

東海大學管理學院財務金融研究所  
碩士在職專班論文

無本金交割遠期外匯市場預測能力之探討：  
以台灣、韓國、中國大陸為例

A Study on the Forecasting Ability of Non-Delivery Forward  
Exchange Markets: Evidences for Taiwan, Korea and China

指導教授：王凱立 博士

研究生：林小琪

中華民國 103 年 06 月

# 東海大學碩士在職專班學位論文 學位考試委員審定書

本校 財務金融研究所 碩士在職專班 林小琪 君

所提之論文(中文)：無本金交割遠期外匯市場預測能力之探討：

以台灣、韓國、中國大陸為例

(英文)：A Study on the Forecasting Ability of

Non-Delivery Forward Exchange Markets:

Evidences for Taiwan , Korea and China

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

學位考試委員會

召集人

楊慶為

考試委員

王崑立

(指導教授)

徐啟升

林豐智

洪堯勳

系所主任

張 彥 和

中華民國 103 年 6 月 19 日

東海大學  
財務金融學系  
碩士論文學術倫理聲明書

本人 林小瑛 (學號: 601447011)

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 林小瑛 (簽名)

中華民國 103 年 7 月 29 日

## 誌謝

凡走過必留下痕跡。我相信人生中所經歷的每個階段都具有意義和價值，在面對所選擇的結果時，只要能以正向、積極的態度與專注、用心的付出，所擁有的將會超乎預期。選擇比努力還重要，我再度踏入校園，選擇東海財金，在兩年的碩士生涯中，讓我深刻體會到嚴謹態度和用心堅持是做好每件事情的關鍵要素，且我看到了師長們對學生的用心與同學間的相互扶持。

在此感謝所有曾經參與我這段人生的師長、同學和家人們，因為有你們，始我能順利完成碩士學位。首先要特別感謝指導老師王凱立教授對我的指引敦促與關懷，以及口試委員們給予我許多寶貴懇切的意見。另外，要謝謝我的好同學們，在這段時間給予我的扶持與幫助，提供我思考和解決問題的方向。最後，我要感謝我的家人，從一開始的考試報名，要不是有你們的支持與鼓勵，我想我沒有機會和勇氣踏出這一步，在升格當媽媽同時，卻進入校園，謝謝你們在身後支持我，讓我能全心全意地完成每件事情。

很開心，我完成了人生中的另一個旅途，這個過程酸甜苦辣，都將在我心中留下永久的回憶。在未來的道路上，我深信只會愈來愈寬敞，我將懷著自信與樂觀的心，勇敢挺胸大步邁進。希望未來有機會再度與我敬愛的師長和同學們相見。在此也祝福大家事業及工作順利。謝謝您們，讓我的人生更充實、精采。

林小琪 謹誌  
於東海大學  
中華民國 103 年 6 月

## 中文摘要

本研究旨在探討台灣、韓國與中國大陸不同期限無本金交割遠期外匯市場變動對於現貨市場價格之影響力，研究方法以 ADF 單根檢定、Johansen 共整合檢定和多元線性迴歸分析，採用這三個國家即期匯率(SPOT)、一個月期遠匯(NDF)、三個月期遠匯(NDF)、六個月期遠匯(NDF)、九個月期遠匯(NDF)及十二個月期遠匯(NDF)等每日收盤價為變數。研究期間為 2003 年 1 月 1 日起至 2013 年 12 月 31 日止，並以 2008 年 9 月 15 日美國雷曼兄弟破產作為金融海嘯前、後遠匯市場(NDF)解釋能力之差異比較。本論文實證發現：不同期限無本金交割遠期外匯市場價格對於現貨市場價格存在差異，金融海嘯前以一個月短天期遠匯(NDF)影響力較佳，海嘯後則以九個月長天期遠匯(NDF)影響力為顯著。

關鍵詞:即期與遠期匯率、無本金交割遠期外匯、預測能力、金融海嘯

## **Abstract**

The purpose of this research is to investigate the influence of the change of non-delivery forward market for the spot market price on different time schedule among Taiwan, Korea and China. The research methods are ADF unit root test, Johansen cointegration test and multiple linear regression analysis. The daily closing prices of spot exchange rate (SPOT), one month NDF, three months NDF, six months NDF, nine months NDF and twelve months NDF are the variables. The research period is from January 1, 2003 to December 31, 2013. The bankruptcy of Lehman Brothers dated September 15, 2008 is further taken as the difference comparison of ability of long-term foreign exchange market (NDF) before and after the economic crisis. The empirical study of this research finds: the difference is existing in the non-delivery forward market for the spot market price on different time schedule. Prior to the economic crisis, the influence of one month short-term NDF is better; however, after the economic crisis, the influence of nine months long-term NDF is far obvious.

Keywords: Spot and Forward Rate, Non Delivery Forward, Predictive Power, Economic Crisis

# 目錄

誌謝.....	I
中文摘要.....	II
Abstract .....	III
目錄.....	IV
表目錄.....	VI
圖目錄.....	VII
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	4
第三節 研究架構.....	4
第二章 文獻探討.....	5
第一節 理論基礎.....	5
第二節 無本金交割遠期外匯之相關文獻.....	11
第三節 即期、遠期匯率關聯性之相關文獻.....	14
第三章 研究方法.....	19
第一節 研究方法.....	19
第二節 實證模型設定.....	27
第四章 實證結果與分析.....	28
第一節 資料來源與研究期間.....	28
第二節 資料定態分析與基本統計量.....	33
第三節 Johansen 共整合檢定.....	37
第四節 迴歸分析.....	39

第五章 結論與建議.....	43
第一節 研究結論.....	43
第二節 未來研究建議.....	44
參考文獻.....	46



## 表目錄

表 4.1	台灣、韓國與中國大陸遠期(NDF)資料型態與來源 .....	28
表 4.2	台灣、韓國與中國大陸分析探討期間 .....	29
表 4.3	各國 SPOT 和不同遠天期(NDF)單根檢定結果 .....	34
表 4.4	各國即期匯率報酬率之敘述統計量 .....	35
表 4.5	各國 SPOT 和不同天期匯率(NDF)之相關係數 .....	36
表 4.6	新台幣 SPOT 與不同天期遠期外匯(NDF)之 Johansen 共整合檢定 .....	37
表 4.7	韓圀 SPOT 與不同天期遠期外匯(NDF)之 Johansen 共整合檢定 .....	38
表 4.8	人民幣 SPOT 與不同天期遠期外匯(NDF)之 Johansen 共整合檢定 .....	38
表 4.9	新台幣、韓圀、人民幣金融海嘯前之參數估計結果 .....	40
表 4.10	新台幣、韓圀、人民幣金融海嘯後之參數估計結果 .....	41

## 圖目錄

圖 4.1	新台幣的走勢圖 .....	30
圖 4.2	新台幣報酬率的走勢圖 .....	30
圖 4.3	韓圓的走勢圖 .....	31
圖 4.4	韓圓報酬率的走勢圖 .....	31
圖 4.5	人民幣的走勢圖 .....	32
圖 4.6	人民幣報酬率的走勢圖 .....	32

# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景與動機

1970 年代早期，國際金融市場的不穩定，國際貨幣制度頻頻出現運作上的危機，各主要貨幣的匯率變動頻繁，歐美各國為了因應情勢，紛紛宣佈放棄原來實施的固定匯率制度而改採浮動匯率制度，但採行浮動匯率制度後，匯率的波動沒有如預期般的變小，反而有擴大的跡象。在 1997 年亞洲金融風暴中，亞洲各國金融市場無一倖免，外匯、股票市場以及匯率波動對企業造成相當大的衝擊。接著 2007 年 7 月美國爆發次級房貸危機，引發全球金融風暴，美國採取寬鬆的貨幣政策，國際熱錢亂竄，導致新興市場國家的匯率大幅升值，影響其國家的經濟。

由於新興國家大多屬於淺碟型的經濟體，當外資看好新興國家未來發展前景時，一窩蜂地將資金匯入，易使當地的股匯市資產及房地產價格膨脹，形成泡沫。相對地，一旦金融市場不穩定性增加時，外資有可能會因為看壞新興市場未來經濟前景而選擇離開當地市場，或是被迫賣出新興市場的持股以籌措資金，匯回母國公司來彌補資金的缺口。雖然外資的直接投資與股權投資可為新興國家帶來成長所需資金，對其經濟成長有許多的貢獻，但有些熱錢假借外資之名，到處流竄，著眼於短期的匯率或資產價格的變化，假借進行股權投資，卻將資金停留在變現性較高的公債及貨幣市場，或是購買土地等不動產，等未來幣值升值或是資產價格上漲後，再將資金大筆匯出，賺取價差。這些熱錢對新興國家經濟體發展不但沒有貢獻，還可能造成一些危害，包括：一、外匯市場的劇烈波動：大多數開發中國家都是靠出口帶動經濟成長，大量國際資本流入迫使他們的貨幣不斷升值，進而影響他們出口商品競爭力，外匯市場的劇烈波動，造成開發中國家出

口商風險大幅提高，影響廠商的穩定與生存。二、資產價格的泡沫：當熱錢流至新興市場，易造成資產價格的泡沫，使土地價格高漲，或是當地幣值被不合理高估。一旦資產出現泡沫，容易引起國際投機客攻擊，使新興市場經濟遭受更嚴重的傷害。三、影響當地國家正常經濟活動：國際熱錢的流入，使當地幣值高估、資產價格上升，通貨膨脹壓力上升，甚至造成資本市場交易的扭曲；而一旦熱錢流出之後，又會造成泡沫破滅，當地資產價格暴跌。

在當今複雜且相依程度甚高的國際金融環境下，匯率波動造成的風險會對國際間貿易形成重大影響，更何況台灣是典型的海島型經濟，國際貿易佔有重要地位。服務於銀行業的我，所擔任部門是外匯部門，深刻體悟到我們台灣是出口貿易導向國家，銀行所往來客戶將近 90% 都是出口商，所收貨款多是以美元計價，匯率的升貶對這些客戶來講何其重要，高頻率匯率波動深深影響企業，並干擾其國際貿易應收、應付帳款之計價。從 2007 年美國次貸危機發生，並輪翻推出三次量化寬鬆政策，加上歐洲地區財政問題日益惡化，這些事件造成國際金融市場劇烈波動，影響股價與匯率的穩定，重創經濟發展，使出口商客戶遍體鱗傷，每個無不哀鴻遍野。到銀行辦理外幣匯兌時，最常講的話就是：「這個匯率要換了嗎？都是賠錢在做生意耶！」許多客戶想要操作遠期匯率避險，又有感於這幾年來變化多端的市場，而遲遲不敢下手操作匯率避險策略，詢問匯率變動走勢的電話比實際成交還要多。

近年來全球局勢動盪，國際資金的迅速移動及各國經濟結構多變等影響，使得匯率波動變化不穩定。有鑑於企業為維護營收穩定、管控財務風險，掌握匯率走勢預測有其必要性，採取匯率避險是重要的也是必需的管理政策。遠期匯率代表對匯率未來走勢的判斷，透過遠期外匯市場來協助市場預期，有助於即期匯率生成的有效性和真實性，也有助於減少外匯市場供需波動。依據 Clarida and Taylor(1997)顯示不同的期限考量，可提供即期匯率更有效預測，其績效優於天真隨機漫步模型；Nucci(2003)指出匯率期限結

構將有助於提供更多資訊以預測匯率的變動，表示遠期外匯期限結構包含未來即期匯率預測的重要資訊。故進一步分析不同期限之遠期溢價是否具備不同資訊內涵，可強化對即期匯率的預測能力。

無本金交割遠期外匯(以下簡稱 NDF)主要用於實行外匯管制國家的貨幣，是從事國際貿易企業為規避匯率風險所衍生出來的金融手段。相對於本地銀行即可操作的傳統遠期外匯交易，NDF 一般只能由海外銀行承做。NDF 交易因為手續較傳統遠期外匯簡便，成為外匯市場眾多商品中熱門交易工具之一，而且像傳統遠期外匯一樣，NDF 之外匯價格常被視為未來即期匯率的領先指標。NDF 除了避險功能外，也具有濃厚投機性質，根據投機效率假說(speculative efficiency,Friedman,1953)，投資者買低賣高過程，可以促使匯率真正反應貨幣的價值。NDF 的核心觀念在於交易雙方對某一匯率預期不同，因此 NDF 價格發現功能應高於傳統遠匯，是面對匯率風險企業和投資者一個對沖及投資的渠道。據此，本文將以 NDF 做為遠期外匯市場效率性研究的標的。

