

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

基差與匯率動態之研究-

已開發國家與開發中國家為例

Research on Dynamics of Basis and Exchange Rates:

Examples of Developed and Developing Countries

指導教授： 王凱立 博士

林振東 博士

研究生： 廖嘉怡

中華民國 108 年 07 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 廖嘉怡 君

所提之論文(中文)： 基差與匯率動態之研究-已開發國家與開發  
中國家為例

(英文)： Research on Dynamics of Basis and Exchange  
Rates: Examples of Developed and Developing  
Countries

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

學位考試委員會

召集人

林耕智

考試委員

林松年

(指導教授)

王宗之

壽宇敦

顏盟峰

系所主任

陳恭偉

中華民國 108 年 7 月 31 日

# 東海大學財務金融學系

## 碩士論文學術倫理聲明書

本人 廖嘉怡 (學號: G07440001) 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： 廖嘉怡 (簽名)

中華民國 108 年 8 月 6 日

## 謝辭

時光荏苒，兩年的研究所生活也在此告一段落，沿途的青春笑靨與點滴時光都將在往後的人生熠熠生輝。回首這段歲月，感激的是不吝指點的師長、互相扶持的同窗、堅強後盾的家人以及堅持努力的自己，走過這段精彩的旅程。

首先，誠摯地感謝永遠的靠山——王凱立老師以及林振東老師，不論是論文上遇到的瓶頸，亦或是對未來人生的迷惘，總是耐心給予指點與建議，讓我不畏困難並依舊保持初心，對未來充滿期待。能夠在人生重要階段遇見這麼難能可貴的良師，真的是非常幸運的事。

再者，也非常感謝相伴左右的同窗，在這兩年除了創造許多歡樂難忘的時光，也一起並肩作戰完成了很多不可能的任務。系上的老師以及助教也總是我們身後最強大的依靠，因為有你們的支持與相伴，讓這趟旅程滿溢著幸福與快樂。

最後，我要感謝親愛的家人們，謝謝你們總是無條件地支持我。在我沮喪挫折時給予我滿滿的鼓勵；也在我取得成功時囑咐我莫忘腳踏實地的初心，有你們就是幸福，希望我永遠是你們的驕傲。也感謝這兩年不斷成長的自己，願意接受各種挑戰，所有走過的路都有它的意義，期許自己未來也要勇敢面對所有人生課題，在此祝福大家平安喜樂。

廖嘉怡 謹誌於

東海大學財務金融系研究所

中華民國 108 年 07 月

## 摘要

本文將探討已開發國家(美國、英國、德國)與開發中國家(泰國、馬來西亞、菲律賓、印尼)其匯率與基差(Basis)之動態關聯，基差定義為信用違約交換與債券之相對變化，分析在不同經濟體下是否具雙向價格發現功能。再者，亦比較已開發國家與開發中國家基差代表之經濟意涵，提供投資人掌握匯率市場與基差套利交易參考。實證發現(1)已開發國家與開發中國家在(I)時期 2008 全球金融危機下，印證 Caceres and Unsal(2013)提出之全球風險假說，基差隨著全球風險增加而擴大，導致貨幣貶值；惟美國在(I)金融危機時期，伴隨著危機時期基差擴大，美元成為強勢避險貨幣，貨幣升值。(2)已開發國家於(II)貨幣寬鬆時期面臨美國貨幣寬鬆、歐債風暴，區域風險使基差增加造成匯率貶值；而開發中國家在該時期印證 Fontana and Scheicher(2016)提出流動性假說，隨流動性與資本外逃壓力減少後，使基差增加，造成匯率升值。(3)已開發國家在(III)貨幣正常化時期，在英國脫歐危機下，匯率貶值；而開發中國家因國家經濟體質的不同，因此面臨美國加息政策的不同結果。(4)基差變化與外匯市場之動態關聯具雙向價格發現功能，需考量不同時期之總經風險與各國經濟體的差異，以便提供投資人掌握匯率市場與基差套利交易參考。

關鍵字:基差、匯率、金融危機、貨幣寬鬆、DCC-GARCH 模型

## Abstract

This study will examine the dynamic relationship between the basis changes of developed countries (the United States, the United Kingdom, Germany) and developing countries (Thailand, Malaysia, Philippines, Indonesia) and the foreign exchange market, and analyze whether there is a two-way price discovery function in different economies. Furthermore, it also compares the economic implications of the representatives of developed countries and developing countries, and provides investors with reference to exchange rate markets and basis arbitrage transactions. Empirical findings(1)Developed countries and developing countries under the global financial crisis in 2008, confirming the global risk hypothesis proposed by Caceres and Unsal(2013), the basis difference increases with global risks, leading to currency depreciation; During the crisis, with the expansion of the base period during the crisis, the US dollar became a strong safe-haven currency and the currency appreciated.(2)Developed countries face US monetary easing and European debt storms during the period of monetary easing, and regional risks cause the exchange rate to depreciate due to the increase in basis; while developing countries have confirmed Fontana and Scheicher(2016) proposed liquidity hypothesis with liquidity during this period. After the capital flight pressure is reduced, the basis difference is increased, resulting in exchange rate appreciation.(3)In the period of normalization of currency, the developed countries have depreciated the exchange rate under the Brexit crisis in the UK; while developing countries have different results in the US interest rate policy because of the different economic physiques of the country.(4)The dynamic relationship between the change of basis and the foreign exchange market has a two-way price discovery function, which needs to consider the difference between the total risk of different periods and the economies of different countries, so as to provide investors with reference to exchange rate market and basis arbitrage transactions.

Keywords: Basis, Exchange rate, Financial crisis, Quantitative easing, DCC-GARCH model

# 目錄

壹、緒論 .....	1
第一節、研究背景與動機.....	1
第二節、研究目的.....	6
貳、文獻回顧 .....	7
第一節、債券之相關文獻.....	7
第二節、信用違約交換之相關文獻.....	10
第三節、基差之相關文獻.....	13
參、研究方法 .....	15
第一節、穩定性檢定.....	15
第二節、GARCH 相關模型.....	16
第三節、實證模型設定.....	22
一、條件平均數方程式.....	22
二、條件變異數方程式.....	23
三、條件共變異數方程式.....	24
肆、實證結果 .....	26
第一節、資料說明.....	26
第二節、穩定性與敘述統計分析.....	27
一、穩定性分析.....	27
二、敘述統計分析.....	30
第三節、實證分析.....	41
一、基差對匯率之影響.....	41
二、匯率對基差之影響.....	44
三、條件變異數與共變異數之分析.....	46
伍、結論與建議 .....	51
第一節、結論.....	51
第二節、未來研究建議.....	53
參考文獻 .....	54
附錄 .....	61

## 圖目錄

圖 4-2-1、各國匯率走勢圖.....	33
圖 4-2-2、各國債券走勢圖.....	33
圖 4-2-3、各國 CDS 走勢圖.....	34
圖 4-2-4、各國基差走勢圖.....	34



## 表目錄

表 4-2-1、匯率、債券與 CDS 之單根檢定.....	28
表 4-2-2、共整合檢定.....	29
表 4-2-3、各國變數之敘述統計量-金融危機時期 .....	35
表 4-2-3、各國變數之敘述統計量-金融危機時期(續).....	36
表 4-2-4、各國變數之敘述統計量-美國量化寬鬆時期 .....	37
表 4-2-4、各國變數之敘述統計量-美國量化寬鬆時期(續).....	38
表 4-2-5、各國變數之敘述統計量-美國貨幣正常化時期 .....	39
表 4-2-5、各國變數之敘述統計量-美國貨幣正常化時期(續).....	40
表 4-3-1、基差對匯率之參數估計結果.....	43
表 4-3-2、匯率對基差之參數估計結果.....	45
表 4-3-3、匯率方程式條件變異數之參數估計結果.....	46
表 4-3-3、匯率方程式條件變異數之參數估計結果(續).....	47
表 4-3-4、基差方程式條件變異數之參數估計結果.....	48
表 4-3-4、基差方程式條件變異數之參數估計結果(續).....	49
表 4-3-5、條件共變異數之參數估計結果.....	50

# 壹、緒論

## 第一節、研究背景與動機

經濟全球化與跨國企業蓬勃發展，使外匯市場重要性攀升，為全球貿易帶來重大的推動力，同時也為各國經貿帶來諸多不確定因素。在浮動匯率制度下，匯率隨外匯市場上各種貨幣供需變化；而影響匯率的因素，涉及層面廣，不只是單一國家的貨幣購買力，包含國家經濟發展、政策調整，抑或是國際重大事件，進而影響國家對貨幣的供需，甚至全球貿易、金融及政治形勢的變遷亦會牽動外匯市場的脈動。因此，預測匯率市場價格變化與波動為理論實務之重要議題，許多研究針對市場動態作探討，提供投資者避險與投資決策之參考依據。許多實證研究認為匯率是難以預測的(Frankel and Rose,1995; Kilian,1999; Berkowitz and Giorgianni, 2001)；特別是 Meese and Rogoff(1983) 指出總體經濟結構模型很難挑戰單純的隨機漫步模型(random walk)，總體經濟基本面因素不足以解釋匯率的波動(Flood and Rose, 1995)。然而，根據 Rossi(2013) 研究指出匯率的預測性取決於預測因數的選擇、樣本週期、資料轉換、預測範圍、模型規範以及預測的評估方法。綜合以上文獻對於各種匯率模型預測能力，實證結果顯示並未有一致性的結論。

影響匯率變動牽涉多方因素，一國經濟實力變化與宏觀經濟政策的決策，是決定匯率長期發展趨勢的核心要點。在外匯市場中，投資人皆十分關注各國經濟數據與指標，如國民經濟總產值、消費者物價指數、利率變化和國家信用評等。先前文獻提及技術指標含有預測匯率的資訊(Frankel and Froot, 1990; Levich and Thomas, 1993; Okunev and White, 2003)。Dick and Menkhoff (2013)和 Neely et al. (2014) 研究指出技術指標為匯率預測提供了長期預測的依據，例如購買力平價(Purchasing Power Parity)。Gehrig and Menkhoff (2006)研究各類技術分析，發現技術分析在外匯與基金管理上日形重要。Krishnan and Menon(2009)研究指出，技術分析對於外匯交易具重要性，風險也較小。由於匯率現貨通常會受到國家央行政策操作及預期心理影響，因此可能與利率市場和信用市場更有相關。考量信用評級，信用評級較高的國家被認為是更安全的投資市場。信用評級往往會在升級和降級時受到人們的特別關注，當信用評級升級的國家其影響匯率進而導致貨幣升值，反之亦然。匯率下降顯示國家金融體系處境惡化(Jüttner et al., 2006)，以及資本外逃導致違約概率增加(Ferrucci, 2003)及還款能力降低(Bordo, Meissner and Weidenmier, 2009)。且國家突然貶值會降低國內資產價值，導致資金不足和破產危機

(Schneider and Tornell, 2004)。Caporale et al.(2015)學者提出匯率風險不可分散，表示當存在匯率規避的情況下，匯率不確定性將會造成金融活動的交易減少以避開降低投資損失，說明匯率牽一髮而動全身，與國家經濟息息相關。

針對匯率預測，近期文獻 Duyveteyn and Martens(2015)和 Corte,Sarno, Schmeling and Wagner (2018)開始對於債券市場與外匯市場之動態關聯作探討。由於債券市場蓬勃發展以及流動性佳，且參與者多為機構法人，債券市場隱含豐富資訊內涵，可當作市場變化的領先指標。其中，國家主權債券為本國政府向外擔保之發行債券，且市場流動性充沛，故債券可用來代表國家經濟變動及未來景氣展望。近年研究指出國家主權風險亦是影響匯率波動的重要影響因素，包括 Corte, Ramadorai and Sarno(2016)認為主權信用風險的共同組成部分與貨幣貶值相關，並預測貨幣風險溢價；特別隨著國家風險的增長將導致國家貨幣的貶值，證實債券市場對於外匯市場的影響。另一方面，外匯對於債券市場亦產生影響，Gadanecz, Miyajima and Shu (2018)實證顯示匯率波動為影響主權債收益之關鍵因素；Piljak (2013)發現影響新興國家債券市場因素為貨幣政策，國內宏觀經濟因素可能比全球因素更重要，故新興市場的主權債風險與匯率穩定性更加受到投資人關注。針對債券收益率和匯率之關聯，一部分為匯率風險與主權債收益具因果關係，新興市場匯率動態可能造成以主權債投資收益率產生變化；另一部分，當匯率未來趨勢不確定風險增高時，其曝險於匯率風險的投資人理應要求持有主權債券收益率的提升。Duyvesteyn and Martens (2015)顯示匯率的波動與主權債有緊密關係，故需將匯率波動性與當地貨幣主權債券收益率納入考量因素。Turner(2014)研究指出預期貨幣貶值會壓低新興經濟體本地貨幣債券的價格，特別是在金融震盪之後，增加投資者不確定性(風險規避)的敏感性。總結上述，匯率與債券存在彼此交互影響的關聯，特別是新興市場，投資人面臨匯率較大波動，因此更加強化新興市場主權債券市場與匯率動態間的內生性影響的可能性，故需將兩者的交互影響納入考量。

除了債券與匯率之交互關係外，隨著新興金融市場與歐債主權危機，近期學者開始針對信用違約交換(Credit Default Spread)與匯率關係作探討。其中，信用違約交換(CDS)近年來發展快速，為交易活絡信用衍生性商品之一，可用來承擔風險或避免風險的發生；CDS 標的資產可分為主權債券與公司債券，其具高槓桿與風險分攤特性，CDS 以契約方式連結交易雙方，契約買方支付權利金，並將參考資產(reference asset)的信用風險轉移給契約賣方(counter party)，當連結標的之信用品質惡化時，契約賣方則依契約提供補

償。一般而言，信用風險增加係指發行主權或總體基本面因素所造成，故 CDS 價格越高；反之，當信用風險減少，其價格亦越低。隨著 CDS 契約標準化，電子交易與集中清算交易量的增加，CDS 在金融市場上增長迅速，且具信用風險偵測功能與流動性，成為現今市場上占有一席之地的重要信貸衍生交易商品。

由於主權 CDS 的信用風險可視為該國金融穩定的基準，因此針對 CDS 與匯率關係，可能透過 CDS 信用風險溢價變化影響資金的動向，對外匯市場造成衝擊；特別在不確定因素較高的新興市場，風險由信用市場蔓延到外匯市場。Hui and Chung (2011)研究歐元區國家，結果顯示不單是財政經濟體較弱的國家，連經濟狀況良好的國家其信用狀態亦會對歐元產生影響；另一方面，Duyveteyn and Martens(2015)研究考慮匯率影響 CDS，結果顯示匯率的波動與主權 CDS 利差有緊密關係；Duffie(1999)、Singh(2003)和 Ehlers et al.(2016)亦證實匯率是影響 CDS 的因素之一。Zhang et al. (2015)研究四個發達經濟體，分析四國貨幣與金融風險在 CDS 市場的交互作用，結果顯示在金融危機前 CDS 是英國、澳大利亞、日本和歐元區國家貨幣對美元的領先指標。綜上所述，在全球金融危機結束前，有關主權信用風險由全球因素驅動文獻居多，特別是對於美國等全球金融因素相較特定國家基本面更具影響力；反之，鮮少著墨開發中國家探討其信用違約風險與匯率之關聯，故亦將兩者納入考量。

鑒於 CDS 似結合其標的債券的信用風險性質，理論上 CDS 利差應與為其標的債券信用利差相當，但實際交易市場卻常態性的存在差異。CDS 和債券利差稱為基差 (CDS-Bond Basis)，為近年學術界探討之焦點。基差定義為相同到期日 CDS 與相應債券信用利差的差額。基本上，CDS 與債券提供投資人相似的風險與報酬，兩者定價應由相同類型風險因素決定。Garleanu and Pedersen (2011)表明，由於 CDS 和債券市場對保證金要求的不同，使基差持續偏離零，認為兩者價差主要來自資金問題，儘管現金流幾乎相似，但因保證金的差異以及不同的交易價格，導致價格定律背離。從市場來看，CDS 利差與債券信用利差普遍出現短暫偏差，甚至有時候其偏差會持續一段時間，其造成偏差之原因與 CDS 和債券在市場上的市場機制、商品結構與供需等方面不同所致，進而影響兩者信用利差。Adler and Song (2010)認為主權 CDS 和債券利差之間的平價並不成立，因為大多數交易債券都是支付息票的固定利率債券，因此可能不存在完美的套利機會 (Blanco et al,2005)。Bai and Collin-Dufresne (2011)列出了與融資風險、交易對手風險相關等驅動基差因素；Tang and Yan(2007)發現 CDS 市場流動性定價效應是顯著的；

Zhu(2006)認為信用條件和流動性狀況是推動 CDS 價格發現的重要因素，進而造成基差偏離。

Caceres and Unsal(2013)針對基差提出全球風險假說，指出基差的變化會受到以下三個因素的影響:全球風險、區域蔓延以及匯率風險，基差會隨風險而改變，當基差為正，代表風險增加，匯率貶值，隨著基差增加顯示主權國家面對更高的風險。Alder and Song (2010)指出當新興市場主權在信貸事件發生期間其基差為正，當國家信用品質改善將導致負基差。Fontana and Scheicher(2016)指出造成正基差原因(即 CDS 溢價超過債券利差時)為賣空摩擦(short-selling frictions)發揮了重要功能，套利者為了從中進行獲利，須在沒有重大摩擦下作出短部位。當基差為正時，套利者可以透過賣出相同期限及金額的債券與信用保護來獲得接近無風險的報酬。Coudert and Gex (2013)根據 17 個金融機構和 18 個主權國家評估基差，發現 CDS 市場主導金融機構和高收益主權國家的債券市場，而低收益主權國家則相反。Delatte et al. (2012)使用縱橫平滑移轉迴歸模型來研究歐洲主權危機期間 CDS 和債券市場之間的資訊傳遞模式，發現兩個市場之間的價格發現取決於市場困境的程度，市場困境越大，CDS 市場在價格發現中的主導作用越大。故當全球風險增加，市場困境越大，CDS 市場在價格發現中的主導作用越大，造成基差的擴大。

