對於條件共變異數之影響。實證結果顯示，參數 a 和 b 普遍呈現正向顯著估計，說明本文採用 DCC 條件共變異數模型的合理性。

表 9-6 印尼：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計

參數	模型 A		模型 B		模型 C	
	RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
a	0.002* (0.001)			0.001		0.001
b	0.991*** (0.005)			0.928*** (0.010)		0.9948*** (0.002)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

為方便東南亞各國參數估計之比較分析，表 10 為東南亞區域海內外匯率與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估計參數彙整表。總合東南亞區域各國海內外匯率動態 (RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計結果；針對 BS 對 RS 之估計結果部分，發現在表 10-1、表 10-2 和表 10-3 整體而言得到顯著負向估計結果，和理論的預期一致，說明當海內外債券利差擴大，資金流入，而海外 NDF 市場較為敏感，升值幅度相較本國 SPOT 市場為高，造成價差變小，因此得到負向估計結果。

其次，針對 BS 對於海外市場交易之 NDF 匯率與國內市場 SPOT 匯率之估計結果部分，發現整體而言得到顯著負向估計結果，隱含當海內外債券利差擴大時，資金流入，導致國內市場 SPOT 匯率和海外市場交易之 NDF 匯率皆呈現升值走勢。

此外，針對 RX(RS、NDF、SPOT)對 BS 的估計結果顯示，東南亞區域各國之 SPOT 對 BS 的估計部分，三者參數皆得到顯著正向估計結果，說明以東南亞區域而言，匯率動態對於債券利差具顯著影響。

綜合上述分析，東南亞區域各國海內外匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導皆具有顯著性，說明 RX 與 BS 之間皆具有解釋能力。

表 10 東南亞區域 - 匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型參數估計彙整表

表 10-1 東南亞各國海內外匯率價差與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
$\xi_{\zeta_1}^{bs_rx}$			0.828*** (0.141)		21.543 (43.036)	
$\xi_{\zeta_2}^{bs_rx}$					-8.955 (104.975)	
$\xi_{\zeta_3}^{bs_rx}$	-0.051* (0.029)					
$\xi_{\zeta_4}^{bs_rx}$	0.040 (0.029)					
$\xi_{\zeta_1}^{rx_bs}$				0.427** (0.195)		
$\xi_{\zeta_2}^{rx_bs}$		3.453*** (0.738)		0.408** (0.192)		0.006*** (0.001)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-2 東南亞各國海外市場交易之 NDF 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
$\xi_{\zeta_1}^{bs_rx}$			0.386 (0.315)		1654.341*** (7.288)	
$\xi_{\zeta_2}^{bs_rx}$					-1739.331*** (7.225)	
$\xi_{\zeta_3}^{bs_rx}$	-0.135** (0.060)		-0.487* (0.264)			
$\xi_{\zeta_4}^{bs_rx}$	0.129** (0.060)					
$\xi_{\zeta_1}^{rx_bs}$		0.554* (0.302)		0.223*** (0.020)		0.002*** (0.001)
$\xi_{\zeta_4}^{rx_bs}$						-0.002 (0.002)
$\xi_{\zeta_5}^{rx_bs}$		-0.412 (0.304)		-0.122 (4.461)		

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-3 東南亞各國國內市場 SPOT 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
$\xi_{S_2}^{bs_rx}$	-0.051* (0.031)				123.267*** (2.406)	
$\xi_{S_3}^{bs_rx}$			-0.088*** (0.033)			
$\xi_{S_4}^{bs_rx}$	0.041 (0.030)				-152.992*** (2.550)	
$\xi_{S_1}^{rx_bs}$		2.865*** (0.705)		0.376** (0.151)		0.007*** (0.001)
$\xi_{S_2}^{rx_bs}$		-2.751*** (0.703)		-0.346** (0.152)		-0.006*** (0.001)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-4、表 10-5 和表 10-6 為東南亞區域金融危機時期匯率動態(RX)與跨國債券利差(BS)之交互傳導參數估計彙整表；實證結果顯示，BS 對 RX(RS、NDF、SPOT)普遍呈現顯著正向估計結果，而 RX(RS、NDF、SPOT)對 BS 普遍呈現顯著負向估計結果。本文發現，有別於平常時期，東南亞區域之匯率動態(RX)與債券利差(BS)的傳導機制在金融危機時期呈現相反方向。

表 10-4 東南亞區域：金融危機對於海內外匯率價差與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
$\eta_1^{bs_rx}$			0.904*** (0.175)			
$\eta_2^{bs_rx}$	0.053*** (0.014)					
$\eta_3^{bs_rx}$					81.098*** (10.898)	
$\eta_2^{rx_bs}$		-23.181*** (6.241)				
$\eta_3^{rx_bs}$				-2.763*** (0.249)		
$\eta_4^{rx_bs}$						-0.006*** (0.001)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-5 東南亞區域：金融危機對於海外市場交易之 NDF 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
$\eta_1^{bs_rx}$			-0.014 (0.065)			
$\eta_2^{bs_rx}$	0.017 (0.031)					
$\eta_5^{bs_rx}$					142.158*** (1.627)	
$\eta_1^{rx_bs}$						-0.001 (0.001)
$\eta_2^{rx_bs}$		-0.095 (0.065)				
$\eta_5^{rx_bs}$				-0.007*** (0.001)		

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-6 東南亞區域：金融危機對於國內市場 SPOT 匯率與債券利差交互傳導參數估計

彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
$\eta_3^{bs_rx}$	0.040 (0.027)					
$\eta_5^{bs_rx}$			-0.001 (0.048)		48.794*** (0.181)	
$\eta_1^{rx_bs}$						-0.001
$\eta_2^{rx_bs}$		-0.006 (0.030)				
$\eta_5^{rx_bs}$				-0.008* (0.004)		