台灣位處東北亞位置區域，東北亞股匯市往往受到國際政治與經濟影響較大，目前東北亞地區的新台幣、韓圓及人民幣等貨幣的無本金交割遠期外匯交易相當活躍，其為亞洲前三大 NDF 交易量的市場；且這三國也大多是以出口貿易為導向，因此提供本文針對三國差異作比較的基礎。然中日韓三國於 2012 年 5 月在北京高峰會達成「中日韓三國戰略經貿夥伴合作宣言」，形成東北亞經濟圈，對於台灣經濟國際化發展，構成極大威脅與挑戰：一方面是近鄰的日韓兩國可以立即超越台灣，直入中國大陸內需市場；另一方面則是南韓經濟社會發展凌駕台灣之勢，又取得了莫大的鞏固保障。台灣、韓國和中國大陸這三個國家除了地理位置相近外，彼此間經濟具有高度關聯性、相似性和互補性，因此選定這三國分析不同期限遠期外匯市場(NDF)對於即期市場之預測能力差異，提供

企業了解匯率的決定和其動態調整過程，應該如何去規避匯率風險，幫助出口貿易為大宗的企業一個客觀意見。

## **第二節 研究目的**

本論文選取台灣、韓國及中國大陸為樣本國家，針對不同期限結構無本金交割遠期外匯對於現貨市場之傳導效果。

- 1.分析台灣、韓國與中國大陸遠期外匯市場 NDF 對於現貨市場預測能力的差異。
- 2.比較台灣、韓國與中國大陸各不同期限遠期外匯 NDF 對於現貨市場預測能力的差異。
- 3.針對金融海嘯前和金融海嘯後分析台灣、韓國與中國大陸遠期外匯市場 NDF 所扮演角色的差異。

## **第三節 研究架構**

本論文共分五章。第一章為緒論，旨在述明本文研究背景與動機、研究目的;第二章為理論基礎和相關文獻回顧;第三章為說明所採用的計量模型與研究方法;第四章為實證研究結果與分析;最後，第五章為針對研究結果做綜合結論與建議。

## 第二章 文獻探討

本文主要為探討台灣、韓國和中國大陸之不同期限無本金交割遠期外匯市場對於現貨市場之預測能力，因此需要對相關理論基礎和相關文獻進行回顧，作為本文探討分析參考之依據。

### 第一節 理論基礎

#### 一、效率市場假說

Fama(1970)提出市場效率性的概念，且對效率市場做了以下定義：若一市場價格能立即且充分地反應所有相關且可獲得的訊息，則稱此一市場為效率市場，此時投資人無法獲得超額利潤。並非所有市場均能達到如此理想的效率境界，有些市場訊息的反應程度會有時間落差或無法充分反應，此時市場的效率性將不及完全效率市場，因此以市場價格所能反映訊息種類，來區分效率市場的種類，有以下三種：

##### (一)弱式效率市場(weak form efficient market):

過去的價格變化、交易量及其他資訊已充分地反應於價格上；因此使用過去價格變化來分析目前的市場狀況，並無法獲取超額利潤。

##### (二)半強式效率市場(semi-strong form efficient market):

過去及目前所有大眾皆知的資訊(包括價格變化、交易量及其他資訊)已充分地反應於價格上；因此，使用大眾皆知的資料來分析目前市場狀況，並無法獲得超額利潤。

### (三)強式效率市場(Strong form efficient market):

過去及目前所有大眾或私有的資訊已充分地反應於價格上;因此,無論使用大眾皆知或私有的資訊,皆無法預測市場情況。

Levich(1979)首先將效率市場的概念應用到外匯市場,若市場參與者是風險中立者,且具有理性預期的特性,同時市場是完全競爭、無交易成本,則此時在遠期外匯市場的超額報酬為零,表示遠期匯率是未來即期匯率的不偏估計值,此即為簡單的市場效率性假說。

## 二、匯率決定理論

### (一)即期和遠期外匯(Spot Exchange & Forward Exchange):

外匯交易基本上用交割的時間來作區隔。在外匯交易完成後,兩個營業日內必須完成交割手續的外匯市場,稱為即期外匯市場又稱為現貨外匯市場;若在外匯交易完成後,兩個營業日以上未來某特定日期,必須完成交割手續的外匯市場,則稱為遠期外匯市場,其由市場上買賣雙方在簽訂契約時,先約定好交割匯率,一直等到交割日才須按照當初遠期契約所明載匯率完成交割的手續。遠期外匯市場主要功能是避免未來即期匯率變動的風險,由於外匯市場參與者缺乏充分訊息,且國際貿易具有跨期間的性質,從事國際經濟活動將可能面臨匯率變動的風險,遠期外匯市場的特性可適時提供參與者規避匯率風險。

### (二)遠匯價格的計算

利率平價理論指兩國間貨幣的利差會影響兩國貨幣水準及資金移動,因為投資者會將資金轉存至高利率貨幣,以獲得較高的報酬。而利率平價理論就將此利率事先反映在



遠期匯率上，造成利率相對高的貨幣，其遠期匯率價格會相對貶值，產生即期匯率與遠期匯率的差價。

根據 IRP 所導出遠期匯率價格計算公式為：

$$F(1+R_{USD}\times\frac{K}{360})=S(1+R_{TWD}\times\frac{K}{360})$$

$$F=S\times\frac{(1+R_{TWD}\times\frac{K}{360})}{(1+R_{USD}\times\frac{K}{360})}$$

$$F-S=(R_{TWD} - R_{USD}) \times \frac{K}{360}$$

F：新台幣遠期匯率；S：新台幣即期匯率

$R_{USD}$ ：美元利率； $R_{TWD}$ ：新台幣利率；K：訂約期間

遠期匯率=即期匯率+換匯點數(SWAP POINT)，意味著換匯點數=遠期匯率-即期匯率，遠匯點數取決於兩貨幣間的利率差，而非對於未來匯率預期。

換匯點數	匯率	市場術語
SWAP POINT>0	遠期匯率>即期匯率	溢價(Premium)
SWAP POINT<0	遠期匯率<即期匯率	折價(Discount)
SWAP POINT=0	遠期匯率=即期匯率	價平(Par)

當台幣利率高/美金利率低，遠期匯率 USD/TWD 匯率會愈高。

<說明>台幣利率愈高，投資人投機匯入美金換成台幣來承作高利率的定存，定存到期時，要將台幣換回美金，則台幣貶值，美金升值。

### (三)遠期匯率和未來即期匯率的關係

通常我們會假設外匯市場是有效率的，則當下的遠期匯率是未來即期匯率的不偏估計值，可預期未來的即期匯率會近似於遠期匯率。遠期匯率是未來的訊息反映在遠期市場上並在現在完成交易。未來即期匯率是未來的訊息反映未來即期市場上，在未來完成交易。風險中立者相信遠期匯率是未來即期匯率的不偏預測值。

依據上述理論可導出下列公式

$$E(S_1)=F_1 \rightarrow E(S_{t+k})=F_{t+k}$$

$E(S_1)$ : 為預期未來的即期匯率

$F_1$ : 為目前遠期匯率

$E(S_{t+k})$ : 為以第  $t$  期為時間起點、經過  $k$  期之後預期的即期匯率

$F_{t+k}$ : 為目前第  $t+k$  期的遠期匯率

### (四)無本金交割遠期外匯(Non-Deliverable Forward Exchange):

傳統遠期外匯(Deliverable Forward Exchange，以下簡稱 DF)是指交割日超過兩個營業日以上之外匯交易，交易雙方約定在未來某一特定日期或期間，依交易當時議定的金額、幣別、匯率進行實質交割之交易。無本金交割遠期外匯(Non-Deliverable Forward Exchange, 以下簡稱 NDF)其交易精神與 DF 相同，而其不同之處在於 NDF 於契約到期時為差額交割，一般以到期前兩個營業日早上 11 點的清算匯率比價，結算的貨幣是自由兌換貨幣(一般為美元)，無需對 NDF 的本金(受限制貨幣)進行交割。NDF 的期限一般在數月至數年之間，主要交易品種是一年期和一年以下的品種，超過一年的合約不夠活躍。由於 NDF 法令限制較寬鬆，只要依法設立的國內外法人皆可進行交易，買空賣空也可以，投機氣氛濃厚，並不需要像 DF 須繳交相關進、出口貿易憑證，DF 純粹是實質貿易所進行的匯率風險避險交易，對市場影響不大。

NDF在經濟上的功能主要是避險及價格預測兩方面。在定義上而言，NDF與DF同為

遠期外匯合約，而且計價方式也相同，都是將即期匯率加上換匯點(Swap Point)來表示，所以兩者間的價格也應該相同，而其中換匯點高低主要是反應兩國間利率的差異。以新台幣和美元的匯率與利率的關係來說，當新台幣利率高於美元利率，此時換匯點(換匯利差)為正值，遠期匯率就會高於即期匯率，但由於NDF換匯利差除了考慮美元與新台幣利差外，尚含有預期因素在內，例如，預期新台幣貶值時，NDF換匯利差通常會高於DF換匯利差，而換匯點差異過大時，NDF與DF就會出現套利空間，而此套利空間就會吸引進出口廠商及投機客之加入。又因為NDF需逐日清算保證金餘額且交易對象僅限於國內外法人，其種種規定與限制即是造成NDF與DF價格不同的主要原因，也因此使得一般NDF買賣的報價較DF的報價高的機率為大，因此廠商賣美元時選擇NDF較為划算；且銀行在賣出NDF後，為避免風險，會在即期市場上拋售新台幣購進美元，而造成即期外匯市場上，新台幣即期匯率巨幅貶值。

#### (五)利率平價理論(Theory of Interest Rate Parity;IRP):

由於國際間金融市場的利率水準高低不同，使資金從利率較低的市場移轉至利率較高的市場，以獲取利率差異的利潤。例如，假定美國的美元短期利率水準為 2%，台灣的短期利率為 1%，由於美國的短期利率較高，將促使台灣的投資者將資金移往美國，以獲取額外 1%的利息收入。此時，台灣的投資者必須先在外匯市場買入即期美元，且為避免未來美元對新台幣匯率貶值而遭受損失，同時在遠期外匯市場賣出遠期美金以規避匯率風險。上述因利率差距造成資金移動的行為，會使得即期美元升值而遠期美元貶值，於是在未來產生美元貼水的現象，其貼水的程度將漸趨近於利率差距 1%的幅度，當此一差距達到均衡，資金便失去利差的誘因而停止移動，此即為無風險套利 (Covered Interest Arbitrage)。

因此假設外匯市場是一個沒有交易成本、沒有稅負的市場，那麼等額的貨幣不論投資在本國或外國的外匯市場，應得到相同的報酬，亦即，在國際間金融投資不需成本的

情況下，兩國利率上的差距應等於遠期匯率升水或貼水的幅度，利差的損失(收益)應等於匯兌後的收益(損失)，這種均衡關係使得資金將不會在兩國之間移動，稱為利率平價理論。

#### (六)購買力平價理論(Theory of Purchasing Power Parity;PPP):

此學說由瑞典學者凱塞蘭 (G.Cassel) 於 1916 年提出主張。其主張匯率是由兩國貨幣購買力之比較得之，而貨幣購買力又受兩國物價水準之影響。而根據巴拉薩(B. Balassa) 的說法，購買力平價模式有兩種形式：一種是絕對的購買力平價(Absolute PPP);另一種則是相對的購買力平價(Relative PPP)。分述如下：

##### 1.絕對購買力平價說：

此理論是建立在單一價格法則(Law of One Price)上。即在不考慮運輸成本、關稅、貿易障礙及資訊成本下，經由商品套利，將使國際間以相同通貨表示之相同貿易財之價格相同，因而可推導出二國間的匯率等於二國物價水準的比率，此即所謂的絕對購買力平價說。但是國際間的貿易實際上存在運輸成本、貿易障礙、關稅及交易成本等因素，單一價格法則並不成立，且因非貿易財的存在，使得國際間所有產品的價格無法一致，而各國在編製物價指數時，其計算結構並不一致，故一般經濟學家都不接受絕對購買力平價說的成立。

