

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

遠期外匯超額報酬動態影響因素之研究

A Study on the Dynamic Factors of  
Excess Return in Foreign Exchange Markets

指導教授：王凱立 博士

研究生：張雅婷

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 張雅婷 君

所提之論文(中文)：遠期外匯超額報酬動態影響因素之研究

(英文)：A Study on the Dynamic Factors of Excess

Return in Foreign Exchange Markets

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

學位考試委員會

召集人

林 韋 智

考試委員

王 凱 之 (指導教授)

顏 盟 奉

系所主任

陳 春 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 張雅婷 (學號: 90444000) 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： 張雅婷 (簽名)

## 致謝

撰寫論文是條漫漫長路，我特別感謝王凱立教授細心的指導與耐心包容，過程中，我們不斷遇到新的瓶頸和挑戰，若不是老師在每一個瓶頸突破盲點，我們無法順利完成這篇論文。除了學術上的指導，老師更是用各種略帶幽默的『王氏語錄』的鼓勵我們不斷突破自己，也給我們磨練心志和開闊眼界的機會，謝謝老師。

再來，我也要感謝我的同窗暨戰友：智羚和祖怡。這一年多來，在每一個挑戰和熬夜看天亮的日子裡，妳們總是給予各種精神、物質和技術上的支持，和妳們一起合作是最安心、最棒的事。

最後，感謝神賜給我平靜安穩的心，使我在各樣壓力中仍能保有從祂而來的喜樂，也感謝神賜給我愛我的家人，謝謝媽媽、公公、姥姥、Lia、未婚夫一家人和所有家人朋友對我的支持和包容，使我能無後顧之憂地完成碩士學位。

張雅婷 謹誌於

2017年7月

## 摘要

本研究針對遠匯市場與現貨市場的偏離所產生之超額報酬進行研究，透過 DCC GARCH 實證模型估計，針對東北亞(中國、韓國、台灣)、東南亞(印尼、馬來西亞、菲律賓)、拉丁美洲(巴西、智利、秘魯)及東歐市場(哈薩克、俄羅斯、烏克蘭)等新興市場 DF 及 NDF 遠匯超額報酬動態行為進行比較，分析 DF 及 NDF 遠匯超額報酬具預測能力之解釋變數，供投資人作為遠期外匯利差操作參考。實證結果發現期限結構、遠期溢價、超額報酬跨國傳導及國內外利差皆對於 DF 及 NDF 遠匯超額報酬有顯著影響；NDF 遠期溢價對於遠匯超額報酬(DF 及 NDF)之解釋力高於 DF 遠期溢價；DF 與 NDF 遠期溢價對於 NDF 遠匯超額報酬之預測能力高於對 DF 遠匯超額報酬之預測能力。整體來說 NDF 市場對於遠匯超額報酬皆較具解釋力；此外，不論是 DF 或 NDF 市場，東南亞區域遠期溢價對遠匯超額報酬之預測能力最佳；另外，本研究實證，區域內各國皆存在顯著超額報酬的跨國傳導效果。

關鍵字：遠期外匯、超額報酬、遠期溢價、期限結構、跨國傳導、NDF

## **Abstract**

This study examines the excess return generated by the gap between forward and spot rate in foreign exchange markets. Using maximum likelihood estimation and DCC GARCH Model, this study aims at identifying the dynamic factors of DF and NDF excess return in four different regions, including Northeast Asia, Southeast Asia, Latin America, and Eastern Europe. By providing evidence of the predictive powers of various dynamic factors of DF and NDF excess return, this study helps fellow carry traders to capture excess return. The results suggest that term of structure, forward premium, cross-country spillovers of excess return, and interest rate have explanatory powers on DF and NDF excess return. Further analysis shows that NDF premium has better predictive power on DF and NDF excess return than DF premium; DF and NDF premiums have more significant predictive power on NDF excess return than that on DF excess return. Overall, NDF market demonstrates better explanatory powers; DF and NDF premiums have more significant explanatory powers on excess return in Southeast countries; significant cross-country spillover effect of excess return is found in both DF and NDF markets.

Key Words: forward, excess return, forward premium, term structure, cross-country spillovers, NDF

## 目錄

第一章 前言 .....	1
第一節 研究背景與動機 .....	1
第二節 研究目的 .....	7
第二章 文獻回顧 .....	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市場之相關文獻 .....	14
第三章 研究方法 .....	16
第一節 穩定性檢定 .....	16
第二節 GARCH 相關模型 .....	17
第三節 樣本與變數設定 .....	18
第四節 模型設計 .....	20
第四章 實證研究 .....	25
第一節 單根檢定 .....	25
第二節 遠匯超額報酬趨勢圖 .....	27
第三節 敘述統計量 .....	29
第四節 實證結果分析 .....	33
第五章 結論與建議 .....	53
第六章 參考文獻 .....	55

附錄..... 62



## 表目錄

表 1 單根檢定-DF 及 NDF 超額報酬 .....	25
表 2 DF 超額報酬敘述統計量 .....	30
表 3 NDF 超額報酬敘述統計量 .....	31
表 4 不同期限 DF 遠期溢價對於遠匯超額報酬(DF&NDF)之參數估計 .....	34
表 5 DF 遠期溢價對於遠匯超額報酬(DF 及 NDF)估計之顯著性數目統計表 .....	35
表 6 不同期限 NDF 遠期溢價對於遠匯超額報酬(DF&NDF)之參數估計 .....	37
表 7 NDF 遠期溢價對於遠匯超額報酬(DF 及 NDF)估計之顯著性數目統計表 .....	39
表 8 遠匯超額報酬(DF&NDF)跨國傳導之參數估計結果 .....	42
表 9 各區域利率差之參數估計結果 .....	45
表 10 各區域 ARCH 及 GARCH 效果之參數估計結果 .....	47
表 11 各區域超額報酬(DF&NDF)跨國波動傳導之參數估計結果 .....	49
表 12 各區域動態相關係數之參數估計結果 .....	52
表 1 東北亞 DF 遠匯超額報酬參數估計結果 .....	62
表 2 東南亞 DF 遠匯超額報酬參數估計結果 .....	64
表 3 東北亞 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果 .....	66
表 4 東南亞 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果 .....	68
表 5 拉丁美洲 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果 .....	70
表 6 東歐 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果 .....	72

## 圖目錄

圖 1 各國 DF 超額報酬走勢圖 .....	27
圖 2 各國 NDF 超額報酬走勢圖 .....	28

# 第一章 前言

## 第一節 研究背景與動機

隨著國際間外匯交易量的攀升，外匯市場迅速地擴張，進而提升其在國際金融市場上的重要性，現以成為全球最大的金融交易市場。由於金融國際化程度加深，資金全球快速流動，外匯市場交易日趨活絡，每日均交易量明顯提升。根據國際清算銀行(Bank for International Settlements, BIS)報告，全球外匯市場交易規模達到 4 萬億美元，較 2007 年增長 20%。

此外，在過去十年中，新興市場貨幣在全球外匯市場的重要性日益上升，資料顯示新興國家在全球外匯市場成交量已達 8790 億美金，較 2001 年成長 210%，新興國家從 16.6% 提升到 17.4% 更扮演重要角色。在全球化的浪潮下，各國對國際資本移動的管制陸續放寬，由於各國利率水準及匯率不同，因而產生利差與匯差的套利活動，隨著全球匯率波動日益加劇，市場價格及波動性掌握，對於投資人決策有其重要性。任何形式的外匯交易都因著匯率的波動而伴隨著風險，為了消彌浮動匯率帶來的風險，投資人透過遠期外匯市場進行避險。對於投資人、基金經理人和匯率政策相關主管機關來說，找到遠期外匯價格和即期外匯價格之間的關係，進而預測匯率走勢是非常重要的。

根據無拋補利率評價(uncovered interest rate parity, UIP)理論，其假設遠期匯率為現貨市場不偏估計，也就是說遠期溢價應可以妥適預測未來匯率走勢。在UIP成立的狀態下，國外貨幣的預期升值程度應等於兩國利率差，在實證上，已有大量文獻將外匯現貨價格變動量對兩國利率差(國內減國外)進行迴歸分析，藉此檢定利率差的係數是否為1。而當利率差係數小於1或甚至為負時，就違背了UIP平價理論，或稱UIP異常(UIP anomaly)、UIP之謎(UIP puzzle)、遠期溢價異常(forward premium anomaly)。當UIP平價不成立時即為異常，因為表示市場上有套利機會，投資人能借低利率貨幣再購入高利率貨幣並持有其貨幣以賺取利率為報酬。也就是說，UIP平價不成立時，投資人能透過利差交易在市場上賺取異常報酬(Boschen and Smith, 2016)。而當UIP成立時，市場上投資人會系統性的預期外匯價格，使外匯遠期價格近似於到期時的現貨價格。理論上而言，遠期溢價應為現貨市場良好預測指標，其理論基礎包括(1)CIP(covered interest parity)和UIP(uncovered interest parity)的假設成立；(2)遠期外匯為現貨市場的不偏估計；(3)外匯市場

效率性假說。過去許多文獻探討過外匯市場的不偏效率理論，而經實證後發現結果往往與此理論不一致。

有許多文獻表示外匯遠期價格對於現貨價格預測方向常出現錯誤，現貨價格對遠期溢價進行簡單線性回歸測試時，遠期溢價的係數通常是負的(Froot and Thaler, 1990)，也就是說，當國外貨幣處於遠期溢價並且利率高於國內貨幣時，國外貨幣貶值而國內貨幣升值，這違反了無拋補利率評價(uncovered interest parity)理論。

而另一個關於遠期溢價價格發現能力的有趣議題是資料頻率的選擇，Narayan and Sharma (2015)表示資料頻率的選擇對於遠期溢價相關研究十分重要。學術上普遍認同高頻率資料比低頻率資料隱含更多資訊。由此推測，在使用遠期溢價模型預測外匯現貨價格時，高頻率的資料的預測結果應優於低頻率的資料。而由於高頻率資料包含較多資訊，因此將其應用在遠期溢價模型預測外匯報酬時，應該會比低頻資料更能精準反應投資人的效用及投資利得。Narayan et al. (2013) 使用月資料和日資料來研究大宗商品現貨市場預測能力，並發現日資料比月資料更有預測能力。同時也有不少文獻研究投資顧問或基金經理人使用月資料和季資料的情形(Elton, Gruber, Blake, Krasny and Ozelge, 2010)，研究結果指出月資料能夠反映出既資料所遺漏的交易資訊。而就風險和報酬的相關文獻來看，高頻率的資料能更精準的預測價格波動(Andersen, Bollerslev, Lange, 1999)及報酬(Maheu and McCurdy, 2011)。另一方面，從市場極值的角度來看，高頻率資料較能全面性的捕捉到價格表現，包含極值。Zhang and Shinki(2007) 在研究即期外匯市場報酬的共移性及極值帶來的衝擊效應，他們發現極值衝擊效應在高頻資料中較低頻資料強烈。由上述文獻探討可推知，研究資料的頻率對於財經各領域的研究都有顯著的影響，並不只侷限在某單一市場的研究，因此本文將採高頻日資料為研究樣本。

不偏效率理論(unbiased efficiency hypothesis)認為外匯遠期溢價能準確預測外匯現貨價格，然而 Hodrick (1987) 與 Engel (1996)表示實證結果與此理論不一致。其他研究指出遠期外匯價格無法準確預測現貨市場價格(Bansal, 1997 ; Bekaert and Hodrick, 1993) ; Morey and Simpson (2001)甚至指出遠期外匯無法提供未來一個月的準確預測。Fama (1984)指出遠期匯率不僅未能有效預測匯率變動，甚至可能導致錯誤的預測方向。

許多文獻也試圖解釋遠期(預期)外匯價格偏離到期現貨(實際)價格的現象。Dupuy (2015)表示投機性的交易行為，如：利差交易(carry trade)以及其所帶來的超額報酬便是違背了無拋補利率評價理論(UIP)。一般我們談到利差套利交易指的是，賣出處於遠期

溢價的遠期外匯貨幣並買進處於遠期折價的遠期外匯貨幣，就市場平均來看，這樣的策略是有利可圖的。Ahmed and Valente(2015)將利差套利交易所產生之報酬定義為遠匯超額報酬，本文參考其文獻，將遠匯超額報酬設定為模型之解釋變數。

理論上，如果投資者是風險中立的並且追求理性的期望報酬，這個策略按理應該無法產生獲利才對，因為根據無拋補利率平價(UIP)，套利行為消除由各種貨幣利差所產生的獲利空間。但在現實中，理論不成立，利差交易策略為投資人帶來高獲利，同時成為學術界難解的謎。這種與 UIP 的偏離或許能用資產定價理論(APT)來解釋：投資者可能會針對少數的常見風險因子要求時變性的風險貼水。這些風險因子是衡量市場狀態的變數，他們反應了關於市場狀態和投資機會集合的資訊。特別是如果投資遠期折價的貨幣報酬較低的話，投資者會期望獲得更大的平均利潤來補貼這種風險。在理性預期和非系統性預測誤差的假設下，風險趨避者持有國外貨幣時會要求更高的報酬作為風險貼水。

在近期研究中，Menkhoff, Sarno, Schmeling and Schrimpf (2012) 指出在橫斷面資產定價架構下，外匯市場的波動性可以解釋投機型貨幣交易的超額報酬，也就是說，外匯市場的超額報酬可以被視為市場風險的補償。在跨期間資產定價模型(intertemporal capital asset pricing model, ICAPM)的假設下，該篇作者認為市場波動衝擊會侵蝕投資人單位風險所帶來的報酬，因此風險溢價為負。同時，該篇在實證結果顯示長短期風險溢價對於利差交易的報酬有定價能力，並且其定價能力遠高於其他風險衡量變數。Engle (1982) 和 Bollerslev (1986)分別引入了自我迴歸條件異質變異 (ARCH)的隨機過程及其廣義形式(GARCH)模型，其中隨時間變異取決於過去不確定性之影響。Engle et al. (1987) 提出 ARCH-M 模型，條件變異數是風險溢價的決定因素，因此包含在平均報酬預測方程式中，說明風險溢價不是時間不變。Berk and Knot (2001) 遵循 Engle et al. (1987)的開創性研究，透過使用 ARCH 模型引入 UIP 風險溢價。Aysun and Lee (2014) 發現 UIP 偏誤在新興和已開發經濟體的證據，並且前者的偏誤平價條件似乎小於後者，說明 UIP 偏誤可歸因於風險趨避投資者所需的時間變動風險溢價。這些結果表明，隨時間變動的風險溢價將解釋新興市場經濟體 UIP 偏誤中較大的一部分。綜合上述研究，相較傳統研究多著重在遠期溢價與即期現貨價格變動之關係，本文擬針對遠期溢價對遠匯超額報酬的動態影響作探討，目前學術界少有文獻探討相關議題。

Froot and Frankel (1989) 假設遠期外匯溢價對於及其價格的預測偏誤導因於系統性

的預期錯誤，而實證結果無法拒絕此一假設。隨著越來越多實證結果指出遠期匯率上升會伴隨即期匯率下降（升值），學界開始質疑遠期外匯是否真的隱含即期價格的預測資訊 (Cumby and Obstfeld, 1984)。針對文獻無法支持遠期外匯為現貨市場不偏估計式的證據，雖然許多研究試圖檢視其中的困惑，然而對於為何遠期匯率未能扮演現貨市場有效地預測功能，仍然未達一致的結論與見解。另一方面，雖然文獻上對於遠期匯率是否為即期匯率之不偏估計存在不同的見解，並不代表遠期匯率對於現貨市場不具預測能力，包括 Hall et al. (1992)、Clarida and Taylor (1997)、Clarida et al. (2003)、Nucci (2003)、Van Tol and Wolff (2005) 和 Colavecchio and Funke (2009)等研究指出，即使遠期匯率與現貨價格存在偏離，但仍與有效市場假說一致。根據 Clarida and Taylor (1997) 的研究結果指出，若是將遠期外匯的完整期限結構納入考量，不同期限的遠期溢價對於現貨價格是有預測能力的。因此，參考上述文獻與 MacDonald and Nagayasu (2015) 和 Ahmed and Valente (2015) 針對遠期外匯預測誤差、利差交易超額報酬及資產定價誤差之研究，本文更多探討不同期限的遠期溢價對於外匯市場超額報酬的影響。

參考 Clarida and Taylor (1997) 和 Nucci (2003)等指出，完整考量本國遠期外匯期限結構有助於提供更多資訊以預測本國匯率變動。本文透過資料庫取得完整的期限結構資訊，包括 1、3、6、12 個月期的遠期匯率資訊，用來分析本國遠匯溢價期限結構對於本國遠期外匯市場超額報酬的影響，且分析不同長短期限在資訊功能上的顯著差異。此外，並比較不同區域與國家預測能力之差異。過去文獻較少琢磨於 NDF 期限結構對於遠期外匯預測偏離到期現貨價格的影響力，本文應用 NDF 與 DF 長短期限結構於短期遠匯超額報酬，應為文獻上的首度嘗試。

本文延續 Wang, Yang, Wang and Fawson (2017) 探討期限結構對於跨國遠匯超額報酬之預測能力，分析跨國遠匯超額報酬是否能解釋外匯市場超額報酬。再者，本文討論各區域跨國遠匯超額報酬資訊具顯著傳導效果的主導型國家貨幣為何，希望能檢視東北亞、東南亞、拉丁美洲和東歐區域之資訊傳遞效果，和掌握各區域最具影響力貨幣，提供外匯市場預測遠匯超額報酬的實務參考。再者，文獻實證結果多顯示許多金融資產的超額報酬具有跨資產的傳導效果 (Campbell and Clarida, 1987; Cumby and Huizinga, 1992; Bekaert, 1995)。因此，本文除了探討遠期溢價跨期限結構對於遠匯超額報酬的影響外，同時也探討超額報酬跨幣別的傳導效果。

本文選用的幣別為東北亞區域的人民幣(CNY)、韓圀(KRW)和新台幣(TWD)；東南亞區域的印尼盧比(IDR)馬來西亞令吉(MYR)和菲律賓披索(PHP)；拉丁美洲區域的巴西雷亞爾(BRL)、智利披索(CLP)和秘魯新索爾(PEN)；東歐區域的哈薩克堅戈(KZT)、俄羅斯盧布(RUB)、烏克蘭格里夫納(UAH)等。本文之所以選用這些區域的貨幣原因有三：第一，東亞和拉丁美洲貨幣在全球NDF市場的交易量上占有很高的比例，並且持續攀升。根據新興市場交易者協會(emerging markets traders association, EMTA)調查指出，絕大多數的全球NDF市場週轉率來自亞洲NDF市場的週轉率。第二，本文將亞洲貨幣進一步區分為東北亞及東南亞兩個區域，因為這兩個市場在交易頻率上有著顯著的差異。根據統計，東北亞的韓圀、人民幣和新台幣是NDF市場交易最頻繁的貨幣。第三，這樣的區域劃分及貨幣選擇是基於市場特性即市場間的相依性，本文把相依性高的市場或是有共移性的貨幣放在同一個群組比較，如此一來我們可以同時觀察在個單一區域內各國貨幣的傳導效果以及區域間各國貨幣的傳導效果。

