

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

遠期外匯市場超額報酬影響之研究:以無本金交割遠
期外匯市場為例

The Effect of Forward Excess Return in Forward Exchange
Market: Evidence from NDF Market

指導教授：王凱立 博士

研究生：紀智羚

中華民國 106 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 紀智羚 君

所提之論文(中文)： 遠期外匯市場超額報酬影響之研究：以
無本金交割遠期外匯市場為例

(英文)： The Effect of Forward Excess Return in
Forward Exchange Market: Evidence
from NDF Market

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 林智智

考試委員 古崑宏 (指導教授)

顏盟峯

系所主任 陳泰偉 代

中華民國 106 年 7 月 13 日

東海大學財務金融學系

碩士論文學術倫理聲明書

本人 紀智強 (學號: 904440008) 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： 紀智強 (簽名)

中華民國 106 年 7 月 13 日

致謝

首先，要感謝我的指導教授王凱立老師，在寫論文的過程中悉心教導與陪伴，並在我遇到挫折時不斷地鼓勵我，給予我信心，最後才能順利完成此篇論文；除了在課業上的指導外，老師也教導我許多待人處事的道理，讓我深刻感受到自己的不足與成長，是碩士這兩年最大的收穫，未來我會帶著老師對我的教導及期許走下去。

其次，要感謝系上所有老師的教導，讓我對於學術研究有更深入的知識，也要感謝系辦助教幫忙我們處理學校生活中的大小事，以及碩士班同學們的陪伴與幫忙，豐富我研究所兩年的生活，真的很開心能夠遇見你們。此外，還要特別感謝我的夥伴們雅婷和祖怡，沒有你們的幫忙及扶持，研究所這一路上不會這麼順遂。

最後，要感謝在身後默默支持我的家人及男友，讓我能毫無後顧之憂的走到現在，以及身旁親朋好友的鼓勵，有你們的包容與支持，才能讓我順利完成碩士學位，謝謝每一位出現在我生命中的貴人。

紀智羚 謹誌於

東海大學財務金融所

2017年7月

摘要

在全球化浪潮下，國際資金在各國快速流動，外匯市場交易日益活絡，亞洲新興市場逐漸增長的經濟使得新興市場貨幣在全球外匯市場中重要性逐漸提高，且存在區域相互感染效果。因此本文分別以東北亞(台灣、韓國及中國)及東南亞(馬來西亞、印尼及菲律賓)區域為研究對象，使用三變量 GARCH 模型為分析依據；本文特色擬針對新興市場無本金交割遠期外匯(NDF)作探討，針對影響 NDF 遠匯市場超額報酬之可能來源作分析。

研究結果發現東北亞區域 NDF 遠期溢價相較 DF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬更具預測能力；東南亞區域則以 DF 遠期溢價更具預測能力。此外，不論東北亞或東南亞，NDF 遠期溢價對於近月期；DF 遠期溢價對於遠月期之超額報酬較具解釋的能力。針對利率差的部分，各國不同期限之利率差對於超額報酬皆具預測能力。就跨國傳導的部分，區域內各國間皆存在報酬相互影響之機制。

最後，觀察各國之報酬波動傳導效果，韓國及中國對台灣一個月期 NDF 超額報酬存在較弱的跨國傳導資訊連結；台灣及韓國彼此存在跨國波動傳導效果；馬來西亞及印尼對菲律賓各期 NDF 超額報酬普遍存在跨國傳導資訊連結；印尼及菲律賓具有跨國波動傳導效果。

關鍵詞：遠匯超額報酬、期限結構、跨國傳導、無本金交割遠期外匯

Abstract

As globalization triggers international funds to flow rapidly among countries, trading volume of the foreign exchange market continues to increase. The rising economies of the emerging markets in Asia have lead to the increasing importance of emerging market currencies in the global foreign exchange market, and there is regional mutual infection effect. This study adopt the three-variable GARCH model to examine the dynamic factors of NDF excess return in Northeast Asia(Taiwan, Korea and China) and Southeast Asia(Malaysia, Indonesia and Philippines). The purpose of this paper is to discuss NDF markets of emerging markets, and analyze the possible sources that affect forward excess return in NDF markets.

The results show that NDF forward premium has better predictive power than DF forward premium in Northeast Asia. However, DF forward premium is more predictive in Southeast Asia. Moreover, for all countries, NDF(DF) forward premium has better explanatory power for short-term(long-term) forward excess returns. When it comes to the difference of domestic and foreign interest rate, it is found that interest rates with different periods have significant predictive power on excess returns in all countries. As for cross-country effect, there is a mechanism for the mutual influence among the countries in the region.

Last but not the least, we examine return on volatility transmission, South Korea and China have weak cross-border transmission effect with one-month NDF excess return of Taiwan. Taiwan and South Korea have cross-country volatility effect with each other. Malaysia and Indonesia have a transmission of information in all terms of NDF excess return to Philippines. Indonesia and Philippines have cross-country volatility effect with each other.

Key Words: Forward Excess Return, Term Structure, Cross-Country Effect, NDF

目錄

壹、緒論.....	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、期限結構之相關文獻.....	8
第二節、遠期溢價之相關文獻.....	10
第三節、跨國貨幣傳導之相關文獻.....	12
第四節、無本金交割遠期外匯之相關文獻.....	15
參、研究方法.....	18
第一節、ADF 單根檢定.....	18
第二節、GARCH 相關模型.....	19
第三節、遠期外匯超額報酬.....	25
第四節、遠期溢價及利率差異.....	26
第五節、模型設計.....	28
肆、實證研究.....	32
第一節、樣本選取.....	32
第二節、單根檢定.....	33
第三節、敘述統計量.....	39
第四節、實證分析.....	45

伍、結論與建議.....	69
第一節、結論.....	69
第二節、未來研究建議.....	71
陸、參考文獻.....	72
附錄.....	78

表目錄

表 1-1 一個月 NDF 超額報酬之單根檢定.....	33
表 1-2 三個月 NDF 超額報酬之單根檢定.....	34
表 1-3 六個月 NDF 超額報酬之單根檢定.....	35
表 1-4 十二個月 NDF 超額報酬之單根檢定.....	36
表 2-1 一個月 NDF 超額報酬之敘述統計量.....	41
表 2-2 三個月 NDF 超額報酬之敘述統計量.....	42
表 2-3 六個月 NDF 超額報酬之敘述統計量.....	43
表 2-4 十二個月 NDF 超額報酬之敘述統計量.....	44
表 3 東北亞國家-不同期限 DF 遠期溢價之參數估計結果	46
表 4 東北亞國家-不同期限 DF 遠期溢價之參數估計顯著數目	47
表 5 東北亞國家-不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計結果.....	49
表 6 東北亞國家-不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計顯著數目.....	50
表 7 東北亞國家-不同期限利率差之參數估計結果.....	51
表 8 東北亞國家-跨國報酬傳導之參數估計結果.....	53
表 9 東北亞國家-不同期限 GARCH 效果之參數估計結果.....	54
表 10 東北亞國家-不同期限跨國波動傳導之參數估計結果.....	56
表 12 東南亞國家-不同期限 DF 遠期溢價之參數估計結果	59
表 13 東南亞國家-不同期限 DF 遠期溢價之參數估計顯著數目	60
表 14 東南亞國家-不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計結果.....	62
表 15 東南亞國家-不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計顯著數目.....	63
表 16 東南亞國家-不同期限利率差之參數估計結果.....	64
表 17 東南亞國家-跨國報酬傳導之參數估計結果.....	65

表 18 東南亞國家-不同期限 GARCH 效果之參數估計結果.....	66
表 19 東南亞國家-不同期限跨國波動傳導之參數估計結果.....	67
表 20 東南亞國家-不同期限動態相關係數之參數估計結果.....	68
附錄 1 東北亞國家-NDF 遠期外匯一個月期超額報酬之參數估計.....	78
附錄 2 東北亞國家-NDF 遠期外匯三個月期超額報酬之參數估計.....	80
附錄 3 東北亞國家-NDF 遠期外匯六個月期超額報酬之參數估計.....	82
附錄 4 東北亞國家-NDF 遠期外匯十二個月期超額報酬之參數估計.....	84
附錄 5 東南亞國家-NDF 遠期外匯一個月期模型之參數估計.....	86
附錄 6 東南亞國家-NDF 遠期外匯三個月期超額報酬之參數估計.....	88
附錄 7 東南亞國家-NDF 遠期外匯六個月期超額報酬之參數估計.....	90
附錄 8 東南亞國家-NDF 遠期外匯十二個月期超額報酬之參數估計.....	92

圖目錄

圖 1-1 一個月 NDF 超額報酬走勢圖.....	37
圖 1-2 三個月 NDF 超額報酬走勢圖.....	37
圖 1-3 六個月 NDF 超額報酬走勢圖.....	38
圖 1-4 十二個月 NDF 超額報酬走勢圖.....	38

壹、緒論

第一節、研究背景與動機

在全球化浪潮下，跨國企業資金在各國快速流動，外匯市場交易日益活絡，外匯掌控也愈趨重要。隨著亞洲新興市場日益蓬勃的經濟及逐步開放的金融市場，新興市場貨幣在全球外匯市場中所占比例也逐漸提高。根據國際清算銀行(Bank for International Settlements, BIS)2016年發佈的調查報告顯示，新興市場貨幣在全球外匯市場交易占比從2013年的18.8%上升至21.2%，說明新興市場貨幣交易重要性不斷提升。

隨著1973年布列敦森林體系瓦解，世界主要國家貨幣實行浮動匯率制度，而後各國成立了遠期外匯市場。對於快速流動的國際資金而言，遠期外匯市場提供了避險、套利、投機功能。也是各國中央銀行貨幣政策工具之一。有效的匯率預測可以降低避險成本，甚至還可以利用外匯操作增加獲利；反之，若輕忽則可能造成極大損失。根據BIS報告顯示，外匯現貨交易量自2001年以來首度下跌，從2013年4月的20,000億美元下滑至2016年4月的17,000億美元；相對而言，遠期外匯交易量增長至每日7,000億美元，特別是全球無本金交割遠期外匯(Non-Delivery Forward, NDF)市場周轉率從2013年的119,178百萬美元增至2016年的130,224百萬美元，增加了9.3%，說明遠期外匯市場之重要性逐漸提升。

遠期外匯可以分為兩種，遠期外匯本金交割(Delivery Forward, DF)及無本金交割遠期外匯(Non-Delivery Forward, NDF)，NDF是一種衍生性金融商品，主要用於不可兌換新興貨幣市場的避險和投機，不作本金交割，只就差價進行交割清算。全球央行報告指出，一些新興貨幣在本國市場以外的交易程度遠超過市場參與者估計。例如，中國人民幣離岸交易額高達220億美元的交易額；同樣地，印度盧比離岸交易額亦高達170億美元。新興市場的衍生性金融商品比已開發國家成長更快，跨國交易份額也越來越大，離岸交易也大幅上升(Mihaljek and Packer; 2010)。在新興市場外匯交易中，利差交易是重

要的組成部分，境外交易已變得越來越重要，由於貨幣可兌換性限制和資本控制，許多境外外匯交易發生在 NDF 市場，跨國公司和國際投資者使用 NDF 合約對由貨幣可兌換性限制和資本控制所產生的匯率風險進行避險。與 DF 遠期外匯類似，NDF 反映了兩個國家之間的利率差異。不可兌換貨幣的境內利率可能與 NDF 價格中隱含的境外利率不同，境外市場拋補利率平價(Covered Interest Parity, CIP)偏離為 NDF 利差交易策略提供了獨特的交易機會(Doukas and Zhang; 2013)。

利率平價理論(Interest Rate Parity Theory, IRP)提出兩國利率差異為遠期匯率和即期匯率之差異。李榮謙(2015)指出套利的本質可利用拋補的利率平價理論(Covered Interest Rate Parity, CIRP)來解釋，兩國遠期外匯的溢價或折價是由兩國利率差異所決定；另一種型態的投機稱為無拋補的套利(Uncovered Interest Rate Parity, UIRP)，外匯的預期升值率是由兩國利率差距所致。

根據無拋補利率平價理論(Uncovered Interest Parity, UIP)，遠期匯率是即期市場的最適不偏估計。然而，有些研究實證結果卻發現遠期匯率無法準確地預測未來即期匯率(Bekaert and Hodrick, 1993; Fama, 1984; Longworth, 1981)，表示 UIP 理論不成立，可能原因為來自於溢酬的變動(Fama, 1984)、交易成本(Sercu et al., 1995; Sercu and Xueping, 1997)、資訊成本及風險趨避(Bilson, 1980)、國際套利(Sercu et al., 1995)、理性預期假設失敗和存在風險溢價(Clarida and Taylor, 1997)、存在投機限制(Lyons, 1995)或是政府當局干預貨幣(McCallum 1994; Anker 1999; Mark and Moh, 2007)。

從理論上來說，如果投資者是風險中立且理性期望，出售遠期溢價的遠期外匯及購買遠期折價的遠期外匯是無利可圖的；因為根據 UIP，套利交易會消除貨幣利差所帶來的收益，然而在現實中，理論是失敗的，利差交易為投資者創造了巨額獲益，也成為學術界難解之謎，這種現象稱為遠期溢價之謎(Forward Premium Anomaly)。而資產定價理論(Asset Pricing Theory, APT)可能可以合理化 UIP 偏離，亦即投資者可能會要求與少數常見風險因子相關的時變性風險貼水，這些因子傳達有關市場情況和投資機會集的訊息狀態變量。尤其是若投資於遠期折價貨幣得到較低的報酬下，投資者會預期有較大的平

均報酬來彌補風險(Dupuy,2015)。遠期溢價之謎產生原因可能為風險趨避者參與市場，所以市場存在風險溢酬(Frenkel,1981；Hansen and Hodrick,1980)，後來的學者也證實風險溢酬對遠期溢價之謎的影響(Baillie and Kiliç,2006)；另一方面，期限結構模型(Bansal,1997)及存在套利交易(MacDonald and Nagayasu,2015)也能解釋遠期溢價之謎，遠期溢酬異常是與時間相關的現象(Baillie and Cho,2014)。

當遠期外匯價格無法準確的預測即期價格，產生預測誤差時，投資人在遠匯到期時，可以透過操作即期和遠匯市場進行套利行為，套利交易的行為所得之報酬稱為超額報酬。針對產生超額報酬的來源，本文使用 Ahmed and Valente(2015)所提出之超額報酬模型進行研究。在實務方面，市場投資人對於外國貨幣有預售的需求，因此會簽訂外匯遠期契約。當契約到期時，若現貨市場本幣貶值幅度小於契約簽訂本幣貶值的幅度，此時市場投資人可以在現貨市場以低價購買外幣，同時使用契約在現貨市場以高價出售外幣賺取超額報酬；另一方面，當市場投資者人對於外國貨幣有預購的需求，因此簽訂外匯遠期契約。當契約到期時，若本幣在現貨市場貶值幅度大於契約簽訂本幣貶值幅度時，市場投資人可以使用契約在遠匯市場以低價購買外幣，同時在現貨市場以高價出售外幣賺取超額報酬。

IRP 認為兩國利率差異為遠期匯率和即期匯率的差異，表示當本國利率高於外國利率時，國際資金會流入本國，造成本幣升值，外幣相對貶值；當外國利率高於本國利率時，國際資金會流出本國，造成本幣貶值，外幣相對升值。Meese and Rogoff(1988)指出實質利率和利率差之間存在著預測訊號。MacDonald and Nagayasu(2000)使用橫斷面資料，發現實質匯率與實質利率差異存在長期之關係。Mark and Moh(2005)透過非線性的調整，使得利率差異及匯率存在更強烈的關係。張莉(2010)指出在中國匯改之後，中國與美國之利差對於匯率預期的傳導效果明顯增強，利差之變動會透過金融市場之變動進而影響人民幣匯率。吳靖東(2012)研究發現實質利率差異對於近期新台幣及人民幣匯率變動的預測能力頗佳。綜合上述文獻，可以證實利率差異會對匯率造成影響，因此將利率差異納入本文之研究是必要的。

針對外匯市場變動的部分，發現期限結構會影響到貨幣未來的走勢，進而影響外匯市場動態(Fama,1984；Mishkin,1988)。期限結構的動態反映了市場對一個國家未來通貨膨脹率和經濟增長率的預期，可以有效預測未來即期匯率跨期動態，說明期限結構中包含的信息有助於解釋匯率的變動，包括理性預期的偏離現象以及存在時間變化風險溢酬等訊息(Clarida and Taylor,1997；Inci and Lu,2004)。市場上投資人面對不同期間外匯價格波動，風險趨避程度也會隨之改變，說明不同期限結構對於外匯市場風險溢酬是有影響的(Domowitz and Hakkio,1985)。Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)考量本國期限結構與跨國期限結構資訊，分析對於新興國家外匯市場的解釋能力，發現對於掌控跨國外匯市場動態的能力顯著提升。綜合以上期限結構之相關文獻，證實不同的期限會對遠期溢價造成影響，因此有必要將期限結構納入匯率預測模型。本文擬參考 Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)的作法，將本國 1、3、6、12 個月之遠期外匯期限結構納入超額報酬分析，冀希望能得到不同期限結構對於遠期外匯超額報酬之影響。

針對遠期溢價的部分，Clarida and Taylor(1997)研究德國、日本和英國 1、3、6 和 12 個月遠期匯率，發現遠期溢價期限結構含有即期匯率未來走勢的重要信息。Nucci(2001)使用動態向量誤差修正模型對三種貨幣(日幣、英鎊及德國馬克)進行實證分析，觀察不同期限的一種或多種貨幣的遠期溢價是否具有對另一種貨幣的即期匯率的預測能力是否增強。實證結果發現除了本國貨幣的期限結構外，外國貨幣遠期溢價的期限結構對於即期匯率的未來變動是有線性信息的。Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)指出在非金融風暴時期，對於本國貨幣而言，NDF 遠期溢價所包含的訊息遠超過 DF 遠期溢價所包含的訊息；在金融風暴時期，NDF 遠期溢價與 DF 遠期溢價對於即期匯率有預測的能力。就跨國貨幣遠期溢價而言，NDF 遠期溢價期限結構所包含的訊息在非金融風暴時期相對較低，而在金融風暴期間則呈現強烈顯著。DF 跨國貨幣遠期溢價在金融風暴期間相對於非金融風暴時期隱含較多訊息。綜合上述文獻，證實遠期溢價對於匯率具有預測能力，因此將遠期溢價納入本文模型是必要的，期望能得到遠期溢價對於遠期外匯超額報酬之影響。

隨著全球區域經濟整合，當區域內某一國家受到外在衝擊時，可能會產生跨國傳導效果，進而影響到區域內其他國家，提高各國發生金融危機的可能性。針對跨國貨幣市場傳導效果，MacDonald and Marsh(2004)指出歐洲貨幣一體化意味著國際貨幣體系將由美元、日元和歐元三種貨幣結構所組成，跨國之間會有傳染效果，匯率彼此交互影響程度大幅提升。近年來新興市場的崛起，匯率可能因新興市場而受到重大衝擊影響，即使匯率遵循 UIP 變化，新興貨幣對於其他貨幣的影響程度提高，這是因為利率通常是由貨幣產出和通貨膨脹而產生，反過來又會受到其他匯率的影響。Melecky(2008)指出新興貨幣效果會傳導至未來之匯率，相對開放經濟體造成較大的影響，而 Hodrick and Vassalou(2002)更進一步指出考慮多國模型在某些情況下比兩國模型能更好地解釋匯率的動態。此外，Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)針對區域內相同經濟體跨國貨幣市場傳導做研究，實證重要發現區域領導型市場的遠期溢價影響跨國即期價格，表示外匯遠期市場具有跨國預測能力。

進一步分析匯率波動是否有跨國傳導效果，發現貨幣之間存在顯著相互依賴程度，在考慮貨幣波動溢出情況下，發現德國馬克對英鎊、瑞士法郎及日元產生影響，且扮演領導的角色(Elyasiani, Kocagil and Mansur ; 2007)。Laopodis(1998)探討三種歐洲貨幣體系(法國法郎、荷蘭盾和比利時法郎)的波動傳導機制和三個非歐洲貨幣體系(加拿大幣、美元和日圓)對德國馬克的匯率的關係；研究結果指出在德國統一之前，除了日元之外的所有利率，各市場之間存在顯著的波動溢出效果。Hong(2001)指出德國馬克和日元對名目美元匯率之間存在強烈同時的波動溢出作用，德國馬克的波動單向顯著影響日元的波動。Antonakakis(2012)探討四種主要國際貨幣(歐元、英鎊，日元和瑞士法郎)相對美元的即期匯率，實證結果發現這四種主要國際貨幣匯率具有共移性和波動溢出效果，但與歐元前期相比，歐元後期的平均幅度較低。Wang and Yang(2009)研究澳幣、歐元、英鎊和日元相對美元的匯率是否存在不對稱波動，實證發現美元貶值所導致的波動幅度大於澳幣和英鎊的升值，而日元則相反。Boero, Silvapulle and Tursunalieva(2011)研究指出在 1994 年至 2007 年美元升值和貶值期間，歐元、英鎊和日元發生不同程度的共移性。

綜合上述跨國傳導相關文獻，可以發現各國貿易和資金流動在全球化的情況下大量增加，跨國匯率間可能存在顯著的報酬及波動傳染效果，各國匯率彼此之間相互影響，因此將跨國貨幣效果納入匯率預測模型是必要的。此外，根據 Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)的研究，區域裡國家的遠期溢價會影響跨國即期價格。本文特色之一，擬針對亞洲新興市場進行研究，並進一步以區域作區分，選擇東北亞及東南亞市場進行研究，比較區域內不同的國家遠期外匯超額報酬是否存在跨國傳導效果。

鑒於全球 NDF 市場活躍性上升使得 NDF 市場的重要性也逐漸提升，傳統文獻之遠期匯率和現貨市場多以 DF 來作探討，對於 NDF 遠匯市場的實證證據仍相對欠缺，因此本文選擇 NDF 市場進行研究，又因近年來新興市場貨幣的交易量快速增長(McCauley and Scatigna, 2011)，因此本文針對亞洲新興國家 NDF 市場的部分進行研究。Chris Barnes(2016)依據國際清算銀行 2016 年發佈的報告分析全球 NDF 活躍性，指出東北亞前三大 NDF 活躍性依序為韓國、台灣及中國；東南亞前三大 NDF 活躍性則依序為馬來西亞、印尼及菲律賓，因此本文選取這六個新興國家作為研究樣本進行分析。

綜合上述所論，本文針對東北亞及東南亞兩個區域經濟體共六個國家之無本金交割遠期外匯市場，包括東北亞(韓國、台灣、中國)及東南亞(馬來西亞、印尼、菲律賓)等新興市場，使用 Ahmed and Valente(2015)所提出之模式計算 NDF 遠匯超額報酬及參考 Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)之不同期限遠期溢價模型為基礎，探討期限結構和遠期溢價對不同期限外匯超額報酬之影響，並分析跨國傳導對於遠期外匯超額報酬之動態關聯。