另一方面，Fontana and Scheicher(2016)研究了歐元區主權 CDS 與政府債券利差之間的關聯，對於公共財政較弱的兩個國家義大利和西班牙觀察到負基差與債券流動性的惡化有關。研究指出造成負基差原因為資金摩擦和債券流動性不足，指出隨著債券流動性的提高，債券收益率利差減小，當信用風險低(高)為特徵的債券，往往具有更大(小)的正基差，也是流動性更强(弱)的債券。這些流動性更强(可信度更高)的債券的特點是具有更强賣空摩擦。對此結果，指出資本外逃(flight-to-quality)效應是正基差的關鍵決定因素，而債券流動性(liquidity)和賣空摩擦共同推動了正基差。Fontana(2011)強調特別在金融危機時期，融資活動流動性和交易活動為造成負基差的因素。在美國次貸危機期間，特別是在 2008 年雷曼破產之後，企業部門存在巨大且持續的負基差。皆因融資資金短缺與信用違約導致負基差，導致匯率波動，影響整體經濟。再者，Mitchell and Pulvino (2012)認為基差為負的原因為主要交易商資金的短缺，由於作多信用市場主要透過購買債券與出售 CDS 方式，其中，購買債券使用的資金遠高於 CDS，而壓低 CDS-債券基差，造成負基差。

先前文獻主要著墨於債券利差和 CDS 利差對於外匯市場的預測效果和雙向變動影

響，然而，鑑於基差變化提供市場豐富資訊內涵，現有文獻多聚焦於歐洲與拉丁美洲，有別目前基差研究之相關文獻對於東南亞之研究相對欠缺，文獻上不足之處即為本研究之重點，擬針對東南亞國家進一步探討。本文擬探討已開發國家與開發中國家，分析不同區域之基差變化與外匯市場之動態關聯，是否具雙向價格發現功能。此外，考量不同經濟結構時期，基差與匯率之相關性亦可能存在不同資訊內涵。綜合上述，本文相對文獻之特色與貢獻，首度嘗試針對已開發國家包括：美國、英國、德國及開發中國家包括：泰國、馬來西亞、菲律賓與印尼，分析不同區域及不同體質國家間基差與匯率動態行為的改變；此外，並針對近十年三個主要經濟關鍵時期，包括(I)金融危機時期、(II)貨幣寬鬆時期及(III)貨幣正常化時期，將探討在美國主導下，貨幣政策改變對於其基差與匯率關聯性之影響，提供金融當局政策執行與投資人實務投資決策之參考。

## 第二節、研究目的

針對上述所論，本文將以即期匯率與基差探討兩者之動態關係，並加入不同性質國家研究其結果是否會因而異同，故本文之研究目的如下：

1. 鑒於基差隱含豐富金融市場訊息，有別先前文獻多著墨匯率與債券或 CDS 之影響，本文擬針對匯率與基差進行探討。
2. 有別目前基差研究之相關文獻對於東南亞之研究相對欠缺，文獻上不足之處即為本研究之重點，擬針對東南亞國家進一步探討。
3. 有別目前基差文獻多著墨於歐洲已開發國家，較少針對開發中國家進行分析，本文擬針對東南亞開發中國家與已開發國家進行比較，探討匯率與基差之動態關聯在不同國家間是否存在差異。
4. 本文針對過去十年三個不同經濟結構時期，包括(I)金融危機時期、(II)貨幣寬鬆時期和(III)貨幣正常化時期，擬針對各國於不同經濟結構時期，匯率與基差之動態行為影響進行探討。

## 貳、文獻回顧

### 第一節、債券之相關文獻

債券價格由兩部分組成的，分別為無風險債券價格與債券利差(Bond Spread)構成。國債由國家信用作為擔保且具高度流動性，普遍被認為不存在信用風險(Credit Risk)和流動性風險(Liquidity Spread)，故將無風險債券價格以國債價格替代。相較穩定的國債，其他種類的債券則存在信用風險與流動性風險，為了彌補這些風險，通常債券收益率高於相同期限的無風險收益率，此差異稱之為債券利差。其中，債券利差針對信用風險補償的部分為信用利差(Credit Spread)，信用利差由兩部分組成，一部分為債券發行人違約而導致損失的補償；另一部分為根據發行人的信用評級和履約能力變化所導致的價值損失賠償。而流動性溢價中債券利差用來彌補流動性風險的部分為流動性溢價，亦稱為流動性利差(Liquidity Spread)。理論上根據發行規模大小，影響債券市場流動性變化進而導致債券收益率的變動，換言之，當流動性低時會導致債券收益率上升，反之亦然。

Merton(1974)研究指出公司債券應與公司價值波動增加成正相關，倘若公司存在違約風險，其公司利差應擴大，收益率上揚；Ericsson and Renault (2006)研究公司債券流動性與收益率差價的關聯，採用結構性債券估值模型來說明流動性風險對債券收益率差異的影響，結果顯示流動性利差與收益率利差的違約成分正相關，流動性利差隨著到期日而減少。Arellano and Kocherlakota (2008)發現主權違約通常源於大規模國內違約所引起的違約壓力，比起外部機構，避免主權違約需要更好的內部機構。Mehl and Reynaud (2010)鑒於本地債券市場的快速發展，監測新興經濟體高風險公共國內債務組成與全球金融穩定性日漸相關。Edvinsson, Jacobson and Waldenström (2010)政府的違約策略可以選擇債務類型（國內或國外），受政治違約損失大小的影響。Kaminsky and Reinhart (1999)顯示國內信貸行為在提高主權危機發生機率方面有基礎性作用，因此收益率利差也會受到影響。Arellano and Kocherlakota (2008)實證顯示主權債務違約往往是由大規模國內違約產生的財政壓力造成，尤其發展中國家當面臨大量國內違約時。Guha and Hiris(2002)表明，信用利差是宏觀經濟狀況的領先指標，信用利差的轉折點預示著商業週期的變化，而 Joutz and Maxwell(2002)注意到非投資級債券比高利率債券更容易受到外部衝擊（如俄羅斯和亞洲金融危機）的影響，擴展用於研究信用利差現象的回歸技術， Batten and Hogan(2003)研究澳大利亞歐洲債券市場，應用(GARCH)模型來研究持久性信用利差的條件差異顯而



易見。

Fama and French (1993)指出美國股票和債券的超額報酬與公債收益率曲線的斜率正相關；Campbell, Lettau, Malkiel and Xu(2001)認為，當整體市場波動率隨著時間的推移保持相對穩定，債券收益率並未趨於走高，但債券收益率和利差的變化可能與整體股市的波動有關。Goyenko and Ukhov(2007)發現債券市場波動性和收益的增加能夠顯著預測增加的股票市場流動性；Van Landschoot(2008)也發現股票市場隱含波動率會影響美國公司債券的利差；Campbell and Taksler(2003)發現股票波動對債券收益率差異的影響與 cross-sectional 回歸中的信用評級一樣強烈。Yan, Shi and Wu(2008)使用簡化模型來表明影響投資者風險的宏觀經濟因素對公司債券利差產生影響。

Kumar and Okimoto(2011)發現隨著新興經濟體日益融入全球經濟和金融市場，國際因素的影響可能已經增強，過去二十年來，長期政府債券收益率的跨國關聯性日益增強，這可能暗示著國際因素日益重要。Hilscher and Nosbusch (2010)發現美國違約收益率對 31 個新興市場國家的債券指數利差具有影響力。Herrmann and Mihaljek (2010)發現 VIX 和公司債券的平均利差是發達和新興市場經濟體之間跨境銀行業務流動的重要決定因素。他們把債券利差解釋為風險規避的度量標準，而 VIX 則解釋為全球金融市場短期波動變數。

Baek, Bandopadhyaya and Du(2005)經濟基本面和投資人行為是布雷迪債券收益率利差的重要影響因素。其中 Gale and Orszag(2003)、Kumar and Baldacci(2010)、Peiris (2010)和 Miyajima et al. (2015)研究確定了幾個關鍵的國內外決定債券收益率的因素，這已經成為相當標準的，關鍵的國內因素包括貨幣和財政狀況以及相關的政策可信度。新興經濟體經濟基本面決定主權債務利差和國家的公共債務水準(e.g. Eichengreen & Mody, 1998; Hilscher & Nosbusch, 2010)。由於市場、信貸、流動性和其他風險，國內政府利率是衡量國家整體風險溢價的綜合指標。國內外的主權債務都是由同一個中央政府發行的。因此，國內政府利率應該反映上述經濟基本面所包含的資訊，即國內政府債券收益率的變化可能會影響國家的外部主權債務利差。Corte, Sarno, Schmeling and Wagner (2018)認為主權信用風險的共同組成部分與貨幣貶值相關，並預測貨幣風險溢價，特別隨著國家風險的增長導致國家貨幣的貶值。Duyveteyn and Martens(2015)研究考慮匯率影響主權債券，結果顯示匯率的波動與主權債券利差有緊密關係，Gadanecz, Miyajima and Shu (2018)實證分析匯率波動是主權債券收益率的關鍵決定因素，某些情況下，基於成熟的國際投

資者的存在，可以為當地貨幣主權債券市場起到穩定作用，投資不易受到突然撤出或逆轉的影響；投資者通常要求更大的風險溢價來彌補更高的預期違約風險以及未來匯率的更大不確定性；本帳戶開放度越大的新興市場國家，其主權債券收益率的提高幅度越小。故可將匯率波動性與當地貨幣主權債券收益率納入考量因素。

## 第二節、信用違約交換之相關文獻

由於合約性質，CDS 通常被認為比債券更具流動性，公司債券通常由許多投資者購買並持有至成熟，而二級市場中公司債券的大量信用風險交易往往成本高昂且困難。另一方面，由於 CDS 合約是兩個交易對手之間的雙邊金融合約，並且與公司債券相比，相對容易交易較大金額，因此 CDS 的價格通常被認為受流動性風險影響的程度低於債券價格。信用風險可用 CDS 與債券市場表示，其中信用利差可用到期 CDS 利差替代，換言之，即相同到期日的公司債券與美國國債到期收益率差。而 CDS 與公司債券性質仍有差異：首先，CDS 與債券收益率的信用利差期限結構有異，CDS 不受無風險收益率影響其期限結構(Ericsson et al., 2006; Longstaff et al., 2005)。再者，CDS 信用利差結構較不受因非違約風險造成的影響(Longstaff et al., 2005)；然而，CDS 與債券相比，信用違約更具簡單和契約統一的特點，更適合研究且容易比較分析，故近年關於 CDS 之研究為熱門焦點。Edwards, Harris and Piwovar(2007)研究 CDS 比公司債更具流動性，因為前者通常以每天的頻率進行交易，而後者通常被持有到期日，甚至可能不會一個月交易一次。Blanco, Brenna and Marsh(2005)研究了 CDS 利差和債券收益率差價之間的理論等價，其中 CDS 利差是根據 CDS 結構模型計算的，而債券收益率利差是根據債券收益率與到期日之間的差異和無風險利率來衡量的。他們發現這種平價關係作為投資級公司參考實體的均衡條件，而 CDS 市場比公司債券市場更具流動性，因為新訊息在 CDS 傳播速度超過公司債券市場。CDS 市場為投資者提供了一種方便的交易信用風險的替代方法，特別是在二級債券市場流動性不高且成本高昂的情況下(Choudhry, 2006)。

關於 CDS 文獻研究，最早主要以探討影響訂價機制與價格決定之因素，其中影響訂價機制變數包含：債券殖利率、無風險利率、股票報酬波動率與財務槓桿，如 Merton(1974)、Longstaff et al. (2011)等。再者，亦有研究探討 CDS 與金融商品之文獻，包括信用風險與股票、債券與信用衍生性商品價格等。對於 CDS 和股票市場間的關聯性，根據 Blanco et al. (2005)、Avramov et al. (2007)文獻顯示，CDS 與股票報酬存在負相關。且 Acharya and Johnon(2007)研究發現在負面消息下，CDS 對於股票收益預測能力更強。另外，Adler and Song(2010)發現當信用品質嚴重惡化時，將顛倒 CDS 溢價曲線；而 Forte and Lovreta(2015)指出通常信用較差的公司其在股票市場上表現較 CDS 更具價格發現功能。除了 CDS 與債券市場之間的價格發現外，還試圖研究 CDS 與股票市場之間

的價格發現的重要性。雖然一些研究顯示新的資訊反映在 CDS 市場在股票市場之前(e.g., Acharya and Johnson, 2007; Berndt and Ostrovnaya, 2014; Eysell et al., 2013; Flannery et al., 2010; Zhu, 2006)。

但其他研究發現證據表明股票在價格發現方面領先 CDS(e.g., Bystrom, 2005; Hilscher et al., 2015; Marsh and Wagner, 2012; Trutwein and Schiereck, 2011) CDS 市場或股票市場在價格發現中是否發揮主導作用也取決於兩個市場的相對條件，例如 Coudert and Gex(2010)和 Forte and Lovreta(2015)表明，CDS 市場在非危機時期比股票市場在資訊上更具有優勢，反之亦然。Giannikos et al. (2013)發現 CDS 與股市在危機和非危機時期存在相反的關係。關於 CDS 與股票市場之間的資訊流，Acharya and Johnson(2007)提供了 CDS 市場知情交易 informed trading 的證據。他們發現 CDS 的近期變化在未來幾天負面地預測股票收益。對於負面資訊的情況，這種可預測性更強。Norden and Weber(2009)發現，股票收益預測 CDS 利差的變化，但 CDS 利差的變化並不預測股票收益。這些文章使用 CDS 的資料，具有固定的到期日。對於一個特定的公司，CDS 利差不僅與債券利差相關，而且與股票價格相關。CDS 利差與股價之間的相互關係可以用 Merton (1974)模型來解釋。基於期權定價理論，Merton 證明了當公司由債務融資時，股權類似於買權。除非公司的資產價值高於債務，否則股權就毫無價值。因此，公司價值的負向變化反映在股價下跌和債券收益率上升（債券價格下降）上。參考 Merton (1974)、Duffie (1999) 和 Hull and White (2000)研究推斷 CDS 利差與股票價格呈負相關。

Fender et al. (2012)研究關於決定新興市場 CDS 利差的因素，採用 GARCH 模型發現新興市場主權每日 CDS 利差和全球以及區域風險溢價有關，其中，美國債券、股票以及高收益報酬和新興市場信貸為 CDS 利差變化主要驅使因素，特別在總體經濟危機時期，CDS 利差比正常時期更受國際溢出效應影響。Longstaff et al. (2011)將主權 CDS 驅動因素分成國家特定和全球宏觀經濟因素，發現信用利差和美國股市以及有關全球金融變數關係比本國採取的經濟措施更為緊密。而 Hibbert and Pavlova(2017)探討決定主權利差之因素是否存在地區性差異，研究發現 CDS 利差確實存在較高的區域共移性，特別在拉丁美洲區域的 CDS 更加明顯，可知區域性差異亦會決定利差。

Duffie(1999)、Singh(2003)和 Ehlers et al. (2016)證實匯率是影響 CDS 的因素之一。Pan and Singleton (2008)研究指出 VIX 在解釋墨西哥、土耳其和韓國的 CDS 利差方面具有統計意義。Zhang et al. (2015)研究四個發達經濟體，分析四國貨幣與金融風險在 CDS

市場的交互作用，結果顯示在金融危機前 CDS 是英國、澳大利亞、日本和歐元區國家貨幣對美元的領先指標。Hui and Chung (2011)研究歐元區國家，結果顯示不單是財政經濟體較弱的國家，連經濟狀況良好的國家其信用狀態亦會對歐元產生影響。Duyveteyn and Martens(2015)研究考慮匯率影響 CDS，結果顯示匯率的波動與主權 CDS 利差有緊密關係，故可將匯率波動性與當地貨幣主權債券收益率納入考量因素。

現今相關文獻在探討 CDS 多著墨在訂價機制與價格決定之研究，且研究市場多鎖定歐洲國家，鮮少針對新興國家。近年亞洲新興市場 CDS 發展迅速，然關於亞洲市場文獻仍不足，僅 Fender et al. (2012)發表之研究針對新興市場主權 CDS 文獻，故本文將以亞洲新興主權市場為研究對象，分析 CDS 利差動態變化過程，以及促使新興國家主權 CDS 驅動因素，其中包含全球經濟因素和國家單一因素，並劃分金融危機和一般時期受國內外和全球總體經濟衝擊的程度。而 Ang and Longtaff (2013)使用美國和歐洲國家每週主權 CDS 數據，將主權利差分成主權特定風險和不可分散的系統性風險，實證結果顯示全球金融市場佔據重要影響。

### 第三節、基差之相關文獻

由於 CDS 和債券利差都衡量參考實體的信用風險，因此無套利條件意味著 CDS 利差應該等於債券利差(Duffie, 1999; Hull and White, 2000)。換言之，CDS 和債券利差之間的差別，即 CDS 債券基差，在統計上不應偏離零。CDS 債券基差是 CDS 利差中減去債券利差來計算的。Duffie(1999) 和 Hull and White(2000)從理論上證明，在無套利條件下，CDS 利差與債券利差大致相等，因為 CDS 和債券利差都是衡量參考實體的信用風險。然而，許多研究發現，CDS 和債券利差常常由於幾個因素而出現分歧，這些因素包括債券種類、交割期權、交易對手風險、市場對債務回購和流動性溢價的預期(e.g., Adler and Song, 2010; Bai and Collin-Dufresne, 2013; Mayordomo and Pena, 2014)。Garleanu and Pedersen (2011)表明，由於 CDS 和債券市場對保證金要求的不同，CDS 債券基差持續偏離零。從市場來看，CDS 利差與債券信用利差普遍出現短暫偏差，甚至有時候其偏差會持續一段時間，其造成偏差之原因與 CDS 和債券在市場上的市場機制、商品結構與供需等方面不同所致，進而影響兩者信用利差。Adler and Song (2010)認為主權 CDS 和債券利差之間的平價並不成立，因為大多數交易債券都是支付息票的固定利率債券，因此可能不存在完美的套利機會 (Blanco et al., 2005)。Tang and Yan (2007) 發現 CDS 市場流動性定價效應是顯著的；Zhu (2006) 認為信用條件和流動性狀況是推動 CDS 價格發現的重要因素，進而造成基差偏離。

Mitchell and Pulvino (2012)認為基差為負的原因為主要交易商資金的短缺，由於作多信用市場主要透過購買債券與出售 CDS 方式，其中，購買債券使用的資金遠高於 CDS，而壓低 CDS-債券基差，造成負基差。Fontana(2012)強調特別在金融危機時期，融資活動流動性和交易活動為造成負基差的因素。同時，Caceres and Unsal(2013)研究指出基差受全球風險和匯率風險影響，基差將隨全球風險增長與匯率風險增加而擴大 Alder and Song (2010)指出當新興市場主權國家信用品質的改善，將導致負基差，而在信貸事件發生前的期間其基差為正。Ammer and Cai (2011)指出最廉價的交割項解釋了主權新興市場所觀察到的正基差。Fontana and Scheicher(2016)研究了歐元區主權 CDS 與政府債券利差之間的關聯，研究指出，正基差是由於賣空摩擦和追求流動性。負基差是由於資金摩擦和債券流動性不足。在美國次貸危機期間，特別是在 2008 年雷曼破產之後，企業部門存在巨大且持續的負基差。如 Duffie (2010)，資本形成的特殊資本障礙導致了資產價格扭

