

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士在職專班論文

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

A Study on the Forecasting Ability of Different Maturity in
Exchange Rates Markets: Evidences for Five Northeast
Asian Countries

指導教授：王凱立 博士

研究生：洪豐貴

中華民國 102 年 6 月

謝 辭

本論文得以付梓，最要感謝的是指導教授王凱立博士，恩師的認真治學指導，用字遣詞與思考邏輯的細膩程度常常令學生佩服不已，深感萬分榮幸能受到王教授孜孜不倦指導。另外，口試時，承蒙雲林科技大學財金系楊踐為博士、成功大學會計系顏盟峯博士、逢甲大學經營管理學院林豐智博士與本校國際經營與貿易學系徐啟升博士提供許多寶貴建議與指正，使本論文更臻完備，在此表達誠摯感謝之意。

在工作多年之後能重拾書本再次精進學習，回想起來是一段蠻辛苦但卻非常充實且留有甜蜜的回憶。首先要感謝我的太太和岳父及岳母，由於家人對我一直全力的支持與鼓勵，才能讓我全心全意的進修研讀。而在銀行的工作平日就已經非常繁忙，在忙碌的工作中還要兼顧每週到校上課及各項課業，而這樣使得自己與家人同享天倫的時間非常有限，這也是我對家人最自責的地方了；但也是這樣讓我覺得更珍惜這段學習過程。

在財金所兩年學習期間，承蒙系上學識淵博又專精的教授群們犧牲晚間及假日寶貴時間授課，包括詹家昌博士、張永和博士、蕭慧玲博士、郭一棟博士、陳昭君博士、黃琛瑞博士、莊凱旭博士、恩師王凱立博士以及其他系上師長，使學生在財金領域上有更進階的思路及面向，亦要感謝系上熱心的助教麗夙及珮瀅小姐，感謝您們的行政協助與幫忙。

最後要感謝13位同窗好友，何其榮幸能與各界菁英的您們共同學習及相處二年的時光。尤其要感謝我的好同學榮茹，在論文寫作期間給予我很多的幫助。畢業是友情常存的開始，在財金所兩年的學習過程中，看到許多同學的蛻變與課堂上報告時的自信與深度，在這二年每個人的收獲良多，而且這些收獲已內化成每個人的能量，提高了每個人的專業層次。

在此求學的階段曾受到許多的貴人幫助，無法在此一一列名道謝，謹以此論文之成果獻給所有的師長、好友及家人，謝謝您們！

洪豐貴 謹致於
東海大學財務金融研究所
中華民國一〇二年六月

中文摘要

本研究旨在探討東北亞五國(台灣、中國大陸、新加坡、韓國、日本)，不同期限遠期外匯市場預測能力之研究，採用這五個國家兌換美元之即期(SPOT)、30 天期遠期外匯(DF)、60 天期遠期外匯(DF)、90 天期遠期外匯(DF)、120 天期遠期外匯(DF)等每日收盤價。研究期間為 2003 年 1 月 1 日至 2012 年 12 月 31 日。本文以單根檢定、共整合、迴歸分析，來探討東北亞五國遠期外匯市場對於即期現貨市場價格影響力。本研究實證發現：不同期限遠期外匯市場價格對於現貨市場價格存在顯著差異，且以遠天期影響力為主，然在金融海嘯期間因波動加劇，使得遠期外匯價格由長天期轉為短天期的期限溢酬，對於現貨即期市場價格較具影響力，其中各市場差異部分，人民幣因其市場流動性和貨幣政策關係，其遠期外匯對於現貨價格之預測能力較低。

關鍵詞：即期與遠期匯率、共整合、單位根檢定、預測能力

Abstract

This paper aims to explore the forecasting ability of forward exchange rates (DF) under different term structures, including 30, 60, 90 and 120 terms, for five countries of North-East Asia (Taiwan, China, Singapore, and Korea, and Japan), covering the study period from 2003 to 2012. By adopting unit root, cointegration, and regression analysis, we explore the long-term relationship for the foreign exchange market of the five countries of North-East Asia market. Our study found there exists various forecasting ability for different term structures of forward exchange markets; Specifically, we found long-term forward exchange rates market exhibit better forecasting performance during the tranquil period. However, near-by term structures of forward exchange rate markets constantly outperform other contracts during the crises period. Finally, the forward market of Yuan dollar seems to provide the lowest forecasting ability compared to other currencies.

Keywords: Spot and Forward Exchange Rates ; Cointegration ; Unit root test ; Prediction ability

目 錄

謝 辭.....	I
中文摘要.....	II
Abstract.....	III
目 錄.....	IV
表目錄.....	V
圖目錄.....	VI
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	2
第三節 研究架構.....	3
第二章 文獻回顧.....	4
第一節 理論基礎.....	4
第二節 即期、遠期匯率關聯性之相關文獻.....	8
第三章 研究方法與模型設定.....	10
第一節 研究方法.....	10
第二節 實證模型設定.....	19
第四章 實證結果與分析.....	21
第一節 資料來源與研究期間.....	21
第二節 資料定態分析與基本統計量.....	28
第三節 Johansen 共整合檢定.....	32
第四節 Granger 因果關係檢定.....	33
第五節 迴歸分析.....	37
第五章 結論與建議.....	44
第一節 研究結論.....	44
第二節 未來研究建議.....	45
參考文獻.....	46

表目錄

表 4.1	東北亞五國遠期(DF)資料型態與來源	21
表 4.2	東北亞五國分析研究期間	22
表 4.3	各國 SPOT 和 DF 單根檢定結果	29
表 4.4	各國匯率之敘述統計量	30
表 4.5	各國匯率報酬率之敘述統計量	30
表 4.6	遠期匯率相關係數	31
表 4.7	SPOT 與不同期限遠期外匯之 Johansen 共整合檢定	32
表 4.8	新台幣外匯現貨與遠期外匯之 Granger 因果關係	33
表 4.9	人民幣外匯現貨與遠期外匯之 Granger 因果關係	34
表 4.10	新加坡幣外匯現貨與遠期外匯之 Granger 因果關係	34
表 4.11	韓元外匯現貨與遠期外匯之 Granger 因果關係	35
表 4.12	日幣外匯現貨與遠期外匯之 Granger 因果關係	35
表 4.13	東北亞五國外匯現貨與遠期外匯之因果關係彙總表	36
表 4.14	新台幣、人民幣、新加坡幣、韓元、日幣之迴歸分析~海嘯前	40
表 4.15	新台幣、人民幣、新加坡幣、韓元、日幣之迴歸分析~海嘯中	41
表 4.16	新台幣、人民幣、新加坡幣、韓元、日幣之迴歸分析~海嘯後	42
表 4.17	新台幣、人民幣、新加坡幣、韓元、日幣之迴歸分析~全部研究期間	43

圖目錄

圖 4.1：美元兌新台幣的走勢圖	23
圖 4.2：美元兌新台幣報酬率的走勢圖	23
圖 4.3：美元兌人民幣的走勢圖	24
圖 4.4：美元兌人民幣報酬率的走勢圖	24
圖 4.5：美元兌新加坡幣的走勢圖	25
圖 4.6：美元兌新加坡幣報酬率的走勢圖	25
圖 4.7：美元兌新韓圓的走勢圖	26
圖 4.8：美元兌韓圓報酬率的走勢圖	26
圖 4.9：美元兌日幣的走勢圖	27
圖 4.10：美元兌新加坡幣報酬率的走勢圖	27

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

隨著金融自由化，國際化和資訊科技的助瀾下，全球的資金快速流動，匯率波動迅速，進出口廠商、跨國企業、外匯資金需求者面對的匯率風險不斷的提高。匯率的風險包含、交易風險、換算風險、經濟風險等等，匯率的風險是因無法預知匯率未來的走勢，導致外匯交易的損失，因此，為了避險進行遠期外匯交易來鎖定未來的匯率。遠期外匯最初目的，是為了使進、出口廠商、資金融資者以及投資者借助遠期外匯交易來消除匯率變動的風險。但是，隨著金融自由化和金融國際外，遠期外匯交易已廣泛地作為國際間的外匯投機和套利的工具，功能也不斷擴大。

通過遠期外匯買賣，能夠事先將外匯交易的成本或收益固定下來，有利於財務的核算，避免和防範外匯上的風險。例如，在國際貿易中，經常會碰到信用狀的貨幣與進口商手中持有的貨幣不同，而信用狀的支付一般都為 180 天期的遠期信用狀。為了避免在支付時外匯匯率的變化，進口商可以事先和往來銀行簽定預售遠期外匯契約，固定進貨成本避免在將來支付時因匯率變化帶來的匯兌風險。跨國企業因銷售對象遍佈世界各地，因此其應收帳款也會有各種貨幣，此時就必需考量公司持有各種貨幣的部位與各種匯率的走勢，公司的財務部門為此必需做好資金管理，除了作好應收帳款與應付帳款的互抵，來降低資金成本，利用原幣計價達成「自然避險」外，可與銀行預購或預售遠期外匯降低匯率風險。

在 2008 年金融海嘯之後，美國的貨幣寬鬆政策、歐債的危機、國家信用評等調降一連串的事件，讓外匯市場上普遍存貶值預期心理，使得貨幣貶值形成競賽貶值的現象，

如果一個國家的貨幣持續貶值，代表投資之這個國家的風險亦提高，也影響了外商投資的意願，外匯的不確定因素不斷的增加，造成外匯市場價格波動劇烈。台灣是一個以貿易為導向的國家，貿易總額佔我國國民生產毛額比率極高，各種貿易活動與匯率的波動彼此間有著極大的關係，如何規避匯率風險是必須正視的問題。遠期匯率代表了銀行和企業對匯率未來走勢的判斷，通過遠期外匯市場來引導市場預期，有助於即期匯率生成的真實性和有效性，有助於中央銀行確定目標匯率，有助於減少外匯市場供需波動。

台灣位處東北亞，東北亞內的五個經濟體、台灣、中國大陸、新加坡、韓國、日本，彼此間經濟具有高度的關聯性、相似性、互補性，近年來全球金融局勢動盪，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一，此時投資者將面臨匯率波動的不確定風險。因此，掌握匯率走勢預測有其必要性。此外 Clarida and Taylor (1997) 顯示不同的期限考量，可提供即期匯率更有效的預測，其績效甚至優於天真隨機漫步模型，隱含遠期外匯期限結構包含未來即期匯率預測的重要資訊；Nucci (2003) 指出匯率期限結構將有助提供更多資訊以預測匯率變動。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，有必要作進一步探討。相對既有文獻多以成熟經濟體外匯市場為研究對象，本文擬針對東北亞五國作考量，分析不同期限之遠期溢價是否具備不同資訊內涵，而強化對即期匯率的預測能力。。

第二節 研究目的

台灣是一個以貿易為導向的國家，各種貿易活動與匯率有著極大的關聯，隨著人民幣的升值、日元的貶值，亞洲各國匯率勢必隨之變動。亞洲各國為保有貿易競爭力，也將盡可能的採取穩定匯率水準的貨幣政策。因此，為瞭解我國貿易競爭主要對手國（南韓）的匯率波動，本文將以相關係數模型分析近年來台幣、韓元即期與遠期外匯市場的關聯性，以利解釋外匯市場，同時，提供外匯市場參與者適當的建議，由其是國內的電

子廠商，作為制定投資決策、財務操作之參考依據。

一、針對東北亞五國之外匯市場分析遠期外匯對於現貨價格之解釋能力

二、探討不同天期本國遠期外匯對於現貨市場之影響，並分析不同到期日遠期外匯預測能力的差異。

三、分析外匯現貨市場與不同天期遠期外匯間，是否具有長期均衡關係。

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；第二章為研究背景的外匯市場匯率波動性預測相關理論與實證研究；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，檢視東北五國外匯市場在不同天期遠期外匯市場預測能力中變數的解釋能力；第五章為結論與建議，說明本研究之主要結論及研究限制，並對後續研究提供建議。

第二章 文獻回顧

本文主要為探討新台幣兌美元匯率和韓元兌美元匯率之即期、遠期匯率間之關聯性，因此有必要對相關文獻進行回顧，作為本文研究分析參考之依據。由於過去國內外學者研究匯率相關文獻眾多，因此本章節僅就近年來與匯率波動性預測和即期、遠期匯率相關文獻進行回顧。

第一節 理論基礎

壹、即期和遠期外匯

外匯交易基本上可以用交割的時間來作區隔，交割日在 2 個營業日以內的稱之即期外匯交易 (Spot Transaction)，即期外匯交易的成交價格就是即期匯率 (Spot foreign exchange rates)；若交割日在 2 個營業日以上未來某一特定日期，這種交易稱為遠期外匯交易 (Forward Transaction)，其由銀行和客戶間雙方約定的價格為遠期匯率 (Forward exchange rate)。遠期外匯的主要功能是為了規避未來交易日即期匯率變動的風險，由於國際貿易具有跨區和跨期間的性質，市場上訊息萬變，所以從事國際商業活動將會面臨匯率變動的風險，而遠期外匯可適時提供讓投資人規避匯率風險。

貳、外匯平價理論

匯率價格的決定是由外匯市場供需來決定的，那麼外匯市場是如何來決定匯率的價格？為何即期匯率和遠期匯率會不相等？而影響匯率關係的因素有哪些？學者們對於這些問題提出了各種平價理論 (Parity Theory) 來說明匯率是如何決定的以及長期、短期匯率間的差異。

參、利率平價理論(Interest Rate Parity)