本文主要貢獻簡述如下，首先，相較於先前研究探討外匯及股市等報酬，本文首度針對 NDF 超額報酬進行探討，提供投資人操作遠匯策略之參考；再者，針對期限結構的部分，分析不同期限遠期溢價及超額報酬的資訊意涵。最後，探討區域內跨國傳導的機制及波動傳導之效果，期望能夠提供跨國超額報酬傳導更深入的觀察。

第二節、研究目的

在國際資金快速流動下，外匯市場交易日益活絡，亞洲新興市場逐漸增長的經濟使得新興市場貨幣在全球外匯市場中重要性逐漸提高，然而因為新興市場貨幣的可兌換性限制和資本控制，使得新興市場境外外匯交易多發生在無本金交割遠期外匯市場。有效的匯率預測可以降低避險成本，甚至還可以利用遠匯操作進行套利，獲取超額報酬；此外，對於政府或是企業而言，決策的方向也會受到匯率的影響，所以精準的預測匯率是非常重要的。因此，本文擬以亞洲區域特定國家之期限結構和遠期溢價來探討其對超額報酬之影響。綜上所述，本文研究目的如下：

(一) 以亞洲區域之特定國家為研究對象，針對各國一個月、三個月、六個月及十二個月期的 NDF 遠匯超額報酬，探討外匯市場期限結構及遠期溢價對 NDF 遠匯超額報酬之影響。

(二) 針對區域內特定國家之跨國貨幣傳導，觀察 NDF 遠匯超額報酬是否存在跨國報酬及波動之傳導關係。

(三) 本文以亞洲新興國家遠期外匯市場為對象，觀察無本金交割遠期外匯市場不同期限、遠期溢價、利率差及跨國傳導對於外匯超額報酬的影響，並比較區域內各國與跨區域影響之差異。

本文其餘組織架構如下，第二章為文獻探討；第三章為研究方法，包含本文之研究設計；第四章為實證結果，包括本文之研究對象、樣本選取及期間；第五章為結論，說明實證結果，最後為參考文獻。

貳、文獻探討

第一節、期限結構之相關文獻

許多外匯市場動態的相關文獻指出期限結構會影響遠期匯率，不同的遠期匯率期限隱含不同的預期訊息，有助於解釋貨幣未來的走勢。大多數測試外匯市場效率的研究主要集中在遠期匯率與單一到期日遠期匯率之間的關係，通常以 1 個月的遠期匯率來看，忽略了目前還有其他到期日遠期匯率交易的事實。透過將本國和外國期限結構理論與利率平價假設相結合，可以發現 6 個月遠期溢價可用當期未來 1 個月遠期溢價及預期未來 1 個月遠期溢價的幾何平均來表現(Hakkio；1980)。

Fama(1984)使用聯合測量遠期匯率溢價和預期未來即期匯率組成變動的模型，假設遠期市場是有效的或理性的，研究發現可靠的證據表示遠期匯率組成部分隨時間變化，大部分遠期匯率的變化是溢價的變動，遠期匯率溢價和預期未來即期匯率為負相關，任何遠期匯率都可以解釋為遠期溢價和預期未來即期匯率的總和。Mishkin(1988)更新 Fama(1984)的模型，指出期限結構有助於預測未來幾個月的即期利率變動。

Fama and Bliss(1987)研究指出 1 年的遠匯利率對 1 年期至 5 年期之美國債券隱含期限結構為 1 年之債券預期報酬隱含較多資訊，遠期利率對於 1 年期之預期債券預期報酬較能追蹤其變化。此外，當 1 年期遠期利率預測 1 年期利率將變化成 2 年至 4 年時，預測準確率會隨著預期水平上升，預測能力歸因於 1 年利率的均值回歸趨勢。

Hardouvelis(1994)指出根據預期假設，當長期和短期利率之間的差距擴大時，下個季度的長期利率應該會上漲；然而，美國的長期利率卻是下降而不是上漲，加拿大、英國、德國和日本也有這種異常現象(另外六個 G7 國家中有四個國家也有)。與美國相比，其他 G7 國家的長期利率似乎對預期的未來發展過度反應，其他 G7 國家長期利率的短期流動異常是因為長期利率和白噪音誤差所造成的，且並不會影響到期限結構中的信息。

Clarida and Taylor (1997)研究同意理性預期的偏離和存在時間變化風險溢價，使用美元即期匯率和德國、日本和英國的即期美元匯率的 1、3、6 和 12 個月遠期美元匯率

的周數據，發現遠期溢價期限結構中包含的信息可用於動態樣本間的預測，以減少隨機散步預測 1 年期即期匯率約 40% 的均方根誤差。

Domowitz and Hakkio(1985)研究發現面對不同期間外匯價格的波動，投資人的風險趨避程度會隨之改變，不同期限結構對於外匯市場風險溢酬是有影響的。Backus, Foresi and Telmer(2001)指出期限結構模型已被證明為對了解一國貨幣收益率的有用模型。Inci and Lu(2004)發現期限結構的動態反映了市場對一個國家未來通貨膨脹率和經濟增長率的預期。因此，國內和國外期限結構中包含的信息有助於解釋匯率變動。傳統的利率平價理論將匯率變動與利率差距聯繫起來，但無法得到短期和長期利率之間的互補效果和替代效果，在模型裡也不能將隨時間變化的外匯風險溢價作為因子。

Nucci(2003)在三個雙邊美元匯率制度下，透過估計動態向量誤差修正模型來進行實證分析，實證結果強烈支持一種或多種貨幣的遠期溢價在不同的期限中會對另一種貨幣的即期利率預測能力增強，超過對於自身遠期溢酬期限結構的預測。除了本國貨幣的期限結構外，其他國家貨幣遠期溢價的期限結構對於即期匯率的未來變動是有線性信息的。

Zhong (2009)指出在財務模型中捕捉利率變化特徵和構建相應的期限結構變得越來越重要。Cenesizoglu et al. (2012)調查金融危機對於美國期限結構的影響，發現在金融危機時貨幣政策對期限結構的有效性降低。Choudhry(2016)使用 GARCH-M 模型來研究全球金融危機對於五個歐洲市場(葡萄牙、愛爾蘭、意大利、希臘和西班牙)的結構波動、波動持續性、風險溢價以及收益率的影響。觀察 2 個短期利率及長期利率的期限結構，長期利率為 10 年期債券利率，兩個短期利率為 3 個月和 6 個月的利率。結果顯示不論是短期還是長期的期限結構，由金融危機引發的結構性波動、波動持續性、風險溢價及收益率波動均有重大變化。Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)考量本國期限結構與跨國期限結構資訊，分析對於新興國家外匯市場的解釋能力，發現對於掌控跨國外匯市場動態的能力顯著提升。

第二節、遠期溢價之相關文獻

根據利率平價理論(Interest Rate Parity Theory, IRP), 兩國利率之間的差異即為遠期匯率和即期匯率之差異。無拋補利率平價理論(Uncovered Interest Parity, UIP)指出遠期匯率是即期市場的最適不偏估計。Hansen and Hodrick(1980)使用加幣、德國馬克、法國法郎、英鎊、瑞士法郎、日元和義大利里拉相對美元之即期及 3 個月遠期匯率, 結果發現遠期匯率的對數是市場對未來即期匯率的對數的條件期望。

然而, Fama(1984)實證結果駁斥遠期匯率對於未來即期匯率的預測, 他認為大部分遠期匯率的變動是溢酬的變動, 遠期溢酬和預期未來即期匯率為負向關係。Bekaert and Hodrick(1993)研究指出有強烈的證據否定使用理性預期計量經濟學不偏估計的假設。Bilson(1980)指出遠期價格不等於預期未來即期價格是因為交易成本、資訊成本及風險趨避。實證數據顯示遠期利率主要由利率決定, 反映了預期通貨膨脹率。Froot and Frankel(1989)指出遠期折價是未來匯率變動的偏誤預測因素, 使用匯率預期相關數據將匯率預期偏誤分為風險溢價和預期錯誤兩個部分, 發現樣本中的偏誤沒有反映出風險溢價, 外匯偏離與遠期溢價異常相關。MacDonald and Nagayasu(2015)指出預測誤差在無拋補利率平價的情況下產生, 與遠期溢價謎題有關。最新且重要的遠期溢價謎題解釋是存在套利交易, 可以透過匯率變化與利率之間呈現負相關看出。

當遠期溢酬變動方向和未來匯率變動方向相反時, 表示無拋補利率平價理論(UIP)不成立, 也稱為遠期溢價之謎(Forward Premium Anomaly)。後續也有諸多學者針對遠期溢價之謎來作探討, Frenkel(1981)以美元兌英鎊、美元兌法郎及美元兌德國馬克匯率實證分析 1970 年代匯率和價格, 指出遠期溢價之謎可能是因為風險趨避者參與市場, 所以市場存在風險溢酬。Hodrick and Srivastava(1984)研究指出遠期預測誤差跟當前的遠期溢價有強烈的統計關係。Longworth(1981)使用 1970 年 7 月至 1978 年 12 月的加拿大幣兌美元外匯市場, 實證拒絕有效外匯市場及沒有風險溢酬的假設。Bansal(1997)實證發現違反 UIP 及經濟影響取決於各國利率差異的現象, 並發展與期限結構模型相關的框架, 在

提供充分的條件下，遠期風險溢價及其預期匯率持續變化主要與無違約名目利率變動所包含的風險有關。Carlson and Osler(1999)提出匯率決定理論模型來解決遠期溢價謎題，研究發現貨幣風險溢價取決於利率差異和目前匯率與長期均衡的偏差。研究模型與現有的證據一致，遠期溢價與理性預期未來匯率的變動呈現負相關。

Flood and Rose(2002)使用 1990 年代金融危機期間的 23 個發展中國家和已開發國家的數據，對 UIP 進行測試，發現 UIP 在 1990 年代平均表現比之前的時代更好，因為利率差異導致匯率變動的斜率係數產生正的係數。UIP 表現在固定匯率國家及浮動匯率國家比危機發生的國家差，但是富國和窮國之間沒有顯著的差異。Baillie and Kiliç(2006)使用羅吉斯平滑轉換動態迴歸模型(LSTR)評估遠期溢價，證實風險溢酬對遠期溢價之謎的影響。

Burnside et al.(2010)使用投資者過度自信來解釋外匯市場遠期溢價之謎，研究發現過度自信的個人會對未來通貨膨脹的訊息過度反應，導致遠期匯率相較於即期匯率有較過度的反應。譚躍、張躍龍(2011)研究外匯遠期溢價異常與金融市場間投機溢價的聯動關係，發現股市和期貨市場的投機報酬率對於外匯遠期溢價具有解釋能力，外匯期貨價格對遠期外匯價格扮演領先指標的角色。研究結果表示遠期外匯市場投資人，在做決策時會考慮多個金融商品市場之投機溢價，進而導致遠期外匯風險在金融市場之間傳遞。

Baillie and Cho(2014)指出國際貨幣和貨幣市場的套利交易與遠期溢酬異常有關，遠期溢酬異常是與時間相關的現象，研究發現自 2008 年金融危機以來，利差交易的可取性已經下降，實際上許多貨幣已經變得無利可圖。Aysun and Lee(2014)研究證實已開發國家與新興市場經濟體 UIP 狀況的偏差一樣大。作者使用月數據和 GARCH-M 模型，發現兩組國家中這些偏差很大一部分是由時間變化風險溢價所預測的。為了更清楚地識別風險溢價衝擊，作者使用貝葉斯方法和季度數據來估計兩國的 DSGE 模型，結果顯示只有新興市場經濟體觀察到與 UIP 情況有極大的偏差以及風險溢價具有高度解釋力。

第三節、跨國貨幣傳導之相關文獻

隨著全球化加深，各國資金在全球快速流動，各國之間的羈絆也日漸加深，MacDonald and Marsh(2004)指出 2002 年歐洲貨幣一體化意味著國際貨幣體系將由美元、日元和歐元三種貨幣結構所組成，跨國之間會有傳染效果，匯率彼此相互影響。Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)研究發現區域領導型市場的遠期溢價會影響跨國即期價格，表示外匯遠期市場具有跨國預測能力，意味著外匯遠期預測誤差可能存在跨國傳導中。

Melecky(2008)使用 1981 年至 2006 年間美國、歐元區和日本的匯率季度數據，發現兩種貨幣之間的匯率可能會因為新興市場出現而受到重大的衝擊影響。例如，美國的需求衝擊可能會影響歐元和日元之間的匯率，因為比起歐元區匯率，美國正向的需求衝擊對日元匯率有較大的正向影響，表示日元兌歐元升值。此文證實即使匯率根據無拋補的利率平價演變，對新興市場貨幣效果也是顯著的，這是因為利率通常是由貨幣產出和通貨膨脹而產生的，反過來又會受到其他匯率的影響。更重要的是，新興市場貨幣效果也將透過預期未來匯率轉換為實際匯率，也就是說跨國匯率的建立會受到新興國家基本面和衝擊的影響。新興市場貨幣效果對相對較開放的經濟體的貨幣影響更大，意味著較小的開放經濟體應避免嚴格掌控雙邊匯率的目標，因為較高的貿易和金融開放本能地會擴大貨幣波動的力量。

Laopodis(1998)探討三種歐洲貨幣體系(法國法郎、荷蘭盾和比利時法郎)的波動傳導機制和三個非歐洲貨幣體系(加拿大幣、美元和日圓)對德國馬克的匯率的關係。使用多變量指數 GARCH 模型來觀察波動傳遞機制中的不對稱性。研究結果指出在德國統一之前，除了日元之外的所有利率，各市場之間存在顯著的波動溢出效果。資訊不對稱的證據顯示特定市場的負面消息對於下一個市場的波動性比正面消息更為嚴重。

Hong(2001)測試德國馬克和日元之間的波動溢出效果，發現它們之間存在強烈同時相互波動作用。此外，德國馬克的波動會導致當前日元的波動，但過去日元的波動不會導致當前德國馬克的波動。

Hodrick and Vassalou(2002)研究四國(美國、德國、日本及英國)1 個月利率、12 個月債券超額報酬和匯率在一階及二階動差的特性，實證顯示多國模式相較於一國模式，在一些情況下更能夠解釋 1 個月利率和 12 個月債券超額報酬的動態。此外，在某些情況下也比兩國模式能更好地解釋匯率的動態，多國模式特別有助於解釋美國 1 個月利率的二階動差；美國、德國和日本 12 個月債券超額報酬的二階動差，以及德國馬克相對美元升值的一階動差。

Elyasiani, Kocagil and Mansur(2007)探討英鎊、德國馬克、瑞士法郎及日元，發現貨幣的相互依賴程度是相當大的，在某些時間點上外部力量導致一些貨幣的三分之二的變化。另外，貨幣之間有不對稱的溢出效果，德國馬克對其他三種貨幣(英鎊、瑞士法郎、日元)產生不對稱的影響，並扮演領導地位。在雙變量的比較下，瑞士法郎繼續對日元扮演領導之角色，而在最近一段時間內英鎊領導的優勢似乎已經消退。

Wang and Yang(2009)研究澳幣、歐元、英鎊和日元相對美元的匯率是否存在不對稱波動，實證發現美元貶值所導致的波動幅度大於澳幣和英鎊的升值，而日元則相反。Boero, Silvapulle and Tursunaliyeva(2011)研究 1994 年 1 月至 2007 年 11 月歐元和日元、歐元和英鎊、歐元和瑞士法郎三對匯率的雙變量依賴結構，其中歐元前期用德國馬克替代，並採用基於 Copula 的概念推導出的非參數圖，並且採用穩健的半參數方法來估計 Copula 模型。實證結果表示在歐元元年前後間，歐元和日元、歐元和英鎊之間的依賴結構發生變化，在歐元成立初期發生重大變化。模型捕獲這兩對匯率有不對稱尾部依賴性，表示在美元升值和貶值期間不同程度的共移。在樣本期間，歐元和瑞士法郎之間的依賴度在強度及結構上保持不變，反映了瑞士法郎遵循歐元對美元波動的明顯趨勢；而歐元和英鎊之間的依賴性逐漸上升。

Antonakakis(2012)探討四種主要國際貨幣(歐元、英鎊，日元和瑞士法郎)相對美元的即期匯率，實證結果發現這四種主要國際貨幣匯率具有共移性和波動溢出效果，但與歐元前期相比，歐元後期的平均幅度較低。然而，隨著時間的推移，動態相關性和波動溢出效果顯示出巨大的變化，與極端的經濟形勢(如股市崩盤、貨幣和債務危機以及美國經

濟衰退)呈現正相關。在歐元後期觀察到美元動態相關性變動的不對稱影響，因為美元升值可以增加共移性。跨市場波動溢出效果的性質被認為是雙向的，而不是單向的。最高的波動溢出效果通常發生在歐洲市場之間。自歐元實施以後，日元波動對歐洲市場波動的影響越來越大。

Wang and Xie(2013)研究 2005 年至 2012 年間人民幣與四種主要貨幣(美元、歐元、日幣和韓圓)之間的相互關係，使用移動視窗的方法獲取隨時間變化的相互關係比例指數，實證發現人民幣和美元隨時間呈現正向相關，但在美國次貸危機和歐債危機期間，人民幣及美元的相互關係沒有持續。在近兩年人民幣與歐元的相互關係指標呈現週期性波動。人民幣與日幣在歐債危機期間具有長期負向關係，但人民幣與韓圓為正向關係。

第四節、無本金交割遠期外匯之相關文獻

近年來新興市場無本金交割遠期外匯交易(Non-Delivery Forward, NDF)的重要性不斷上升，Mihaljek and Packer(2010)指出新興市場衍生性金融商品轉換率比已開發國家成長更快，新興市場貨幣轉換率越來越高，跨國交易份額也越來越大，離岸交易也大幅上升，衍生性金融商品轉換率與貿易、金融活動和人均收入呈現正相關。

Doukas and Zhang(2013)研究 NDF 套利交易的表現，發現 NDF 套利交易之夏普指數比 DF 高。此外，金融危機期間，持有 DF 造成重大損失，然而持有 NDF 之損失微乎其微。DF 持有的收益是由信用風險、全球外匯波動及崩潰風險所形成；NDF 持有的收益是由全球外匯波動、崩潰風險、流動性風險和貨幣兌換風險所驅動，這些風險是由離岸市場 CIP 偏離所衡量的，全球可兌換風險對套利交易的影響有限。

Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)研究東北亞國家(中國、韓國、台灣)、(東)南亞國家(印度、印尼及菲律賓)及拉丁美洲(巴西、智利及哥倫比亞)的 DF 與 NDF，發現在沒有危機發生時期，NDF 市場相較 DF 市場在價格發現機制中扮演主導的角色；在危機發生期間，NDF 和 DF 市場對貨幣市場價格發現機制的影響更為均衡。另外，在各地區之間存在顯著差異，東北亞貨幣在危機期間受到中國人民幣的影響，印度盧比可被視為(東)南亞的主要貨幣，在拉丁美洲的貨幣主導地位方面，則沒有取得穩健的結果。

Park(2001)研究韓圓和 NDF 市場之間的相互關係和訊息流動，主要在於 1997 年 12 月因應貨幣危機而產生的韓國匯率制度改革對兩個市場關係的影響。作者利用增廣 GARCH 模型，發現在改革前的期間，從即期市場至 NDF 存在外溢效果，但反之則不然，波動外溢效果存在雙向；改革後，結果卻相反，從 NDF 至即期市場出現外溢效果，波動外溢效果只存在於相同的方向。研究結果表示兩個市場之間存在訊息流動，而改革改變了動態關係的方向。

Gu and McNelis(2013)發現三個月期無本金交割遠期外匯溢價是透過投機壓力將日元對美元匯率波動與中國金融市場走勢連結起來的關鍵。相反的，韓圓的無本金交割遠

期外匯市場匯率浮動較自由且國內金融業也較開放，而日元與韓圓及韓國金融市場的連結關係是非常低的。

Wang, Fawson, Chen and Wu(2014)分析韓國和台灣的即期匯率、DF 和 NDF 市場間的報酬和波動交互作用，發現韓國即期匯率、DF 和 NDF 市場之價格反饋效果顯示市場間彼此相互有關聯，韓國 NDF 市場已經成為衡量未來即期匯率的潛在重要信息工具；在台灣發現即期市場對 DF 和 NDF 市場產生影響，台灣 NDF 市場相較於韓國對現貨市場的影響較小，且有盲目或落後現貨市場的現象。針對跨市場波動，發現韓國有強烈的波動溢出效果，表示即期匯率、DF 及 NDF 市場含有大量的信息傳導。然而，這也表示從離岸市場傳導的貨幣升貶值衝擊可能造成韓國現貨市場較大的波動；在台灣則發現現貨市場的衝擊會導致 DF 及 NDF 市場的波動加劇。對於台灣央行而言，從 NDF 市場到現貨市場信息流動的不相關性，可能有利於制定針對穩定國內貨幣市場的政策。然而，這也可能會消除在市場壓力期間 NDF 避險的有用性。

簡金成、王明隆和林弘益(2000)研究台灣央行限制國內法人承作 NDF 是否對於新台幣匯率波動幅度及匯率走勢產生影響，實證發現在央行限制國內法人承作 NDF 之後，匯率波動幅度有減少的現象，然而並沒有證據顯示匯率走勢受到此政策的影響。

王凱立、吳軍奉(2006)研究台灣即期、DF 及 NDF 外匯市場間交互動態之關聯，並分析央行禁止國內法人承作 NDF 政策後，是否有效穩定即期市場波動。實證結果發現，即期、DF 及 NDF 市場皆存在顯著的雙向報酬傳導效果，且即期市場對於遠匯市場扮演更明顯之價格領導的角色。就跨市場波動的部分，發現政策實施後，NDF 對於即期市場之波動傳導轉為不顯著，說明央行政策有助於即期匯率波動之穩定；此外，在相關係數方面，隨著投機炒作退潮，即期匯率與 NDF 的同期相關性反而提高。

肖陽、馮玲和馮碩碩(2016)使用雙變量常態 Copula 模型和 SJC-Copula 模型，研究人民幣無本金交割遠期外匯市場與新台幣無本金交割遠期外匯市場在不同時期的相關性及尾部相關性變化，並使用 CoVaR 方法分析新台幣無本金交割遠期外匯市場對人民幣無本金交割遠期外匯市場的風險溢出效果。實證結果顯示，在金融危機初期和金融危

機期間，兩個市場呈現顯著正相關，但隨著預期人民幣升值，兩個市場呈現負相關，特別是從發生金融危機之後的 2011 年。在低尾依存度的相關性程度顯著增強，而金融危機發生時則有最強烈的溢出效果。

Lien, Yang, Zhou and Lee(2014)研究人民幣 NDF 及新台幣 NDF 之間的共移及尾隨關係，結果表示隨著時間的推移，兩種 NDF 之間的相互依賴性加強，特別是 2008 年 4 月 9 日以後相關程度急劇上升，尾隨依賴度在 2009 年 2 月 10 日以後大幅上升，每個時間變化都顯示出靠近經濟和政治事件時，對人民幣及台幣影響很大。