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-7、表 10-8 和表 10-9 為東南亞區域恐慌指數對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之彙整表；實證結果發現，東南亞區域各國之 RX 和 BS 參數普遍呈現不顯著之估計結果，可能隱含恐慌指數對於東南亞區域之匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)不具顯著影響。

表 10-7 東南亞區域：恐慌指數對於海內外匯率價差與債券利差交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
φ_1		0.002 (0.001)		0.031*** (0.002)		-0.008** (0.003)
φ_3			-0.003 (0.004)			
φ_4	-0.001* (0.000)					
φ_5					-7.091*** (1.453)	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-8 東南亞區域：恐慌指數對於海外市場交易之 NDF 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
φ_1		0.003 (0.004)		0.013*** (0.002)	-3.808 (13.549)	
φ_3	-0.001 (0.001)		0.005 (0.008)			
φ_5						0.001 (0.003)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-9 東南亞區域：恐慌指數對於國內市場 SPOT 匯率與債券利差交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
φ_1		-0.003 (0.002)	0.007 (0.005)	0.002 (0.005)		
φ_2	-0.001 (0.001)					
φ_5					-5.088 (5.563)	-0.001 (0.004)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-10、表 10-11 和表 10-12 為東南亞區域各國跨國利率差對匯率動態(RX)及跨國債券利差(BS)之彙整表；實證結果發現，東南亞區域各國之 BS 參數普遍呈現顯著正向估計，說明看好本國未來景氣，國內利率升值，造成國內外債券利差擴大，因此兩者呈現正向關係。另一方面，估計結果顯示，RX 之參數普遍得到不顯著之估計結果，可能隱含跨國利率差對於東南亞區域之匯率動態(RX)不具顯著影響。

表 10-10 東南亞區域：跨國利率差對於海內外匯率價差與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
γ_3	0.022*** (0.003)	0.091*** (0.018)	-0.058** (0.028)			
γ_4				0.009** (0.005)		
γ_5					7.626 (6.827)	0.003 (0.019)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-11 東南亞區域：跨國利率差對於海外市場交易之 NDF 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
γ_1			0.009 (0.008)		31.348 (1.307)	
γ_3	0.013 (0.008)	0.173*** (0.029)		0.021*** (0.002)		0.054** (0.022)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-12 東南亞區域：跨國利率差對於國內市場 SPOT 匯率與債券利差之交互傳導參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
γ_2			0.003 (0.006)		19.815 (27.073)	
γ_3	0.009 (0.006)	0.128*** (0.024)		0.004 (0.004)		0.070*** (0.025)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-13、表 10-14 和表 10-15 為東南亞區域匯率動態與債券利差條件變異數之 GARCH、ARCH 和自身市場波動不對稱參數估計彙整表。本文重要發現匯率動態的部分，RS、NDF 和 SPOT 皆存在明顯 GARCH 和 ARCH 效果，說明東南亞市場具有大波

動跟著大波動、小波動跟著小波動的叢聚特性。此外，債券利差部分，亦得到相同顯著參數估計的觀察。綜合上述，相對文獻上對於金融市場普遍發現存在波動叢聚特性，本文重要發現匯率價差(RS)和債券利差(BS)之波動特性，亦隨著市場狀態而呈現波動叢聚的特性，證實本文採用 GARCH 模型配置的合理性，此亦為文獻上的首度觀察。

表 10-13 東南亞區域：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
α	0.152*** (0.017)	0.948*** (0.007)	0.001	0.745*** (0.022)	0.184*** (0.014)	0.556*** (0.025)
β	0.400*** (0.031)	0.045*** (0.006)	0.281*** (0.026)	0.191*** (0.024)	0.669*** (0.060)	0.259*** (0.023)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-14 東南亞區域：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
α	0.636*** (0.032)	0.945*** (0.008)	0.001*** (0.001)	0.837*** (0.029)	0.243*** (0.001)	0.680*** (0.017)
β	0.215*** (0.024)	0.048*** (0.007)	0.207*** (0.031)	0.135*** (0.021)	0.755*** (0.001)	0.224*** (0.015)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-15 東南亞區域：匯率價差與債券利差條件變異數之參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
α	0.883*** (0.009)	0.947*** (0.006)	0.898*** (0.017)	0.841*** (0.022)	0.252*** (0.004)	0.643*** (0.074)
β	0.104*** (0.008)	0.046*** (0.005)	0.079*** (0.013)	0.140*** (0.021)	0.374*** (0.006)	0.265*** (0.047)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-16、表 10-17 和表 10-18 為東南亞區域匯率動態與債券利差之條件共變異數

參數估計。參數 a 和 b 分別代表前期匯率動態和債券利差衝擊與遞延期條件共變異數對於條件共變異數之影響。實證結果顯示，參數 a 和 b 普遍呈現正向顯著估計，說明本文採用 DCC 條件共變異數模型的合理性。

表 10-16 東南亞區域：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	RS	BS	RS	BS	RS	BS
a	0.006** (0.002)		0.008* (0.004)		0.002* (0.001)	
b	0.984*** (0.007)		0.976*** (0.019)		0.991*** (0.005)	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-17 東南亞區域：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	NDF	BS	NDF	BS	NDF	BS
a	0.008* (0.004)		0.003 (0.006)		0.001 .	
b	0.974*** (0.014)		0.967*** (0.069)		0.928*** (0.010)	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