即期匯率(Spot)和遠期匯率(Forward)通常是不相同的，其中影響匯率的重要因素為利率的水準。蕭欽篤(2009)，所謂利率平價理論，指如果不考慮交易成本且資金可以完全在國際間流動，而資金流動條件是：兩國貨幣利率的差額應該等於預期匯率的變動率，或是等於遠期外匯溢價的變動率，利率平價理論包含未涵蓋利率平價(UIRP)和涵蓋利率平價(IRP)。如果利率平價理論成立，則投資人在兩國投資的實質報酬率相等，將停止國際間資金流動；相反地，若利率平價理論不成立時，則資金將從實質報酬率較低的國家流向實質報酬率較高的國家。

利率平價理論假設交易成本等於零，在實務上，進行匯率套利必須考慮交易成本，因此考量成本，不一定會有獲利的機會。利率平價理論，以公式表示則如下所示：

$$(F-S)/S=(r-r^*)/(1+r^*)$$

其中： F：遠期匯率。

S：即期匯率。

r：國內利率水準。

r*：國外利率水準。

肆、購買力平價理論(Purchasing Power Parity)

所謂購買力平價理論，乃指均衡匯率和兩國物價水準的比率關係。而購買力平價理論區分為絕對購買力平價和相對購買力平價兩大類理論，G.Cassel(1916)提出絕對購買力平價理論(absolute purchasing power parity theory)此學說。其主張均衡匯率率等於兩國物價水準，而貨幣購買力又受兩國物價水準之影響。巴拉薩(B.Balassa)提出相對購買力平價理論(relative purchasing power parity theory)的說法，主張假設過去某一段時間

有一均衡匯率存在，經過一段期間後如果兩國之間物價水準發生變化，則均衡匯率應該跟著調整。

購買力平價理論的論述，為針對財貨市場(goods market)討論均衡匯率，所探討的都为物價水準(名目變數)，完全忽略實質經濟變數對均衡匯率的影響。

伍、遠匯價格計算的理論基礎

利率平價理論 (Interest Rate Parity) 兩國間貨幣的利差會影響兩國貨幣水準及資金的移動，因投資者會將資金轉存至高利率貨幣，以獲得較高報酬。而利率平價理論就將此利率事先反映在遠期匯率上，這樣造成利率相對較高的貨幣，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。但對未來的匯率走勢並不具預測 (Forecasting) 的價值，因此，投資者對於銀行掛牌遠期匯率的高低，並不能從中觀察到貨幣的未來價格係為升值 (Appreciation) 或貶值 (Depreciation) 的趨勢，因此，匯率未來的價位仍有不確定性 (Uncertainty) 之特性。

根據 IRR 所導出遠期匯率價格計算公式為：

$$\text{遠期匯率} = \text{即期匯率} \times \left[\frac{1 + (\text{台幣利率} \times \text{期間 (月份)} / 12)}{1 + (\text{美金利率} \times T \text{ 期間 (月份)} / 12)} \right]$$

Discount (折價或貼水)：遠期匯價 < 即期匯價

* 利率水準較高的貨幣，在遠期外匯上，是現折價。

Premium (溢價或升水)：遠期匯價 > 即期匯價

* 利率水準較低的貨幣，在遠期外匯上，是現溢價。

以上依據 IRP 所導出的遠期外匯價格為兩國之間利率差，通常市場上資金快速的移動，會影響到兩國幣值的價差，因此，IRP 的遠匯價格在現實的外匯市場上並不是絕對的。再者，因銀行對於遠期匯率的報價是依期間別不同的遠匯價格，所以，根據 IRP 公

式的基礎，將遠期匯率、即期匯率及兩國利率差，以下列表示方法，做為投資者在評估遠匯價格與兩國利率差的換匯點（Swap Point）

$$D = \frac{S \times (I_1 - I_2) \times \frac{T}{360}}{1 + I_2 \times \frac{T}{360}}$$

D：換匯點(Swap Point；Swap Rate)

S：即期匯率(Spot)

I_1 ：為計價貨幣利率

I_2 ：為期礎貨幣利率

T：為天數

在外匯市場與貨幣市場兩個市場利差考量之下

1. 當（遠期匯率－即期匯率）＝兩國年利率差，表示此換匯交易達到損益平衡點。
2. 當（遠期匯率－即期匯率）>兩國年利率差＝此換匯交易的實際所得；由於這是無風險利得，是在外匯市場上可賣出即期美元買進遠期美金，並投入新台幣市場。
3. 當（遠期匯率－即期匯率）<兩國年利率差＝此換匯交易不會成交；因為對遠期匯率而言，匯率變動比利率差小。因此從事外匯交易的人，會將資金移至貨幣市場賺取利息；屆時再以即期匯率換成美元。

陸、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（Efficient），則當下的遠期匯率會是未來即期匯率的不偏估計值（Unbiased Forward Rate, UFR）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並在現完成交易。未來即期匯率是未

來的訊息反映在未來即期市場，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。根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。

第二節 即期、遠期匯率關聯性之相關文獻

JL Caloen、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、遠期匯率間之因果係，主要從外匯效率市場理論及匯率決定論的角度探，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饋關係，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。

Hakkio and Rush(1989)運用英鎊及馬克兌換美元之即期、遠期匯率，檢定兩者之間共整合關係，發現在單一國家內，即期匯率與遠期匯率確實存在共整合之關係，且外匯市場不具效率性，表示遠期匯率不等於未來即期匯率的不偏估計值，不偏效率性假說並不成立。Scott W. Barnhart and Andrew C. Szakmary(1991)以單根檢定及共整合檢定研究即期匯率與遠期匯間是否存在共整合關係，再加入 Chow 檢定和 Wald 卡方檢定來檢視誤差修正模型之參數是否具穩定，其研究發現在 1974 年 1 月 2 日至 1988 年 11 月 30

日，美元兌英鎊、馬克、日幣、加幣的即期匯率和一個月的遠期匯率月資料，顯示即期匯率與遠期匯率間存在共整合與長期均衡關係，並再利用誤差修正模型，發現市場不具有效率性。

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，且者間具有長期均衡關係，借由二階動差發現即期、遠期外匯市場之波動性兩者皆有身時間變動特性，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，遠期匯率波動性遠大於即期匯率，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即期市場產生影響。

Hartmann (1999)採用 ARIMA 模型研究日幣兌美元之即期匯率、買賣價差與東京所有外匯經紀商之成交量。將其劃分為預期 (predictable) 和未預期 (unpredictable) 成交量。並透過 GARCH 模型，估算出即期匯率之預期波動性。Hartmann 主張資訊成本影響匯率價差和造市者之規模經濟，造市者隱含掌握未公開資訊，藉由擴大價差，從避險者或正向交易者賺取利益，另一方面降低市場流動性，防止內線交易者利用有利資訊賺取超額報酬。

第三章 研究方法與模型設定

本研究應用多項時間序列計量方法來探討 2003 年 01 月 01 日起至 2012 年 12 月 31 日止，台幣、人民幣、韓圓、日元、港幣、新加坡幣、歐元、等七國貨幣對美元遠期外匯市場即對現貨市場關聯性之研究。實證研究方法包括：1.單根檢定法(Unit Root Test)；2.Johansen 共整合檢定(Cointegration)；3.Granger 因果關係檢定(Granger Causality Test)；4.迴歸分析。

首先，為確保資料的估計準確，先對原始資料做單根檢定，判斷變數是否為定態序列資料以避免假性迴歸現象；之後再進行因果關係檢定，用以了解變數之間其領先落後關係；再者，須檢驗變數之間是否存在長期共整合關係，當確定存在共整合關係時，即可以原始資料採用最小平方估計法進行迴歸分析，否則便需採用差分後之資料型態進行估計，最後再進行向量誤差修正模型；若不存在共整合關係時，改以向量自我迴歸模型進行。本章將依序介紹單根檢定、Johansen 共整合檢定、Granger 因果關係、迴歸分析，探討自變數變動對應變數之影響及解釋程度，最後介紹本研究之實證模型。

第一節 研究方法

壹、單根檢定與最適落後期數選擇

一、資料穩定性(Stationary)

經濟變數一般可分為定態時間序列與非定態時間序列兩種。外來的衝擊對於定態時間序列只會存在短暫性的影響，其衝擊效果將會隨著時間經過而逐漸淡化不見，定態時間序列最終會回到長期的平均水準；但非定態時間序列則相反，外來的衝擊對於非定態

時間序將存在永久性的影響，亦即非定態時間序列具有長久的記憶，使得非定態時間序列無法重新回到長期的平均水準。過去古典計量經濟模型在進行最小平方法從事迴歸分析時，通常會先假設估計變數為定態時間序列以簡化模型之設定，但若時間序列為非定態，將形成假性迴歸(spurious regressions)問題，即可能使得原本沒有因果關係的變數，產生「假的」因果關係，其迴歸結果會誤導判斷。由於財經變數的時序資料大都具有非定態性質，即存在單根狀態，因此在做實證分析前，應先進行單根檢定(Unit Root Test)，確認所有變數是否為定態時間序列以避免此種缺失。同時，藉由單根檢定也可以確認所有變數的整合級次，Engel & Granger(1987)指出：若一時間數列不需取差分即為定態序列，則其整合級次為 0，以 $y \sim I(0)t$ 表示，例如白噪音(white noise)過程；若時間數列為非定態，須經由 d 次差分後才為定態時間序列，則其整合級次為 d，以 $y \sim I(d)t$ 表示，例如隨機漫步(random walk)過程。一般而言，大多數經濟變數之時間的數列為 I(0)及 I(1)數列。

二、Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定法檢定法

單根檢定的用意在於確定所有變數之總體時間序列的整合級次，藉以判定時間數列的定態性質。一般常使用的單根檢定方法有兩種：DF 單根檢定法(Dickey - Fuller test，簡稱 DF test)及 ADF 單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller test，簡稱 ADF test)。DF 單根檢定法是由 Dickey and Fuller 在 1979 年提出來的，採用 OLS 的方法進行，假設模型中的殘差項 t 無自我相關性，然而，殘差項常會有顯著的自我相關，使得 DF 單根檢定法的檢定力降低，為解決 DF 單根檢定法中殘差項會出現一階自我相關的現象，Said and Dickey 擴展了 Dickey-Fuller 之單根檢定，他在 1984 年提出在原 DF 單根檢定模型中加上自變數差分的落後期，並根據 Akaike(1973)提出之 AIC(Akaike Information Criterion)與 Schwarz(1978)所提出之 SBC(Schwarz Bayesian criterion)選取模型檢定量最小之落後期數作為選取最適落後期的參考依據，使得估計式的殘差項無自我相關性，稱之為 ADF 單根檢定法。本研究採用 ADF(Augmented Dickey and Fuller,1979)單根檢定法進行研究分

析，因為 ADF 單根檢定法為 DF 單根檢定法的擴充，ADF 單根檢定法在模型右邊加入被解釋變數的延遲項，以解決 DF 檢定法中殘差項常有明顯自我相關之問題。其估計模型如下：

若 y^l 為一時間序列， ϕ 為自我迴歸係數， T 表時間趨勢時， ε_t 表干擾項， p 為最適落後期數，則當：

A. 迴歸式中不含截距項 μ (drift)，亦不含時間趨勢 T (Time) 時

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

B. 迴歸式中包含截距項 μ (drift)，但不含時間趨勢 T (Time) 時

$$\Delta y_t = a + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.2)$$

C. 迴歸式中包含截距項 μ (drift) 及時間趨勢 T (Time) 時

$$\Delta y_t = a + \phi y_{t-1} + \beta T + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.3)$$

上式中， Δ 表示差分， a 為截距項、 α_i 為變數差分後之落遲期數係數、 ε_t 為誤差項且 $\varepsilon_t^{iid} \sim N(0,1)$ ，也就是選擇合適的 p 值使得殘差項趨於白噪音。倘若三個檢定式皆拒絕虛無假設，則表示該數列並不存在單根，亦即為穩定之型態。反之，檢定的結果若不能拒絕虛無假設，表示數列存在單根，即數列並不穩定，故先需將數列以差分處理，直至穩定為止，才適用於統計檢定及迴歸分析。ADF 檢定法可透過適當落後期的選擇，消除殘差項序列相關的問題。

三、最適落後期數選擇

本研究進行實證分析包括：單根檢定法、Johansen 共整合分析、Granger 因果關係檢定、迴歸分析(最小平方估計值)，在進行上述實證分析前皆必須決定一個最適落後期(Lagged Differences)，以修正殘差自我相關的問題，以使得殘差項符合白噪音。因為如果落後期數過長，容易發生過度參數化(overparameterization)，使得自由度減少，造成估計結果無效率；反之如果落後期數過短，則會因參數過於精簡(Parsimonious Parameterization)而產生估計結果偏誤的問題，因此選擇一個最合適的落後期對時間序列的檢定或估計是非常重要的。

關於最適落後期數之選定一般有兩種準則 分別為 Akaike(1973)所發展 AIC(Akaike, Information Criterion)準則以及 SBC(Schwartz' s Bayesian Information Criterion)準則。AIC 準則是由 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；SBC 準則是由 Schwartz(1978)衍生自貝氏法提出，選取 SC(Schwarz Criteria)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。

貳、 Johansen 共整合檢定(co-integration test)

一、共整合概念的演進

共整合是由 Engle and Granger(1987)等所發展出一種計量模式，主要目的在於探討變數間是否存在長期均衡關係，認為若兩個非定態的變數在經過線性組合運算後，會產生定態的結果，則這兩個變數即存在長期均衡穩定的關係，即變數間短期雖有失衡現象，但長期會恢復長期均衡，則稱變數間具有共整合關係。財經時序資料大都具有非定態特性，即存在單根現象，傳統皆以差分後之定態序列進行迴歸分析，但如此一來短期

