

國立臺灣大學社會科學院經濟學系在職專班

碩士論文

Mid-Career Master Program

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis

台灣外匯市場效率性研究

— 資產收益性檢測法之應用

Efficiency of Foreign Exchange Market in Taiwan:

An Application of the Profitability Tests

王柏元

Po-Yuan Wang

指導教授：林建甫博士

Advisor: Chien-Fu Lin, Ph. D

中華民國 102 年 3 月

March, 2013

誌謝

離開學校有一大段時間了，很榮幸再度入學，探尋經濟學的奧義。2 年的學習時間裏，雖資質駑鈍，僅習得些許法門，尚不足深入精髓，但得以愉悅地暢遊於經濟學的理论與實務中，已為人生之大幸。

成年人的世界有時候很難懂，明明刻畫了一定數目的年輪，互動上卻仍像是孩童般的直率天真，這個班級的同學，最讓人詫異的部份莫過於此，也許，大家其實是重修幼稚園的學分，而對於未完成幼稚園學業的我，有一次補修的機會。

論文的完成，首要感謝林建甫教授的指導，Marshall (1885) 曾說，

It will be my most cherished ambition, my highest endeavour to do what with my poor ability and my limited strength I may, to increase the numbers of those, whom Cambridge, the great mother of strong men, sends out into the world with cool heads but warm hearts, willing to give some at least of their best powers to grappling with the social suffering around them.

林教授便是這樣的一個人，無論在學問的探求上、做人處事的態度上，不僅培養學生具備“cool heads but warm hearts”主動奉獻自己最大的能力；更身體力行，入世以解決社會上的困惱為職志。也要感謝口試委員吳大任教授、姚睿教授、盧陽正教授，給予寶貴的建議與指正，使本論文更加嚴謹、趨於完備。

特別感謝陳旭昇教授，本論文的初始構想，便是源自於陳教授的課堂；經濟實證的角色，誠如 Marshall (1885) 所言，

Experience in controversies such as these brings out the impossibility of learning anything from facts till they are examined and interpreted by reason.

陳教授對於經濟實證精深的學養、嚴謹的態度，足為後輩學習的典範。還有吳聰敏教授基本經濟觀念的導正，瞿宛文教授歷史視野的觀點，以及藝雯、美絨、詩凱等同儕的互相砥礪，懿君、姿宜專業的英文潤稿，在台大的學習，處處充滿著驚奇與喜悅，連在學校呼吸的空氣，都倍感清新。

從職場得以再入學校，則要特別感謝工研院產經中心游啟聰副主任的推薦；感謝芝榕學姐贊助的書籍、筆記，讓知識價值持續傳承；感謝在職進修期間同事的包容，讓我職場與學業同時兼顧。

更要感謝妻子君玲的幫助，讓我得以無後顧之憂的全心學習，姊姊姿茹的支持，感謝亭方的鼓舞，而又立的誕生，更督促了論文的加速完成。

最後，感謝上天的恩賜，謹以此論文獻給我的母親、先父。

摘要

本文針對新台幣兌美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣 6 種貨幣之外匯市場，研究期間為 1989 年 4 月至 2012 年 8 月之月資料 (加幣由於資料限制，研究期間為 1990 年 5 月至 2012 年 8 月)，進行有關效率市場假說的檢定。

傳統 uncovered interest rate parity (UIP) 的線性迴歸模型，可能因為自變數與應變數變異數過大的差距，造成 ordinary least squares (OLS) 估計式的偏誤；另外在自變數單根檢定的部份，也由於單根檢定之檢定力不足的先天缺陷，讓傳統 UIP 線性迴歸模型存在爭議空間。

本文除了考慮傳統 UIP 線性迴歸模型外，另外從均數定態 (mean stationary) 來衡量 deviation from UIP (DUIP)，當成傳統 UIP 線性迴歸模型的穩健性檢測。針對台灣的外匯市場而言，從上述 2 種模型中，均得出新台幣兌美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣 6 種貨幣之外匯市場，不違反效率市場假說。

另外，有別傳統 UIP 線性迴歸模型，本文從直觀上外匯市場套利的投資策略，提出 5 種資產收益性檢測法 (profitability tests)，藉由該 5 種資產收益性的檢測，從外匯市場超額報酬的存在與否，來評估市場效率假說的成立性。