表 10-18 東南亞區域：匯率動態與債券利差條件共變異數之參數估計彙整表

參數	馬來西亞		菲律賓		印尼	
	SPOT	BS	SPOT	BS	SPOT	BS
a	0.006 (0.013)		0.001 .		0.001 .	
b	0.649 (0.533)		0.001 .		0.9948*** (0.002)	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

伍、結論

本文針對東北亞（台灣、中國、韓國）與東南亞（馬來西亞、菲律賓、印尼）兩大區域探討匯率與債券之動態關係，並比較不同國家與不同區域間是否存在差異行為，掌握匯率與跨國債券利差之動態關聯。以下為實證結論重點歸納：

- (1) 針對債券利差之於匯率部分，不論東北亞或東南亞，債券利差對於海外市場交易之 NDF 匯率和國內市場 SPOT 匯率皆呈現顯著負向影響，說明國內相對海外債券利差擴大時，將導致本國海內外匯率升值。
- (2) 就債券利差之於匯率價差部分，則得到正負不一致的結果，東北亞區域-台灣、中國和東南亞區域-菲律賓為顯著正向估計，說明債券利差增加，則國內 SPOT 市場升值相對海外 NDF 市場明顯。而東北亞區域-韓國和東南亞區域-馬來西亞則得到顯著負向估計結果，說明海外 NDF 相對國內 SPOT 市場有更大幅度升值變化。
- (3) 針對匯率對於債券利差部分，有別於東北亞區域之普遍不顯著估計，東南亞區域則一致得到顯著正向估計結果，說明東南亞國家在面對貨幣貶值情況下，海內外債券利差反而擴大，可能因為貶值可能帶來通膨壓力，因此央行提高國內利率水平，減少資金外移及降低通膨。
- (4) 針對匯率價差對於債券利差部分，本文發現一般時期匯率價差對債券利差在東南亞區域普遍一致呈現正向估計，然而在金融危機時期，東南亞區域則一致為負向顯著估計。上述結果說明東南亞區域匯率價差對債券利差的影響，在金融危機時期產生結構性的改變。
- (5) 金融危機時期，債券利差之於匯率部分，有別於平常時期一致負向的估計結果，發現東北亞區域-韓國和東南亞區域-印尼之海外交易 NDF 匯率和國內市場 SPOT 匯率皆呈現顯著正向估計，而東北亞區域-中國、東南亞區域-馬來西亞和菲律賓則呈現不顯著估計。上述結果說明在金融危機時期，或許由於投資人的恐慌情緒，債券利差

對匯率的影響產生結構性的變化。

- (6) 金融危機時期，債券利差之於匯率價差部分，結果顯示東南亞各國普遍得到顯著正向估計結果，說明在金融危機時期，東南亞國家之海外 NDF 市場相較本國 SPOT 市場呈現更明顯的貶值反應。本文結果重要說明，在金融危機時期，東南亞區域相較東北亞區域之海外 NDF 呈現更明顯的貶值反應。
- (7) 針對匯率動態與債券利差條件變異數之 GARCH、ARCH 參數估計結果，本文發現東北亞和東南亞市場皆具有大波動跟著大波動、小波動跟著小波動的叢聚特性；債券利差部分，亦得到相同顯著參數估計的觀察。
- (8) 針對匯率動態與債券利差之條件共變異數參數估計，東北亞和東南亞區域之參數 a 和 b 分別代表前期匯率動態和債券利差衝擊與遞延期條件共變異數對於條件共變異數之影響。實證結果顯示，參數 a 和 b 普遍呈現正向顯著估計，說明本文採用 DCC 條件共變異數模型的合理性。

投資管理意涵

- (1) 本文結果發現，當中美債券殖利率差擴大時，對於東北亞及東南亞市場之國內現貨(SPOT)及海外市場交易之 NDF 市場均具顯著解釋能力，說明透過債券利差預測東北亞和東南亞海內外匯率變化的重要性。
- (2) 針對國內市場 SPOT 和 NDF 市場比較兩者對於債券利差的敏感性，發現東北亞區域國內之 SPOT 市場對於債券利差變化較為敏感，建議投資人可以直接掌握債券利差資訊來預測東北亞現貨價格(SPOT)；而東南亞國家則是海外 NDF 市場對債券利差較為敏感，隱含投資人透過債券利差掌握東南亞國家海外 NDF，進而影響國內 SPOT 價格的可能資訊管道。
- (3) 海內外匯率價差變化，可以提供投資人套期保值的決策參考。本文發現東北亞市場之海內外匯率價差對於債券利差的變化相較東南亞更加敏感，說明針對東北亞市場掌握跨國債券利差變化的重要性。
- (4) 東北亞區域中以中國對於債券利差最為敏感，說明投資人可以通過債券利差掌握離在岸匯率之匯率價差，從而提供最大套利保值的可能性，而台灣則較不敏感；東南亞國家則是菲律賓匯率價差對於債券利差最敏感，印尼則較不敏感。因此建議投資人可以透過債券利差預測中國和菲律賓匯率價差變化，提供海內外套利交易的參考依據。
- (5) 若比較 ndf 和 spot，何者對利差較敏感，可以觀察到在東北亞區域是 spot 對債券利差較為敏感，而東南亞則是 ndf 對債券利差較為敏感，隱含投資人在東北亞區域可以透過 spot 來更妥適掌握跨國殖利率變化的資訊管道；而東南亞則可以透過 ndf 來掌握跨國殖利率變化的動態。