Fung, Leung and Zhu(2004)研究人民幣 NDF 市場，發現在 2002 年 11 月 13 日以後，NDF 外匯遠期溢價變成折價，可能是因為美國及中國兩國貿易赤字和外匯儲備日益增加。隨著越來越多的外國投資者在中國拓展業務，人民幣 NDF 的使用將繼續上升。王麗、董益彪和葛明(2008)研究發現 NDF 及 DF 市場彼此存在相互影響之關係，在中國匯率改革前，NDF 市場對 DF 市場之影響大於 DF 市場對於 NDF 市場；中國匯率改革後，則出現相反的情形，中國國內的匯率逐漸接近合理的水平。

王慧、劉宏業(2009)使用 GARCH 模型檢測人民幣即期匯率和 NDF 遠期匯率間的均值溢出效果及波動溢出效果，實證發現 NDF 遠匯市場對於人民幣即期匯率市場具有均值溢出效果，NDF 遠匯及人民幣即期匯率彼此有瀰項波動溢出效果，說明資訊傳導由境外市場傳遞至境內市場，NDF 遠匯市場是即期匯率市場的價格領導者。

Liuliu and Wenyu(2010)實證分析人民幣 NDF 匯率與 DF 匯率之間的動態關係、傳導機制及信息影響，研究結果顯示在中國的交易市場改革之後，NDF 匯率與 DF 匯率之間存在傳導的關係。在價格傳導機制中，DF 匯率和 NDF 匯率在短期和中期相互影響；在波動傳導效果，DF 匯率在 5 至 10 天內對 NDF 有單向因果關係。

參、研究方法

第一節、ADF 單根檢定

先前許多計量模型研究皆假設資料不隨時間改變；然而，Granger and Newbold(1974)發現非定態變數之間可能存在假性迴歸(Spurious Regression)的問題，資料會隨時間變動呈現隨機漫步的現象。因此，可以將時間序列資料分為定態及非定態，需以單根檢定(Unit Root Test)檢驗資料是否為定態，若為非定態資料則須調整變數使其成為定態。Dick and Fuller(1979)為了避免產生假性迴歸的問題，假設截距項為零及殘差項有白噪音，利用AR(1)推導出單根檢定，但單根檢定的殘差項並不是單純的雜訊，自我相關的現象導致單根檢定受到限制。後來的學者提出其他的單根檢定法，如 ADF 檢定、PP 檢定及 Sims 檢定，本文使用 ADF 檢定。Said and Dickey(1984)加入被解釋變數的落後項，將其視為額外的解釋變數來解決白噪音的問題，稱為修正後單根檢定(Augmented Dickey-Fully Test, ADF 檢定)。虛無假設為存在單根，若拒絕虛無假設則表示該序列為定態。單根檢定模型如下：

(一)不包括截距項及時間趨勢項：

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

(二)包括截距項：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(三)包括截距項及時間趨勢項：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中， Y_t 為時間序列資料； α_0 為截距項； γ 為自我相關係數； $\alpha_1 t$ 為時間趨勢項； β_i 為最適落後期數，使殘差項等於白噪音(White Noise)，即 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ ； ε_t 為殘差項。

第二節、GARCH 相關模型

(一)ARCH 模型

在估計傳統的時間序列模型時，通常假設迴歸殘差的變異數為固定不變的常數，然而實際上卻發現波動幅度隨時間改變，也就是存在異質變異(Heteroskedasticity)的現象。Engle(1982)提出自我相關條件異質變異模型(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH)，使得隨機過程中的條件變異數可以隨著時間變動(Time-Varying)，能捕捉厚尾現象(Heavy Tails)及波動叢聚現象(Volatility Clustering)，以及廣泛地應用在財務工程研究中。其 ARCH(q)模型如下所示：

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a \quad (4)$$

$$y_t | \Omega_t \sim N(x_t a, h_t^2) \quad (5)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (6)$$

其中，第(4)式為均數方程式， y_t 為符合 ARCH 過程之時間序列資料； a 為迴歸式係數； $x_t a$ 為在 Ω_t 所能獲得變數之線性組合； Ω_t 為 t 期所有資訊形成之集合；第(6)式為變異數方程式， h_t^2 為第 t 期的條件變異數； q 為遞延期數； α_i 代表第 i 期波動會受到第 $t-i$ 期預測誤差的衝擊； ε_{t-i}^2 為第 $t-i$ 期的殘差項。

(二)GARCH 模型

Bollerslev(1986)將 ARCH 模型中條件變異數自身的影響效果加入，擴展為一般化自我相關異質條件變異數模型(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)，假設條件變異數受到前一期之預測誤差項平方及前一期條件變異數的影響。其 GARCH(p,q)模型如下所示：

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a \quad (7)$$

$$y_t | \Omega_t \sim N(x_t a, h_t^2) \quad (8)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}^2 \quad (9)$$

其中，第(7)式為均數方程式， y_t 為符合 GARCH 過程之時間序列資料； $x_t a$ 為在 Ω_t 所能獲得變數之線性組合； Ω_t 為 t 期所有資訊形成之集合；第(9)式為變異數方程式； h_t^2 為第 t 期的條件變異數； p 、 q 為遞延期數； α_i 代表第 t 期波動會受到第 t-i 期預測誤差的短期衝擊； ε_{t-i}^2 為第 t-i 期的殘差項； β_j 代表第 t 期波動會受到第 t-j 期變異數的長期衝擊； h_{t-j}^2 為第 t-j 期的條件變異數。

(三) EGARCH 模型

French, Schwert and Stambaugh(1987)及 Nelson(1991)指出好壞消息對於市場波動度有不同程度的影響，存在波動性不對稱現象(Asymmetric)，而且市場對於壞消息反映出更強烈的波動。然而，ARCH 模型與 GARCH 模型之波動以對稱性(Symmetric)呈現，為了解決這個問題，後來發展出各種不對稱 GARCH 模型來描述不對稱波動現象。最早提出不對稱效果模型為 Nelson(1991)的指數型 GARCH 模型(Exponential GARCH，EGARCH)，將條件變異數方程式設成指數函數的形式，使條件變異數不為負值，用來捕捉槓桿效應(Leverage Effect)，即壞消息相較於好消息對資產報酬的未來波動影響較大，使得波動性的估計更加準確。其 EGARCH(p,q)模型如下所示：

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a \quad (10)$$

$$y_t | \Omega_t \sim N(x_t a, h_t^2) \quad (11)$$

$$\ln(h_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} \right| + \sum_{i=1}^q \gamma_i \frac{\varepsilon_{t-i}}{h_{t-i}} + \sum_{j=1}^p \beta_j \ln(h_{t-j}^2) \quad (12)$$

其中， y_t 為符合 EGARCH 過程之時間序列資料； $x_t a$ 為在 Ω_t 所能獲得變數之線性組合； Ω_t 為 t 期所有資訊形成之集合； h_t^2 為第 t 期的條件變異數； p 、 q 為遞延期數； α_i 代表第 i 期波動會受到第 t-i 期預測誤差的短期衝擊； ε_{t-i} 為第 t-i 期的殘差項； γ_i 為槓桿效果，當 $\gamma_i > 0$ 表示產生波動不對稱情形； β_j 代表第 j 期波動會受到第 t-j 期變異數的長期衝擊； h_{t-j}^2 為第 t-j 期的條件變異數。

(四) GJR-GARCH 模型

而另一個用來描述不對稱波動現象的模型為 Glosten, Jagannathan and Runkle(1993)所提出的 GJR-GARCH 模型，利用虛擬變數的方法，使正非預期超額報酬及負非預期超額報酬對於條件變異數有不同程度的影響，能更好地預測波動。其 GJR-GARCH(p,q,r)模型如下所示：

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a \quad (13)$$

$$y_t | \Omega_t \sim N(x_t a, h_t^2) \quad (14)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 D_{t-k} + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}^2 \quad (15)$$

$$D_{t-k} = \begin{cases} 1 & , \text{if } \varepsilon_{t-k} < 0 \\ 0 & , \text{otherwise} \end{cases}$$

其中， y_t 為符合 GJR-GARCH 過程之時間序列資料； $x_t a$ 為在 Ω_t 所能獲得變數之線性組合； Ω_t 為 t 期所有資訊形成之集合； h_t^2 為第 t 期的條件變異數； p 、 q 、 r 為遞延期數； α_i 代表第 t 期波動會受到第 t-i 期預測誤差的短期衝擊； ε_{t-i}^2 為第 t-i 期的殘差項； γ_k 為槓桿效果，當 $\gamma_k > 0$ 表示槓桿效果存在； D_{t-k} 為負向衝擊虛擬變數，若 $\varepsilon_{t-k} < 0$ ，負的報酬衝擊對波動度的影響會比 $\varepsilon_{t-k} \geq 0$ 正的報酬衝擊還大； β_j 代表第 t 期波動會受到第 t-j 期變異數的長期衝擊； h_{t-j}^2 為第 t-j 期的條件變異數。

(五) CCC-GARCH 模型

多變量條件自我相關異質變異模型(Multivariate GARCH, MGARCH)，是將原本的變異數方程式延伸成多變量的向量自我迴歸模式，加上條件共變數方程式，成為條件共變異數矩陣之模型(Conditional Covariance Matrix Models)，例如 Bollerslev et al.(1988)的下三角堆疊模型(Vech Model)、Engle and Kroner(1995)的 BEKK 模型；加上條件相關係數方程式，成為條件變異數及相關係數之模型(Conditional Variance and Correlation Models)，例如 Bollerslev(1990)的固定條件相關係數模型(Constant Conditional Correlation, CCC Model)，其 CCC 模型如下所示：

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim \text{MultivariateNormal}(0, H_t) \quad (16)$$

$$H_t = D_t \gamma D_t \quad (17)$$

$$D_t = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{1t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{h_{nt}} \end{pmatrix} \quad (18)$$

$$\gamma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \cdots & \rho_{1n} \\ \rho_{21} & 1 & \cdots & \rho_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{n1} & \rho_{n2} & \cdots & 1 \end{pmatrix} \quad (19)$$

$$h_{i,t}^2 = \omega_i + \sum_{p=1}^{p_i} \alpha_{i,p} \varepsilon_{i,t-p}^2 + \sum_{q=1}^{q_i} \beta_{i,q} h_{i,t-q}^2 \quad (20)$$

$$h_{ij,t} = \rho_{ij} \sqrt{h_{i,t} h_{j,t}} \quad (21)$$

其中， ε_t 為殘差項； Ω_t 為 t-1 期所有資訊形成之集合； H_t 為變異數矩陣； D_t 為對角線矩陣； γ 為相關係數矩陣； $h_{i,t}^2$ 為條件變異數($i=1,2,\dots,n$)； p 、 q 為遞延期數； ρ_{ij} 相關係數假設為常數($i=1,2,\dots,n$ ； $j=1,2,\dots,n$ ； $i \neq j$)，不隨時間變動改變。

(六) DCC-GARCH 模型

另一條件變異數及相關係數之模型(Conditional Variance and Correlation Models)為動態條件相關係數模型(Dynamic Conditional Correlation, DCC model)，由 Engle (2002)修改 Bollerslev (1990)的 CCC-GARCH，允許模型之相關係數可隨時間改變，解決 CCC-GARCH 條件相關係數為固定常數的問題，且 DCC-GARCH 在處理多變量時運算相對簡易，適合使用在大型共變異數矩陣的計算。其 DCC 模型如下所示：

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim \text{MultivariateNormal}(0, H_t) \quad (22)$$

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (23)$$

$$D_t = \text{diag}\{H_t\} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{h_{kk,t}} \end{pmatrix} \quad (24)$$

$$R_t = [\text{diag}(Q_t)]^{-\frac{1}{2}} \times Q_t \times [\text{diag}(Q_t)]^{-\frac{1}{2}} \quad (25)$$

$$Q_t = (1-a-b) \times \bar{Q} + a \times Z_{t-1} Z_{t-1}' + b \times Q_{t-1} \quad (26)$$

$$Z_t^i = D_t^{-1} \varepsilon_t \quad (27)$$

$$\rho_{ij,t} = \frac{(1-a-b)q_{ij} + a \times z_{i,t-1} \times z_{j,t-1} + b \times q_{ij,t-1}}{\sqrt{[(1-a-b)q_{ii} + a \times z_{i,t-1}^2 + b \times q_{ii,t-1}][(1-a-b)q_{jj} + a \times z_{j,t-1}^2 + b \times q_{jj,t-1}]}} \quad (28)$$

其中， ε_t 為殘差項； Ω_t 為 t-1 期所有資訊形成之集合； H_t 為變異數矩陣； D_t 為對角線矩陣； R_t 為相關係數矩陣； Q_t 為共變異數矩陣，且 $Z_t = (z_{1,t}, z_{2,t})$ ； $\rho_{ij,t}$ 代表兩標之間之相關係數； a 為前期標準化殘差項之交乘項對於下一期共變異數的影響程度； b 為衡量前期共變異數資訊對於下一期共變異數的影響程度， a 和 b 皆為非負數參數，限制在 $a+b < 1$ ； q_{ij} 為兩標之間之共變異數； q_{ii} 為標的 i 之自我共變異數； q_{jj} 為標的 j 之自我共變異數； $z_{i,t-1}$ 為標的 i 之報酬殘差標準化； $z_{j,t-1}$ 為標的 j 之報酬殘差標準化。

第三節、遠期外匯超額報酬

根據利率平價理論(Interest Rate Parity Theory, IRP)，兩國利率的差異為遠期匯率和即期匯率的差異，當遠期外匯價格無法準確的預測即期價格，表示違反利率平價理論，這時候會產生預測誤差，說明投資人在遠期外匯到期時，可以透過即期和遠匯市場的操作進行套利交易，而套利交易行為所得到的報酬稱為超額報酬。

對於超額報酬的正負方向可以由預售方及預購方的角度來說明。針對預售方的部分，投資人根據對於未來匯率之預期，簽訂預售外幣的遠期契約。當遠期契約到期時，若現貨市場本幣貶值幅度小於契約簽訂本幣貶值的幅度，這時投資人可以在現貨市場低價購買外幣，同時使用契約在現貨市場高價出售外幣賺取超額報酬，這時候產生的超額報酬數值為正；同樣地，預購方會簽訂預購外幣的遠期契約，當遠期契約到期時，若本幣在現貨市場貶值幅度大於契約簽訂本幣貶值幅度時，這時投資人可以使用契約在遠匯市場低價購買外幣，同時在現貨市場高價出售外幣賺取超額報酬，這時候產生的超額報酬數值為負。因本文研究對象為新興市場國家，多以貿易出口為主，因此傾向以預售方角度分析遠匯超額報酬的變化行為。本文主要參考 Ahmed and Valente(2015)所提出之超額報酬模型進行研究，其模型如下所示：

$$Z_{t+1}^k = \frac{F_t^k - s_{t+1}^k}{s_t^k} \quad (29)$$

其中， Z_{t+1}^k 為 NDF 遠期外匯於第 t+1 期之超額報酬； F_t^k 為第 k 國在第 t 期之遠期匯率； s_{t+1}^k 為第 k 國在第 t+1 期已實現的即期匯率； $(F_t^k - s_{t+1}^k)$ 為第 k 國在第 t 期的遠期外匯與到期現貨間之差距； s_t^k 為第 k 國第 t 期的即期匯率。

第四節、遠期溢價及利率差異

(一)遠期溢價

根據 UIP 理論，遠期匯率為現貨市場良好的預測指標，表示遠期溢價應該可以預測未來匯率走勢，然而在現實中通常違反 UIP，投資者會進行利差交易來獲取巨額利益，這種現象稱為遠期溢價之謎(Forward Premium Anomaly)。遠期契約到期日當天的匯率與即期匯率的差異，稱為遠期溢價。假設遠期契約到期時，若台幣貶值(台幣數值變大)，美元相對升值，此時遠期溢價相對變小，表示遠期溢價與超額報酬呈現負向關係；反之，遠期契約到期時，若台幣升值(台幣數值變小)，美元相對貶值，此時遠期溢價相對變大，遠期溢價與超額報酬呈現正向關係。遠期溢價模型如下所示：

$$DFP_{n,t}^i = df_{n,t}^i - s_t^i \quad (30)$$

$$NDFP_{n,t}^i = ndf_{n,t}^i - s_t^i \quad (31)$$

其中， $DFP_{n,t}^i$ 及 $NDFP_{n,t}^i$ 分別代表 DF 與 NDF 之遠期溢價($n=1,2,3,4$ ，分別代表 1 個月、3 個月、6 個月、12 個月期限)； i 在東北亞分別代表台灣、韓國及中國，東南亞則分別代表馬來西亞、印尼及菲律賓。

(二)利率差異

利率差為本國利率與外國利率的差異，利率與遠期外匯超額報酬之關係可由 UIP 理論及 CIP 理論來解釋。當本國利率高於外國利率時，表示國際資金會流向本國，預期的效果使得本國貨幣升值，這時候遠匯亦會跟著現貨匯率升值而上升。投資人會在市場上簽定遠期外幣契約，持有本國貨幣進行套利交易；到期日時投資人若選擇完成套利匯出資金，此時現貨市場本國利率貶值，造成遠期匯率與到期現貨間呈現負向超額報酬，因此與利率差呈現負向關係，符合 UIP 理論。倘若投資人為了避險也同時簽定外國貨幣遠匯契約，進而推升外國貨幣遠匯之價格，利差與遠匯超額報酬呈現正向關係，上述情況則符合 CIP 理論。利率差異模型如下所示：

$$r_t^i - r_t^* \quad (32)$$

其中， i 為區域內特定國家，包括東北亞分別代表台灣、韓國及中國，東南亞分別代表馬來西亞、印尼及菲律賓； r^* 為美國利率； r 為本國利率。

第五節、模型設計

針對本文模型之設計，因考慮模型之複雜度及降低發生共線性偏誤的可能性，因此各解釋變數的遞延期皆以 AIC 準則選取最具解釋力的期數作為本文之依據。依據本議題的需求及資料特性，本文採用 Gauss 及其應用軟體 CML(Constraint Maximum Likelihood)，並採用三變量 GARCH 模型分析 NDF 外匯市場之超額報酬，針對亞洲新興市場東北亞及東南亞區域各選取三種主要貨幣及建立模型，探討 DF 及 NDF 遠期溢價、利率差及不同期限結構之影響，並觀察區域內跨國報酬傳導及波動傳導之影響。本文實證模型如下所示，為簡明敘述，以下分別區分為條件平均式、條件變異式及條件共變異式作說明。

(一) 條件平均式

$$R_{t+n}^i = c^i + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_1^i} \theta_{n,m}^i (DFP_{n,t}^i)_{t-m} + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_2^i} \phi_{n,m}^i (NDFP_{n,t}^i)_{t-m} + \sum_{l=1}^3 \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_3^i} \gamma_m^{l-i} (R_{t+n}^l)_{t-m} + \beta_m^i (r_t^i - r_t^*)_{t-m} + \varepsilon_t^i \quad (33)$$

$$R_{t+n}^j = c^j + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_1^j} \theta_{n,m}^j (DFP_{n,t}^j)_{t-m} + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_2^j} \phi_{n,m}^j (NDFP_{n,t}^j)_{t-m} + \sum_{l=1}^3 \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_3^j} \gamma_m^{l-j} (R_{t+n}^l)_{t-m} + \beta_m^j (r_t^j - r_t^*)_{t-m} + \varepsilon_t^j \quad (34)$$

$$R_{t+n}^k = c^k + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_1^k} \theta_{n,m}^k (DFP_{n,t}^k)_{t-m} + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_2^k} \phi_{n,m}^k (NDFP_{n,t}^k)_{t-m} + \sum_{l=1}^3 \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_3^k} \gamma_m^{l-k} (R_{t+n}^l)_{t-m} + \beta_m^k (r_t^k - r_t^*)_{t-m} + \varepsilon_t^k \quad (35)$$

其中， $R_{t+n}^i = \frac{ndf_{n,t}^i - s_{t+n}^i}{s_t^i}$ 為第 i 國在第 t 期衡量第 n 期契約到期的 NDF 遠期匯率

($ndf_{n,t}^i$) 與 n 個月後即期匯率 (s_{t+n}^i) 之間的差異，作為無本金交割遠期外匯超額報酬之衡量。 i 、 j 、 k 分別對應到同區域三個不同國家：包括東北亞(台灣、韓國、中國)及東南亞

(馬來西亞、印尼、菲律賓)等國； $ndf_{n,t}^i$ 代表第 i 國第 t 期之第 n 期無本金交割遠期外匯匯率； s_{t+n}^i 代表第 i 國第 $t+n$ 期已實現之即期匯率； s_t^i 代表第 i 國第 t 期已實現之即期匯率； c^i 為第 i 國常數項參數， ε_t^i 為第 i 國誤差項； n 代表 1、3、6、12 個月期限。

無本金交割遠期外匯超額報酬的預測包括以下因子之設定：(1) $DFP_{n,t}^i = (df_{n,t}^i - s_{t+n}^i)$ 與 $NDFP_{n,t}^i = (ndf_{n,t}^i - s_{t+n}^i)$ 分別代表 DF 與 NDF 之遠期溢價($n=1,2,3,4$ ，分別代表 1 個月、3 個月、6 個月、12 個月期限)。參數 $\theta_{n,m}^i$ 為衡量第 i 國期限為 n 之 DF 遠期溢價($DFP_{n,t}^i$) 對第 i 國預測之 NDF 超額報酬 R_{t+n}^i 之顯著影響是否顯著，以 $j=1,2,3(i \neq j)$ 代表區域內三個國家的貨幣， m 為以 AIC 選擇的落後期數($m \leq 5$)；同樣地，參數 $\phi_{n,m}^i$ 為衡量第 i 國期限為 n 之 NDF 遠期溢價($NDFP_{n,t}^i$) 對第 i 國預測之 NDF 超額報酬 R_{t+n}^i 影響是否顯著，

以觀察跨國遠期溢價對 NDF 超額報酬之解釋能力。(2) $(R_{t+n}^l)_{t-m} = \left[\left(\frac{ndf_{n,t}^l - s_{t+n}^l}{s_t^l} \right)_{t+n} \right]_{t-m}$ 為

第 l 國在第 t 期衡量第 n 期限之 NDF 遠期匯率($ndf_{n,t}^l$) 與 n 時點的即期匯率(s_{t+n}^l) 之間的差異($l=1,2,3$ ，東北亞分別代表台灣、韓國、中國；東南亞分別代表馬來西亞、印尼、菲律賓)， m 為以 AIC 選擇的落後期數($m=1,2,3,4,5$)。參數 γ_m^{l-i} 則作為檢視第 l 國($l=1,2,3$) 遞延 m 期($m=1,2,3,4,5$) 遠匯超額報酬對當期之影響。(3) $r_t^i - r_t^*$ 為考量本國利率(r_t^i) 相對國外利率(r_t^*) 間之利差，參數 β_m^i 為代表利差對於超額報酬之影響。