##### 2.相對購買力平價說：

主張匯率是決定於由兩國物價上漲率之差。因為物價變動率即為通貨膨脹率，故可將物價變動率轉為通貨膨脹率。因此相對購買力平價說的主張為一國匯率的變動，受兩國通貨膨脹率差距的影響。當兩國通貨膨脹率相等時，匯率將不受影響;但是當本國通貨膨脹率大於外國時，本國貨幣應貶值;反之，本國貨幣將升值。因此依據相對購買力平價說，當台灣的物價上漲率高於美國5%時，則在自由浮動匯率制度下，新台幣相對美元

會出現貶值5%幅度的現象。

#### (七)貨幣分析法(Monetary Approach):

貨幣學派的匯率決定理論認為，匯率是本國貨幣與外幣的相對價格，所以匯率由相對貨幣的供需決定，且認為影響匯率變動的因素有：本國與外國名目貨幣供給量變動的差距、本國與外國實質所得變動的差距和本國與外國利率變動率的差距。貨幣分析法最大的貢獻在於提供一個不錯的方法來預測匯率，如果能對貨幣的供給與需求加以預測，就能預測匯率的走勢。這個學說已經成為許多國家解釋匯率現象、預測匯率和制定匯率政策時的重要依據。

#### (八)資產組合平衡法(Portfolio Balance Approach):

資產組合平衡法指出，假設國內外金融資產並不是完全替代，投資者的投資組合可能包含不同幣別的金融資產，當投資者調整其不同幣別的金融資產和比例時，就會讓資本在國際間流動而影響匯率。也就是，短期匯率的波動主要是因為國際間不同幣別金融資產的預期報酬率波動所造成。當國內外金融資產的預期報酬率有所變化時，投資者的財富跟著改變，所以投資者必須衡量報酬率與風險之間的關係，對所持有的金融資產數量做有效的組合。在調整的過程中，會透過財富效果和替代效果來影響均衡的匯率。

## 第二節 無本金交割遠期外匯之相關文獻

曾瓊滿(1999)以 1996/07/23-1998/12/01 之日資料為研究期間，採 Johansen 共整合、誤差修正模型及 Granger 因果關係檢定等三種方式，來分析新台幣 NDF 成交匯率與新台幣即期匯率間關聯性。其研究結果發現新台幣 NDF 實際成交匯率的波動性變化應是現

貨市場波動性變化影響因子，亦其波動性變化領先現貨市場波動性變化。再者，以 Johansen 共整合與誤差修正模型來檢定新台幣 NDF 之價格發現功能，結果發現新台幣 NDF 之匯率與即期匯率間確實存在共整合關係，即長期兩者間會達成一穩定的均衡狀態，而短期兩者間呈現動態回饋(feedback)關係。

林弘益(1999)之研究，則利用 Bartlett 之變異數差異檢定，檢驗央行關閉國內法人承作 NDF 前後樣本的變異數。實證結果發現，選用不同天期的匯率資料，會有不一致的結果。以關閉前後 30 個交易日之資料，發現前後之變異數並無明顯差異；而關閉後與關閉前 60 與 90 個交易日資料則發現，關閉後確實使即期匯率波動幅度縮小。另外，該研究發現，台灣央行關閉國內法人承作 NDF 對即期匯率之走勢與升貶均無明顯影響。

吳慧雅(2001)以 1997/01/10-2000/04/21 之日資料為研究期間，採 Johansen 共整合為研究方法。其研究結果發現央行在禁止國內法人承作新台幣 NDF 之前、後看來都只有一個月期之無本金交割遠期匯率與即期匯率存在一組共整合關係，其餘二個月期、三個月期、六個月期及十二個月期之新台幣 NDF 與即期匯率並無共整合的關係存在，也就是說，無本金交割遠期外匯大部分與即期匯率並不存在長期均衡關係，但一個月期的無本金交割遠期外匯與即期匯率卻存在長期之均衡關係。

吳軍奉(2001)以 1997/07/18-2001/9/15 之日資料(一個月天期新台幣 NDF 為研究對象，因為就交易狀況而言，通常一個月天期之交易最活絡，其價格亦最具代表性)為研究期間，採誤差修正模型(ECM; Error Correction Model)為研究方法。其研究結果發現新台幣 NDF 或即期匯率市場之短期失衡對於市場間報酬的波動性具預測能力。因為新台幣  $NDF = \text{即期匯率} + \text{換匯點數(Swap Point)} + \text{市場預期心理因素}$ ，因此對即期匯率有助漲助跌的效果。

賴名彥(2003)以 2002/04/30-2003/05/01 之日資料(一個月天期新台幣 NDF 與 DF 換匯點數每日最後成交價之價差做為預期心理的代理變數)為研究期間，採多元迴歸模型再經 GARCH(1,1)模型異質變異的問題為研究方法。其研究結果發現以新台幣 NDF 與 DF 換匯點數價差做為預期心理的代理變數對新台幣之短期匯率波動之係數雖為正向，但並不顯著。其認為新台幣匯率雖然易受市場預期心理影響，但由於央行在外匯市場之干預行為，常能降低因預期心理對於匯市強烈看升或看貶的衝擊，甚至能扭轉此種趨勢，將匯率維持在設定的目標區。

蔡惠雅(1999)所著之論文中，將 NDF 之資料分為兩部份，一是台灣央行政策變革前(1998 年 5 月 22 日以前)，另一部份則是央行宣佈禁止國內法人承作後(1998 年 5 月 22 日以後)，主要是使用無母述統計方法的符號等級檢定法及符號檢定法，探討 NDF 與 DF 間價差之存在性，其中又以 Chow-test 及 Wilcoxon 兩樣本檢定法，檢驗資料的結構性改變，檢驗結果發現，NDF 與 DF 間確實存在顯著的價差，且在央行限制國內法人操作 NDF 後，NDF 與 DF 的價差平均擴大，價差之結構改變，將使得套利空間加大。

呂旦菲、張兵和馮錦霞(2009)使用 2003 年 9 月 9 日至 2008 年 4 月 25 日的 NDF 匯率和人民幣的即期匯率作為研究對象，採用向量 GARCH 模型觀察這兩個市場之間收益率的波動溢出效應和均值溢出效應。實證顯示在匯率改革之後，長期而言，即期匯率和 NDF 市場存在長期的共整合關係，即期匯率市場受到 NDF 市場長期的影響;短期而言，NDF 市場和即期市場相互影響，NDF 市場的變化受到即期市場變化的影響較為明顯，表示在匯率改革之後現匯市場在人民幣的匯率訊息傳遞中的重要性日益凸顯。

李憲鐸和黃昌利(2008)檢視人民幣之即期匯率和境外 NDF 之間的關係。實證顯示，人民幣的即期匯率能引導期限為 12 個月之 NDF，然而期限為 12 個月的 NDF 不能引導即期匯率，表示信息是由現匯市場流至 NDF 市場，意指即期匯率領先 NDF 匯率。

Park(2001)採用 GARCH 模型進行韓國 1988 年實行外匯交易自由化的改革前後(1996 年 8 月至 1997 年 10 月和 1998 年 1 月至 1999 年 10 月)韓元的 NDF 市場與即期市場之間報酬溢出和波動溢出進行對比的研究。顯示在韓國開放 NDF 市場前由即期市場向 NDF 市場傳遞報酬溢出效應和相互傳遞波動溢出效應;在韓國開放 NDF 市場後,則由 NDF 市場向即期市場傳遞報酬溢出和波動溢出效應,表示離岸 NDF 市場上的信息對韓元即期匯率決定具有重要的價格引領作用。

### 第三節 即期、遠期匯率關聯性之相關文獻

張萬清(1993)主要目的在探討外匯市場是否具效率性及是否存在風險溢價。實證資料期間取自 1980 年 3 月至 1989 年 3 月的新台幣、英鎊、法郎、馬克兌美元之即期匯率與 30 天期的遠期匯率之週資料。分別利用 Engle and Granger 兩階段估計法、Johansen 最大似估計法來檢定外匯市場是否具效率性。Engle and Granger 檢定法結果表示,不論就不同國家匯率資料間的共整合檢定抑或是個別國家外匯市場的即期與遠期匯率間共整合檢定,結果皆無法判斷外匯市場是否具效率性;而利用 Johansen 之個別國家共整合檢定結果,亦無法判斷之,但可根據四個國家的即期匯率間或遠期匯率間共整合檢定來判斷各國的外匯市場是不具效率性的。若就誤差修正模型來驗證,得到的結果亦不支持這四個國家的外匯市場是不具效率性的。進一步探究是否因隨時間變動的風險溢價使得市場不具效率性,利用 ARCH-M 模型進行分析,實證結果指出,台灣、英國與德國的外匯市場存有明顯的隨時間變動的風險溢價,法國則較不明顯;另外用一般化動差法(GMM)進行分析,結果顯示法國與德國之外匯市場有明顯隨時間變動的風險溢價。

廖俊男(1994)利用共整合分析法檢定即期外匯市場效率性假說,研究對象包括台幣、英鎊、馬克、法郎與加幣兌美元的即期匯率,資料為 1979 年 2 月至 1993 年 6 月之月資



料。利用 Engle and Granger 之共整合檢定法和 Johansen 最大概似估計法，來檢定兩國即期匯率間之共整合結果是否不同，更以 Johansen 檢定法檢定多國即期匯率間是否具有聯合共整合的關係。實證結果顯示，利用此二方法，皆說明了新台幣兌美元即期外匯市場與其他幣別之外匯市場應屬弱式效率性市場。而利用 Johansen 檢定法檢定五種幣別模型，實證結果同樣也說明了五種幣別的即期匯率間並不會互相影響，證實其應由具弱式效率性之外匯市場所決定。

白麗真(1996)採用 1990 年 1 月 1 日到 1995 年 9 月 30 日間日圓/美元、英鎊/美元、馬克/美元、瑞郎/美元、加幣/美元之即期匯率和 1 個月、2 個月、3 個月的遠期匯率及 1992 年 1 月 1 日到 1995 年 8 月 30 日間新台幣/美元之即期匯率和 1 個月、2 個月、3 個月、4 個月遠期匯率的日資料來做實證研究。作者首先以 Engle and Granger(1987)共整合方法檢定以上六種貨幣的即期與遠期匯率間是否存在長期均衡關係。研究結果並不支持有共整合關係的存在。繼而採用二元時間數列分析法及 Chen and Lee(1990)提出的網狀因果關係檢定法進行即期匯率與遠期匯率變動率之間因果關係的研究。實證結果發現，不管遠期匯率天數為何，六個國家的即期匯率與遠期匯率皆具有回饋關係，即兩者互相影響，這隱含兩者間之互動關係程度極高。就即期匯率領先遠期匯率的角度而言，效率市場似乎不成立。

吳致寧與張萬清(1996)採用 1976 年到 1991 年間英鎊/美元、加幣/美元、法郎/美元、里拉/美元、日圓/美元、馬克/美元等匯率與 1 個月期的遠期匯率之週資料，以 Johansen 的共整合檢定來論斷外匯市場是否具效率性。透過兩個方向來探討。第一種方法為檢定英、法、日、德、義、加等六國之即期與遠期匯率是否分別具有共整合關係。第二種方法為檢定各主要工業國家之遠期與即期匯率間是否具有共整合關係及共整合係數是否為 1。實證結果顯示加拿大、義大利與德國之外匯市場不具效率性，然而英、法、日之外匯市場是否具效率性則較難論斷，因為就這三國而言，前述兩種檢定方法得出的結論

並不一致。此外，前述的結果深受樣本期間的影響。然不論選取樣本為何，實證結果都一致指出德國的外匯市場不具效率性。

吳仁德(2003)以 1997 年亞洲金融風暴背景為分界點，針對亞洲主要已開發國家或經濟相對較強勢的開發中國家，包括：台灣、日本、南韓、香港與中國大陸，運用單根檢定、共整合檢定、因果關係、衝擊反應函數及變異數分解等時間序列方法，進行各國貨幣間兩兩配對之的影響比較。配對組合依國家間之貿易依存度、地緣關係、文化及歷史背景共分為七組，實證探討金融風暴前後各國匯率間長期與短期互動的關聯性。本文證實發現，亞洲幾個主要經濟強國中，若不考慮結構生之變化，風暴前七組配對皆不存在共整互動關係，風暴後亦僅「日圓-韓幣」、「韓幣-人民幣」與「人民幣-港幣」存在共整關係；然而，考慮 Gregory and Hanson(1996)之結構性變化後，風暴前後七組配對皆存在長期共整均衡關係。於各短期動態實證發現，各國之間的匯率互動，無論是在金融風暴前或後，都存在完整、強烈與顯著的互動關係。