曲。非危機期間，Blanco et al. (2005) 表明將公司信用利差與 CDS 聯系起來的理論套利關係平均上看很好，但做空現金債券正向影響基差，這種短期的偏誤是因為 CDS 價格高於債券利差。Garleanu and Pedersen (2011)由於資金問題但保證金不同的證券，不同的價格交易導致價格差距（基差）上違反了價格定律。Mitchell and Pulvino (2012)主要交易商的資金短缺是基差為負的最合理解釋。Bai and Collin-Dufresne (2011)列出了與融資風險、交易對手風險和抵押品品質相關的驅動因素。Fontana (2012)強調融資流動性風險和彙集交易活動在危機期間推動基差為負的作用。

## 參、研究方法

本章將介紹研究使用之實證方法，透過以下時間序列方法檢測資料穩定性，並衡量基差與匯率之關係，探討相互動態關聯。

### 第一節、穩定性檢定

Nelson and Plosser(1982)指出多數總體時間數列資料為非定態，故須檢定資料是否為定態，在定態的時間序列中其相關的檢定才能正確。恆定性的時間序列具有下列特點：一、衝擊的影響力是短暫的，其影響會隨時間消失，資料最後會持續收斂至長期均衡(mean reversion)；二、資料在隨機過程的機率分配並不會隨時間改變而不同。若時間序列受時間影響而改變，受到外力衝擊時，會偏離平均值，且無法恢復至原有的長期均衡；或因隨機過程導致的機率分配會隨時間異動，則此時間序列為非恆定性(nonstationary)。為正確估計此時間序列的資料，須檢定變數是否具有恆定性，以單根檢定進行檢測(unit root test)。若變數為非恆定之時間序列資料，將對變數進行差分(difference stationary)後使其恢復成恆定的時間序列資料，再進行實證分析。

單根檢定法最早由 Dickey and Fuller(1979)提出的 DF 檢定，而本文以修正之 ADF (Augmented Dickey-Fuller)檢定。ADF 檢定源於 DF 檢定的概念，因在 DF 檢定下，變數的殘差項可能存在自我相關(autocorrelation)，因此 Said and Dickey(1984)提出修正之 ADF (Augmented Dickey-Fuller)檢定法，加入 $\Delta y_t$ 的落後項來排除序列相關。依照有無截距項和時間趨勢項分為以下檢定模型：

1. 模型一：無截距項與時間趨勢

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.1)$$

2. 模型二：有截距項

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.2)$$



### 3. 模型三：有截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.3)$$

模型中 $\alpha$ 為截距項， $t$ 為時間趨勢項， $y_{t-1}$ 為檢定變數之落後期數，而 $p$ 是使殘差項 $\varepsilon_t$ 切合白噪音之最適落後期數， $\varepsilon_t$ 為誤差項，可根據 AIC 決定最適期。其中 ADF 檢定之標準皆與 DF 檢定一樣，假設檢定為： $H_0: \rho = 0$ ，具有單根，可知 $y_t$ 為非恆定性之時間序列資料，將其資料進行差分後再作單根檢定；若拒絕虛無假設，表示資料沒有單根， $y_t$ 為恆定之時間序列。

Engle and Granger(1987)提出共整合理論，即原先非定態時間序列變數經組合後變成定態的序列資料，此為共整合現象。若一非定態序列 $y_t$ 須經過  $d$  次差分才得為定態數列，則稱其數列為即次為  $d$  之共整合，以 $y_t \sim I(d)$ 顯示。數個  $I(1)$ 的非定態序列經過線性組合後，進而產生為  $I(0)$ 的定態序列，顯示兩個數列存在具長期性共同移動的關係，具有長期「均衡方向調整」的特性。

共整合檢定有以下兩種方法：一、Engle and Granger(1987)的兩階段分析法，變數間至多存在一個共整合關係，且採取兩階段程序，以第一階段的殘差在第二階段檢定共整合關係，建立誤差修正模型。二、Johansen (1990)所提出的最大概似估計法(Maximum Likelihood Approach)。由於 Engle-Granger 的兩階段分析法，不論變數有多少個，只能允許一個共整合關係存在，故需先確認共整合係數，無法檢定共整合係數是否符合理論值，再者，由於以單條方程式估計，亦須先區分內生、外生變數，將會產生內生性的疑慮。Johansen and Juselius(1990)提出兩種不同決定共整合向量個數的檢定統計量：一為跡檢定(Trace test)，另一為最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)，假設誤差項前提為常態分配，將考慮所有會影響變數的可能因素，其所估計出的參數值，具有不偏、效率，且分配具對稱性。

## 第二節、GARCH 相關模型

在許多實際應用領域中，一個具有自我相關性誤差項的迴歸分析和迴歸模型的首要假設條件就是其誤差項 $n_t$ 的變異數 $\sigma^2$ 為常數，然而這個假設條件並不實際，因為多數金融資產之時間序列資料的條件變異數具時變性，隨時間而變動，並非像假設的條件固定不變(Pankratz, 1983)。學者 Cassuto (1995)認為，金融性資產報酬之時間序列資料，具波

動群聚(volatility clustering)的現象，亦即當期資料產生大波動時，下一期也會產生較大的變化；反之，若是當期波動較小，則下一期亦會有較小波動的情況。

一具有非常數的誤差變異數模型通常被稱為異質性模型，許多方法都可以被用來解決異質性問題，Box and Jenkin (1976)年提出自我回歸整合移動平均模型(Autoregressive Integrated Moving Average Model；ARIMA)，又稱為 Box-Jenkin Model，將其時間數列資料出現前後期具有自我相關性(Autocorrelation)納入模型考慮，以確保殘差項呈現白噪音(White Noise)。然而 ARIMA 只能使用於定態的(stationary)時間數列，然而實際上誤差變異數通常是未知的，故須衡量資料波動變異的情形，倘若以簡單線性迴歸模型便無法完整敘述，在此限制下，必須有一能處理時間序列變異數隨時間而改變的方法，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，解決 ARIMA 模型的問題。

### (一)ARCH 模型

為解決上述所提出變異數為固定的假設與現實不符的問題，此模型主要是用來探討時間序列資料的異質性(heteroscedasticity)，考慮條件變異數隨時間經過而變動的特性，使條件變異數受到前期誤差項平方之影響，故能更合適描寫出市場報酬率波動的狀態，並可準確掌握時間序列的趨勢，提升估計效率(efficiency)。

模型如下：

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

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

$$h_t = C_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3.2.3)$$

where  $p \geq 0, q \geq 0, C_0 > 0, \alpha_i > 0, i = 1, 2, \dots, p$

其中， $Y_t$  為 ARCH 之時間序列資料； $X_t\beta$  為遞延產生的線性組合，由遞延的內生變數及外生變數所形成； $\Omega_{t-1}$  為 1 至 t-1 期全部可利用資訊所形成之集合； $h_t$  為第 t 期的條件變異數； $\varepsilon_{t-i}^2$  為 t-i 期殘差項； $h_t$  表現出第 t 期的波動會受到 t-i 期誤差的影響。

### (二)GARCH 模型

Bollerslev(1986) 提出 GARCH 模型 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model；一般化自我迴歸異質條件變異數模型)，修正了 ARCH 模型中的條件變異數方程式，使條件變異數符合 ARMA 過程，即受自我迴歸影響亦受移動平均影響；意即使條件變異數不只受前期預測誤差平方項的影響，也受其條件變異數的影響，

因而形成了較一般化之 GARCH 模型：

$$Y_t = X_t \beta + \varepsilon_t \quad (3.2.4)$$

$$Y_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.2.5)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3.2.6)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i > 0, i=1, 2, \dots, q, p \geq 0, q \geq 0, \beta_j, j=1, \dots, p \quad (3.2.7)$$

其中， $Y_t$  為 GARCH 之時間序列資料； $X_t \beta$  為遞延產生的線性組合，由遞延的內生變數及外生變數所形成； $\Omega_{t-1}$  為 1 至 t-1 期可利用資訊所形成之集合； $h_t$  為第 t 期的條件變異數； $\varepsilon_{t-i}^2$  為第 t-i 期的殘差項； $\alpha_i$  表示第 t 期的波動會受到 t-i 期誤差的短期衝擊； $h_{t-j}$  為第 t-j 期的條件變異數； $\beta_j$  表示第 t 期的波動會受到 t-j 期變異數相對長期的衝擊。

ARCH 模型為條件變異數會受前幾期的殘差項平方影響，而 Bollerslev 的 GARCH 模型則可以精簡模型參數個數，以及使條件變異數的結構更具一般化，使本期之條件變異數不僅能將過去更多期的資訊列入考慮，並且可以適用更富彈性的遞延結構。然而 GARCH 模型雖然考慮了條件變異數可在隨機過程中具有隨時間改變而隨之變動的特性，並且變異數會受到前期的預測誤差項平方的影響以及受到前一期條件變異數的影響，但仍未考慮到波動不對稱性的影響，故 GARCH 模型至今已有許多變化，如 Glosten、Jagannathan、Runkle (1989, 1993) 提出 GJR-GARCH 模型、Nelson (1991) 提出 E-GARCH 模型。模型分述如下：

### (三)GJR-GARCH 模型

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

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

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

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

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

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

#### (四)多變量 GARCH 模型

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

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, h_t) \quad (3.2.12)$$

$$H_t = D_t \times \gamma_t \times D_t \quad (3.2.13)$$

$$D_t = \text{diag}\{[\sqrt{h_{kk,t}}]\} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{h_{kk,t}} \end{pmatrix} \quad (3.2.14)$$

$$\gamma_t = (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} \times Q_t \times (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} \quad (3.2.15)$$

$$Q_t = (1-a-b)\bar{Q} + a \times Z_{t-1} Z_{t-1}' + b \times Q_{t-1} \quad (3.2.16)$$

$$Z_t^i = D_t^{-1} \varepsilon_t \quad (3.2.17)$$

$$\rho_{12,t} = \frac{(1-a-b)q_{12} + a \times z_{1,t-1} \times z_{2,t-1} + b \times q_{12,t-1}}{\sqrt{[(1-a-b)q_{11} + a \times z_{1,t-1}^2 + b \times q_{11,t-1}][1-a-b]q_{22} + a \times z_{2,t-1}^2 + b \times q_{22,t-1}}} \quad (3.2.18)$$

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

### (五)DCC-GARCH 模型

Engle (2002) 延伸 Bollerslev (1990) 的常態條件相關模型(CCC model)，將一般多變量 GARCH 矩陣估計參數甚多和估計所需時間較久等缺點，發展出動態條件之相關模型(Danamic Conditional Correlation, DCC)模型作為 GARCH 模型新的衡量結構，此模型保留原先 Bollerslev (1990) CCC 模型簡潔之估計方式，加上相關係數與時俱變(time-varying)之特性，用以捕捉一段時期內財務變數相關的變化，且此模型適用於大型共變異數矩陣計算，故提出隨時間改變的共變異數矩陣，允許條件相關係數可以在正負之間自由變換；以下是 DCC 模型：

$$r_t = c_0 + \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^n \phi_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.2.19)$$

$$H_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (3.2.20)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3.2.21)$$

$$\alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0, \alpha_0 > 0 \quad (3.2.22)$$

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1, i=1, 2, \dots, p, j=1, 2, \dots, q \quad (3.2.23)$$

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

DCC 模型之估計特色為：

- (1) 採取二階段之估計方式，首先將第一階段先行估計個別單變量 GARCH 之模型參數，再由第二階段估計動態相關之係數。
- (2) 多變量之間相關係數為動態關係，並非固定不變，可反應金融性資產間相關係數之實際情況，也可找到與時間同時變化之共變異數矩陣，作為投資組合及風險之參考依據。
- (3) DCC 模型在處理多變量間，能避免過多複雜的運算動作，可以提供比 CCC GARCH 模型較為有彈性之共變異數矩陣。
- (4) DCC 模型下，保證條件共變異數矩陣為正定。

### 第三節、實證模型設定

#### 一、條件平均數方程式

匯率與基差(Basis)之雙變量 DCC-GARCH 模型:

$$RX_t^i = C_i^{rx} + \sum_{k=1}^{a_1^{rx}} \xi_k^{basis\_rx} Basis_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_2^{rx}} \xi_k^{rx\_rx} RX_{t-k}^i + \varepsilon_{i,t}^{rx} \quad (3.3.1)$$

$$Basis_t^i = C_i^{basis} + \sum_{k=1}^{a_1^{basis}} \xi_k^{basis\_basis} Basis_{t-k}^i + \sum_{k=1}^{a_2^{basis}} \xi_k^{rx\_basis} RX_{t-k}^i + \varepsilon_{i,t}^{basis} \quad (3.3.2)$$

方程式(3.1.1)與(3.1.2)分別代表匯率(RX)與基差(Basis)之條件平均數方程式，探討匯率與基差之動態關聯，分析外匯市場與基差間之相互價格發現功能與其代表的經濟內涵。本文根據 Fontana and Scheicher(2016)研究，設定基差  $Basis_t^i = CS_t^i - BS_t^i$  為第 i 國 CDS 與該國對應債券之間差額，透過兩者相對變化掌握風險部位，探討與匯率之影響。具體言之，本文擬透過  $\xi_k^{basis\_rx}$  與  $\xi_k^{rx\_basis}$  之顯著性，瞭解主權信用利差與債券利差之相對變化與匯率的交互影響。參數  $\xi_k^{basis\_rx}$  據以探討基差變化對於匯率的影響，並分析正負號變化的經濟意涵；按文獻 Tang and Yan(2007)和 Zhu(2006)認為信用條件和流動性狀況是推動 CDS 價格發現的重要因素，進而造成基差偏離。Fontana and Scheicher(2016)指出賣空摩擦(short-selling frictions)發揮了重要功能，為了從中進行獲利，套利者須在沒有重大摩擦下作出短部位。並指出資本外逃(flight-to-quality/liquidity)效應是決定正基差的關鍵因素，而債券流動性和賣空摩擦共同推動了正基差。Fontana(2012)強調特別在金融危機時期，融資活動流動性和交易活動為造成負基差的因素。在美國次貸危機期間，特別是在 2008 年雷曼破產之後，企業部門存在巨大且持續的負基差。皆因融資資金短缺與信用違約導致負基差，導致匯率波動，影響整體經濟。上述文獻普遍指出正基差代表流動性改善、信用違約與資本外逃壓力降低，因此預期基差擴大與本國貨幣升值。

然而，另一方面 Caceres and Unsal(2013)指出基差受全球風險和匯率風險影響，基差將隨全球風險增長與匯率風險增加而擴大，當基差為正，風險增加，匯率貶值，實證結果發現成熟經濟體的基差通常為負號，開發中國家基差通常為正、隨著基差的增加顯示，主權國家面對更高的風險。Alder and Song (2010)指出當新興市場主權國家信用品質的改善，將導致負基差，而在信貸事件發生前的期間其基差為正。上述文獻普遍指出

基差的減少代表全球風險降低、國家信用品質的改善以及匯率風險降低，基差降低有助於信用品質的改善，因此，基差的降低通常會伴隨本國貨幣的升值。

針對本文匯率對基差參數的結果，本文已廣泛驗證美國、英國、德國、泰國、馬來西亞、菲律賓以及印尼，具體驗證基差的變化對於已開發與開發中國家的差異；並進一步分析，針對三個時期金融危機、量化寬鬆以及貨幣正常化個別探討基差與匯率間的交互作用。先前文獻多針對歐洲已開發國家作探討，本文擬針對新興亞洲市場探討估計結果是否與文獻得到一致的觀察。此外，透過參數  $\xi_k^{rx-basis}$  據以探討代表資金流動的外匯市場如何反應基差的衝擊，並分析其隱含的經濟意涵。鑑於信用衍生性金融市場與債券利率市場相對關係變化之基差，與代表資金流動外匯市場間潛在交互影響的可能，說明有必要將兩者納入雙變量模式做估計，以得到妥適估計結果，此應為文獻的首度嘗試，期能提供匯率預測與基差交易實務之參考。

## 二、條件變異數方程式

相較傳統研究著重在市場報酬一階動差的探討，二階動差互動關係成為近來研究重心。Ross (1989)指出資訊傳遞速度與資產報酬波動直接相關，市場波動乃反應金融市場買賣雙方力量強弱產生的偏離現象。藉由波動性的觀察，可以制定動態避險策略與資產價值管理，因此研究資訊傳遞時，二階動差較一階動差的探討或能提供投資者更多參考價值。忽略二階動差考量，除無法適切描述不同市場資訊傳遞之動態結構關聯，亦可能得到不具效率的標準差偏誤估計。Engle (1982)和 Bollerslev (1986)因而相繼提出自我迴歸條件異質變異數(autoregressive conditional heteroskedasticity, 簡稱 ARCH)模型和一般化自我迴歸條件異質變異數(generalized ARCH, 簡稱 GARCH)模型，以妥適描述變異數隨時間改變之波動叢聚的特性。此外，French et al. (1987) 及 Nelson (1991)等研究進一步指出，好消息(正向未預期變動)與壞消息(負向未預期變動)對於波動存在不對稱(asymmetric)影響，發現壞消息比好消息容易引發市場較大程度波動。針對本文條件變異數設定，基本以 GJR-GARCH 模型為架構，除了檢視是否存在自身市場波動不對稱性外，並將跨資產價格波動的外溢傳導效果納入考量。



匯率與基差之條件變異數方程式：

$$h_t^{rx} = \omega_i^{rx} + \sum_{k=1}^{p^{rx}} \alpha_k^{rx} h_{t-k}^{rx} + \sum_{k=1}^{q^{rx}} \beta_k^{rx} (\varepsilon_{t-k}^{rx})^2 \quad (3.3.3)$$