陸、參考文獻

1. 王凱立、林卓民與王美智 (2004),「總體經濟、價格發現與訊息傳遞於跨國債市傳導過程之探討：多變量 GARCH 模型於美國與台灣債市之應用」, 第五屆全國實證經濟學論文研討會。
2. 楊家豪. (2016). 東協五國主權債券利差與經濟及金融指標間的資訊傳遞. 成功大學財務金融研究所碩士在職專班學位論文, 1-73.
3. 廖士光. (2012). 人民幣匯率變動對債券市場影響的分析. *海南金融*, (7), 4-8.
4. Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F. X., & Vega, C. (2007). Real-time price discovery in global stock, bond and foreign exchange markets. *Journal of international Economics*, 73(2), 251-277.
5. Ang, A., Piazzesi, M., and Wei, M. (2006). What does the yield curve tell us about GDP growth?. *Journal of Econometrics*, 131(1), 359-403.
6. Andrieș, A. M., Căpraru, B., Ihnatov, I., & Tiwari, A. K. (2017). The relationship between exchange rates and interest rates in a small open emerging economy: The case of Romania. *Economic Modelling*, 67, 261-274.
7. Branson, W.H., 1983. Macroeconomic determinants of real exchange rates. In: Herring, R.J. (Ed.), *Managing Foreign Exchange Risk*. Cambridge University Press, Cambridge.
8. Branson, W.H., Halttunen, H., 1979. Asset-market determination of exchange rates: initial empirical and policy results. In: Martin, J.P., Smith, A. (Eds.), *Trade and Payments Adjustment under Flexible Exchange Rates*. Macmillan, London.
9. Branson, W.H., Halttunen, H., Masson, P., 1977. Exchange rates in the short run: the Dollar-Deutschemark rate. *Eur. Econ. Rev.* 10, 303–324.
10. Bakshi, G., & Panayotov, G. (2013). Predictability of currency carry trades and asset pricing implications. *Journal of Financial Economics*, 110(1), 139-163.

11. Beck, R. (2001). Do country fundamentals explain emerging market bond spreads?.
12. Bernard, H., & Gerlach, S. (1998). Does the term structure predict recessions? The international evidence. *International Journal of Finance & Economics*, 3(3), 195-215.
13. Branson, W. H.(1977), “Asset Markets and Relative Prices in Exchange Rate Determination,” *Sozialwissenschaftliche Annalen* 1, 69-89.
14. Burnside, C., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2007). The returns to currency speculation in emerging markets. *American Economic Review*, 97(2), 333-338.
15. Chauvet, M., and Potter, S. (2005). Forecasting recessions using the yield curve. *Journal of Forecasting*, 24(2), 77-103.
16. Chen, Y. C., & Tsang*, K. P. (2013). What does the yield curve tell us about exchange rate predictability?. *Review of Economics and Statistics*, 95(1), 185-205.
17. Cheung, Y. W., and Rime, D. (2014). The offshore renminbi exchange rate: Microstructure and links to the onshore market. *Journal of International Money and Finance*, 49, 170-189.
18. Chinn, M., and Kucko, K. (2015). The predictive power of the yield curve across countries and time. *International Finance*, 18(2), 129-156.
19. Chow, E. H., Lee, W. Y., & Solt, M. E. (1997). The exchange-rate risk exposure of asset returns. *Journal of Business*, 105-123.
20. Comelli, F. (2012). Emerging market sovereign bond spreads: Estimation and back-testing. *Emerging Markets Review*, 13(4), 598-625.
21. Craig, R., Hua, C., Ng, P. K., and Yuen, R. (2013). Development of the renminbi market in hong kong sar: assessing onshore-offshore market integration. *Working Paper*.
22. 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.

23. Doukas, J. A., and Zhang, H. (2013). The performance of NDF carry trades. *Journal of International Money and Finance*, 36, 172-190.
24. Della Corte, P., Sarno, L., Schmeling, M., & Wagner, C. (2016). Exchange rates and sovereign risk. *Working Paper*.
25. 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.
26. Estrella, A. (2005). Why does the yield curve predict output and inflation?. *The Economic Journal*, 115(505), 722-744.
27. Estrella, A., & Hardouvelis, G. A. (1991). The term structure as a predictor of real economic activity. *The journal of Finance*, 46(2), 555-576.
28. Estrella, A., & Mishkin, F. S. (1998). Predicting US recessions: Financial variables as leading indicators. *Review of Economics and Statistics*, 80(1), 45-61.
29. Estrella, A., & Trubin, M. (2006). The yield curve as a leading indicator: Some practical issues.
30. Estrella, A., Rodrigues, A. P., & Schich, S. (2003). How stable is the predictive power of the yield curve? Evidence from Germany and the United States. *The review of Economics and Statistics*, 85(3), 629-644.
31. Fatum, R., Yamamoto, Y., and Zhu, G. (2016). Is the renminbi a safe haven?, *Working Paper*.
32. Favero, C. A., Marcellino, M., and Neglia, F. (2005). Principal components at work: the empirical analysis of monetary policy with large data sets. *Journal of Applied Econometrics*, 20(5), 603-620.
33. Feroli, M. (2004). Monetary policy and the information content of the yield spread. *Topics in Macroeconomics*, 4(1).