JL Caleen、MW Chan、CCY kwan(1989)探討加拿大幣、馬克、英鎊、瑞士法郎、日幣與法郎之即期、遠期匯率間之因果關係。主要從外匯效率市場理論及匯率決定論的角度探討，實證結果顯示加幣、瑞郎與馬克的即期匯率與遠期匯率存在有回續關係，表示兩者互相影響且互為因果，而即期匯率領先遠期匯率，則表示外匯效率市場並不存在。另外，英鎊、日幣與法郎的即期匯率與遠期匯率並不存在因果關係，此結果雖未拒絕效率市場之不成立，但卻拒絕匯率決定論所主張的遠期匯率應該領先即期匯率。

Baillie and Bollerslev(1989)探討的樣本為 1980 年 3 月 1 日至 1985 年 1 月 28 日之英鎊、馬克、法郎、里拉、瑞士法郎、日幣與加幣兌美元之即期匯率與 30 天期的遠期匯率。先透過 DF 與 PP 單根檢定法檢定匯率資料具單根特性，接著利用 Engle and Granger 兩階段估計法檢定即期匯率與遠期匯率間是否存在共整合關係，檢定結果是確定存在共

整合關係。進而再利用 Johansen 最大概似估計法中的軌跡檢定法檢定七個國家的即期或遠期匯率間的共整合關係，結果亦發現各存在著一組長期均衡關係，顯示在國際外匯市場上即期匯率或遠期匯率的變動是可以預測的，故外匯市場不具效率性。

Coleman(1990)將研究範圍擴大，考慮更多國家的情形，包括奧地利、比利時、英國、加拿大、丹麥、荷蘭、芬蘭、法國、香港、義大利、日本、紐西蘭、挪威、新加坡、西班牙、瑞士、瑞典與德國等十八國的貨幣兌美元的即期匯率之買價與賣價的日資料。利用 Engle and Granger 兩階段估計法，檢定外匯市場是否具效率性。結果亦顯示無法支持各國間的即期匯率具有長期均衡關係，表示外匯市場大致上符合弱式效率市場假說。

Copeland(1991)探討 1976 年到 1990 年英鎊、德國馬克、法國法郎、日圓及瑞士法郎兌美元的即期匯率和 30 天期遠期匯率之間的市場效率性，並檢定各國間匯率波動是否可藉由他國匯率的波動做預測並從中獲利，即探討國家間的外匯市場是否具有效率性。並將研究期間分為三個子期間:1976 年到 1979 年、1980 年至 1985 年，以及 1986 年至 1990 年。實證結果發現:

(1)各國之間即期匯率或遠期匯率的效率性檢定，於三個子期間的實證結果，在 5% 的顯著水準下皆無法拒絕無共整合的虛無假設，表示即期外匯市場及遠期外匯市場具有效率性。

(2)遠期外匯市場效率性檢定方面，經由誤差修正模型檢定後，發現遠期匯率為未來即期匯率之不偏性假說並不成立。

Biswas and Shawky(1997)採用 1987 年 1 月 1 日到 1994 年 12 月 31 日之美元兌日圓及英鎊的即期匯率與 30、90 和 180 天期的遠期匯率日資料，探討外匯市場的效率性，並且加入在這段期間發生的波斯灣戰爭為虛擬變數進行單根檢定，研究這種經濟事件會對市場效率性造成何種影響。實證顯示在波斯灣戰爭前後這兩種貨幣皆拒絕單根的存在，

表示市場具效率性，但在波斯灣戰爭的這段期間都無法拒絕單根的存在，因此結論說明這只是短暫偏離市場效率性的現象。

Wang and Wang(1999)探討東南亞外匯市場之即期、遠期匯率波動性和波動傳遞性。並以亞洲新興國家中馬來幣、港幣、新加坡幣、日元等兌換美元之即期、遠期匯率研究，發現相較於日本和其他工業化國家的外匯市場更具波動性。在亞洲的即期、遠期外匯市場存在共整合，且兩者間具有長期均衡關係，藉由二階動差發現即期、遠期外匯市場之波動性兩者皆有時間變動特性；而在新興亞洲外匯市場由於遠期外匯市場的不健全，至使外匯市場受到許多變數影響，遠期匯率波動性大於即期匯率，使得其無法完全吸收長期和持續性的變動無法對即期外匯市場產生影響。

## 第三章 研究方法

本文應用多項時間序列計量方法來探討2003年1月1日起至2013年12月31日止，新台幣、韓圓和人民幣等貨幣遠期外匯市場對現貨市場關連性之研究。實證研究方法包括：1.單根檢定(Unit Root Test);2.Johansen 共整合檢定(Cointegration);3.迴歸分析。

### 第一節 研究方法

#### 一、單根檢定

單根檢定的目的在檢視時間序列資料是否為恆定(stationary)狀態。因為在定態的時間數列，才符合漸進分配理論，其各項相關的檢定才能正確。一般的時間序列可區分為定態(stationary)和非定態(nonstationary)。在對變數進行共整合檢定之前，必須先確定變數是否皆為相同整合級次。

在定態的時間數列，其統計特性(如平均數及變異數)，並不隨時間的變化而改變，而實際上，許多時間數列的資料都是呈現非定態現象，如以非定態的時間數列作為分析的資料，將影響一般迴歸分析結果的有效性。因此，在進行共整合檢定前，必須先對時間序列採用差分的程序，以確定變數間具有相同整合級次的非恆定數列，而單根檢定即是檢定時間序列是否為定態的方法。另外，定態時間序列中產生的衝擊事件為暫時性的，衝擊將隨時間慢慢地消逝並且序列收斂至長期均衡水準；而非定態的時間序列恰恰相反，即使衝擊消失，對於時間序列的影響將永遠存在，表示該時間序列有長久的記憶特性。

經由單根檢定可確定時間序列的整合級次，藉以判斷其定態與否。若時間序列不恆定，則該序列將呈現無規則的隨機漫步，或趨於正負無限大，因此時間序列必須恆定方能進行迴歸及統計檢定。Granger and Newbold(1974) 提出，若資料序列為非恆定，逕以原始數列進行迴歸分析，則可能會出現假性迴歸 (Spurious Regression) 的問題。所以應用時間數列模型進行實證分析時，所選取的資料必須符合恆定，方能進行迴歸估計與統計檢定。

學術界大都可接受多數的經濟變數普遍存在單根的事實，因為大多數的經濟數列平均數或是變異數都會隨著時間的經過而改變，通常不是恆定的數列。因此以時間數列進行理論實證研究亦多採用單根檢定，以決定實證模型是否採用原始水準變數，或採差分 (Difference) 方式進行。經過差分的處理，可以將非恆定數列轉換成恆定數列。若是一數列需經過d次差分才能達恆定，也就是說 $\Delta^d X_t$ 為恆定，其中 $\Delta^d$ 為差分運算元，則可稱此數列為整合級次d次 (integrated of order d) 的數列，以I(d) 表示，而I(0)則是表示數列本身即為恆定，其整合級次為零。

一般常使用的單根檢定方法有兩種:DF單根檢定法(Dickey-Fuller test)及ADF單根檢定法(Angemented Dickey-Fuller test)。其分述如下:

(一)DF單根檢定法:

本模型為Dickey and Fuller 於1979年所提出的單根檢定方法。若為隨著時間成長的數列，通常可設為：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{公式3-1})$$

$\Delta$ ：差分

$\alpha_0$ ：截距項

$\lambda$ ：實數

$\varepsilon_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$

若 $|\lambda| < 1$ ，則 $Y_t$ 會隨時間經過而收斂成恆定性時間數列；若 $|\lambda| > 1$ ，則 $Y_t$ 會隨時間經過成指數型增加，成為非恆定性數列；若 $|\lambda| = 1$ ，則 $Y_t$ 雖然會隨時間經過而增加，但其增加之速度遠不及 $|\lambda| > 1$ 。故在應用時間數列模型時，需先用統計方法加以檢定虛無假設( $H_0$ )與對立假設( $H_1$ )，以判定是否為恆定性時間數列。

$H_0 : \lambda = 0$

$H_1 : \lambda \neq 1$

若檢定結果拒絕虛無假設( $H_0$ )則表示數列不具單根，為一恆定數列。若欲進一步檢定，則可以對兩邊取其差分，以差分型態再作一次單根檢定。

Dickey-Fuller檢定統計值與t檢定統計值相同，但其分配並不同於t分配，為一向左偏斜(skewed left)的分配。

## (二) ADF單根檢定法

然而DF檢定限定時間數列僅能以自我迴歸方式形成，若數列中含有自我迴歸與移動平均時，模型的差就會存在序列相關，違反殘差項須符合白噪音(white noise)，因此Dickey & Fuller建議在迴歸式中加入p期落差項形成ADF單根檢定。模型如下：

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta t + \lambda Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{公式3-2})$$

其中虛無假設為 $H_0 : \lambda = 0$ ，若檢定結果拒絕虛無假設( $H_0$ )則表示數列不具單根，呈現恆定性可作為模型建立的基礎。

若原始列無法拒絕虛無假設，必須進行一次差分，再將此數以ADF檢定，檢驗一階差分後數列是否為定態；若其結果拒絕虛無假設，則可知此原始數列為I(1)；進行共整合測試前，必須確定各數列具有相同整合級次。

ADF檢定法對於最適落後期數的選定，一般有下列二種準則：

1.SBC準則：由Schwartz(1978)衍生自貝式法提出，選取SBC(Schwarz Bayesian Criterion)值最小者為最適落後期。

2.AIC準則：由Akaike(1973)以最大概似函數法的概念發展出來的，以AIC值最小者為最適落後期。依據Engle and Yoo(1987)之建議，選擇AIC準則的最適落後期較佳，且AIC準則為一般計量實證分析在進行最適落後期的選取時較常採用的選取準則，因此本研究將使用AIC準則來選取最適落後期數。

當數列存在單根時，該時間數列為非恆定的時間數列，不能用原始的數列直接進行迴歸分析及統計檢定。必須經過d次差分處理達到恆定狀態。但由於DF檢定誤差項不存在自我相關，有較多的限制，而ADF檢定法透過適當落後期數的選擇，可以消除殘差項序列相關的問題，因此本研究採用ADF檢定法。

## 二、共整合檢定

若某些非穩態(non-stationary)數列彼此經過適當的線性組合即可得到穩態(stationary)數列，則我們就稱此數列間具有共整合的特殊關係。而共整合的概念是源自於經濟學中的均衡(Equilibrium)，因為大多數的學者都認為，均衡才是這世界上的常態現象，所有偏離均衡的狀態都是短暫的，所以一旦知道均衡在哪裡，就算不能掌控未來，但至少可以預知未來。而共整合是承接Integration(整合齊次)而來，雖然我們不能掌握單一變數的



均衡狀態，但只要我們可以預見它們之間的均衡點在哪裡就夠了，共整合即是此基本概念的構成。

Granger and Engle最早於1987年正式提出「共整合」觀念，是以二階段(two-stage)最小平方法(OLS)來估計共整合向量。其精神所在是測試二組時間序列是否為共整合假說，其 $H_0: X_t$ 與 $Y_t$ 不具整合其中，

$$X_t \sim I(d)$$

$$Y_t \sim I(d)$$

$$X_t = a + cY_t + u_t$$

$$\Delta u_t = -\rho u_{t-1} + \varepsilon_t$$

$u_t$ 為共整合迴歸式中 $t$ 期的殘差值，而將此殘差值做Dickey-Fuller的單根檢定，若檢定結果值顯著異於零，則顯示 $u_t$ 為定態性數列，也就是接受 $X_t$ 與 $Y_t$ 共整合的對立假說。但此兩階段最小平方法卻存在某些缺失，例如，變數間的共整合關係可能不是唯一，然而兩階段最小平方法卻只能估計出一種共整合關係。二來，在小樣本中的參數估計偏誤相當顯著，以及檢定的統計量沒有良好的極限分配，因此本文選擇以修正二階段共整合估計法的缺點後，目前最為廣泛應用的Johansen共整合估計法來檢驗遠期匯率NDF與即期匯率間之長期關係為何。

而Johansen(1988,1991)及Johansen and Juselius(1990)所發展出的最大概似比檢定法可彌補二階段檢定法的缺失最主要是由以下兩目的所形成：

- 1.從一具有獨立高斯誤差的自我迴歸過程中，求出共整合向量的最大概似估計式 (maximum likelihood estimators)。
- 2.透過概似比檢定 (a likelihood ratio test) 決定共整合向量的數目。