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

其中，方程式(3.3.3)至(3.3.4)分別代表匯率(RX)與基差(Basis)之條件變異數方程式 ( $h_t^i; i = rx, basis$ )，相關變數與模型結構類似如前所述。 $\omega_0^i$  為條件變異數之常數項； $\alpha_k^i$  為條件變異數遞延期估計參數； $\beta_1^i$  為誤差平方項參數，其衡量是否存在大波動隨著大波動、小波動跟隨着小波動的 ARCH 效果； $\beta_2^i$  為自身市場波動不對稱參數，檢視前期負向衝擊情況下 ( $\varepsilon_{t-1}^i < 0; i = rx, basis$ )，是否導致當期更大的波動。 $\varepsilon_{t-1}^i$  代表前期衝擊。 $\delta_1^{j-i}$  ( $j = rx, basis; i = rx, basis; j \neq i$ ) 為跨市場波動傳導效果，為 j 對於 i 之跨市場波動傳導參數，用來分析 j 市場衝擊對於 i 市場波動的影響。 $S_t^i$  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  $\delta_2^{j-i}$  ( $j = rx, basis; i = rx, basis; j \neq i$ ) 衡量 j 對於 i 之跨市場不對稱波動傳導參數，代表 j 市場負向衝擊對於 i 市場波動的影響。

### 三、條件共變異數方程式

本文實證模型課題之一，在於妥適捕捉 CDS、債券和匯率之共變異改變過程，以正確估計市場間隨時間改變之條件相關係數。文獻對於相關係數估計，在多變量 GARCH 模型架構下，普遍以 VECH 模型 (Bollerslev, Engle and Wooldridge, 1988)、常數相關係數 (CCORR) (Bollerslev, 1990)，Factor ARCH (FARCH) (Engle, Ng and Rothschild, 1990) 及 BEKK (Engle and Kroner, 1995) 等對稱性模型為主。然針對財務金融市場普遍觀察到的波動不對稱現象，Kroner and Ng (1998)、Cappiello, Engle and Sheppard (2006) 與 De Goeij and Marquering (2004) 等指出，正負訊息對於條件共變異數存在異質性的不對稱影響：兩市場皆受到未預期負面訊息衝擊，可能導致兩市場共變異程度明顯提昇。Kroner and Ng (1998) 因而提出不對稱動態共變異數 (Asymmetric Dynamic Covariance; ADC) 模型，允許共變異數呈現未預期負向衝擊時的不對稱反應。文獻研究針對市場間共變異特性的變化，部分研究以隨時間改變之條件共變異數為對象，描述市場間共移特性。另一方面，部分

文獻則直接針對市場間之相關係數作配置。其中，Bollerslev (1990)提出之常數相關係數 (Constant Correlation Coefficient, CCC) GARCH 模型，由於較少參數限制，估計過程相對容易，因此廣被文獻採用。然由於其限制條件相關係數為一固定常數，因此在實務應用上容易受到質疑，認為在市場波動劇烈時間可能造成高估或低估相關係數的情況；包括 Tse (2000)及 Bera and Kim (2002)即拒絕常數相關係數假設，並證實相關係數存在隨時間變化特性。Engle (2002)及 Tse and Tsui (2002)提出相當具彈性(flexible)之動態條件相關係數 GARCH 模型(Dynamic Conditional Correlation, DCC)，其最大特色乃允許相關係數隨外在資訊變化而改變。DCC 模型為相當一般化之模型設定，可包含常見之條件共變異數型態，且由於參數使用精簡，因此估計成本相對為低，在文獻上被廣泛使用。

針對本文探討 CDS、債券和匯率之關係，其間相關程度很可能存在隨時間改變的特性，特別是新興國家金融市場較為脆弱，更容易受到系統性的影響，其相關性於金融危機時亦可能產生明顯改變，說明允許依時變化相關係數(time-varying correlation)的重要性。本計劃擬針對本文議題之相關係數動態過程，依據傳統 Engle (2002)提出之 DCC 模型(Dynamic Conditional Correlation model)架構，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 模型導出之對角化矩陣； $Z_t$  包含前述條件平均方程式產生之條件標準差矩陣。 $W_t = \{\rho_{ij}\}_t$  為動態條件相關係數(dynamic conditional correlation)矩陣。 $\bar{Q}$  為標準化殘差之非條件共變異數；A 和 B 為對角化參數所成之矩陣，分別代表多變量 GARCH 模型前期標準化殘差平方項係數與前期條件共變異數係數。 $Q_t^*$  是  $Q_t$  對角線上開根號所形成之對角線矩陣。 $Z_t$  為標準化殘差項矩陣。A、B 及 C 為對角化參數所成之矩陣。 $\bar{Q}$  和  $\bar{N}$  為  $Z_t$  及  $\eta_t$  計算得到之非條件共變異數；其中， $\eta_t^i = I[Z_t^i < 0] \circ Z_t^i$ ，” $\circ$ ”指 Hadamard product； $I[Z_t^i < 0]$  為指標函數(indicator function)，當  $Z_t^i < 0$  時  $I_{i,t}$  為 1；否則為 0。在  $(\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B - C' \bar{N} C)$  為正定化(positive definite)矩陣條件下， $Q_t$  確定為正定矩陣。

## 肆、實證結果

### 第一節、資料說明

本文針對已開發國家與開發中國家作比較，探討不同經濟體基差與外匯市場關係，已開發國家以美國、英國、德國為研究樣本，而目前尚未有關於東南亞市場基差之相關研究，故本文擬針對東南亞開發中國家深入探討，以泰國、馬來西亞、菲律賓和印尼為研究樣本，探討各國匯率與基差的相互連動關係。選取此七個國家為研究樣本有以下考量：首先，三個已開發國家其經濟規模與市場成熟度接近；而四個開發中國家在東南亞區域經濟具重要性且經濟體相似，其開放、自由的市場與全球經濟息息相關，故提供本文研究依據。本文資料來自 Data Stream 與 Cmoney 資料庫，而基差則是透過 10 年期債券與 CDS 標準化後計算出的資料，資料頻率為日資料，剔除缺漏值，樣本研究期間為 2008 年 1 月至 2019 年 3 月，並將研究時期劃分為三個時期探討：(I) 金融危機期間<sup>1</sup>、(II) 貨幣寬鬆時期<sup>2</sup>以及 (III) 貨幣正常化<sup>3</sup> 三個時期，期能探討出各區域在不同結構時期匯率與基差之動態關聯。

本文為探討匯率動態影響因子，因此採用匯率動態(RX)作為應變數，並使用債券(Bond)與 CDS 標準化後計算出基差(BASIS)的資料作為本研究之自變數。本文擬針對亞洲區域，包括已開發國家(美國、英國、德國)為研究樣本，而開發中國家以(泰國、馬來西亞、菲律賓和印尼)作探討，擬分析不同區域及不同國家上述二者交互傳導之顯著性，並探討區域和國家間是否存在結構性的差異。

---

<sup>1</sup> 本文參考 Gündüz and Kaya (2014) 捕捉美國 2008 次級房貸風暴時期之結構性改變，定義 2008 年 9 月 15 日雷曼兄弟事件發生到 2009 年 3 月 15 日為金融風暴時期。為簡潔說明，本文後續以「金融危機時期」代表 2008 次貸風暴

<sup>2</sup> 本文選擇美國量化寬鬆期間為 2009 年 3 月 18 日到 2014 年 10 月 29 日，至 2014 年 11 月 1 日美聯儲宣佈結束量化寬鬆日期為止。為簡潔說明，本文後續以「量化寬鬆時期」為代表作說明。

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

## 第二節、穩定性與敘述統計分析

### 一、穩定性分析

針對資料穩定性特性分析上，本文利用 ADF(Augmented Dickey-Fuller Test)對所有實證序列之水平資料進行單根檢定，並根據 AIC(Akaike's Information Criterion)法則選取最適落後期數。結果顯示於表 3-2-1 Panel A 與 Panel B，實證顯示已開發及開發中各國匯率(RX)、債券(BOND)與 CDS 之原始資料皆無法拒絕單根檢定，呈現非定態特性；然經一階差分轉換後，所有變數呈現 1%水準之顯著結果，顯示皆為定態序列。再者，進行共整合檢定，Engle and Granger(1987)指出即使個別經濟變數為非定態之隨機漫步，但若變數間存在共整合關係，亦即變數之線性組合具有長期穩定之均衡關係，則這些變數之線性組合在長期內必藉由短期動態調整而回歸至長期均衡。根據表 3-2-2 Panel A 與 Panel B 實證結果亦可發現資料檢定具有共整合關係。

表 4-2-1、匯率、債券與 CDS 之單根檢定

Panel A 已開發國家				
變數	美國	英國	德國	
RX	0.71 [0]	-1.53 [0]	-2.43 [0]	
$\Delta$ RX	-53.79*** [0]	-52.19*** [0]	-38.93*** [0]	
BOND	-1.21 [2]	-2.48 [0]	-2.29 [0]	
$\Delta$ BOND	-43.14 *** [1]	-54.16*** [0]	-53.57*** [0]	
CDS	-1.58 [1]	-1.07 [1]	-1.11 [1]	
$\Delta$ CDS	-65.37 *** [0]	-45.86*** [0]	-21.69*** [5]	
Panel B 開發中國家				
變數	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
RX	-0.43 [1]	1.32 [0]	0.61 [0]	1.46 [1]
$\Delta$ RX	-50.94*** [0]	-11.06*** [0]	-50.53*** [0]	-49.21*** [0]
BOND	-1.37 [1]	-0.53 [0]	-0.89 [1]	-0.76 [4]
$\Delta$ BOND	-46.44*** [0]	-10.18*** [0]	-67.89*** [0]	-21.06*** [5]
CDS	-1.39 [9]	-0.09 [0]	-0.57 [9]	-1.55 [15]
$\Delta$ CDS	-28.37*** [5]	-7.16*** [5]	-26.08*** [5]	-27.19*** [5]

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

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

3. $\Delta$ 代表該變數之一階差分。

表 4-2-2、共整合檢定

Panel A 已開發國家								
H <sub>0</sub>	美國		英國		德國			
	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen		
r=0	22.20 [0.09]	16.11 [0.09]	42.22 [0.06]	20.92 [0.19]	40.58 [0.01]	25.06 [0.03]		
r=1	6.09 [0.43]	5.57 [0.40]	21.29 [0.17]	13.21 [0.31]	17.39 [0.07]	12.12 [0.23]		
r=2	0.52 [0.54]	0.52 [0.54]	8.08 [0.25]	8.08 [0.25]	5.37 [0.07]	5.36 [0.02]		

Panel B 開發中國家								
H <sub>0</sub>	泰國		馬來西亞		菲律賓		印尼	
	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen	Trace	Max-Eigen
r=0	78.14 [0.00]	55.84 [0.00]	59.42 [0.00]	40.84 [0.00]	36.44 [0.00]	26.67 [0.00]	72.44 [0.00]	55.77 [0.00]
r=1	22.30 [0.13]	19.21 [0.05]	18.58 [0.30]	15.97 [0.15]	9.76 [0.13]	9.25 [0.11]	16.67 [0.44]	13.28 [0.31]
r=2	3.09 [0.86]	3.09 [0.86]	2.61 [0.92]	2.61 [0.92]	0.52 [0.54]	0.52 [0.54]	3.39 [0.83]	3.39 [0.83]

說明：1. r 為共整合向量個數。2. [ ] 內代表統計量之 P-value。

## 二、敘述統計分析

圖 4-2-1 至圖 4-2-4 為各國匯率、債券、CDS 與基差之走勢圖，表 4-2-1 至表 4-2-3 為各變數分別在(I)金融危機時期、(II)量化寬鬆時期以及(III)貨幣正常化時期之基本統計量，其中 Panel A 與 Panel B 代表已開發國家與開發中國家之敘述統計表。

首先，針對圖 4-2-1 Panel A 之已開發國家包括美國和德國之匯率隨時間增加與經濟穩定逐漸升值，而英國則是在貨幣正常化時期面臨脫歐危機致使匯率貶值；而圖 4-2-1 之 Panel B 開發中國家包括馬來西亞、菲律賓與印尼皆在貨幣正常化時期因面臨美國加息造成本國貨幣貶值趨勢，反觀泰國因 2016 年政府推動泰國 4.0，內容涵蓋 2017 年至 2036 年的經建計劃，吸引各地外資進駐，推動泰國經濟成長，匯率呈升值趨勢。再者，針對圖 4-2-2 Panel A 已開發國家之債券趨勢圖隨金融穩定發展債券殖利率下降；針對 Panel B 開發中國家，泰國、馬來西亞與印尼之債券於金融危機時期最高，隨經濟風險的降低使債券殖利率趨於穩定。接著，針對圖 4-2-3 Panel A 已開發中國家的 CDS 趨勢皆於金融危機時期波動最大，德國則是在歐債危機期間 CDS 隨風險增長而加劇波動；針對 4-2-3 Panel B 開發中國家，CDS 亦在金融危機時期變動劇烈，隨全球風險增加變異程度越大。最後，針對圖 4-2-4 Panel A 已開發國家基差走勢圖顯示三國(I)時期基差波動大，而在(II)時期也因歐債危機頻傳與(III)時期美國加息造成基差波動；針對圖 4-2-4 Panel B 開發中國家而言，各國亦在(I)金融危機時期基差波動最大，顯現基差易受全球金融風險影響。

再者，針對表 4-2-1 至表 4-2-3 Panel A 已開發國家之匯率平均數作檢視，實證顯示美國之美元貶值程度依序為:(II)貨幣寬鬆時期、(I)金融危機、(III)貨幣正常化時期；而英國與德國之貨幣貶值程度排序為(III)貨幣正常化時期、(I)金融危機、(II)貨幣寬鬆時期。其次，針對 Panel B 開發中國家貨幣貶值幅度大致為(III)貨幣正常化時期、(I)金融危機、(II)貨幣寬鬆時期。綜上所述，美國在(II)量化寬鬆時期大量發行美元貨幣致導致美元轉弱貶值，其餘時期則分別因(I)金融危機避險資金擁抱美元及(III)貨幣正常化時期美國加息使各國資金流向美元，上述兩時期分別代表不同經濟意涵而導致美元走強升值，其餘國家貨幣則相對弱勢。針對 Panel B 開發中國家亦可發現於(III)貨幣正常化時期美國加息，美元走勢強勢，造成開發中國家匯率大幅貶值，其影響程度甚至較(I)金融危機時期的貶值波動更大，證明美國緊縮貨幣啟動加息對於開發中國家貨幣造成的明顯衝擊。而

於(II)量化寬鬆時期，在美元弱勢情況下，開發中國家貨幣則相對強勢。其次，針對匯率標準差統計量分析，Panel A 已開發國家在(I)金融危機時期匯率波動且劇烈，而 Panel B 開發中國家發現在(III)貨幣正常化美國加息時期之變異程度最大，說明開發中國家對於美國加息政策敏感，造成較大幅度的波動。最後，針對常態分佈檢定，J-B 統計量顯示各國於不同時期，多呈現非常態分佈之特性。

接著，針對基差平均數作檢視，根據表 4-2-1 至表 4-2-3 Panel A 已開發國家美國之基差按次排序為(I)金融危機時期、(II)量化寬鬆時期、(III)貨幣正常化時期，英國基差大小排序為(I)金融危機時期、(III)貨幣正常化時期、(II)量化寬鬆時期；而德國基差為(III)貨幣正常化時期、(II)量化寬鬆時期、(I)金融危機時期。再者，針對 Panel B 開發中國家之基差大小排序大致為(I)金融危機時期、(II)量化寬鬆時期、(III)貨幣正常化時期。綜上所述，針對各國基差大多在(I)金融危機時期相對最高，探究其原因，由於全球經濟恐慌使得 CDS 急遽升高，其上升幅度相對高於債券殖利率，因此導致基差擴大。唯一例外為德國，探究其原因，由於 2008 金融危機時期德國經濟表現相當良好，且存在經濟過熱之憂，因此基差在該時期相對較低。相對而言，不論已開發國家或開發中國家在(III)貨幣正常化時期基差最低，探究其原因，由於全球性恐慌降低、主權債信用違約風險下降，美國啟動加息下全球利率回升，因此各國基差下降。

針對基差於各個時期變化作比較，發現 Panel A 已開發國家美國與英國從(I)金融危機時期到(II)量化寬鬆時期基差明顯減少，反之，德國從(I)金融危機時期到(II)量化寬鬆時期基差明顯增加。探究其原因，美國與英國在(II)量化寬鬆時期由於金融風險的減少使基差明顯下降；而德國在(II)量化寬鬆時期歐債風暴頻傳，風險增加導致基差上升；美國在(II)量化寬鬆時期到(III)貨幣正常化時期基差持續減少，顯示經濟狀況日趨良好，故基差持續減少；而英國與德國於(II)量化寬鬆時期到(III)貨幣正常化時期基差增加，該時期面臨英國脫歐之經濟風險與政治風險相對上升，故基差增加。再者，針對 Panel B 開發中國家進行分析，各國基差於(I)金融危機時期到(II)量化寬鬆時期明顯減少，而在(II)量化寬鬆時期到(III)貨幣正常化時期基差並未有太大的改變。綜合上述，已開發國家與開發中國家基差於(I)金融危機時期到(II)量化寬鬆時期基差明顯減少。

其次，針對基差之標準差統計量分析，針對 Panel A 已開發國家與 Panel B 開發中國家皆發現在(I)金融危機時期基差與波動幅度最大，而於(III)貨幣正常化時期基差為最小。綜合上述統計量分析，不論是已開發國家或開發中國家基差原始值(Level)與波動為最大，



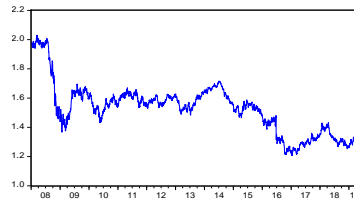
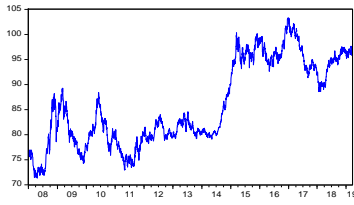
而於(III)貨幣正常化時期基差為最小。最後，針對常態分佈檢定，J-B 統計量顯示各國於不同時期，多呈現非常態分佈之特性。

Panel A 已開發國家

美國

英國

德國



Panel B 開發中國家

泰國

馬來西亞

菲律賓

印尼

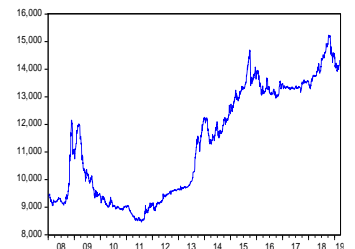
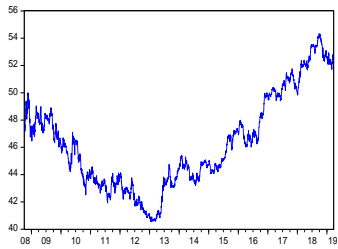
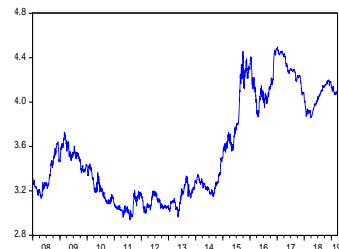
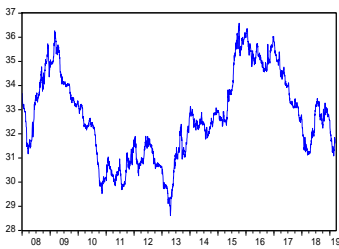