資訊雖被保留下來，卻可能漏掉隱藏變數間之長期均衡，導致迴歸估計式無法充分反映出所有訊息，進而降低迴歸模型的解釋能力，導致謬誤之參數估計結果，因此便有共整合概念之發展來處理此類問題。

二、共整合之定義及判定方式

Engle 及 Granger(1987)更進一步提出了共整合檢定方法(co-integration test)，目的在分析變數間是否存在長期的均衡關係。Engle and Granger 指出：若於非定態的時序資料間，有一恆定的線性組合存在時，則此變數間具有共整合關係，即具有長期的穩定均衡關係。短期間之外在衝擊可能會使變數偏離平均水準，但隨著時間的演進，變數會逐漸回復至一般的均衡水準。通常在非定態時間數列資料取差分後，即可成為定態資料，若有一行向量 $Y_t=(Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})$ ，其差分為定態且所有變數整合階次相同，則可能存在共整合向量(cointegration vector) $\beta=(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ ，使其與變數 Y_t 之線性組合 $Y_t=\beta_1 Y_{1t} + \beta_2 Y_{2t} + \dots + \beta_n Y_{nt}$ ，整合階次為 $I(d-b)$ ， $b>0$ ，此時 Y_t 間之變數具有共整合關係，為共整合變數(cointegrated variables)。綜合所述，共整合定義分為以下三點：

- 1、變數之整合階次 $I(d)$ 必須一致。
- 2、當變數間有共整合關係時，表示變數間有一線性組合關係且具有長期均衡狀態。
- 3、如果有 n 個變數，則至多只有 $n-1$ 個線性獨立共整合向量，一般共整合向量數目也稱為變數的秩(rank)。

一般較常用來檢定共整合的方法有：(1)Engle and Granger(1987)之兩階段估計法(two-stage estimation)。(2)Johansen(1988)及 Johansen and Juselius(1990)所提出之最大概似估計法(maximum likelihood Estimation)。早期 Engle and Granger(1987)提出兩階段估計法(two-stage estimation)來討論變數間的共整合關係，用以檢定非定態數列之線性組合是否存在長期的均衡關係，但此檢定法僅能檢定出變數間是否具有共整合現象，無法適當判

斷有幾組共整合向量，亦無法判別某一個變數是否應包含在共整合關係式中，且易出現變數間因果關係的謬誤。為克服此項缺點，Johansen (1988,1991)利用多變量的架構來探討共整合檢定，更合理的解釋變數間長期關係，並可確認是否存在多個共整合關係，Johansen 多變量共整合檢定法基本上避免了 Engle and Granger(1987)的缺點，除了可以得到共整合向量的最大概似估計量外，也能明確的檢驗存在多少個共整合檢定向量，並能完整的抓住隱含於序列資料中的資訊，探討變數間是否存在長期的均衡關係與相互影響能力。因此，本研究採用 Johansen and Juselius(1990)最大概似估計法(Maximum Likelihood Estimation MLE)來進行共整合檢定，檢定變數間是否具有共整合關係，並判斷非定態之時間序列相關變數間，最多存在幾個共整合向量，以及在受限制情況下，共整合向量是否加入截距項，以估計調整速度參數(speed of adjustment parameters)大小。Johansen(1988)共整合模型是由 VAR 模型發展而來，假設所有變數為 I(1)，其以 k 階的 VAR 模型表示：

$$Y_t = \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.1.4)$$

將式(3.1.4)轉成向量誤差修正型式(Vector error correction model, VECM)

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_k \Delta y_{t(k-1)} + \varepsilon_t \quad (3.1.5)$$

其中， $\Pi = (\sum_{j=1}^k \beta_j) - I$ 為包括了所有隱含在 y_t 中的長期訊息，稱為長期衝擊矩陣 (long-run impact matrix) 且 $\Pi = (\sum_{j=1}^k \beta_j) - I$ ， $i=1, \dots, k-1$ ，是為短期調整係數，即當體系受到干擾而偏離均衡時，各變數的短期變動情形。長期衝擊矩陣 rank 有以下三種可能性：

1. 若 $\text{rank}(\Pi)=0$ ，表示此矩陣為空矩陣，亦即變數之間並無共整合關係，故不存在於任何長期均衡關係。
2. 若 $\text{rank}(\Pi)=n$ ，即是 Π 為全秩(full rank)，代表所有變數皆為定態。

3.若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ ，則是在 n 個變數之中，存在 r 個共整合向量，係顯示變數之間存有一個或多個長期均衡之共同趨勢。

由線性代數可知，若一矩陣的 rank 為 r ，則此矩陣有 r 個非零的特性根(characteristic roots)，因此 Johansen 提出兩種概似比統計量(likelihood ratiostatistics)，以檢定共整合向量的個數，分別為「軌跡檢定」(Trace Test)與「最大特性根檢定」(Maximum Eigenvalue Test)。其檢定方法如下：

(一)軌跡檢定(trace test)

$H_0 : \text{rank}(\Pi) \leq r$ ，即最多有 r 個共整合向量

$H_1 : \text{rank}(\Pi) > r$

其概似比檢定量為：

$$LR = -2 \ln(\theta) = -N \sum_{t=r+1}^{\rho} \ln(1 - \hat{\lambda}_t) \quad (3.1.6)$$

上式中， N 為有效樣本個數， $\hat{\lambda}_t$ 為矩陣中的特性根。

(二)最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)

$H_0 : \text{rank}(\Pi) = r$

$H_1 : \text{rank}(\Pi) = r+1$

其概似比檢定量為：

$$LR = -2 \ln(\theta, r|r+1) = -N \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.1.7)$$

上式中， N 為有效樣本個數， $\hat{\lambda}_t$ 為矩陣中的特性根。

參、Granger 因果關係檢定

Granger 因果關係檢定是一種檢驗一組時間序列是否可被用來預測另一組時間序列的假設檢定。Granger (1969) 提出因果關係概念，從變數的預測能力來定義變數之間的因果關係，亦稱為領先—落後關係。檢視當期 Y 有多少部份可被過去的 Y 值解釋，然後檢視增加 X 的落後值是否能改善解釋能力，即藉由增加另一變數 X 的落後值到模型中，看其是否能降低某一變數 Y 的預測誤差，如果可以，則稱變數 X 領先變數 Y (X Granger 影響 Y)，變數 X 是變數 Y 的因，變數 X 可以提供預測變數 Y 所需的資訊；反之，若藉由增加變數 Y 的落後值，可以降低變數 X 的預測誤差，則稱變數 Y 是變數 X 的因，變數 Y 可以提供預測變數 X 所需的資訊，稱之為因果關係(Causality)；若上述兩種情況同時成立，則稱變數 X 與變數 Y 具有雙向回饋關係(Feedback Causality)；但若上述兩種情況皆未成立，則稱變數 X 與變數 Y 具有獨立關係(Independence Causality)。但 Granger 所指的因果關係檢定並非檢定變數間是否存在「因果」關係，而是檢定時間序列上是否存在「領先」及「落後」關係，其重點在於影響方向的確認。

Granger(1988)指出變數間若具有共整合關係，則變數之間必定存在因果關係，具有共整合關係之變數差分後，不再適用傳統的向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model, VAR 模型)，應以向量誤差修正模型來進行 Granger 因果關係檢定，因為 VAR 模型未考慮長期訊息對變數動態影響的過程，必須以向量誤差修正模型來修正及調整遺漏的部份，使得時間序列再回到長期均衡水準。

本研究主要探討東北亞五國外匯市場即期外匯價格與遠期外匯價格的因果關係。亦即變數 X_i 分別為台幣對美元的即期價格、人民幣對美元的即期價格、新加坡幣對美元的即期價格、韓圓對美元的即期價格、日幣對美元的即期價格，變數 Y_i 為台幣對美元的遠期價格、人民幣對美元的遠期價格、新加坡幣對美元的遠期價格、韓圓幣對美元的遠期價格、日幣對美元的遠期價格。而下述模型，將以 X 表台幣對美元的即期價格，變

數 Y 表台幣對美元的遠期價格，來說明 Granger 所區分的 1.因果關係(Causality)、2.回饋關係(Feedback Causality)、3.立即因果關係(Instantaneous Causality)、4.獨立關係(Independence Causality)等四種因果關係，以預測台幣對美元的即期價格 X 的迴歸式來呈現 Granger 因果關係的模型：

$H_0 : \alpha_2 = 0$ 。

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p \alpha_1 x_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.8)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^p \beta_1 x_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1.9)$$

模型檢驗式的變數定義：

X_t ：變數 X 當期價格，即為台幣對美元的即期價格

Y_t ：變數 Y 當期價格，即為台幣對美元的遠期價格

X_{t-i} ：變數 X 過去落後 i 期價格，即為台幣對美元即期價格過去落後 i 期的價格

Y_{t-i} ：變數 Y 過去落後 i 期價格，即為台幣對美元遠期價格過去落後 i 期的價格

第二節 實證模型設定

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、原文為：response variables, dependent variables) 與自變數 X (或稱獨變數，原文為 predictors, independent variables) 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)迴歸及多變量(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。本文僅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。

本文主要是針對東北亞五國外匯市場即期外匯價格與遠期外匯價格的因果關係為對象，分析台灣、中國大陸、新加坡、韓國、日本、上述五國外匯市場現貨價格和遠期價格。本研究將以多元線性迴歸進行研究，應變數為台幣對美元的即期價格、人民幣對美元的即期價格、新加坡幣對美元的即期價格、韓圓對美元的即期價格、日幣對美元的即期價格，自變數為台幣對美元的遠期價格、人民幣對美元的遠期價格、新加坡幣對美元的遠期價格、韓圓幣對美元的遠期價格、日幣對美元的遠期價格。本研究採用的實證模型如下：

1. 新台幣

$$R_TWD_t = c + \sum_{i=0}^{a1} \alpha_i R_TWD1F_{t-i} + \sum_{i=0}^{a2} \beta_i R_TWD3F_{t-i} + \sum_{i=0}^{a3} \gamma_i R_TWD6F_{t-i} + \sum_{i=0}^{a4} \phi_i R_TWD12F_{t-i} + \varepsilon_t$$

2. 人民幣

$$R_CNY_t = c + \sum_{i=0}^{b1} \alpha_i R_CNY1F_{t-i} + \sum_{i=0}^{b2} \beta_i R_CNY3F_{t-i} + \sum_{i=0}^{b3} \gamma_i R_CNY6F_{t-i} + \sum_{i=0}^{b4} \phi_i R_CNY12F_{t-i} + \varepsilon_t$$

3. 新加坡幣

$$R_SGD_t = c + \sum_{i=0}^{c1} \alpha_i R_SGD1F_{t-i} + \sum_{i=0}^{c2} \beta_i R_SGD3F_{t-i} + \sum_{i=0}^{c3} \gamma_i R_SGD6F_{t-i} + \sum_{i=0}^{c4} \phi_i R_SGD12F_{t-i} + \varepsilon_t$$

4. 韓元

$$R_KRW_t = c + \sum_{i=0}^{d1} \alpha_i R_KRW1F_{t-i} + \sum_{i=0}^{d2} \beta_i R_KRW3F_{t-i} + \sum_{i=0}^{d3} \gamma_i R_KRW6F_{t-i} + \sum_{i=0}^{d4} \phi_i R_KRW12F_{t-i} + \varepsilon_t$$

5. 日幣

$$R_JPY_t = c + \sum_{i=0}^{e1} \alpha_i R_JPY1F_{t-i} + \sum_{i=0}^{e2} \beta_i R_JPY3F_{t-i} + \sum_{i=0}^{e3} \gamma_i R_JPY6F_{t-i} + \sum_{i=0}^{e4} \phi_i R_JPY12F_{t-i} + \varepsilon_t$$

上式中，所有的變數將會在下一章做詳細的說明。

倘若自變數對應變數的解釋能力良好，則多元判定係數 R^2 (Multiple Determination Coefficient) 會很接近 1；反之，若自變數對應變數的解釋能力欠佳則 R^2 接近 0， R^2 值介於 0 和 1 之間。另外，迴歸係數的 t 值，表示自變數和應變數之間是否有顯著的直線關係，或自變數是否顯著影響應變數。當 t 值顯著時意指自變數和應變數存在顯著的直線關係，或自變數顯著地影響應變數。

第四章 實證結果與分析

第一節 資料來源與研究期間

壹、資料來源與研究期間

本研究探討不同期限遠期外匯市場預測，所使用資料的各項資料皆取自 Datastream 資料庫。研究期間 2003 年 1 月 1 日起至 2012 年 12 月 31 日止，共 2609 筆日資料。探討東北亞五國，台灣(TWD)、中國大陸(CNY)、新加坡(SGD)、南韓(KRW)、日本(JPY) 遠期外匯市場預測。2007 年 8 月起，美國次級房貸持續引發全球信用問題及資金流動性風險，2008 年 5 月貝爾斯登被接管，最後導致美國第四大投資銀行雷曼兄弟 2008 年 9 月 15 日倒閉，引發全球金融海嘯，美國為挽救其經濟由美國聯準會執行貨幣寬鬆政策，2009 年 3 月底金融海嘯終告一段落，2012 年 9 月，日本安倍晉三上台後採取擴大財政與量化寬鬆貨幣政策，至今以達 100 日圓門檻，對於亞洲各國帶來重大衝擊，特別與其經濟關係密切的亞洲貨幣。本文討論東北亞這五個國家經濟體關係密切且具影響力，因此，對於東北亞五國的遠期外匯預測，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。