過去文獻多針對遠期匯率與現貨市場作探討(Hodrick, 1987; Baillie and Bollerslev, 1994; Engel, 1996; Clarida and Taylor, 1997; Baillie and Bollerslev, 2000; Wolff, 2000; Maynard and Phillips, 2001; Clarida, Sarno, and Valente, 2003; Nucci, 2003; Van Tol and Wolff, 2005)，無本金交割遠期外匯(Non Delivery Forward Exchange，簡稱NDF)的動態行為研究，為近來熱門研究議題。新興市場NDF近年交易大幅上升，因為貨幣轉換的限制和資本控制，許多離岸外匯在NDF市場交易(Mihajek and Packer, 2010; McCauley and Scatigna, 2011)，每日成交量金額估計達200億美元，說明離岸交易市場的重要性日增。相對於傳統遠期外匯文獻多針對DF (Deliverable Forward)作探討，近來NDF市場快速成長，但文獻對於NDF議題的探討仍相對欠缺。NDF(Non-Deliverable Forward)是一種店頭市場交易的衍生性金融商品，主要提供跨國公司投資組合管理和外匯交易商避險的管道，其面臨新興市場貨幣兌換限制和資本控制的匯率風險，因而採用NDF契約進行避險。不同於遠期外匯，NDF只會針對差額進行交割，因為不需要交割本金，因此存在投機或套利的空間。

Doukas and Zhang (2013)使用DF與NDF研究利差交易，實證發現NDF的交易比DF有較高的夏普比率，而在金融海嘯期間DF的套利交易比NDF有更高的損失。NDF市場活動在跨國投資流動和貿易流動並具有貨幣兌換限制和資本控制的新興經濟體，NDF交易最活躍的貨幣包括巴西里拉(BRL)、智利披索(CLP)、中國人民幣(CNY)、印度盧比(INR)、

韓國韓圓(KWD)、台灣新台幣(TWD)等，亞洲NDF交易活絡的市場包含新加坡和香港。

綜合上述，鑒於NDF與DF在避險與投機本質上的差異，兩者存在交易限制(trading restriction)、市場區隔(market segmentation)及政府干預(intervention)等不同，兩者市場本質的差異，提供本文探討遠期匯率預測議題討論的空間，對遠期外匯市場行為更深入的觀察。相對目前文獻多專注在傳統DF市場的討論，近來研究將重心轉向NDF市場的價格發現與套利避險議題，並陸續發表在國際頂級期刊，受到相當關注。本文擬參考Doukas and Zhang (2013)針對NDF的研究，進一步分析NDF與DF於遠期外匯超額報酬的影響，探討NDF或DF計算之遠匯期限結構對於外匯預測的解釋能力；分析NDF或DF期限結構對於本國及跨國預測能力的影響差異；研究長短期NDF或DF期限對於外匯預測能力的差異，提供以投機預期為主NDF市場投資人行為更深入的觀察。



## 第二節 研究目的

過去文獻多著重於外匯市場現貨報酬之預測，較少著墨於遠匯超額報酬之探討，本文嘗試針對 DF 及 NDF 之遠匯超額報酬，探討其影響因子，包括不同期限結構、遠期溢價、海內外利差、跨國超額報酬及波動傳導。本研究擬針對不同區域，包括東北亞、東南雅、拉丁美洲及東歐等區域作分析，其能透過不同區域及不同國家的研究，更加深入掌握遠期外匯市場的動態行為。

綜合上述，本文研究目的如下：

1. 研究不同期限之遠期溢價對於 DF 及 NDF 近月期遠匯超額報酬之影響，並比較 DF 及 NDF 市場之影響差異
2. 研究區域內特定國家之遠匯超額報酬是否存在跨國之傳導機制
3. 針對東南亞、東北亞、拉丁美洲與東歐，分析比較區域內不同國家及不同區域間遠匯超額報酬動態行為影響之差異

本文結構如下，第二章文獻回顧將論述過去文獻所提及與本文研究內容相關之理論架構，第三章講述本文檢定之假設並詳述研究方法，第四章呈現研究結果，第五章為結論。

## 第二章 文獻回顧

### 第一節 期限結構之相關文獻

過去許多文獻指出，期限結構對於所含之資訊能提升外匯預測能力。因此，針對外匯市場動態相關研究，遠期匯率期限結構(term of structure)可能為其重要影響因子之一。Hodrick and Srivastava (1984)將遠期溢價視為隨時間改變風險溢價(risk premium)的代理變數，發現其和遠匯預測誤差存在顯著統計相關性。針對影響不同期限的遠期外匯溢價因素，包括利率期限結構、貿易情況、投機客影響、套利活動、通貨膨脹或通貨混亂、市場波動程度、通貨膨脹或通貨混亂等，由於不同的遠期匯率期限分別隱含不同內涵的市場預期資訊，顯示期限結構存在不同期限特徵的資訊內涵，有必要作進一步探討。Flannery (1986) 研究指出企業債務到期之期限風險可以作為企業信用評等指標；Domowitz and Hakkio (1985) 和 Backus et al. (2001)指出不同期限結構對於外匯市場風險溢價的影響，說明投資人持有不同到期日外匯契約，面對外匯價格不同期間波動，其風險趨避程度可能隨之改變。雖然部分文獻發現單一期限遠期匯率的價格發現能力有限 (Clarida and Taylor, 1997; Clarida et al., 2003; Nucci, 2003; Van Tol and Wolff, 2005; Colavecchio and Funke, 2009)，並不代表不同期限遠期外匯對於現貨市場不具預測能力。

外匯的長短期限結構是遠期市場很重要的特性，也是投資人很關注的要素，因為期限結構牽涉到投資報酬的時變性風險，而這些風險是因國家或地區性經濟、社會狀態或各樣環境條件而起的(Chin et al., 2006)。Flannery (1986)指出企業舉債的期限結構或許可以當作企業信用平等的指標。不過，大量的文獻表示，單一期限結構對於外匯即期市場的價格發現能力非常有限(Clarida and Taylor, 1997; Clarida et al., 2003; Nucci, 2003; Van Tol and Wolff, 2005; Colavecchio and Funke, 2009)。而 Clarida and Taylor (1997)還其他相關文獻對於期限結構做了更深入的研究，並發現當完整的外匯市場期限結構被考量進來後，就能解釋即期外匯市場的價格變動。Clarida and Taylor (1997)指出完整考量期限結構情況下，可提供未來即期匯率跨期動態更有效的預測，其績效甚至優於天真隨機漫步模型，隱含遠期外匯溢價期限結構可以包含未來即期匯率預測的重要資訊。Domowitz and Hakkio (1985)指出不同期限結構會影響利差交易行為差異，當投資人持有到期日較長的外匯契約，面對外匯價格可能有較大波動時，其風險趨避程度也隨之增加。Fama and

Bliss (1987)發現利率有緩慢的平均反轉現象，拉長觀察期間此現象更明顯，並且他們進一步證實了遠期匯率對於短期的利率預測能力不佳，然而，預測期間拉長後，遠期匯率對於利率的預測能力顯著提升。於是這使人聯想到 Fama and Bliss (1987)所發現的期限結構特性是否能應用在新興國家匯率預測上。Nucci (2003)曾研究過遠期市場期限結構對於外匯即期市場的影響，並指出考量跨國匯率期限結構，有助提供更多資訊預測匯率變動。除此之外，學術界對於遠期外匯期限結構對於即期外匯預測能力之研究相對較少 (Wang, Yang and Wang, 2017)。

## 第二節 遠期溢價之相關文獻

無拋補利率平價理論(UIP)的條件假設為兩國貨幣之間所得到的預期利率將和兩者的貨幣利率差異相互抵銷。假定這世上不存在任何套利機會因此兩國利率之間的差異會等於遠期溢價，UIP 也隱含著預期的匯率變動率一定會等於貨幣遠期利率溢價。這樣的條件假設一直以來都套用在總體經濟或是財務相關的模型之中。但在過去 40 幾年來許多文獻都無法以實證結果證實 UIP 假說的成立(Hansen and Hodrick, 1980; Fama, 1984; Engel,1996; Sarno et al., 2006; Burnside, 2012)。針對 UIP 的遠期溢價之謎，Frenkel (1981)、Longworth (1981)和 Hansen and Hodrick (1980)等指出可能原因為市場參與者為風險趨避者，市場存在風險溢價的緣故。Bansal (1997)、Flood and Rose (2002)、Baillie and Cho (2014)和 Baillie and Kiliç (2006)證實風險溢價對解釋遠期溢價之謎的重要性。

另一方面，UIP 不成立，原因可來自於國際套利(Sercu et al.,1995)、交易成本 (Sercu et al.,1995; Sercu and Wu, 1997)、投機限制的存在 (Lyons, 2001) 或是貨幣當局干預 (McCallum 1994; Mark and Moh, 2007)等現象。Kyle (1985)主張匯率行為存在非線性的可能來源為雜訊交易者 (noise traders) 和套利交易者 (arbitrage traders)，因為雜訊交易者的非理性交易行為會使價格向上或向下偏離均衡，但有其界限，而隨之引起的套利行為使價格重新回到均衡。偏離均衡價格群聚增加時，其上下偏離界限特性來自市場磨擦 (market frictions)；當偏離值夠大時候，套利交易者認為當利得大於套利成本時，執行套利行為使得價格重新回復均衡。此外，McCallum (1994)提出另一項可能造成 UIP 無法成立的原因，可能來自於貨幣監管機構的政策干預，由於政策干預目的，常在緩和匯率或利率的變動速度，因此可能影響匯率和基本面因素關係，而影響 UIP 模型之參數估計值，在其研究中並證明政策干預將使 UIP 模型估計之利差係數出現負值之現象。

近期文獻對於一些違背平價理論的投機策略(例如;匯率利差交易)也有研究，這類的策略主要是利用借貸低利率的貨幣，然後將資金轉投資高利率貨幣，經過幾年之後此投資將會產生可觀的報酬，其中對這樣的實證的一個合理化解釋是以風險的角度來說明：擁有較高利率的貨幣其風險顯會比低利率貨幣高，因此會有更高的預期報酬來補償利率隨時間變化的風險(Fama, 1984)。雖然套利活動有利於平衡各國利差，但短期投機及套利交易交易頻繁，資金流動性大，容易引起金融市場動盪，使得局部事件轉變為全球危機潛在風險。上述文獻證實以風險為基礎解釋遠期溢價之謎的可能性，然到底是什麼樣

的系統性風險因素存在。Domowitz and Hakkio (1985)根據市場預測誤差的條件變異數證實外匯市場風險溢價存在；Brunnermeier et al. (2009)認為高利率貨幣受到貨幣崩潰風險影響，這種風險在高風險趨避和低資金流動性時候出現，投資者傾向在高流動性限制期間解除其持有的部位，導致利差交易損失；Moore and Roche (2012)將利差交易表現與貨幣波動連結，他們發現套利交易在貨幣高波動期間表現不佳，因為遠期溢價偏誤趨於消失；Dobrynskaya (2014)指出全球股市下跌，貨幣利差交易暴險在全球下行市場的風險因素，說明利差交易的高報酬是對高度暴險於下行市場風險的合理報酬。

針對上述 UIP 假說在實證上不成立，實務上衍伸利差交易(carry trades)的可能性，其可能通過遠期匯率鎖定的方式完成。近來研究則轉向影響套利交易的其他可能風險因素，文獻上研究成果，包括利率平價程度的偏離(Zerihun and Breitenbach, 2016)、市場偏態程度(Brunnermeier et al., 2009)、匯率波動風險(Ang et al. 2006; Bhansali, 2007; Menkhoff et al., 2012)、資金流動性(Brunnermeier et al., 2009; Bakshi and Panayotov, 2013)、波動價格指數(VIX)為風險代理變數(Nishigaki, 2007; Lustig et al., 2011; Melvin and Taylor, 2009)、外匯市場買賣價差(Roll, 1984)和市場不對稱訊息(Glosten and Milgrom, 1985)等。

綜合上述關於套利交易影響因素的探討，顯示套利交易行為除了考量傳統利率平價外，套利交易報酬亦受到不同型態風險因子的影響，包括市場波動程度、市場流動性、買賣價差程度、市場偏態特性、總體經濟環境、及匯率轉換限制與資本管制等。

### 第三節 跨國貨幣傳導之相關文獻

除了上述遠期溢價之謎、套利交易和期限結構等因素外，另一重要研究目的即觀察不同貨幣之間的跨幣別傳導效果。Hodrick and Vassalou (2002)、Nucci (2003)、MacDonald and Marsh (2004)、Melecky (2008)和 Kingston and Melecky (2007)指出匯率預測模式有必要將跨國匯率的感染效應納入考量，以描述跨國匯率間存在的相依關係。其中，MacDonald and Marsh (2004) 建立美元、馬克及日元之三元匯率模型，探討短期匯率的外溢影響效果，實證結果顯示跨國貨幣外溢效果納入考量，短期績效優於隨機漫步模型。

在考慮無拋補利率平價(Uncover Interest Rate Parity)的情況下，Melecky (2008) 證實美元、歐元、日元對於全球匯率市場的顯著影響，其中對於相對開放體系之雙邊匯率影響更為明顯。Laopodis (1998)實證顯示跨國匯率具顯著的外溢效果；Hong(2001)顯示德國馬克的波動對日元波動呈現單向顯著影響；Elyasiani et al. (2007)考量貨幣間的不對稱外溢效果，實證結果發現德國馬克對其它三種貨幣(英鎊、瑞士法郎、日元)扮演領導角色；Antonakakis (2012)檢視四個主要國際貨幣(歐元、英鎊，日元和瑞士法郎)，實證結果顯示這四個主要國際貨幣匯率具共移性和波動溢出效果。

有鑒於大量文獻指出不同貨幣之間的異常報酬有共移性，Nucci(2003)也證實了在考量完整期限結構之下，不僅本國貨幣遠期溢價對於外匯即期價格有預測能力，其他關係密切的貨幣之遠期溢價對於本國貨幣外匯即期價格亦有預測能力。Brandt et al.(2006)的研究中使用資產市場數據資料計算了一個能衡量國際風險分攤的指數，他們發現不同國家之間風險分攤程度出乎意料的高，而這使人聯想到他國的幣值可能會對一國的幣值有顯著影響。Kingston and Melecky (2007)也提出了理論基礎來驗證幣值的跨貨幣傳導效應是存在的。簡單來說，近年來資本市場全球化腳步快速，不同國家之間的貿易量和資金流通額度也顯著的提升，因此任兩國之間的雙邊匯率波動很容易受到第三方國家的衝擊影響。而這樣的結果在新興國家特別顯著，不過目前較少文獻深度探討新興國家的跨幣別傳導效果。

上述文獻普遍說明，在全球國際化情況下，貿易和資本流動大幅增加，雙邊匯率容易受其它國家匯率影響，因此有必要將跨國匯率的外溢效果納入匯率預測模型。這部分考量對於本文區域經濟間的外匯市場研究有其重要性，因為相鄰近的新興經濟體彼此體質接近，央行貨幣政策和投資人交易行為有一定同質性，因此跨國匯率間可能存在明顯的感染效應。具體言之，相對過去文獻多將重心探討外匯現貨價格的跨國傳導，跨國預測偏誤的跨國傳導機制可能透過貨幣政策改變、與時俱變風險溢價、全球波動恐慌、流動性風險和匯率變動與波動性明顯增加等溢出效應而影響，產生這種效應的原因可能有二：一,全球金融資本市場聯動性加強，導致跨國資產價格和風險偏好的聯結加強；二,

受全球經濟增速放緩和金融危機持續的影響，全球貨幣政策的聯動性提升，也導致相互之間的溢出效應加強。

Wang, Yang, Wang and Fawson (2017)首度針對跨國遠期溢價的影響作探討，發現區域領導型市場的遠期溢價對於跨國現貨價格具影響能力，說明外匯遠期市場具跨國的預測能力，隱含外匯遠期預測誤差存在跨國傳導的可能性。有鑑於許多文獻指出新興市場跨幣別資訊傳導效果顯著，本文將對遠匯超額報酬之跨國傳導效果進行驗證。擬參考Wang, Yang, Wang and Fawson (2017)的作法，擴展應用到跨市場遠匯超額報酬之研究，針對外匯市場超額報酬是否存在跨國傳導效果作分析，探討區域經濟類似經濟體間投資人的遠匯超額報酬是否受其他國家遠匯超額報酬影響而變動，探討外匯市場超額報酬是否具區域內市場的傳導特性，此應為文獻上的首度嘗試。

#### 第四節 無本金交割遠期外匯市場之相關文獻

在許多新興國家中，國內遠期外匯(Deliverable Forward, DF)市場發展還不甚健全或是受到監管單位管制，此時無本金交割遠期外匯(Non-deliverable Forward, NDF)市場便蓬勃發展，國內高度的金融監管機制使得投資人轉而投資海外 NDF 市場(Mihaljek and Packer, 2010)。當一國遠期外匯市場面臨到政府高度監管或是流動性不足時，投資人便會轉向 NDF 市場為貨幣曝險部位尋求避險管道或是進行投機型交易(Park, 2001)。因此 90 年代開始，國際上各銀行開始提供 NDF 商品，供投資人對於其在興新市場的曝險部位進行避險。DF 與 NDF 雖然同是針對貨幣進行遠期交易的合約，但在交易動機、到期有無實體交割、市場規範...等面向仍有許多不同之處。舉例來說，交易 DF 商品的投資人的通常是為了規避在國際貿易上的風險，因此，在 DF 交易中會伴隨到期時的實體交割。反觀 NDF 市場，約有 60-80%的交易是投機導向的，且到期時並無實體交割，而我們也看到越來越多的國際避險基金開始投入 NDF 市場(Misra and Behera, 2006)。

NDF 與 DF 的另一差異是，NDF 較不受當地政府外匯管制影響，因為 NDF 合約並不是用當地貨幣結算，而是用一流通性佳的貨幣(如：美元)來結算損益。近年來，NDF 交易量在許多受到外匯管制的國家大幅上昇。近期的研究發現，NDF 價格波動比 DF 價格波動更能衡量外匯市場隱含的資訊壓力，政府機關傳統上使用的貨幣政策相關工具往往無法準確衡量市場上某些隱含資訊對於匯率價格的壓力，特別是在資本管控較嚴格的國家，而 NDF 能更準確的探測市場上對匯率浮動區間的壓力及影響(Wang et al., 2014)。

儘管 NDF 市場蓬勃發展，NDF 相關文獻仍十分稀少(De Zwart et al., 2009)。Wang (2014)針對外匯現貨市場、DF 及 NDF 市場之間的資訊傳導做深入探討，其研究以台灣及韓國兩個市場為例。實證結果發現韓國的現貨、DF 及 NDF 之間俱有高度相關，價格波動傳導效果顯著，而在台灣較無法觀察到此現象。

新興或發展中市場常受到學術界有不少文獻針對轉換障礙的貨幣及受資本管控的市場探討外匯利差交易及其報酬，其研究多以 DF 市場為研究對象(Burnside et al., 2007；Menkhoff et al., 2012)。不過，很多受轉換障礙限制的貨幣並沒有海外的遠期外匯市場，國際投資仍若想交易這樣的貨幣仍需仰賴 NDF 海外市場。部分文獻研究指出，CIP 在 DF 和 NDF 市場都能成立，不過，跨國企業和各國投資人使用 NDF 來規避匯率波動、貨幣轉換受限以及資本流通受管制的風險。DF 和 NDF 合約的定價同是基於兩國之間



的利率差異，不過，當海內海外市場被資本控管及貨幣轉換限制切割開來時，國內利率就不能用在海外 DF 市場的合約定價上面了，此時 DF 合約定價仍須由 NDF 價格推導。

## 第三章 研究方法

### 第一節 穩定性檢定

傳統文獻在進行模型估計時假設資料為穩定(stationary)狀態，意即假設平均數與變異數不具有時變性。然而，陸續有學者發現市場上時間序列資料並非都是穩定的，有時呈現非定態(nonstationary)。Granger and Newbold(1974)發現非定態資料可能造成假性迴歸現象。非定態資料會隨著時間變動而偏離平均值，也就是資料有隨機漫步趨勢，此時，最小平方法之估計結果將不具一致性，因為殘差項會隨著時間推移趨向無限大。因此，進行時間序列相關研究前，應先進行單根檢定(unit root test)，確保資料皆為穩定狀態。