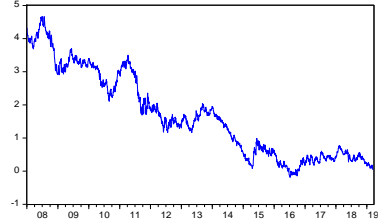
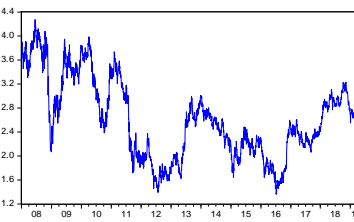
圖 4-2-1、各國匯率走勢圖

Panel A 已開發國家

美國

英國

德國



Panel B 開發中國家

泰國

馬來西亞

菲律賓

印尼

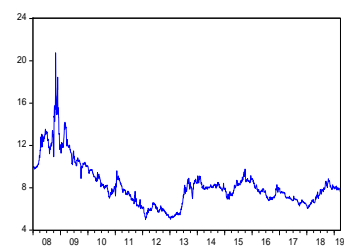
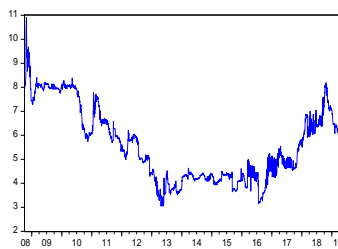
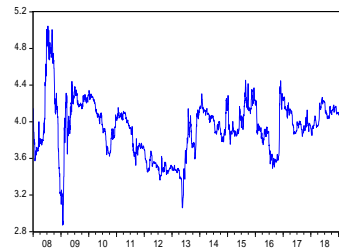
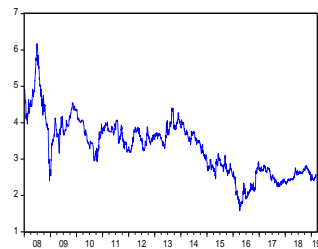


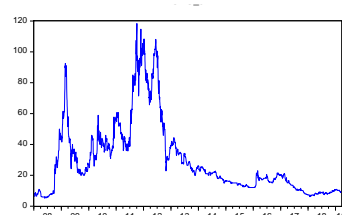
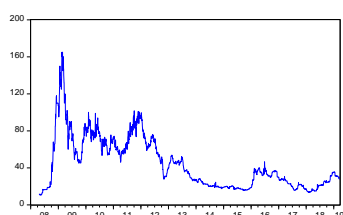
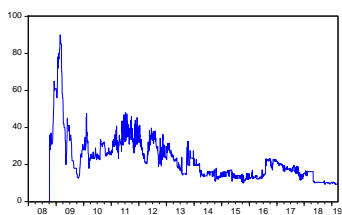
圖 4-2-2、各國債券走勢圖

Panel A 已開發國家

美國

英國

德國



Panel B 開發中國家

泰國

馬來西亞

菲律賓

印尼

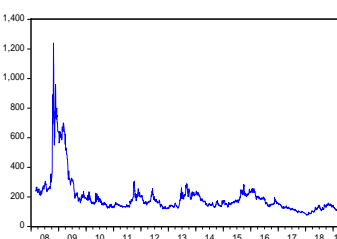
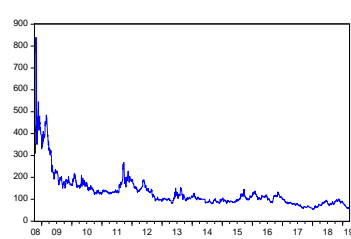
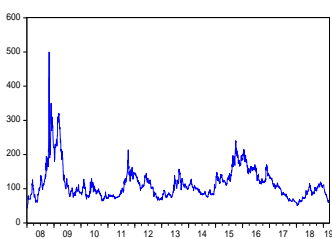
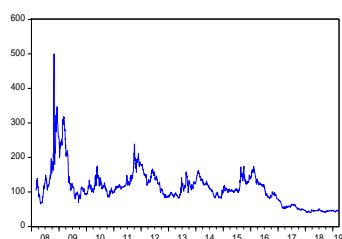


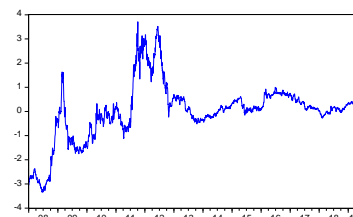
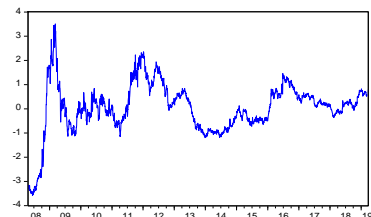
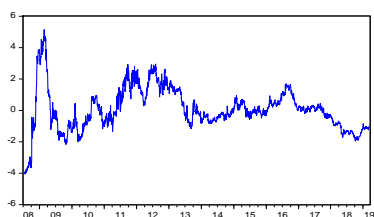
圖 4-2-3、各國 CDS 走勢圖

Panel A 已開發國家

美國

英國

德國



Panel B 開發中國家

泰國

馬來西亞

菲律賓

印尼

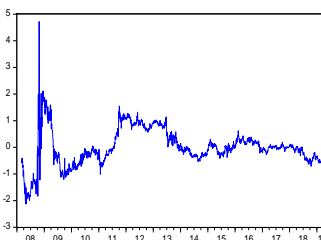
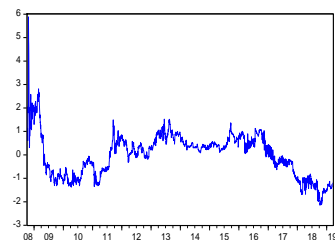
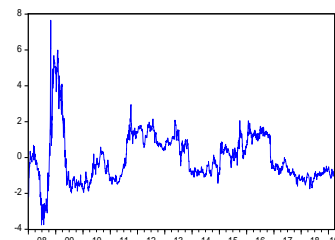
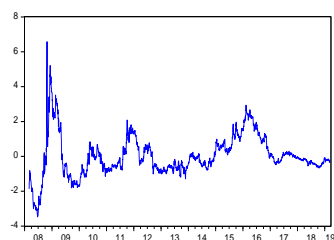


圖 4-2-4、各國基差走勢圖

表 4-2-3、各國變數之敘述統計量-金融危機時期

Panel A 已開發國家												
	美國				英國				德國			
	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS
平均數	84.213	3.049	51.788	1.675	1.537	3.781	96.431	0.646	1.347	3.398	44.929	-0.698
中位數	85.305	2.916	60.000	3.152	1.483	3.671	107.000	1.456	1.344	3.245	45.132	-0.437
標準差	3.227	0.585	26.848	2.815	0.135	0.540	43.295	1.977	0.063	0.412	23.104	1.245
偏態係數	-0.669# (0.213)	0.124 (0.213)	-0.519# (0.213)	-0.572# (0.213)	0.989# (0.213)	0.244 (0.213)	-0.247 (0.213)	-0.377 (0.213)	0.249 (0.213)	0.563# (0.213)	0.421 (0.213)	0.059 (0.213)
峰態係數	1.523# (0.426)	1.726# (0.426)	2.320# (0.426)	1.824# (0.426)	2.736# (0.426)	1.721# (0.426)	1.867# (0.426)	1.739# (0.426)	2.717# (0.426)	1.851# (0.426)	2.431# (0.426)	2.168# (0.426)
J-B 檢定	10.922 [0.004]	9.269 [0.009]	8.475 [0.014]	14.818 [0.000]	21.917 [0.000]	10.300 [0.006]	8.412 [0.015]	11.875 [0.002]	20.144 [0.000]	14.227 [0.001]	5.678 [0.058]	3.886 [0.143]
Q(10)	743.83 [0.000]	1100.0 [0.000]	994.03 [0.000]	1070.5 [0.000]	931.11 [0.000]	971.91 [0.000]	1041.2 [0.000]	1053.7 [0.000]	717.87 [0.000]	992.20 [0.000]	1010.4 [0.000]	1014.5 [0.000]
Q <sup>2</sup> (10)	442.81 [0.000]	465.96 [0.000]	671.13 [0.000]	668.61 [0.000]	732.23 [0.000]	454.83 [0.000]	727.20 [0.000]	719.52 [0.000]	326.11 [0.000]	474.42 [0.000]	783.24 [0.000]	745.43 [0.000]

說明：1.偏態與峰態係數之標準差計算方式分別為 $\sqrt{6/T}$ 及 $\sqrt{24/T}$ ， $T$ 為樣本數。#表偏態或峰態係數大於2倍漸近標準差。  
 2.J-B檢定為Jarque-Bera常態分佈檢定。Q及Q<sup>2</sup>分別表示變數及其平方之Heteroskedastic-Consistent Ljung-Box Q統計量(Gouriéroux,1997)。  
 3.( )內為所估計參數之標準差；[ ]內之值代表所估計參數之P值。

表 4-2-3、各國變數之敘述統計量-金融危機時期(續)

Panel B 開發中國家																
	泰國				馬來西亞				菲律賓				印尼			
	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS
平均數	34.965	3.695	255.739	2.358	3.570	3.828	247.424	3.228	48.091	8.323	432.328	2.018	11031.2	13.767	652.438	1.018
中位數	34.943	3.836	248.750	2.524	3.582	3.985	235.000	3.826	48.008	8.101	413.750	1.963	11100.0	13.403	645.000	1.279
標準差	0.576	0.600	62.248	1.622	0.079	0.525	61.615	2.249	0.854	0.848	86.927	0.806	893.430	1.974	174.362	1.111
偏態 係數	0.206 (0.213)	-0.343 (0.213)	0.625 (0.213)	-0.418 (0.213)	-0.073 (0.213)	-0.117 (0.213)	0.882 (0.213)	-0.828 (0.213)	0.378 (0.227)	0.943 (0.227)	2.431 (0.227)	1.791 (0.227)	-0.645 (0.213)	0.857 (0.213)	0.227 (0.213)	-0.596 (0.213)
峰態 係數	2.699 (0.426)	2.244 (0.426)	4.118 (0.426)	2.617 (0.426)	2.133 (0.426)	1.807 (0.426)	4.619 (0.426)	2.688 (0.426)	2.153 (0.454)	3.270 (0.454)	10.594 (0.454)	9.402 (0.454)	2.182 (0.426)	3.474 (0.426)	4.611 (0.426)	4.308 (0.426)
J-B 檢定	1.435 [0.488]	5.726 [0.257]	15.463 [0.000]	4.657 [0.097]	4.247 [0.119]	8.134 [0.017]	31.561 [0.000]	15.604 [0.000]	6.222 [0.044]	17.546 [0.000]	392.997 [0.000]	260.137 [0.000]	12.828 [0.000]	17.406 [0.000]	15.399 [0.000]	17.213 [0.000]
Q(10)	799.43 [0.000]	1046.3 [0.000]	361.68 [0.000]	577.05 [0.000]	797.43 [0.000]	1011.4 [0.000]	356.87 [0.000]	670.50 [0.000]	605.55 [0.000]	677.54 [0.000]	235.99 [0.000]	267.54 [0.000]	956.18 [0.000]	737.01 [0.000]	473.32 [0.000]	333.39 [0.000]
Q <sup>2</sup> (10)	578.66 [0.000]	679.87 [0.000]	128.31 [0.000]	491.12 [0.000]	545.30 [0.000]	620.35 [0.000]	114.24 [0.000]	622.12 [0.000]	163.02 [0.000]	176.83 [0.000]	135.65 [0.000]	119.50 [0.000]	848.03 [0.000]	124.56 [0.000]	227.31 [0.000]	177.85 [0.000]

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

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

3.( )內為所估計參數之標準差；[ ]內之值代表所估計參數之P值。

表 4-2-4、各國變數之敘述統計量-美國量化寬鬆時期

Panel A 已開發國家												
	美國				英國				德國			
	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS
平均數	80.041	2.651	26.446	0.257	1.591	2.811	56.863	0.116	1.455	2.199	43.802	0.186
中位數	80.190	2.642	25.829	-0.108	1.597	2.740	57.501	0.025	1.455	1.923	36.930	-0.123
標準差	2.835	0.667	8.474	1.230	0.056	0.738	22.841	0.892	0.067	0.787	23.725	1.217
偏態係數	-0.073 (0.064)	0.049 (0.064)	0.632# (0.064)	0.295# (0.064)	-0.339# (0.064)	0.0339# (0.064)	0.035 (0.064)	0.533# (0.064)	-0.019 (0.064)	0.255# (0.064)	1.181# (0.064)	0.875# (0.064)
峰態係數	3.003# (0.128)	1.866# (0.128)	3.898# (0.128)	2.093# (0.128)	2.944# (0.128)	1.788# (0.128)	2.198# (0.128)	2.399# (0.128)	2.678# (0.128)	1.613# (0.128)	3.366# (0.128)	3.160# (0.128)
J-B 檢定	1.312 [0.518]	79.061 [0.000]	147.074 [0.000]	71.515 [0.000]	28.399 [0.000]	90.061 [0.000]	39.580 [0.000]	91.410 [0.000]	6.412 [0.040]	133.294 [0.000]	349.174 [0.000]	188.820 [0.000]
Q(10)	13069 [0.000]	14196 [0.000]	10729 [0.000]	13051 [0.000]	12694. [0.000]	14333. [0.000]	13453. [0.000]	13484. [0.000]	13406. [0.000]	14240. [0.000]	14039. [0.000]	14168. [0.000]
Q <sup>2</sup> (10)	11245 [0.000]	12506 [0.000]	5207 [0.000]	9129.9 [0.000]	10157. [0.000]	13045. [0.000]	9918.5 [0.000]	11588. [0.000]	11671. [0.000]	13115. [0.000]	12671. [0.000]	12877. [0.000]

說明： 1.偏態與峰態係數之標準差計算方式分別為 $\sqrt{6/T}$ 及 $\sqrt{24/T}$ ， $T$ 為樣本數。#表偏態或峰態係數大於2倍漸近標準差。  
 2.J-B檢定為Jarque-Bera常態分佈檢定。Q及Q<sup>2</sup>分別表示變數及其平方之Heteroskedastic-Consistent Ljung-Box Q統計量(Gouriéroux,1997)。  
 3.(.)內為所估計參數之標準差；[]內之值代表所估計參數之P值。

表 4-2-4、各國變數之敘述統計量-美國量化寬鬆時期(續)

Panel B 開發中國家																
	泰國				馬來西亞				菲律賓				印尼			
	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS
平均數	31.643	3.706	121.987	-0.292	3.198	3.859	101.999	-0.012	44.036	5.829	143.622	-0.019	9854.050	7.814	186.007	0.121
中位數	31.458	3.700	116.600	-0.481	3.172	3.899	95.069	-0.278	43.680	5.859	135.342	0.153	9485.000	7.957	168.535	-0.052
標準差	1.396	0.307	31.037	0.775	0.157	0.286	29.038	1.161	1.999	1.589	46.685	0.727	1091.425	1.697	70.266	0.666
偏態 係數	0.541 (0.064)	0.199 (0.064)	1.479 (0.064)	0.894 (0.064)	0.889 (0.064)	-0.226 (0.064)	2.143 (0.064)	0.342 (0.064)	0.497 (0.064)	0.123 (0.064)	1.471 (0.064)	-0.197 (0.064)	0.892 (0.064)	0.395 (0.064)	3.307 (0.064)	0.118 (0.064)
峰態 係數	2.865 (0.128)	2.899 (0.128)	6.085 (0.128)	3.907 (0.128)	3.109 (0.128)	1.980 (0.128)	10.375 (0.128)	2.145 (0.426)	2.701 (0.128)	1.639 (0.128)	6.560 (0.128)	1.884 (0.128)	2.449 (0.128)	2.681 (0.128)	17.726 (0.128)	1.819 (0.128)
J-B 檢定	72.749 [0.000]	10.319 [0.006]	1116.162 [0.000]	245.781 [0.000]	193.906 [0.000]	75.987 [0.000]	4444.113 [0.000]	73.278 [0.000]	65.869 [0.000]	116.906 [0.000]	1303.309 [0.000]	85.608 [0.000]	213.082 [0.000]	44.261 [0.000]	15917.2 9 [0.000]	88.54 [0.000]
Q(10)	13955. [0.000]	12578. [0.000]	11845 [0.000]	12534. [0.000]	13745. [0.000]	13900. [0.000]	11346. [0.000]	13277. [0.000]	13993. [0.000]	14384. [0.000]	12552. [0.000]	13571. [0.000]	14211. [0.000]	13942. [0.000]	11697. [0.000]	13801. [0.000]
Q <sup>2</sup> (10)	12805. [0.000]	10848. [0.000]	7185.4 [0.000]	9613.3 [0.000]	12392. [0.000]	11328. [0.000]	7179.5 [0.000]	7650.8 [0.000]	13128. [0.000]	13747. [0.000]	9487.5 [0.000]	9999.9 [0.000]	13653. [0.000]	12075. [0.000]	9275.8 [0.000]	10651. [0.000]

說明：1.偏態與峰態係數之標準差計算方式分別為 $\sqrt{6/T}$ 及 $\sqrt{24/T}$ ， $T$ 為樣本數。<sup>#</sup>表偏態或峰態係數大於2倍漸近標準差。  
 2.J-B 檢定為 Jarque-Bera 常態分佈檢定。Q 及 Q<sup>2</sup> 分別表示變數及其平方之 Heteroskedastic-Consistent Ljung-Box Q 統計量(Gouriéroux,1997)。  
 3.(.)內為所估計參數之標準差；[]內之值代表所估計參數之 P 值。