34. Funke, M., Shu, C., Cheng, X., and Eraslan, S. (2015). Assessing the CNH–CNY pricing differential: Role of fundamentals, contagion and policy. *Journal of International Money and Finance*, 59, 245-262.
35. Glick, R., and Hutchison, M. (2013). China's financial linkages with Asia and the global financial crisis. *Journal of International Money and Finance*, 39, 186-206.
36. Goeltom, M. S. (2007). *Essays in macroeconomic policy: the Indonesian experience*. Gramedia Pustaka Utama.
37. Hamilton, J. D., & Kim, D. H. (2000). *A re-examination of the predictability of economic activity using the yield spread* (No. w7954). National Bureau of Economic Research.
38. Hamilton, J. D., and Kim, D. H. (2002). A re-examination of the predictability of the yield spread for real economic activity. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34(2), 340-360.
39. Harvey, C. R. (1988). The real term structure and consumption growth. *Journal of Financial Economics*, 22(2), 305-333.
40. Holtemöller, O., Mallick, S., 2016. Global food prices and monetary policy in an emerging market economy: the case of India. *Asian J. Econ.* 46, 56–70.
41. Hui, C. H., Lo, C. F., & Chau, P. H. (2018). Exchange rate dynamics and US dollar-denominated sovereign bond prices in emerging markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 44, 109-128.
42. Jiang, G., & McCauley, R. (2004). Asian local currency bond markets.
43. Li, L.(2002),“Correlation of Stock and Bond Return-Theory and Empirical Evidence,”Working paper,Yale University.
44. Liuliu, K., & Wenyu, S. (2010, April). An empirical study on the relationship between NDF and DF. In *Information Management and Engineering (ICIME), 2010 The 2nd IEEE International Conference on* (pp. 495-499). IEEE.
45. Longstaff, F. A., & Schwartz, E. S. (1992). Interest rate volatility and the term structure: A

- two-factor general equilibrium model. *The Journal of Finance*, 47(4), 1259-1282.
46. Maziad, S., and Kang, J. S. (2012). RMB Internationalization; Onshore/Offshore Links. *International Monetary Fund*. (No. 12/133)
 47. McCauley, R., & Jiang, G. (2004). Diversifying with Asian local currency bonds. *BIS Quarterly Review* 2004 (September): 51–66.
 48. McCauley, R., & Scatigna, M. (2011). Foreign exchange trading in emerging currencies: more financial, more offshore.
 49. Menkhoff, L., Sarno, L., Schmeling, M., and Schrimpf, A. (2012). Carry trades and global foreign exchange volatility. *The Journal of Finance*, 67(2), 681-718.
 50. Mihaljek, D., & Packer, F. (2010). Derivatives in emerging markets. *BIS Quarterly Review*, December, 43–58.
 51. Mishkin, F. S. (1996). *The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy* (No. w5464). National Bureau of Economic Research.
 52. Moneta, F. (2005). Does the yield spread predict recessions in the Euro area?. *International Finance*, 8(2), 263-301.
 53. PARK, B. J. (2007). Trading Volume, Volatility, and GARCH Effects in the South Korean Won/US Dollar Exchange Market: Evidence from Conditional Quantile Estimation. *The Japanese Economic Review*, 58(3), 382-399.
 54. Park, D., and Rhee, C. (2001). Measuring the degree of currency misalignment using offshore forward exchange rates: The case of the Korean financial crisis. *Journal of Asset Management*, 2(1), 84-95.
 55. Plosser, C. I., & Rouwenhorst, K. G. (1994). International term structures and real economic growth. *Journal of monetary economics*, 33(1), 133-155.
 56. Ready, R., Roussanov, N., and Ward, C. (2013). Commodity trade and the carry trade: *A Tale of Two Countries*.

57. Rudebusch, G. D., & Williams, J. C. (2009). Forecasting recessions: the puzzle of the enduring power of the yield curve. *Journal of Business & Economic Statistics*, 27(4), 492-503.
58. Sarkar, S., & Ariff, M. (2002). The effect of interest rate volatility on treasury yields. *Applied Financial Economics*, 12(9), 667-672.
59. Schrimpf, A., and Wang, Q. (2010). A reappraisal of the leading indicator properties of the yield curve under structural instability. *International Journal of Forecasting*, 26(4), 836-857.
60. Stock, J. H., & Watson, M. W. (1989). New indexes of coincident and leading economic indicators. *NBER macroeconomics annual*, 4, 351-394.
61. Stock, J. H., and Watson, M. W. (2003). Has the business cycle changed? Evidence and explanations. *Monetary policy and uncertainty: Adapting to a changing economy*, 9-56.
62. Sowmya, S. and Prasanna, K.(2018). Yield curve interactions with the macroeconomic factors during global financial crisis among Asian markets. *International Review of Economics & Finance*, 54, 178-192.
63. Wang, K. L., Fawson, C., Chen, M. L., & Wu, A. C. (2014). Characterizing information flows among spot, deliverable forward and non-deliverable forward exchange rate markets: A cross-country comparison. *Pacific-Basin Finance Journal*, 27, 115-137.
64. Wang, X., Yang, J. H., Wang, K. L., & Fawson, C. (2017). Dynamic information spillovers in intraregionally-focused spot and forward currency markets. *Journal of International Money and Finance*, 71, 78-110.
65. Wheelock, D. C., & Wohar, M. E. (2009). Can the term spread predict output growth and recessions? A survey of the literature. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 91(5 Part 1), 419-440.

附錄

附錄表 1 台灣-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型實證估計結果

		模型 A		模型 B		模型 C	
		RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
條件平均數	參數						
常數項	C	-0.030 (-0.037)	-0.025 (0.036)	1.010* (0.574)	-0.046 (0.288)	0.656 (-0.561)	-0.060 (-0.327)
交互傳導	$\xi_{\zeta_1}^{bs_rx}$	0.040* (0.024)		-1.023*** (0.361)			
	$\xi_{\zeta_2}^{bs_rx}$			0.999*** (0.366)			
	$\xi_{\zeta_4}^{bs_rx}$					-0.532* (-0.32)	
	$\xi_{\zeta_5}^{bs_rx}$					0.550 (-0.319)	
	$\xi_{\zeta_1}^{rx_bs}$				-0.003 (0.075)		-0.048 (-0.082)
	$\xi_{\zeta_2}^{rx_bs}$		0.245 (0.146)				
	$\xi_{\zeta_3}^{rx_bs}$				0.004 (0.075)		0.049 (-0.082)
金融危機	$\eta_1^{bs_rx}$	-0.022 (0.068)					
	$\eta_3^{bs_rx}$			-0.350** (0.148)			
	$\eta_5^{bs_rx}$					-0.299** (-0.131)	
	$\eta_5^{rx_bs}$		-1.676*** (0.526)		0.005 (0.002)		0.004 (-0.003)
恐慌指數	φ_1		-0.004*** (0.001)	-0.006 (0.004)			
	φ_3				-0.004** (0.00)		
	φ_4						-0.003* (-0.002)