(二)條件變異式

設定條件變異式的部分，根據 AIC 準則，實證發現條件變異式之落後期數皆以落後一期具有最大影響力，為最適切之模型，因此本文條件變異式之遞延期皆以落後一期為分析依據，針對 NDF 外匯市場超額報酬的波動特性，分析波動叢聚特性、前期波動的衝擊對於本期波動之影響及跨國波動傳導之特性，模型如下所示：

$$h_t^i = \omega^i + \sum_{v1=1}^{m_1^i} \beta_{v1}^i h_{t-v1}^i + \sum_{v2=1}^{m_2^i} \alpha_{v2}^i (\varepsilon_{t-v2}^i)^2 + \sum_{v3=1}^{m_3^i} \lambda^{j-i} (\varepsilon_{t-v3}^j)^2 + \sum_{v4=1}^{m_4^i} \lambda^{k-i} (\varepsilon_{t-v4}^k)^2 \quad (36)$$

$$h_t^j = \omega^j + \sum_{v1=1}^{m_1^j} \beta_{v1}^j h_{t-v1}^j + \sum_{v2=1}^{m_2^j} \alpha_{v2}^j (\varepsilon_{t-v2}^j)^2 + \sum_{v3=1}^{m_3^j} \lambda^{i-j} (\varepsilon_{t-v3}^i)^2 + \sum_{v4=1}^{m_4^j} \lambda^{k-j} (\varepsilon_{t-v4}^k)^2 \quad (37)$$

$$h_t^k = \omega^k + \sum_{v1=1}^{m_1^k} \beta_{v1}^k h_{t-v1}^k + \sum_{v2=1}^{m_2^k} \alpha_{v2}^k (\varepsilon_{t-v2}^k)^2 + \sum_{v3=1}^{m_3^k} \lambda^{i-k} (\varepsilon_{t-v3}^i)^2 + \sum_{v4=1}^{m_4^k} \lambda^{j-k} (\varepsilon_{t-v4}^j)^2 \quad (38)$$

其中， h_t^i 、 h_t^j 、 h_t^k 為第 t 期條件變異數； ω^i 、 ω^j 、 ω^k 為條件變異式之截距項； β_{v1}^i 、 β_{v1}^j 、 β_{v1}^k 為 GARCH 效果之估計參數，代表本期波動受到前期波動的影響程度； α_{v2}^i 、 α_{v2}^j 、 α_{v2}^k 為 ARCH 效果之估計參數，表示本國前期市場波動對於本期波動之衝擊程度； λ^{j-i} 、 λ^{k-i} 為跨國波動傳導之估計參數，若估計參數顯著異於 0，表示 j 、 k 兩國外匯市場波動會造成 i 國外匯市場波動。

(三)條件共變異式

設定條件共變異數的部分，採用 DCC-GARCH 模型(Dynamic Conditional Correction GARCH)，當作跨國遠期外匯市場超額報酬同期動態關聯之設定，模型如下所示：

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, H_t) \quad (39)$$

$$H_t = D_t T_t D_t \quad (40)$$

$$D_t = \text{diag}\{[\sqrt{h_{kk,t}}]\} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_{11}} & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & \sqrt{h_{kk,t}} \end{pmatrix} \quad (41)$$

$$T_t = [\text{diag}(Q_t)]^{-\frac{1}{2}} \times Q_t \times [\text{diag}(Q_t)]^{-\frac{1}{2}} \quad (42)$$

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

$$Z_t = \frac{\varepsilon_t}{D_t} \quad (43)$$

其中， H_t 為第 t 期區域內三國之條件共變異數矩陣； D_t 為 $t \times t$ 對角線矩陣； T_t 為各標的平均數的條件相關係數矩陣； Q_t 為使用標準化殘差項量得到的動態相關共變異數矩陣；其中，估計參數 a 和 b 必須為正，使 Q_t 呈現正向且符合均數回復。參數 a 為前期標準化殘差之交乘項對於下一期共變異影響程度之估計參數，若呈現顯著代表數列間的動態條件相關係數受到前期標準化殘差之影響； b 為前期共變異數交乘影響程度之估計參數，若呈現顯著代表數列間的動態條件相關係數存有跨期的持續性效果。

肆、實證研究

第一節、樣本選取

近年來新興市場經濟成長亮眼，國際資金紛紛湧入，增加外匯市場的不穩定性，匯率風險也隨之提高，也加深匯率預測的困難度，而 NDF 市場因較不受政府掌控，具較佳價格發現功能，提供了投資者及貿易商避險更佳之管道，因而為本文主要研究標的。為了更深入了解外匯市場因預測誤差產生套利交易，進而產生超額報酬之現象，本文針對 NDF 遠匯超額報酬的部分進行研究，採用 Ahmed and Valente(2015)所提出之超額報酬計算模式，並對於影響超額報酬的因素進行探討。本研究參考 Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)之研究變數並進一步擴充，將 DF 及 NDF 遠期溢價、利率差、期限結構、跨國傳導及波動傳導納入分析，以東北亞區域及東南亞區域新興市場為樣本，考量各區域內無本金交割遠期外匯市場交易量規模大小，選擇各區域前三大交易量的國家作為研究依據；其中東北亞以台灣、韓國、中國為研究對象；東南亞以馬來西亞、印尼、菲律賓為研究對象，總共六個國家，針對影響超額報酬的因素進行分析。

Narayan and Sharma(2015)研究資料頻率的選擇對於匯率遠期溢價之影響，實證結果發現資料頻率對於經濟學及統計學領域是重要的，頻率越高的資料所隱含的資訊越多。此外，資料頻率亦參考 Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)，使用日資料進行分析。本文資料取自 DataStream 資料庫，東北亞樣本數為 1,691 筆，樣本期間為 2010 年 11 月至 2017 年 5 月共約 7 年；東南亞樣本數為 2,871 筆，樣本期間為 2006 年 5 月至 2017 年 5 月共 10 年。

第二節、單根檢定

建立時間序列模型之資料須以定態為基礎，因此本文使用 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller)檢驗所有實證樣本序列之水平資料(Level)，並以 AIC 值(Akaike's Information Criterion)選擇最適落後期。表 1-1、表 1-2、表 1-3 及表 1-4 為各國不同期限之單根檢定結果，實證發現各國 NDF 超額報酬、DF 和 NDF 遠期溢價及利率差資料皆拒絕虛無假設，表示資料本身為穩定型態。圖 1-1、圖 1-2、圖 1-3、圖 1-4 為不同期限 NDF 超額報酬之走勢圖。

表 1-1 一個月 NDF 超額報酬之單根檢定

Panel A 東北亞國家				
	變數	台灣	韓國	中國
NDF 超額報酬	R_{t+1}	-5.1433***	-5.2135***	-4.5844***
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	-15.5243***	-6.7177***	-3.2020***
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	-6.1789***	-3.6370***	-2.8878***
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	-5.8744***	-8.8010***	-2.8906***
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	-3.5172***	-4.7536***	-2.9557***
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	-10.7633***	-11.5620***	-3.3342***
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	-5.0714***	-6.1789***	-3.2375***
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	-5.2621***	-3.6868***	-3.4575***
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	-3.7627***	-5.1209***	-3.9832***
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	-1.8776*	-3.7799***	-4.6737***
Panel B 東南亞國家				
	變數	馬來西亞	印尼	菲律賓
NDF 超額報酬	R_{t+1}	-6.1253***	-7.7750***	-6.7598***
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	-3.1303***	-4.2322***	-3.7159***
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	-2.8688***	-3.2248***	-3.1944***
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	-2.8748***	-2.9330***	-4.9349***
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	-2.8658***	-2.9141***	-3.8525***
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	-16.9777***	-10.3922***	-7.3912***
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	-6.1552***	-8.4218***	-5.0303***
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	-4.1041***	-6.4952***	-5.5071***
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	-2.8747***	-5.3174***	-4.5080***
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	-2.9625***	-2.8939***	-4.1988***

註：單根檢定之虛無假設為資料存在單根，表中數字為 t 值；*、***分別代表在 10% 及 1% 顯著水準下得到顯著結果。

表 1-2 三個月 NDF 超額報酬之單根檢定

Panel A 東北亞國家				
	變數	台灣	韓國	中國
NDF 超額報酬	R_{t+2}	-3.7736***	-3.9552***	-3.3301***
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	-15.1052***	-6.9238***	-3.1326***
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	-2.4248**	-3.4298***	-2.8879***
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	-6.0252***	-7.4527***	-2.9095***
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	-3.8304***	-4.7473***	-2.8866***
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	-10.5013***	-11.4345***	-3.5311***
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	-4.8249***	-6.4262***	-3.1747***
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	-4.3307***	-3.9210***	-3.4281***
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	-5.6997***	-5.2060***	-3.4209***
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	-2.8072***	-3.7377***	-3.5092***
Panel B 東南亞國家				
	變數	馬來西亞	印尼	菲律賓
NDF 超額報酬	R_{t+2}	-4.4213***	-5.1889***	-5.0378***
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	-3.0868***	-4.1978***	-3.6261***
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	-2.8777***	-3.6169***	-3.1321***
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	-2.8671***	-2.9758***	-4.9117***
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	-2.8799***	-2.9030***	-3.8530***
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	-16.9946***	-10.3139***	-7.3221***
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	-5.0996***	-8.3577***	-4.9661***
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	-3.3623***	-6.4450***	-5.4496***
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	-4.0085***	-5.2754***	-4.4598***
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	-2.8642***	-3.2522***	-3.9319***

註：單根檢定之虛無假設為資料存在單根，表中數字為 t 值；**、***分別代表在 5% 及 1% 顯著水準下得到顯著結果。

表 1-3 六個月 NDF 超額報酬之單根檢定

Panel A 東北亞國家				
	變數	台灣	韓國	中國
NDF 超額報酬	R_{t+3}	-2.8962***	-3.3199***	-2.5421**
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	-27.8338***	-3.1162***	-3.0296***
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	-3.1197***	-4.1663***	-2.8713***
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	-3.0062***	-3.4267***	-2.8713***
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	-3.7510***	-4.7322***	-2.8797***
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	-9.1408***	-11.1682***	-3.3029***
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	-4.5668***	-6.5731***	-3.0840***
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	-4.7915***	-4.1791***	-4.1322***
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	-4.1656***	-5.2646***	-3.7511***
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	-2.0010**	-2.0908**	-4.4641***
Panel B 東南亞國家				
	變數	馬來西亞	印尼	菲律賓
NDF 超額報酬	R_{t+3}	-2.9831***	-3.2798***	-3.4034***
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	-2.9943***	-4.1443***	-3.5748***
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	-2.8700***	-3.1170***	-3.0935***
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	-2.8696***	-2.8790***	-4.7896***
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	-2.8667***	-2.8771***	-3.7731***
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	-16.6083***	-10.1867***	-7.1931***
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	-4.2627***	-8.2260***	-4.8770***
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	-2.9023***	-6.3328***	-5.3870***
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	-3.8032***	-5.1668***	-4.4161***
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	-2.2178**	-3.1678***	-3.4494***

註：單根檢定之虛無假設為資料存在單根，表中數字為 t 值；**、***分別代表在 5% 及 1% 顯著水準下得到顯著結果。

表 1-4 十二個月 NDF 超額報酬之單根檢定

Panel A 東北亞國家				
	變數	台灣	韓國	中國
NDF 超額報酬	R_{t+4}	-2.0462***	-2.2635**	-1.9801**
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	-13.9861***	-4.2861***	-3.8450***
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	-3.0287***	-4.4837***	-2.9646***
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	-3.1605***	-4.7274***	-2.85792*
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	-3.4443***	-5.0152***	-2.9245***
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	-8.6480***	-15.8399***	-3.1432***
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	-4.9097***	-8.6489***	-2.9748***
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	-4.3355***	-5.0357***	-3.9119***
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	-4.7377***	-3.0092***	-3.6150***
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	-2.2190**	-2.0218**	-3.5290**
Panel B 東南亞國家				
	變數	馬來西亞	印尼	菲律賓
NDF 超額報酬	R_{t+4}	-2.1313**	-2.3783**	-3.0156***
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	-4.2359***	-4.0371***	-3.5248***
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	-3.4130***	-3.4442***	-3.0554***
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	-2.8642***	-2.5306**	-4.3663***
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	-2.8710***	-3.0214***	-3.4463***
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	-15.9462***	-5.0878***	-5.3808***
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	-4.4892***	-4.7336***	-4.1662***
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	-3.1274***	-4.0592***	-3.9182***
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	-8.6813***	-3.5165***	-3.5284***
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	-3.0498**	-4.0728**	-3.4712**

註：單根檢定之虛無假設為資料存在單根，表中數字為 t 值；**、***分別代表在 5% 及 1% 顯著水準下得到顯著結果。

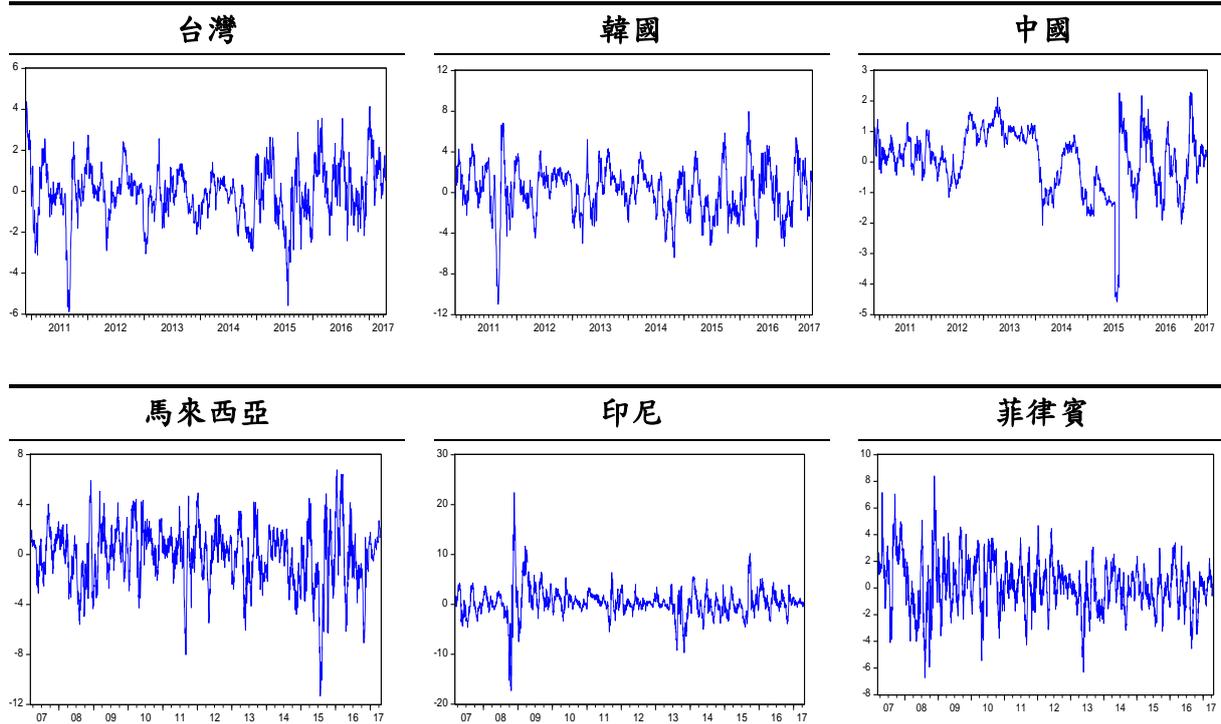


圖 1-1 一個月 NDF 超額報酬走勢圖

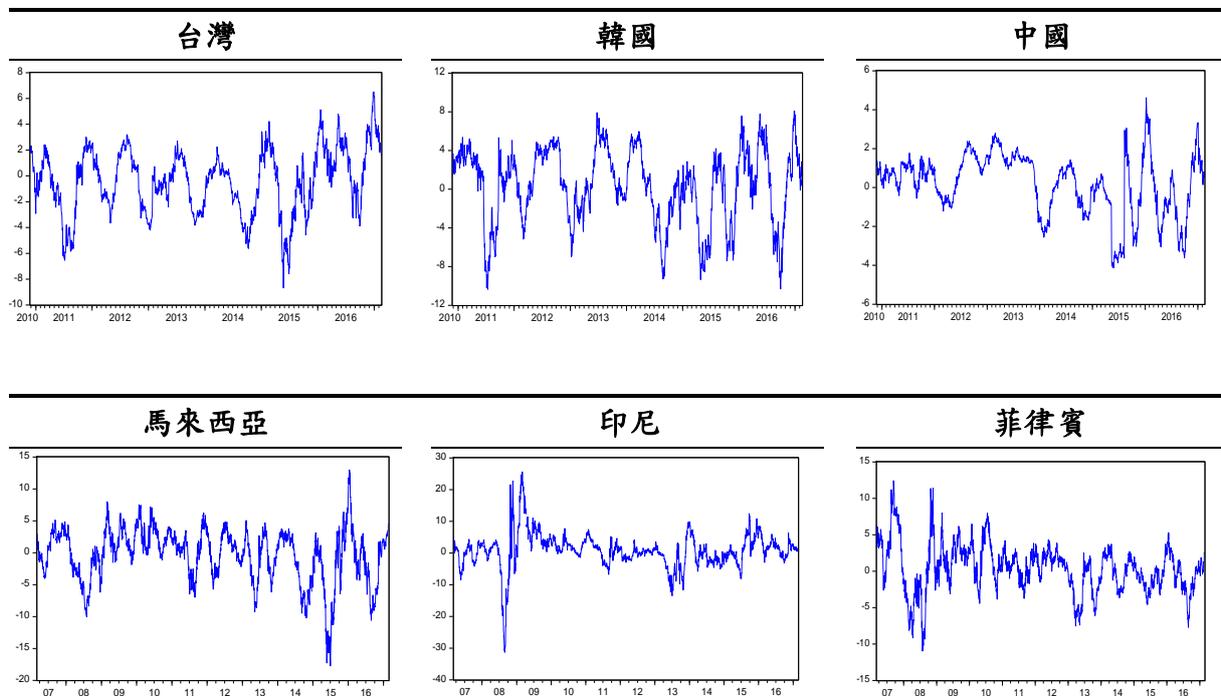


圖 1-2 三個月 NDF 超額報酬走勢圖

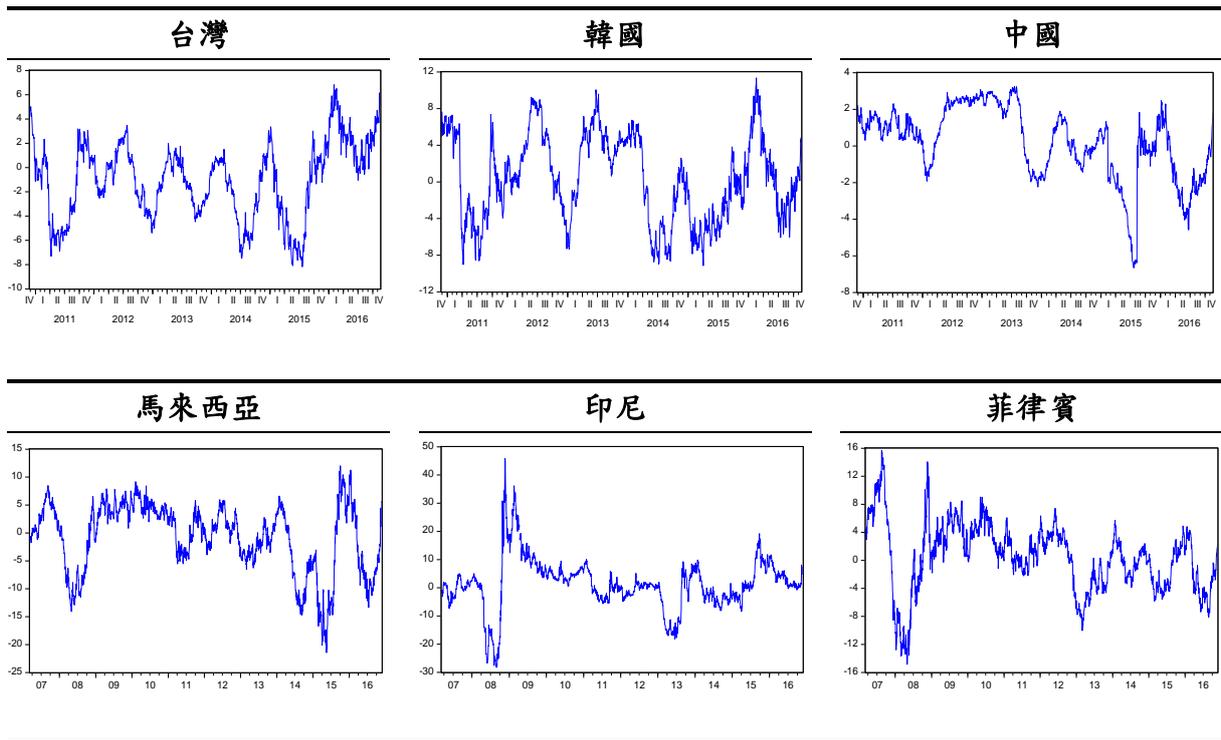


圖 1-3 六個月 NDF 超額報酬走勢圖

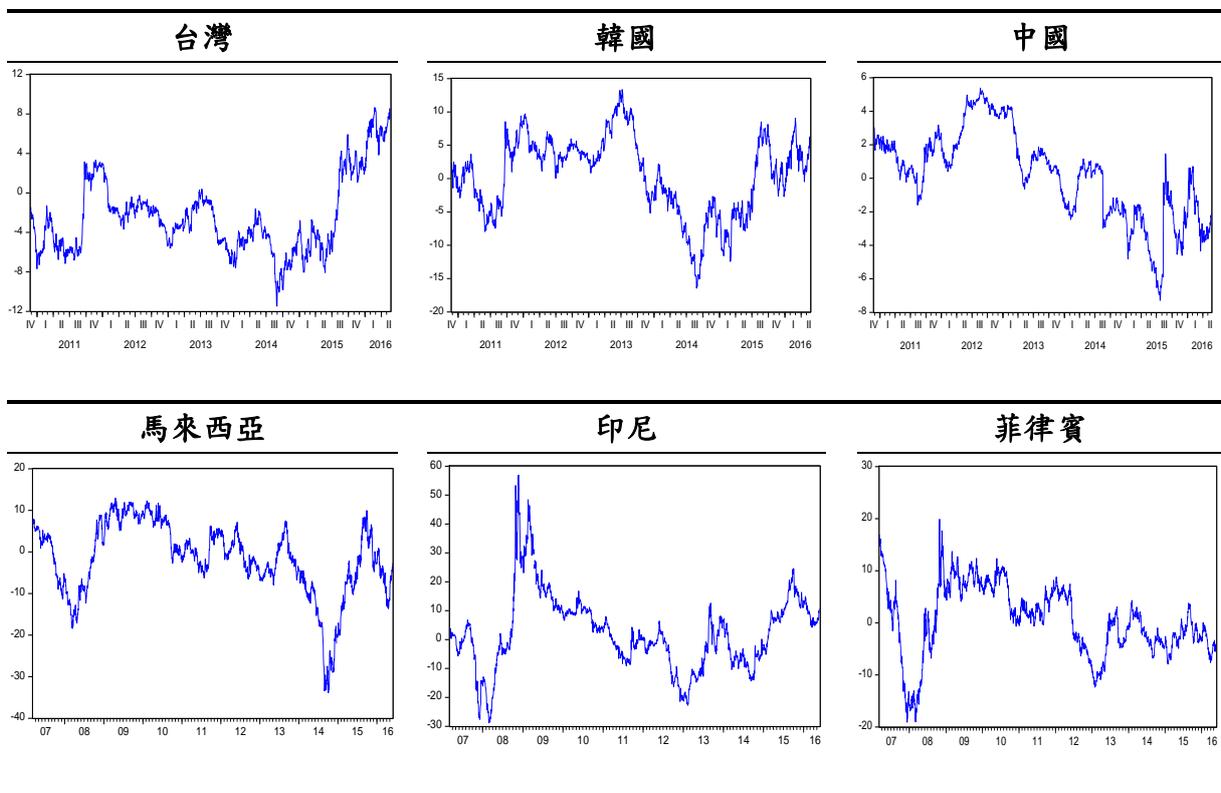


圖 1-4 十二個月 NDF 超額報酬走勢圖

第三節、敘述統計量

表 2-1 為一個月 NDF 超額報酬之敘述統計量，表 2-2 為三個月 NDF 超額報酬之敘述統計量，表 2-3 為六個月 NDF 超額報酬之敘述統計量，表 2-4 為十二個月 NDF 超額報酬之敘述統計量。針對 Panel A 東北亞國家超額報酬作分析，發現台灣之平均數皆呈現負向報酬，韓國及中國之平均數則呈現正向報酬。進一步分析，發現東北亞各國之平均數普遍隨著期限拉長，其平均數之絕對值明顯增加，說明 NDF 遠期外匯和到期日之現貨間兩者差距隨期限增加而擴大，因而可能產生更大正向或負向超額報酬的可能性。