接下來即簡單說明Johansen共整合檢定法：

首先，假設變數 $X_t$ 為 $N \times 1$ 的 $I(1)$ 數列，而以向量自我迴歸(VAR)模型表示為(公式3-3)：

$$X_t = \pi_1 X_{t-1} + \dots + \pi_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad t=1, 2, \dots, T \quad (\text{公式3-3})$$

接著，令 $L$ 為落後運算元(log operator)， $\Delta=1-L$ 為差分運算分子，則(公式3-3)經過一次差分後為：

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_k \Delta X_{t-k-1} + \Pi X_{t-k} + \mu_t \quad (\text{公式3-4})$$

其中， $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k \quad i=1, 2, \dots, k-1$

$$\Pi = -I + \Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k$$

而 $\Pi$ 為 $N \times N$ 之長期衝擊矩陣(long-term impact matrix)，包括隱含在 $X_t$ 中的所有長期資訊之集合；而其秩數(rank)，則決定存在於 $X_t$ 之間的共整合向量數目。但是，關於 $\Pi$ 的秩數有三種可能：

1.  $\text{Rank}(\Pi)=p$ ，也就是當 $\Pi$ 為全秩(full rank)時，表示向量 $X_t$ 為恆定的數列，不符合 $I(1)$ 的要求。
2.  $\text{Rank}(\Pi)=0$ ，也就是當 $\Pi$ 為零秩時，表示變數間無長期共整合的關係，此即未受限制(unrestricted)的VAR模型。
3.  $0 < \text{Rank}(\Pi)=r < p$ ，就是當具有 $r$ 個共整合向量時，表示 $\Pi$ 可被分解為 $\Pi = \alpha\beta'$ ， $\alpha$ 為誤差修正係數的矩陣(matrix of error correction coefficient)， $\beta'$ 則為共整合向量的矩陣(matrix of cointegration vector)。

接下來，Johansen最大概似估計法的步驟如下：

首先，估計下列兩條迴歸式：

$$\Delta X_t = c + \beta_{01}\Delta X_{t-1} + \dots + \beta_{0k}\Delta X_{t-k} + R_{0t} \quad (\text{公式3-5})$$

$$X_{t-1} = d + \delta_{11}\Delta X_{t-1} + \dots + \delta_{1k}\Delta X_{t-k} + R_{1t} \quad (\text{公式3-6})$$

由上列兩式(公式3-5)(公式3-6)中得殘差項分別為 $R_{0t}$ 與 $R_{1t}$ ，再以 $R_{0t}$ 對 $R_{1t}$ 進行迴歸，所得到的係數為 $\Pi$ 。

而共整合向量 $\beta$ 的最大概似估計，就可由解以下式之特徵根(exigent-value)

得到：
$$|\lambda S_{kk} S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (\text{公式3-7})$$

基於(公式3-7)中所得之顯著特徵根數目 $\lambda_i$ ，可推導出兩種檢定共整合向量 $r$ 的方法：

1. 軌跡檢定法(trace test)，如(公式3-8)

$$\text{Trace統計量} = -T \sum_{i=q+1}^n \ln(1-\lambda_i) \quad (\text{公式3-8})$$

軌跡檢定的虛無假設為變數間至少有 $q$ 個共整合向量，也就是 $H_0: r \leq q$ ；若所得出結果是拒絕虛無假設，則代表 $N$ 個變數間至少存在 $q$ 種長期共同趨勢。

2. 最大特徵根檢定(maximum exigent-value test)，表示為(公式3-9)

$$\lambda_{\max} = \ln(1-\lambda_{r+1}) \quad (\text{公式3-9})$$

而此種方法的虛無假設為變數間存在 $q$ 個共整合向量，即 $H_0: r = q$ 。

這兩種方法都是事先假設變數間不存在共整合關係，亦即是 $r=0$ ，若拒絕虛無假設，則依次增加向量個數再進行檢定，直到完全無法拒絕假設為止。所以若檢定結果存在一個或多個顯著的特徵根，就表示變數之間具有長期穩定的均衡關係。

### 三、迴歸分析

迴歸分析 (Regression Analysis) 目的在於探討數據之間是否存在特定關係，以了解兩個或多個變數間是否相關、相關方向與強度，並建立數學模型以便觀察特定變數來解釋和預測研究者感興趣的變數。一般來說，迴歸分析是建立應變數 Y (或稱依變數) 與自變數 X (或稱獨變數) 之間關係的模型，由於迴歸方程式是線性關係，我們可以估算自變數的變動，會帶給應變數多大的改變，來預測未來的變動。

迴歸分析的分類可分成單變量 (Univariate) 迴歸和多變量 (Multivariate) 迴歸，當一個應變數對一個或多個自變數進行迴歸分析時，稱為單變量迴歸；而當多個應變數對一個或多個自變數進行迴歸分析時，則稱為多變量迴歸。單變量迴歸的模型一般又可概分成三種型態：1. 線性迴歸 (Linear Regression)；2. 非線性迴歸 (Nonlinear Regression)；3. 其他類型迴歸。本文謹討論單變量迴歸分析中的線性迴歸 (Linear Regression) 關係。線性迴歸可分成簡單 (Simple) 線性迴歸與多元 (Multiple) 線性迴歸兩種，兩者的迴歸模型均為線性關係，簡單線性迴歸是用來探討一個應變數和一個自變數的關係，多元線性迴歸則是用來探討一個應變數和多個自變數間的關係。

## 第二節 實證模型設定

本文主要是以台灣、韓國和中國大陸三國為對象，探討分析其外匯市場中即期外匯價格與各不同天期遠期外匯(NDF)價格之關係。本研究將以多元線性迴歸進行研究，應變數為新台幣的即期匯率報酬率、韓圓的即期匯率報酬率及人民幣的即期匯率報酬率；自變數為新台幣的各遠天期 NDF 報酬率、韓圓的各遠天期 NDF 報酬率及人民幣的各遠天期 NDF 報酬率。本研究採用的實證模型如下：

### 1. 新台幣(T)

$$\Delta SPOT_t^T = C + \sum_{i=0}^{a1} \alpha_i^T \Delta NDF_{1t-i}^T + \sum_{i=0}^{a2} \beta_i^T \Delta NDF_{3t-i}^T + \sum_{i=0}^{a3} \gamma_i^T \Delta NDF_{6t-i}^T + \sum_{i=0}^{a4} \phi_i^T \Delta NDF_{9t-i}^T + \sum_{i=0}^{a5} \omega_i^T \Delta NDF_{12t-i}^T + \varepsilon_t$$

### 2. 韓圓 (K)

$$\Delta SPOT_t^K = C + \sum_{i=0}^{b1} \alpha_i^K \Delta NDF_{1t-i}^K + \sum_{i=0}^{b2} \beta_i^K \Delta NDF_{3t-i}^K + \sum_{i=0}^{b3} \gamma_i^K \Delta NDF_{6t-i}^K + \sum_{i=0}^{b4} \phi_i^K \Delta NDF_{9t-i}^K + \sum_{i=0}^{b5} \omega_i^K \Delta NDF_{12t-i}^K + \varepsilon_t$$

### 3. 人民幣(C)

$$\Delta SPOT_t^C = C + \sum_{i=0}^{c1} \alpha_i^C \Delta NDF_{1t-i}^C + \sum_{i=0}^{c2} \beta_i^C \Delta NDF_{3t-i}^C + \sum_{i=0}^{c3} \gamma_i^C \Delta NDF_{6t-i}^C + \sum_{i=0}^{c4} \phi_i^C \Delta NDF_{9t-i}^C + \sum_{i=0}^{c5} \omega_i^C \Delta NDF_{12t-i}^C + \varepsilon_t$$

模型變數定義：

T、K、C: 分別代表台灣、韓國、中國大陸。

$\Delta SPOT_t^T$ 、 $\Delta SPOT_t^K$ 、 $\Delta SPOT_t^C$ : 分別代表新台幣第 t 期即期匯率報酬率、韓圓第 t 期即期匯率報酬率、人民幣第 t 期即期匯率報酬率。

$\Delta NDF_{1t}$ 、 $\Delta NDF_{3t}$ 、 $\Delta NDF_{6t}$ 、 $\Delta NDF_{9t}$  及  $\Delta NDF_{12t}$ : 分別為各國一個月天期第 t 期、三個月天期第 t 期、六個月天期第 t 期、九個月天期第 t 期及十二個月天期第 t 期之無本金交割遠期外匯報酬率。

## 第四章 實證結果與分析

### 第一節 資料來源與研究期間

#### 一、 資料來源與研究期間

本文是探討台灣、韓國與中國大陸不同期限無本金交割遠期外匯市場之預測能力，所使用的資料取自 Datastream 資料庫；匯率報價方式採用直接報價方式，即一單位外國貨幣能兌換多少單位的本國貨幣。

研究期間為 2003 年 1 月 1 日起至 2013 年 12 月 31 日止，共 2870 筆日資料，並以 2008 年 9 月 15 日美國宣布雷曼兄弟破產作為金融海嘯前、後的區分。本研究以 E-Views 統計軟體進行實證研究，刪除非共同交易日無法對應之日資料進行迴歸分析，採用的變數資料來源及名稱整理如表 4.1 和表 4.2。

表 4.1 台灣、韓國與中國大陸遠期(NDF)資料型態與來源

變數名稱	國家	貨幣單位	資料來源
T	台灣	新台幣(NT\$)	Datastream
K	韓國	韓圓(WON₩)	
C	中國大陸	人民幣(RMB¥)	

表 4.2 台灣、韓國與中國大陸分析探討期間

變數名稱	國家	金融海嘯前	金融海嘯後
T	台灣	2003/01/01	2008/09/15
K	韓國	~	~
C	中國大陸	2008/09/14	2013/12/31

## 二、時間序列趨勢圖

本研究期間 2003 年 1 月 1 日起至 2013 年 12 月 31 日止，共 2870 筆日資料，探討台灣、韓國與中國大陸不同期限遠期外匯(NDF)對於現貨市場的預測能力。然在本研究的期間範圍內再區分為金融海嘯前與金融海嘯後作為探討，由(圖 4.1)到(圖 4.6)分別顯示台灣、韓國和中國大陸三國即期匯率和各不同天期遠期匯率(NDF)的走勢圖和其報酬率走勢圖，我們可以發現具有下列特性:

- 1.圖4.1、圖4.3及圖4.5中顯示，三國的即期匯率和遠期匯率(NDF)趨勢線走勢相符。
- 2.圖4.1及圖4.5中發現，台灣和中國大陸在金融海嘯前，遠期外匯市場(NDF)和即期外匯市場存在較顯著的換匯點數(SWAP POINT)，說明遠期匯率(NDF)的換匯點在金融海嘯前相對於海嘯後較大。
- 3.圖 4.2、圖 4.4 及圖 4.6 顯示，2008 年爆發金融海嘯，台灣、韓國和中國大陸遠匯(NDF)和即期匯率報酬率走勢圖呈現較大幅度的波動，原因是這段期間，美國次級房貸事件爆發全球信用問題和資金流動性風險以及歐洲歐債危機發生等重大金融事件導致市場劇烈波動所造成的結果。

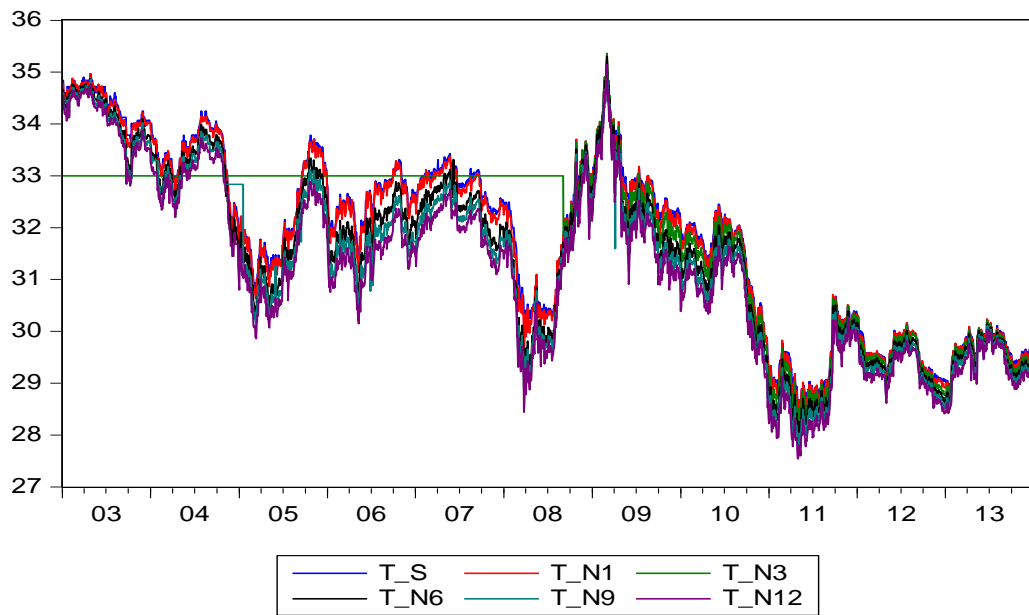


圖 4.1 新台幣的走勢圖

註:T\_S、T\_N1、T\_N3、T\_N6、T\_N9、 T\_N12 分別代表新台幣即期匯率、一個月期、三個月期、六個月期、九個月期及十二個月期之無本金交割遠期外匯匯率