	φ_5	0.000 (0.002)				-0.002 (-0.003)	
跨國利率差	γ_1		0.085*** (0.019)	0.079 (0.044)			
	γ_3				0.095*** (0.017)	0.058 (-0.038)	
	γ_5	0.018 (0.022)					0.084*** (-0.024)
條件變異數							
常數項	ω	0.118 (0.097)	0.310*** (0.086)	0.125 (1.804)	0.293*** (0.093)	0.964** (-0.403)	0.270** (-0.110)
GARCH 效果	α	0.879*** (0.008)	0.948*** (0.007)	0.937*** (0.000)	0.950*** (0.007)	0.896*** (-0.012)	0.951*** (-0.009)
ARCH 效果	β	0.093*** (0.009)	0.037*** (0.007)	0.047*** (0.004)	0.035*** (0.007)	0.085*** (-0.011)	0.034*** (-0.008)
跨市場波動傳導	δ_1^{bs-rx}	0.0205*** (0.0036)		0.0578*** (0.0086)		0.0314 (0.0215)	
	δ_1^{rx-bs}		0.0016 (0.001)		0.0003 (0.0004)		0.0005 (0.0006)
跨市場波動不對稱傳導	δ_2^{bs-rx}	0 .		0 .		0.025 (0.0364)	
	δ_2^{rx-bs}		0 .		0 .		0 .
條件共變異數							
	a	0.0082* (0.0050)		0.0165*** (0.0057)		0.0093* (0.0056)	
	b	0.9741*** (0.0125)		0.9630*** (0.0148)		0.9650*** (0.0250)	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

附錄表 2 中國-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型實證估計結果

	參數	模型 A		模型 B		模型 C	
		RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
條件平均數	常數項	0.022*** (0.006)	0.177*** (0.060)	0.003*** (0.001)	0.037*** (0.004)	0.049 (0.058)	2.558*** (0.424)
交互傳導	$\xi_{1}^{bs_rx}$	0.028*** (0.010)		-0.001*** (0.000)		-0.080*** (0.021)	
	$\xi_{2}^{bs_rx}$					0.070*** (0.021)	
	$\xi_{5}^{bs_rx}$	-0.010 (0.010)					
	$\xi_{1}^{rx_bs}$		-1.064 (0.774)				
	$\xi_{4}^{rx_bs}$		0.672 (0.777)		-0.144 (0.086)		-1.048 (0.849)
	$\xi_{5}^{rx_bs}$				0.096 (0.086)		0.736 (0.846)
金融危機	$\eta_{1}^{bs_rx}$					0.009 (0.018)	
	$\eta_{5}^{bs_rx}$	0.006 (0.016)		0.001 (0.001)			
	$\eta_{2}^{rx_bs}$				0.003* (0.002)		
	$\eta_{3}^{rx_bs}$		3.601 (4.159)				
	$\eta_{4}^{rx_bs}$						0.049*** (0.018)
恐慌指數	φ_{1}				-0.002*** (0.000)	0.001 (0.001)	-0.019*** (0.002)
	φ_{2}		-0.006*** (0.002)	-0.001 (0.001)			
	φ_{3}	-0.001 (0.001)					
跨國利率差	γ_{1}				-0.010 (0.001)	0.006 (0.053)	-0.012 (0.010)
	γ_{2}	-0.007*** (0.001)	0.042*** (0.015)				

	γ_5			0.001 (0.000)			
條件變異數							
常數項	ω	0.047*** (0.008)	0.392*** (0.146)	0.002*** (0.001)	0.044*** (0.015)	0.122*** (0.010)	0.364*** (0.118)
GARCH 效果	α	0.698*** (0.021)	0.942*** (0.009)	0.053*** (0.002)	0.094*** (0.001)	0.438*** (0.015)	0.944*** (0.006)
ARCH 效果	β	0.300*** (0.021)	0.047*** (0.009)	0.046*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.510*** (0.045)	0.047*** (0.006)
跨市場波動傳導	δ_1^{bs-rx}	0 .		0 .		0 .	
	δ_1^{rx-bs}		0 .		0.0136 (0.0013)		0.0064*** (0.0005)
跨市場波動不對稱傳導	δ_2^{bs-rx}	0 .		0 .		0.0261 (0.0217)	
	δ_2^{rx-bs}		0.0978* (0.0523)		0 .		0 .
條件共變異數							
	a	0.008 (0.006)		0.013* (0.008)		0.020* (0.012)	
	b	0.936*** (0.051)		0.961*** (0.961)		0.877*** (0.101)	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