針對標準差的部分，比較表 2-1、表 2-2、表 2-3 及表 2-4，發現皆以韓國之標準差最大，台灣次之，中國最小，說明東北亞 NDF 遠匯超額報酬變異程度依序為韓國、台灣及中國。其次，就偏態的部分，發現東北亞各不同期限，整體而言呈現負向估計，說明東北亞國家傾向發生大幅度負向變動，而未能被正向變動所抵銷，隱含東北亞國家有較大機率產生大幅度貶值的現象。最後，J-B 常態分佈檢定顯示，各不同期限皆呈現非常態分佈特性，說明 NDF 遠期超額報酬存在非常態分佈的資料產生過程(Data Generating Process, DGP)。

針對 Panel B 東南亞國家超額報酬作分析，發現馬來西亞之平均數皆呈現負向報酬，印尼及菲律賓之平均數則呈現正向報酬。進一步分析，整體而言發現東南亞各國之平均數隨著期限增長，其平均數之絕對值有明顯增加的現象，說明 NDF 遠期外匯和到期日之現貨間兩者差距隨期限增加而擴大，因此可能產生更大正向或負向超額報酬的可能性。

針對標準差的部分，比較表 2-1、表 2-2、表 2-3 及表 2-4，發現皆以印尼之標準差最大，馬來西亞次之，菲律賓最小，說明東南亞 NDF 遠匯超額報酬變異程度依序分別為印尼、馬來西亞及菲律賓。其次，針對偏態的部分，整體來說，發現東南亞各國不同期限，普遍呈現負向估計，說明東南亞國家傾向發生大幅度負向變動，而未能被正向變動所抵銷，隱含東南亞國家有較大機率產生大幅度貶值的現象。此外，就峰態的部分，東南亞國家不同期限皆呈現顯著峰態特性且皆以印尼為最大，表示各國超額報酬存在厚

尾特性，亦即匯市呈現報酬大幅變動的情況。最後，J-B 常態分佈檢定結果顯示，各不同期限皆呈現非常態分佈特性，說明 NDF 遠期超額報酬存在非常態分佈的資料產生。

綜合表 2-1、表 2-2、表 2-3 及表 2-4 之 Panel A 東北亞國家及 Panel B 東南亞國家之估計結果作比較，發現東南亞國家之標準差相對高於東北亞國家之標準差，且各期限皆發現一致的特性，說明東南亞國家報酬變異程度相對於東北亞國家為高。其次，比較發現東南亞國家之峰態估計亦相對高於東北亞國家，說明東南亞國家報酬呈現較大幅度變動的現象。綜上所述，發現東南亞國家之 NDF 超額報酬相對於東北亞國家之 NDF 超額報酬有較大幅的變動。

表 2-1 一個月 NDF 超額報酬之敘述統計量

Panel A 東北亞國家			
	台灣	韓國	中國
平均數	-0.0863	0.1427	0.0631
中位數	-0.0505	0.3019	0.1963
最大值	4.3717	7.9670	2.2897
最小值	-5.8844	-10.9921	-4.5817
標準差	1.3815	2.4244	1.0067
偏態	-0.4073	-0.4510	-1.0087
峰態	4.5218	4.2645	5.4757
J-B 值	207.3195***	167.8753***	709.6778***
Panel B 東南亞國家			
	馬來西亞	印尼	菲律賓
平均數	-0.0875	0.3720	0.1901
中位數	0.2160	0.2643	0.1628
最大值	6.7841	22.4066	8.4101
最小值	-11.3227	-17.2940	-6.7306
標準差	2.3286	2.9943	1.8812
偏態	-0.6434	0.3731	0.0773
峰態	4.5677	12.3501	3.7811
J-B 值	453.1810***	9692.6250***	69.8550***

註：***代表 1% 的顯著水準。

表 2-2 三個月 NDF 超額報酬之敘述統計量

Panel A 東北亞國家			
	台灣	韓國	中國
平均數	-0.4329	0.3378	0.2006
中位數	-0.1517	0.8984	0.5426
最大值	6.5118	8.0964	4.6169
最小值	-8.6801	-10.3520	-4.1346
標準差	2.5067	3.8762	1.5507
偏態	-0.2800	-0.5663	-0.6249
峰態	2.7501	2.5895	3.0881
J-B 值	207.3195***	167.8753***	709.6778***
Panel B 東南亞國家			
	馬來西亞	印尼	菲律賓
平均數	-0.3680	0.8002	0.3690
中位數	0.4417	0.9770	0.4556
最大值	12.9821	25.5576	12.4284
最小值	-17.7256	-31.3319	-10.9648
標準差	4.2189	5.5876	3.3254
偏態	-0.7832	-0.5508	-0.0032
峰態	4.0576	10.0868	3.8795
J-B 值	453.1810***	9692.6250***	69.8550***

註：***代表 1% 的顯著水準。

表 2-3 六個月 NDF 超額報酬之敘述統計量

Panel A 東北亞國家			
	台灣	韓國	中國
平均數	-1.0230	0.3393	0.1982
中位數	-0.5764	0.1949	0.4655
最大值	6.8302	11.3427	3.2452
最小值	-8.1783	-9.1470	-6.6567
標準差	3.1038	4.7183	1.9772
偏態	-0.1681	0.0046	-0.8404
峰態	2.3864	1.9771	3.6388
J-B 值	207.3195***	167.8753***	709.6778***
Panel B 東南亞國家			
	馬來西亞	印尼	菲律賓
平均數	-0.8771	1.2985	0.4583
中位數	0.6137	1.1412	0.8465
最大值	12.0073	45.8921	15.6918
最小值	-21.4346	-28.2478	-14.8644
標準差	6.2272	9.1663	4.9363
偏態	-0.7375	0.1373	-0.2459
峰態	2.9169	5.7410	3.3319
J-B 值	453.1810***	9692.6250***	69.8550***

註：***代表 1% 的顯著水準。

表 2-4 十二個月 NDF 超額報酬之敘述統計量

Panel A 東北亞國家			
	台灣	韓國	中國
平均數	-2.4094	0.4357	0.1771
中位數	-3.2158	1.5413	0.4918
最大值	8.6571	13.3628	5.3937
最小值	-11.4719	-16.4462	-7.2873
標準差	3.8778	5.8655	2.6718
偏態	0.7878	-0.3806	-0.2469
峰態	3.1615	2.6168	2.5863
J-B 值	149.8911***	43.3911***	24.7942***
Panel B 東南亞國家			
	馬來西亞	印尼	菲律賓
平均數	-1.7675	2.2506	0.4415
中位數	-1.0479	1.3862	0.5186
最大值	12.9594	56.9295	19.8800
最小值	-33.8613	-28.8467	-19.0988
標準差	8.8999	13.0487	6.8053
偏態	-0.9172	0.6150	-0.3218
峰態	4.0670	4.2814	2.8810
J-B 值	451.8218***	316.5425***	42.9686***

註：***代表 1% 的顯著水準。

第四節、實證分析

(一)東北亞區域

本研究所做估計結果如附錄所示，本節依造本文探討方式重新排列。表 3 為東北亞國家不同期限 DF 遠期溢價之參數估計結果，表 4 為東北亞不同期限 DF 遠期溢價之參數估計顯著數目。實證結果顯示，針對各國不同期限 DF 遠期溢價之顯著數目做比較，發現台灣以 12 個月 DF 遠期溢價；韓國以 1、3、6、12 個月 DF 遠期溢價；中國則以 1、3、6、12 個月 DF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬的解釋能力較佳。進一步分析，發現中國及韓國 DF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬相較於台灣提供更多的解釋能力，說明兩個國家國內 DF 市場扮演資訊發動者的角色。綜合上述各國不同期限之顯著結果，可以得知 12 個月期之 DF 遠期溢價普遍呈現一致之顯著估計結果。

針對不同期限之超額報酬作分析，整體而言，發現東北亞各國 6 個月 NDF 超額報酬相對容易受 DF 遠期溢價影響，建議投資人可以操作 6 個月 NDF 外匯市場，相對容易獲取報酬。此外，探討不同期限 DF 遠期溢價之顯著數目，整體來說，觀察到東北亞國家 12 個月 DF 遠期溢價對於超額報酬的預測能力最好。

表 3 東北亞國家-不同期限 DF 遠期溢價之參數估計結果

	變數	參數	台灣(<i>i</i>)	韓國(<i>j</i>)	中國(<i>k</i>)
Panel A-一個月 NDF 超額報酬					
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	-0.2357 (0.1980)	-0.0504 (0.1554)	-24.6148*** (4.8417)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	0.3120 (0.6376)	0.1685 (0.1181)	13.6801*** (4.3144)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	-0.0935 (0.5581)	-0.2012*** (0.0482)	6.9328* (3.5700)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	0.8063** (0.3286)	0.2001*** (0.0479)	-1.5438 (1.0474)
Panel B-三個月 NDF 超額報酬					
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	-1.7195*** (0.2759)	0.2154** (0.0759)	2.9134 (7.2111)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	-1.9205** (0.7918)	0.1752*** (0.0612)	19.1758*** (6.5154)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	2.5610* (1.4232)	-0.2729*** (0.0271)	-25.5273*** (5.4610)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	-4.1873*** (0.8978)	0.2766*** (0.0254)	12.5370*** (1.6609)
Panel C-六個月 NDF 超額報酬					
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	0.4413 (0.3462)	0.2054** (0.0897)	25.4797** (10.5786)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	-5.4930*** (0.8599)	0.5331*** (0.0634)	32.9249*** (10.6754)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	19.7768*** (1.6388)	-0.2227*** (0.0621)	-28.2243*** (7.4975)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	-23.2013*** (0.9808)	0.2188*** (0.0616)	13.0092*** (2.1783)
Panel D-十二個月 NDF 超額報酬					
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	0.1535 (0.3234)	-0.5940*** (0.1784)	21.4224** (9.1668)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	8.7890** (4.0491)	0.7851*** (0.1618)	9.1424 (7.9582)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	-0.2512 (4.7904)	-0.0565 (0.0727)	-23.2525*** (6.3595)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	-7.9679*** (1.6617)	0.0511 (0.0725)	11.1495*** (2.2291)

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

表 4 東北亞國家-不同期限 DF 遠期溢價之參數估計顯著數目

	台灣(<i>i</i>)	韓國(<i>j</i>)	中國(<i>k</i>)	小計	顯著總數	DF 遠期溢價	顯著總數
Panel A-一個月 NDF 超額報酬							
一個月 DF 遠期溢價	0	0	1	1	5	一個月	7
三個月 DF 遠期溢價	0	0	1	1			
六個月 DF 遠期溢價	0	1	0	1			
十二個月 DF 遠期溢價	1	1	0	2			
Panel B-三個月 NDF 超額報酬							
一個月 DF 遠期溢價	1	1	0	2	10	三個月	9
三個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3			
六個月 DF 遠期溢價	0	1	1	2			
十二個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3			
Panel C-六個月 NDF 超額報酬							
一個月 DF 遠期溢價	0	1	1	2	11 [#]	六個月	7
三個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3			
六個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3			
十二個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3			
Panel D-十二個月 NDF 超額報酬							
一個月 DF 遠期溢價	0	1	1	2	7	十二個月	10 [#]
三個月 DF 遠期溢價	1	1	0	2			
六個月 DF 遠期溢價	0	0	1	1			
十二個月 DF 遠期溢價	1	0	1	2			
顯著總數	9	12 [#]	12 [#]	33			

註：上述顯著數目以至少 5% 水準為統計依據；# 代表顯著統計次數最高者。

表 5 為東北亞國家不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計結果，表 6 為東北亞不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計顯著數目。實證結果發現，針對各國不同期限 NDF 遠期溢價顯著數目做比較，發現台灣以 1、3、6、12 個月 NDF 遠期溢價；韓國以 1 和 3 個月 NDF 遠期溢價；中國則是以 1、3、6、12 個月 NDF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬之解釋能力較佳，進一步分析，發現中國 NDF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬相較於台灣及韓國提供更多的解釋能力。綜合上述各國不同期限之顯著結果，可以得知 1 和 3 個月期之 NDF 遠期溢價普遍呈現一致之顯著估計結果。

對於不同期限超額報酬作解析，綜觀整體，發現東北亞各國 3 個月期之 NDF 超額報酬相對明顯受到 NDF 遠期溢價之影響，說明投資人透過 3 個月 NDF 外匯市場相對容易掌握市場報酬。此外，探討不同期限之 NDF 遠期溢價之顯著數目，整體而言，可以得到東北亞國家 1 和 3 個月 NDF 遠期溢價對於超額報酬的預測能力最好。

綜合上述表 4 及表 6 之估計結果，首先，針對 DF 與 NDF 遠期溢價對於各國顯著數目做比較，發現台灣和中國皆以 NDF 遠期溢價之預測能力相對 DF 市場為佳；韓國則以 DF 遠期溢價之預測能力相對 NDF 市場為佳；此外，就國家而言，DF 對於韓國及中國的解釋能力最好；NDF 對於中國的解釋能力最好。其次，若根據不同期限超額報酬作比較，發現 DF 遠期溢價對於遠月期(6 個月)的超額報酬相對較具解釋能力；NDF 遠期溢價對於近月期(3 個月)的超額報酬相對較具解釋能力。

表 5 東北亞國家-不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計結果

	變數	參數	台灣(<i>i</i>)	韓國(<i>j</i>)	中國(<i>k</i>)
Panel A-一個月 NDF 超額報酬					
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	0.3010 (0.2606)	-0.0629 (0.0621)	13.5610*** (1.2196)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	2.1787*** (0.4845)	0.1793** (0.0723)	-6.6812** (2.7880)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	-1.9349*** (0.3900)	-0.1613** (0.0644)	20.9795*** (2.2383)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	0.2588* (0.1324)	0.0075 (0.0425)	-13.4622*** (0.6553)
Panel B-三個月 NDF 超額報酬					
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-4.3227*** (0.9308)	-0.1118** (0.0498)	-6.0296*** (1.5553)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	4.9195*** (0.7987)	-0.0573*** (0.0105)	10.1253*** (3.9250)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	-0.7489** (0.3586)	0.0964** (0.0487)	32.7670*** (3.4383)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	0.9880*** (0.2675)	-0.0080 (0.0077)	-22.5660*** (1.0088)
Panel C-六個月 NDF 超額報酬					
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-5.5062*** (0.8384)	-0.3878*** (0.0772)	-24.3352*** (1.9208)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	4.7411*** (0.7581)	0.2418** (0.1097)	48.4460*** (4.5615)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	0.0586 (0.2252)	0.1172 (0.0898)	21.1978*** (4.1338)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	3.3235*** (0.1930)	0.0286 (0.0498)	-30.6224*** (1.2544)
Panel D-十二個月 NDF 超額報酬					
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-11.5411*** (0.9278)	-0.1077*** (0.0398)	-22.9247*** (2.1759)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	2.3499* (1.2117)	0.0045 (0.0086)	42.4705*** (4.6872)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	5.2985*** (0.5432)	0.0425 (0.0746)	12.0246*** (3.8638)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	3.7158*** (0.2950)	0.0073 (0.0518)	-26.4004*** (1.4595)

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

表 6 東北亞國家-不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計顯著數目

	台灣(<i>i</i>)	韓國(<i>j</i>)	中國(<i>k</i>)	小計	顯著總數	NDF 遠期溢價	顯著總數
Panel A-一個月 NDF 超額報酬							
一個月 NDF 遠期溢價	0	0	1	1	8	一個月	10 [#]
三個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3			
六個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3			
十二個月 NDF 遠期溢價	0	0	1	1			
Panel B-三個月 NDF 超額報酬							
一個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3	11 [#]	三個月	10 [#]
三個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3			
六個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3			
十二個月 NDF 遠期溢價	1	0	1	2			
Panel C-六個月 NDF 超額報酬							
一個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3	9	六個月	9
三個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3			
六個月 NDF 遠期溢價	0	0	1	1			
十二個月 NDF 遠期溢價	1	0	1	2			
Panel D-十二個月 NDF 超額報酬							
一個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3	8	十二個月	7
三個月 NDF 遠期溢價	0	0	1	1			
六個月 NDF 遠期溢價	1	0	1	2			
十二個月 NDF 遠期溢價	1	0	1	2			
顯著總數	12	8	16 [#]	36			

註：上述顯著數目以至少 5% 水準為統計依據；# 代表顯著統計次數最高者。

從表 7 觀察東北亞國家不同期限利率差之參數估計結果，針對各國不同期限利率差之顯著性做比較，發現台灣及中國皆以 1、3、6、12 個月利率差對於 NDF 超額報酬的解釋能力較好；韓國則是以 1、3、12 個月利率差對於 NDF 超額報酬的解釋能力較好。整體而言，東北亞各國不同期限之利率差對於超額報酬皆具預測能力，說明利率差對於外匯市場動態的重要性。進一步分析，普遍發現期限愈長之利率差對於超額報酬之估計參數值明顯變大，說明期限愈長之遠期外匯市場超額報酬對於利率之敏感性愈高；反之，期限愈短之遠期外匯市場超額報酬對於利率之敏感性相對較低。

表 7 東北亞國家-不同期限利率差之參數估計結果

變數		參數	一個月 NDF 超額報酬	三個月 NDF 超額報酬	六個月 NDF 超額報酬	十二個月 NDF 超額報酬
Panel A-台灣(<i>i</i>)						
利率差	$(r_t^i - r_t^*)_{t-m}$	β_m^i	-0.9914*** (0.0694)	-2.5619*** (0.0704)	-5.4208*** (0.0684)	-9.2843*** (0.1357)
Panel B-韓國(<i>j</i>)						
利率差	$(r_t^j - r_t^*)_{t-m}$	β_m^j	-0.5359*** (0.1139)	-1.0242*** (0.0970)	0.0025 (0.1365)	-0.7881*** (0.1407)
Panel C-中國(<i>k</i>)						
利率差	$(r_t^k - r_t^*)_{t-m}$	β_m^k	0.0194** (0.0087)	0.2687*** (0.0143)	0.7925*** (0.0178)	0.9090*** (0.0357)

註：**、***分別代表 5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

表 8 為東北亞國家跨國報酬傳導之參數估計結果，整體而言，發現東北亞各國之報酬彼此存在跨國傳導效果，大部分多呈現 1% 顯著水準估計，說明區域內各國間存在報酬交互影響的機制，當特定國家報酬變動增加時，這將導致其他國家變動隨之增加。針對不同期限超額報酬跨國傳導之參數(γ_m^{i-i})，發現在不同期限下韓國對於台灣之估計參數(γ_m^{j-i})皆呈現 1% 正向顯著；在 3、6、12 個月超額報酬下，中國對於台灣之估計參數(γ_m^{k-i})呈現 1% 正向顯著；台灣及中國之參數估計($\gamma_m^{i-j}, \gamma_m^{k-j}$)對於韓國不同期限超額報酬皆呈現 1% 正向顯著。進一步比較台灣及中國對於韓國之影響，整體而言，台灣估計值對於韓國影響較大，原因可能為台灣與韓國互為競爭關係，因此容易受到對方衝擊影響。在 1、3、6 個月超額報酬下，台灣對於中國之估計參數(γ_m^{i-k})呈現 1% 正向顯著；韓國對於中國之估計參數(γ_m^{j-k})則皆呈現 1% 顯著。

綜合整體，東北亞國家之間普遍存在跨國傳導的現象，台灣對韓國之超額報酬估計參數普遍大於韓國對台灣之估計參數，說明台灣 NDF 遠期報酬相較韓國，扮演更明顯資訊發動者的角色；此外，對於中國而言，發現中國對於台灣與韓國跨國傳導之效果相對高於韓國及台灣對於中國之效果，說明中國外匯市場對於台灣與韓國仍扮演較明顯資訊傳導的角色。另外，針對不同期限超額報酬跨國傳導之顯著性作分析，發現不同期限之超額報酬無太大差異。

表 8 東北亞國家-跨國報酬傳導之參數估計結果

變數 參數		一個月	三個月	六個月	十二個月
		NDF 超額報酬	NDF 超額報酬	NDF 超額報酬	NDF 超額報酬
Panel A-台灣(<i>i</i>)跨國報酬傳導					
韓國→台灣	$(R_{t+n}^j)_{t-m} \gamma_m^{j-i}$	0.3063*** (0.0073)	0.3401*** (0.0054)	0.3046*** (0.0050)	0.2798*** (0.0050)
中國→台灣	$(R_{t+n}^k)_{t-m} \gamma_m^{k-i}$	-0.0199 (0.0176)	0.3651*** (0.0134)	0.3425*** (0.0134)	-0.1382*** (0.0130)
Panel B-韓國(<i>j</i>)跨國報酬傳導					
台灣→韓國	$(R_{t+n}^i)_{t-m} \gamma_m^{i-j}$	1.1820*** (0.0287)	0.9268*** (0.0181)	1.4633*** (0.0194)	0.7861*** (0.0163)
中國→韓國	$(R_{t+n}^k)_{t-m} \gamma_m^{k-j}$	0.3945*** (0.0396)	0.3242*** (0.0288)	0.1444*** (0.0291)	0.8619*** (0.0227)
Panel C-中國(<i>k</i>)跨國報酬傳導					
台灣→中國	$(R_{t+n}^i)_{t-m} \gamma_m^{i-k}$	0.1928*** (0.0098)	0.0966*** (0.0081)	0.1508*** (0.0086)	-0.0011 (0.0115)
韓國→中國	$(R_{t+n}^j)_{t-m} \gamma_m^{j-k}$	-0.0292*** (0.0050)	0.0314*** (0.0039)	0.1038*** (0.0044)	0.2068*** (0.0043)