表 4.1 東北亞五國遠期(DF)資料型態與來源

變數名稱	國家	貨幣單位	資料來源
TWD	台灣	新台幣(NT\$)	Datastream
CNY	中國大陸	人民幣(RMB¥)	
SGD	新加坡	新加坡幣(S\$)	
KRW	韓國	韓圓(WON₩)	
JPY	日本	日元(JPY¥)	

表 4.2 東北亞五國分析研究期間

變數名稱	金融海嘯前	金融海嘯期間	金融海嘯後
TWD	2003/1/1	2008/5/22	2009/03/31
CNY			
SGD	~	~	~
KRW	2008/5/22	2009/3/31	2012/12/31
JPY			

貳、研究資料說明與相關時間序列趨勢圖

本研究期間 2003 年 1 月 1 日起至 2012 年 12 月 31 日止，共 2609 筆日資料。探討東北亞五國，台灣(TWD)、中國大陸(CNY)、新加坡(SGD)、南韓(KRW)、日本(JPY)遠期外匯市場預測。匯率是反映國內、外經濟、以及財政、金融等情勢、以作為國與國之間的相對比較，在實務上觀察到市場的實際匯率，在基本上是沿著中、長期趨勢，以供、需均衡點作為近、短期的變動。在本研究的期間範圍內可區分金融海嘯前、中、後等三個期間做為探討，由即期和遠匯的走勢圖和報酬率走勢圖中我們可以發現具有下列特性：

- 1、東北亞五國的匯率市場呈現單根現象。
- 2、普遍發現外匯市場在金融海嘯前，即期外匯市場和遠期外匯市場是存在溢酬價差的，說明金融市場在經濟成長期間匯率的時間價值是明顯的存在。
- 3、發現在金融海嘯期間中各國即期外匯市場和遠期外匯市場不存在溢酬價差，原因是金融海嘯期間美國一連串的降息和貨幣寬鬆政策、歐債事件的爆發等等重大的金融事件導致市場劇烈的波動所造成的結果。
- 4、在金融海嘯之後發現各國的即期、遠期外匯市場中溢酬價差趨向收斂，可能由於在金融海嘯之後各國低率的貨幣政策所造成的結果。