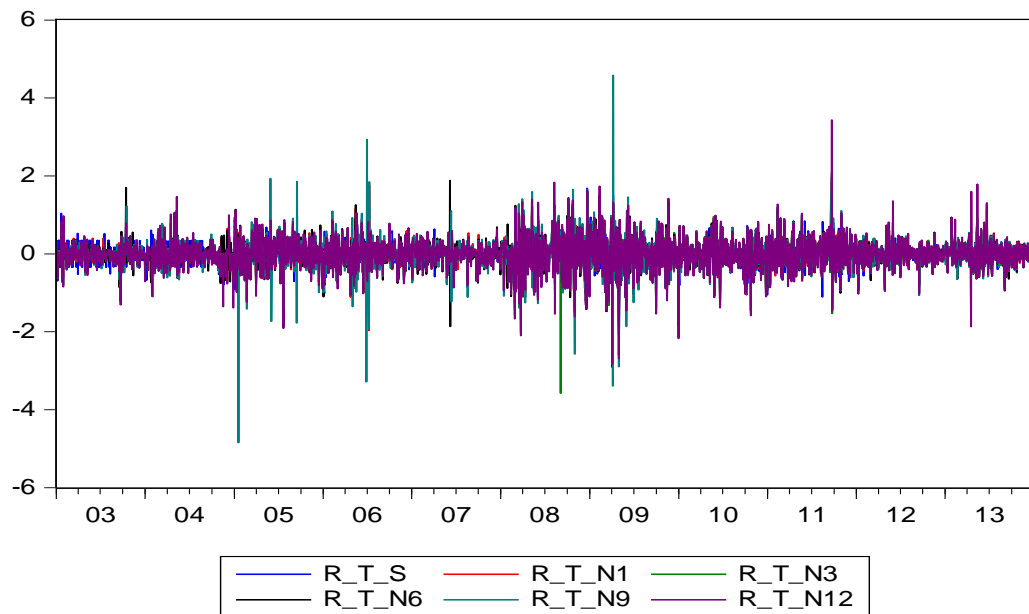


圖 4.2 新台幣報酬率的走勢圖

註:R\_T\_S、R\_T\_N1、R\_T\_N3、R\_T\_N6、 R\_T\_N9、R\_T\_N12 分別代表新台幣即期匯率報酬率、一個月期、三個月期、六個月期、九個月期及十二個月期之無本金交割遠期外匯匯率報酬率



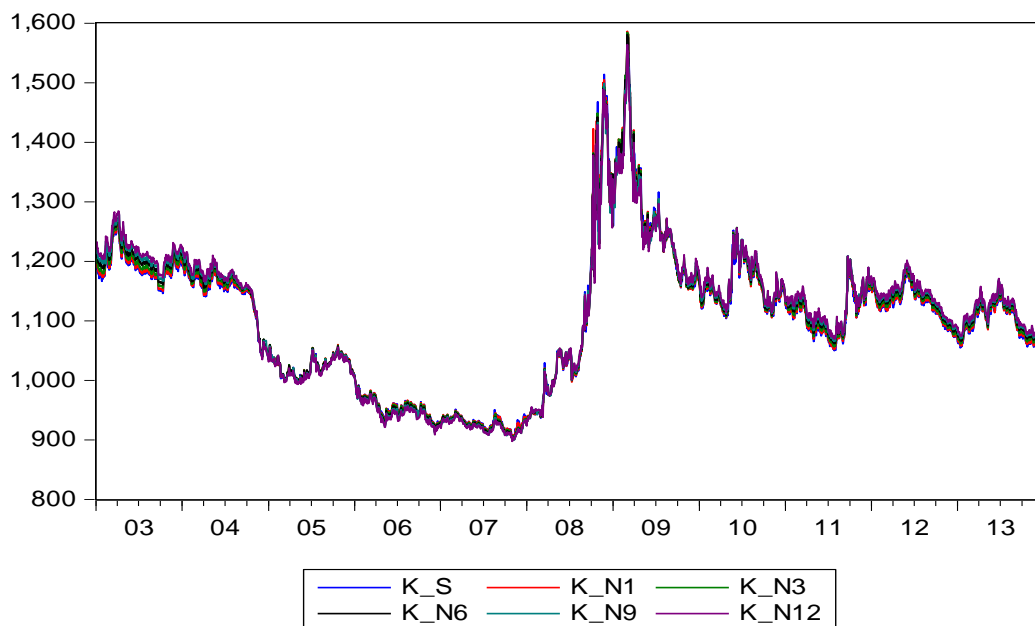


圖 4.3 韓圓的走勢圖

註:K\_S、K\_N1、K\_N3、K\_N6、K\_N9、K\_N12 分別代表韓圓即期匯率、一個月期、三個月期、六個月期、九個月期及十二個月期之無本金交割遠期外匯匯率

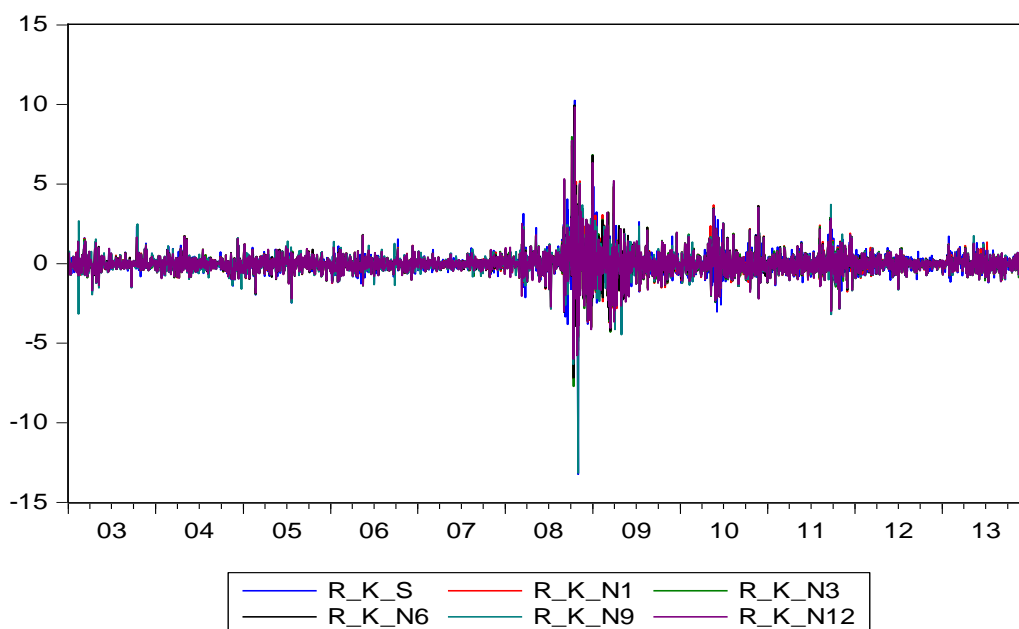


圖 4.4 韓圓報酬率的走勢圖

註:R\_K\_S、R\_K\_N1、R\_K\_N3、R\_K\_N6、R\_K\_N9、R\_K\_N12 分別代表韓圓即期匯率報酬率、一個月期、三個月期、六個月期、九個月期及十二個月期之無本金交割遠期外匯匯率報酬率

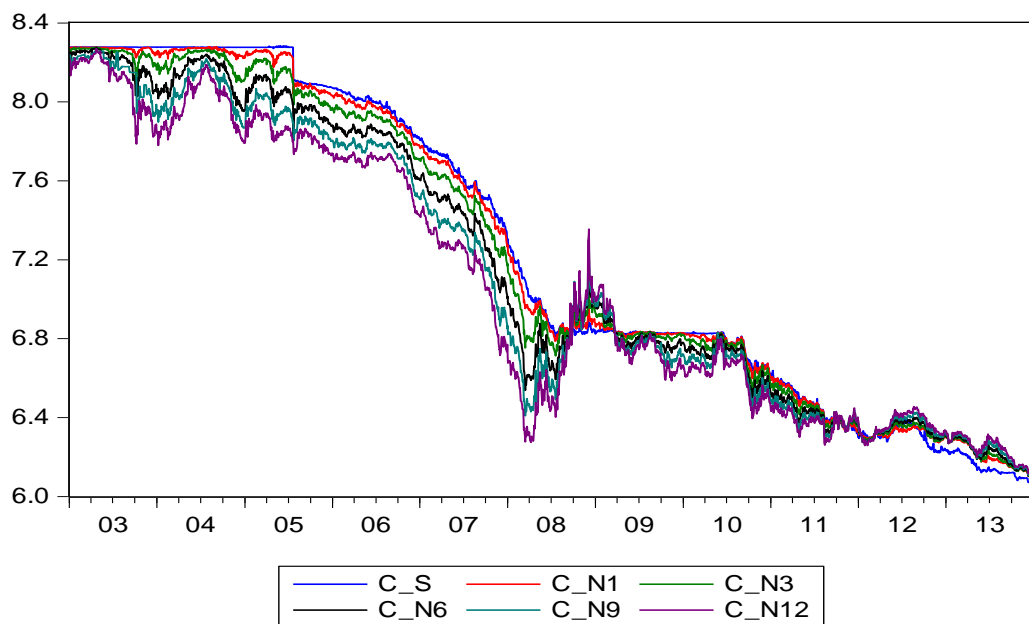


圖 4.5 人民幣的走勢圖

註:C\_S、C\_N1、C\_N3、C\_N6、C\_N9、C\_N12 分別代表人民幣即期匯率、一個月期、三個月期、六個月期、九個月期及十二個月期之無本金交割遠期外匯匯率

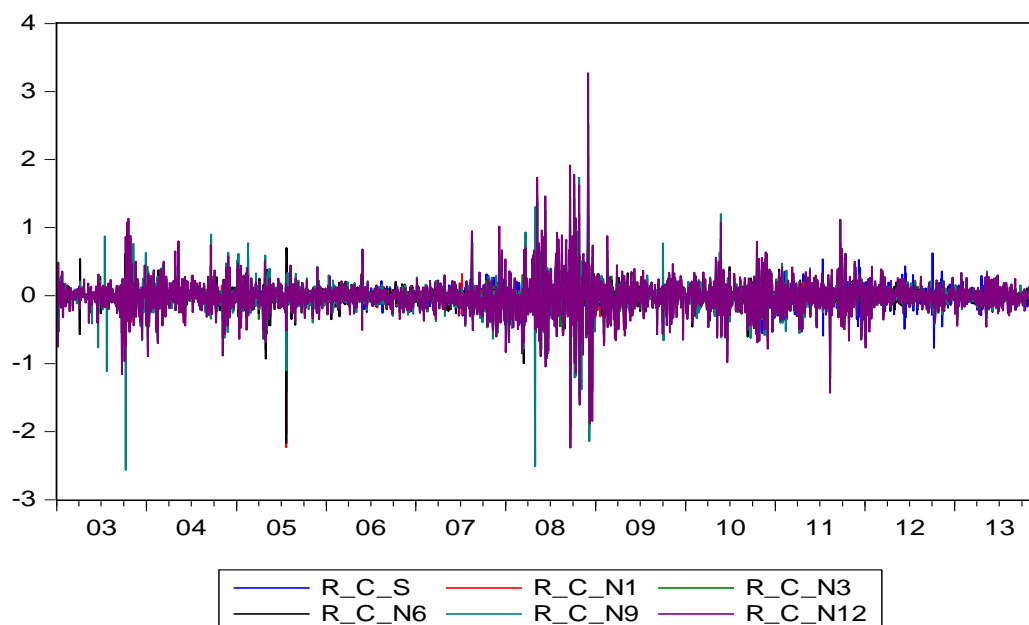


圖 4.6 人民幣報酬率的走勢圖

註:R\_C\_S、R\_C\_N1、R\_C\_N3、R\_C\_N6、R\_C\_N9、R\_C\_N12 分別代表人民幣即期匯率報酬率、一個月期、三個月期、六個月期、九個月期及十二個月期之無本金交割遠期外匯匯率報酬率