註：***代表 1% 的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

表 9 為東北亞國家不同期限 GARCH 效果之參數估計結果，首先，觀察各國不同期限 ARCH 效果，發現各國之估計參數 $(\alpha_{v2}^i, \alpha_{v2}^j, \alpha_{v2}^k)$ 估計皆呈現 1% 正向顯著，表示各國當期超額報酬會受到前一期波動影響，存在大波動隨著大波動，小波動隨著小波動的波動叢聚特性；再者，發現 GARCH 效果參數 $(\beta_{v1}^i, \beta_{v1}^j, \beta_{v1}^k)$ 在台灣、韓國與中國皆存在 1% 正向顯著，表示各國當期超額報酬會受到長期舊資訊的持續影響，GARCH 效果存在。

表 9 東北亞國家-不同期限 GARCH 效果之參數估計結果

	變數	參數	台灣(i)	韓國(j)	中國(k)
Panel A-一個月 NDF 超額報酬					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}	0.6289*** (0.0920)	0.5814*** (0.0845)	0.5948*** (0.0424)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.2647*** (0.0564)	0.2930*** (0.0627)	0.3052*** (0.0424)
Panel B-三個月 NDF 超額報酬					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}	0.4470*** (0.0543)	0.5524*** (0.0588)	0.6349*** (0.0501)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.4530*** (0.0543)	0.3476*** (0.0588)	0.2651*** (0.0501)
Panel C-六個月 NDF 超額報酬					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}	0.4439*** (0.0554)	0.5641*** (0.0695)	0.6386*** (0.0761)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.4561*** (0.0554)	0.3359*** (0.0695)	0.2614*** (0.0761)
Panel D-十二個月 NDF 超額報酬					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}	0.5351*** (0.0598)	0.5853*** (0.0690)	0.6817*** (0.1180)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.3649*** (0.0598)	0.3147*** (0.0690)	0.2183*** (0.0443)

註：***代表 1% 的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

觀察表 10 東北亞國家不同期限超額報酬跨國波動傳導之參數估計結果，針對各國波動傳導的部分，發現 Panel A 韓國對台灣 1 個月期 NDF 超額報酬呈現 10% 顯著水準；Panel B 台灣對韓國 1 和 6 個月期 NDF 超額報酬呈現 10% 顯著水準；Panel C 台灣對中國之 1 和 6 個月期 NDF 超額報酬分別呈現 10% 及 5% 之顯著估計。上述結果顯示，韓國與台灣 1 個月期限 NDF 報酬彼此存在跨國波動傳導效果；進一步分析，發現台灣對於韓國之波動傳導報酬相對為高，與前述台灣對韓國之報酬傳導得到一致之結論。

另外，韓國及中國對台灣 1 個月 NDF 超額報酬均呈現顯著，說明韓國及中國 NDF 超額報酬波動皆會使台灣 1 個月 NDF 超額報酬波動增加，表示兩國之間存在跨國傳導資訊連結。進一步分析比較韓國與中國對台灣超額報酬跨國訊息傳導，發現中國對台灣的參數估計值為 0.0682，明顯高於韓國對台灣的參數估計值為 0.0068，顯示在東北亞區域內中國對台灣之 1 個月 NDF 超額報酬具有較大的資訊傳導效果。綜合以上，發現台灣與韓國之間存在雙向波動傳導，代表有資訊傳遞之現象，也就是有交互資訊流，可能原因為台灣與韓國產業多重疊，彼此為競爭關係，因此容易受到對方影響；此外，針對 1 個月 NDF 超額報酬，發現中國對於台灣超額報酬波動較韓國具有預測能力。

表 10 東北亞國家-不同期限跨國波動傳導之參數估計結果

	變數	參數	一個月 NDF 超額報酬	三個月 NDF 超額報酬	六個月 NDF 超額報酬	十二個月 NDF 超額報酬
Panel A-台灣(<i>i</i>)跨國波動傳導						
韓國→台灣	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-i}	0.0068* (0.0041)	-0.0009 (0.0015)	-0.0006 (0.0007)	-0.0008 (0.0005)
中國→台灣	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-i}	0.0682* (0.0352)	0.0015 (0.0136)	-0.0048 (0.0065)	-0.0039*** (0.0009)
Panel B-韓國(<i>j</i>)跨國波動傳導						
台灣→韓國	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	λ^{i-j}	0.1122* (0.0678)	-0.0040 (0.0240)	0.0603* (0.0329)	0.0068 (0.0257)
中國→韓國	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-j}	-0.0298 (0.0869)	-0.0296 (0.0229)	-0.0335 (0.0246)	-0.0114 (0.0085)
Panel C-中國(<i>k</i>)跨國波動傳導						
台灣→中國	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	λ^{i-k}	0.0100* (0.0054)	-0.0012 (0.0010)	-0.0033** (0.0015)	0.0028 (0.0036)
韓國→中國	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-k}	0.0010 (0.0007)	-0.0015 (0.0019)	-0.0003 (0.0006)	-0.0007 (0.0006)

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

表 11 為東北亞國家不同期限動態相關係數之參數估計結果，估計參數 a 為共變異數交互影響估計，兩個國家之間呈現 1% 正向顯著，表示存在共變異之相互影響；估計參數 b 為共變異數遞延期估計，兩個國家互相呈現 1% 正向顯著，表示存在共變異之持續性。綜上所述，估計結果皆呈現 1% 正向顯著關係，證實市場之間的相關性會隨著時間改變其特性，因此本文採用 DCC GARCH 模型有其必要性。

表 11 東北亞國家-不同期限動態相關係數之參數估計結果

變數		一個月	三個月	六個月	十二個月
		NDF 超額報酬	NDF 超額報酬	NDF 超額報酬	NDF 超額報酬
動態相關係數	a	0.0018*** (0.0005)	0.0028*** (0.0008)	0.0025*** (0.0006)	0.0019*** (0.0006)
	b	0.9958*** (0.0013)	0.9952*** (0.0008)	0.9955*** (0.0006)	0.9961*** (0.0006)

註：***代表 1% 的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

(二) 東南亞國家

表 12 為東南亞國家不同期限 DF 遠期溢價之參數估計結果，表 13 為東南亞不同期限 DF 遠期溢價之參數估計顯著數目。實證結果顯示，針對各國不同期限 DF 遠期溢價之顯著數目做比較，發現馬來西亞以 12 個月 DF 遠期溢價；印尼以 3 個月 DF 遠期溢價；菲律賓則以 3 個月 DF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬的解釋能力較佳。進一步分析，發現菲律賓 DF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬相較於馬來西亞及印尼提供更多的解釋能力。

針對不同期限之超額報酬作分析，發現東南亞各國 6 及 12 個月 NDF 超額報酬相對容易受 DF 遠期溢價影響，建議投資人可以操作 6 及 12 個月 DF 外匯市場，相對容易掌握報酬。此外，探討不同期限 DF 遠期溢價之顯著性，整體來說，觀察到東南亞國家 3 個月 DF 遠期溢價對於超額報酬的預測能力最好。

表 12 東南亞國家-不同期限 DF 遠期溢價之參數估計結果

	變數	參數	馬來西亞(i)	印尼(j)	菲律賓(k)
Panel A-一個月 NDF 超額報酬					
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	-48.0492* (27.2967)	-0.0145*** (0.0033)	-1.0910* (0.5874)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	-26.1002 (18.6595)	0.0081*** (0.0022)	2.4398*** (0.6580)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	-13.8064 (7.5710)	-0.0076*** (0.0014)	-0.9200** (0.3656)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	22.3879*** (3.1540)	0.0013* (0.0007)	0.1920 (0.1473)
Panel B-三個月 NDF 超額報酬					
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	-149.3499*** (34.5546)	-0.0036 (0.0031)	1.1031** (0.5370)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	28.1723 (21.5862)	0.0191*** (0.0023)	2.5452*** (0.5748)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	-78.4443*** (9.7598)	-0.0010 (0.0017)	-1.6499*** (0.4519)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	22.4161*** (4.3797)	0.0042*** (0.0007)	0.3231* (0.1801)
Panel C-六個月 NDF 超額報酬					
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	118.5754*** (42.7421)	0.0011 (0.0053)	2.3203*** (0.7639)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	-110.0357*** (36.1450)	0.0420*** (0.0038)	3.8524*** (0.5725)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	-117.2483*** (24.7580)	0.0006 (0.0030)	-1.1489*** (0.4264)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	111.6453*** (8.2566)	0.0007 (0.0011)	0.9189*** (0.1650)
Panel D-十二個月 NDF 超額報酬					
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	-42.4883 (38.8259)	-0.0055 (0.0068)	2.9594*** (1.0156)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	-125.5057*** (30.8556)	0.0168*** (0.0055)	7.0747*** (0.7215)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	280.0114*** (23.0056)	0.0118*** (0.0028)	-0.2718 (0.7479)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	-115.5592*** (8.9420)	0.0101*** (0.0007)	-4.5254*** (0.3486)

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

表 13 東南亞國家-不同期限 DF 遠期溢價之參數估計顯著數目

	馬來西亞(i)	印尼(j)	菲律賓(k)	小計	顯著總數	DF 遠期溢價	顯著總數
Panel A-一個月 NDF 超額報酬							
一個月 DF 遠期溢價	0	1	0	1	6	一個月	6
三個月 DF 遠期溢價	0	1	1	2			
六個月 DF 遠期溢價	0	1	1	2			
十二個月 DF 遠期溢價	1	0	0	1			
Panel B-三個月 NDF 超額報酬							
一個月 DF 遠期溢價	1	0	1	2	8	三個月	10 [#]
三個月 DF 遠期溢價	0	1	1	2			
六個月 DF 遠期溢價	1	0	1	2			
十二個月 DF 遠期溢價	1	1	0	2			
Panel C-六個月 NDF 超額報酬							
一個月 DF 遠期溢價	1	0	1	2	9 [#]	六個月	8
三個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3			
六個月 DF 遠期溢價	1	0	1	2			
十二個月 DF 遠期溢價	1	0	1	2			
Panel D-十二個月 NDF 超額報酬							
一個月 DF 遠期溢價	0	0	1	1	9 [#]	十二個月	8
三個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3			
六個月 DF 遠期溢價	1	1	0	2			
十二個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3			
顯著總數	11	9	12 [#]	32			

註：上述顯著數目以至少 5% 水準為統計依據；# 代表顯著統計次數最高者。

表 14 為東南亞國家不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計結果，表 15 為東南亞不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計顯著數目。實證結果發現，針對各國不同期限 NDF 遠期溢價顯著數目做比較，發現馬來西亞以 1 和 3 個月 NDF 遠期溢價；印尼以 1 和 12 個月 NDF 遠期溢價；菲律賓則是以 6 個月 NDF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬之解釋能力較佳。進一步分析，發現馬來西亞及印尼 NDF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬相較於菲律賓提供更多的解釋能力。

對於不同期限超額報酬作解析，綜觀整體，發現東南亞各國 1 個月期之 NDF 超額報酬相對明顯受到 NDF 遠期溢價之影響，說明投資人透過 1 個月 NDF 外匯市場相對容易掌握市場報酬。此外，探討不同期限之 NDF 遠期溢價之顯著性，整體而言，可以得到東南亞國家 1 個月 NDF 遠期溢價對於超額報酬的預測能力最好。

綜合上述表 13 及表 15 之估計結果，首先，針對 DF 與 NDF 遠期溢價對於各國顯著數目做比較，發現馬來西亞及菲律賓皆以 DF 遠期溢價之預測能力相對 NDF 市場為佳；印尼則以 NDF 遠期溢價之預測能力相對 DF 市場為佳。其次，若根據不同期限超額報酬作比較，發現 DF 遠期溢價對於遠月期(6 個月及 12 個月)的超額報酬相對較具解釋能力，NDF 遠期溢價對於近月期(1 個月)的超額報酬相對較具解釋能力。

表 14 東南亞國家-不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計結果

	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
Panel A-一個月 NDF 超額報酬					
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-3.5012*** (1.5794)	0.0030*** (0.0010)	0.4779*** (0.1179)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	-96.2307*** (8.7878)	-0.0001 (0.0014)	-0.1791 (0.3669)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	140.5047*** (12.5370)	-0.0003 (0.0008)	1.8477*** (0.5068)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	-46.6472*** (4.7222)	0.0016*** (0.0004)	-1.2645*** (0.2107)
Panel B-三個月 NDF 超額報酬					
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-26.6097** (11.4792)	-0.0005 (0.0011)	0.2743* (0.1560)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	-8.8386 (19.7620)	0.0085*** (0.0015)	1.0142*** (0.1327)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	28.5347* (15.3559)	-0.0075*** (0.0010)	2.6090*** (0.2407)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	4.7943 (5.8922)	0.0018*** (0.0004)	-1.9024*** (0.1570)
Panel C-六個月 NDF 超額報酬					
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	3.2823 (2.1823)	-0.0054*** (0.0011)	0.8261 (0.5063)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	65.5062*** (13.6918)	0.0035* (0.0019)	-0.3352 (0.4380)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	-69.0006*** (19.4818)	0.0139*** (0.0010)	-0.6389 (0.3910)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	3.2940 (6.9668)	-0.0080*** (0.0006)	0.6577 (0.4856)
Panel D-十二個月 NDF 超額報酬					
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-144.5334*** (17.0640)	-0.0111*** (0.0016)	-5.7747*** (0.6212)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	253.2504*** (30.9559)	0.0116*** (0.0020)	6.2823*** (0.6313)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	-6.7946 (23.0270)	0.0009* (0.0005)	0.5310*** (0.1398)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	-104.8415*** (8.5070)	0.0012* (0.0007)	-0.3254* (0.1866)

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

表 15 東南亞國家-不同期限 NDF 遠期溢價之參數估計顯著數目

	馬來西亞(i)	印尼(j)	菲律賓(k)	小計	顯著總數	NDF 遠期溢價	顯著總數
Panel A-一個月 NDF 超額報酬							
一個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3	9 [#]	一個月	8 [#]
三個月 NDF 遠期溢價	1	0	0	1			
六個月 NDF 遠期溢價	1	0	1	2			
十二個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3			
Panel B-三個月 NDF 超額報酬							
一個月 NDF 遠期溢價	1	0	0	1	7	三個月	7
三個月 NDF 遠期溢價	0	1	1	2			
六個月 NDF 遠期溢價	0	1	1	2			
十二個月 NDF 遠期溢價	0	1	1	2			
Panel C-六個月 NDF 超額報酬							
一個月 NDF 遠期溢價	0	1	0	1	5	六個月	7
三個月 NDF 遠期溢價	1	0	0	1			
六個月 NDF 遠期溢價	1	1	0	2			
十二個月 NDF 遠期溢價	0	1	0	1			
Panel D-十二個月 NDF 超額報酬							
一個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3	8	十二個月	7
三個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3			
六個月 NDF 遠期溢價	0	0	1	1			
十二個月 NDF 遠期溢價	1	0	0	1			
顯著總數	10 [#]	10 [#]	9	29			

註：上述顯著數目以至少 5% 水準為統計依據；#代表顯著統計次數最高者。

從表 16 觀察東南亞國家不同期限利率差之參數估計結果，針對各國不同期限利率差之顯著性做比較，發現印尼及菲律賓皆以 1、3、6、12 個月利率差對於 NDF 超額報酬的解釋能力較好；馬來西亞則是以 3、6、12 個月利率差對於 NDF 超額報酬的解釋能力較好。整體而言，東南亞各國不同期限之利率差對於超額報酬皆具預測能力，說明利率差對於外匯市場動態之重要性。

表 16 東南亞國家-不同期限利率差之參數估計結果

變數		參數	一個月 NDF 超額報酬	三個月 NDF 超額報酬	六個月 NDF 超額報酬	十二個月 NDF 超額報酬
Panel A-馬來西亞(<i>i</i>)						
利率差	$(r_t^i - r_t^*)_{t-m}$	β_m^i	-0.0218 (0.0417)	0.7229*** (0.0604)	0.1841** (0.0797)	2.0112*** (0.0947)
Panel B-印尼(<i>j</i>)						
利率差	$(r_t^j - r_t^*)_{t-m}$	β_m^j	0.2857*** (0.0231)	-0.5572*** (0.0249)	0.0606* (0.0322)	0.5373*** (0.0487)
Panel C-菲律賓(<i>k</i>)						
利率差	$(r_t^k - r_t^*)_{t-m}$	β_m^k	-0.1302*** (0.0177)	0.3675*** (0.0244)	0.1308*** (0.0347)	2.4808** (0.0434)

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

表 17 為東南亞國家跨國報酬傳導之參數估計結果，發現東南亞各國報酬彼此存在 1% 顯著水準之跨國傳導效果，表示當特定國家報酬變動增加時，將導致其他國家變動隨之增加，亦即區域內各國間存在報酬相互影響之機制。針對不同期限超額報酬跨國傳導之估計參數(γ_m^{l-i})，發現在不同期限下皆呈現 1% 顯著。進一步分析比較印尼與菲律賓對馬來西亞之影響，發現菲律賓對馬來西亞之參數估計值明顯高於印尼對馬來西亞之參數估計值；比較馬來西亞與印尼對菲律賓之影響，發現馬來西亞對菲律賓之參數估計值明顯高於印尼對菲律賓之參數估計值。綜合以上敘述，發現馬來西亞對於印尼及菲律賓扮演資訊傳導者的角色，可能原因為在東南亞區域，馬來西亞 NDF 市場交易量最大，因此容易影響到其他國家之 NDF 市場；再者，發現在東南亞區域內，馬來西亞與菲律賓之超額報酬彼此交互影響較深。此外，不同期限跨國傳導之顯著性對於 NDF 超額報酬無太大差異。

表 17 東南亞國家-跨國報酬傳導之參數估計結果

變數	參數	一個月 NDF 超額報酬	三個月 NDF 超額報酬	六個月 NDF 超額報酬	十二個月 NDF 超額報酬	
Panel A-馬來西亞(<i>i</i>)跨國報酬傳導						
印尼→馬來西亞	$(R_{t+n}^j)_{t-m}$	γ_m^{j-i}	0.1745*** (0.0092)	0.1285*** (0.0047)	0.2040*** (0.0041)	0.0419*** (0.0047)
菲律賓→馬來西亞	$(R_{t+n}^k)_{t-m}$	γ_m^{k-i}	0.4495*** (0.0137)	0.5432*** (0.0094)	0.5739*** (0.0074)	0.6053*** (0.0093)
Panel B-印尼(<i>j</i>)跨國報酬傳導						
馬來西亞→印尼	$(R_{t+n}^i)_{t-m}$	γ_m^{i-j}	0.2271*** (0.0118)	0.4130*** (0.0089)	0.6506*** (0.0089)	0.3648*** (0.0068)
菲律賓→印尼	$(R_{t+n}^k)_{t-m}$	γ_m^{k-j}	0.1523*** (0.0122)	0.1172*** (0.0096)	-0.3348*** (0.0096)	0.7886*** (0.0094)
Panel C-菲律賓(<i>k</i>)跨國報酬傳導						
馬來西亞→菲律賓	$(R_{t+n}^i)_{t-m}$	γ_m^{i-k}	0.2518*** (0.0107)	0.3167*** (0.0073)	0.3490*** (0.0055)	0.1871*** (0.0047)
印尼→菲律賓	$(R_{t+n}^j)_{t-m}$	γ_m^{j-k}	0.1685*** (0.0109)	0.0061*** (0.0065)	0.0521*** (0.0049)	0.0261*** (0.0048)

註：***代表 1% 的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

表 18 為東南亞國家不同期限 GARCH 效果之參數估計結果，首先，觀察各國不同期限 ARCH 效果，發現各國之估計參數 $(\alpha_{v2}^i, \alpha_{v2}^j, \alpha_{v2}^k)$ 估計皆呈現 1% 正向顯著，表示各國當期超額報酬會受到前一期波動影響，存在波動叢聚特性；再者，發現 GARCH 效果參數 $(\beta_{v1}^i, \beta_{v1}^j, \beta_{v1}^k)$ 在馬來西亞、印尼與菲律賓皆存在 1% 正向顯著，表示各國當期超額報酬會受到長期舊資訊之影響有持續性，GARCH 效果存在。

表 18 東南亞國家-不同期限 GARCH 效果之參數估計結果

	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
Panel A-一個月 NDF 超額報酬					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}	0.5604*** (0.0417)	0.4626*** (0.0299)	0.5469*** (0.0390)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.3396*** (0.0417)	0.4374*** (0.0299)	0.3531*** (0.0390)
Panel B-三個月 NDF 超額報酬					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}	0.5691*** (0.0504)	0.6259*** (0.0370)	0.6181*** (0.0385)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.3309*** (0.0504)	0.2741*** (0.0370)	0.2819*** (0.0385)
Panel C-六個月 NDF 超額報酬					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}	0.6062*** (0.0479)	0.5415*** (0.0287)	0.1777*** (0.0555)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.2938*** (0.0479)	0.3585*** (0.0287)	0.7223*** (0.0555)
Panel D-十二個月 NDF 超額報酬					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}	0.6268*** (0.0435)	0.5504*** (0.0334)	0.6421*** (0.0532)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.2732*** (0.0435)	0.3496*** (0.0334)	0.2579*** (0.0532)

註：***代表 1% 的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

觀察表 19 東南亞國家不同期限超額報酬跨國波動傳導之參數估計結果，針對各國波動傳導的部分，發現 Panel A 印尼對馬來西亞 6 個月期限呈現 10% 顯著水準之波動傳導；Panel B 馬來西亞對印尼 12 個月期限呈現 10% 顯著水準之波動傳導，菲律賓對印尼 6 和 12 個月期限分別呈現 10% 和 1% 顯著水準之波動傳導；Panel C 馬來西亞對菲律賓之 1 和 6 個月期限分別呈現 10% 及 5% 之顯著估計，印尼對菲律賓之 1、3、6、12 個月期限分別呈現 10%、5%、5% 及 5% 之顯著估計，表示當特定國家報酬波動增加時，將會導致其他國家波動隨之增加。上述結果顯示，菲律賓與印尼之遠月期限 NDF 報酬彼此存在跨國之波動傳導效果。再者，整體而言，發現馬來西亞及印尼對於菲律賓皆具有波動傳導效果，說明菲律賓報酬波動易受其他兩國影響，為資訊接收者。進一步分析比較馬來西亞及印尼對於菲律賓之波動傳導，發現印尼對於菲律賓波動傳導之顯著數目相對為高，表示印尼對於菲律賓之波動傳導報酬提供更多的解釋能力。此外，針對不同期限跨國波動傳導之顯著數目分析，整體而言，發現跨國波動傳導對於 6 和 12 個月超額報酬相對具有預測能力。