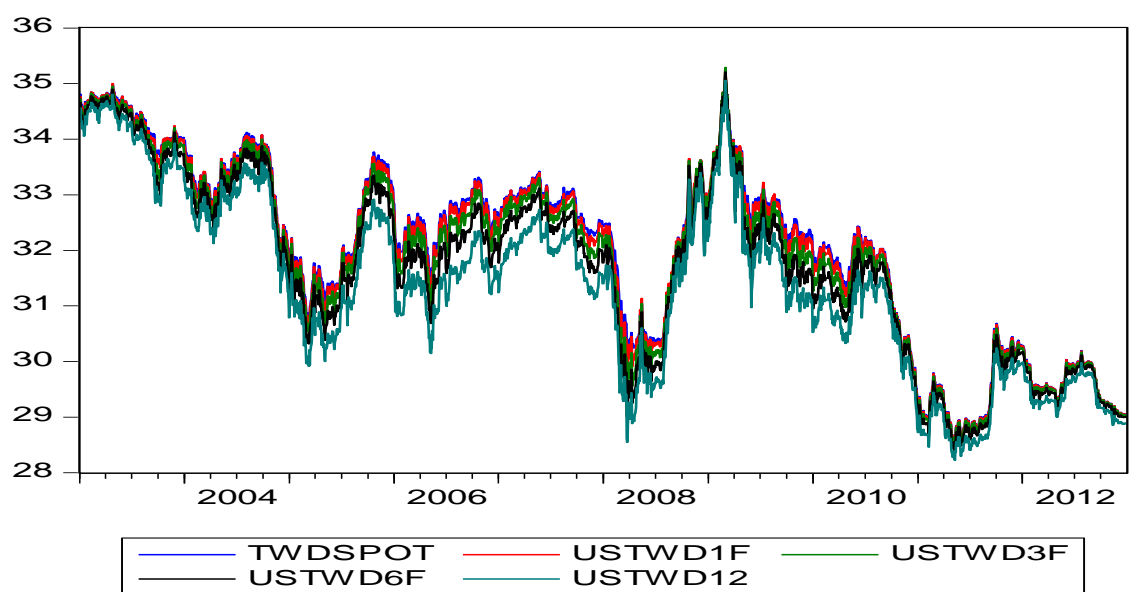


圖 4.1：美元兌新台幣的走勢圖

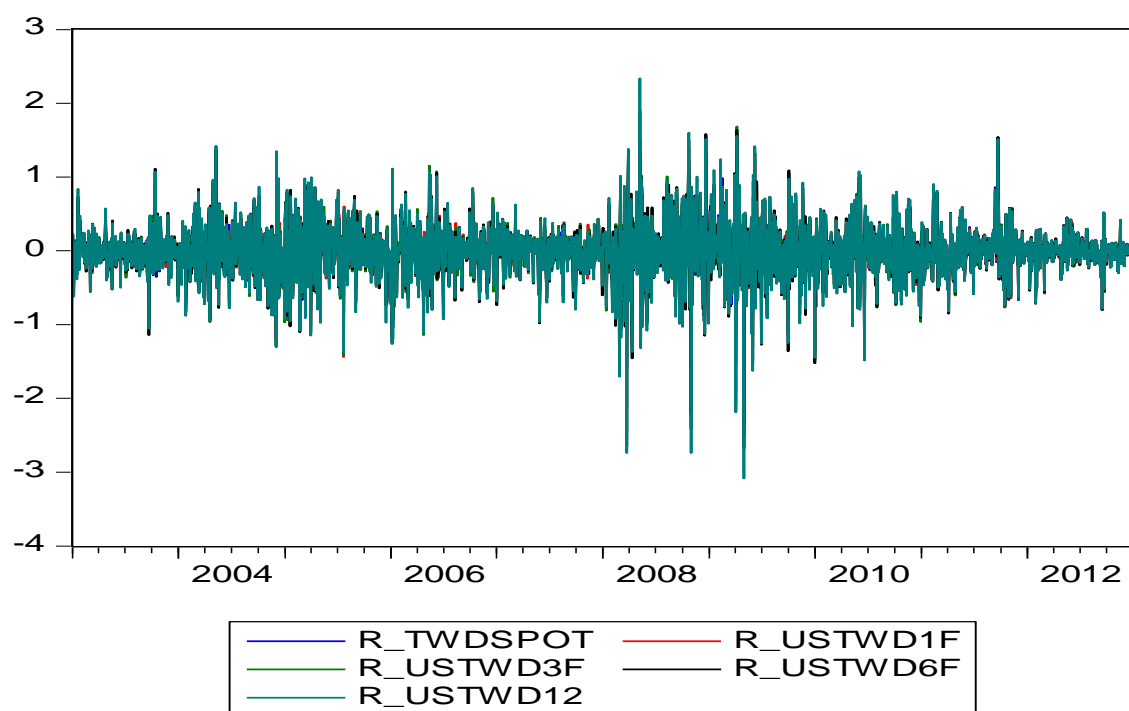


圖 4.2：美元兌新台幣報酬率的走勢圖

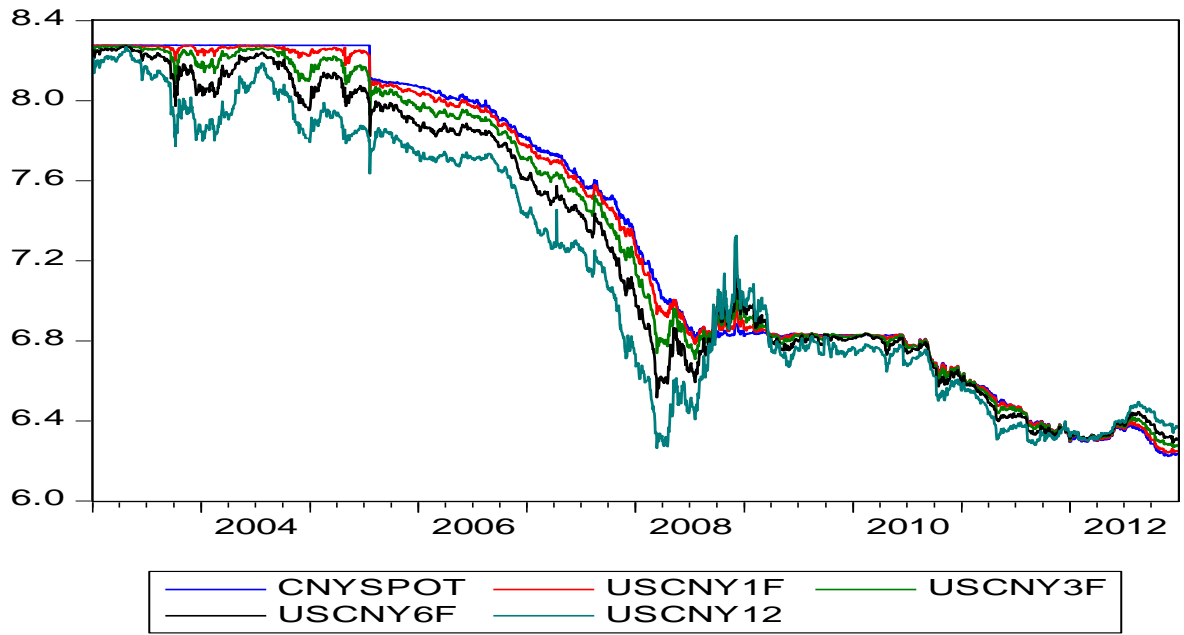


圖 4.3：美元兌人民幣的走勢圖

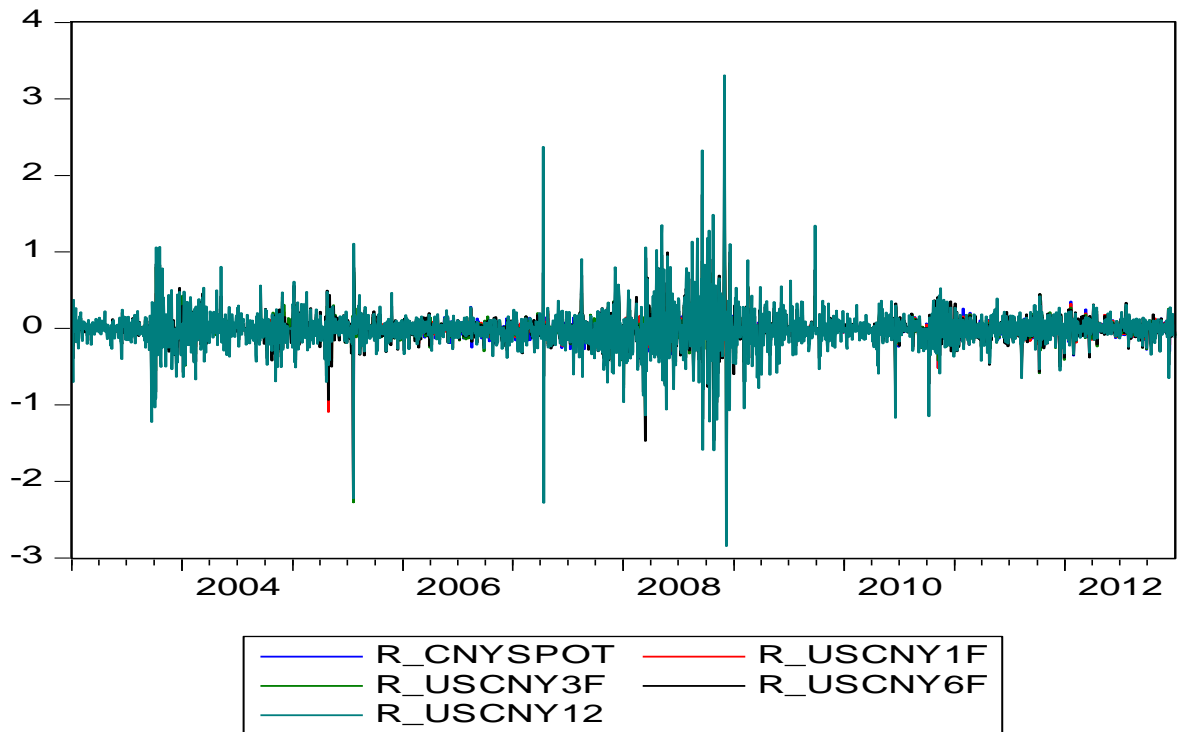


圖 4.4：美元兌人民幣報酬率的走勢圖

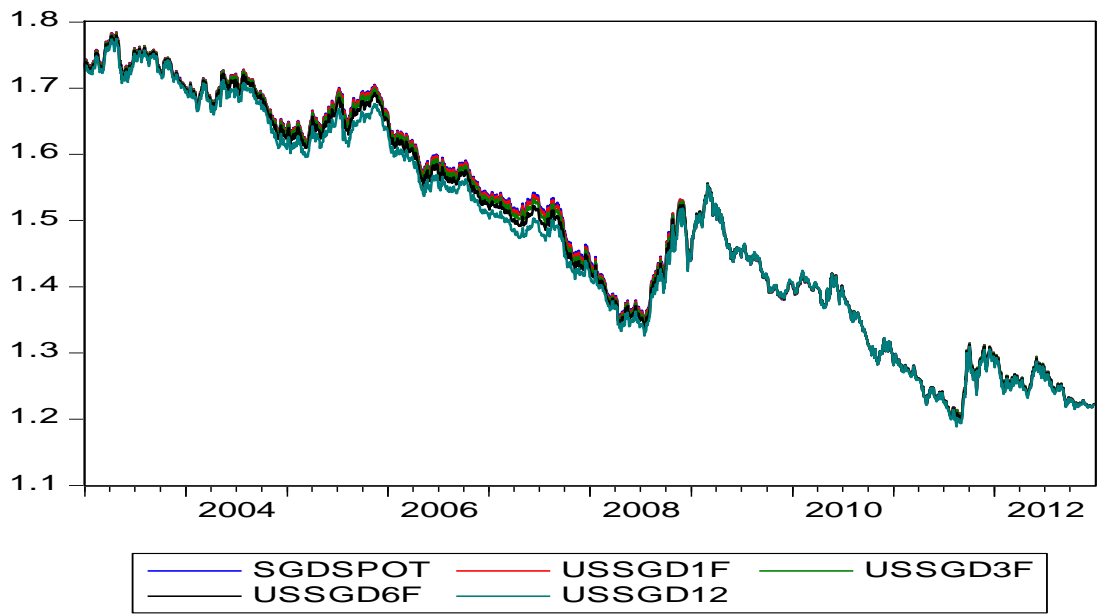


圖 4.5：美元兌新加坡幣的走勢圖

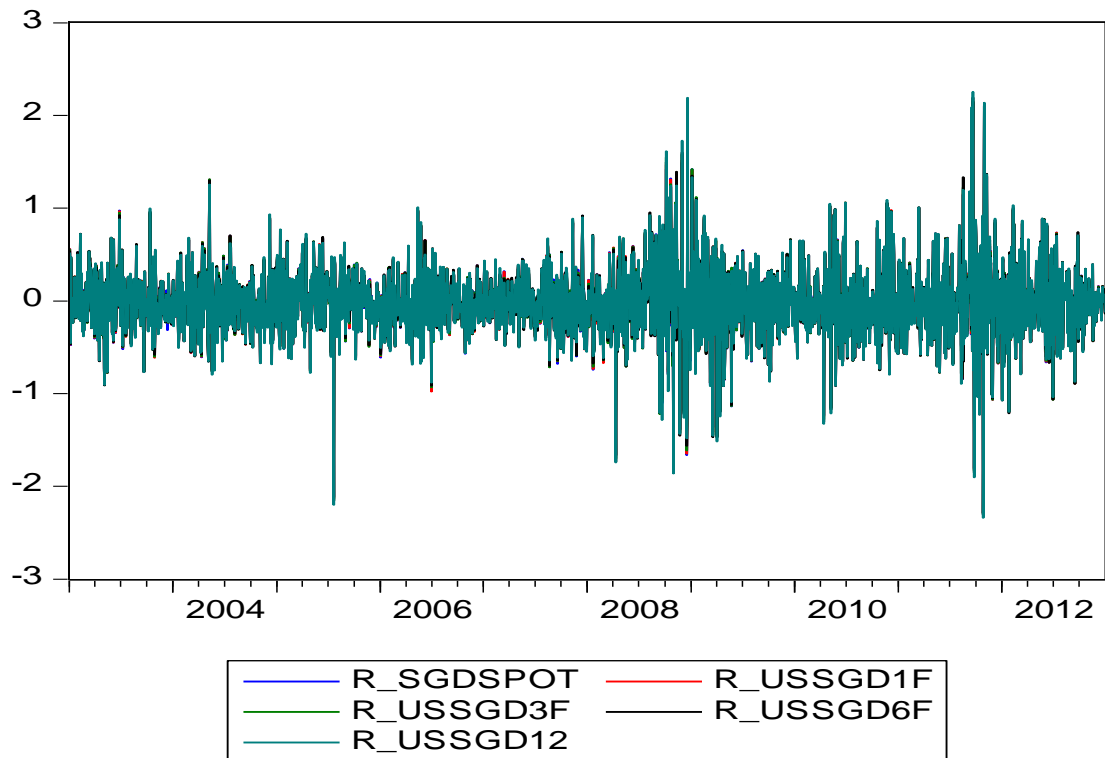


圖 4.6：美元兌新加坡幣報酬率的走勢圖

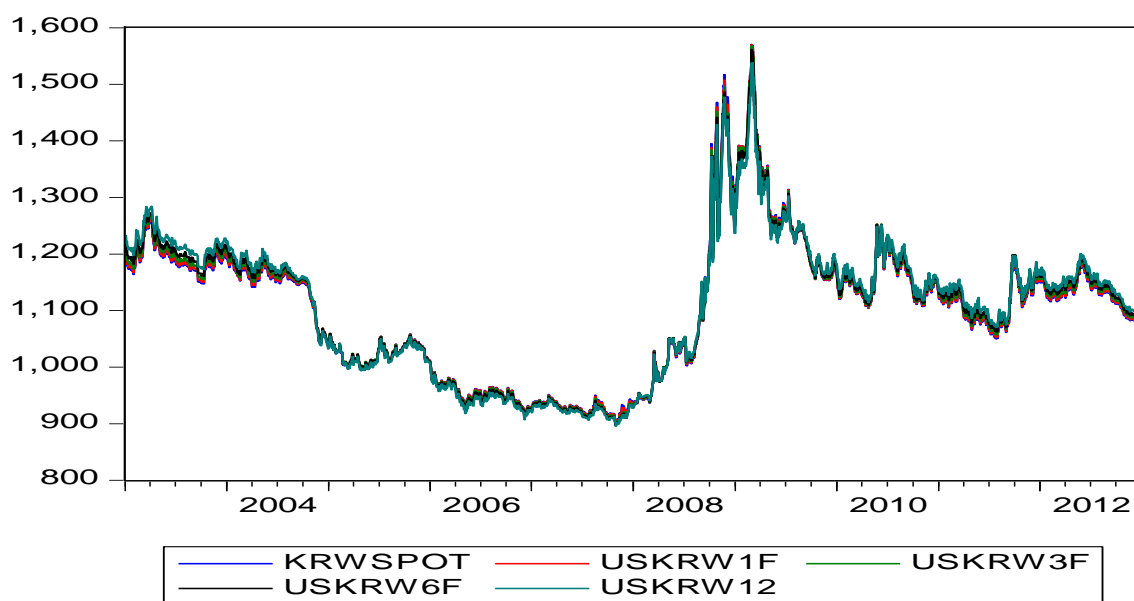


圖 4.7：美元兌新韓圓的走勢圖

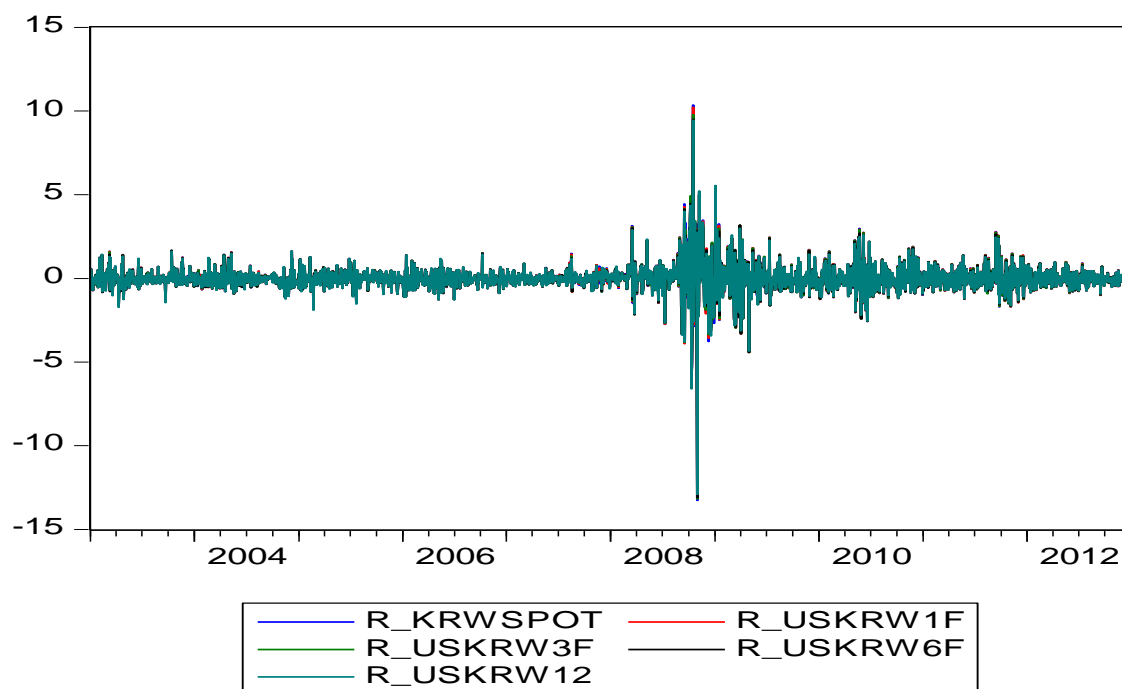


圖 4.8：美元兌韓圓報酬率的走勢圖

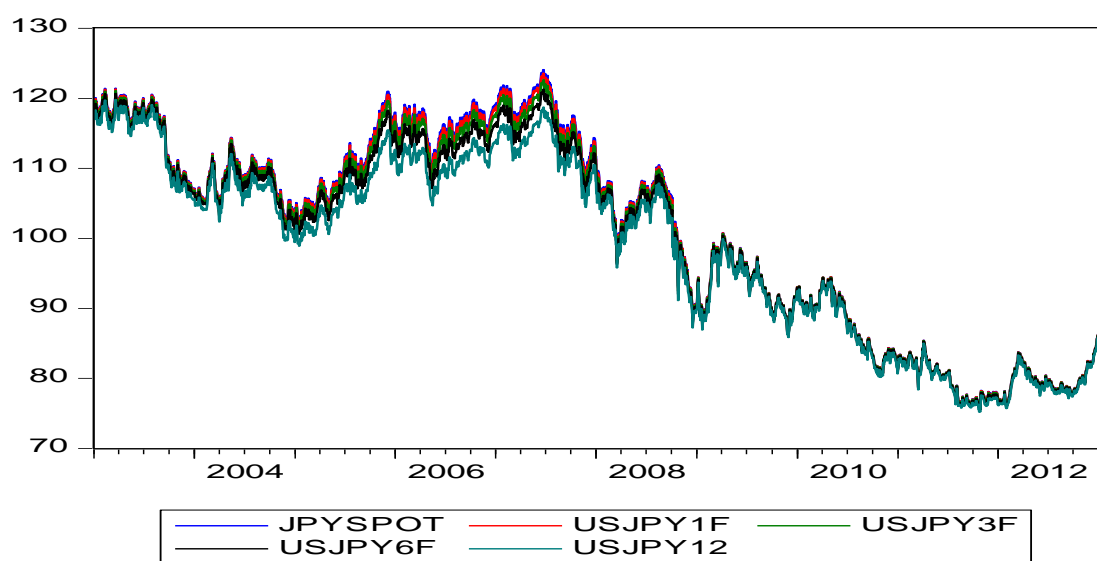


圖 4.9：美元兌日幣的走勢圖

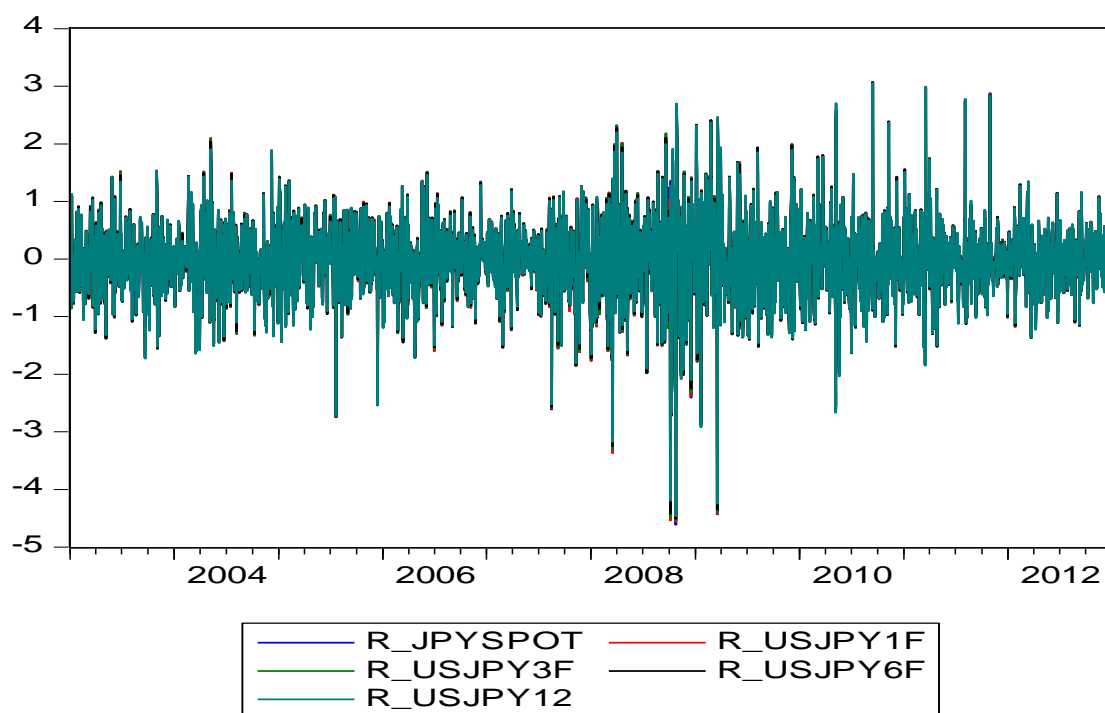


圖 4.10：美元兌新加坡幣報酬率的走勢圖

第二節 資料定態分析與基本統計量

壹、ADF 單根檢定

在做預測分析時，一般都要求時間序列為定態(Stationary)。為了判別 SPOT 和 DF 遠匯資料是否為定態，因此，我們必需進行單根檢定來檢定資料。Granger and Newbold (1974)發現若採用非定態的時間序列資料進行模型估計，有可能會產生「假性迴歸」(spurious regression)及檢定偏誤的問題，因此使用時間序列變數進行實證分析研究，必需先檢定變數是否為定態。本研究採用 ADF(Augmented Dickey-Fuller,1979)單根檢定法來檢定變數是否存在單根的特性，若存在單根現象時，表示為非定態的時間序列資料，必需對此時間序列變數進行差分，直到此序列成為定態。