表 4-2-5、各國變數之敘述統計量-美國貨幣正常化時期

Panel A 已開發國家												
	美國				英國				德國			
	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS
平均數	95.776	2.379	14.936	-0.248	1.327	1.284	25.908	0.401	1.138	0.316	12.762	0.335
中位數	95.655	2.376	14.545	-0.039	1.313	1.297	25.720	0.412	1.135	0.334	10.870	0.299
標準差	3.101	0.469	4.088	0.902	0.067	0.245	7.470	0.387	0.048	0.195	4.513	0.304
偏態係數	0.085 (0.084)	-0.224 <sup>#</sup> (0.084)	0.381 <sup>#</sup> (0.084)	-0.0004 (0.084)	0.588 <sup>#</sup> (0.084)	-0.562 <sup>#</sup> (0.084)	0.103 (0.084)	0.246 <sup>#</sup> (0.084)	0.185 <sup>#</sup> (0.084)	-0.323 <sup>#</sup> (0.084)	0.408 <sup>#</sup> (0.084)	0.193 <sup>#</sup> (0.084)
峰態係數	2.860 <sup>#</sup> (0.168)	2.057 <sup>#</sup> (0.168)	1.974 <sup>#</sup> (0.168)	2.148 <sup>#</sup> (0.168)	2.503 <sup>#</sup> (0.168)	4.152 <sup>#</sup> (0.168)	1.878 <sup>#</sup> (0.168)	2.853 <sup>#</sup> (0.168)	2.515 <sup>#</sup> (0.168)	2.793 <sup>#</sup> (0.168)	1.721 <sup>#</sup> (0.168)	1.873 <sup>#</sup> (0.168)
J-B 檢定	1.710 [0.425]	38.516 [0.000]	57.756 [0.000]	25.613 [0.000]	57.921 [0.000]	92.035 [0.000]	46.269 [0.000]	9.367 [0.009]	13.239 [0.000]	16.386 [0.000]	81.802 [0.000]	50.438 [0.000]
Q(10)	7836.6 [0.000]	8248.7 [0.000]	7742.2 [0.000]	8267.3 [0.000]	7537.9 [0.000]	7043.2 [0.000]	8029.9 [0.000]	7530.3 [0.000]	8019.7 [0.000]	7249.9 [0.000]	8233.0 [0.000]	8045.8 [0.000]
Q <sup>2</sup> (10)	7043.7 [0.000]	7366.8 [0.000]	6635.1 [0.000]	7511.4 [0.000]	5706.6 [0.000]	6372.9 [0.000]	5881.5 [0.000]	6389.9 [0.000]	7114.2 [0.000]	6217.5 [0.000]	6290.8 [0.000]	6305.7 [0.000]

說明：1.偏態與峰態係數之標準差計算方式分別為 $\sqrt{6/T}$ 及 $\sqrt{24/T}$ ， $T$ 為樣本數。<sup>#</sup>表偏態或峰態係數大於2倍漸近標準差。  
 2.J-B檢定為Jarque-Bera常態分佈檢定。Q及Q<sup>2</sup>分別表示變數及其平方之Heteroskedastic-Consistent Ljung-Box Q統計量(Gouriéroux,1997)。  
 3.( )內為所估計參數之標準差；[ ]內之值代表所估計參數之P值。



表 4-2-5、各國變數之敘述統計量-美國貨幣正常化時期(續)

Panel B 開發中國家																
	泰國				馬來西亞				菲律賓				印尼			
	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS	RX	BOND	CDS	BASIS
平均數	33.728	2.433	70.756	0.354	4.157	3.982	108.578	-0.275	50.297	5.332	87.268	-0.410	13675.71	7.393	138.634	-0.058
中位數	33.410	2.460	55.069	-0.040	4.140	3.982	104.650	-0.720	50.393	5.037	84.270	-0.339	13476.50	7.426	130.520	-0.012
標準差	1.486	0.269	33.983	0.914	0.165	0.186	37.163	1.019	2.317	1.169	19.546	0.887	537.447	0.654	39.971	0.262
偏態 係數	-0.109 (0.084)	-0.809 (0.084)	1.248 (0.084)	1.139 (0.084)	0.262 (0.084)	-0.593 (0.084)	0.617 (0.084)	0.795 (0.084)	-0.265 (0.084)	0.323 (0.084)	0.391 (0.084)	0.033 (0.084)	1.105 (0.084)	0.153 (0.084)	0.937 (0.084)	-0.468 (0.084)
峰態 係數	1.740 (0.168)	3.143 (0.168)	3.398 (0.168)	2.952 (0.168)	2.245 (0.168)	3.099 (0.168)	2.583 (0.168)	2.074 (0.168)	1.951 (0.168)	2.256 (0.168)	2.203 (0.168)	1.791 (0.168)	3.379 (0.168)	2.235 (0.168)	3.378 (0.168)	2.615 (0.168)
J-B 檢 定	58.095 [0.000]	93.787 [0.000]	226.945 [0.000]	184.597 [0.000]	29.98 [0.000]	50.364 [0.000]	60.339 [0.000]	120.220 [0.000]	49.056 [0.000]	34.456 [0.000]	44.253 [0.000]	52.061 [0.000]	178.778 [0.000]	24.145 [0.000]	129.805 [0.000]	36.43 [0.000]
Q(10)	8158.7 [0.000]	7788.6 [0.000]	8237.8 [0.000]	8311.8 [0.000]	8098.4 [0.000]	7179.7 [0.000]	7982.8 [0.000]	8196.3 [0.000]	8297.2 [0.000]	7951.7 [0.000]	7883.1 [0.000]	8041.1 [0.000]	8148.9 [0.000]	7755.0 [0.000]	7936.5 [0.000]	7635.1 [0.000]
Q <sup>2</sup> (10)	7300.3 [0.000]	6691.5 [0.000]	7933.1 [0.000]	7921.5 [0.000]	7418.2 [0.000]	6784.4 [0.000]	7141.0 [0.000]	6906.5 [0.000]	7905.6 [0.000]	6762.7 [0.000]	6543.1 [0.000]	6412.9 [0.000]	7592.8 [0.000]	6311.1 [0.000]	7400.5 [0.000]	6194.0 [0.000]

說明： 1.偏態與峰態係數之標準差計算方式分別為 $\sqrt{6/T}$ 及 $\sqrt{24/T}$ ， $T$ 為樣本數。<sup>#</sup>表偏態或峰態係數大於2倍漸近標準差。  
 2.J-B檢定為Jarque-Bera常態分佈檢定。Q及Q<sup>2</sup>分別表示變數及其平方之Heteroskedastic-Consistent Ljung-Box Q統計量(Gouriéroux,1997)。  
 3.( )內為所估計參數之標準差；[ ]內之值代表所估計參數之P值。

### 第三節、實證分析

本文旨在探討基差對匯率連動之影響，並根據不同區域：已開發國家與開發中國家以及不同經濟結構時期：(I)金融危機時期、(II)量化寬鬆時期與(III)貨幣正常化時期，分析基差與外匯市場之雙向預測能力。本文特色除研究不同區域國家經濟體在不同期間的影響，亦對文獻未提及之東南亞開發中國家進一步分析是否因市場與結構時期不同而影響基差與外匯市場之結果。

#### 一、基差對匯率之影響

針對表 4-3-1 Panel A 已開發國家基差對於匯率之估計部分，針對英國與德國在(I)時期一致得到 1%顯著負向估計結果，其印證 Caceres and Unsal(2013)提出之全球風險假說，在 2008 次貸金融危機全球的衝擊下，基差隨著全球風險和區域風險增加而擴大，導致英鎊與歐元的貶值，因此基差對於這兩個國家匯率呈現負向估計結果。再者，關於美國基差對於匯率影響部分，在金融危機時期得到 1%顯著正向結果；探究其原因，隨著金融危機急劇惡化，各國避險情緒升溫，基差隨著全球風險、區域風險增加而擴大，當其他國家面臨資本外逃與全球風險之疑慮時，資金擁抱美元避險，進而導致美國匯率升值，因此兩者為正向結果。其次，各國皆在(II)時期則得到 1%顯著負向估計；探究其原因，該時期美國實施貨幣政策刺激景氣，美國部分由於流動性釋放而使基差擴大；英國與德國則在該時期歐債風暴頻傳下，基差風險增加；伴隨量化寬鬆政策下的美元貶值與歐債風暴下英鎊與歐元貶值，因此基差對於各國匯率呈現負向估計結果。再者，針對美國在(III)時期呈現 1%顯著正向估計，由於美國經濟良好啟動加息，在融資活動增加、資金回流和流動性改善情況下，正基差擴大，伴隨美元轉強，因此造成兩者正向顯著估計結果。美國透過加息使資金回流，其資金流動性增加將使基差擴大，符合 Fontana and Scheicher(2016)提出流動性改善推動正基差使得匯率升值。而英國與德國在(III)時期呈現 1%顯著的負向估計結果，其說明隨著美國加息資金的循環以及英國脫歐造成經濟不穩定影響，其皆反應在基差上，基差隨風險增大且伴隨貨幣貶值，故呈現負向顯著結果。

針對表 4-3-1 Panel B 東南亞開發中國家基差對匯率之估計結果，關於(I)時期，東南亞各國得到 1%顯著正向估計，印證 Caceres and Unsal(2013)全球風險假說，其指受到全球及區域風險蔓延影響，基差隨著全球風險增加而擴大，導致匯率貶值。本文實證結果

顯示，東南亞新興市場於金融危機期間基差擴大造成匯率貶值，印證 Alder and Song (2010)發現新興市場信用品質惡化，將導致正基差，且在信貸事件發生期間基差存在正基差現象。其次，於(II)期間顯示泰國、馬來西亞和菲律賓皆得到 1% 顯著負向估計結果，探究其原因，該時期全球經濟趨於穩定，在金融交易體系改善的情況下，融資流動性提升和資本外逃壓力降低，造成基差擴大，伴隨本國貨幣升值，因此該時期基差對匯率呈現負向顯著關係。值得一提的是，印尼在該時期唯一呈現正向顯著估計結果，此由於該時期印尼面對金融危機延續之經濟衰退與通膨壓力，有別於其他三個國家匯率在該時期趨於穩定，印尼本國貨幣仍然貶值承壓的情況下，基差對於匯率呈現顯著正向估計結果。最後，針對(III)時期，馬來西亞、菲律賓和印尼在該時期呈現 1% 顯著負向估計；探究其原因，由於美國啟動貨幣加息政策，新興國家面對資本外移壓力，各國融資條件與債券流動性的惡化，使得基差降低，導致本國貨幣貶值，因此基差對於匯率呈現顯著負向關係。再者，泰國是唯一呈現正向顯著結果；探究其原因，有別於其他三個國家貨幣呈現貶值，進一步分析發現，泰國因 2016 年政府推動泰國 4.0，內容涵蓋 2017 年至 2036 年的經建計劃，吸引各地外資進駐，推動泰國經濟成長。泰國由於經濟表現良好，匯率呈現升值，因此造成基差對匯率呈現正的關係。此外，泰國在(III)時期債券的殖利率雖如其他國家上揚，但 CDS 主權國家違約風險下降的幅度卻相對高於其國家，因此整體而言其基差下降且伴隨匯率升值，造成兩者呈現正向顯著的估計結果。

表 4-3-1、基差對匯率之參數估計結果

Panel A 已開發國家					
		美國	英國	德國	
(I) 時期	$\xi_k^{basis\_rx}$	0.73782*** (0.03658)	-0.0717*** (0.00316)	-0.01192*** (0.00144)	
(II) 時期	$\xi_k^{basis\_rx}$	-0.18328*** (0.01678)	-0.0259*** (0.00037)	-0.0297*** (0.0004)	
(III) 時期	$\xi_k^{basis\_rx}$	0.2555*** (0.026)	-0.10192*** (0.00193)	-0.07096*** (0.00125)	
Panel B 開發中國家					
		泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
(I) 時期	$\xi_k^{basis\_rx}$	0.2863*** (0.0009)	34.94071 *** (0.03429)	0.39729 *** (0.06321)	121.6575 *** (24.3853)
(II) 時期	$\xi_k^{basis\_rx}$	-0.3188*** (0.0247)	-0.07627 *** (0.00104)	-0.04862 *** (0.00174)	120.276 *** (2.765)
(III) 時期	$\xi_k^{basis\_rx}$	1.0925 *** (0.0337)	-0.00882 *** (0.00178)	-0.19296 *** (0.00694)	-1133.6406*** (13.4067)

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

## 二、匯率對基差之影響

針對表 4-3-2 Panel A 已開發國家匯率對於基差之估計結果，在(I)時期英國與德國得到至少 1%顯著負向估計結果，印證 Caceres and Unsal(2013)全球風險假說，說明在 2008 次貸全球金融危機衝擊下，受全球金融恐慌導致匯率貶值，基差亦隨匯率的貶值幅度而擴大，故實證得到負向估計結果。再者，針對美國在(I)時期得到 1%顯著正向估計的部分，由於金融危機時期經濟恐慌加大，美元成為各國避險貨幣，造成美元走強；而強勢美元亦發加重投資人對於經濟恐慌的預期，隨風險加大，美元與基差呈現正向估計結果。其次，針對美國、英國和德國在(II)時期得到 1%顯著負向估計，由於已開發國家在該時期實施大規模貨幣寬鬆政策且歐債危機頻傳，使得貨幣貶值；貨幣貶值之警訊亦推動基差上揚，因此兩者為負向關係。再者，針對美國在(III)時期呈現 1%顯著正向估計結果，說明該時期由於美國經濟良好啟動加息，在融資活動增加、資金回流和流動性改善的情況之下，鑒於全球風險假說，美元走強使正基差擴大，因此造成兩者正向顯著的估計結果。而英國與德國在(III)時期呈現 1%顯著負向估計結果，說明隨著美國加息循環以及英國脫歐造成經濟不穩皆反應在匯率上，貨幣貶值導致正基差擴大，故呈現負向顯著關係。

針對表 4-3-2 Panel B 開發中國家匯率對於基差之估計部分，在(I)時期泰國匯率對基差呈現 1%顯著正向估計，而菲律賓與印尼則呈現 1%顯著負向估計；探究其原因，該時期泰國由於經濟體質較佳，因此貨幣貶值幅度趨緩，然馬來西亞與印尼則持續大幅貶值；另一方面，由於各國基差雖然在雷曼兄弟時期大幅飆升，但隨金融危機恐慌持續下降，根據 Caceres and Unsal(2013)提出全球風險假說，各國基差上升幅度逐漸收斂。綜合上述，泰國之匯率對於基差呈現正向關係，然馬來西亞與印尼匯率對於基差呈現負向關係。在(II)量化寬鬆時期，馬來西亞與菲律賓得到 1%顯著負向估計結果。探究其原因，由於美國實施量化寬鬆政策，大量印鈔美元貶值，造成東南亞國家貨幣普遍升值，由於該時期兩國經濟趨於穩定，根據 Fontana and Scheicher(2016)提出流動性假說，在流動性的改善下，兩國基差擴大，因此造成匯率對基差為負向影響。此外，印尼部分，由於該時期印尼政經情勢不穩定，因此本國貨幣反而明顯貶值，而基差在印尼實施貨幣緊縮政策下，流動性減少，造成基差相對下降，故兩者呈負相關。最後於(III)貨幣正常化時期，實證顯示泰國與馬來西亞呈現 1%顯著正向估計結果，由於兩國經濟體質良好，在該時期美國啟動加息，且伴隨流動性的改善，匯率升值，該時期 CDS 信用違約風險下降幅度

明顯高於債券殖利率，故基差擴大，匯率對基差成正向關係；而菲律賓與印尼則在該時期呈現 1%顯著負向估計結果，由於兩國經濟體質欠佳，在美國加息政策下，伴隨緊縮貨幣政策，造成流動性惡化，導致基差減少，因此匯率對於基差呈現負向關係。

表 4-3-2、匯率對基差之參數估計結果

Panel A 已開發國家				
		美國	英國	德國
(I) 時期	$\xi_{\zeta_k}^{rx\_basis}$	0.6643*** (0.02373)	-13.28678*** (0.03771)	-11.85267*** (0.4398)
(II) 時期	$\xi_{\zeta_k}^{rx\_basis}$	-0.01834** (0.00326)	-7.12496*** (0.2896)	-6.21629*** (0.09784)
(III) 時期	$\xi_{\zeta_k}^{rx\_basis}$	0.07169*** (0.00134)	-3.73846*** (0.2896)	-4.64303*** (0.0659)

Panel B 開發中國家					
		泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
(I) 時期	$\xi_{\zeta_k}^{rx\_basis}$	0.87369*** (0.05624)	-5.01973*** (0.50866)	0.0556 (0.04479)	-0.00053 *** (0.00003)
(II) 時期	$\xi_{\zeta_k}^{rx\_basis}$	0.054 (0.00323)	-5.10497*** (0.04252)	-0.1929 *** (0.00383)	-0.000449*** (0.000008)
(III) 時期	$\xi_{\zeta_k}^{rx\_basis}$	0.09728*** (0.00438)	1.15886 *** (0.03016)	-0.35189 *** (0.00017)	-0.000333 *** (0.000002)

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

### 三、條件變異數與共變異數之分析

針對本文考量相關變數可能具波動叢聚特性，表 4-3-3 至表 4-3-4 之 Panel A 與 Panel B 實證結果顯示，各國匯率(RX)與基差(BASIS)之條件變異數參數( $\alpha_{1,k}$  和  $\beta_{1,k}$ )多呈現顯著估計，證實本文採用 GARCH 模型配適之合理性。綜合上述，本文重要發現，相關變數包括已開發與開發中國家之匯率和基差呈現大波動跟隨大波動，小波動跟隨小波動的叢聚性。

表 4-3-3、匯率方程式條件變異數之參數估計結果

Panel A 已開發國家				
		美國	英國	德國
(I) 時期	$\omega^{rx}$	51.8986*** (23.7720)	0.03534*** (0.010704)	0.04281*** (0.010063)
	$\alpha_1^{rx}$	--	--	0.0288 (0.1889)
	$\beta_{1,1}^{rx}$	0.8445*** (0.2016)	0.6448*** (0.1621)	0.1968*** (0.0622)
(II) 時期	$\omega^{rx}$	69.7701*** (12.0472)	0.06293*** (0.01048)	0.00285*** (0.00054)
	$\alpha_1^{rx}$	0.00305 (0.00505)	0.00077 (0.00306)	0.023793 (0.056575)
	$\beta_{1,1}^{rx}$	0.09407*** (0.01806)	0.09672*** (0.01073)	--
(III) 時期	$\omega^{rx}$	0.1257*** (0.051)	0.00614*** (0.000667)	0.00249*** (0.000527)
	$\alpha_1^{rx}$	0.0565 (0.0503)	--	0.039611 (0.089392)
	$\beta_{1,1}^{rx}$	0.9425*** (0.0961)	0.9686*** (0.2024)	0.955*** (0.1689)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

表 4-3-3、匯率方程式條件變異數之參數估計結果(續)