表 19 東南亞國家-不同期限跨國波動傳導之參數估計結果

	變數	參數	一個月 NDF 超額報酬	三個月 NDF 超額報酬	六個月 NDF 超額報酬	十二個月 NDF 超額報酬
Panel A-馬來西亞(<i>i</i>)跨國波動傳導						
印尼→馬來西亞	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-i}	0.0035 (0.0029)	0.0002 (0.0006)	0.0034* (0.0020)	-0.0004 (0.0006)
菲律賓→馬來西亞	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-i}	0.0035 (0.0063)	-0.0009 (0.0010)	-0.0007 (0.0009)	0.0018 (0.0015)
Panel B-印尼(<i>j</i>)跨國波動傳導						
馬來西亞→印尼	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	λ^{i-j}	0.0051 (0.0050)	0.0078 (0.0055)	-0.0031 (0.0065)	0.0256* (0.0142)
菲律賓→印尼	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-j}	-0.0054 (0.0037)	-0.0008 (0.0010)	-0.0022* (0.0009)	-0.0014*** (0.0004)
Panel C-菲律賓(<i>k</i>)跨國波動傳導						
馬來西亞→菲律賓	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	λ^{i-k}	0.0131* (0.0069)	0.0006 (0.0013)	0.0128** (0.0059)	0.0036 (0.0036)
印尼→菲律賓	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-k}	0.0052* (0.0030)	0.0039** (0.0018)	0.0112** (0.0045)	0.0058** (0.0026)

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

表 20 為東南亞國家不同期限動態相關係數之參數估計結果，觀察估計參數 a，發現兩個國家彼此呈現 1% 正向顯著，顯示共變異相互影響存在；觀察估計參數 b，發現兩個國家之間呈現 1% 正向顯著，顯示共變異持續性存在。綜上所述，估計結果皆呈現 1% 正向顯著關係，證實市場之間的相關性會隨著時間改變其特性。

表 20 東南亞國家-不同期限動態相關係數之參數估計結果

變數		一個月	三個月	六個月	十二個月
		NDF 超額報酬	NDF 超額報酬	NDF 超額報酬	NDF 超額報酬
動態相關係數	a	0.0026*** (0.0004)	0.0059*** (0.0015)	0.0050*** (0.0007)	0.0023*** (0.0005)
	b	0.9954*** (0.0004)	0.9914*** (0.0030)	0.9930*** (0.0007)	0.9957*** (0.0005)

註：***代表 1% 的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

伍、結論與建議

第一節、結論

隨著亞洲新興國家經濟快速成長，亞洲新興市場貨幣對於全球的影響力逐漸擴大，為了規避匯率風險、資本控制及貨幣可兌換性的限制，因此境外交易大多發生在 NDF 遠期外匯市場。本文針對東北亞及東南亞 NDF 交易量前三大經濟體，包括東北亞(台灣、韓國及中國)、東南亞(馬來西亞、印尼及菲律賓)等國家探討 NDF 超額報酬，並針對影響外匯市場超額報酬之可能來源使用圖表作分析，探討 DF 及 NDF 遠期溢價、利率差、期限結構、跨國傳導及波動傳導對於遠匯超額報酬之預測能力，提供投資人遠匯市場操作之參考。本文參考 Ahmed and Valente(2015)所提出之超額報酬計算模式及 Wang, Yang, Wang and Fawson(2017)之研究架構，並進一步擴充採用 DCC-GARCH 模型針對區域國家之動態關聯作探討；本文特色首度嘗試將區域國家之動態行為同時納入考慮，提供跨國遠匯報酬變化更近一步的觀察。

本文研究結果發現不同期限之 DF 及 NDF 遠期溢價、利率差皆對不同期限 NDF 超額報酬具有一定的解釋能力，區域間各國超額報酬具有跨國傳導效果；並將實證結果歸納如下：

(1) 針對不同期限 DF 遠期溢價之估計結果，研究結果發現在東北亞區域國家，整體而言，DF 遠期溢價對於韓國及中國之超額報酬解釋能力最佳；12 個月 DF 遠期溢價相較 1、3、6 個月遠期溢價對於超額報酬具預測能力；針對不同期限之超額報酬分析，發現 6 個月之 NDF 超額報酬最能夠被預測。至於在東南亞國家，發現 DF 遠期溢價對於菲律賓超額報酬解釋能力最好；3 個月 DF 遠期溢價對於超額報酬具有較好的預測能力；針對不同期限之超額報酬作分析，發現東南亞各國 6 及 12 個月 NDF 超額報酬相對容易受 DF 遠期溢價影響。

(2) 觀察 NDF 遠期溢價，就東北亞國家而言，發現對於中國之超額報酬預測能力最佳。就期限結構而言，1 和 3 個月 NDF 遠期溢價對於超額報酬較具解釋力；針對不同期限之超額報酬，發現 3 個月之 NDF 超額報酬最能夠被解釋。另外，在東南亞區域，研究發現 NDF 遠期溢價對於馬來西亞及印尼之超額報酬解釋能力最好；1 個月 NDF 遠期溢價對於超額報酬具有較好的預測能力；1 個月期超額報酬最能夠被 NDF 遠期溢價所

預測。

根據上述結果發現東北亞區域 NDF 遠期溢價相較 DF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬更具解釋力；DF 遠期溢價對韓國及中國最具有解釋能力，NDF 遠期溢價對中國最具有解釋能力；就期限結構部分，顯示 DF 遠期溢價對於遠月期(6 個月)最具解釋力；NDF 遠期溢價對於近月期(3 個月)超額報酬最具解釋力。東南亞區域 DF 遠期溢價相較 NDF 遠期溢價對於 NDF 超額報酬更具解釋力；DF 遠期溢價對菲律賓最具有解釋能力，NDF 遠期溢價對馬來西亞及印尼最具有解釋能力；DF 遠期溢價對於遠月期(6 個月及 12 個月)最具解釋力；NDF 遠期溢價對於近月期(1 個月)超額報酬最具解釋力。

綜合以上，發現不論在東北亞還是東南亞，NDF 遠期溢價對於近月期超額報酬較具解釋的能力；DF 遠期溢價對於遠月期超額報酬較具預測的能力，建議投資人短期可以操作 1 和 3 個月 NDF 外匯市場，長期則操作 6 個月 NDF 外匯市場，較能妥適掌握遠匯市場之動態行為。

(3) 針對利率差的部分，整體而言，發現台灣及韓國係數大多呈現 1% 負向顯著，說明台灣及韓國市場相對開放，國際資金頻繁進出，包括投機部位資金，因此利率差與遠匯相對較符合無拋補利率平價假說(Uncovered Interest Parity, UIP)；至於中國則是因為政策的關係，市場管制較多，國際資金不易進出，因此呈現 1% 正向顯著，符合拋補利率平價假設(Covered Interest Parity, CIP)。東南亞各國以貿易為主，交易傾向避險操作，規避可能匯率風險，因此在遠匯與現貨市場，利率差與遠匯報酬呈現正向顯著估計結果，較符合 CIP 假說。

(4) 針對跨國傳導的部分，無論東北亞還是東南亞各國，區域內各國間皆存在報酬相互影響之機制。在東北亞區域，發現中國對於台灣及韓國跨國傳導之效果相對較高，說明中國遠期外匯市場對於台灣與韓國扮演資訊傳導的角色；針對台灣及韓國交互跨國傳導部分，發現台灣相對韓國扮演資訊發動的角色。在東南亞部分，研究發現馬來西亞對於印尼及菲律賓扮演資訊傳導的角色；針對馬來西亞及菲律賓的部分，觀察出菲律賓對於馬來西亞扮演資訊發動的角色。

(5) 觀察各國之報酬波動傳導效果，韓國及中國對台灣一個月期 NDF 超額報酬存在 10% 顯著的解釋力，說明存在較弱的跨國傳導資訊連結。此外，台灣對韓國在 1 和 6 個月 NDF 超額報酬呈現 10% 顯著估計。上述結果說明台灣及韓國存在跨國波動傳導效果，具有一定程度的資訊連結機制。馬來西亞及印尼對菲律賓各期 NDF 超額報酬整體而言

存在顯著的預測能力，存在跨國傳導資訊連結。此外，菲律賓對印尼在 6 和 12 個月 NDF 超額報酬呈現顯著結果。說明菲律賓及印尼具有跨國波動傳導效果，有交互資訊流。

最後，觀察東北亞及東南亞各區域三國間不同期限之動態關聯性，發現皆呈現強烈正向顯著，證實市場之間的相關性會隨著時間改變其特性。

第二節、未來研究建議

綜合上述結果，本文研究結果證實 DF 及 NDF 遠期溢價、利率差、期限結構、跨國傳導及波動傳導可以提供亞洲特定國家 NDF 超額報酬更好的觀察。除了考量本文相關變數外，對於未來研究的擴展亦可考慮加入其他相關因素，例如長短期波動、風險溢出效果或跨市場流動性等等，提供投資人更有效獲取報酬的參考依據。此外，也可以針對不同區域、已開發國家及交易市場進行探討，或是以金融風暴為時間點，研究金融風暴發生前後之差異，可能會有不一樣的研究結果。

陸、參考文獻

1. 王凱立、吳軍奉(2006),「台灣即期、遠期與無本金交割遠期外匯市場關聯性研究—NDF 市場關閉政策分析」,經濟論文,第三十四卷,第一期,頁 93-126。
2. 王慧、劉宏業(2009),「人民幣離岸市場與境內市場的資訊傳遞研究—基於 NDF 匯率和即期匯率的實證分析」,金融理論與實踐,第三期,頁 31-34。
3. 李榮謙(2015),「當代國際金融學概論」。
4. 吳靖東(2012),「總體經濟因素對兩岸匯率變動的影響」,東吳經濟商學學報,第七十六期,頁 99-112。
5. 肖陽、馮玲、馮碩碩(2016),「人民幣 NDF 市場與新臺幣 NDF 市場相關性及風險溢出研究」,系統工程理論與實踐,第三十六卷,第九期,頁 2248-2258。
6. 張莉(2010),「中美利差對人民幣匯率變動的影響分析」,統計與資訊理論壇,第二十五卷,第四期,頁 57-62。
7. 譚躍、張躍龍(2011),「外匯遠期溢價異象與金融市場間投機溢價研究」,財會通訊,第十五期,頁 131-133。
8. 簡金成、王明隆、林弘益(2000),「央行限制國內法人承作 NDF 對外匯市場之影響」,亞太管理評論,第五卷,第二期,頁 149-169。
9. Ahmed, S., and Valente, G. (2015). Understanding the price of volatility risk in carry trades. *Journal of Banking & Finance*, 57, 118-129.
10. Anker, P. (1999). Uncovered interest parity, monetary policy and time-varying risk premia. *Journal of International Money and Finance*, 18(6), 835-851.
11. Antonakakis, N. (2012). Exchange return co-movements and volatility spillovers before and after the introduction of euro. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(5), 1091-1109.
12. Aysun, U., and Lee, S. (2014). Can time-varying risk premiums explain the excess returns in the interest rate parity condition? *Emerging Markets Review*, 18, 78-100.
13. Backus, D. K., Foresi, S., and Telmer, C. I. (2001). Affine Term Structure Models and the Forward Premium Anomaly. *The Journal of Finance*, 56(1), 279-304.
14. Baillie, R. T., and Cho, D. (2014). Time variation in the standard forward premium regression: Some new models and tests. *Journal of Empirical Finance*, 29, 52-63.

15. Baillie, R. T., and Kiliç, R. (2006). Do asymmetric and nonlinear adjustments explain the forward premium anomaly? *Journal of International Money and Finance*, 25(1), 22-47.
16. Bansal, R. (1997). An Exploration of the Forward Premium Puzzle in Currency Markets. *The Review of Financial Studies*, 10(2), 369-403.
17. Bekaert, G., and Hodrick, R. (1993). On biases in the measurement of foreign exchange risk premiums. *Journal of International Money and Finance*, 12(2), 115-138.
18. Bilson, J. F. O. (1980). The "Speculative Efficiency" Hypothesis. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 474*.
19. Bank for International Settlements (2016), Foreign exchange turnover in April 2016, <https://www.bis.org/publ/rpfx16.htm>.
20. Boero, G., Silvapulle, P., and Tursunalieva, A. (2011). Modelling the bivariate dependence structure of exchange rates before and after the introduction of the euro: a semi-parametric approach. *International Journal of Finance & Economics*, 16(4), 357-374.
21. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
22. Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge (1988), "A capital asset pricing model with time-varying covariances," *The Journal of Political Economy*, 116-131.
23. Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model. *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 498-505.
24. Burnside, C., Eichenbaum, M., Kleshchelski, I., and Rebelo, S. (2011). Do Peso Problems Explain the Returns to the Carry Trade? *The Review of Financial Studies*, 24(3), 853-891.
25. Carlson, John A. and Osler, Carol L. (1999). Determinants of Currency Risk Premiums. *FRB of New York Staff Report No. 70*.
26. Cenesizoglu, T., Montréal, H., Larocque, D., and Normandin, M. (2012). Conventional Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates during the Financial Crisis. *HEC Montreal Finance Department*.
27. Choudhry, T. (2016). Time-varying risk premium yield spread effect in term structure and global financial crisis: Evidence from Europe. *International Review of Financial Analysis*, 48, 303-311.
28. Barnes, C. (2016). BIS 2016 FX data—How much of the NDF market is cleared?, <https://www.clarusft.com/bis-2016-fx-data-how-much-of-the-ndf-market-is-cleared/>.

29. Clarida, R. H., and Taylor, M. P. (1997). The Term Structure of Forward Exchange Premiums and the Forecastability of Spot Exchange Rates: Correcting the Errors. *The Review of Economics and Statistics*, 79(3), 353-361.
30. Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
31. Domowitz, I., and Hakkio, C. S. (1985). Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market. *Journal of International Economics*, 19(1), 47-66.
32. Doukas, J. A., and Zhang, H. (2013). The performance of NDF carry trades. *Journal of International Money and Finance*, 36, 172-190.
33. Dupuy, P. (2015). The tail risk premia of the carry trades. *Journal of International Money and Finance*, 59, 123-145.
34. Elyasiani, E., Kocagil, A. E., and Mansur, I. (2007). Information transmission and spillover in currency markets: A generalized variance decomposition analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 47(2), 312-330.
35. Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
36. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
37. Fama, E. F. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, 14(3), 319-338.
38. Fama, E. F. (1984). The information in the term structure. *Journal of Financial Economics*, 13(4), 509-528.
39. Fama, E. F., and Bliss, R. R. (1987). The Information in Long-Maturity Forward Rates. *The American Economic Review*, 77(4), 680-692.
40. Flood, R. P., & Rose, A. K. (2002). Uncovered Interest Parity in Crisis. *IMF Staff Papers*, 49(2), 252-266.
41. French, K. R., Schwert, G. W., and Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3-29.
42. Frenkel, J. A. (1981). The collapse of purchasing power parities during the 1970's. *European Economic Review*, 16(1), 145-165.
43. Froot, K. A., and Frankel, J. (1989). Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk

- Premium? *The Quarterly Journal of Economics*, 104(1), 139-161.
44. Fung, H.-G., Leung, W. K., and Zhu, J. (2004). Nondeliverable forward market for Chinese RMB: A first look. *China Economic Review*, 15(3), 348-352.
 45. Glosten, L. R., Jagannathan, R., and Runkle, D. E. (1993). On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
 46. Granger, C. W. J., and Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.*
 47. Gu, L., and McNelis, P. D. (2013). Yen/Dollar volatility and Chinese fear of floating: Pressures from the NDF market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 22, 37-49.
 48. Hakkio, C. S. (1980). The Term Structure of the Forward Premium. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, No. 426.
 49. Hansen, L., and Hodrick, R. (1980). Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis. *Journal of Political Economy*, 88(5), 829-853.
 50. Hardouvelis, G. A. (1994). The term structure spread and future changes in long and short rates in the G7 countries. *Journal of Monetary Economics*, 33(2), 255-283.
 51. Hodrick, R., and Vassalou, M. (2002). Do we need multi-country models to explain exchange rate and interest rate and bond return dynamics? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 26(7-8), 1275-1299.
 52. Hodrick, R. J., and Srivastava, S. (1984). An investigation of risk and return in forward foreign exchange. *Journal of International Money and Finance*, 3(1), 5-29.
 53. Hong, Y. M. (2001). A test for volatility spillover with application to exchange rates. *Journal of Econometrics*, 103(1-2), 183-224.
 54. Inci, A. C., and Lu, B. (2004). Exchange rates and interest rates: can term structure models explain currency movements? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28(8), 1595-1624.
 55. Laopodis, N. (1998). Asymmetric volatility spillovers in deutsche mark exchange rates. *Journal of Multinational Financial Management*, 8(4), 413-430.
 56. Lien, D., Yang, L., Zhou, C., and Lee, G. (2014). Co-movement between RMB and New Taiwan Dollars: Evidences from NDF markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 28, 265-272.

57. Liuliu, K., and Wenyu, S. (2010). An empirical study on the relationship between NDF and DF. *The 2010 2nd IEEE International Conference on Information Management and Engineering*.
58. Longworth, D. (1981). Testing the Efficiency of the Canadian-U.S. Exchange Market under the Assumption of no Risk Premium. *The Journal of Finance*, 36(1), 43-49.
59. Lyons, R. K. (1995). Tests of microstructural hypotheses in the foreign exchange market. *Journal of Financial Economics*, 39(2), 321-351.
60. MacDonald, R., and Marsh, I. W. (2004). Currency spillovers and tri-polarity: a simultaneous model of the US dollar, German mark and Japanese yen. *Journal of International Money and Finance*, 23(1), 99-111.
61. MacDonald, R., and Nagayasu, J. (2000). The Long-Run Relationship between Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study. *IMF Staff Papers*, 47(1), 116-128.
62. MacDonald, R., and Nagayasu, J. (2015). Currency forecast errors and carry trades at times of low interest rates: Evidence from survey data on the yen/dollar exchange rate. *Journal of International Money and Finance*, 53, 1-19.
63. Mark, N. C., and Moh, Y.-K. (2005). The real exchange rate and real interest differentials: the role of nonlinearities. *International Journal of Finance & Economics*, 10(4), 323-335.
64. McCallum, B. T. (1994). A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. *Journal of Monetary Economics*, 33(1), 105-132.
65. McCauley, Robert N. and Scatigna, Michela, (2011). Foreign Exchange Trading in Emerging Currencies: More Financial, More Offshore. *BIS Quarterly Review*.
66. Meese, R., and Rogoff, K. (1988). Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation Over the Modern Floating-Rate Period. *The Journal of Finance*, 43(4), 933-948.
67. Melecky, M. (2008). A Structural Investigation of Third-Currency Shocks to Bilateral Exchange Rates. *International Finance*, 11(1), 19-48.
68. Mihaljek, Dubravko and Packer, Frank, (2010). Derivatives in Emerging Markets. *BIS Quarterly Review*.
69. Mishkin, F. S. (1988). The information in the term structure: Some further results. *Journal of Applied Econometrics*, 3(4), 307-314.
70. Narayan, P. K., and Sharma, S. S. (2015). Does data frequency matter for the impact of forward premium on spot exchange rate? *International Review of Financial Analysis*, 39,

45-53.

71. Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370.
72. Nucci, F. (2003). Cross-currency, cross-maturity forward exchange premiums as predictors of spot rate changes: Theory and evidence. *Journal of Banking & Finance*, 27(2), 183-200.
73. Park, J. (2001). Information flows between non-deliverable forward (NDF) and spot markets: Evidence from Korean currency. *Pacific-Basin Finance Journal*, 9(4), 363-377.
74. Said, S. E., and Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.
75. Sercu, P., Uppal, R., and Van Hulle, C. (1995). The Exchange Rate in the Presence of Transaction Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity. *The Journal of Finance*, 50(4), 1309-1319.
76. Sercu, P., and Xueping, W. (1997). The information content in bond model residuals: An empirical study on the Belgian bond market. *Journal of Banking & Finance*, 21(5), 685-720.
77. Wang, G.-J., and Xie, C. (2013). Cross-correlations between Renminbi and four major currencies in the Renminbi currency basket. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 392(6), 1418-1428.
78. Wang, J., and Yang, M. (2009). Asymmetric volatility in the foreign exchange markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 19(4), 597-615.
79. Wang, K.-L., Fawson, C., Chen, M.-L., and 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.
80. Wang, X., Yang, J. H., Wang, K. L., and Fawson, C. (2017). Dynamic information spillovers in intraregionally-focused spot and forward currency markets. *Journal of International Money and Finance*, 71, 78-110.
81. Zhong., R. (2009). Closed-form term structure of GARCH interest rates, Working paper.