檢定結果如表 4.3.1，對 SPOT 和 DF 在原始水準下呈現無法拒絕單根的不穩定性，表示為非定態資料，必需對此時間序列變數進行差分，直至到此序列為定態。

貳、敘述統計量

表 4.4 列出了研究期間東北亞五國匯率每日波動率的時間序列敘述統計資料。東北亞五國匯率每日波動率的波動度以韓國、日本的波動程度最高，因其標準差數值最大，台灣、新加坡和日本的波動程度相當；偏態係數仍衡量資料是否為對稱的分配，是以平均值為中心，不對稱的分配即具有偏態，表 4.5 中東北亞五國匯率報酬率變動率偏態係數除新加坡之外皆為負數表示為左偏分配；峰態係數為衡量時間序列分配的集中程度，表 4.5 中可知東北亞五國匯率報酬率的峰態係數皆大於 3 即為高狹峰(leptokurtic)，更從中發現中國大陸其峰態系數據最大，其原因來自其央行的匯率政策所造成的結果；另外韓國的標準差最大，代表其報酬率的變動最大，表示該國貨幣遠期外匯市場匯率價格波動度大於其他國家。

表 4.3 各國 SPOT 和 DF 單根檢定結果

	原始水準值	一階差分
台灣	t-Statistic	t-Statistic
R_TWDSPT	-1.231973	-49.84262 ***
R_USTWD1F	-1.523777	-51.10652 ***
R_USTWD3F	-1.689762	-51.25030 ***
R_USTWD6F	-1.835305	-51.20535 ***
R_USTWD12F	-2.018135	-51.64588 ***
大陸	t-Statistic	t-Statistic
R_CNYSPT	0.687817	-53.78748 ***
R_USCNY1F	0.379881	-54.94637 ***
R_USCNY3F	-0.139708	-53.04468 ***
R_USCNY6F	-0.565184	-53.13589 ***
R_USCNY12F	-1.083227	-51.63362 ***
新加坡	t-Statistic	t-Statistic
R_SGDSPT	-0.587567	-52.80032 ***
R_USSGD1F	-0.597884	-52.74787 ***
R_USSGD3F	-0.620271	-52.82847 ***
R_USSGD6F	-0.653795	-52.97277 ***
R_USSGD12F	-0.724928	-52.93605 ***
韓國	t-Statistic	t-Statistic
R_KRWSPOT	-2.095977	-31.35865 ***
R_USKRW1F	-2.080663	-31.32608 ***
R_USKRW3F	-2.055328	-31.08815 ***
R_USKRW6F	-2.025893	-30.90449 ***
R_USKRW12F	-2.011990	-30.85360 ***
日本	t-Statistic	t-Statistic
R_JPYSPOT	-1.227002	-52.98476 ***
R_USJPY1F	-1.244585	-52.97918 ***
R_USJPY3F	-1.275634	-52.92549 ***
R_USJPY6F	-1.321410	-52.97842 ***
R_USJPY12F	-1.399311	-52.94186 ***

註：*、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 水準下顯著

表 4.4 各國匯率之敘述統計量

	台灣 SPOT RATE	大陸 SPOT RATE	新加坡 SPOT RATE	韓國 SPOT RATE	日本 SPOT RATE
平均數	32.03289	7.364779	1.493067	1101.312	101.2493
中位數	32.347	7.3041	1.5056	1121.2	105.695
最大值	35.165	8.2778	1.7852	1570.65	124.085
最小值	28.51	6.2223	1.2008	900.7	75.76
標準差	1.642489	0.747073	0.170408	120.0466	14.65618
偏態係數	-0.397568	-0.00784	-0.052696	0.51374	-0.310506
峰態係數	2.193821	1.369251	1.714377	3.560046	1.655836
JB 值	139.3821	289.1194	180.8835	148.8616	238.3357
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
樣本數	2609	2609	2609	2609	2609

註: 1. 峰態等於 3 為常態峰，大於 3 為高狹峰，小於 3 無低闊峰

2. J-B 值為 Jarque-Bera 常態分配檢定。

表 4.5 各國匯率報酬率之敘述統計量

	台灣 SPOT RATE	大陸 SPOT RATE	新加坡 SPOT RATE	韓國 SPOT RATE	日本 SPOT RATE
平均數	-0.006906	-0.010892	-0.013445	-0.003928	-0.01214
中位數	0.000	0.000	-0.013823	-0.005288	0.000
最大值	1.539576	0.727424	2.139451	10.35056	3.076983
最小值	-1.732527	-2.031022	-2.290207	-13.2646	-4.609788
標準差	0.268016	0.091125	0.350121	0.771378	0.650075
偏態係數	-0.29692	-4.364468	0.121347	-0.731224	-0.355546
峰態係數	7.70615	99.94031	7.853435	55.76033	7.232353
JB 值	2445.054	1029467	2566.134	302722.6	2001.473
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.0000
樣本數	2608	2608	2608	2608	2608

註: 1. 峰態等於 3 為常態峰，大於 3 為高狹峰，小於 3 無低闊峰

2. J-B 值為 Jarque-Bera 常態分配檢定。

參、相關係數

相關係數是判斷兩個隨機變數間線性相關之方向和強度的指標，數字越大，強度越強。表 4.6 是全部研究期間新台幣外匯市場中，遠期外匯與其報酬率相關係數實證結果，由表 4.6 可得到新台幣的即期匯率和遠期匯率之間都存在明顯的高度正相關，其中以一個月期的遠期匯率相關係數最高，主要因素台灣央行對於外匯市場俱有主導性；由表 4.6 可得到人民幣的即期匯率和遠期匯率之間以一個月期的遠期匯率相關係數最高，主要因素是大陸央行的匯率政策是採行固定匯率的外匯市場操作，因此其匯率市場是依貨幣政策為判斷依俱，導致其遠期匯率與即期匯率相關係數偏低；新加坡幣的即期匯率和遠期匯率之間都存在明顯的高度正相關，其中以一個月期的遠期匯率相關係數最高，主要因素新加坡幣的匯率穩定性，在亞洲貨幣中以新加坡幣的匯率波動性最小，實務上也常用來做為避險的標的；韓圓的即期匯率和遠期匯率之間都存在明顯的高度正相關，其中以一個月期的遠期匯率相關係數最高，主要因素韓國貨幣政策以出口導向為主，因此其央行在於外匯市場操作通常會作出立即性的反應；日幣的即期匯率和遠期匯率之間都存在明顯的高度正相關，其中以一個月期的遠期匯率相關係數最高，主要因素日本央行長期的低率政策，以致於其利率價格對於遠期匯率價格的效果有高度相關性

表 4.6 遠期匯率相關係數

	新台幣	人民幣	新加坡幣	韓圓	日幣
1F	1.0000 -----	1.0000 -----	1.0000 -----	1.0000 -----	1.0000 -----
3F	0.990958 (0.0000)	0.885547 (0.0000)	0.999407 (0.0000)	0.998692 (0.0000)	0.999684 (0.0000)
6F	0.9831 (0.0000)	0.7806 (0.0000)	0.9980 (0.0000)	0.9970 (0.0000)	0.9994 (0.0000)
12F	0.9721 (0.0000)	0.6697 (0.0000)	0.9930 (0.0000)	0.9930 (0.0000)	0.9976 (0.0000)

第三節 Johansen 共整合檢定

本研究藉著 Johansen 共整合檢定，探討東北亞五國的變數中是否存在「共整合」的現象。實證發現各國的遠期匯率和即期現貨價格具有長期穩定的均衡關係。

表 4.7 SPOT 與不同期限遠期外匯之 Johansen 共整合檢定

幣別名稱	虛無假設	軌跡檢定		最大特性根	
		trace statistics	P-value	likelihood ratio statistics	P-value
新台幣	$rank(\Pi)=0$	460.4327	0.0001**	268.7064	0.0000***
	$rank(\Pi)=1$	191.7262	0.0000***	142.3905	0.0000***
	$rank(\Pi)=2$	49.3357	0.0001***	39.6112	0.0001***
	$rank(\Pi)=3$	9.7244	0.3025	9.5661	0.2420
	$rank(\Pi)=4$	0.1583	0.6907	0.1583	0.6907
人民幣	$rank(\Pi)=0$	366.8555	0.0000***	188.1025	0.0000***
	$rank(\Pi)=1$	178.7530	0.0000***	95.2167	0.0000***
	$rank(\Pi)=2$	83.5362	0.0000***	45.73246	0.0000***
	$rank(\Pi)=3$	37.8037	0.0000***	37.1595	0.0000***
	$rank(\Pi)=4$	0.6442	0.4222	0.644273	0.4222
新加坡幣	$rank(\Pi)=0$	807.8854	0.0000***	664.5416	0.0000***
	$rank(\Pi)=1$	143.3438	0.0000***	122.3232	0.0000***
	$rank(\Pi)=2$	21.0205	0.3564	16.9921	0.1724
	$rank(\Pi)=3$	4.0284	0.9012	3.8093	0.8789
	$rank(\Pi)=4$	0.2190	0.6398	0.2190	0.6398

韓圓	$rank(\Pi)=0$	2295.461	1.0000	723.5434	0.0001***
	$rank(\Pi)=1$	1571.918	1.0000	572.6872	0.0001***
	$rank(\Pi)=2$	999.2305	0.0001***	503.6060	0.0001***
	$rank(\Pi)=3$	495.6245	0.0001***	491.5889	0.0001***
	$rank(\Pi)=4$	4.0355	0.0445**	4.0355	0.0445**
日幣	$rank(\Pi)=0$	239.2724	0.0000***	130.4959	0.0000***
	$rank(\Pi)=1$	108.7765	0.0000***	61.3061	0.0000***
	$rank(\Pi)=2$	47.4703	0.0002***	38.9482	0.0001
	$rank(\Pi)=3$	8.5220	0.4114	7.1098	0.4763
	$rank(\Pi)=4$	1.4122	0.2347	1.4122	0.2347

第四節 Granger 因果關係檢定

藉由 Granger 因果關係檢定可以更進一步的看出，源自各期遠期外匯的衝擊，是否顯著性的影響外匯現貨。同時也可以看出變數之間的因果關係，領先、落後、雙向回饋與獨立的關係。實證結果如下：

表 4.8 新台幣外匯現貨與遠期外匯之 Granger 因果關係

虛無假設	因果關係結果
H_0 : R_USTWD1F 遠期外匯不影響 R_TWDSPT 外匯現貨	0.0000***
H_0 : R_TWDSPT 外匯現貨不影響 R_USTWD1F 遠期外匯	0.2154
H_0 : R_USTWD3F 遠期外匯不影響 R_TWDSPT 外匯現貨	0.0000***
H_0 : R_TWDSPT 外匯現貨不影響 R_USTWD3F 遠期外匯	0.2866
H_0 : R_USTWD6F 遠期外匯不影響 R_TWDSPT 外匯現貨	0.0002***
H_0 : R_TWDSPT 外匯現貨不影響 R_USTWD6F 遠期外匯	0.5917
H_0 : R_USTWD12 遠期外匯不影響 R_TWDSPT 外匯現貨	0.0019***
H_0 : R_TWDSPT 外匯現貨不影響 R_USTWD12 遠期外匯	0.4924

註：*、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 水準下顯著

表 4.9 人民幣外匯現貨與遠期外匯之 Granger 因果關係

虛無假設	因果關係結果
H_0 : R_USCNY1F 遠期外匯不影響 R_CNYSPO T 外匯現貨	0.0849*
H_0 : R_CNYSPO T 外匯現貨不影響 R_USCNY1F 遠期外匯	0.4551
H_0 : R_USCNY3F 遠期外匯不影響 R_CNYSPO T 外匯現貨	0.2671
H_0 : R_CNYSPO T 外匯現貨不影響 R_USCNY3F 遠期外匯	0.0704*
H_0 : R_USCNY6F 遠期外匯不影響 R_CNYSPO T 外匯現貨	0.5231
H_0 : R_CNYSPO T 外匯現貨不影響 R_USCNY6F 遠期外匯	0.5430
H_0 : R_USCNY12 遠期外匯不影響 R_CNYSPO T 外匯現貨	0.4788
H_0 : R_CNYSPO T 外匯現貨不影響 R_USCNY12 遠期外匯	0.0913*

註：*、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 水準下顯著

表 4.10 新加坡幣外匯現貨與遠期外匯之 Granger 因果關係

虛無假設	因果關係結果
H_0 : R_USSGD1F 遠期外匯不影響 R_SGDSPOT 外匯現貨	0.6093
H_0 : R_SGDSPOT 外匯現貨不影響 R_USSGD1F 遠期外匯	0.5797
H_0 : R_USGDD3F 遠期外匯不影響 R_SGDSPOT 外匯現貨	0.2243
H_0 : R_SGDSPOT 外匯現貨不影響 R_USSGD3F 遠期外匯	0.3612
H_0 : R_USSGD6F 遠期外匯不影響 R_SGDSPOT 外匯現貨	0.0030***
H_0 : R_SGDSPOT 外匯現貨不影響 R_USSGD6F 遠期外匯	0.0177**
H_0 : R_USSGD12 遠期外匯不影響 R_SGDSPOT 外匯現貨	0.1917
H_0 : R_SGDSPOT 外匯現貨不影響 R_USSGD12 遠期外匯	0.2168