Panel B 開發中國家		泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
(I) 時期	$\varpi^{fx}$	0.2367*** (0.0417)	0.02521** (0.010961)	12.41358** (5.50774)	5864.616* (3541.6993)
	$\alpha_1^{fx}$	0.1111*** (0.0267)	--	0.0017 (0.304)	--
	$\beta_{1,1}^{fx}$	0.2367*** (0.0417)	0.9556*** (0.255)	0.7232** (0.3398)	0.9911*** (0.469)
(II) 時期	$\varpi^{fx}$	0.1009*** (0.0306)	0.011165*** (0.003314)	0.01543*** (0.004481)	34.2445*** (12.6166)
	$\alpha_1^{fx}$	0.207684*** (0.066081)	--	--	--
	$\beta_{1,1}^{fx}$	0.8991*** (0.3032)	0.9957*** (0.1867)	0.9946*** (0.1442)	--
(III) 時期	$\varpi^{fx}$	0.3358* (0.1755)	0.02643*** (0.000978)	0.01851*** (0.005655)	1664.0796*** (577.547)
	$\alpha_1^{fx}$	0.006465 (0.052688)	0.070189 (0.082716)	0.33483*** (0.080394)	--
	$\beta_{1,1}^{fx}$	--	0.9892*** (0.3096)	0.8302*** (0.0702)	0.9834*** (0.0486)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
 2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
 3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。



表 4-3-4、基差方程式條件變異數之參數估計結果

Panel A 已開發國家		美國	英國	德國
	$\omega_i^{basis}$	20.7419* (11.0401)	3.326249 (11.0401)	2.73012*** (1.359982)
(I) 時期	$\alpha_1^{basis}$	--	--	0 (0.1221)
	$\beta_{1,1}^{basis}$	0.9904*** (0.3488)	0.4286*** (0.1428)	0.9895*** (0.2049)
	$\omega_i^{basis}$	9.19881*** (2.09513)	0.43561*** (0.095919)	0.27518*** (0.060928)
(II) 時期	$\alpha_1^{basis}$	0.02277** (0.00894)	0.1307*** (0.0489)	0.218705*** (0.042357)
	$\beta_{1,1}^{basis}$	0.7713*** (0.00694)	0.8387*** (0.0517)	0.9804*** (0.1761)
	$\omega_i^{basis}$	1.46455*** (0.50433)	0.10870*** (0.03663)	0.06828*** (0.016689)
(III) 時期	$\alpha_1^{basis}$	0.04578*** (0.00562)	0.197** (0.0998)	0.0957* (0.0557)
	$\beta_{1,1}^{basis}$	0.05412*** (0.00562)	0.7251*** (0.2015)	0.8763*** (0.1003)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；( )內為所估計參數之標準差。  
 2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
 3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

表 4-3-4、基差方程式條件變異數之參數估計結果(續)

Panel B 開發中國家		泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
(I) 時期	$\omega_i^{basis}$	1.412137*** (0.641141)	14.99077** (7.394078)	2.06053*** (0.762176)	0.000176 (0.00064)
	$\alpha_1^{basis}$	0.2731*** (0.0964)	0.2544*** (0.0866)	--	0.5359*** (0.0395)
	$\beta_{1,1}^{basis}$	0.7259*** (0.0964)	0.6795*** (0.1423)	0.9888** (0.3857)	0.4317*** (0.115)
(II) 時期	$\omega_i^{basis}$	0.003762*** (0.000749)	1.08942*** (0.219867)	0.60399*** (0.154036)	0.00119*** (0.0004)
	$\alpha_1^{basis}$	0.0981*** (0.0354)	0.069 (0.0691)	0.0957** (0.0486)	0.086** (0.0362)
	$\beta_{1,1}^{basis}$	0.9009*** (0.1399)	0.9227*** (0.21)	0.9033*** (0.0486)	0.913*** (0.0362)
(III) 時期	$\omega_i^{basis}$	0.076249*** (0.028829)	0.32733*** (0.055265)	0.00001 (0.015142)	0.000684*** (0.00005706)
	$\alpha_1^{basis}$	--	--	0.5644*** (0.0209)	--
	$\beta_{1,1}^{basis}$	0.9867*** (0.1795)	0.9069*** (0.2124)	0.4346*** (0.0209)	0.9911*** (0.1133)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；( )內為所估計參數之標準差。  
 2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
 3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

此外，針對各變數之條件共變異數參數估計，表 4-3-3 之 Panel A 與 Panel B 顯示已開發國家和開發中國家各國模型參數普遍呈現顯著正向估計，其中參數 A 表示各變數兩兩間之前期衝擊對於共變異程度之顯著影響；其次，參數 B 代表共變異資訊存在共變異的持續性，證實本文變數間之高度同期相關，顯示本文採用隨時間改變之動態共變異數模型之必要性。

表 4-3-5、條件共變異數之參數估計結果

Panel A 已開發國家					
		美國	英國	德國	
(I) 時期	A	0.318*** (0.0884)	0.0886* (0.0531)	0.283*** (0.0433)	
	B	0.5268*** (0.0003)	0.6831*** (0.1526)	0.0182 (0.0949)	
(II) 時期	A	0.4352*** (0.0366)	0.485*** (0.0381)	0.4037*** (0.0313)	
	B	0.4664*** (0.0472)	0.3593*** (0.0563)	0.5338*** (0.0383)	
(III) 時期	A	0.465*** (0.0436)	0.4128*** (0.0516)	0.5406*** (0.0424)	
	B	0.4249*** (0.0593)	0.3836*** (0.0895)	0.2302*** (0.0608)	
Panel B 開發中國家					
		泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
(I) 時期	A	0.318*** (0.0884)	0.3151*** (0.0868)	0.2436*** (0.0761)	0.374*** (0.0868)
	B	0.5268 (0.0003)	0.2524 (0.1808)	0.3253** (0.1373)	--
(II) 時期	A	0.5326*** (0.0367)	0.4091*** (0.0287)	0.4331*** (0.0605)	0.2577*** (0.0139)
	B	0.4018*** (0.0428)	0.5214*** (0.037)	0.5114*** (0.0731)	0.7313*** (0.0139)
(III) 時期	A	0.4581*** (0.037)	0.5977*** (0.0481)	0.1946*** (0.0226)	0.465*** (0.0436)
	B	0.4722*** (0.0446)	0.276*** (0.0637)	0.7024*** (0.0364)	0.4249*** (0.0593)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
 2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
 3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

## 伍、結論與建議

### 第一節、結論

本文考量基差對匯率動態影響，並考量三個不同結構時期，包括(I)金融危機時期、(II)量化寬鬆時期與(III)貨幣正常化時期，探討是否不同結構時期造成兩者關係之改變。再者，有別目前研究多關注於已開發國家，本文比較已開發與開發中國家基差與匯率之關聯性是否存在結構性差異。具體言之，實證針對不同區域市場經濟體進行比較，包括已開發國家(美國、英國、德國)與東南亞開發中國家(泰國、馬來西亞、菲律賓、印尼)作分析，實證模型以雙變量 GARCH 模型為基礎，分析基差動態與匯率動態之交互影響。

首先，針對基差對匯率影響部分，實證結果顯示於(I)時期，參考 Caceres and Unsal(2013)提出之全球風險假說，已開發國家(英國與德國)與開發中國家於金融危機時期，基差隨恐慌增加，導致貨幣貶值。其次，美國在該時期資金擁抱美元避險情況下，美國匯率升值。接著，在(II)時期，已開發國家(英國與德國)與開發中國家普遍得到負向估計，探究其原因，英國與德國在歐債風暴頻傳下基差風險增加，造成英鎊與歐元的貶值，因此呈現負向關係；其次，開發中國家參考 Fontana and Scheicher(2016)提出流動性改善假說，在金融體系改善，造成基差擴大，伴隨本國貨幣升值，因此呈現負向估計。然而，印尼在該時期是唯一呈現正向估計，此或許該時期印尼面對金融危機延續之經濟衰退與通膨壓力，其可能面臨貨幣貶值之情況所致。最後，在(III)時期，已開發國家(英國與德國)，因美國加息循環與英國脫歐皆反映在基差上，基差增大導致匯率貶值，故成負向顯著結果。另一方面，美國經濟良好啟動加息，在融資活動增加、資金回流與經濟改善下，正基差擴大，伴隨美元轉強，因此造成兩者正向顯著結果。至於開發中國家部分，馬來西亞、菲律賓和印尼在該時期呈現顯著負向估計結果，而泰國是唯一呈現正向顯著結果，探究其原因，泰國此乃由於經濟表現亮麗，匯率升值所致；其餘開發中國家於該時期美國啟動加息政策，新興國家面對資本外移、融資條件與債券流動性惡化，使得基差降低，導致本國貨幣貶值，因此呈現負向關係。

針對匯率對基差影響，首先，實證結果顯示在(I)時期，已開發國家(英國與德國)與開發中國家(泰國)印證 Caceres and Unsal(2013)提出之全球風險假說，說明各國貨幣貶值，導致基差加大。接著，在(II)時期已開發國家(美國、英國、德國)由於該時期美國大量實行貨幣寬鬆政策且歐債危機頻傳，使得貨幣貶值，因此推動基差上升，故兩者為負向關

係。另一方面，開發中國家(馬來西亞與菲律賓得到顯著負向估計；探究其原因，美國實施貨幣寬鬆政策，資金回流東南亞國家，流動性改善且區域貨幣升值，因此兩者呈負向關係。最後，在(III)時期，已開發國家(英國與德國)呈現顯著負向估計，說明美國加息循環與英國脫歐造成經濟不穩定皆反映在匯率上，貨幣貶值導致基差擴大，故呈現負向關係。而美元的部分，由於美國經濟良好啟動加息、融資活動增加、資金回流以及流動性改善情況下，美元走強使基差擴大，因此造成兩者正向顯著估計。開發中國家實證顯示泰國與馬來西亞由於兩國經濟體質良好，且伴隨流動性的改善，匯率升值，匯率對基差呈正向關係；而菲律賓與印尼則在該時期由於兩國經濟體質欠佳，伴隨緊縮貨幣政策，因此呈現負向關係。

最後，本文重要發現，基差與匯率動態關聯對於不同區域與不同結構時期存在不同程度影響。其中，基差對匯率之影響，主要體現在三個不同結構時期變化：(I)時期，已開發國家與開發中國家分別為正向及負向估計；於(II)時期，已開發國家與開發中國家多為負向估計；於(III)時期，已開發國家與開發中國家多為負向估計。本文探討已開發國家與開發中國家，印證本研究將不同經濟結構變化納入基差與匯率動態影響之必要性，顯示基差對投資人匯率預期之顯著影響。另一方面，針對匯率對基差之實證部份，結果顯示已開發國家與開發中國家於金融危機時期大多呈現負向估計，顯示匯率亦會造成基差之顯著影響；其次，在(II)時期，結果顯示已開發國家與開發中國家多呈現負向估計，顯示匯率亦會造成基差之顯著影響。最後，在(III)時期之參數估計多得到負向結果，顯示匯率與基差存在顯著關係。惟開發中國家菲律賓與印尼面較大的通膨危機，造成央行緊縮貨幣政策對抗通膨，使基差變小。

綜上所述，本文結果顯示基差與匯率在金融危機時期、貨幣寬鬆時期和貨幣正常化時期皆呈現顯著解釋能力，結果說明基差亦隨全球性風險和流動性風險因素影響，亦證明基差與匯率扮演著顯著雙向預測的功能。

## 第二節、未來研究建議

針對本文之進一步研究，未來可考量以下三點進行更詳細之探討。

- 一、針對本文實證模型，可以進一步考慮相關控制變數，諸如流動性風險變數、借貸資金成本變數等影響關鍵因素，以提供更周延之實證估計考量。
- 二、未來可更廣泛針對不同經濟區域做探討，對於歐美已開發區域、東南亞開發中區域以及四大金磚國家更詳細分析，比較不同經濟結構其匯率與基差關聯性之差異。
- 三、未來研究可考量不同期限之基差，分析不同期限所計算之基差與匯率關係是否存在不同程度之影響。

## 參考文獻

1. Adler, M., & Song, J. (2010). The behavior of emerging market sovereigns' credit default swap premiums and bond yield spreads. *International Journal of Finance and Economics*, 15(1), 31-58.
2. Arellano, C., & Kocherlakota, N. R. (2008). Internal debt crises and sovereign defaults (No. w13794). *National Bureau of Economic Research*.
3. Avramov, D., Chordia, T., Jostova, G., & Philipov, A. (2007). Momentum and credit rating. *The Journal of Finance*, 62(5), 2503-2520.
4. Acharya, V. V., & Johnson, T. C. (2007). Insider trading in credit derivatives. *Journal of Financial Economics*, 84(1), 110-141.
5. Ang, A., & Longstaff, F. A. (2013). Systemic sovereign credit risk: Lessons from the US and Europe. *Journal of Monetary Economics*, 60(5), 493-510.
6. Ammer, J., & Cai, F. (2011). Sovereign CDS and bond pricing dynamics in emerging markets: Does the cheapest-to-deliver option matter? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(3), 369-387.
7. Berkowitz, J., & Giorgianni, L. (2001). Long-Horizon exchange rate predictability? *The Review of Economics and Statistics*, 83(1), 81-91
8. Blanco, R., Brennan, S., & Marsh, I. W. (2005). An empirical analysis of the dynamic relation between investment-grade bonds and credit default swaps. *The Journal of Finance*, 60(5), 2255-2281.
9. Bordo, M. D., Meissner, C. M., & Weidenmier, M. D. (2009). Identifying the effects of an exchange rate depreciation on country risk: Evidence from a natural experiment. *Journal of International Money and Finance*, 28(6), 1022-1044.
10. Bai, J., & Collin-Dufresne, P. (2011). The CDS-bond basis during the financial crisis of 2007-2009. WP SSRN, 2024531.
11. Batten, J. A., & Hogan, W. P. (2003). Time variation in the credit spreads on Australian Eurobonds. *Pacific-Basin Finance Journal*, 11(1), 81-99.
12. Baek, I. M., Bandopadhyaya, A., & Du, C. (2005). Determinants of market-assessed sovereign risk: Economic fundamentals or market risk appetite? *Journal of International Money and Finance*, 24(4), 533-548.

13. Berndt, A., & Ostrovnaya, A. (2014). Do equity markets favor credit market news over options market news? *The Quarterly Journal of Finance*, 4(02), 1450006.
14. Byström, H. N. (2005). Credit default swaps and equity prices: The iTraxx CDS index market (No. 2005: 24).
15. Caceres, C., and Unsal, D. F. (2013). Sovereign spreads and contagion risks in Asia. *Asian Economic Journal*, 27(3), 219-243.
16. Caporale, G. M., Rault, C., Sova, A. D., & Sova, R. (2015). Financial development and economic growth: Evidence from 10 new European Union members. *International Journal of Finance & Economics*, 20(1), 48-60.
17. Corte, P.D., Ramadorai, T., & Sarno, L. (2016). Volatility risk premia and exchange rate predictability. *Journal of Financial Economics*, 120(1), 21-40.
18. Corte, P.D., Sarno, L., Schmeling, M., & Wagner, C. (2018). Exchange rates and sovereign risk. Available at SSRN 2354935.
19. Coudert, V., & Gex, M. (2013). The interactions between the credit default swap and the bond markets in financial turmoil. *Review of International Economics*, 21(3), 492-505.
20. Campbell, J. Y., Lettau, M., Malkiel, B. G., & Xu, Y. (2001). Have individual stocks become more volatile? An empirical exploration of idiosyncratic risk. *The Journal of Finance*, 56(1), 1-43.
21. Campbell, J. Y., & Taksler, G. B. (2003). Equity volatility and corporate bond yields. *The Journal of finance*, 58(6), 2321-2350.
22. Choudhry, M. (2006). *The credit default swap basis* (Vol. 45). Princeton, NJ: Bloomberg press.
23. Dick, C. D., & Menkhoff, L. (2013). Exchange rate expectations of chartists and fundamentalists. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(7), 1362-1383.
24. Duyvesteyn, J., & Martens, M. (2015). Forecasting sovereign default risk with Merton's model. *Journal of Fixed Income*, 25(2), 58-71.
25. Duffie, D. (1999). Credit swap valuation. *Financial Analysts Journal* 55, 73–87.
26. Delatte, A. L., & López-Villavicencio, A. (2012). Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from major countries. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 833-844.
27. Duffie, D. (2010). Presidential address: Asset price dynamics with slow-moving capital. *The Journal of finance*, 65(4), 1237-1267.
28. Ehlers, T. & E. Eren (2016). The changing shape of interest rate derivatives markets, *BIS*



*Quarterly Review*, 53–65.

29. Ericsson, J., & Renault, O. (2006). Liquidity and credit risk. *The Journal of Finance*, 61(5), 2219-2250.
30. Eichengreen, B., & Mody, A. (1998). What explains changing spreads on emerging-market debt: fundamentals or market sentiment? (No. w6408). *National Bureau of Economic Research*.
31. Edwards, A. K., Harris, L. E., & Piwowar, M. S. (2007). Corporate bond market transaction costs and transparency. *The Journal of Finance*, 62(3), 1421-1451.
32. Eyssell, T., Fung, H. G., & Zhang, G. (2013). Determinants and price discovery of China sovereign credit default swaps. *China Economic Review*, 24, 1-15.
33. Edvinsson, R., Jacobson, T., & Waldenström, D. (2010). Exchange rates, prices, and wages, 1277-2008. Ekerlids förlag.
34. Fontana, A., & Scheicher, M. (2016). An analysis of euro area sovereign CDS and their relation with government bonds. *Journal of Banking and Finance*, 62, 126-140.
35. Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1995). A survey of empirical research on nominal exchange rates. *Center for International and Development Economics Research (CIDER) Working Papers 233409*, (No. C95-051), University of California at Berkeley.
36. Flood, R. P., & Rose, Andrew K. (1995). Fixing exchange rates a virtual quest for fundamentals. *Journal of Monetary Economics*, 36(1), 3-37
37. Frankel, J., & Froot, K. (1990). Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market. *American Economic Review*, 80(2), 181-85
38. Ferrucci, G. (2003). Empirical determinants of emerging market economies' sovereign bond spreads. *Bank of England Working Paper No. 205*.
39. Fontana, A. (2011). The negative CDS-bond basis and convergence trading during the financial crisis, *Swiss Finance Institute Research Paper No. 11-41*.
40. Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56.
41. Forte, S., & Lovreta, L. (2015). Time-V arying credit risk discovery in the stock and CDS markets: evidence from quiet and crisis times. *European Financial Management*, 21(3), 430-461.
42. Flannery, M. J., Kwan, S. H., & Nimalendran, M. (2013). The 2007–2009 financial crisis and bank opaqueness. *Journal of Financial Intermediation*, 22(1), 55-84.