## 第二節 資料定態分析與基本統計量

### 一、ADF 單根檢定

在進行實證分析前，首先應對各數列進行單根檢定，以確定各數列的特性和穩定性(stationarity)。也就是說，從單根檢定結果，可以決定所欲研究的數列該用何種方法來進行模型分析，例如：對非定態的數列就不能單純以OLS來分析，否則會產生錯誤迴歸的問題。所以，首先針對即期匯率與不同天期遠匯(NDF)資料，進行單根檢定。若存在單根現象時，表示為非定態的時間序列資料，就必需對數列進行一階差分的動作，讓序列呈平穩狀態。

本研究採用ADF單根檢定法來檢定變數是否為定態資料。在進行ADF單根檢定時，須加入各變數的落後期數項以去除殘差的自我相關，根據截距項及時間趨勢項的加入與否會得到不同的模型，且模型中加入過多的變數會降低檢定力，比較不容易拒絕虛無假設。所以，本研究在模型中加入截距項及時間趨勢，若所得到的結果為拒絕虛無假設，就可斷定此數列無單根存在，若不拒絕虛無假設，則檢定截距項及時間趨勢的係數是否為零，以考慮去除截距項及時間趨勢後，再做一次ADF檢定。

檢定結果如表4.3，由原始數列的ADF檢定中，發現原始數列之即期匯率與不同天期遠匯(NDF)的匯率值均無法拒絕單根的不穩定性，表示它們均為非定態序列資料。在進行一階差分後序列的單根檢定中看出，即期匯率與不同天期遠匯(NDF)匯率值均拒絕單根的存在，表示它們均為定態的序列資料。

表 4.3 各國 SPOT 和不同遠天期(NDF)單根檢定結果

	原始水準值	一階差分
台灣	t-Statistic[P-value]	t-Statistic[P-value]
SPOT	-1.7869[0.3874]	-16.4230[0.0000]***
NDF_1 <sub>t</sub>	-1.9311[0.3181]	-14.0799[0.0001]***
NDF_3 <sub>t</sub>	0.7703[0.6596]	-11.8155[0.0000]***
NDF_6 <sub>t</sub>	-2.0346[0.2720]	-14.2462[0.0000]***
NDF_9 <sub>t</sub>	-2.1070[0.2420]	-19.9011[0.0000]***
NDF_12 <sub>t</sub>	-2.3186[0.1661]	-10.7031[0.0000]***
韓國	t-Statistic[P-value]	t-Statistic[P-value]
SPOT	-1.9402[0.3139]	-13.3857[0.0000]***
NDF_1 <sub>t</sub>	-1.8438[0.3594]	-12.7614[0.0000]***
NDF_3 <sub>t</sub>	-1.8431[0.3598]	-12.5742[0.0000]***
NDF_6 <sub>t</sub>	-1.8199[0.3711]	-12.5589[0.0000]***
NDF_9 <sub>t</sub>	-1.7793[0.3912]	-11.5025[0.0000]***
NDF_12 <sub>t</sub>	-1.7716[0.3950]	-11.3331[0.0000]***
中國大陸	t-Statistic[P-value]	t-Statistic[P-value]
SPOT	0.4970[0.9867]	-23.7193[0.0000]***
NDF_1 <sub>t</sub>	0.1331[0.9682]	-12.8654[0.0000]***
NDF_3 <sub>t</sub>	-0.2432[0.9305]	-14.5165[0.0000]***
NDF_6 <sub>t</sub>	-0.5559[0.8776]	-12.1137[0.0000]***
NDF_9 <sub>t</sub>	-0.7628[0.8287]	-11.7651[0.0000]***
NDF_12 <sub>t</sub>	-0.9370[0.7769]	-12.2322[0.0000]***

註: \*、\*\*和\*\*\*分別代表 10%、5%和 1%顯著水準下，可拒絕有單根的虛無假設。

## 二、敘述統計量

表4.4列出了研究期間台灣、韓國與中國大陸三國即期匯率報酬率的敘述統計資料。標準差數值的大小代表波動程度的高低，韓國標準差值最大，表示其匯率波動程度最高，台灣和中國大陸的波動程度相當；偏態係數仍用來描述分配狀態偏離平均數的程度，三國皆為負值，表示均為左偏分配；峰態係數是描述分配狀態，與常態分配來比較是為高峻或平坦，三國的峰態係數皆大於3，為高狹峰有厚尾現象，表示其極端事件出現的機率比常態分配預測要來的高，以中國大陸的數值最大，可能原因中國大陸央行匯率政策造成的結果。

表 4.4 各國即期匯率變動之敘述統計量

	台灣	韓國	中國大陸
平均數	-0.005297	-0.004253	-0.010893
中位數	0	-0.020022	0
最大值	1.680767	10.25876	0.893661
最小值	-1.567225	-13.23607	-2.031858
標準差	0.275841	0.748147	0.100352
偏態係數	-0.027418	-0.791461	-3.039427
峰態係數	6.8312	56.54442	67.82215
JB 值	1755.003	343026	506720.9
P 值	0	0	0
樣本數	2869	2869	2869

註:1.偏態係數大於0為右(正)偏態，小於0為左(負)偏態。

2.峰態係數大於3為高狹峰，小於3為低闊峰，等於3為常態峰。

3.JB 值為常態分配檢定，若 P 值<0.05 為非常態分配。

### 三、相關係數

相關係數是顯示兩個變數之間線性關係的強度和方向，它表現的是兩個變數間的依存關係，即相關程度大小，也就是表示相關係數數字愈大，強度愈強，相關性就會愈高。

表4.5是全段研究期間，台灣、韓國和中國大陸三國的外匯市場中，各國即期匯率和各不同天期遠匯(NDF)間存在的相關程度。新台幣遠期匯率(NDF)和即期匯率的相關係數都大於0.5，存在顯著高度正相關，其中以一個月短天期遠匯(NDF)相關係數最高。韓圀遠期匯率(NDF)和即期匯率之相關係數也皆大於0.5，是高度正相關，以九個月長天期遠匯(NDF)相關係數最高。人民幣遠期匯率(NDF)和即期匯率的相關係數小於0.5，相關性偏低，其中以一個月短天期遠匯(NDF)和即期匯率相關係數相較於長天期遠匯(NDF)和即期匯率相關係數為高，可能是由於中國大陸對於外匯市場的管制操控較大，導致對長天期遠匯(NDF)的相關性較小。

表 4.5 各國 SPOT 和不同天期匯率(NDF)之相關係數

	新台幣	韓圀	人民幣
NDF_1 <sub>t</sub>	0.7401	0.6040	0.4679
NDF_3 <sub>t</sub>	0.5729	0.5975	0.2822
NDF_6 <sub>t</sub>	0.7325	0.5762	0.3486
NDF_9 <sub>t</sub>	0.6617	0.7938	0.2506
NDF_12 <sub>t</sub>	0.7223	0.6105	0.2726

### 第三節 Johansen 共整合檢定

本研究採用 Johansen 最大概似估計法來對共整合向量的個數做估計與檢定，探討台灣、韓國與中國大陸三國即期匯率與各不同天期遠期匯率(NDF)是否存在「共整合」的現象。該法提供了兩種不同的檢定統計量，Trace 統計量和最大特徵值  $\lambda_{max}$  統計量，這兩種方法都是事先假設變數間不存在共整合關係，若檢定結果存在一個或多個顯著的特徵根，就表示變數之間具有長期穩定的均衡關係。

表4.6、表4.7及表4.8顯示，新台幣、韓圓和人民幣各不同天期遠期匯率(NDF)與即期匯率間都存在共整合現象，說明三國各不同天期遠期匯率(NDF)和即期匯率均具有長期均衡的共整合關係，表示外匯市場上匯率變動是可預測的，外匯市場不具效率性。

表 4.6 新台幣 SPOT 與不同天期遠期外匯(NDF)之 Johansen 共整合檢定

幣別名稱	虛無假設	軌跡檢定	最大特徵根
		Trace statistics[P-value]	Max-Eigen statistics[P-value]
新台幣	rank( $\Pi$ )=0	514.0189[0.0001]***	330.6415[0.0001]***
	rank( $\Pi$ )=1	183.3773[0.0000]***	97.2493[0.0000]***
	rank( $\Pi$ )=2	86.1279[0.0000]***	61.6008[0.0000]***
	rank( $\Pi$ )=3	24.5270[0.1790]	15.3370[0.2660]
	rank( $\Pi$ )=4	9.1900[0.3481]	8.5622[0.3244]
	rank( $\Pi$ )=5	0.6278[0.4281]	0.6278[0.4281]

註:1.\*, \*\*, \*\*\*分別表示在 10%, 5%, 1%水準下顯著。

2.rank( $\Pi$ )代表共整合向量的個數。

**表 4.7 韓圓 SPOT 與不同天期遠期外匯(NDF)之 Johansen 共整合檢定**

幣別名稱	虛無假設	軌跡檢定	最大特徵值
		Trace statistics[P-value]	Max-Eigen statistics[P-value]
韓圓	rank( $\Pi$ )=0	1757.3120[1.0001]	857.4446[0.0001]***
	rank( $\Pi$ )=1	899.8678[0.0001]***	445.7323[0.0001]***
	rank( $\Pi$ )=2	454.1355[0.0001]***	241.3105[0.0001]***
	rank( $\Pi$ )=3	212.8250[0.0001]***	197.3150[0.0001]***
	rank( $\Pi$ )=4	15.5099[0.0497]**	11.1693[0.1459]
	rank( $\Pi$ )=5	4.3406[0.0372]**	4.3406[0.0372]**

註:1.\*, \*\*, \*\*\*分別表示在 10%, 5%, 1%水準下顯著。

2.rank( $\Pi$ )代表共整合向量的個數。

**表 4.8 人民幣 SPOT 與不同天期遠期外匯(NDF)之 Johansen 共整合檢定**

幣別名稱	虛無假設	軌跡檢定	最大特徵根
		Trace statistics[P-value]	Max-Eigen statistics[P-value]
人民幣	rank( $\Pi$ )=0	597.6293[0.0001]***	267.2931[0.0001]***
	rank( $\Pi$ )=1	330.3362[0.0001]***	195.3338[0.0001]***
	rank( $\Pi$ )=2	135.0024[0.0000]***	54.0525[0.0000]***
	rank( $\Pi$ )=3	80.9498[0.0000]***	49.9987[0.0000]***
	rank( $\Pi$ )=4	30.9511[0.0001]***	30.5558[0.0001]***
	rank( $\Pi$ )=5	0.3953[0.5295]	0.3953[0.5295]

註:1.\*, \*\*, \*\*\*分別表示在 10%, 5%, 1%水準下顯著。

2.rank( $\Pi$ )代表共整合向量的個數。



## 第四節 迴歸分析

本節進行迴歸分析，以台灣、韓國與中國大陸即期匯率市場和遠期外匯市場(NDF)的關係為探討對象，分析期間為 2003 年 1 月 1 日起至 2013 年 12 月 31 日止，另以 2008 年 9 月 15 日宣布美國雷曼兄弟破產作為金融海嘯期間的區分:金融海嘯前及金融海嘯後二個時期作分別探討，分析三國不同天期遠期外匯市場(NDF)對於現貨市場解釋能力的差異性。

### 一、 金融海嘯前

表4.9中觀察，金融海嘯前，台灣一個月期、九個月期和十二個月期遠匯(NDF)有1%的正向顯著水準，六個月期遠匯(NDF)是5%的正向顯著水準;韓國遠匯(NDF)的顯著水準表現以一個月期和九個月期達1%正向顯著水準;中國大陸以一個月期和九個月期遠匯(NDF)有1%的正向顯著水準，三個月期遠匯(NDF)為1%的負向顯著水準。