關於穩定性檢測之方法，DF 檢定法最早由 Dickey and Fuller(1979,1981) 所提出，其假設為殘差符合白噪音(white noise)。不過，在研究上，學者仍常遇到時間序列之殘差項有白噪音的問題，因此 Siad and Dickey(1984)又提出 ADF 檢定法來修正白噪音的問題。ADF 加入被解釋變數之落後期來吸收誤差項序列相關之影響。單根檢定模型如下：

(一)不含截距項與時間趨勢：

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

(二)含截距項：

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

(三)含截距項與時間趨勢：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中， $Y_t$  為時間序列資料； $\alpha_0$  為單根模型之截距項； $\gamma$  為自我迴歸估計參數； $\alpha_2 t$  為時間趨勢項； $\beta_i$  為最適落後期數之被解釋變數的參數估計值，使誤差項無白噪音，即  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ ； $\varepsilon_t$  為干擾項。

## 第二節 GARCH 相關模型

我們使用 GARCH 系列模型來衡量可預測波動度(predictable volatility)，此模型利用所有前期訊息來衡量波動，因此當期的波動度是可被預測的。雖然當期的波動度無法得知，但可以藉由過去一連串的訊息  $t-1, t-2, t-3, \dots$  所建構的模型來預測當期波動，換言之當期的波動度可由過去市場訊息衡量而得，因此 GARCH 家族模型係數的估計便可利用最大概似法求得。

Engle (1982) 和 Bollerslev (1986) 因而相繼提出自我迴歸條件異質變異數 (autoregressive conditional heteroskedasticity, 簡稱 ARCH) 模型和一般化自我迴歸條件異質變異數 (generalized ARCH, 簡稱 GARCH) 模型，以妥適描述變異數隨時間改變之波動叢聚的特性。最早提出波動模型概念的為 Engle(1982) 所提出的 ARCH 模型，假設標的資產報酬率的波動度有時變性，也就是會隨著時間而變動。

隨後，Bollerslev (1986) 將 ARCH 模型一般化，提出的 GARCH 模型，其模型考量到前期波動度也會對當期波動度造成影響。GARCH 模型以價格變動來表述真實市場的訊息傳遞過程。在 GARCH 模型中，市場訊息傳遞過程的變異數也有時變性(隨著時間而變動)，換句話說，訊息衝擊市場的傳遞過程呈現波浪狀(wave)，不同於傳統假設，傳統上，市場訊息傳遞過程的變異數被視為固定常數。

### 第三節 樣本與變數設定

本研究針對東北亞(中國、韓國、台灣)、東南亞(印尼、馬來西亞、菲律賓)、拉丁美洲(巴西、智利、秘魯)及東歐市場(哈薩克、俄羅斯、烏克蘭)等新興市場國家之 DF 及 NDF 遠匯超額報酬之動態影響因素進行完整評估及研究。過去文獻指出，高頻資料所隱含之市場資訊較豐富，所以本研究選用日資料。並且，因為不同市場的外匯現貨價格、DF、NDF、利率數據完整度不一致，所以在刪去缺漏值和異常極值後，各區域樣本期間與資料筆數有所不同，按東北亞、東南亞、拉丁美洲及東歐排序樣本期間/資料筆數分別為：2010.12~2017.04/1665 筆；2007.03~2017.04/2639 筆；2006.06~2017.04/2628 筆；2010.04~2017.04/1831 筆。

需特別注意的是，在樣本取得上，本研究受到市場匹配性的限制，在拉丁美洲及東歐區域較難取得同時擁有 DF 及 NDF 市場的國家之相關資料。這兩個區域同屬新興市場，遠匯交易以 NDF 為主，因此，本文對於拉丁美洲及東歐區域的研究捨棄了 DF 市場，保留資料取得較容易且市場交易較活躍的 NDF 市場。而本文使用到的重要變數如下：

$$\text{遠匯超額報酬： } z_{t+1}^i = (f_{1,t}^i - s_{t+1}^i) / s_t^i$$

$$\text{DF 遠期溢價： } DFP_{n,t}^i = df_{n,t}^i - s_t^i$$

$$\text{NDF 遠期溢價： } NDFP_{n,t}^i = ndf_{n,t}^i - s_t^i$$

$$\text{國內與國外利率差： } r_t - r_t^*$$

#### 遠匯超額報酬

本研究根據 Ahmed and Valente(2015)近期文獻定義遠匯超額報酬  $z_{t+1}^i = (f_{1,t}^i - s_{t+1}^i) / s_t^i$ ；其中， $f_{1,t}^i$  代表第 i 國第 t 期觀察到之一個月期限之遠期匯率； $s_{t+1}^i$  代表第 i 國第 t+1 期已實現之現貨價格； $s_t^i$  為第 i 國第 t 期之現貨價格。

在利率評價理論的主張下，遠期外匯市場應為現貨市場的不偏估計，當遠期外匯市場無法精準預測現貨市場價格而產生誤差，也就是現貨市場價格偏離遠期市場的預測時，遠期市場和即期市場之間便會產生套利空間，投資人利用遠期外匯預測誤差產生的套利空間所獲之報酬即為遠匯超額報酬。

而超額報酬的正負向可以由預售方和預購方兩個角度來解釋。以預售(購)方來看，

投機交易者根據對未來外匯市場的預期，在遠期市場預售(購)美元。假設到期時，美元兌台幣貶(升)值幅度超過期初敲定的價格，投資人則可在現貨市場低(高)價買進(賣出)美元，同時在期貨市場高(低)價賣出(買進)美元賺取超額報酬，此時超額報酬變數大(小)於 0。

就實務面來看，出口商為預售方，已知未來將收到一筆美金貨款，為了鎖住到時候轉換成本國貨幣的價格，出口商會先在遠期市場預售美元以鎖定到期時出售美元換本國貨幣的價格。本研究樣本多為新興市場國家，而新興國家多以出口為主，因此本研究以預售方的角度設定遠匯超額報酬變數，意即此變數大於 0 時表示交易獲正向報酬。

### (N)DF 遠期溢價(forward premium)

設定  $DFP_{n,t}^i = df_{n,t}^i - s_t^i$  與  $NDFP_{n,t}^i = ndf_{n,t}^i - s_t^i$  分別代表 DF 與 NDF 之遠期溢價。遠期溢價指的是當國外貨幣遠期價格高於同期現貨價格，此時，遠匯市場反映出投資人預期國外貨幣未來將升值。在 UIP 理論預期下，遠期溢價應為外匯現貨價格變動量之不偏估計。本研究分別考量 DF 及 NDF 遠期溢價，分析兩者對於遠匯超額報酬預測能力的差異。

### 國內與國外利差

考量本國利率相對國外間利率之差  $r_t - r_t^*$ ，利差為本國與外國的利率差距，其定義為本國利率與外國利率差異。利差與遠匯超額報酬的關係可以由 UIP 和 CIP 兩個利率平價理論的角度來看。UIP 理論主張國內利率上升的幅度應等於國內貨幣貶值的幅度。換言之，當國內利率高於國外利率時，利差交易投資人傾向借國外貨幣來買國內貨幣，並存入國內行以賺取利息。大量對於國內貨幣的需求推升國內貨幣幣值，此時  $s_t$  及  $f_t$  數值變小。利差交易投資人最終需將本國貨幣換回國外貨幣才能獲利出場，因此會對國內貨幣現貨市場造成賣壓，使得國內貨幣貶值，此時  $s_{t+1}$  變大，造成  $z_{t+1}$  變小。因此，在 UIP 預期下，利差與遠匯超額報酬應為負相關。

然而，若將 CIP 理論裡的拋補行為納入考量，便會發現，投資人在進行利差交易的同時，為了鎖住出場時購買國外貨幣時的價格，便會先購入遠期合約來避險，而投資人對於遠期外匯需求推升遠期外匯價格，此時  $f_t$  變大，造成  $z_{t+1}$  變大。因此，在 CIP 預期下，利差與遠匯超額報酬亦可能為正向關係。

## 第四節 模型設計

依據本文議題的需要及資料特性，針對新興市場各區域選取三個國家，先以 ADF 單根檢定來測試資料平穩性(stationarity)，以確認本文資料符合穩定狀態，避免虛假迴歸(spurious regression)問題產生。針對各區域選擇三個特定國家，其經濟狀態相似，與彼此相關程度高，考量彼此之間可能存在跨國傳導之內生性，因此本文採用 DCC GARCH 為實證模型的基礎。為檢視各解釋變數之預測能力，本文使用 AIC 準則篩選出各解釋變數最具預測能力之遞延期數，並將之納入模型進行估計。

針對本文模型設計：(1)首先，條件平均式設定部分，針對遠匯超額報酬之可能影響來源，考量包括本國與遠期溢價期限結構、跨國外匯市場超額報酬傳導效果和國內外利差等變量。(2)其次，條件變異數設定部分，針對外匯市場報酬的波動特性，分別考量 ARCH 及 GARCH 模型，分析波動叢聚特性、新舊資訊衝擊效應和跨市場波動傳導。(3)再者，條件共變異式設定方面，則採動態條件相關係數設定模型(Dynamic Conditional Correlation, DCC)，作為區域內跨國遠匯超額報酬同期動態關聯之設定。

### 一、條件平均式

本文模型之條件平均式設定方面，按相關文獻所提出的理論背景及本文假設依序建立模型，包含各區域經濟體(東北亞、東南亞、拉丁美洲、東歐等)選取三種主要貨幣，針對各區域建立三變量 GARCH 模型；其中，條件平均式部分針對本論文議題，DF 及 NDF 市場單一區域內遠匯市場超額報酬模型建立如下：

$$z_{t+1}^i = c^i + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_1^i} \theta_{n,m}^i \left(DFP_{n,t}^i\right)_{t-m} + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_2^i} \phi_{n,m}^i \left(NDFP_{n,t}^i\right)_{t-m} + \sum_{l=1}^3 \sum_{m=1}^{n_3^i} \gamma_m^{l-i} \left(z_{t+1}^l\right)_{t-m} + \sum_{m=1}^{n_4^i} \beta_{1,m}^i \left(r_t^i - r_t^*\right)_{t-m} + \varepsilon_t^i \quad (4)$$

$$z_{t+1}^j = c^j + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_1^j} \theta_{n,m}^j \left(DFP_{n,t}^j\right)_{t-m} + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_2^j} \phi_{n,m}^j \left(NDFP_{n,t}^j\right)_{t-m} + \sum_{l=1}^3 \sum_{m=1}^{n_3^j} \gamma_m^{l-j} \left(z_{t+1}^l\right)_{t-m} + \sum_{m=1}^{n_4^j} \beta_{1,m}^j \left(r_t^j - r_t^*\right)_{t-m} + \varepsilon_t^j \quad (5)$$

$$z_{t+1}^k = c^k + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_1^k} \theta_{n,m}^k \left(DFP_{n,t}^k\right)_{t-m} + \sum_{n=1}^4 \sum_{m=1}^{n_2^k} \phi_{n,m}^k \left(NDFP_{n,t}^k\right)_{t-m} + \sum_{l=1}^3 \sum_{m=1}^{n_3^k} \gamma_m^{l-k} \left(z_{t+1}^l\right)_{t-m} + \sum_{m=1}^{n_4^k} \beta_{1,m}^k \left(r_t^k - r_t^*\right)_{t-m} + \varepsilon_t^k \quad (6)$$

$z_{t+1}^i = (f_{1,t}^i - s_{t+1}^i) / s_t^i$  : 第  $i$  國第  $t+1$  期之遠匯超額報酬

$DFP_{n,t}^i = df_{n,t}^i - s_t^i$  : 第  $i$  國第  $t$  期之第  $n$  期限 DF 遠期溢價

$NDFP_{n,t}^i = ndf_{n,t}^i - s_t^i$  : 第  $i$  國第  $t$  期之第  $n$  期限 NDF 遠期溢價

$r_t - r_t^*$  : 第  $i$  國第  $t$  期國內與國外利率差

其中， $f_{1,t}^i$  代表第  $i$  國第  $t$  期觀察到之一個月期限之遠期匯率； $s_{t+1}^i$  代表第  $i$  國第  $t+1$  期已實現之現貨價格； $s_t^i$  為第  $i$  國第  $t$  期之現貨價格； $z_{t+1}^i = (f_{1,t}^i - s_{t+1}^i) / s_t^i$  為  $t+1$  期之遠匯超額報酬，其定義為第  $i$  國在第  $t+1$  期衡量遠期匯率( $f_{1,t}^i$ )與即期匯率( $s_{t+1}^i$ )之間差異。 $c^i$  為常數項參數， $\varepsilon_t^i$  為  $i$  國誤差項。遠期匯率超額報酬的預測包括：(1)設定  $DFP_{n,t}^i = df_{n,t}^i - s_t^i$  與  $NDFP_{n,t}^i = ndf_{n,t}^i - s_t^i$  分別代表 DF 與 NDF 之遠期溢價( $n=1,2,3,4$ ，分別為 1 個月、3 個月、6 個月、12 個月期限)。參數  $\theta_{n,m}^i$  則衡量第  $i$  國期限為  $n$  之 DF 遠期溢價( $DFP_{n,t}^i$ )對第  $i$  國遠匯超額報酬  $z_{t+1}^i$  是否具顯著影響，以  $m$  為以 AIC 選擇的落後期數( $m \leq 6$ )，；同樣的，參數  $\phi_{n,m}^i$  為衡量第  $i$  國第  $n$  期限之 NDF 遠期溢價( $NDFP_{n,t}^i$ )對第  $i$  國預測  $z_{t+1}^i$  是否具顯著影響，希望能捕捉到遠期溢價對遠匯超額報酬的解釋效果。參數  $\gamma_{n,m}^{l-i}$  則作為檢視第  $l$  國( $l=1,2,3$ ；1,2,3 國分別代表東北亞中國、韓國、台灣，東南亞印尼、馬來西亞、菲律賓，拉丁美洲巴西、智利、秘魯，東歐哈薩克、俄羅斯、烏克蘭)遞延  $m$  期( $m \leq 6$ )遠匯超額報酬對  $i$  國遠匯超額報酬之影響。(3)考量本國利率相對國外間利率之差  $r_t - r_t^*$ ，以參數  $\beta_m^i$  檢視利差對於超額報酬之影響，驗證 UIP 與 CIP 利率評價理論。

## 二、條件變異式

相較傳統研究著重在市場報酬一階動差的探討，二階動差互動成為近來研究重心。Ross (1989)指出資訊傳遞速度與資產報酬波動直接相關，市場波動乃反應金融市場買賣雙方力量強弱產生的偏離現象。藉由波動性的觀察，可以制定動態避險策略與資產價值管理，因此研究資訊傳遞時，二階動差較一階動差的探討或能提供投資者更多參考價值。忽略二階動差考量，除無法適切描述不同市場資訊傳遞之動態結構關聯，亦可能得到不具效率的標準差偏誤估計。本研究條件變異式設定下：

$$h_t^i = g^i + \sum_{v2=1}^{m_2^i} \alpha_{v2}^i (\varepsilon_{t-v2}^i)^2 + \sum_{v1=1}^{m_1^i} \beta_{v1}^i h_{t-v1}^i + \sum_{v3=1}^{m_3^i} \lambda^{j-i} (\varepsilon_{t-v3}^j)^2 + \sum_{v4=1}^{m_4^i} \lambda^{k-i} (\varepsilon_{t-v4}^k)^2 \quad (7)$$

$$h_t^j = g^j + \sum_{v2=1}^{m_2^j} \alpha_{v2}^j (\varepsilon_{t-v2}^j)^2 + \sum_{v1=1}^{m_1^j} \beta_{v1}^j h_{t-v1}^j + \sum_{v3=1}^{m_3^j} \lambda^{i-j} (\varepsilon_{t-v3}^i)^2 + \sum_{v4=1}^{m_4^j} \lambda^{k-j} (\varepsilon_{t-v4}^k)^2 \quad (8)$$

$$h_t^k = g^k + \sum_{v2=1}^{m_2^k} \alpha_{v2}^k (\varepsilon_{t-v2}^k)^2 + \sum_{v1=1}^{m_1^k} \beta_{v1}^k h_{t-v1}^k + \sum_{v3=1}^{m_3^k} \lambda^{i-k} (\varepsilon_{t-v3}^i)^2 + \sum_{v4=1}^{m_4^k} \lambda^{j-k} (\varepsilon_{t-v4}^j)^2 \quad (9)$$

$h_t^i$ 、 $h_t^j$ 、 $h_t^k$  分別為第 t 期的條件變異數； $g^i$ 、 $g^j$ 、 $g^k$  分別由 GARCH 模型估計出三國條件變異式之截距項； $v_1$ 、 $v_2$ 、 $v_3$ 、 $v_4$  為估計參數之遞延期數； $\alpha_{v2}^i$ 、 $\alpha_{v2}^j$ 、 $\alpha_{v2}^k$  為模型所捕捉之 ARCH 效果、波動叢聚之參數，其代表含義為前期資訊對當期自身波動之衝擊，也可以說是新資訊對當期自身波動的衝擊； $\beta_{v2}^i$ 、 $\beta_{v2}^j$ 、 $\beta_{v2}^k$  為 GARCH 效果之參數估計，為捕捉前多期資訊波動對當期自身波動的衝擊，也可以說是舊資訊對當期自身波動的衝擊； $\lambda^{j-i}$  為捕捉跨國波動傳導之參數估計，若參數統計結果顯著不等於零，表示 j 國遠匯超額報酬之波動會造成對 i 國遠匯超額報酬之波動。



### 三、條件共變異式

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

針對本文探討跨國遠期匯率之變動行為，鑒於相關變數之特性可能存在隨時間改變性質，特別本文探討之新興國家金融市場較為脆弱，更容易受到系統性的影響，區域內國家相關性於金融危機時可能明顯提升，說明允許依時變化相關係數(time-varying correlation)的重要性。本計劃擬針對區域內國家貨幣預測之相關係數動態過程，依據傳統 Engle (2002)提出之 DCC 模型(Dynamic Conditional Correlation model)架構，並進一步捕捉相關係數特性。

#### 動態條件共變異數設定模型(Dynamic Conditional Correlation ; DCC)

此部分之共變異數設定，使用動態條件共變異數設定模型(Dynamic Conditional Correlation ; DCC)，作為跨國遠匯超額報酬多變量模型動態關聯之探討，方程式設定如下：