43. Fender, I., Hayo, B., & Neuenkirch, M. (2012). Daily pricing of emerging market sovereign CDS before and during the global financial crisis. *Journal of Banking and Finance*, 36(10), 2786-2794.
44. Gehrig, T., & Menkhoff, L. (2006). Extended evidence on the use of technical analysis in foreign exchange. *International Journal of Finance & Economics*, 11(4), 327-338.
45. Gadanez, B., Miyajima, K., & Shu, C. (2018). Emerging market local currency sovereign bond yields: The role of exchange rate risk. *International Review of Economics & Finance*, 57, 371-401.
46. Garleanu, N., & Pedersen, L. H. (2011). Margin-based asset pricing and deviations from the law of one price. *The Review of Financial Studies*, 24(6), 1980-2022.
47. Guha, D., & Hiris, L. (2002). The aggregate credit spread and the business cycle. *International Review of Financial Analysis*, 11(2), 219-227.
48. Goyenko, R., Subrahmanyam, A., & Ukhov, A. (2008, March). The term structure of bond market liquidity. *In EFA 2008 Athens Meetings Paper*.
49. Gale, W. G., & Orszag, P. R. (2003). Economic effects of sustained budget deficits. *National Tax Journal*, 463-485.
50. Giannikos, C., Guirguis, H., & Suen, M. (2013). The 2008 financial crisis and the dynamics of price discovery among stock prices, CDS spreads, and bond spreads for US financial firms. *The Journal of derivatives*, 21(1), 27-48.
51. Hui, C. H., & Chung, T. K. (2011). Crash risk of the euro in the sovereign debt crisis of 2009–2010. *Journal of Banking & Finance*, 35(11), 2945-2955.
52. Hilscher, J., & Nosbusch, Y. (2010). Determinants of sovereign risk: Macroeconomic fundamentals and the pricing of sovereign debt. *Review of Finance*, 14(2), 235-262.
53. Herrmann, S., & Mihaljek, D. (2010). The determinants of cross-border bank flows to emerging markets: new empirical evidence on the spread of financial crises.
54. Hull, J. C., & White, A. D. (2000). Valuing credit default swaps I: No counterparty default risk. *The Journal of Derivatives*, 8(1), 29-40.
55. Hibbert, A. M., & Pavlova, I. (2017). The drivers of sovereign cds spread changes: Local versus global factors. *Financial Review*, 52(3), 435-457.
56. Jüttner, U., Godsell, J., & Christopher, M. G. (2006). Demand chain alignment competence-delivering value through product life cycle management. *Industrial Marketing Management*, 35(8), 989-1001.

57. Joutz, F. L., & Maxwell, W. F. (2002). Modeling the yields on noninvestment grade bond indexes: Credit risk and macroeconomic factors. *International Review of Financial Analysis*, 11(3), 345-374.
58. Kilian, L. (1999). Finite-Sample Properties of Percentile and Percentile-t Bootstrap Confidence Intervals for Impulse Responses. *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), 652-660
59. Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (1999). The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems. *American economic review*, 89(3), 473-500.
60. Krishnan, R., & Menon, S. S. (2009). Impact of currency pairs, time frames and technical indicators on trading profit in forex spot market. *International journal of Business insights & Transformation*, 2(2).
61. Kumar, M. S., & Okimoto, T. (2011). Dynamics of international integration of government securities' markets. *Journal of Banking & Finance*, 35(1), 142-154.
62. Kumar, M. M. S., & Baldacci, M. E. (2010). Fiscal deficits, public debt, and sovereign bond yields (No. 10-184). *International Monetary Fund*.
63. Levich, R. M., & Thomas, L. (1993). The significance of technical trading-rule profits in the foreign exchange market: a bootstrap approach. *Journal of International Money and Finance*, 12(5), 451-474
64. Longstaff, F. A., Mithal, S., & Neis, E. (2005). Corporate yield spreads: Default risk or liquidity? New evidence from the credit default swap market. *The journal of finance*, 60(5), 2213-2253.
65. Meese, R., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14, 1-2-3-24
66. Mitchell, M., & Pulvino, T. (2012). Arbitrage crashes and the speed of capital. *Journal of Financial Economics*, 104(3), 469-490.
67. Merton, R. C. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of finance*, 29(2), 449-470.
68. Mehl, A., & Reynaud, J. (2010). Risky public domestic debt composition in emerging economies. *Journal of International Money and Finance*, 29(1), 1-18.
69. Miyajima, K., Mohanty, M. S., & Chan, T. (2015). Emerging market local currency bonds: diversification and stability. *Emerging Markets Review*, 22, 126-139.
70. Marsh, I. W., & Wagner, W. (2012). Why is price discovery in credit default swap markets

- news-specific? *European Banking Center Discussion Paper*, (004).
71. Mayordomo, S., Peña, J. I., & Schwartz, E. S. (2014). Are all credit default swap databases equal? *European Financial Management*, 20(4), 677-713.
  72. Neely, C. J., Rapach, D. E., Tu, J., & Zhou, G. (2014). Forecasting the equity risk premium: the role of technical indicators. *Management science*, 60(7), 1772-1791.
  73. Norden, L., & Weber, M. (2009). The co-movement of credit default swap, bond and stock markets: An empirical analysis. *European financial management*, 15(3), 529-562.
  74. Okunev, J., & White, D. (2003). Do momentum-based strategies still work in foreign currency markets? *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 38(2), 425-447.
  75. Piljak, V. (2013). Bond markets co-movement dynamics and macroeconomic factors: Evidence from emerging and frontier markets. *Emerging Markets Review*, 17, 29-43.
  76. Peiris, S. J. (2010). Foreign participation in emerging markets' local currency bond markets (No. 10-88). *International Monetary Fund*.
  77. Pan, J., & Singleton, K. J. (2008). Default and recovery implicit in the term structure of sovereign CDS spreads. *The Journal of Finance*, 63(5), 2345-2384.
  78. Rossi ,B., (2013).Exchange Rate Predictability. *Journal of Economic Literature* 51(4), 1063-1119
  79. Schneider, M., & Tornell, A. (2004). Balance sheet effects, bailout guarantees and financial crises. *The Review of Economic Studies*, 71(3), 883-913.
  80. Singh, M. (2003). Are credit default swaps spreads high in emerging markets: an alternative methodology for proxying recovery value, *International Monetary Fund*, 3(242), 1-7.
  81. Turner, P. (2014). The global long-term interest rate, financial risks and policy choices in EMEs.
  82. Tang, D. Y., & Yan, H. (2007). Liquidity and credit default swap spreads. Available at SSRN 1008325.
  83. Trutwein, P., & Schiereck, D. (2011). The fast and the furious—Stock returns and CDS of financial institutions under stress. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(2), 157-175.
  84. Van Landschoot, A. (2008). Determinants of yield spread dynamics: Euro versus US dollar corporate bonds. *Journal of Banking & Finance*, 32(12), 2597-2605.

85. Yan, A. X., Shi, J., & Wu, C. (2008). Do macroeconomic variables matter for pricing default risk?. *International Review of Economics & Finance*, 17(2), 279-291.
86. Zhang, G., Yau, J., & Fung, H. G. (2010). Do credit default swaps predict currency values?. *Applied Financial Economics*, 20(6), 439-458.
87. Zhu, H. (2006). An empirical comparison of credit spreads between the bond market and the credit default swap market. *Journal of Financial Services Research*, 29(3), 211-235.

## 附錄

匯率方程式條件平均數方程式之參數估計結果-(I)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$C^{rx}$	829.207*** (1.30257)	15.92126*** (0.03848)	12.84886*** (0.0206)	
$\xi_1^{basis\_rx}$	0.73782*** (0.03658)	-0.0717*** (0.00316)	-0.01192*** (0.00144)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$C^{rx}$	34.24997*** (0.00393)	34.94071 *** (0.0407)	470.47536*** (1.39415)	10945.9964*** (34.6661)
$\xi_1^{basis\_rx}$	0.2863*** (0.0009)	0.02143 *** (0.00114)	0.39729 *** (0.06321)	121.6575 *** (24.3853)

說明：1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。

2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。

3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

基差方程式條件平均數方程式之參數估計結果-(I)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$C^{bs}$	-542.91*** (19.45962)	212.18141*** (15.60824)	146.5374*** (9.56522)	
$\xi_1^{rx\_basis}$	0.6643*** (0.02373)	-13.28678*** (0.03771)	-11.85267*** (0.4398)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$C^{bs}$	-280.59237*** (19.74791)	222.03673*** (17.9162)	-7.93168 (21.43445)	7.43179*** (0.34227)
$\xi_1^{rx\_basis}$	0.87369*** (0.05624)	-5.01973*** (0.50866)	0.0556 (0.04479)	-0.00053 *** (0.00003)

說明：1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。

2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。

3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

匯率方程式條件平均數方程式之參數估計結果-(II)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$C^{rx}$	804.19833*** (0.16916)	16.09417*** (0.00386)	13.50542*** (0.00443)	
$\xi_{S1}^{basis\_rx}$	-0.18328*** (0.01678)	-0.0259*** (0.00037)	-0.0297*** (0.0004)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$C^{rx}$	31.6118*** (0.0201)	31.66651*** (0.01013)	43.76563*** (0.01114)	9532.0209*** (2.1498)
$\xi_{S1}^{basis\_rx}$	-0.3188*** (0.0247)	-0.07627*** (0.00104)	-0.04862*** (0.00174)	120.276*** (2.765)

說明：1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。

2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。

3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

基差方程式條件平均數方程式之參數估計結果-(II)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$C^{bs}$	11.10599*** (2.59079)	110.40716*** (1.22379)	79.57619*** (1.32891)	
$\xi_{S1}^{rx\_basis}$	-0.01834** (0.00326)	-7.12496*** (0.2896)	-6.21629*** (0.09784)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$C^{bs}$	-21.8454* (12.4423)	162.71087*** (1.35538)	83.11534*** (0.79599)	5.123646*** (0.034264)
$\xi_{S1}^{rx\_basis}$	0.054 (0.00323)	-5.10497*** (0.04252)	-0.1929*** (0.00383)	-0.000449*** (0.000008)

說明：1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。

2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。

3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

匯率方程式條件平均數方程式之參數估計結果-(III)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$C^{rx}$	95.1941*** (0.0321)	13.37896*** (0.0093)	11.64528*** (0.00553)	
$\xi_{s1}^{basis\_rx}$	0.2555*** (0.026)	-0.10192*** (0.00193)	-0.07096*** (0.00125)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$C^{rx}$	332.4261*** (0.0887)	41.32598*** (0.01717)	49.78532*** (0.02354)	13433.1194*** (3.7916)
$\xi_{s1}^{basis\_rx}$	1.0925*** (0.0337)	-0.00882*** (0.00178)	-0.19296*** (0.00694)	-1133.6406*** (13.4067)

說明：1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。

2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。

3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

基差方程式條件平均數方程式之參數估計結果-(III)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$C^{bs}$	-71.04459*** (1.3267)	51.4403*** (0.85009)	54.9403*** (0.55042)	
$\xi_{s1}^{rx\_basis}$	0.07169*** (0.00134)	-3.73846*** (0.2896)	-4.64303*** (0.0659)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$C^{bs}$	-32.46635*** (0.7697)	-57.15362*** (1.26008)	172.84888*** (0.85327)	4.522309*** (0.028817)
$\xi_{s1}^{rx\_basis}$	0.09728*** (0.00438)	1.15886*** (0.03016)	-0.35189*** (0.00017)	-0.000333*** (0.000002)

說明：1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。

2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。

3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。



匯率方程式條件變異數方程式之參數估計結果-(I)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$\omega^{rx}$	51.8986*** (23.7720)	0.03534*** (0.010704)	0.04281*** (0.010063)	
$\alpha_1^{rx}$	--	--	0.0288 (0.1889)	
$\beta_{1,1}^{rx}$	0.8445*** (0.2016)	0.6448*** (0.1621)	0.1968*** (0.0622)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$\omega^{rx}$	0.2367*** (0.0417)	0.02521** (0.010961)	12.41358** (5.50774)	5864.616* (3541.6993)
$\alpha_1^{rx}$	0.1111*** (0.0267)	--	0.0017 (0.304)	--
$\beta_{1,1}^{rx}$	0.2367*** (0.0417)	0.9556*** (0.255)	0.7232** (0.3398)	0.9911*** (0.469)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
 2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
 3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

基差方程式條件變異數方程式之參數估計結果-(I)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$\omega_i^{basis}$	20.7419* (11.0401)	3.326249 (11.0401)	2.73012*** (1.359982)	
$\alpha_1^{basis}$	--	--	0 (0.1221)	
$\beta_{1,1}^{basis}$	0.9904*** (0.3488)	0.4286*** (0.1428)	0.9895*** (0.2049)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$\omega_i^{basis}$	1.412137*** (0.641141)	14.99077** (7.394078)	2.06053*** (0.762176)	0.000176 (0.00064)
$\alpha_1^{basis}$	0.2731*** (0.0964)	0.2544*** (0.0866)	--	0.5359*** (0.0395)
$\beta_{1,1}^{basis}$	0.7259*** (0.0964)	0.6795*** (0.1423)	0.9888** (0.3857)	0.4317*** (0.115)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
 2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
 3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

匯率方程式條件變異數方程式之參數估計結果-(II)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$\omega^{rx}$	69.7701*** (12.0472)	0.06293*** (0.01048)	0.00285*** (0.00054)	
$\alpha_1^{rx}$	0.00305 (0.00505)	0.00077 (0.00306)	0.023793 (0.056575)	
$\beta_{1,1}^{rx}$	0.09407*** (0.01806)	0.09672*** (0.01073)	--	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$\omega^{rx}$	0.1009*** (0.0306)	0.011165*** (0.003314)	0.01543*** (0.004481)	34.2445*** (12.6166)
$\alpha_1^{rx}$	0.207684*** (0.066081)	--	--	--
$\beta_{1,1}^{rx}$	0.8991*** (0.3032)	0.9957*** (0.1867)	0.9946*** (0.1442)	--

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
 2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
 3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

基差方程式條件變異數方程式之參數估計結果-(II)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$\omega_i^{basis}$	9.19881*** (2.09513)	0.43561*** (0.095919)	0.27518*** (0.060928)	
$\alpha_1^{basis}$	0.02277** (0.00894)	0.1307*** (0.0489)	0.218705*** (0.042357)	
$\beta_{1,1}^{basis}$	0.7713*** (0.00694)	0.8387*** (0.0517)	0.9804*** (0.1761)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$\omega_i^{basis}$	0.003762*** (0.000749)	1.08942*** (0.219867)	0.60399*** (0.154036)	0.00119*** (0.0004)
$\alpha_1^{basis}$	0.0981*** (0.0354)	0.069 (0.0691)	0.0957** (0.0486)	0.086** (0.0362)
$\beta_{1,1}^{basis}$	0.9009*** (0.1399)	0.9227*** (0.21)	0.9033*** (0.0486)	0.913*** (0.0362)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
 2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
 3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

匯率方程式條件變異數方程式之參數估計結果-(III)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$\omega^{rx}$	0.1257*** (0.051)	0.00614*** (0.000667)	0.00249*** (0.000527)	
$\alpha_1^{rx}$	0.0565 (0.0503)	--	0.039611 (0.089392)	
$\beta_{1,1}^{rx}$	0.9425*** (0.0961)	0.9686*** (0.2024)	0.955*** (0.1689)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$\omega^{rx}$	0.3358* (0.1755)	0.02643*** (0.000978)	0.01851*** (0.005655)	1664.0796*** (577.547)
$\alpha_1^{rx}$	0.006465 (0.052688)	0.070189 (0.082716)	0.33483*** (0.080394)	--
$\beta_{1,1}^{rx}$	--	0.9892*** (0.3096)	0.8302*** (0.0702)	0.9834*** (0.0486)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
 2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
 3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

基差方程式條件變異數方程式之參數估計結果-(III)時期

Panel A 已開發國家				
	美國	英國	德國	
$\omega_i^{basis}$	20.7419* (11.0401)	3.326249 (11.0401)	2.73012*** (1.359982)	
$\alpha_1^{basis}$	--	--	0 (0.1221)	
$\beta_{1,1}^{basis}$	0.9904*** (0.3488)	0.4286*** (0.1428)	0.9895*** (0.2049)	
Panel B 開發中國家				
	泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
$\omega_i^{basis}$	0.076249*** (0.028829)	0.32733*** (0.055265)	0.00001 (0.015142)	0.000684*** (0.00005706)
$\alpha_1^{basis}$	--	--	0.5644*** (0.0209)	--
$\beta_{1,1}^{basis}$	0.9867*** (0.1795)	0.9069*** (0.2124)	0.4346*** (0.0209)	0.9911*** (0.1133)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。  
 2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。  
 3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。

條件共變異數方程式之參數估計結果

Panel A 已開發國家		美國	英國	德國	
(I) 時期	A	0.318*** (0.0884)	0.0886* (0.0531)	0.283*** (0.0433)	
	B	0.5268*** (0.0003)	0.6831*** (0.1526)	0.0182 (0.0949)	
(II) 時期	A	0.4352*** (0.0366)	0.485*** (0.0381)	0.4037*** (0.0313)	
	B	0.4664*** (0.0472)	0.3593*** (0.0563)	0.5338*** (0.0383)	
(III) 時期	A	0.465*** (0.0436)	0.4128*** (0.0516)	0.5406*** (0.0424)	
	B	0.4249*** (0.0593)	0.3836*** (0.0895)	0.2302*** (0.0608)	
Panel B 開發中國家		泰國	馬來西亞	菲律賓	印尼
(I) 時期	A	0.318*** (0.0884)	0.3151*** (0.0868)	0.2436*** (0.0761)	0.374*** (0.0868)
	B	0.5268 (0.0003)	0.2524 (0.1808)	0.3253** (0.1373)	--
(II) 時期	A	0.5326*** (0.0367)	0.4091*** (0.0287)	0.4331*** (0.0605)	0.2577*** (0.0139)
	B	0.4018*** (0.0428)	0.5214*** (0.037)	0.5114*** (0.0731)	0.7313*** (0.0139)
(III) 時期	A	0.4581*** (0.037)	0.5977*** (0.0481)	0.1946*** (0.0226)	0.465*** (0.0436)
	B	0.4722*** (0.0446)	0.276*** (0.0637)	0.7024*** (0.0364)	0.4249*** (0.0593)

說明： 1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%水準下顯著；()內為所估計參數之標準差。

2.(I)為金融危機時期，(II)為美國量化寬鬆時期，(III)為美國貨幣正常化時期。

3.—代表估計觸及下限，因此無法估計出結果。