海嘯前，台灣、韓國與中國大陸短天期遠匯(NDF)對於現貨市場之解釋能力以一個月期遠匯(NDF)表現最佳，都達到1%的正向顯著水準;其中，中國大陸一個月期遠匯(NDF)之參數估計值相對高於台灣和韓國，說明海外短天期遠匯(NDF)變動對於人民幣現貨市場的解釋能力顯著。三國長天期遠期外匯市場(NDF)對於即期外匯市場之解釋能力表現以九個月期遠匯(NDF)最為顯著，皆有1%的正向顯著水準，韓國的參數估計值較高於台灣和中國大陸。

表 4.9 新台幣、韓圓、人民幣金融海嘯前之參數估計結果

		新台幣 SPOT	韓圓 SPOT	人民幣 SPOT
		估計參數[P-value]	估計參數[P-value]	估計參數[P-value]
金融海嘯前: 2003/1/1 ~ 2008/9/14	NDF <sub>1t</sub>	5.1988[0.0000]***	7.1071[0.0000]***	22.1079[0.0000]***
	NDF <sub>3t</sub>	-0.2403[0.8101]	0.9153[0.3602]	-5.2538[0.0000]***
	NDF <sub>6t</sub>	2.4327[0.0151]**	0.0436[0.9652]	-0.3148[0.7529]
	NDF <sub>9t</sub>	3.3571[0.0008]***	13.8368[0.0000]***	2.9192[0.0036]***
	NDF <sub>12t</sub>	7.8808[0.0000]***	-1.3060[0.1918]	-1.6516[0.0988]*

註:\*，\*\*，\*\*\*分別表示在 10%，5%，1%水準下顯著。

## 二、金融海嘯後

表4.10中顯示，金融海嘯後，台灣一個月期和九個月期遠匯(NDF)有1%的正向顯著水準;韓國遠期外匯(NDF)的顯著水準表現只有九個月期達1%正向顯著水準;中國大陸一個月期遠匯(NDF)有1%的正向顯著水準，三個月期遠匯(NDF)為5%的負向顯著水準，九個月期遠匯(NDF)是1%的負向顯著水準。

海嘯後，短天期遠匯(NDF)之解釋能力以台灣和中國大陸一個月期遠匯(NDF)表現較好，有1%的正向顯著水準，但是兩國參數估計值之表現相較海嘯前有減弱情形;其中，仍以中國大陸的顯著影響高於台灣。長天期遠匯(NDF)之解釋能力表現，三國以九個月期遠期外匯(NDF)對現貨市場之解釋能力最好;其中，台灣和韓國的參數估計值表現在海

嘯後相對於海嘯前顯著。

表 4.10 新台幣、韓圀、人民幣金融海嘯後之參數估計結果

		新台幣 SPOT	韓圀 SPOT	人民幣 SPOT
		估計參數[P-value]	估計參數[P-value]	估計參數[P-value]
金融海嘯 後: 2008/9/15 ~ 2013/12/31	NDF <sub>1t</sub>	4.4549[0.0000]***	1.1690[0.2426]	7.9251[0.0000]***
	NDF <sub>3t</sub>	0.6030[0.5466]	0.5186[0.6041]	-2.5368[0.0113]**
	NDF <sub>6t</sub>	-1.5655[0.1177]	-1.6308[0.1032]	1.8380[0.0663]
	NDF <sub>9t</sub>	9.6579[0.0000]***	32.4037[0.0000]***	-2.6997[0.0070]***
	NDF <sub>12t</sub>	1.9406[0.0525]*	-0.3443[0.7307]	1.8922[0.0587]*

註:\*，\*\*，\*\*\*分別表示在 10%，5%，1%水準下顯著。

### 三、 小結

金融海嘯前，新台幣、韓圀與人民幣遠期匯率(NDF)對於現貨市場的解釋能力以一個月短天期遠匯(NDF)表現較好，且三個幣別參數估計結果相對高於海嘯後，表示金融海嘯前，三國一個月短天期遠匯變動對(NDF)於現貨市場價格的影響力大於其他天期遠匯，或許是因為現在發達資訊市場反應迅速所造成。其中，以中國大陸一個月短天期遠匯(NDF)之參數估計值較高，可能原因是中國大陸的市場資訊較為封閉，對於外匯市場的操控大，導致對長天期遠匯(NDF)的影響較不顯著。

金融海嘯後，新台幣、韓圓與人民幣以九個月長天期遠期匯率(NDF)對於現貨市場之解釋能力表現較佳，說明金融海嘯後，三國九個月長天期遠匯變動(NDF)對於現貨市場價格的影響力大於其他天期遠匯，可能原因是海嘯後投資人對於未來趨勢變動更敏感；則長天期遠匯的顯著表現，以九個月期遠匯(NDF)為顯著代表，不是十二個月期遠匯(NDF)，或許由於十二個月期遠匯(NDF)這個期間太長，預期效果不好，使得長天期遠匯(NDF)對於現貨市場之解釋能力以九個月期為重要角色。其中，海嘯後新台幣和韓圓的參數估計值高於海嘯前，表示新台幣和韓圓九個月期遠匯(NDF)對於現貨市場的影響效果變得更好，可能原因是台灣和韓國的外匯市場較為開放，資訊公開的透明度較高，對長期影響效果較好。

整體而言，海嘯前，台灣、韓國和中國大陸之參數估計結果有九個達1%~5%顯著水準，海嘯後，則下降為六個1%~5%顯著水準，表示三國遠期外匯市場(NDF)對於現貨市場之解釋能力在金融海嘯前相對於海嘯後好，說明金融海嘯前，金融市場在全球經濟景氣穩定的情況下，遠期外匯市場價格(NDF)變動對於現貨市場價格解釋能力較佳，而由於金融風暴發生，金融市場環境變得較不安定，各國政府干預較大，導致海嘯後遠匯(NDF)對於現貨市場之解釋能力減弱。

## 第五章 結論與建議

### 第一節 研究結論

本文是探討不同期限無本金交割遠期外匯市場之預測能力，以台灣、韓國和中國大陸為研究對象，選取這三個國家即期匯率和遠期外匯市場 1、3、6、9、12 個月遠期匯率(NDF)來分析探討。國際間各種經貿活動和投資行為能順利完成，是透過外匯市場交易讓各國貨幣可以交換，也因為外匯市場的交割時間和性質不相同，且國際貿易具有跨期間的性質，所以外匯市場提供規避匯率風險的功能。匯率是指兩種貨幣的兌換比例，決定於外匯的供給與需求；匯率的產生發展，與商品經濟發展變化密切相關，可反映出國內外經濟、金融及財政...等情勢，以作為國與國之間的相對比較。

本論文運用 ADF 單根檢定法檢定資料為定態資料，Johansen 共整合檢定觀察三國現貨價格和遠匯價格(NDF)具有長期均衡的共整合關係，和以多元線性迴歸分析遠期外匯價格(NDF)變動與現貨價格變動存在的關連性。茲將本論文實證研究結論整理如下。

1. 由Johansen共整合檢定結果發現台灣、韓國及中國大陸即期匯率和各不同天期遠期匯率(NDF)皆具有長期均衡的共整合關係，亦表示在外匯市場上匯率變動是可預測的，外匯市場不具效率性。

2. 整體而言，台灣、韓國與中國大陸遠匯市場(NDF)對現貨市場有不同差異性之預測能力。可知遠期外匯市場上的預測能力，不單是傳統的遠期外匯，無本金交割遠期外匯也

有不錯之解釋能力表現，可提供企業和投資人操作外匯時多樣選擇的預測依據。

3. 金融海嘯前，台灣、韓國與中國大陸一個月短天期遠匯(NDF)對於現貨市場價格之解釋能力較好，參數估計結果也比海嘯後顯著，說明在金融海嘯前，三國一個月短天期遠匯(NDF)變動對於現貨價格影響為重要角色，可能因為現在發達資訊市場反應快速；其中，中國大陸一個月短天期遠匯(NDF)之解釋能力最高，可能中國大陸是一個較封閉的資訊市場，對於外匯市場的主導性強，導致對長天期遠匯(NDF)的影響效果較差。

4. 金融海嘯後，台灣和韓國九個月長天期遠匯(NDF)對於現貨市場價格之解釋能力較好，說明兩國在海嘯後，以九個月長天期遠匯(NDF)對於現貨市場的影響力大於其他天期遠匯，可能原因是海嘯後投資人對於長期未來趨勢變動更敏感；其中，台灣和韓國九個月期遠匯(NDF)對於現貨市場的影響效果變得較好，或許是台灣和韓國外匯市場資訊公開的透明度較高，對長期影響效果較顯著。

5. 整體表現上，台灣、韓國和中國大陸遠期外匯市場(NDF)對於現貨市場之解釋能力在金融海嘯前的影響效果相對好於海嘯後，說明金融海嘯的發生，金融市場環境變得較不穩定，各國政府干預性較大，導致海嘯後三國遠期外匯市場(NDF)對於現貨市場之解釋能力有減弱情形。

## 第二節 未來研究建議

本研究是以台灣、韓國與中國大陸不同期限無本金交割遠期外匯市場之預測能力進行分析，為了使匯率波動預測有更客觀的衡量，可納入其他可能影響匯率波動之相關因素，提供企業和投資人在操作匯率避險或投資時更有效的參考依據。茲將本論文之研究

建議整理如下。

1. 由於貨幣政策往往具有穩定匯市的功能，為使匯率波動預測有多方面的考量，可納入各國貨幣政策於變數中探討，已得到更好的解釋能力。
2. 本論文採用的資料為日頻率資料，後續研究者可繼續探討不同頻率的資料來進行比較。
3. 本研究僅以台灣、韓國及中國大陸為研究對象，後續研究者可以考慮其他新興市場國家與成熟國家之間的差異，更深入探討國際間金融外匯市場的變化，以進行分析與比較。

## 參考文獻

### 一、國內文獻

王凱立、吳軍奉(2006)，「台灣即期、遠期與無本金交割遠期外匯關聯性研究-NDF 市場關閉政策分析」經濟論文，中央研究院經濟研究所

王幸政(2010)，「NDF、美元指數及利率對新台幣匯率的影響」臺北大學，企業管理學系碩士論文，p41

李貞儀(2005)，「遠期與即期匯率關係之探討-Panel 共整合的應用」中山大學，經濟系研究所碩士論文

吳慧雅(2001)，「無本金交割遠期外匯與即期外匯市場之相關性分析」義守大學，管理科學研究所碩士論文

吳慧雅(2001)，「無本金交割遠期外匯與即期外匯市場之相關性分析」義守大學，管理科學研究所碩士論文，p29

林季薇(2013)，「遠期外匯市場預測能力之研究」東海大學，財務金融研究所碩士論文

施賑勝(2005)，「美元對於新台幣短期匯率預測之研究」世新大學，經濟學系碩士論文

洪豐貴(2013)，「不同期限遠期外匯市場預測能力之研究:東北亞五國之分析」東海大學，財務金融研究所 碩士在職專班論文

陳廷維(2008)，「匯率與總體經濟指標之研究」台中技術學院，事業經營研究所碩士論文

陳家鎡(2010)，「探討金融風暴前及風暴期間亞洲國家匯率對我國匯率的影響」臺北大學，國際財務金融碩士在職專班碩士論文，p54

趙修晨(2013)，「台灣美元即期與遠期匯率關係之探討:考慮條件異質變異數的共整合分析之應用」中山大學，經濟學研究所碩士論文

蕭欽篤(2009)，「國際金融」智勝文化事業 匯率決定理論



## 二、國外文獻

- Baillie, R. T. and Bollerslev. (1989), "Common Stochastic Trends in a System of Exchange Rates," *The Journal of Finance* 44,pp167-181.
- Callen,J. L.,M .W . Luke Chen and C. C. Y. Kwan (1989), "Spot and Forward Exchange Rates: A Causality Analysis," *Journal of Business Finance and Accounting*,Vol. 16,No. 1, pp.105-118
- Coleman, M., (1990), "Cointegration-Based Tests of Daily Foreign Exchange Martet Efficiency," *Economics Letters* 32,pp53-59
- Copeland, L. S., (1991), "Cointegration Tests with Daily Exchange Rate Date,"*Oxford Bulleton of Economics and Statistics* 53, pp185-198
- Fama,E. F.,(1970), "Efficient Capital Market:A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance* 25,pp319-338
- Levich,R. M., (1979), "Are Forward Exchange Rates Unbiased Predictors of Future Spot Rates?,"*Columbia Journal of World Business* 14,pp49-61
- Wang, P. and P. Wang (1999), " Foreign Exchange Market Volatility in Southeast Asia," *Asia-Pacific Financial Markets*,Vol. 6,No.3,pp235-252.