附錄表 3 韓國-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型估實證估計結果

條件平均數	參數	模型 A		模型 B		模型 C	
		RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
常數項	C	-10.098** (4.540)	0.718*** (0.048)	26.435*** (3.797)	-0.128 (0.082)	105.804*** (26.133)	-0.319 (0.257)
交互傳導	$\xi_{\zeta_1}^{bs_rx}$					75.808*** (13.547)	
	$\xi_{\zeta_2}^{bs_rx}$			0.126*** (0.004)			
	$\xi_{\zeta_3}^{bs_rx}$	-48.578* (24.928)					
	$\xi_{\zeta_4}^{bs_rx}$	39.200 (25.084)				-87.338*** (13.248)	
	$\xi_{\zeta_5}^{bs_rx}$			-0.131*** (0.004)			
	$\xi_{\zeta_1}^{rx_bs}$				0.001 (0.001)		
	$\xi_{\zeta_2}^{rx_bs}$		0.120*** (0.002)		0.001*** (0.001)		
	$\xi_{\zeta_3}^{rx_bs}$						-0.001 (0.001)
	$\xi_{\zeta_5}^{rx_bs}$						0.001 (0.001)
	金融危機	$\eta_2^{bs_rx}$					28.666*** (11.102)
$\eta_5^{bs_rx}$		17.108** (7.883)		0.599*** (0.131)			
$\eta_1^{rx_bs}$			-0.010*** (0.003)		-0.001 (0.001)		
$\eta_2^{rx_bs}$							-0.001 (0.001)
恐慌指數	φ_1			0.014*** (0.003)		1.031*** (0.289)	
	φ_4	-0.229 (0.416)					-0.001 (0.002)
	φ_5		-0.067*** (0.002)		0.003 (0.001)		

跨國利率差	γ_1			-0.051 (0.048)			
	γ_2	13.863*** (2.312)	0.379*** (0.015)		0.021** (0.010)		
	γ_4					0.855 (1.944)	
	γ_5						0.043** (0.018)
	條件變異數						
常數項	ϖ	25539.804*** (6988.629)	8.459*** (0.277)			1833.825* (1042.830)	0.161** (0.071)
GARCH 效果	α	0.007*** (0.002)	0.602*** (0.027)	0.433*** (0.030)	0.527*** (0.002)	0.928*** (0.006)	0.952*** (0.007)
ARCH 效果	β	0.077*** (0.029)	0.120*** (0.009)	0.001 (0.004)	0.471*** (0.065)	0.070*** (0.006)	0.040*** (0.006)
跨市場波動傳導	δ_1^{bs-rx}	41156.184** * (1910.454)				26.987** (11.544)	
	δ_1^{rx-bs}		0.000 .				0.000 .
跨市場波動不對稱傳導	δ_2^{bs-rx}	0.001 (0.339)				0.000 .	
	δ_2^{rx-bs}		0.000 .				0.000 .
條件共變異數							
	a	0.002** (0.001)				0.001 .	
	b	0.993*** (0.004)				0.001 .	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

附錄表 4 馬來西亞-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型實證估計結果

		模型 A		模型 B		模型 C	
		RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
條件平均數	參數						
常數項	C	-0.010 (0.010)	-0.444*** (0.056)	-0.023 (0.049)	-0.912*** (0.165)	0.010 (0.033)	-0.349** (0.137)
交互傳導	$\xi_{2}^{bs_rx}$					-0.051* (0.031)	
	$\xi_{3}^{bs_rx}$	-0.051* (0.029)		-0.135** (0.060)			
	$\xi_{4}^{bs_rx}$	0.040 (0.029)		0.129** (0.060)		0.041 (0.030)	
	$\xi_{1}^{rx_bs}$				0.554* (0.302)		2.865*** (0.705)
	$\xi_{2}^{rx_bs}$		3.453*** (0.738)				-2.751*** (0.703)
	$\xi_{5}^{rx_bs}$				-0.412 (0.304)		
金融危機	$\eta_{2}^{bs_rx}$	0.053*** (0.014)		0.017 (0.031)			
	$\eta_{3}^{bs_rx}$					0.040 (0.027)	
	$\eta_{2}^{rx_bs}$		-23.181*** (6.241)		-0.095 (0.065)		-0.006 (0.030)
恐慌指數	φ_{1}		0.002 (0.001)		0.003 (0.004)		-0.003 (0.002)
	φ_{2}					-0.001 (0.001)	
	φ_{3}			-0.001 (0.001)			
	φ_{4}	-0.001* (0.000)					
跨國利率差	γ_{3}	0.022*** (0.003)	0.091*** (0.018)	0.013 (0.008)	0.173*** (0.029)	0.009 (0.006)	0.128*** (0.024)
條件變異數							
常數項	ω	0.369*** (0.018)	0.261*** (0.078)	0.241*** (0.059)	0.267*** (0.102)	0.029*** (0.005)	0.240*** (0.070)
GARCH 效果	α	0.152*** (0.017)	0.948*** (0.007)	0.636*** (0.032)	0.945*** (0.008)	0.883*** (0.009)	0.947*** (0.006)

ARCH 效果	β	0.400*** (0.031)	0.045*** (0.006)	0.215*** (0.024)	0.048*** (0.007)	0.104*** (0.008)	0.046*** (0.005)
跨市場波動傳導	δ_1^{bs-rx}	0.001 (0.001)		0.001 (0.001)		0.001*** (0.001)	
	δ_1^{rx-bs}		0.003 (0.008)		0.004 (0.005)		0.011 (0.017)
跨市場波動不對稱傳導	δ_2^{bs-rx}	0.034*** (0.002)		0.029*** (0.003)		0 .	
	δ_2^{rx-bs}		0 .		0 .		0 .
條件共變異數							
	a		0.006** (0.002)		0.008* (0.004)		0.006 (0.013)
	b		0.984*** (0.007)		0.974*** (0.014)		0.649 (0.533)