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim MN(0, h_t) \quad (10)$$

$$H_t = D_t \times \gamma_t \times D_t \quad (11)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_t^i & h_t^{j-i} & h_t^{k-i} \\ h_t^{i-j} & h_t^j & h_t^{k-j} \\ h_t^{i-k} & h_t^{j-k} & h_t^k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} h_t^i & \rho_t^{ij} \sqrt{h_t^j} \sqrt{h_t^i} & \rho_t^{ik} \sqrt{h_t^j} \sqrt{h_t^i} \\ \rho_t^{ij} \sqrt{h_t^j} \sqrt{h_t^i} & h_t^j & \rho_t^{jk} \sqrt{h_t^j} \sqrt{h_t^k} \\ \rho_t^{ik} \sqrt{h_t^k} \sqrt{h_t^i} & \rho_t^{jk} \sqrt{h_t^k} \sqrt{h_t^j} & h_t^k \end{bmatrix} \quad (12)$$

$$-1 < \rho_t^{ij} < 1 ; -1 < \rho_t^{ik} < 1 ; -1 < \rho_t^{jk} < 1 \quad (13)$$

$$D_t = \text{diag}\{\sqrt{h_t}\} = \begin{pmatrix} \sqrt{h_t^i} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sqrt{h_t^k} \end{pmatrix} \quad (14)$$

$$\gamma_t = (\text{diag}(Q_t))^{\frac{1}{2}} \times Q_t \times (\text{diag}(Q_t))^{\frac{1}{2}} \quad (15)$$

$$Q_t = (\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B) + A' Z_{t-1} Z'_{t-1} + B' Q_{t-1} B \quad (16)$$

$$Z_t = D_t^{-1} \varepsilon_t \quad (17)$$

$H_t$  為三國家之條件共變異數矩陣； $h_{i,t}^{j-i}$  為第  $t$  期  $j$  國和  $i$  國之條件共變異數； $\rho_t^{ij}$  為第  $t$  期  $j$  國和  $i$  國之相關係數。 $D_t$  為  $t \times t$  對角線矩陣，為 GARCH 模型中之動態標準誤所構成之對角矩陣； $D_t$  為每個標的平均數的條件相關係數矩陣； $Q_t$  藉由標準化殘差向量  $Z_t$  所得之動態相關共變異數矩陣。此條件共變異數之估計參數  $A$  和  $B$  必須為正，使  $Q_t$  得以呈現正向且同時滿足均數回復的要求。參數  $A$  捕捉前期標準化殘差之交乘項對下一期共變異程度之影響，若參數估計呈顯著，表示序列間的動態條件相關係數會被上一期的標準化殘差影響；參數  $B$  為前期共變異數交乘項之估計參數，若參數呈顯著估計，表示序列間的動態條件相關係數存有跨期的持續性。

## 第四章 實證研究

### 第一節 單根檢定

本研究使用到的變數包括東北亞、東南亞、拉丁美洲及東歐四大區域 12 個國家之 DF 及 NDF 遠匯超額報酬、不同期限遠期溢價及國內外利差。為確保資料穩定性，本研究對所有變數進行單根檢定。表 1 為單根檢定結果，檢定結果顯示本研究使用之變數多呈穩定(stationary)狀態。

**表 1 單根檢定-DF 及 NDF 超額報酬**

<b>Panel A 東北亞國家</b>				
	變數	中國	韓國	台灣
DF 超額報酬	$z_{t+1}$	-4.6895***	-5.2407***	-5.1642***
NDF 超額報酬	$z_{t+1}$	-4.5844***	-5.2135***	-5.1433***
遠期溢價	$DFP_{1,t}$	-3.7800***	-7.8832***	-15.520***
	$DFP_{2,t}$	-2.7060*	-4.0614***	-4.2884***
	$DFP_{3,t}$	-2.7060*	-12.0787***	-5.7376***
	$DFP_{4,t}$	-2.6308*	-7.4155***	-3.4305**
無本金遠期溢價	$NDFP_{1,t}$	-4.3147***	-14.7152***	-9.8191***
	$NDFP_{2,t}$	-4.6454***	-13.6007***	-5.8890***
	$NDFP_{3,t}$	-4.4122***	-10.6062***	-5.2621***
	$NDFP_{4,t}$	-3.9939***	-6.7318***	-5.7409***
利率差	$r_t - r_t^*$	-6.2241***	-3.7799**	-1.877571*

<b>Panel B 東南亞國家</b>				
	變數	印尼	馬來西亞	菲律賓
DF 超額報酬	$z_{t+1}$	-6.7448***	-5.9392***	-6.1845***
NDF 超額報酬	$z_{t+1}$	-7.7750***	-6.1262***	-6.7598***
遠期溢價	$DFP_{1,t}$	-4.2322***	-4.0556***	-4.8098***
	$DFP_{2,t}$	-3.6407***	-3.6045*	-4.3650***
	$DFP_{3,t}$	-2.6985*	-2.6227*	-7.8852***
	$DFP_{4,t}$	-2.7084*	-2.5688*	-5.6920***
無本金遠期溢價	$NDFP_{1,t}$	-8.7027***	-6.4241***	-11.2573***
	$NDFP_{2,t}$	-6.8807***	-3.8788***	-6.9907***
	$NDFP_{3,t}$	-5.4849***	-8.2238***	-5.3335***
	$NDFP_{4,t}$	-4.7803***	-5.7506***	-4.4433***
利率差	$r_t - r_t^*$	-2.9251**	-3.2323**	-1.7911*

續前表 1

Panel C 拉丁美洲國家

	變數	巴西	智利	秘魯
NDF 超額報酬	$z_{t+1}$	-6.1347***	-5.9986***	-8.0780***
無本金遠期溢價	$NDFP_{1,t}$	-4.4435***	-4.6715***	-3.6015***
	$NDFP_{2,t}$	-5.3579***	-3.1785**	-4.0154***
	$NDFP_{3,t}$	-6.9964***	-4.0398***	-3.4298**
	$NDFP_{4,t}$	-5.7829***	-5.1887***	-3.5661**
利率差	$r_t - r_t^*$	-3.0567**	-3.3677**	-5.5422***

Panel D 東歐國家

	變數	哈薩克	俄羅斯	烏克蘭
NDF 超額報酬	$z_{t+1}$	-7.1433***	-5.6854***	-5.5617***
無本金遠期溢價	$NDFP_{1,t}$	-3.8434**	-4.2659***	-3.8685***
	$NDFP_{2,t}$	-2.0098**	-5.5176***	-3.4309***
	$NDFP_{3,t}$	-3.9512**	-3.6627***	-5.2117***
	$NDFP_{4,t}$	-3.5933**	-4.6568***	-5.2422***
利率差	$r_t - r_t^*$	-4.8598***	-4.5065***	-0.8372

註 1：單根檢定之虛無假設為資料存有單根，表中數字為 t 值

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表在 10%、5%、1%信心水準下拒絕虛無假設，表示資料穩定

## 第二節 遠匯超額報酬趨勢圖

圖 1 為東北亞及東南亞各國 DF 遠匯超額報酬趨勢圖

圖 2 為東北亞、東南亞、拉丁美洲及東歐各國 NDF 遠匯超額報酬趨勢圖

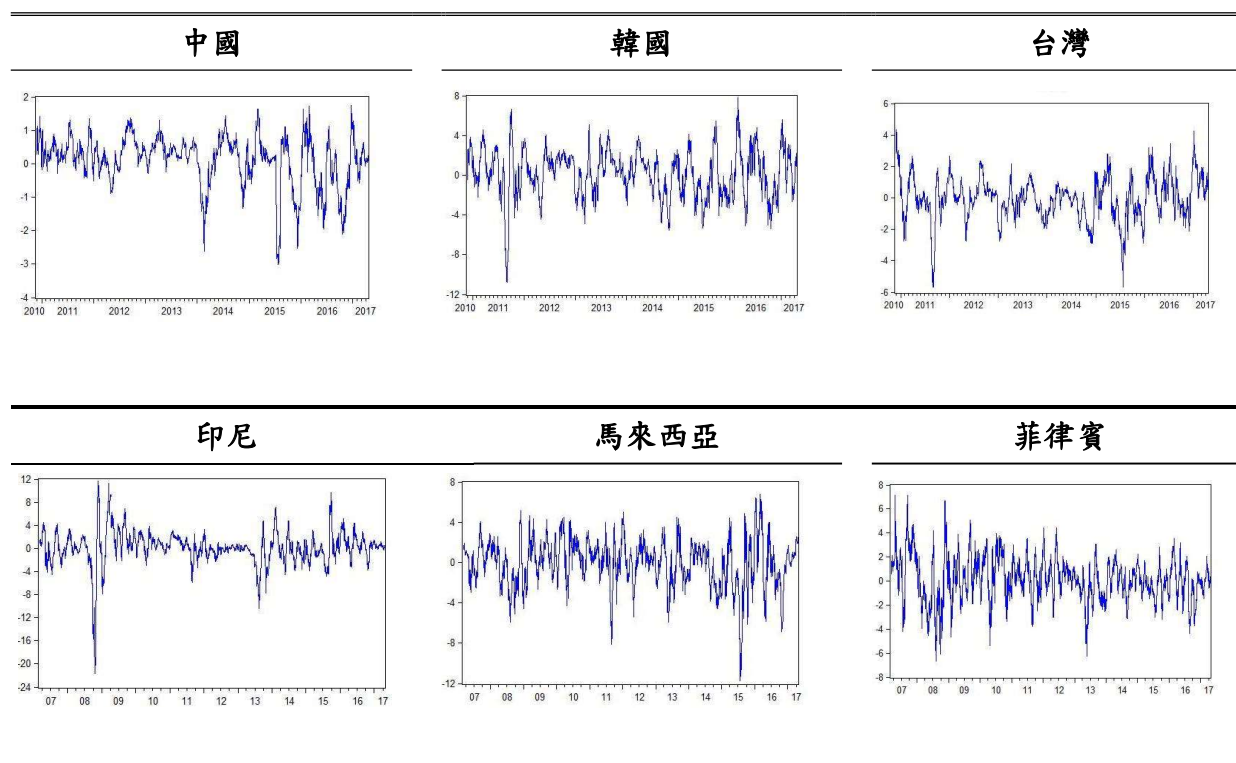


圖 1 各國 DF 超額報酬走勢圖

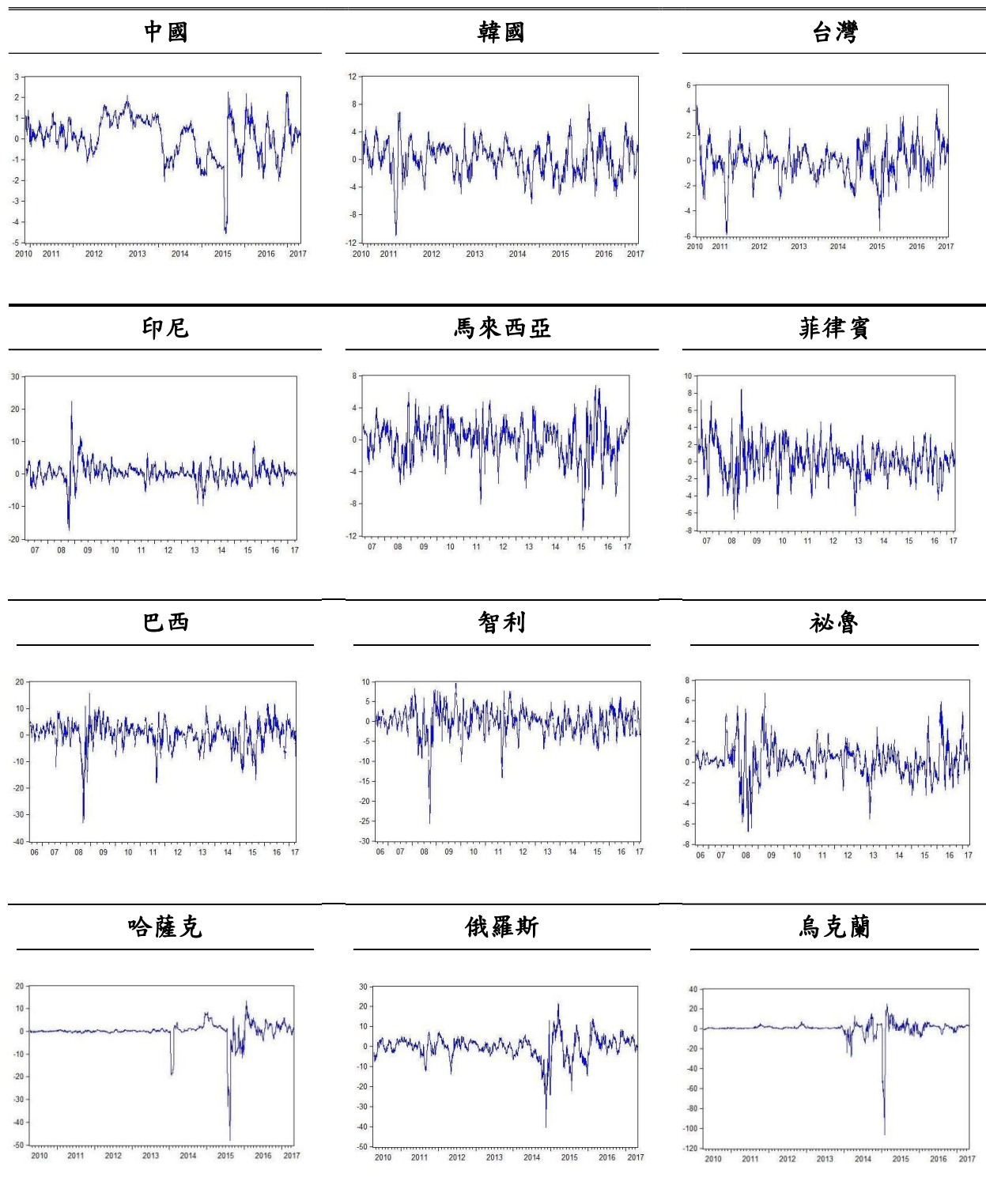


圖 2 各國 NDF 超額報酬走勢圖

### 第三節 敘述統計量

表 2 為 DF 遠匯超額報酬敘述統計量，針對東北亞及東南亞六個國家進行比較，發現台灣及馬來西亞平均超額報酬為負，其餘國家平均超額報酬皆為正。進一步分析發現，台灣與馬來西亞平均超額報酬雖為負，但其絕對值明顯小於其他國家平均超額報酬之絕對值，顯示新興市場 DF 遠匯超額報酬多呈現正向估計。

觀察東北亞及東南亞區域 DF 超額報酬標準差，發現序列波動最大的為印尼，再來是韓國，其次為馬來西亞，表示印尼遠期外匯與現貨間之差異變化最為劇烈。就資料分佈來看，各國皆呈現負偏，顯示遠匯超額報酬隱含下行風險(downside risk)，表示東北亞及東南亞區域傾向大規模負向變動，而此負向變動無法被正向變動拉力所抵消。此外，各國報酬之風態明顯大於 3，顯示 DF 遠匯超額報酬呈現後尾高峰特性。JB 統計量顯示各國序列資料皆為非常態分佈。

表 3 為 NDF 遠匯超額報酬敘述統計量，針對東北亞、東南亞、拉丁美洲及東歐 12 個國家進行比較，發現在東北亞及東南亞區域，台灣及馬來西亞平均超額報酬仍為負，而其餘國家平均超額報酬仍皆為正。在拉丁美洲及東歐區域則是哈薩克及俄羅斯平均報酬為負。進一步分析發現，哈薩克與俄羅斯平均超額報酬雖為負，但其絕對值相對小於其他國家平均超額報酬之絕對值，顯示在這四個區域 NDF 遠匯市場中，正向超額報酬的發生率相對為高。

觀察四個區域 NDF 超額報酬標準差，發現東北亞及東南亞區域中，序列波動最大的仍為印尼。而四個區域中，東歐區域標準差明顯高於其他三個區域，其中，烏克蘭標準差為東歐三國中最高，表示烏克蘭 NDF 遠匯超額報酬序列資料波動最為劇烈，亦表示該國外匯價格波動劇烈。而此現象可能與烏克蘭政治環境不安定有關。就資料分佈來看，各國多呈現負偏，顯示遠匯超額報酬隱含下行風險(downside risk)，表示四個區域外匯市場傾向大規模負向變動，而此負向變動無法被正向變動拉力所抵消。此外，各國報酬之風太明顯大於 3，顯示 DF 遠匯超額報酬呈現後尾高峰特性。JB 統計量顯示各國序列資料皆為非常態分佈。

整體來說，四個區域中，不論在 DF 或 NDF 市場，都可觀察到超額報酬負偏現象，顯示新興市場經常出現大幅度的負向變動，其可能由於受到資訊衝擊或其他國內外政經因素影響，展現新興市場不穩定之特性。

表 2 DF 超額報酬敘述統計量

<b>Panel A 東北亞國家</b>			
	<b>中國</b>	<b>韓國</b>	<b>台灣</b>
平均數	0.1102	0.1262	-0.0590
中位數	0.2472	0.3161	-0.0483
最大值	1.7508	7.8167	4.3275
最小值	-3.0155	-10.7657	-5.6577
標準差	0.7538	2.4161	1.3714
偏態	-1.2293	-0.5012	-0.4296
峰態	5.0267	4.2952	4.4125
J-B 值	706.4061***	186.6521***	190.2150***

<b>Panel B 東南亞國家</b>			
	<b>印尼</b>	<b>馬來西亞</b>	<b>菲律賓</b>
平均數	0.1419	-0.0495	0.1169
中位數	0.2000	0.2626	0.0881
最大值	11.6049	6.8079	7.1569
最小值	-21.6175	-11.7404	-6.6518
標準差	2.9759	2.3433	1.8507
偏態	-1.3133	-0.6890	-0.0849
峰態	13.0912	4.7002	3.5183
J-B 值	11978.5200***	527.6557***	32.7674***

註：表中以\*\*\*代表在 1%信心水準下拒絕虛無假設，表示資料為非常態分佈



表 3 NDF 超額報酬敘述統計量

<b>Panel A 東北亞國家</b>			
	<b>中國</b>	<b>韓國</b>	<b>台灣</b>
平均數	0.0631	0.1427	-0.0863
中位數	0.1963	0.3019	-0.0505
最大值	2.2897	7.9670	4.3717
最小值	-4.5817	-10.9921	-5.8844
標準差	1.0067	2.4244	1.3815
偏態	-1.0087	-0.4510	-0.4073
峰態	5.4757	4.2645	4.5218
J-B 值	709.6778***	167.8753***	207.3195***

<b>Panel B 東南亞國家</b>			
	<b>印尼</b>	<b>馬來西亞</b>	<b>菲律賓</b>
平均數	0.3720	-0.0875	0.1901
中位數	0.2643	0.2176	0.1628
最大值	22.4066	6.7841	8.4101
最小值	-17.2940	-11.3227	-6.7306
標準差	2.9943	2.3286	1.8812
偏態	0.3731	-0.6434	0.0773
峰態	12.3501	4.5677	3.7811
J-B 值	9692.6250***	453.1670***	69.8550***

續前表 3

Panel C 拉丁美洲國家

	巴西	智利	秘魯
平均數	0.3468	0.0260	0.1888
中位數	1.0329	0.4049	0.1771
最大值	15.8906	9.6745	6.7228
最小值	-32.9858	-25.6203	-6.7610
標準差	4.7513	3.4048	1.5868
偏態	-1.4068	-1.5625	-0.0115
峰態	8.0606	10.7787	5.3785
J-B 值	3678.1100***	7709.6480***	620.6918***

Panel D 東歐國家

	哈薩克	俄羅斯	烏克蘭
平均數	-0.0572	-0.2741	0.3962
中位數	0.1727	0.4538	0.9878
最大值	13.4198	21.6529	25.1214
最小值	-48.0306	-40.4502	-106.8999
標準差	4.7485	5.5939	8.0526
偏態	-4.6525	-1.2059	-6.1715
峰態	35.0135	8.4035	56.6480
J-B 值	85072.2451***	2680.0360***	231956.4000***

註：表中以\*\*\*代表在 1%信心水準下拒絕虛無假設，表示資料為非常態分佈

#### 第四節 實證結果分析

表 4 針對 DF 遠期溢價對於 DF 及 NDF 遠匯超額報酬之預測能力做分析; Panel A 為東北亞參數估計。結果顯示韓國 DF 遠期溢價對於 DF 遠匯超額報酬多呈現 1% 顯著估計，表示韓國 DF 遠期溢價對於 DF 遠匯市場超額報酬，皆具有較高且顯著的預測能力，這可能是因為韓國遠匯市場交易量較大，因此具有較高的市場資訊反應能力。而中國與台灣的部分，DF 遠期溢價則是對 NDF 遠匯超額報酬較具解釋力。以期限結構來看，DF 中短期(1、3 期)遠期溢價對於中國 NDF 市場具顯著解釋力，而對於台灣 NDF 市場則是 DF 中長期(6、12 期)遠期溢價具顯著預測能力。綜合上述表現，DF 遠期溢價對於 NDF 遠匯超額報酬具較佳之解釋能力。