註：*、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 水準下顯著

表 4.11 韓元外匯現貨與遠期外匯之 Granger 因果關係

虛無假設	因果關係結果
H_0 : R_USKRW1F 遠期外匯不影響 R_KRWSPOT 外匯現貨	0.0912*
H_0 : R_KRWSPOT 外匯現貨不影響 R_USKRW1F 遠期外匯	0.1000
H_0 : R_USKRW3F 遠期外匯不影響 R_KRWSPOT 外匯現貨	0.0000***
H_0 : R_KRWSPOT 外匯現貨不影響 R_USKRW3F 遠期外匯	0.0000***
H_0 : R_USKRW6F 遠期外匯不影響 R_KRWSPOT 外匯現貨	0.0000***
H_0 : R_KRWSPOT 外匯現貨不影響 R_USKRW6F 遠期外匯	0.0000***
H_0 : R_USKRW12 遠期外匯不影響 R_KRWSPOT 外匯現貨	0.0004***
H_0 : R_KRWSPOT 外匯現貨不影響 R_USKRW12 遠期外匯	0.0027***

註：*、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 水準下顯著

表 4.12 日幣外匯現貨與遠期外匯之 Granger 因果關係

虛無假設	因果關係結果
H_0 : R_USJPG1F 遠期外匯不影響 R_JPGSPOT 外匯現貨	0.1406
H_0 : R_JPGSPOT 外匯現貨不影響 R_USJPG1F 遠期外匯	0.0812*
H_0 : R_USJPG3F 期外匯不影響 R_JPGSPOT 外匯現貨	0.0949*
H_0 : R_JPGSPOT 外匯現貨不影響 R_USJPG3F 遠期外匯	0.0658*
H_0 : R_USJPG6F 遠期外匯不影響 R_JPGSPOT 外匯現貨	0.0390**
H_0 : R_JPGSPOT 外匯現貨不影響 R_USJPG6F 遠期外匯	0.0273**
H_0 : R_USJPG12 遠期外匯不影響 R_JPGSPOT 外匯現貨	0.0153**
H_0 : R_JPGSPOT 外匯現貨不影響 R_USJPG12 遠期外匯	0.0160**

註：*、**、*** 分別表示 10%、5%、1% 水準下顯著

由表 4.12 我們可以發現新台幣遠期匯率皆為即期匯率的領先指標；表 4.13 我們發現人民幣其外匯市場無領先效果；表 4.14 我們發現新加幣只有 6 個月遠期匯率是即期匯率的領先指標；表 4.15 我們發現韓圓的 3、6、9 個月期遠期匯率是即期匯率領先指標；表 4.16 我們發現日幣 6、12 月期的遠期匯率是即期匯率的領先指標。綜合上述我們得到以下的結論：

- 1、台灣、新加坡、韓國、日本等其不同期限之遠期外匯匯率對於即期匯率價格皆存在顯著因果關係，證明上述國家之不同期限遠期外匯對於即期外匯市場大致皆存在預

測功能。

- 2、中國大陸的人民幣遠期匯率僅 1 個月期存在 10% 的因果關係，其餘 3、6、12 個月期遠期匯率之因果關係皆不顯著，證明或許是由於中國大陸遠期外匯市場其市場規模和流動性較差，因此對於現貨即期市場的訊息發現功能較低。
- 3、普遍而言，除了中國以外長天期的遠期外匯市場（包括 6、12 期）多具顯著因果關係，說明，長天期遠期外匯市場於東北亞五國較能反應未來市場趨勢，因而提供較佳即期現貨市場的預測能力。

表 4.13 東北亞五國外匯現貨與遠期外匯之因果關係彙總表

變數	因果關係	指數
新台幣外匯現貨	←	1 個月遠期外匯
	←	3 個月遠期外匯
	←	6 個月遠期外匯
	←	12 個月遠期外匯
人民幣外匯現貨	←	1 個月遠期外匯
	⇒	3 個月遠期外匯
	〈〉	6 個月遠期外匯
	⇒	12 個月遠期外匯
新加坡幣外匯現貨	〈〉	1 個月遠期外匯
	〈〉	3 個月遠期外匯
	⇔	6 個月遠期外匯
	〈〉	12 個月遠期外匯
韓元外匯現貨	⇒	1 個月遠期外匯
	⇔	3 個月遠期外匯
	⇔	6 個月遠期外匯
	⇔	12 個月遠期外匯
日幣外匯現貨	←	1 個月遠期外匯
	⇔	3 個月遠期外匯
	⇔	6 個月遠期外匯
	⇔	12 個月遠期外匯

第五節 迴歸分析

本節以迴歸進行研究，是以東北亞五國外匯現貨市場和遠期外匯市場價格做為預測能力之探討為研究對象，並對東北五國遠期外匯市場之影響及差異分析，迴歸分析時間全段時間為 2003 年 1 月 1 日起至 2012 年 12 月 31 日止；另以 2008 年 5 月 22 日至 2009 年 3 月 31 日金融海嘯期間作為時間區分為，金融海嘯前、金融海嘯時、金融海嘯後，三個時期探討，分析不同期間東北亞五國在不同期限遠期外匯市場與現貨市場關聯性的差異性。並由迴歸分析中發現外匯市場中當期的影響效果最顯著，代表著外匯市場對於匯率價格的變動能夠立極反應。

一、新台幣

1. 1 個月期遠期外匯

不管是在海嘯時期的前、中、後或者全部研究區間，對於現貨價格具有 1%的正向顯著影響。

2. 3 個月期遠期外匯

在全部研究期間和金融海嘯前，有 1%的負向顯著影響。

3. 6 個月期遠期外匯

在全部研究期間和金融海嘯後，有 1%的負向顯著影響；在金融海嘯期間中有 5%的負向顯著影響。

4. 12 月期遠期外匯

在全部研究期間和金融海嘯發生前有 5%的負向顯著影響。

二、人民幣

1. 1 個月期遠期外匯

不管是在海嘯時期的前、中、後或者全部研究區間，對於現貨價格具有 1%的正向顯著影響。

2. 3 個月期遠期外匯

在全部研究期間有 10%的負向顯著影響，在金融海嘯後有 1%負向的顯著影響。

3. 6 個月期遠期外匯

在全部研究期間和金融海嘯前有 1%負向的顯著影響。

4、12 月期遠期外匯

在全部研究期間有 5%的正向顯著影響，在金融海嘯前有 1%的正向顯著影響、金融海嘯後期有 1%的負向顯著影響。

三、新加坡幣

1. 1 個月期遠期外匯

不管是在海嘯時期的前、中、後或者全部研究區間，對於現貨價格具有 1%的正向顯著影響。

2. 3 個月期遠期外匯

在全部研究期間有 5%的正向顯著影響，在金融海嘯前有 1%的負向顯著影響，在金融海嘯中、後期有 1%的正向顯著影響。

3. 6 個月期遠期外匯

在全部研究期間有 5%的負向顯著影響，在金融海嘯前、後有 1%的負向顯著影響。

4. 12 月期遠期外匯

在全部研究期間和金融海嘯後有 1%的負向顯著影響。

四、韓元

1. 1 個月期遠期外匯

不管是在海嘯時期的前、中、後或者全部研究區間，對於現貨價格具有 1%的正向顯著影響。

2. 3 個月期遠期外匯

在全部研究期間有 10%的負向顯著影響，在金融海嘯前有 1%的負向顯著影響。

3. 6 個月期遠期外匯

在全部研究期間有 1%的負向顯著影響，在金融海嘯前 1%的負向顯著影響，金融海

嘯後有 10% 的負向顯著影響。

4. 12 月期遠期外匯

在全部研究期間、金融海嘯前、後有 1% 的負向顯著影響，在金融海嘯中有 10% 的負向顯著影響。

五、日幣

1. 1 個月期遠期外匯

不管是在海嘯時期的前、中、後或者全部研究區間，對於現貨價格具有 1% 的正向顯著影響。

2. 3 個月期遠期外匯

在全部研究期間和金融海嘯前有 1% 的正向顯著影響，在金融海嘯中有 1% 的負向顯著影響。

3. 6 個月期遠期外匯

在全部研究期間有 10% 的負向顯著影響，在金融海嘯前有 1% 的正向顯著影響，在金融海嘯後有 1% 的負向顯著影響。

4. 12 月期遠期外匯

在全部研究期間和金融海嘯前有 1% 的負向顯著影響，在金融海嘯後有 5% 的正向顯著影響。

相較於全段期間或金融海嘯前、中、後期間，由迴歸分析中我們發現到以 1 個月期的遠期外匯價格對於現貨價格具有 1% 的正向顯著影響效果，說明短天期的遠期外匯對於現貨價格的影響力遠大於其他遠期匯率，或許是因現代資訊發達市場反應迅速所造成的現象；而在金融海嘯前各個時期的遠期外匯都存在的並發現在金融海嘯後東北五國中其 6 個月遠期外匯價格對於現貨市場有負向顯影，或許是在金融海嘯後各國的金融環境趨於穩定的效果。

表 4.14 新台幣、人民幣、新加坡幣、韓元、日幣之迴歸分析~海嘯前

構面	新台幣現貨 R_{TWDSPT}	人民幣現貨 R_{CNYSPT}	新加坡幣現貨 $R_{SGDSPOT}$	韓元現貨 $R_{KRWSPOT}$	日幣現貨 $R_{JPYSPOT}$					
當期	$R_{USTWD1F_t}$	1.115410*** (0.035480)	$R_{USCNY1F_t}$	0.785071*** (0.030126)	$R_{USSGD1F_t}$	0.829188*** (0.022957)	$R_{USKRW1F_t}$	1.320773*** (0.018821)	$R_{USJPG1F_t}$	0.497463*** (0.0158264)
	$R_{USTWD3F_t}$	-0.234129*** (0.043054)	$R_{USCNY3F_t}$	-0.039385 (0.036541)	$R_{USSGD3F_t}$	0.287937*** (0.028728)	$R_{USKRW3F_t}$	-0.210543*** (0.026502)	$R_{USJPG3F_t}$	0.430449*** (0.019015)
	$R_{USTWD6F_t}$	0.025185 (0.046876)	$R_{USCNY6F_t}$	-0.199635*** (0.029327)	$R_{USSGD6F_t}$	-0.061832*** (0.022335)	$R_{USKRW6F_t}$	-0.078944*** (0.021372)	$R_{USJPG6F_t}$	0.158571*** (0.020041)
	$R_{USTWD12_t}$	-0.065098** (0.030865)	$R_{USCNY12_t}$	0.053385*** (0.014480)	$R_{USSGD12_t}$	-0.059078*** (0.008837)	$R_{USKRW12_t}$	-0.032520*** (0.011553)	$R_{USJPG12_t}$	-0.086427*** (0.009024)
遞延一期	$R_{USTWD1F_{t-1}}$	-0.406970*** (0.148735)	$R_{USCNY1F_{t-1}}$	0.067169 (0.046218)	$R_{USSGD1F_{t-1}}$	0.613069 (0.701372)	$R_{USKRW1F_{t-1}}$	0.585883 (0.485942)	$R_{USJPG1F_{t-1}}$	-0.394670 (0.929647)
	$R_{USTWD3F_{t-1}}$	0.289575 (0.180468)	$R_{USCNY3F_{t-1}}$	-0.099710* (0.056057)	$R_{USSGD3F_{t-1}}$	0.535778 (0.877769)	$R_{USKRW3F_{t-1}}$	-0.079194 (0.685746)	$R_{USJPG6F_{t-1}}$	2.347684*** (1.158034)
	$R_{USTWD6F_{t-1}}$	0.088732 (0.196474)	$R_{USCNY6F_{t-1}}$	0.058718 (0.044989)	$R_{USSGD6F_{t-1}}$	-1.324359* (0.682298)	$R_{USKRW6F_{t-1}}$	0.510703 (0.551479)	$R_{USJPG6F_{t-1}}$	-1.269187 (1.220492)
	$R_{USTWD12_{t-1}}$	0.000000 (0.129364)	$R_{USCNY12F_{t-1}}$	-0.007182 (0.022212)	$R_{USSGD12_{t-1}}$	0.174530 (0.269978)	$R_{USKRW12_{t-1}}$	-1.046231*** (0.298236)	$R_{USJPG12_{t-1}}$	-0.733294 (0.549922)

註：*、**、***分別表示 10%、5%、1%水準下顯著；()代表標準差。

表 4.15 新台幣、人民幣、新加坡幣、韓元、日幣之迴歸分析~海嘯中

構面	新台幣現貨 R_TWSPOT	人民幣現貨 R_CNYSPT	新加坡幣現貨 $R_SGDSPOT$	韓元現貨 $R_KRWSPOT$	日幣現貨 $R_JPYSPOT$	
當期	$R_USTWD1F_t$	1.199200*** (0.120735)	0.572502*** (0.054113)	1.299371*** (0.054227)	1.129393*** (0.049650)	1.570738*** (0.074827)
	$R_USTWD3F_t$	-0.150222 (0.123880)	-0.034373 (0.064949)	-0.324118*** (0.059635)	0.015876 (0.083284)	-0.558526*** (0.124578)
	$R_USTWD6F_t$	-0.204410** (0.103464)	-0.018880 (0.058176)	0.037593 (0.045131)	-0.050692 (0.089296)	-0.025666 (0.121893)
	$R_USTWD12_t$	-0.060377 (0.081049)	0.004788 (0.032798)	-0.012710 (0.018089)	-0.089383* (0.049680)	0.010321 (0.053784)
遞延一期	$R_USTWD1F_{t-1}$	0.084530 (0.416158)	-0.141942* (0.083480)	0.296966 (1.388917)	-0.112858 (1.170534)	-0.845322 (2.379898)
	$R_USTWD3F_{t-1}$	0.633714 (0.426980)	0.246852** (0.100193)	0.700691 (1.527715)	-0.763201 (1.963575)	-0.323073 (3.961813)
	$R_USTWD6F_{t-1}$	-0.109598 (0.368718)	-0.128660 (0.089745)	-0.735750 (1.155952)	0.557979 (2.105875)	1.911979 (3.876237)
	$R_USTWD12_{t-1}$	-0.440321 (0.279420)	0.012020 (0.050595)	-0.281826 (0.464069)	0.391498 (1.171912)	-0.786340 (1.713718)