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

附錄表 5 菲律賓-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型實證估計結果

條件平均數	參數	模型 A		模型 B		模型 C	
		RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
常數項	C	0.371** (0.161)	-0.075*** (0.017)	0.314 (0.613)	-0.523*** (0.107)	0.059 (0.390)	-1.407*** (0.516)
交互傳導	$\xi_1^{bs_rx}$	0.828*** (0.141)		0.386 (0.315)			
	$\xi_3^{bs_rx}$			-0.487* (0.264)		-0.088*** (0.033)	
	$\xi_1^{rx_bs}$		0.427** (0.195)		0.223*** (0.020)		0.376** (0.151)
	$\xi_2^{rx_bs}$		0.408** (0.192)				-0.346** (0.152)
	$\xi_5^{rx_bs}$					-0.122 (4.461)	
金融危機	$\eta_1^{bs_rx}$	0.904*** (0.175)		-0.014 (0.065)			
	$\eta_5^{bs_rx}$					-0.001 (0.048)	
	$\eta_3^{rx_bs}$		-2.763*** (0.249)				
	$\eta_5^{rx_bs}$				-0.007*** (0.001)		-0.008* (0.004)
恐慌指數	φ_1		0.031*** (0.002)		0.013*** (0.002)	0.007 (0.005)	0.002 (0.005)
	φ_3		-0.003 (0.004)		0.005 (0.008)		
跨國利率差	γ_1			0.009 (0.008)			
	γ_2					0.003 (0.006)	
	γ_3	-0.058** (0.028)			0.021*** (0.002)		0.004 (0.004)
	γ_4		0.009** (0.005)				
條件變異數							
常數項	ω	81.318*** (3.425)	10.791*** (2.120)	267.317*** (13.791)	10.116*** (2.884)	5.091*** (1.639)	7.712*** (1.511)
GARCH 效果	α	0 .	0.745*** (0.022)	0.001*** (0.001)	0.837*** (0.029)	0.898*** (0.017)	0.841*** (0.022)

ARCH 效果	β	0.281*** (0.026)	0.191*** (0.024)	0.207*** (0.031)	0.135*** (0.021)	0.079*** (0.013)	0.140*** (0.021)
跨市場波動傳導	δ_1^{bs-rx}	0.035*** (0.012)		0.120*** (0.036)		0.001 (0.001)	
	δ_1^{rx-bs}		0.027*** (0.007)		0 .		0 .
跨市場波動不對稱傳導	δ_2^{bs-rx}	36.353*** (1.341)		152.943*** (6.207)		0 .	
	δ_2^{rx-bs}		0.001*** (0.001)		0.001		0 .
條件共變異數							
	a		0.008* (0.004)		0.003 (0.006)		0.001 .
	b		0.976*** (0.019)		0.967*** (0.069)		0.001 .

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差

附錄表 6 印尼-匯率動態與債券利差之雙變量 DCC-GARCH 模型之實證估計結果

		模型 A		模型 B		模型 C	
		RS	BS	NDF	BS	SPOT	BS
條件平均數							
常數項	C	103.8185*** (28.2673)	-0.2121*** (0.0805)	1414.8324** * (14.4029)	-0.2194 (0.1996)	274.2763*** (10.5518)	0.1159 (0.2193)
交互傳導	$\xi_{S1}^{bs_rx}$	21.543 (43.036)		1654.341*** (7.288)			
	$\xi_{S2}^{bs_rx}$	-8.955 (104.975)		-1739.331*** (7.225)		123.267*** (2.406)	
	$\xi_{S4}^{bs_rx}$					-152.992*** (2.550)	
	$\xi_{S1}^{rx_bs}$				0.002*** (0.001)		0.007*** (0.001)
	$\xi_{S2}^{rx_bs}$		0.006*** (0.001)				-0.006*** (0.001)
	$\xi_{S4}^{rx_bs}$				-0.002 (0.002)		
金融危機	$\eta_3^{bs_rx}$	81.098*** (10.898)					
	$\eta_5^{bs_rx}$			142.158*** (1.627)		48.794*** (0.181)	
	$\eta_1^{rx_bs}$				-0.001 (0.001)		-0.001
	$\eta_4^{rx_bs}$		-0.006*** (0.001)				
恐慌指數	φ_1		-0.008** (0.003)	-3.808 (13.549)			
	φ_5	-7.091*** (1.453)			0.001 (0.003)	-5.088 (5.563)	-0.001 (0.004)
跨國利率差	γ_1			31.348 (1.307)			
	γ_2					19.815 (27.073)	
	γ_3				0.054** (0.022)		0.070*** (0.025)
	γ_5	7.626 (6.827)	0.003 (0.019)				
條件變異數							

常數項	ω	2720452.148** * (5.777)	14.332*** (1.985)	0.001 (0.024)	7.599*** (0.919)	20204.175*** (1495.127)	15.580*** (4.988)
GARCH 效果	α	0.184*** (0.014)	0.556*** (0.025)	0.243*** (0.001)	0.680*** (0.017)	0.252*** (0.004)	0.643*** (0.074)
ARCH 效果	β	0.669*** (0.060)	0.259*** (0.023)	0.755*** (0.001)	0.224*** (0.015)	0.374*** (0.006)	0.265*** (0.047)
跨市場波動傳導	δ_1^{bs-rx}	17405.575** * (4416.881)		0 (38.691)		46.473*** (11.509)	
	δ_1^{rx-bs}		0 .		0 .		0 .
跨市場波動不對稱傳導	δ_2^{bs-rx}	1043101.178*** (40.772)		1172.066*** (84.763)		0 (16.095)	
	δ_2^{rx-bs}		0 .		0 .		0 .
條件共變異數							
	a	0.002* (0.001)		0.001 .		0.001 .	
	b	0.991*** (0.005)		0.928*** (0.010)		0.9948*** (0.002)	

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%下的顯著水準；()為標準差