Panel B 為東南亞不同期限遠期溢價對於遠匯超額報酬(DF 及 NDF)參數估計。觀察東南亞；印尼、馬來西亞及菲律賓三國發現，DF 遠期溢價對於 NDF 遠匯超額報酬的解釋力高於其對於 DF 遠匯超額報酬的解釋力；其中，又以對菲律賓整體解釋力最佳。

表 4 不同期限 DF 遠期溢價對於遠匯超額報酬(DF&NDF)之參數估計

<b>Panel A-1 東北亞 DF 遠匯超額報酬</b>					
	變數	參數	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)
DF 遠期溢價	$DFP_{1,t}$	$\theta_1$	-3.6865 (4.5111)	-0.3259** (0.1515)	0.1466 (0.1708)
	$DFP_{2,t}$	$\theta_2$	6.1871 (4.0484)	0.3438*** (0.1202)	-1.0986** (0.4992)
	$DFP_{3,t}$	$\theta_3$	8.8955*** (3.2687)	-0.4424*** (0.0543)	0.0094 (0.4609)
	$DFP_{4,t}$	$\theta_4$	-1.0580 (0.9584)	0.4017*** (0.0539)	0.0701 (0.2890)
<b>Panel A-2 東北亞 NDF 遠匯超額報酬</b>					
DF 遠期溢價	$DFP_{1,t}$	$\theta_1$	-23.0104*** (4.5320)	-0.0362 (0.1556)	-0.2245 (0.1955)
	$DFP_{2,t}$	$\theta_2$	13.1265*** (4.1811)	0.1880 (0.1177)	0.3778 (0.6388)
	$DFP_{3,t}$	$\theta_3$	5.9695* (3.4342)	-0.2264*** (0.0470)	-0.0977** (0.5610)
	$DFP_{4,t}$	$\theta_4$	-1.0971 (1.0207)	0.2276*** (0.0468)	0.8291** (0.3282)
<b>Panel B-1 東南亞 DF 遠匯超額報酬</b>					
DF 遠期溢價	$DFP_{1,t}$	$\theta_1$	-0.0028 (0.0024)	-29.4401 (31.2590)	-0.8855 (0.6727)
	$DFP_{2,t}$	$\theta_2$	-0.0009 (0.0018)	-34.5940* (18.9952)	2.2159*** (0.6663)
	$DFP_{3,t}$	$\theta_3$	0.0011 (0.0010)	-1.2428 (7.3907)	-0.9453*** (0.3584)
	$DFP_{4,t}$	$\theta_4$	0.0000 (0.0004)	19.3009*** (2.8969)	0.3049** (0.1411)
<b>Panel B-2 東南亞 NDF 遠匯超額報酬</b>					
DF 遠期溢價	$DFP_{1,t}$	$\theta_1$	-0.0145*** (0.0033)	-48.0492* (27.2967)	-1.0910* (0.5874)
	$DFP_{2,t}$	$\theta_2$	0.0081*** (0.0022)	-26.1002 (18.6595)	2.4398*** (0.6580)
	$DFP_{3,t}$	$\theta_3$	-0.0076*** (0.0014)	-13.8064* (7.5710)	-0.9200** (0.3656)
	$DFP_{4,t}$	$\theta_4$	0.0013* (0.0007)	22.3879*** (3.1540)	0.1920 (0.1473)

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

表 5 DF 遠期溢價對於遠匯超額報酬(DF 及 NDF)估計之顯著性數目統計表

				顯著性	不同期限	顯著性	不同區域	顯著性
<b>Panel A-1 東北亞 DF 超額報酬</b>	<b>中國(i)</b>	<b>韓國(j)</b>	<b>台灣(k)</b>					
一個月 DF 遠期溢價	0	1	0	1	一個月 遠期溢價	5	東北亞 DF 遠匯超額報酬	6
三個月 DF 遠期溢價	0	1	1	2				
六個月 DF 遠期溢價	1	1	0	2				
十二個月 DF 遠期溢價	0	1	0	1				
<b>Panel A-2 東北亞 NDF 超額報酬</b>								
一個月 DF 遠期溢價	1	0	0	1	三個月 遠期溢價	7	東北亞 NDF 遠匯超額報酬	7
三個月 DF 遠期溢價	1	0	0	1				
六個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3				
十二個月 DF 遠期溢價	0	1	1	2				
<b>區域內各國顯著性數目總計</b>	<b>4</b>	<b>6</b>	<b>3</b>					
<b>Panel B-1 東南亞 DF 超額報酬</b>	<b>印尼(i)</b>	<b>馬來西亞(j)</b>	<b>菲律賓(k)</b>					
一個月 DF 遠期溢價	0	0	0	0	六個月 遠期溢價	9 <sup>#</sup>	東南亞 DF 遠匯超額報酬	5
三個月 DF 遠期溢價	0	1	1	2				
六個月 DF 遠期溢價	0	0	1	1				
十二個月 DF 遠期溢價	0	1	1	2				
<b>Panel B-2 東南亞 NDF 超額報酬</b>								
一個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3	十二個月 遠期溢價	7	東南亞 NDF 遠匯超額報酬	10 <sup>#</sup>
三個月 DF 遠期溢價	1	0	1	2				
六個月 DF 遠期溢價	1	1	1	3				
十二個月 DF 遠期溢價	1	1	0	2				
<b>區域內各國顯著性數目總計</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>					

註 1：表中數值為參數估計顯著性達 10%(含)以上之參數數目

註 2：表中#表示參數呈顯著估計之數目最高

表 6 為 NDF 遠期溢價對於 DF 及 NDF 遠匯超額報酬之預測能力估計，Panel A 結果顯示，以東北亞整體來說，NDF 遠期溢價對於 NDF 遠匯超額報酬的預測能力高於其對於 DF 遠匯超額報酬的預測能力。東北亞中國、韓國、台灣三國市場中，中國 NDF 遠期溢價對於遠匯市場超額報酬，無論是 DF 或 NDF 市場，皆具有較高的預測能力。

Panel B 研究東南亞印尼、馬來西亞、菲律賓三市場，就 NDF 遠期外匯對於東南亞 DF 及 NDF 遠匯超額報酬比較，整體顯著性估計的解釋裡並無太大差異。馬來西亞及菲律賓 NDF 遠期溢價對於 DF 及 NDF 遠匯市場超額報酬幾乎皆呈現 1% 顯著，說明 NDF 遠期溢價提供兩國良好之預測功能。以期限結構來看，1 個月期 NDF 遠期溢價不論是對於 DF 還是 NDF 遠匯超額報酬，皆具有顯著性最佳之預測能力。

比較東南亞、東北亞之 DF 及 NDF 遠期溢價對於遠匯市場超額報酬之影響後發現，相較於 DF 遠期溢價，NDF 遠期溢價對於遠匯超額報酬，不論 DF 或 NDF 遠匯超額報酬，皆具有較強的預測能力。觀察期限結構，中長 DF 遠期溢價解釋力較好，其中，又以 6 個月期解釋力最好。NDF 遠期溢價之期限結構之預測能力則是沒有特別的規律性。整體來說，DF 及 NDF 遠期溢價對於 NDF 遠匯超額報酬價格發現能力較佳，建議投資人參考 NDF 遠期溢價的動態變化在外匯遠期市場與現貨市場間操作，賺取超額報酬。

Panel C 為拉丁美洲 NDF 遠期溢價對於 NDF 遠匯超額報酬影響之估計參數，結果顯示巴西、智利、秘魯參數多呈現顯著，表示 NDF 市場中遠期溢價對於遠匯超額報酬具有一定的解釋力。其中，又以 1 個月期限之遠期溢價對遠匯超額報酬預測能力最好。

Panel D 為東歐 NDF 遠期溢價對於 NDF 遠匯超額報酬影響之估計參數，結果與拉美區域相似，參數多呈現顯著，表示東歐 NDF 市場中遠期溢價對於遠匯超額報酬具有一定的解釋力，不過，與拉丁美洲不同的是，東歐 NDF 市場以中、長期(6、12 期)遠期溢價對遠匯超額報酬解釋力最好。

實證結果發現，DF 及 NDF 遠期溢價對於 DF 及 NDF 市場遠匯超額報酬預測能力之參數結果多呈現至少 5% 顯著，顯示遠期溢價對於遠匯超額報酬具有顯著的預測能力；本研究發現，不論 DF 或 NDF 市場，東南亞遠期溢價對於對於超額報酬的預測能力最佳。而市場上遠匯超額報酬的存在表示遠期價格並無法精準預測到期日的實際現貨價格，兩者之間仍有誤差，因此推測投資人透過利差交易，在遠期和即期外匯市場間操作有套利空間。

表 6 不同期限 NDF 遠期溢價對於遠匯超額報酬(DF&NDF)之參數估計

<b>Panel A-1 東北亞 DF 遠匯超額報酬</b>					
	變數	參數	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)
NDF 遠期溢價	$NDFP_{1,t}$	$\phi_1$	-5.2199*** (0.9478)	0.0668 (0.0735)	-1.8511*** (0.5970)
	$NDFP_{2,t}$	$\phi_2$	0.4105 (2.2755)	0.0450 (0.0868)	2.2136*** (0.6864)
	$NDFP_{3,t}$	$\phi_3$	16.3912*** (1.8689)	0.0161 (0.0777)	-0.4160 (0.3032)
	$NDFP_{4,t}$	$\phi_4$	-12.3850*** (0.5480)	-0.1189*** (0.0436)	-0.1092 (0.1695)
<b>Panel A-2 東北亞 NDF 遠匯超額報酬</b>					
NDF 遠期溢價	$NDFP_{1,t}$	$\phi_1$	13.2635*** (1.2028)	-0.0565 (0.0615)	0.2896 (0.2583)
	$NDFP_{2,t}$	$\phi_2$	-6.9943** (2.7514)	0.2095*** (0.0708)	2.2202*** (0.4819)
	$NDFP_{3,t}$	$\phi_3$	21.7538*** (2.2149)	-0.1953*** (0.0627)	-2.0063*** (0.3891)
	$NDFP_{4,t}$	$\phi_4$	-13.7025*** (0.6531)	0.0010 (0.0414)	0.2567* (0.1318)
<b>Panel B-1 東南亞 DF 遠匯超額報酬</b>					
NDF 遠期溢價	$NDFP_{1,t}$	$\phi_1$	0.0025*** (0.0007)	-44.4048*** (9.1955)	0.5044*** (0.1197)
	$NDFP_{2,t}$	$\phi_2$	0.0017 (0.0011)	51.6911*** (8.5564)	0.7873** (0.3462)
	$NDFP_{3,t}$	$\phi_3$	-0.0068*** (0.0005)	12.1529*** (3.8519)	1.1746** (0.4700)
	$NDFP_{4,t}$	$\phi_4$	0.0036*** (0.0003)	-10.9664*** (3.3584)	-1.4929*** (0.1861)
<b>Panel B-2 東南亞 NDF 遠匯超額報酬</b>					
NDF 遠期溢價	$NDFP_{1,t}$	$\phi_1$	0.0030*** (0.0010)	-3.5012** (1.5794)	0.4779*** (0.1179)
	$NDFP_{2,t}$	$\phi_2$	-0.0001 (0.0014)	-96.2307*** (8.7878)	-0.1791 (0.3669)
	$NDFP_{3,t}$	$\phi_3$	-0.0003 (0.0008)	140.5047*** (12.5370)	1.8477*** (0.5068)
	$NDFP_{4,t}$	$\phi_4$	0.0016*** (0.0004)	-46.6472*** (4.7222)	-1.2645*** (0.2107)

續前表 6

<b>Panel C-拉丁美洲 NDF 遠匯超額報酬</b>					
	變數	參數	巴西(i)	智利(j)	秘魯(k)
NDF 遠期溢價	$NDFP_1$	$\phi_1$	-65.1621*** (6.0581)	-0.5503*** (0.0586)	38.6002*** (3.7531)
	$NDFP_3$	$\phi_2$	58.2480*** (5.2795)	0.1737 (0.1150)	14.9588*** (3.3796)
	$NDFP_6$	$\phi_3$	-17.2425 (10.5560)	0.5044*** (0.0905)	-2.5818 (3.9542)
	$NDFP_{12}$	$\phi_4$	0.6527 (1.8887)	-0.2259*** (0.0274)	-7.0497*** (1.4564)
<b>Panel D-東歐 NDF 遠匯超額報酬</b>					
	變數	參數	哈薩克(i)	俄羅斯(j)	烏克蘭(k)
NDF 遠期溢價	$NDFP_1$	$\phi_1$	-0.0148 (0.0123)	1.3533** (0.5819)	-2.7749*** (0.1774)
	$NDFP_3$	$\phi_2$	0.0611*** (0.0098)	-0.9736 (0.9677)	1.7265*** (0.2071)
	$NDFP_6$	$\phi_3$	0.0469*** (0.0067)	-4.4929*** (0.5329)	0.8362*** (0.1359)
	$NDFP_{12}$	$\phi_4$	-0.0202*** (0.0017)	3.3561*** (0.1542)	0.0833* (0.0469)

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準



表 7 NDF 遠期溢價對於遠匯超額報酬(DF 及 NDF)估計之顯著性數目統計表

	顯著性數目			不同期限 NDF 遠期溢價	顯著性數目	不同區域遠匯超額報酬	顯著性數目	
<b>Panel A-1 東北亞 DF 超額報酬</b>								
	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)					
一個月 NDF 遠期溢價	1	0	1	2	一個月 遠期溢價	14	東北亞 DF 遠匯超額報酬	6
三個月 NDF 遠期溢價	0	0	1	1				
六個月 NDF 遠期溢價	1	0	0	1				
十二個月 NDF 遠期溢價	1	1	0	2				
<b>Panel A-2 東北亞 NDF 超額報酬</b>								
一個月 NDF 遠期溢價	1	0	0	1		東北亞 NDF 遠匯超額報酬	9	
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				
區域內各國顯著性數目總計	7	3	5					
<b>Panel B-1 東南亞 DF 超額報酬</b>								
	印尼(i)	馬來西亞(j)	菲律賓(k)					
一個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3	三個月 遠期溢價	11	東南亞 DF 遠匯超額報酬	11 <sup>#</sup>
三個月 NDF 遠期溢價	0	1	1	2				
六個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3				
十二個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3				
<b>Panel B-2 東南亞 NDF 超額報酬</b>								
一個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3		東南亞 NDF 遠匯超額報酬	9	
三個月 NDF 遠期溢價	0	1	0	1				
六個月 NDF 遠期溢價	0	1	1	2				
十二個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3				
區域內各國顯著性數目總計	5	8	7					

續前表 7

	顯著性 不同期限 NDF			顯著性 不同區域遠匯			顯著性數目	
	數目	遠期溢價	數目	遠期溢價	數目	遠匯超額報酬		
<b>Panel C 拉丁美洲 NDF</b>								
<b>超額報酬</b>	<b>巴西(i)</b>	<b>智利(j)</b>	<b>秘魯(k)</b>					
一個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3	六個月 遠期溢價	13	拉丁美洲 NDF 遠匯超額報酬	8
三個月 NDF 遠期溢價	1	0	1	2				
六個月 NDF 遠期溢價	0	1	0	1				
十二個月 NDF 遠期溢價	0	1	1	2				
<b>區域內各國顯著性數目總計</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>3</b>					
<b>Panel D 東歐 NDF</b>								
<b>超額報酬</b>	<b>哈薩克(i)</b>	<b>俄羅斯(j)</b>	<b>烏克蘭(k)</b>					
一個月 NDF 遠期溢價	0	1	1	2	十二個 月遠期溢價	15 <sup>#</sup>	東歐 NDF 遠匯超額報酬	10
三個月 NDF 遠期溢價	1	0	1	2				
六個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3				
十二個月 NDF 遠期溢價	1	1	1	3				
<b>區域內各國顯著性數目總計</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>4</b>					

註 1：表中數值為參數估計顯著性達 10%(含)以上之參數數目

註 2：表中#表示參數呈顯著估計之數目最高

表 8 為 DF 及 NDF 遠匯超額報酬跨國傳導之參數估計，Panel A 為東北亞國家區域之報酬跨國傳導，結果顯示各國之報酬跨國傳導參數多呈顯著估計，說明各國 DF 及 NDF 遠匯報酬間存在跨國傳導效果。其中，韓國不論是 DF 或 NDF 遠匯超額報酬容易受到中國和台灣的報酬動態影響，探究其原因，可能是由於韓國本身遠匯交易市場為全亞洲最大，因此資訊傳導效率性高，對於其他國家衝擊相對敏銳。值得一提的是，就顯著性及參數大小來看，台灣對韓國之報酬傳導明顯遠高於其它市場，說明台灣超額報酬對於韓國之顯著影響。

Panel B 為東南亞國家區域內之報酬跨國傳導，結果顯示各國間之報酬跨國傳導參數皆呈現 1% 顯著估計，說明各國 DF 及 NDF 遠匯報酬間存在跨國傳導效果。其中，就顯著性及參數大小來看，菲律賓對馬來西亞之報酬傳導明顯遠高於其它市場，說明菲律賓超額報酬對於馬來西亞之資訊傳導能力最為顯著。

Panel C 為拉丁美洲國家區域內之 NDF 報酬跨國傳導，結果顯示巴西、智利及秘魯三國間之報酬跨國傳導參數皆呈 1% 顯著估計，說明各國 NDF 遠匯報酬間存在跨國傳導效果。以顯著性和參數大小來看，又以秘魯對巴西之超額報酬傳導效果最強。

Panel D 為東歐國家區域內之 NDF 報酬跨國傳導，結果顯示，哈薩克、俄羅斯及烏克蘭三國間之報酬跨國傳導參數多呈顯著估計，說明各國 NDF 遠匯報酬間存在跨國傳導效果。以顯著性和參數大小來看，又以烏克蘭對俄羅斯之超額報酬傳導效果最強。新興市場，特別是經濟規模相對較小的經濟體，其本身經濟相對不穩定，因此較容易受到外在環境衝擊而造成市場報酬變動，進而對區域內其他國家造成報酬傳導的現象。本文結果說明，經濟體相對較為脆弱的國家經常是新興市場區域內不穩定市場的因子。