附錄

附錄 1 東北亞國家-NDF 遠期外匯一個月期超額報酬之參數估計

條件平均數	變數	參數	台灣(<i>i</i>)	韓國(<i>j</i>)	中國(<i>k</i>)
常數項	c	c	0.5754*** (0.0706)	0.3804** (0.1008)	0.0519 (0.03331)
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	-0.2357 (0.1980)	-0.0504 (0.1554)	-24.6148*** (4.8417)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	0.3120 (0.6376)	0.1685 (0.1181)	13.6801*** (4.3144)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	-0.0935 (0.5581)	-0.2012*** (0.0482)	6.9328* (3.5700)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	0.8063** (0.3286)	0.2001*** (0.0479)	-1.5438 (1.0474)
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	0.3010 (0.2606)	-0.0629 (0.0621)	13.5610*** (1.2196)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	2.1787*** (0.4845)	0.1793** (0.0723)	-6.6812** (2.7880)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	-1.9349*** (0.3900)	-0.1613** (0.0644)	20.9795*** (2.2383)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	0.2588* (0.1324)	0.0075 (0.0425)	-13.4622*** (0.6553)
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	β_m	-0.9914*** (0.0694)	-0.5359*** (0.1139)	0.0194** (0.0087)
跨國報酬傳導	$(R_{t+1}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-i}	0.3063*** (0.0073)		
	$(R_{t+1}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-i}	-0.0199 (0.0176)		
	$(R_{t+1}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-j}		1.1820*** (0.0287)	
	$(R_{t+1}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-j}		0.3945*** (0.0396)	
	$(R_{t+1}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-k}			0.1928*** (0.0098)
自我遞延項	$(R_{t+1}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-k}			-0.0292*** (0.0050)
	$(R_{t+1}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-i}	0.9886*** (0.0296)		
	$(R_{t+1}^i)_{t-2}$	γ_2^{i-i}	-0.0510* (0.0275)		

附錄 1 東北亞國家-NDF 遠期外匯一個月期超額報酬之參數估計(續)

條件平均數	變數	參數	台灣(i)	韓國(j)	中國(k)
自我遞延項	$(R_{t+1}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-j}		0.9912*** (0.0222)	
	$(R_{t+1}^j)_{t-3}$	γ_3^{j-j}		0.0823** (0.0323)	
	$(R_{t+1}^j)_{t-4}$	γ_4^{j-j}		-0.1056*** (0.0227)	
	$(R_{t+1}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-k}			0.9998*** (0.0282)
	$(R_{t+1}^k)_{t-2}$	γ_2^{k-k}			-0.1083*** (0.0386)
	$(R_{t+1}^k)_{t-3}$	γ_3^{k-k}			0.0799*** (0.0269)
條件變異數	變數	參數	台灣(i)	韓國(j)	中國(k)
常數項	ω	ω	0.7545*** (0.1302)	2.9850*** (0.6381)	0.1171*** (0.0250)
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}	0.6289*** (0.0920)	0.5814*** (0.0845)	0.5948*** (0.0424)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.2647*** (0.0564)	0.2930*** (0.0627)	0.3052*** (0.0424)
跨國波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-i}	0.0068* (0.0041)		
			0.0682* (0.0352)		
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	λ^{i-j}		0.1122* (0.0678)	
				-0.0298 (0.0869)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-i}			0.0100* (0.0054)
					0.0010 (0.0007)
條件共變異數			a	b	
動態相關係數			0.0018*** (0.0005)	0.9958*** (0.0013)	

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

附錄 2 東北亞國家-NDF 遠期外匯三個月期超額報酬之參數估計

條件平均數	變數	參數	台灣(<i>i</i>)	韓國(<i>j</i>)	中國(<i>k</i>)
常數項	c	c	0.1059 (0.1424)	0.7124*** (0.0947)	-0.4902*** (0.0566)
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	-1.7195*** (0.2759)	0.2154** (0.0759)	2.9134 (7.2111)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	-1.9205** (0.7918)	0.1752*** (0.0612)	19.1758*** (6.5154)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	2.5610* (1.4232)	-0.2729*** (0.0271)	-25.5273*** (5.4610)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	-4.1873*** (0.8978)	0.2766*** (0.0254)	12.5370*** (1.6609)
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-4.3227*** (0.9308)	-0.1118** (0.0498)	-6.0296*** (1.5553)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	4.9195*** (0.7987)	-0.0573*** (0.0105)	10.1253*** (3.9250)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	-0.7489** (0.3586)	0.0964** (0.0487)	32.7670*** (3.4383)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	0.9880*** (0.2675)	-0.0080 (0.0077)	-22.5660*** (1.0088)
利率差	$(ir_t - ir_t^*)_{t-m}$	β_m	-2.5619*** (0.0704)	-1.0242*** (0.0970)	0.2687*** (0.0143)
跨國報酬傳導	$(R_{t+2}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-i}	0.3401*** (0.0054)		
	$(R_{t+2}^k)_{t-2}$	γ_2^{k-i}	0.3651*** (0.0134)		
	$(R_{t+2}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-j}		0.9268*** (0.0181)	
	$(R_{t+2}^k)_{t-5}$	γ_5^{k-j}		0.3242*** (0.0288)	
	$(R_{t+2}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-k}			0.0966*** (0.0081)
	$(R_{t+2}^j)_{t-5}$	γ_5^{j-k}			0.0314*** (0.0039)
自我遞延項	$(R_{t+2}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-i}	0.9595*** (0.0086)		
	$(R_{t+2}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-j}		0.9951*** (0.0059)	
	$(R_{t+2}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-k}			1.0051*** (0.0317)

附錄 2 東北亞國家-NDF 遠期外匯三個月期超額報酬之參數估計(續)

條件平均數	變數	參數	台灣(i)	韓國(j)	中國(k)
自我遞延項	$(R_{t+2}^k)_{t-2}$	γ_2^{k-k}			-0.0898** (0.0424)
	$(R_{t+2}^k)_{t-3}$	γ_3^{k-k}			0.0719** (0.0305)
條件變異數	變數	參數	台灣(i)	韓國(j)	中國(k)
常數項	ω	ω	0.9298*** (0.1598)	2.6198*** (0.5069)	0.3152*** (0.0490)
			0.4470*** (0.0543)	0.5524*** (0.0588)	0.6349*** (0.0501)
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	α_{v_2}	0.4530*** (0.0543)	0.3476*** (0.0588)	0.2651*** (0.0501)
GARCH 效果	h_{t-v_1}	β_{v_1}			
跨國波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-i}	-0.0009 (0.0015)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-i}	0.0015 (0.0136)		
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i,j}$		-0.0040 (0.0240)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k,j}$		-0.0296 (0.0229)	
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i,k}$			-0.0012 (0.0010)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j,k}$			-0.0015 (0.0019)
條件共變異數			a	b	
動態相關係數			0.0028*** (0.0008)	0.9952*** (0.0008)	

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

附錄 3 東北亞國家-NDF 遠期外匯六個月期超額報酬之參數估計

條件平均數	變數	參數	台灣(i)	韓國(j)	中國(k)
常數項	c	c	-2.1364*** (0.1063)	-3.8287*** (0.1227)	-2.9249*** (0.0681)
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	0.4413 (0.3462)	0.2054** (0.0897)	25.4797** (10.5786)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	-5.4930*** (0.8599)	0.5331*** (0.0634)	32.9249*** (10.6754)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	19.7768*** (1.6388)	-0.2227*** (0.0621)	-28.2243*** (7.4975)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	-23.2013*** (0.9808)	0.2188*** (0.0616)	13.0092*** (2.1783)
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-5.5062*** (0.8384)	-0.3878*** (0.0772)	-24.3352*** (1.9208)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	4.7411*** (0.7581)	0.2418** (0.1097)	48.4460*** (4.5615)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	0.0586 (0.2252)	0.1172 (0.0898)	21.1978*** (4.1338)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	3.3235*** (0.1930)	0.0286 (0.0498)	-30.6224*** (1.2544)
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	β_m	-5.4208*** (0.0684)	0.0025 (0.1365)	0.7925*** (0.0178)
跨國報酬傳導	$(R_{t+3}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-i}	0.3046*** (0.0050)		
	$(R_{t+3}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-i}	0.3425*** (0.0134)		
	$(R_{t+3}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-j}		1.4633*** (0.0194)	
	$(R_{t+3}^k)_{t-3}$	γ_3^{k-j}		0.1444*** (0.0291)	
	$(R_{t+3}^i)_{t-4}$	γ_4^{i-k}			0.1508*** (0.0086)
	$(R_{t+3}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-k}			0.1038*** (0.0044)
自我遞延項	$(R_{t+3}^i)_{t-1}$	γ_1^{j-j}	0.9821*** (0.0090)		
	$(R_{t+3}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-j}		0.9525*** (0.0122)	
	$(R_{t+3}^j)_{t-5}$	γ_5^{j-j}		0.0197*** (0.0121)	

附錄 3 東北亞國家-NDF 遠期外匯六個月期超額報酬之參數估計(續)

條件平均數	變數	參數	台灣(i)	韓國(j)	中國(k)
自我遞延項	$(R_{t+3}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-k}			0.9882*** (0.0278)
	$(R_{t+3}^k)_{t-2}$	γ_2^{k-k}			-0.0811* (0.0455)
	$(R_{t+3}^k)_{t-3}$	γ_3^{k-k}			0.0855** (0.0364)
條件變異數	變數	參數	台灣(i)	韓國(j)	中國(k)
常數項	ω	ω	1.1656*** (0.2028)	3.7143*** (0.8668)	0.5709*** (0.1046)
			ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.4561*** (0.0554)	0.3359*** (0.0695)	0.2614*** (0.0761)
跨國波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-i}	-0.0006 (0.0007)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-i}	-0.0048 (0.0065)		
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i,j}$		0.0603* (0.0329)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k,j}$		-0.0335 (0.0246)	
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i,k}$			-0.0033** (0.0015)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j,k}$			-0.0003 (0.0006)
條件共變異數			a	b	
動態相關係數			0.0025*** (0.0006)	0.9955*** (0.0006)	

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

附錄 4 東北亞國家-NDF 遠期外匯十二個月期超額報酬之參數估計

條件平均數	變數	參數	台灣(<i>i</i>)	韓國(<i>j</i>)	中國(<i>k</i>)
常數項	c	c	2.0389*** (0.1463)	0.4154** (0.1906)	-3.1991*** (0.1211)
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	0.1535 (0.3234)	-0.5940*** (0.1784)	21.4224** (9.1668)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	8.7890** (4.0491)	0.7851*** (0.1618)	9.1424 (7.9582)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	-0.2512 (4.7904)	-0.0565 (0.0727)	-23.2525*** (6.3595)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	-7.9679*** (1.6617)	0.0511 (0.0725)	11.1495*** (2.2291)
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-11.5411*** (0.9278)	-0.1077*** (0.0398)	-22.9247*** (2.1759)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	2.3499* (1.2117)	0.0045 (0.0086)	42.4705*** (4.6872)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	5.2985*** (0.5432)	0.0425 (0.0746)	12.0246*** (3.8638)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	3.7158*** (0.2950)	0.0073 (0.0518)	-26.4004*** (1.4595)
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	β_m	-9.2843*** (0.1357)	-0.7881*** (0.1407)	0.9090*** (0.0357)
跨國報酬傳導	$(R_{t+4}^i)_{t-1}$	γ_1^{j-i}	0.2798*** (0.0050)		
	$(R_{t+4}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-i}	-0.1382*** (0.0130)		
	$(R_{t+4}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-j}		0.7861*** (0.0163)	
	$(R_{t+4}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-j}		0.8619*** (0.0227)	
	$(R_{t+4}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-k}			-0.0011 (0.0115)
	$(R_{t+4}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-k}			0.2068*** (0.0043)
	自我遞延項	$(R_{t+4}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-i}	0.9548 (0.9832)	
$(R_{t+4}^j)_{t-1}$		γ_1^{j-j}		0.9722 (0.9888)	
$(R_{t+4}^k)_{t-1}$		γ_1^{k-k}			0.9753 (1.0752)

附錄 4 東北亞國家-NDF 遠期外匯十二個月期超額報酬之參數估計(續)

條件平均數	變數	參數	台灣(i)	韓國(j)	中國(k)
自我遞延項	$(R_{t+4}^k)_{t-2}$	γ_2^{k-k}			-0.1812*** (0.0533)
	$(R_{t+4}^k)_{t-3}$	γ_3^{k-k}			0.0423 (0.1332)
條件變異數	變數	參數	台灣(i)	韓國(j)	中國(k)
常數項	ω	ω	1.1634*** (0.2306)	3.1991*** (0.3476)	0.4237*** (0.0627)
			ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	α_{v_2}
GARCH 效果	h_{t-v_1}	β_{v_1}	0.3649*** (0.0598)	0.3147*** (0.0690)	0.2183*** (0.0443)
跨國波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-i}	-0.0008 (0.0005)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-i}	-0.0039*** (0.0009)		
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	λ^{i-j}		0.0068 (0.0257)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-j}		-0.0114 (0.0085)	
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	λ^{i-k}			0.0028 (0.0036)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-k}			-0.0007 (0.0006)
	條件共變異數			a	b
動態相關係數			0.0019*** (0.0006)	0.9961*** (0.0006)	

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

附錄 5 東南亞國家-NDF 遠期外匯一個月期模型之參數估計

條件平均數	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
常數項	c	c	-0.0977** (0.0377)	-1.3780*** (0.0851)	0.2153*** (0.0406)
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	-48.0492* (27.2967)	-0.0145*** (0.0033)	-1.0910* (0.5874)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	-26.1002 (18.6595)	0.0081*** (0.0022)	2.4398*** (0.6580)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	-13.8064 (7.5710)	-0.0076*** (0.0014)	-0.9200** (0.3656)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	22.3879*** (3.1540)	0.0013* (0.0007)	0.1920 (0.1473)
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-3.5012*** (1.5794)	0.0030*** (0.0010)	0.4779*** (0.1179)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	-96.2307*** (8.7878)	-0.0001 (0.0014)	-0.1791 (0.3669)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	140.5047*** (12.5370)	-0.0003 (0.0008)	1.8477*** (0.5068)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	-46.6472*** (4.7222)	0.0016*** (0.0004)	-1.2645*** (0.2107)
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	β_m	-0.0218 (0.0417)	0.2857*** (0.0231)	-0.1302*** (0.0177)
跨國報酬傳導	$(R_{t+1}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-i}	0.1745*** (0.0092)		
	$(R_{t+1}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-i}	0.4495*** (0.0137)		
	$(R_{t+1}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-j}		0.2271*** (0.0118)	
	$(R_{t+1}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-j}		0.1523*** (0.0122)	
	$(R_{t+1}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-k}			0.2518*** (0.0107)
	$(R_{t+1}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-k}			0.1685*** (0.0109)
自我遞延項	$(R_{t+1}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-i}	0.9743*** (0.0257)		
	$(R_{t+1}^i)_{t-2}$	γ_2^{i-i}	-0.0297 (0.0239)		
	$(R_{t+1}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-j}		0.9488*** (0.0072)	

附錄 5 東南亞國家-NDF 遠期外匯一個月期模型之參數估計(續)

條件平均數	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
自我遞延項	$(R_{t+1}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-k}			0.9510*** (0.0093)
條件變異數	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
常數項	ω	ω	1.6251*** (0.2220)	0.9544*** (0.1183)	1.4056*** (0.1773)
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	α_{v_2}	0.5604*** (0.0417)	0.4626*** (0.0299)	0.5469*** (0.0390)
GARCH 效果	h_{t-v_1}	β_{v_1}	0.3396*** (0.0417)	0.4374*** (0.0299)	0.3531*** (0.0390)
跨國波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-i}	0.0035 (0.0029)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-i}	0.0035 (0.0063)		
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i,j}$		0.0051 (0.0050)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k,j}$		-0.0054 (0.0037)	
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i,k}$			0.0131* (0.0069)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j,k}$			0.0052* (0.0030)
條件共變異數			a	b	
動態相關係數			0.0026*** (0.0004)	0.9954*** (0.0004)	

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

附錄 6 東南亞國家-NDF 遠期外匯三個月期超額報酬之參數估計

條件平均數	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
常數項	c	c	-0.3463*** (0.0495)	-1.0679*** (0.1071)	-0.2493** (0.0518)
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	-149.3499*** (34.5546)	-0.0036 (0.0031)	1.1031** (0.5370)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	28.1723 (21.5862)	0.0191*** (0.0023)	2.5452*** (0.5748)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	-78.4443*** (9.7598)	-0.0010 (0.0017)	-1.6499*** (0.4519)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	22.4161*** (4.3797)	0.0042*** (0.0007)	0.3231* (0.1801)
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-26.6097** (11.4792)	-0.0005 (0.0011)	0.2743* (0.1560)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	-8.8386 (19.7620)	0.0085*** (0.0015)	1.0142*** (0.1327)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	28.5347* (15.3559)	-0.0075*** (0.0010)	2.6090*** (0.2407)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	4.7943 (5.8922)	0.0018*** (0.0004)	-1.9024*** (0.1570)
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	β_m	0.7229*** (0.0604)	-0.5572*** (0.0249)	0.3675*** (0.0244)
跨國報酬傳導	$(R_{t+2}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-i}	0.1285*** (0.0047)		
	$(R_{t+2}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-i}	0.5432*** (0.0094)		
	$(R_{t+2}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-j}		0.4130*** (0.0089)	
	$(R_{t+2}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-j}		0.1172*** (0.0096)	
	$(R_{t+2}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-k}			0.3167*** (0.0073)
	$(R_{t+2}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-k}			0.0061*** (0.0065)
自我遞延項	$(R_{t+2}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-i}	0.9876*** (0.0049)		
	$(R_{t+2}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-j}		1.0072*** (0.0223)	
	$(R_{t+2}^j)_{t-2}$	γ_2^{j-j}		-0.0217 (0.0285)	

附錄 6 東南亞國家-NDF 遠期外匯三個月期超額報酬之參數估計(續)

條件平均數	變數	參數	馬來西亞(i)	印尼(j)	菲律賓(k)	
自我遞延項	$(R_{t+2}^j)_{t-3}$	γ_3^{j-j}		-0.0021 (0.0206)		
	$(R_{t+2}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-k}			0.9876*** (0.0049)	
條件變異數	變數	參數	馬來西亞(i)	印尼(j)	菲律賓(k)	
常數項	ω	ω	2.2694*** (0.3673)	2.1755*** (0.2408)	1.6967*** (0.2457)	
			ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v2})^2$	α_{v2}	0.5691*** (0.0504)
GARCH 效果	h_{t-v1}	β_{v1}	0.3309*** (0.0504)	0.2741*** (0.0370)	0.2819*** (0.0385)	
跨國波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-i}	0.0002 (0.0006)			
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-i}	-0.0009 (0.0010)			
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i,j}$		0.0078 (0.0055)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k,j}$		-0.0008 (0.0010)		
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i,k}$			0.0006 (0.0013)	
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j,k}$			0.0039** (0.0018)	
	條件共變異數			a	b	
	動態相關係數			0.0059*** (0.0015)	0.9914*** (0.0030)	

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

附錄 7 東南亞國家-NDF 遠期外匯六個月期超額報酬之參數估計

條件平均數	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
常數項	c	c	-0.8079*** (0.0534)	-4.4672*** (0.1266)	-0.7745*** (0.0559)
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	118.5754*** (42.7421)	0.0011 (0.0053)	2.3203*** (0.7639)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	-110.0357*** (36.1450)	0.0420*** (0.0038)	3.8524*** (0.5725)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	-117.2483*** (24.7580)	0.0006 (0.0030)	-1.1489*** (0.4264)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	111.6453*** (8.2566)	0.0007 (0.0011)	0.9189*** (0.1650)
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	3.2823 (2.1823)	-0.0054*** (0.0011)	0.8261 (0.5063)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	65.5062*** (13.6918)	0.0035* (0.0019)	-0.3352 (0.4380)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	-69.0006*** (19.4818)	0.0139*** (0.0010)	-0.6389 (0.3910)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	3.2940 (6.9668)	-0.0080*** (0.0006)	0.6577** (0.2831)
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	β_m	0.1841** (0.0797)	0.0606* (0.0322)	0.1308*** (0.0347)
跨國報酬傳導	$(R_{t+3}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-i}	0.2040*** (0.0041)		
	$(R_{t+3}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-i}	0.5739*** (0.0074)		
	$(R_{t+3}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-j}		0.6506*** (0.0089)	
	$(R_{t+3}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-j}		-0.3348*** (0.0096)	
	$(R_{t+3}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-k}			0.3490*** (0.0055)
	$(R_{t+3}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-k}			0.0521*** (0.0049)
自我遞延項	$(R_{t+3}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-i}	0.9825*** (0.0039)		
	$(R_{t+3}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-j}		1.0393*** (0.0229)	
	$(R_{t+3}^j)_{t-2}$	γ_2^{j-j}		-0.0936*** (0.0303)	

附錄 7 東南亞國家-NDF 遠期外匯六個月期超額報酬之參數估計(續)

條件平均數	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
自我遞延項	$(R_{t+3}^j)_{t-3}$	γ_3^{j-j}		0.0339 (0.0298)	
	$(R_{t+3}^j)_{t-4}$	γ_4^{j-j}		0.0142 (0.0267)	
	$(R_{t+3}^j)_{t-5}$	γ_5^{j-j}		0.0043 (0.0187)	
	$(R_{t+3}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-k}			0.9902*** (0.0034)
條件變異數	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
常數項	ω	ω	2.6530*** (0.3831)	3.0263*** (0.4119)	1.8582*** (0.2962)
			ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	α_{v_2}
GARCH 效果	h_{t-v_1}	β_{v_1}	0.2938*** (0.0479)	0.3585*** (0.0287)	0.7223*** (0.0555)
跨國波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-i}	0.0034* (0.0020)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-i}	-0.0007 (0.0009)		
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	λ^{i-j}		-0.0031 (0.0065)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-j}		-0.0022** (0.0009)	
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	λ^{i-k}			0.0128** (0.0059)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-k}			0.0112** (0.0045)
條件共變異數			a	b	
動態相關係數			0.0050*** (0.0007)	0.9930*** (0.0007)	

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。

附錄 8 東南亞國家-NDF 遠期外匯十二個月期超額報酬之參數估計

條件平均數	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
常數項	c	c	-0.6119*** (0.0622)	-17.2535*** (0.1759)	0.0380 (0.0797)
DF 遠期溢價	$(DFP_{1,t})_{t-m}$	$\theta_{1,m}$	-42.4883 (38.8259)	-0.0055 (0.0068)	2.9594*** (1.0156)
	$(DFP_{2,t})_{t-m}$	$\theta_{2,m}$	-125.5057*** (30.8556)	0.0168*** (0.0055)	7.0747*** (0.7215)
	$(DFP_{3,t})_{t-m}$	$\theta_{3,m}$	280.0114*** (23.0056)	0.0118*** (0.0028)	-0.2718 (0.7479)
	$(DFP_{4,t})_{t-m}$	$\theta_{4,m}$	-115.5592*** (8.9420)	0.0101*** (0.0007)	-4.5254*** (0.3486)
NDF 遠期溢價	$(NDFP_{1,t})_{t-m}$	$\phi_{1,m}$	-144.5334*** (17.0640)	-0.0111*** (0.0016)	-5.7747*** (0.6212)
	$(NDFP_{2,t})_{t-m}$	$\phi_{2,m}$	253.2504*** (30.9559)	0.0116*** (0.0020)	6.2823*** (0.6313)
	$(NDFP_{3,t})_{t-m}$	$\phi_{3,m}$	-6.7946 (23.0270)	0.0009* (0.0005)	0.5310*** (0.1398)
	$(NDFP_{4,t})_{t-m}$	$\phi_{4,m}$	-104.8415*** (8.5070)	0.0012* (0.0007)	-0.3254* (0.1866)
利率差	$(r_t - r_t^*)_{t-m}$	β_m	2.0112*** (0.0947)	0.5373*** (0.0487)	2.4808** (0.0434)
跨國報酬傳導	$(R_{t+4}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-i}	0.0419*** (0.0047)		
	$(R_{t+4}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-i}	0.6053*** (0.0093)		
	$(R_{t+4}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-j}		0.3648*** (0.0068)	
	$(R_{t+4}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-j}		0.7886*** (0.0094)	
	$(R_{t+4}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-k}			0.1871*** (0.0047)
	$(R_{t+4}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-k}			0.0261*** (0.0048)
自我遞延項	$(R_{t+4}^i)_{t-1}$	γ_1^{i-i}	0.9904*** (0.0031)		
	$(R_{t+4}^j)_{t-1}$	γ_1^{j-j}		1.0358*** (0.0189)	
	$(R_{t+4}^j)_{t-3}$	γ_3^{j-j}		-0.0406** (0.0189)	

附錄 8 東南亞國家-NDF 遠期外匯十二個月期超額報酬之參數估計(續)

條件平均數	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
自我遞延項	$(R_{t+4}^k)_{t-1}$	γ_1^{k-k}			0.9880*** (0.0031)
條件變異數	變數	參數	馬來西亞(<i>i</i>)	印尼(<i>j</i>)	菲律賓(<i>k</i>)
常數項	ω	ω	3.1280*** (0.5124)	5.0100*** (0.6570)	2.2316*** (0.4176)
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	α_{v_2}	0.6268*** (0.0435)	0.5504*** (0.0334)	0.6421*** (0.0532)
GARCH 效果	h_{t-v_1}	β_{v_1}	0.2732*** (0.0435)	0.3496*** (0.0334)	0.2579*** (0.0532)
跨國波動傳導	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	λ^{j-i}	-0.0004 (0.0006)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	λ^{k-i}	0.0018 (0.0015)		
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i,j}$		0.0256* (0.0142)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k,j}$		-0.0014*** (0.0004)	
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i,k}$			0.0036 (0.0036)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j,k}$			0.0058** (0.0026)
條件共變異數			a	b	
動態相關係數			0.0023*** (0.0005)	0.9957*** (0.0005)	

註：*、**、***分別代表 10%、5%、1%的顯著水準；()內之值為參數估計值之標準誤。