註：*、**、***分別表示 10%、5%、1%水準下顯著；()代表標準差。

表 4.16 新台幣、人民幣、新加坡幣、韓元、日幣之迴歸分析~海嘯後

構面	新台幣現貨 R_TWDSPT		人民幣現貨 R_CNYSPT		新加坡幣現貨 $R_SGDSPOT$		韓元現貨 $R_KRWSPOT$		日幣現貨 $R_JPYSPOT$	
當期	$R_USTWD1F_t$	1.572514*** (0.069455)	$R_USCNY1F_t$	1.093374*** (0.021261)	$R_USSGD1F_t$	1.175045*** (0.019425)	$R_USKRW1F_t$	1.061781*** (0.023946)	$R_USJPG1F_t$	1.099566*** (0.028475)
	$R_USTWD3F_t$	-0.141754 (0.088121)	$R_USCNY3F_t$	-0.066075*** (0.024406)	$R_USSGD3F_t$	-0.108916*** (0.026056)	$R_USKRW3F_t$	0.018735 (0.029121)	$R_USJPG3F_t$	0.052103 (0.038482)
	$R_USTWD6F_t$	-0.471979*** (0.064074)	$R_USCNY6F_t$	-0.008305 (0.016381)	$R_USSGD6F_t$	-0.059576*** (0.009074)	$R_USKRW6F_t$	-0.034525* (0.018525)	$R_USJPG6F_t$	-0.168249*** (0.021750)
	$R_USTWD12_t$	-0.070301 (0.045089)	$R_USCNY12_t$	-0.061569*** (0.009057)	$R_USSGD12_t$	-0.007239 (0.004821)	$R_USKRW12_t$	-0.046104*** (0.009418)	$R_USJPG12_t$	0.016165** (0.007899)
遞延一期	$R_USTWD1F_{t-1}$	0.143280 (0.278040)	$R_USCNY1F_{t-1}$	0.005616 (0.099299)	$R_USSGD1F_{t-1}$	2.554676 (2.147157)	$R_USKRW1F_{t-1}$	-0.654293 (1.392280)	$R_USJPG1F_{t-1}$	0.111525 (4.322941)
	$R_USTWD3F_{t-1}$	-0.316627 (0.352764)	$R_USCNY3F_{t-1}$	-0.165512 (0.113984)	$R_USSGD3F_{t-1}$	-2.356672 (2.880102)	$R_USKRW3F_{t-1}$	1.741764 (1.693182)	$R_USJPG6F_{t-1}$	0.804995 (5.842183)
	$R_USTWD6F_{t-1}$	0.163072 (0.256499)	$R_USCNY6F_{t-1}$	0.084965 (0.076448)	$R_USSGD6F_{t-1}$	-0.763997 (1.003247)	$R_USKRW6F_{t-1}$	-1.968839* (1.077085)	$R_USJPG6F_{t-1}$	0.688543 (3.301264)
	$R_USTWD12_{t-1}$	0.052387 (0.180499)	$R_USCNY12_{t-1}$	-0.016886 (0.042266)	$R_USSGD12_{t-1}$	0.511018 (0.533068)	$R_USKRW12_{t-1}$	0.833876 (0.547583)	$R_USJPG12_{t-1}$	-1.678747 (1.199136)

註：*、**、***分別表示 10%、5%、1%水準下顯著；()代表標準差。

表 4.17 新台幣、人民幣、新加坡幣、韓元、日幣之迴歸分析~全部研究期間

構面	新台幣現貨 R_TWDSPT	人民幣現貨 R_CNYSPT	新加坡幣現貨 $R_SGDSPOT$	韓元現貨 $R_KRWSPOT$	日幣現貨 $R_JPYSPOT$	
當期	$R_USTWD1F_t$	1.242254*** (0.031653)	0.831186*** (0.019767)	1.098570*** (0.015875)	1.165253*** (0.014489)	0.887511*** (0.017897)
	$R_USTWD3F_t$	-0.156564*** (0.037550)	-0.047589* (0.024370)	-0.044325** (0.019674)	-0.040547* (0.021991)	0.204168*** (0.024740)
	$R_USTWD6F_t$	-0.179597*** (0.035739)	-0.121980*** (0.019608)	-0.027142** (0.011941)	-0.066157*** (0.020789)	-0.043403* (0.024305)
	$R_USTWD12_t$	-0.059457** (0.024730)	0.021903** (0.010310)	-0.028878*** (0.005618)	-0.056283*** (0.011095)	-0.050633*** (0.010689)
遞延一期	$R_USTWD1F_{t-1}$	-0.239896* (0.124544)	-0.036504 (0.034668)	0.599256 (0.573168)	-14.64253 (61.13074)	-0.814792 (0.797995)
	$R_USTWD3F_{t-1}$	0.251291* (0.147746)	0.005633 (0.042743)	0.400642 (0.710341)	19.92881 (92.78232)	1.797951 (1.103111)
	$R_USTWD6F_{t-1}$	0.058688 (0.140619)	0.021487 (0.034389)	-1.065555** (0.431156)	0.080186 (87.71247)	-0.181172 (1.083675)
	$R_USTWD12_{t-1}$	-0.045983 (0.097305)	-0.011429 (0.018082)	0.037172 (0.202848)	1.219469 (46.81041)	-0.855825* (0.476636)

註：*、**、***分別表示 10%、5%、1%水準下顯著；()代表標準差。

第五章 結論與建議

本研究主要探討不同期限遠期外匯市場預測能力以東北亞五國為研究對象，選取了東北亞五國（台灣、大陸、新加坡、韓國、日本）現貨市場和遠期外匯市場 1、3、6、12 個月期的遠期外匯分析研究，期能藉由關聯性分析預測未來匯率的走勢可參考的指標。運用 ADF 檢定法進行資料定態分析之單根檢定，Johansen 共整合檢定(Cointegration)觀察東北亞五國的現貨價格和遠期外匯價格是否有長期均衡關係，Granger 因果檢定觀察自變數與應變數之間的領先落後關係，以多元線性迴歸分析探討遠期外匯的變動與現貨價格變動是否存在特定關係。茲將本論文實證研究結論匯整如下。

第一節 研究結論

根據各國的匯率走勢圖中我們可以發現匯率的價格會因金融市場的變化在不同的時期的溢酬會有所不同，而以目前現階段各國央行的貨幣政策會導致在外匯市場中不同期限別的價格區間會趨向收斂。另根據共整合檢定說明現貨價格與遠期外匯價格不僅具有共整合關係，其未來的價格具有互可測性，顯示外匯市場不具效率性。根據因果分析外匯市場會因各個國家央行匯率市場干預程度的不同會造成現貨和遠期外匯市場因果關係。由實證結果得到下列結論：

(1)在金融海嘯前和金融海嘯後，外匯遠期市場長天期之價格對於現貨即期市場的價格是有影響力的，而在金融海嘯時期則是以短天期的遠期外匯市場價格對於現貨即期市場價格有影響力。(2)台灣、新加坡、韓國、日本等其不同期限之遠期外匯匯率對於即期匯率價格皆存在顯著因果關係。(3)就長均衡關係方面，利用共整合檢定發現貨與遠期外匯市場存在共整合現象，存在長期均衡關係。(4)因果分析中發現台灣、新加坡、韓國、

日本等國其遠期外匯市場價格對於現貨市場價格皆存顯著因果關係，證明其遠期外匯價格對於現貨價格存在預測的功能。(5)迴歸分析中發現東北亞五國外匯市場中，在金融海嘯前各期遠期外匯市場普遍對於現貨市場價格都具有影響力，在海嘯期間僅有短天期的遠期外匯對於現貨市場價格有影響力，另外在海嘯後遠天期的外匯市場價格亦恢復其影響力。說明在金融海嘯前金融市場因受全球經濟環境景氣關係，外匯市場活絡價格相對穩定，因而使得各期遠期外匯市場價格對於現貨市場都能有顯著影響力；在金融海嘯期間金融市場波動劇烈，使得貨幣的時間價值無法估計導致遠期外匯市場價格波動劇烈，造成僅1個月期遠期外匯市場價格對於現貨市場價格有顯著影響力；到了金融海嘯後期，因金融環境仍具相當不安定因素，其各國遠期外匯市場價格對於現貨市場影響力無法恢復金融海嘯前的顯著效果，可能原因來自於各國央行的貨幣政策造成匯率的價格不穩定以及各國貨幣競貶所造成的結果。(6)研究發現人民幣因其市場流動性和貨幣政策關係，其遠期外匯對於現貨價格之預測能力普遍較低。

第二節 未來研究建議

本研究僅以東北亞五國外匯市場中不同天期遠期外匯價格(DF)進行研究分析其對於現貨市場價格的預測能力，然為使匯率波動的預測能有多方的考量，納入其他與匯率波動影響相關之因素，亦為未來研究之方向；本研究採用日資料進行分析，後續學者可採用不同頻率的資料進行比較，另可納入各國的貨幣政策來探討，以不同的面向來觀察研究匯率市場的變化，提供有利於投資人在進行匯率操作時的決策參考。

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市關聯性研究-NDF市場關閉政策分析」經濟論文,中央研究院經濟研究所,pp93-1226
- 王幸玫(2010),「NDF、美元指數及利率對新臺幣匯率之影響—金融海嘯前後差異之實證研究」,台北大學,企業管理研究所碩士論文。
- 王慧、劉宏業(2009),「人民幣離岸市場與境內市場的信息傳遞研究—基於NDF匯率和即期匯率的實證分析」,金融理論與實踐,第3期。
- 沈中華(2002),「金融市場」華泰文化事業。
- 李貞儀(2003),「遠期與即期匯率關係之探討-Panel共整合的應用」,中山大學,碩士論文
- 李韋宏(2006),「台灣美元即、遠期匯市效率、價量關係與交易行為之研究-GRACH、FIGARCH與HYGARCH模型之應用」朝陽科技大學財務金融系研究所碩士論文。
- 何小靜(2007),「兩岸三地市場遠期匯率之探討」,中正大學,碩士論文。
- 吳俊伯(2009),「中國人民幣與亞洲四小龍貨幣的無本金交割遠期外匯之動態相關係數分析」。政治大學社會科學院經濟學系碩士論文。
- 曾惠珠、李進明(2011),「東南亞國家國際匯率市場變動關連性探討」,南開學報,第八卷,第一期,pp19-28。
- 劉祥熹、楊慈珍(2009),「新台幣兌美元匯率波動性預測及其與遠期匯率之關聯性-預測模型比較及納入成交量之探討」,應用經濟論叢,85期,pp.117-153。
- 蕭欽篤(2009),「國際金融」智勝文化事業
- 謝美玉(2002),「企業的匯率風險管理與策略」,中山大學管理學院研究所論文。
- 謝劍平(2009),「財務管理新觀念與本土化」智勝文化事業

二、國外文獻

Anatoly Peresetsky and Frans de Roon(1997), “Risk Premia In the Ruble/Dollar Futures Market” *Journal of Futures Markets*,Vol.17,No.2,191-214.

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.

Hakkio, C. S. and M. Rush (1989), “Market Efficiency and Cointegration: An Application to Sterling and Deutschemark Exchange Market,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 88, pp. 829-853.

Hartmann, P. (1999), “Trading Volume and Transaction Cost in the Foreign Exchange Market: Evidence from Daily Dollar-Yen Spot Data,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 23, pp. 801-824.

Ito,T.,(1990) “Forward Exchange Rate Expectations : Micro Survey Data.” *The American Economic Review*80,434-449.

Johansen,S.(1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Regression Models.” *Econometrics*,59,1551-1580.

Naka,A. and G. Whitney,(1995), “The Unbiased Forward Rate Hypothesis Reexamined.” *Journal of International Money and Finance*,14.857-867.

Rapp,T.A. and S.C.Sharma(1999), “Exchange Rate Market Efficiency : Across and within Countries.” *Journal of Economics and Business*,51,423-439.

Tian, G.G. and G.H. Wan,2004, “Interaction among China-related Stocks:Evidence from a Causality Test with a New Procedure, ” *Applied Financial Economics*, 14, 67-72

Wang, P. and P. Wang (1999), “Foreign Exchange Market Volatility in Southeast Asia,” *Asia-Pacific Financial Markets*, Vol. 6, No.3, pp. 235-252.

Wang, P., & Wang, P. (2001). Equilibrium adjustment, basis risk and risk transmission in spot and forward foreign exchange markets. *Applied Financial Economics*, 11, 127-136.

Zhu, H., Z. Lu and S. Wang, 2004, "Causal Linkage among Shanghai, Shenzhen, and Hong Kong Stock Markets," *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 7, 135-149.