表 8 遠匯超額報酬(DF&NDF)跨國傳導之參數估計結果

<b>Panel A 東北亞</b>				
超額報酬跨國傳導	變數	參數	DF	NDF
<b>中國(i)</b>				
韓國對中國	$z_{t+1}^j$	$\gamma^{j-i}$	-0.0116 (0.0202)	-0.0325*** (0.0050)
台灣對中國	$z_{t+1}^k$	$\gamma^{k-i}$	0.1736*** (0.0091)	0.1963*** (0.0098)
<b>韓國(j)</b>				
中國對韓國	$z_{t+1}^i$	$\gamma^{i-j}$	-0.2135*** (0.0540)	0.4070*** (0.0386)
台灣對韓國	$z_{t+1}^k$	$\gamma^{k-j}$	1.4245*** (0.0297)	1.1642*** (0.0295)
<b>台灣(k)</b>				
中國對台灣	$z_{t+1}^i$	$\gamma^{i-k}$	0.2808*** (0.0196)	0.3063*** (0.0072)
韓國對台灣	$z_{t+1}^j$	$\gamma^{j-k}$	0.3001*** (0.0063)	-0.0240 (0.0176)
<b>Panel B 東南亞</b>				
<b>印尼(i)</b>				
馬來西亞對印尼	$z_{t+1}^j$	$\gamma^{j-i}$	0.2879*** (0.0099)	0.2271*** (0.0118)
菲律賓對印尼	$z_{t+1}^k$	$\gamma^{k-i}$	0.1007*** (0.0108)	0.1523*** (0.0122)
<b>馬來西亞(j)</b>				
印尼對馬來西亞	$z_{t+1}^i$	$\gamma^{i-j}$	0.1993*** (0.0084)	0.1745*** (0.0092)
菲律賓對馬來西亞	$z_{t+1}^k$	$\gamma^{k-j}$	0.4284*** (0.0125)	0.4495*** (0.0137)
<b>菲律賓(k)</b>				
印尼對菲律賓	$z_{t+1}^i$	$\gamma^{i-k}$	0.2610*** (0.0105)	0.2518*** (0.0107)
馬來西亞對菲律賓	$z_{t+1}^j$	$\gamma^{j-k}$	0.1379*** (0.0092)	0.1685*** (0.0109)

續前表 8

<b>Panel C 拉丁美洲</b>			
超額報酬跨國傳導	變數	參數	NDF
<b>巴西(i)</b>			
智利對巴西	$z_{t+1}^j$	$\gamma^{j-i}$	0.3435*** (0.0172)
秘魯對巴西	$z_{t+1}^k$	$\gamma^{k-i}$	0.5364*** (0.0366)
<b>智利(j)</b>			
巴西對智利	$z_{t+1}^i$	$\gamma^{i-j}$	0.1920*** (0.0076)
秘魯對智利	$z_{t+1}^k$	$\gamma^{k-j}$	0.4706*** (0.0244)
<b>秘魯(k)</b>			
巴西對秘魯	$z_{t+1}^i$	$\gamma^{i-k}$	0.0273*** (0.0035)
智利對秘魯	$z_{t+1}^j$	$\gamma^{j-k}$	0.0837*** (0.0052)
<b>Panel D 東歐</b>			
<b>哈薩克(i)</b>			
俄羅斯對哈薩克	$z_{t+1}^j$	$\gamma^{j-i}$	0.0086*** (0.0032)
烏克蘭對哈薩克	$z_{t+1}^k$	$\gamma^{k-i}$	-0.0325*** (0.0017)
<b>俄羅斯(j)</b>			
哈薩克對俄羅斯	$z_{t+1}^i$	$\gamma^{i-j}$	-0.0618*** (0.0059)
烏克蘭對俄羅斯	$z_{t+1}^k$	$\gamma^{k-j}$	0.3010*** (0.0134)
<b>烏克蘭(k)</b>			
哈薩克對烏克蘭	$z_{t+1}^i$	$\gamma^{i-k}$	0.0470*** (0.0036)
俄羅斯對烏克蘭	$z_{t+1}^j$	$\gamma^{j-k}$	-0.0355* (0.0160)

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

註 3：i、j、k 分別代表區域內三個國家

表 9 統計各區域利差對 DF 及 NDF 遠匯超額報酬影響之估計參數。Panel A 為東北亞利差估計參數，結果顯示中國、韓國及台灣之利差與 DF 及 NDF 遠匯超額報酬多呈 1% 顯著，表示各國利差對於遠匯超額報酬具有顯著解釋力。值得一提的是，中國利差對 NDF 遠匯超額報酬呈 1% 顯著，對於 DF 遠匯超額報酬卻無解釋能力。探究其原因，可能的原因為中國政策對外匯的干預使國內 DF 市場自由度較低，較不易反映市場資訊。因此，投資人對於人民幣 NDF 市場反映利差資訊的能力高於 DF 市場。

Panel B 為東南亞利差估計參數，結果顯示印尼、馬來西亞及菲律賓之利差與 DF 及 NDF 遠匯超額報酬多呈 1% 顯著，表示各國利差對於遠匯超額報酬具有顯著解釋力。惟馬來西亞利差對於 NDF 遠匯超額報酬無解釋能力。

Panel C 為拉丁美洲利差估計參數，統計結果顯示巴西和智利之利差對 NDF 遠匯超額報酬呈 1% 顯著估計，表示兩國利差對於遠匯超額報酬具有顯著解釋力。惟秘魯利差對於 NDF 遠匯超額報酬無解釋能力。

Panel D 為歐利差估計參數，統計結果顯示哈薩克、俄羅斯和烏克蘭之利差對 NDF 遠匯超額報酬皆呈 1% 顯著估計，表示三國利差對於遠匯超額報酬皆具有顯著解釋力。

觀察各區域利差參數估計之正負號，發現 12 國家中，利差對 DF 及 NDF 遠匯超額報酬影響多為負向顯著，符合 UIP 方向預期。此結果可能表示，本文探討之近月期 DF 及 NDF 遠匯超額報酬，短期變動行為較大，市場投機性較高。因此，在大多數國家，投資人進行利差交易時，較少同時進行拋補操作，而呈現負向估計結果。

表 9 各區域利率差之參數估計結果

Panel A 東北亞遠匯超額報酬					
	變數	參數	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)
DF 利差	$r_t - r_t^*$	$\beta_{ir}$	0.0104 (0.0070)	-0.9697*** (0.1127)	-1.0653*** (0.0564)
NDF 利差	$r_t - r_t^*$	$\beta_{ir}$	0.0278*** (0.0080)	-0.6052*** (0.1150)	-0.9824*** (0.0691)
Panel B 東南亞遠匯超額報酬					
			印尼(i)	馬來西亞(j)	菲律賓(k)
DF 利差	$r_t - r_t^*$	$\beta_{ir}$	0.2847*** (0.0175)	-0.2938*** (0.0479)	-0.0719*** (0.0153)
NDF 利差	$r_t - r_t^*$	$\beta_{ir}$	0.2857*** (0.0231)	-0.0218 (0.0417)	-0.1302*** (0.0177)
Panel C 拉丁美洲遠匯超額報酬					
			巴西(i)	智利(j)	秘魯(k)
NDF 利差	$r_t - r_t^*$	$\beta_{ir}$	0.1345*** (0.0256)	-0.1132*** (0.0279)	0.0116 (0.0086)
Panel D 東歐遠匯超額報酬					
			哈薩克(i)	俄羅斯(j)	烏克蘭(k)
NDF 利差	$r_t - r_t^*$	$\beta_{ir}$	0.0062*** (0.0015)	-0.2081*** (0.0322)	-0.0128*** (0.0012)

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

表 10 為條件變異式估算出的各區域之 ARCH 及 GARCH 參數估計。針對各解釋變數遞延期之選擇，實證發現，落後一期之解釋變數具最大影響力，因此本文條件變異式遞延期皆以落後一期為分析依據。

各區域之 ARCH 及 GARCH 參數估計結果顯示，Panel A、B、C、D 之參數多呈現 1% 顯著估計，說明不論 DF 或 NDF 遠匯超額報酬，皆存在報酬波動叢聚之 ARCH 效果，即波動持續之 GARCH 效果。進一步觀察發現，在各區域中，不論是 DF 或 NDF 之遠匯超額報酬，反映新資訊之 ARCH 效果皆比反應舊資訊之 GARCH 效果強烈，說明遠匯超額報酬受新資訊衝擊程度較舊資訊為高。



表 10 各區域 ARCH 及 GARCH 效果之參數估計結果

Panel A 東北亞					
	變數	參數	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)
<b>DF 超額報酬</b>					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	$\alpha_{v_2}$	0.6896*** (0.0435)	0.5840*** (0.0719)	0.6002*** (0.0536)
GARCH 效果	$h_{t-v_1}$	$\beta_{v_1}$	0.2104*** (0.0435)	0.2870*** (0.0516)	0.2998*** (0.0536)
<b>NDF 超額報酬</b>					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	$\alpha_{v_2}$	0.5963*** (0.0433)	0.5590*** (0.0722)	0.6331*** (0.0903)
GARCH 效果	$h_{t-v_1}$	$\beta_{v_1}$	0.3037*** (0.0433)	0.3102*** (0.0603)	0.2630*** (0.0556)
Panel B 東南亞					
			印尼(i)	馬來西亞(j)	菲律賓(k)
<b>DF 超額報酬</b>					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	$\alpha_{v_2}$	0.6767*** (0.0339)	0.6588*** (0.0407)	0.6062*** (0.0410)
GARCH 效果	$h_{t-v_1}$	$\beta_{v_1}$	0.2233*** (0.0339)	0.2412*** (0.0407)	0.2938*** (0.0410)
<b>NDF 超額報酬</b>					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	$\alpha_{v_2}$	0.4626*** (0.0299)	0.5604*** (0.0417)	0.5469*** (0.0390)
GARCH 效果	$h_{t-v_1}$	$\beta_{v_1}$	0.4374*** (0.0299)	0.3396*** (0.0417)	0.3531*** (0.0390)
Panel C 拉丁美洲					
			巴西(i)	智利(j)	秘魯(k)
<b>NDF 超額報酬</b>					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	$\alpha_{v_2}$	0.7334*** (0.0322)	0.7655*** (0.0777)	0.6279*** (0.0296)
GARCH 效果	$h_{t-v_1}$	$\beta_{v_1}$	0.1666*** (0.0322)	0.1206*** (0.0261)	0.2721*** (0.0296)
Panel D 東歐					
			哈薩克(i)	俄羅斯(j)	烏克蘭(k)
<b>NDF 超額報酬</b>					
ARCH 效果	$(\varepsilon_{t-v_2})^2$	$\alpha_{v_2}$	0.6693*** (0.0212)	0.8408*** (0.1113)	0.5506*** (0.0288)
GARCH 效果	$h_{t-v_1}$	$\beta_{v_1}$	0.2307*** (0.0212)	0.0552* (0.0283)	0.3494*** (0.0288)

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

表 11 為各區域 DF 及 NDF 遠匯超額報酬跨國波動傳導之參數估計，結果顯示不論 DF 或 NDF，跨國家報酬波動傳導多呈現不顯著估計，說明區域內兩兩國家之間之訊息波動傳導機制相對薄弱。Panel A 為東北亞參數估計，台灣對韓國的資訊波動傳導效果強；Panel B 中東南亞國家幾乎皆呈不顯著估計；Panel C 智利對巴西以及祕魯對智利之 NDF 遠匯超額報酬跨國波動傳導皆呈 1% 顯著估計，顯示三國中具有雙邊資訊波動傳導效果。Panel D 東歐參數估計則顯示，哈薩克與俄羅斯 NDF 遠匯報酬波動對烏克蘭報酬波動影響皆呈 1% 顯著，表示烏克蘭受到資訊衝擊的波動程度會隨著區域內另兩國的波動而受影響。

表 11 各區域超額報酬(DF&NDF)跨國波動傳導之參數估計結果

<b>Panel A 東北亞</b>				
	變數	參數	DF	NDF
<b>中國(i)</b>				
韓國對中國	$(\varepsilon_{t-v3}^j)^2$	$\lambda^{j-i}$	0.0008** (0.0004)	0.0008 (0.0007)
台灣對中國	$(\varepsilon_{t-v4}^k)^2$	$\lambda^{k-i}$	0.0148*** (0.0038)	0.0109** (0.0053)
<b>韓國(j)</b>				
中國對韓國	$(\varepsilon_{t-v3}^i)^2$	$\lambda^{i-j}$	0.0936 (0.1141)	-0.0789 (0.0514)
台灣對韓國	$(\varepsilon_{t-v4}^k)^2$	$\lambda^{k-j}$	0.2390** (0.1199)	0.1311* (0.0685)
<b>台灣(k)</b>				
中國對台灣	$(\varepsilon_{t-v3}^i)^2$	$\lambda^{i-k}$	-0.0024 (0.0176)	0.0644* (0.0350)
韓國對台灣	$(\varepsilon_{t-v4}^j)^2$	$\lambda^{j-k}$	0.0036 (0.0027)	0.0064 (0.0039)
<b>Panel B 東南亞</b>				
	變數	參數	DF	NDF
<b>印尼(i)</b>				
馬來西亞對印尼	$(\varepsilon_{t-v3}^j)^2$	$\lambda^{j-i}$	0.0044 (0.0030)	0.0051 (0.0050)
菲律賓對印尼	$(\varepsilon_{t-v4}^k)^2$	$\lambda^{k-i}$	0.0008 (0.0015)	-0.0054 (0.0037)
<b>馬來西亞(j)</b>				
印尼對馬來西亞	$(\varepsilon_{t-v3}^i)^2$	$\lambda^{i-j}$	0.0017 (0.0016)	0.0035 (0.0029)
菲律賓對馬來西亞	$(\varepsilon_{t-v4}^k)^2$	$\lambda^{k-j}$	0.005 (0.0055)	0.0035 (0.0063)
<b>菲律賓(k)</b>				
印尼對菲律賓	$(\varepsilon_{t-v3}^i)^2$	$\lambda^{i-k}$	0.0041 (0.0028)	0.0052* (0.0030)
馬來西亞對菲律賓	$(\varepsilon_{t-v4}^j)^2$	$\lambda^{j-k}$	0.0087 (0.0061)	0.0131* (0.0072)

續前表 11

Panel C 拉丁美洲

	變數	參數	NDF
<b>巴西(i)</b>			
智利對巴西	$(\varepsilon_{t-v3}^j)^2$	$\lambda^{j-i}$	0.0521*** (0.0188)
秘魯對巴西	$(\varepsilon_{t-v4}^k)^2$	$\lambda^{k-i}$	0.0323 (0.0473)
<b>智利(j)</b>			
巴西對智利	$(\varepsilon_{t-v3}^i)^2$	$\lambda^{i-j}$	0.0051 (0.0056)
秘魯對智利	$(\varepsilon_{t-v4}^k)^2$	$\lambda^{k-j}$	0.0601*** (0.0203)
<b>秘魯(k)</b>			
巴西對秘魯	$(\varepsilon_{t-v3}^i)^2$	$\lambda^{i-k}$	0.0014 (0.0014)
智利對秘魯	$(\varepsilon_{t-v4}^j)^2$	$\lambda^{j-k}$	0.0001 (0.0015)

Panel D 東歐

	變數	參數	NDF
<b>哈薩克(i)</b>			
俄羅斯對哈薩克	$(\varepsilon_{t-v3}^j)^2$	$\lambda^{j-i}$	0.0000 (0.0001)
烏克蘭對哈薩克	$(\varepsilon_{t-v4}^k)^2$	$\lambda^{k-i}$	0.0002 (0.0003)
<b>俄羅斯(j)</b>			
哈薩克對俄羅斯	$(\varepsilon_{t-v3}^i)^2$	$\lambda^{i-j}$	0.0469* (0.0242)
烏克蘭對俄羅斯	$(\varepsilon_{t-v4}^k)^2$	$\lambda^{k-j}$	0.0317 (0.0312)
<b>烏克蘭(k)</b>			
哈薩克對烏克蘭	$(\varepsilon_{t-v3}^i)^2$	$\lambda^{i-k}$	0.3585*** (0.0395)
俄羅斯對烏克蘭	$(\varepsilon_{t-v4}^j)^2$	$\lambda^{j-k}$	0.0041*** (0.0008)

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

註 3：i、j、k 分別代表區域內三個國家

表 12 為各區域 DF 及 NDF 遠匯報酬動態相關之參數估計表，本研究使用共變異數參數估計來計算區域內各國之報酬動態相關。結果顯示，各區域皆得到向顯著參數估計結果。表示本研究使用 DCC GARCH 模型(Dynamic Conditional Correlation 動態條件相關係數 GARCH 模型)有其必要性。參數估計表中，參數 A 為區域內各國報酬標準差之交乘項估計，表示國家雙邊之間存在正向顯著共變異之交互影響。另外，參數 B 表示共變異數遞延期估計，結果呈現正向顯著的共變異持續性。本文結果顯示遠匯超額報酬的漲跌會與他國的報酬漲跌有共移性並且受到時間變化影響，也就是說，區域內三國之間彼此的遠匯超額報酬會互相影響，且這樣的交互影響具有持續性。

表 12 各區域動態相關係數之參數估計結果

動態相關係數	參數	DF	NDF
<b>Panel A 東北亞</b>			
	A	0.0010*** (0.0004)	0.0026*** (0.0007)
	B	0.9964*** (0.0011)	0.9954*** (0.0007)
<b>Panel B 東南亞</b>			
	A	0.0029*** (0.0006)	0.0035*** (0.0006)
	B	0.9941*** (0.0011)	0.9945*** (0.0006)
<b>Panel C 拉丁美洲</b>			
	A	.	0.0014** (0.0007)
	B	.	0.9918*** (0.0019)
<b>Panel D 東歐</b>			
動態相關係數	A	.	0.0024* (0.0014)
	B	.	0.9861*** (0.0156)

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

註 3：本研究未採用拉丁美洲與東歐區域 DF 資料，因此以.表示無資料

## 第五章 結論與建議

### 結論

隨著全球外匯市場不斷成長，DF 及 NDF 市場也成為國際上重要避險、套立及投機的交易市場，本研究針對遠匯市場與現貨市場的偏離所產生之超額報酬進行研究。透過最大概似估計(maximum likelihood estimation)、DCC GARCH 等實證模型估計出 DF 及 NDF 遠匯超額報酬之重要動態影響因素。同時，本研究提供對於 DF 及 NDF 遠匯超額報酬具預測能力之解釋變數，供投資人作為遠期外匯利差操作參考。

本研究針對東北亞(中國、韓國、台灣)、東南亞(印尼、馬來西亞、菲律賓)、拉丁美洲(巴西、智利、秘魯)及東歐市場(哈薩克、俄羅斯、烏克蘭)等新興市場國家之 DF 及 NDF 遠匯超額報酬之動態影響因素進行評估及研究。在樣本取得上，本研究受到市場匹配性的限制，在拉丁美洲及東歐區域較難取得同時擁有 DF 及 NDF 市場的國家資料。這兩個區域同屬新興市場，外匯交易以 NDF 為主，因此，本文對於拉丁美洲及東歐區域的研究忽略了 DF 市場，僅針對資料取得較容易且市場交易較活躍的 NDF 市場做探討。

本文針對 DF 及 NDF 市場遠期溢價期限結構對於遠匯超額報酬之解釋力做參數估計，觀察不同期限之 DF 及 NDF 遠期溢價對於各國之解釋力之優劣，同時觀察各區域中最具解釋力之市場為何。結果發現，

- (1) DF 遠期溢價對於遠匯超額報酬之解釋能力，不論是 DF 或 NDF 市場，在東北亞及東南亞二區域中，分別以韓國及以菲律賓最具預測能力。
- (2) 而 NDF 遠期溢價在東北亞、東南亞、拉丁美洲及東歐四個區域中，分別以中國、馬來西亞、秘魯、烏克蘭預測能力最佳。就期限結構來看，特別是 1 個月期 NDF 遠期溢價對於東南亞 DF、NDF 及拉丁美洲 NDF 遠匯超額報酬之解釋力顯著高於其他期限。
- (3) 綜合四個區域中 DF 及 NDF 遠匯超額報酬結果，NDF 遠期溢價預測能力高於 DF 遠期溢價；相對於 DF 遠超額報酬，NDF 遠匯超額報酬較容易被 DF 及 NDF 遠期溢價預測。整體來說 NDF 市場對於遠匯超額報酬皆較具解釋力。建議投資人參考 NDF 遠期溢價的動態變化在外匯遠期市場與現貨市場間操作，賺取超額報酬。
- (4) 另外，由於超額報酬可能具跨國傳導效果。為了更全面解釋 DF 及 NDF 遠匯超額

報酬之重要動態影響因素，本研究除了納入 DF 遠期溢價與 NDF 遠期溢價做解釋變數之外，另納入跨國遠匯超額報酬。實證結果發現，跨國超額報酬傳導參數多為正向顯著估計，表示區域內超額報酬跨國傳導機制顯著存在。

- (5) 而 UIP 理論表示國內外利差對於匯率具有影響力，因此，本文另納入國內外利差進行討論。利差參數估計也是多呈現顯著，就方向性來看，則是負向顯著數目多於正向顯著，其可能原因為，短期遠匯市場投機性較高，因此投資人較少進行拋補行為等避險策略，因此符合 UIP 預期。
- (6) 再來，本研究更進一步分析遠匯超額報酬之波動叢聚效應及報酬波動之跨國傳導效果。透過 ARCH 及 GARCH 參數觀察 DF 及 NDF 遠匯超額報酬波動受到自身國家新資訊及舊資訊衝擊的差異，同時觀察區域內報酬波動的跨國傳導效果。研究結果發現，新舊資訊皆會對自身國家遠匯超額報酬波動造成顯著衝擊效應。而在所有國家中都觀察到，不論在 DF 還是 NDF 市場，新資訊對自身國家遠匯超額報酬波動的衝擊大於舊資訊。而就跨國波動傳導來看，區域內國家兩兩間遠匯超額報酬的波動傳導機制相對薄弱。
- (7) 最後，本研究使用 DCC GARCH 模型來捕捉區域內三國之間的動態關聯性。研究結果發現，動態關聯參數估計結果多呈現顯著估計，表示區域內 DF 及 NDF 遠匯超額報酬的共變異程度會隨著時間改變。表示區域內三國不是獨立的個體，市場資訊衝擊其中一國時，會同時牽動另外兩國的報酬波動。

## 未來建議

本文探討 DF 及 NDF 市場遠匯超額報酬動態行為差異，由於各國現行金融法規對於 DF 及 NDF 投資人的身份限制仍相對較多，因此，考量實務操作面因素，建議未來研究能將交易成本納入討論。另外，本文實證結果發現 DF 及 NDF 市場的遠匯超額報酬存在顯著差異，此差異可能帶來套利機會，建議未來研究能針對 DF 及 NDF 遠匯超額報酬之差異及相對應的套利機制做更深入探討。



## 第六章 參考文獻

1. Ahmed, S., & Valente, G. (2015). Understanding the price of volatility risk in carry trades. *Journal of Banking & Finance*, 57, 118-129.
2. Andersen, T. G., Bollerslev, T., & Lange, S. (1999). Forecasting financial market volatility: Sample frequency vis-a-vis forecast horizon. *Journal of empirical finance*, 6(5), 457-477.
3. Aysun, U., & Lee, S. (2014). Can time-varying risk premiums explain the excess returns in the interest rate parity condition?. *Emerging Markets Review*, 18, 78-100.
4. Backus, D. K., Foresi, S., & Telmer, C. I. (2001). Affine term structure models and the forward premium anomaly. *The Journal of Finance*, 56(1), 279-304.
5. Baillie, R. T., & Bollerslev, T. (1994). The long memory of the forward premium. *Journal of International Money and Finance*, 13(5), 565-571.
6. Baillie, R. T., & Bollerslev, T. (2000). The forward premium anomaly is not as bad as you think. *Journal of International Money and Finance*, 19(4), 471-488.
7. Baillie, R. T., & Cho, D. (2014). Time variation in the standard forward premium regression: Some new models and tests. *Journal of Empirical Finance*, 29, 52-63.
8. Baillie, R. T., & Kilic, R. (2006). Do asymmetric and nonlinear adjustments explain the forward premium anomaly?. *Journal of International Money and Finance*, 25(1), 22-47.
9. Bakshi, G., & Panayotov, G. (2013). Predictability of currency carry trades and asset pricing implications. *Journal of Financial Economics*, 110(1), 139-163.
10. Bansal, R. (1997). An exploration of the forward premium puzzle in currency markets. *The Review of Financial Studies*, 10(2), 369-403.
11. Bekaert, G., & Harvey, C. R. (1995). Time-varying world market integration. *The Journal of Finance*, 50(2), 403-444.
12. Bekaert, G., & Hodrick, R. J. (1993). On biases in the measurement of foreign exchange risk premiums. *Journal of International Money and Finance*, 12(2), 115-138.
13. Berk, J. M., & Knot, K. H. (2001). Testing for long horizon UIP using PPP-based exchange rate expectations. *Journal of banking & finance*, 25(2), 377-391.
14. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
15. Bollerslev, T., Engle, R. F., & Nelson, D. B. (1994). ARCH models. *Handbook of econometrics*, 4, 2959-3038.

16. Boschen, J. F., & Smith, K. J. (2016). The uncovered interest rate parity anomaly and trading activity by non-dealer financial firms. *International Review of Economics & Finance*, 45, 333-342.
17. Brunnermeier, M. K. (2009). Deciphering the liquidity and credit crunch 2007–2008. *The Journal of economic perspectives*, 23(1), 77-100.
18. Brunnermeier, M. K. (2009). Financial crisis: mechanism, prevention and management. *Macroeconomic stability and financial regulation: key issue for the G20*, 91-104.
19. Burnside, C., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2007). The returns to currency speculation in emerging markets. *National Bureau of Economic Research*.
20. Burnside, C., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2012). Understanding the profitability of currency-trading strategies. *NBER Reporter*; (3), 10-14.
21. Clarida, R. H., & 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.
22. Clarida, R. H., Sarno, L., Taylor, M. P., & Valente, G. (2003). The out-of-sample success of term structure models as exchange rate predictors: a step beyond. *Journal of International Economics*, 60(1), 61-83.
23. Colavecchio, R., & Funke, M. (2009). Volatility dependence across Asia-Pacific onshore and offshore currency forwards markets. *Journal of Asian Economics*, 20(2), 174-196.
24. Cumby, R. E., & Huizinga, J. (1992). Investigating the correlation of unobserved expectations: Expected returns in equity and foreign exchange markets and other examples. *Journal of Monetary Economics*, 30(2), 217-253.
25. De Zwart, G., Markwat, T., Swinkels, L., & van Dijk, D. (2009). The economic value of fundamental and technical information in emerging currency markets. *Journal of International Money and Finance*, 28(4), 581-604.
26. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
27. Ding, Z., & Granger, C. W. (1996). Modeling volatility persistence of speculative returns: a new approach. *Journal of econometrics*, 73(1), 185-215.
28. Ding, Z., Granger, C. W., & Engle, R. F. (1993). A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of empirical finance*, 1(1), 83-106.

29. Dobrynskaya, V. (2014). Downside market risk of carry trades. *Review of Finance*, 18(5), 1885-1913.
30. Domowitz, I., & Hakkio, C. S. (1985). Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market. *Journal of international Economics*, 19(1-2), 47-66.
31. Doukas, J. A., & Zhang, H. (2013). The performance of NDF carry trades. *Journal of International Money and Finance*, 36, 172-190.
32. Dupuy, P. (2015). The tail risk premia of the carry trades. *Journal of International Money and Finance*, 59, 123-145.
33. Elton, E. J., Gruber, M. J., Blake, C. R., Krasny, Y., & Ozelge, S. O. (2010). The effect of holdings data frequency on conclusions about mutual fund behavior. *Journal of Banking & Finance*, 34(5), 912-922.
34. Engel, C. (1996). The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence. *Journal of empirical finance*, 3(2), 123-192.
35. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
36. Engle, R. F., & Bollerslev, T. (1986). Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric reviews*, 5(1), 1-50.
37. Engle, R. F., Lilien, D. M., & Robins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: the ARCH-M model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 391-407.
38. Fama, E. F. (1984). Forward and spot exchange rates. *Journal of monetary economics*, 14(3), 319-338.
39. Fama, E. F., & Bliss, R. R. (1987). The information in long-maturity forward rates. *The American Economic Review*, 680-692.
40. Flannery, M. J. (1986). Asymmetric information and risky debt maturity choice. *The Journal of Finance*, 41(1), 19-37.
41. Flood, R. P., & Rose, A. K. (2002). Uncovered interest parity in crisis. *IMF staff papers*, 252-266.
42. French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of financial Economics*, 19(1), 3-29.
43. Frenkel, J. A. (1981). The collapse of purchasing power parities during the

- 1970's. *European Economic Review*, 16(1), 145-165.
44. Froot, K. A., & Frankel, J. A. (1989). Forward discount bias: Is it an exchange risk premium?. *The Quarterly Journal of Economics*, 104(1), 139-161.
  45. Froot, K. A., & Thaler, R. H. (1990). Anomalies: foreign exchange. *The Journal of Economic Perspectives*, 4(3), 179-192.
  46. Glosten, L. R., & Milgrom, P. R. (1985). Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of financial economics*, 14(1), 71-100.
  47. Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
  48. Hall, A., H. Anderson, and Clive W.J. Granger, (1992). A cointegration analysis of treasury bill yields. *The Review of Economics and Statistics* 74, 116-126.
  49. Hansen, L. P., & Hodrick, R. J. (1980). Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *Journal of Political Economy*, 88(5), 829-853.
  50. Hodrick, R. J., & Srivastava, S. (1984). An investigation of risk and return in forward foreign exchange. *Journal of International Money and Finance*, 3(1), 5-29.
  51. Hodrick, R. J., & Srivastava, S. (1987). Foreign currency futures. *Journal of International Economics*, 22(1-2), 1-24.
  52. Laopodis, Nikiforos-Themistocles. "Asymmetric volatility spillovers in deutsche mark exchange rates." *Journal of Multinational Financial Management* 8.4 (1998): 413-430.
  53. Longworth, D. (1981). Testing the Efficiency of the Canadian-US Exchange Market under the Assumption of no Risk Premium. *The journal of Finance*, 36(1), 43-49.
  54. Lustig, H., Roussanov, N., & Verdelhan, A. (2011). Common risk factors in currency markets. *The Review of Financial Studies*, 24(11), 3731-3777.
  55. Lyons, R. K. (2001). New Perspective on FX Markets: Order-Flow Analysis. *International Finance*, 4(2), 303-320.
  56. MacDonald, R. and I.W. Marsh (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, 99–111.
  57. MacDonald, R., & 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.
58. Maheu, J. M., & McCurdy, T. H. (2011). Do high-frequency measures of volatility improve forecasts of return distributions?. *Journal of Econometrics*, 160(1), 69-76.
  59. Mark, N. C., & Moh, Y. K. (2007). Official interventions and the forward premium anomaly. *Journal of Empirical Finance*, 14(4), 499-522.
  60. Maynard, A., & Phillips, P. C. (2001). Rethinking an old empirical puzzle: econometric evidence on the forward discount anomaly. *Journal of applied econometrics*, 16(6), 671-708.
  61. McCallum, B. T. (1994). Monetary policy and the term structure of interest rates(No. w4938). *National Bureau of Economic Research*.
  62. McCauley, R. N., & Scatigna, M. (2011). Foreign exchange trading in emerging currencies: more financial, more offshore. *BIS Quarterly Review*.
  63. Melecky, M. (2008), A Structural investigation of third-currency shocks to bilateral exchange rates. *International Finance 11*, 19-48.
  64. Melvin, M., & Taylor, M. P. (2009). The crisis in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 28(8), 1317-1330.
  65. Menkhoff, L., Sarno, L., Schmeling, M., & Schrimpf, A. (2012). Carry trades and global foreign exchange volatility. *The Journal of Finance*, 67(2), 681-718.
  66. Mihaljek, D., & Packer, F. (2010). Derivatives in emerging markets.
  67. Misra, S., & Behera, H. (2006). Non deliverable foreign exchange forward market: An overview. *Reserve Bank of India Occasional Papers*, 27(3), 25-55.
  68. Moore, M. J., & Roche, M. J. (2012). When does uncovered interest parity hold?. *Journal of International Money and Finance*, 31(4), 865-879.
  69. Morey, M. R., & Simpson, M. W. (2001). Predicting foreign exchange directional moves: Can simple fundamentals help?. *The Journal of Investing*, 10(1), 43-51.
  70. Narayan, P. K., & 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. Narayan, P. K., Narayan, S., & Sharma, S. S. (2013). An analysis of commodity markets: what gain for investors?. *Journal of Banking & Finance*, 37(10), 3878-3889.
  72. Nishigaki, H. (2007). Relationship between the yen carry trade and the related financial variables. *Economics Bulletin*, 13(2), 1-7.

73. 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.
74. Pagan, A. R., & Schwert, G. W. (1990). Alternative models for conditional stock volatility. *Journal of econometrics*, 45(1), 267-290.
75. Cumby, R. E., Huizinga, J., & Obstfeld, M. (1983). Two-step two-stage least squares estimation in models with rational expectations. *Journal of econometrics*, 21(3), 333-355.
76. Roll, R. (1984). A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market. *The Journal of finance*, 39(4), 1127-1139.
77. Sarno, L., & Valente, G. (2006). Deviations from purchasing power parity under different exchange rate regimes: Do they revert and, if so, how?. *Journal of Banking & Finance*, 30(11), 3147-3169.
78. Sercu, P., & Wu, X. (1997). The information content in bond model residuals: An empirical study on the Belgian bond market. *Journal of Banking & Finance*, 21(5), 685-720.
79. Sercu, P., Uppal, R., & 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.
80. Van Tol, M. R., & Wolff, C. C. (2005). Forecasting the spot exchange rate with the term structure of forward premia: Multivariate threshold cointegration. *CEPR Discussion Paper No. 4958*.
81. Wang, K. L., Fawson, C., Chen, M. L., & Wu, A. C. (2014). Characterizing information flows among spot, deliverable forward and non-deliverable forward exchange rate markets: A cross-country comparison. *Pacific-Basin Finance Journal*, 27, 115-137.
82. Wang, X., Yang, J. H., Wang, K. L., & Fawson, C. (2017). Dynamic information spillovers in intraregionally-focused spot and forward currency markets. *Journal of International Money and Finance*, 71, 78-110.
83. Wolff, C. C. (2000). Measuring the forward foreign exchange risk premium: multi-country evidence from unobserved components models. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10(1), 1-8.
84. Zerihun, M. F., & Breitenbach, M. C. (2016). Nonlinear approaches in testing PPP:

Evidence from Southern African development community. *Economic Modelling*, 56, 162-167.

85. Zhang, Z., & Shinki, K. (2007). Extreme co-movements and extreme impacts in high frequency data in finance. *Journal of Banking & Finance*, 31(5), 1399-1415.

## 附錄

表 1 東北亞 DF 遠匯超額報酬參數估計結果

條件平均數	變數	參數	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)
截距項	$c$	$c$	0.0684** (0.0273)	1.0071*** (0.1085)	0.4343*** (0.0582)
遠期溢價	$DFP_{1,t}$	$\theta_1$	-3.6865 (4.5111)	-0.3259** (0.1515)	0.1466 (0.1708)
	$DFP_{2,t}$	$\theta_2$	6.1871 (4.0484)	0.3438*** (0.1202)	-1.0986** (0.4992)
	$DFP_{3,t}$	$\theta_3$	8.8955*** (3.2687)	-0.4424*** (0.0543)	0.0094 (0.4609)
	$DFP_{4,t}$	$\theta_4$	-1.0580 (0.9584)	0.4017*** (0.0539)	0.0701 (0.2890)
	$NDFP_{1,t}$	$\phi_1$	-5.2199*** (0.9478)	0.0668 (0.0735)	-1.8511*** (0.5970)
	$NDFP_{2,t}$	$\phi_2$	0.4105 (2.2755)	0.0450 (0.0868)	2.2136*** (0.6864)
	$NDFP_{3,t}$	$\phi_3$	16.3912*** (1.8689)	0.0161 (0.0777)	-0.4160 (0.3032)
	$NDFP_{4,t}$	$\phi_4$	-12.3850*** (0.5480)	-0.1189*** (0.0436)	-0.1092 (0.1695)
超額報酬跨國傳導	$z_{t+1}^j$	$\gamma_1^{j-i}$	-0.0116 (0.0202)		
	$z_{t+1}^k$	$\gamma_1^{k-i}$	0.1736*** (0.0091)		
	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{i-j}$		-0.2135*** (0.0540)	
	$z_{t+1}^k$	$\gamma_1^{k-j}$		1.4245*** (0.0297)	
	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{i-k}$			0.2808*** (0.0196)
	$z_{t+1}^j$	$\gamma_1^{j-k}$			0.3001*** (0.0063)
利差	$(r_t - r_t^*)_{t-1}$	$\beta$	0.0104 (0.0070)	-0.9697*** (0.1127)	-1.0653*** (0.0564)
自我序列相關遞延項	$(z_{t+1}^i)_{t-1}$	$\gamma_1^{i-i}$	0.9287*** (0.0319)		



表 1 東北亞 DF 遠匯超額報酬參數估計結果(續)

條件平均數	變數	參數	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)
自我序列相關遞延項	$(z_{t+1}^i)_{t-2}$	$\gamma_2^{i-i}$	-0.0515 (0.0422)		
	$(z_{t+1}^i)_{t-3}$	$\gamma_3^{i-i}$	0.0679** (0.0293)		
	$(z_{t+1}^j)_{t-1}$	$\gamma_1^{j-j}$		0.9816*** (0.0279)	
	$(z_{t+1}^j)_{t-4}$	$\gamma_4^{j-j}$		-0.0124 (0.0283)	
	$(z_{t+1}^k)_{t-1}$	$\gamma_1^{k-k}$			0.9064*** (0.0140)
條件變異數	變數	參數	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)
	$g$	$g$	0.1105*** (0.0238)	2.7295*** (0.5087)	0.5041*** (0.0778)
	$h_{t-v}^i$	$\beta_{v1}$	0.2104*** (0.0435)	0.2870*** (0.0516)	0.2998*** (0.0536)
	$(\varepsilon_{t-v2}^j)^2$	$\alpha_{v2}$	0.6896*** (0.0435)	0.5840*** (0.0719)	0.6002*** (0.0536)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-i}$	0.0008** (0.0004)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-i}$	0.0148*** (0.0038)		
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i-j}$		0.0936 (0.1141)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-j}$		0.2390** (0.1199)	
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{i-k}$			-0.0024 (0.0176)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-k}$			0.0036 (0.0027)
條件變異數	變數	參數	a	b	
動態相關係數			0.0010*** (0.0004)	0.9964*** (0.0011)	

註 1：表中( )內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

註 3：i、j、k 分別代表區域內三個國家

表 2 東南亞 DF 遠匯超額報酬參數估計結果

條件平均數	變數	參數	印尼(i)	馬來西亞(j)	菲律賓(k)
截距項	$c$	$c$	-1.9428*** (0.0591)	0.0827** (0.0364)	0.2670*** (0.0378)
遠期溢價	$DFP_{1,t}$	$\theta_1$	-0.0028 (0.0024)	-29.4401 (31.2590)	-0.8855 (0.6727)
	$DFP_{2,t}$	$\theta_2$	-0.0009 (0.0018)	-34.5940* (18.9952)	2.2159*** (0.6663)
	$DFP_{3,t}$	$\theta_3$	0.0011 (0.0010)	-1.2428 (7.3907)	-0.9453*** (0.3584)
	$DFP_{4,t}$	$\theta_4$	0.0000 (0.0004)	19.3009*** (2.8969)	0.3049** (0.1411)
	$NDFP_{1,t}$	$\phi_1$	0.0025*** (0.0007)	-44.4048*** (9.1955)	0.5044*** (0.1197)
	$NDFP_{2,t}$	$\phi_2$	0.0017 (0.0011)	51.6911*** (8.5564)	0.7873** (0.3462)
	$NDFP_{3,t}$	$\phi_3$	-0.0068*** (0.0005)	12.1529*** (3.8519)	1.1746** (0.4700)
	$NDFP_{4,t}$	$\phi_4$	0.0036*** (0.0003)	-10.9664*** (3.3584)	-1.4929*** (0.1861)
超額報酬跨國傳導	$z_{t+1}^j$	$\gamma_1^{j-i}$	0.2879*** (0.0099)		
	$z_{t+1}^k$	$\gamma_1^{k-i}$	0.1007*** (0.0108)		
	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{i-j}$		0.1993*** (0.0084)	
	$z_{t+1}^k$	$\gamma_1^{k-j}$		0.4284*** (0.0125)	
	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{i-k}$			0.2610*** (0.0105)
	$z_{t+1}^j$	$\gamma_1^{j-k}$			0.1379*** (0.0092)
	利差	$(r_t - r_t^*)_{t-1}$	$\beta$	0.2847*** (0.0175)	-0.2938*** (0.0479)
自我序列相關遞延項	$(z_{t+1}^i)_{t-1}$	$\gamma_1^{i-i}$	0.9740*** (0.0211)		
	$(z_{t+1}^i)_{t-4}$	$\gamma_4^{i-i}$	0.0062 (0.0337)		

表 2 東南亞 DF 遠匯超額報酬參數估計結果(續)

條件平均數	變數	參數	印尼(i)	馬來西亞(j)	菲律賓(k)
自我序列相關遞延項	$(z_{t+1}^i)_{t-5}$	$\gamma_5^{i-i}$	-0.0370 (0.0310)		
	$(z_{t+1}^j)_{t-1}$	$\gamma_1^{j-j}$		0.9784*** (0.0252)	
	$(z_{t+1}^j)_{t-2}$	$\gamma_2^{j-j}$		-0.03469 (0.0268)	
	$(z_{t+1}^j)_{t-4}$	$\gamma_4^{j-j}$		0.0220 (0.0169)	
	$(z_{t+1}^k)_{t-1}$	$\gamma_1^{k-k}$			0.9372*** 0.0223
	$(z_{t+1}^k)_{t-2}$	$\gamma_2^{k-k}$			(0.0130) 0.0220
條件變異數	變數	參數	印尼(i)	馬來西亞(j)	菲律賓(k)
	$g$	$g$	0.9670*** (0.0983)	1.4129*** (0.1932)	1.4250*** (0.1926)
	$h_{t-v}^i$	$\beta_{v1}$	0.2233*** (0.0339)	0.2412*** (0.0407)	0.2938*** (0.0410)
	$(\varepsilon_{t-v2}^i)^2$	$\alpha_{v2}$	0.6767*** (0.0339)	0.6588*** (0.0407)	0.6062*** (0.0410)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-i}$	0.0044 (0.0030)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-i}$	0.0008 (0.0015)		
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{i-j}$		0.0017 (0.0016)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-j}$		0.0050 (0.0055)	
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{i-k}$			0.0041 (0.0028)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-k}$			0.0087 (0.0061)
條件共變異數	變數	參數	a	b	
動態相關係數			0.0029*** (0.0006)	0.9941*** (0.0011)	

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

註 3：i、j、k 分別代表區域內三個國家

表 3 東北亞 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果

條件平均數	變數	參數	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)
截距項	$c$	$c$	0.0237 (0.0316)	0.4733*** (0.1039)	0.5724*** (0.0702)
遠期溢價	$DFP_{1,t}$	$\theta_1$	-23.0104*** (4.5320)	-0.0362 (0.1556)	-0.2245 (0.1955)
	$DFP_{2,t}$	$\theta_2$	13.1265*** (4.1811)	0.1880 (0.1177)	0.3778 (0.6388)
	$DFP_{3,t}$	$\theta_3$	5.9695* (3.4342)	-0.2264*** (0.0470)	-0.0977** (0.5610)
	$DFP_{4,t}$	$\theta_4$	-1.0971 (1.0207)	0.2276*** (0.0468)	0.8291** (0.3282)
	$NDFP_{1,t}$	$\phi_1$	13.2635*** (1.2028)	-0.0565 (0.0615)	0.2896 (0.2583)
	$NDFP_{2,t}$	$\phi_2$	-6.9943** (2.7514)	0.2095*** (0.0708)	2.2202*** (0.4819)
	$NDFP_{3,t}$	$\phi_3$	21.7538*** (2.2149)	-0.1953*** (0.0627)	-2.0063*** (0.3891)
	$NDFP_{4,t}$	$\phi_4$	-13.7025*** (0.6531)	0.0010 (0.0414)	0.2567* (0.1318)
	超額報酬跨國傳導	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{i-i}$	-0.0325*** (0.0050)	
$z_{t+1}^k$		$\gamma_1^{k-i}$	0.1963*** (0.0098)		
$z_{t+1}^i$		$\gamma_1^{i-j}$		0.4070*** (0.0386)	
$z_{t+1}^k$		$\gamma_1^{k-j}$		1.1642*** (0.0295)	
$z_{t+1}^i$		$\gamma_1^{i-k}$			0.3063*** (0.0072)
$z_{t+1}^j$		$\gamma_1^{j-k}$			-0.0240 (0.0176)
利差		$(r_t - r_t^*)_{t-1}$	$\beta$	0.0278*** (0.0080)	-0.6052*** (0.1150)
自我序列相關遞延項	$(z_{t+1}^i)_{t-1}$	$\gamma_1^{i-i}$	0.9958*** (0.0407)		
	$(z_{t+1}^i)_{t-2}$	$\gamma_2^{i-i}$	-0.0900* (0.0487)		
	$(z_{t+1}^i)_{t-3}$	$\gamma_3^{i-i}$	0.0587* (0.0330)		
	$(z_{t+1}^j)_{t-1}$	$\gamma_1^{j-j}$		0.9557*** (0.0247)	
	$(z_{t+1}^j)_{t-3}$	$\gamma_3^{j-j}$		0.0698** (0.0345)	

表 3 東北亞 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果(續)

條件平均數	變數	參數	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)
自我序列相關遞延項	$(z_{t+1}^j)_{t-4}$	$\gamma_4^{j-j}$		-0.0651** (0.0288)	
	$(z_{t+1}^k)_{t-1}$	$\gamma_1^{k-k}$			0.9858*** (0.0383)
	$(z_{t+1}^k)_{t-2}$	$\gamma_2^{k-k}$			-0.0421 (0.0349)
條件變異數	變數	參數	中國(i)	韓國(j)	台灣(k)
	$g$	$g$	0.1148*** (0.0246)	3.0218*** (0.5022)	0.7640*** (0.1228)
	$h_{t-v1}^i$	$\beta_{v1}$	0.3037*** (0.0433)	0.3102*** (0.0603)	0.2630*** (0.0556)
	$(\varepsilon_{t-v2}^j)^2$	$\alpha_{v2}$	0.5963*** (0.0433)	0.5590*** (0.0722)	0.6331*** (0.0903)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-i}$	0.0008 (0.0007)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-i}$	0.0109** (0.0053)		
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{i-j}$		-0.0789 (0.0514)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-j}$		0.1311* (0.0685)	
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{i-k}$			0.0644* (0.0350)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-k}$			0.0064 (0.0039)
條件共變異數	變數	參數	a	b	
動態相關係數			0.0026*** (0.0007)	0.9954*** (0.0007)	

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

註 3：i、j、k 分別代表區域內三個國家

表 4 東南亞 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果

條件平均數	變數	參數	印尼(i)	馬來西亞(j)	菲律賓(k)
截距項	$c$	$c$	-1.3780*** (0.0851)	-0.0977*** (0.0377)	0.2153*** (0.0406)
遠期溢價	$DFP_{1,t}$	$\theta_1$	-0.0145*** (0.0033)	-48.0492* (27.2967)	-1.0910* (0.5874)
	$DFP_{2,t}$	$\theta_2$	0.0081*** (0.0022)	-26.1002 (18.6595)	2.4398*** (0.6580)
	$DFP_{3,t}$	$\theta_3$	-0.0076*** (0.0014)	-13.8064* (7.5710)	-0.9200** (0.3656)
	$DFP_{4,t}$	$\theta_4$	0.0013* (0.0007)	22.3879*** (3.1540)	0.1920 (0.1473)
	$NDFP_{1,t}$	$\phi_1$	0.0030*** (0.0010)	-3.5012** (1.5794)	0.4779*** (0.1179)
	$NDFP_{2,t}$	$\phi_2$	-0.0001 (0.0014)	-96.2307*** (8.7878)	-0.1791 (0.3669)
	$NDFP_{3,t}$	$\phi_3$	-0.0003 (0.0008)	140.5047*** (12.5370)	1.8477*** (0.5068)
	$NDFP_{4,t}$	$\phi_4$	0.0016*** (0.0004)	-46.6472*** (4.7222)	-1.2645*** (0.2107)
超額報酬跨國傳導	$z_{t+1}^j$	$\gamma_1^{j-i}$	0.2271*** (0.0118)		
	$z_{t+1}^k$	$\gamma_1^{k-i}$	0.1523*** (0.0122)		
	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{i-j}$		0.1745*** (0.0092)	
	$z_{t+1}^k$	$\gamma_1^{k-j}$		0.4495*** (0.0137)	
	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{i-k}$			0.2518*** (0.0107)
	$z_{t+1}^j$	$\gamma_1^{j-k}$			0.1685*** (0.0109)
利差	$(r_t - r_t^*)_{t-1}$	$\beta$	0.2857*** (0.0231)	-0.0218 (0.0417)	-0.1302*** (0.0177)
自我序列相關遞延項	$(z_{t+1}^i)_{t-1}$	$\gamma_1^{i-i}$	0.9488*** (0.0168)		
	$(z_{t+1}^j)_{t-1}$	$\gamma_1^{j-j}$		0.9744*** (0.0300)	
	$(z_{t+1}^j)_{t-2}$	$\gamma_2^{j-j}$		-0.0298 (0.0260)	
	$(z_{t+1}^k)_{t-1}$	$\gamma_1^{k-k}$			0.9510*** (0.0111)
條件變異數	變數	參數	印尼(i)	馬來西亞(j)	菲律賓(k)
	$g$	$g$	0.9544*** (0.1183)	1.6251*** (0.2220)	1.4056*** (0.1773)

表 4 東南亞 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果(續)

條件變異數	變數	參數	印尼(i)	馬來西亞(j)	菲律賓(k)
	$h_{t-1}^i$	$\beta_{v1}$	0.4374*** (0.0299)	0.3396*** (0.0417)	0.3531*** (0.0390)
	$(\varepsilon_{t-2}^i)^2$	$\alpha_{v2}$	0.4626*** (0.0299)	0.5604*** (0.0417)	0.5469*** (0.0390)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-i}$	0.0051 (0.0050)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-i}$	-0.0054 (0.0037)		
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i-j}$		0.0035 (0.0029)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-j}$		0.0035 (0.0063)	
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{i-k}$			0.0052* (0.0030)
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{j-k}$			0.0131* (0.0072)
<b>條件共變異數</b>	<b>變數</b>	<b>參數</b>	<b>a</b>	<b>b</b>	
動態相關係數			0.0035*** (0.0006)	0.9945*** (0.0006)	

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

註 3：i、j、k 分別代表區域內三個國家

表 5 拉丁美洲 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果

條件平均數	變數	參數	巴西(i)	智利(j)	秘魯(k)
截距項	$c$	$c$	-0.6300*** (0.1894)	0.1925*** (0.0544)	0.2235*** (0.0178)
遠期溢價	$NDFP_{1,t}$	$\phi_1$	-65.1621*** (6.0581)	-0.5503*** (0.0586)	38.6002*** (3.7531)
	$NDFP_{2,t}$	$\phi_2$	58.2480*** (5.2795)	0.1737 (0.1150)	14.9588*** (3.3796)
	$NDFP_{3,t}$	$\phi_3$	-17.2425 (10.5560)	0.5044*** (0.0905)	-2.5818 (3.9542)
	$NDFP_{4,t}$	$\phi_4$	0.6527 (1.8887)	-0.2259*** (0.0274)	-7.0497*** (1.4564)
超額報酬跨國傳導	$z_{t+1}^j$	$\gamma_1^{j-i}$	0.3435*** (0.0172)		
	$z_{t+1}^k$	$\gamma_1^{k-i}$	0.5364*** (0.0366)		
	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{i-j}$		0.1920*** (0.0076)	
	$z_{t+1}^k$	$\gamma_1^{k-j}$		0.4706*** (0.0244)	
	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{i-k}$		0.0000 (0.0000)	0.0273*** (0.0035)
	$z_{t+1}^j$	$\gamma_1^{j-k}$		0.0000 (0.0000)	0.0837*** (0.0052)
利差	$(r_t - r_t^*)_{t-1}$	$\beta$	0.1345*** (0.0256)	-0.1132** (0.0279)	0.0116 (0.0086)
自我序列相關遞延項	$(z_{t+1}^i)_{t-1}$	$\gamma_1^{i-i}$	0.9841*** (0.0270)		
	$(z_{t+1}^i)_{t-2}$	$\gamma_2^{i-i}$	-0.0322 (0.0281)		
	$(z_{t+1}^i)_{t-5}$	$\gamma_5^{i-i}$	-0.0462 (0.0284)		
	$(z_{t+1}^i)_{t-6}$	$\gamma_6^{i-i}$	0.0443* (0.0267)		
	$(z_{t+1}^j)_{t-1}$	$\gamma_1^{j-j}$		1.0647*** (0.0223)	
	$(z_{t+1}^j)_{t-2}$	$\gamma_2^{j-j}$		-0.0871*** (0.0250)	
	$(z_{t+1}^j)_{t-4}$	$\gamma_4^{j-j}$		-0.0349*** (0.0150)	
	$(z_{t+1}^k)_{t-1}$	$\gamma_1^{k-k}$			0.9380*** (0.0317)
	$(z_{t+1}^k)_{t-2}$	$\gamma_2^{k-k}$			0.0212 (0.0336)



表 5 拉丁美洲 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果(續)

條件變異數	變數	參數	巴西(i)	智利(j)	秘魯(k)
	$g$	$g$	7.3645*** (0.8130)	3.5216*** (0.4157)	0.4224*** (0.0440)
	$h_{t-v}^i$	$\beta_{v1}$	0.1666*** (0.0322)	0.1206*** (0.0261)	0.2721*** (0.0296)
	$(\varepsilon_{t-v2}^i)^2$	$\alpha_{v2}$	0.7334*** (0.0322)	0.7655*** (0.0777)	0.6279*** (0.0296)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-i}$	0.0521*** (0.0188)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-i}$	0.0323 (0.0473)		
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{i-j}$		0.0051 (0.0056)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-j}$		0.0601*** (0.0203)	
	$(\varepsilon_{t-1}^i)^2$	$\lambda^{i-k}$			0.0014 (0.0014)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-k}$			0.0001 (0.0015)
條件共變異數	變數	參數	a	b	
動態相關係數			0.0014** (0.0007)	0.9918*** (0.0019)	

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 10%、5%、1%之顯著水準

註 3：i、j、k 分別代表區域內三個國家

表 6 東歐 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果

條件平均數	變數	參數	哈薩克(i)	俄羅斯(j)	烏克蘭(k)
截距項	$c$	$c$	0.0215 (0.0182)	-0.2008 (0.1322)	0.1060*** (0.0245)
遠期溢價	$NDFP_{1,t}$	$\phi_1$	-0.0148 (0.0123)	1.3533** (0.5819)	-2.7749*** (0.1774)
	$NDFP_{2,t}$	$\phi_2$	0.0611*** (0.0098)	-0.9736 (0.9677)	1.7265*** (0.2071)
	$NDFP_{3,t}$	$\phi_3$	0.0469*** (0.0067)	-4.4929*** (0.5329)	0.8362*** (0.1359)
	$NDFP_{4,t}$	$\phi_4$	-0.0202*** (0.0017)	3.3561*** (0.1542)	0.0833* (0.0469)
超額報酬跨國傳導	$z_{t+1}^j$	$\gamma_1^{j-i}$	0.0086*** (0.0032)		
	$z_{t+1}^k$	$\gamma_1^{k-i}$	-0.0325*** (0.0017)		
	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{j-j}$		-0.0618*** (0.0059)	
	$z_{t+1}^k$	$\gamma_1^{k-j}$		0.3010*** (0.0134)	
	$z_{t+1}^i$	$\gamma_1^{j-k}$			0.0470*** (0.0036)
	$z_{t+1}^j$	$\gamma_1^{j-k}$			-0.0355* (0.0160)
利差	$(r_t - r_t^*)_{t-1}$	$\beta$	0.0062*** (0.0015)	-0.2081*** (0.0322)	-0.0128*** (0.0012)
自我序列相關遞延項	$(z_{t+1}^i)_{t-1}$	$\gamma_1^{j-i}$	0.9019*** (0.0153)		
	$(z_{t+1}^i)_{t-4}$	$\gamma_4^{j-i}$	0.0443 (0.0286)		
	$(z_{t+1}^i)_{t-5}$	$\gamma_5^{j-i}$	-0.0248 (0.0226)		
	$(z_{t+1}^j)_{t-1}$	$\gamma_1^{j-j}$		1.0107*** (0.0237)	
	$(z_{t+1}^j)_{t-2}$	$\gamma_2^{j-j}$		-0.0503 (0.0317)	
	$(z_{t+1}^j)_{t-3}$	$\gamma_3^{j-j}$		0.0007 (0.0305)	

表 6 東歐 NDF 遠匯超額報酬參數估計結果(續)

條件平均數	變數	參數	哈薩克(i)	俄羅斯(j)	烏克蘭(k)
	$(z_{t+1}^j)_{t-4}$	$\gamma_4^{j-j}$		-0.0405 (0.0308)	
	$(z_{t+1}^j)_{t-5}$	$\gamma_5^{j-j}$		0.0428* (0.0225)	
	$(z_{t+1}^k)_{t-1}$	$\gamma_1^{k-k}$			0.8897*** (0.0123)
	$(z_{t+1}^k)_{t-3}$	$\gamma_3^{k-k}$			0.0690*** (0.0225)
	$(z_{t+1}^k)_{t-4}$	$\gamma_4^{k-k}$			0.0823*** (0.0225)
	$(z_{t+1}^k)_{t-6}$	$\gamma_6^{k-k}$			-0.1024*** (0.0099)
條件變異數	變數	參數	哈薩克(i)	俄羅斯(j)	烏克蘭(k)
	$g$	$g$	0.1161*** (0.0170)	7.7471*** (0.9327)	0.0969*** (0.0202)
	$h_{t-v1}^i$	$\beta_{v1}$	0.2307*** (0.0212)	0.0552* (0.0283)	0.3494*** (0.0288)
	$(\varepsilon_{t-v2}^i)^2$	$\alpha_{v2}$	0.6693*** (0.0212)	0.8408*** (0.1113)	0.5506*** (0.0288)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-i}$	0.0000 (0.0001)		
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-i}$	0.0002 (0.0003)		
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{i-j}$		0.0469* (0.0242)	
	$(\varepsilon_{t-1}^k)^2$	$\lambda^{k-j}$		0.0317 (0.0312)	
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{i-k}$			0.3585*** (0.0395)
	$(\varepsilon_{t-1}^j)^2$	$\lambda^{j-k}$			0.0041*** (0.0008)
條件共變異數	變數		a	b	
動態相關係數			0.0024* (0.0014)	0.9861*** (0.0156)	

註 1：表中()內數字為估計參數之標準誤

註 2：表中分別以\*、\*\*、\*\*\*代表估計參數在 1%、5%、10%之顯著水準

註 3：i、j、k 分別代表區域內三個國家