從資產收益性檢測法之結果發現，雖然新台幣兌日幣、英鎊、瑞郎、加幣之外匯市場，無論運用資產收益性檢測法之各種策略，均無法得到超額報酬。但於新台幣兌美元、澳幣之外匯市場卻存在套利空間。

關鍵字：未拋補利率平價說、外匯市場、效率市場假說、資產收益性檢測法

Abstract

This paper uses exchange rates of the U.S. dollar (USD), Japanese yen (JPY), British pound (GBP), Swiss franc (SFr), Australian dollar (AUD) and Canadian dollar (CAD), relative to new Taiwan dollar (NTD), to test the efficient market hypothesis. The period of study is from April 1989 to August 2012 (NTD-CAD rate is from May 1990 to August 2012 due to data limitations).

Traditional approach to testing the uncovered interest rate parity (UIP) by ordinary least squares (OLS) regression could result in omitted variable bias because of the significant differences in volatility between the change in the log of the exchange rates and the change in the interest rates. Besides, the controversy of the OLS regression model also arises from the low power of the unit root tests to the change in the interest rates.

In addition to considering the traditional UIP OLS regression model, we examine the deviation from UIP (DUIP) in the view of mean stationary, which serves as the robust test of the traditional UIP OLS regression model. The results show that both in the traditional UIP OLS model and in the DUIP model, the six currencies studied do not reject the efficient market hypothesis.

Moreover, different from the traditional UIP OLS regression model, we propose five intuitional profitability tests from the arbitrage strategies in foreign exchange markets to detect the efficient market hypothesis from the perspective of excess return.

From the profitability tests results, we find investors can not receive the excess return in the foreign exchange markets of NTD against JPY, GBP, SFr and CAD. However, there exists the room for arbitrage in the foreign exchange markets of NTD against USD and AUD.

Keywords: uncovered interest rate parity, foreign exchange market, efficient market hypothesis, profitability tests

目錄

口試委員會審定書	i
誌謝	ii
中文摘要	iii
英文摘要	iv
1 緒論	1
1.1 研究動機與目的	1
1.2 研究架構	2
2 文獻探討	4
2.1 理論基礎	4
2.1.1 效率市場假說	4
2.1.2 遠期匯率不偏性假說 (unbiased forward rate hypothesis) 與 UIP 條件	5
2.2 文獻回顧	7
2.2.1 國外文獻回顧	7
2.2.2 台灣外匯市場之文獻回顧	9
2.2.3 小結	10
3 研究方法與資料說明	11
3.1 研究方法	11
3.1.1 ADF 檢定	11
3.1.2 PP 檢定	12
3.1.3 KPSS 檢定	12
3.2 資料說明	12
4 UIP 傳統迴歸模型	15
4.1 變數敘述統計	15
4.2 單根檢定	15

4.3	傳統線性迴歸模型	19
4.4	DUIP 模型	20
4.5	傳統線性迴歸模型可能的偏誤	20
5	資產收益性檢測法模型	26
5.1	模型設定	26
5.1.1	策略 1: 投資外幣與本國貨幣之報酬比較	26
5.1.2	策略 2: 投資於前期高報酬之貨幣與本國貨幣之報酬 比較	26
5.1.3	策略 3: 投資於高利率與低利率貨幣之報酬比較	27
5.1.4	策略 4: 投資於高利率貨幣與本國貨幣之報酬比較	27
5.1.5	策略 5: 投資於低利率貨幣與本國貨幣之報酬比較	27
5.2	單根檢定	28
5.3	結果分析	28
5.3.1	策略 1: 投資外幣與本國貨幣之報酬比較	28
5.3.2	策略 2: 投資於前期高報酬之貨幣與本國貨幣之報酬 比較	29
5.3.3	策略 3: 投資於高利率與低利率貨幣之報酬比較	29
5.3.4	策略 4: 投資於高利率貨幣與本國貨幣之報酬比較	29
5.3.5	策略 5: 投資於低利率貨幣與本國貨幣之報酬比較	29
5.3.6	小結	29
6	結論與建議	33
	參考文獻	35
A	附圖	42
B	資產收益性檢測法各變數之單根檢定	49

圖目錄

1.1	研究架構	3
3.1	即期匯率、利率走勢	14
4.1	Δs_{t+1} 大波動, $(i_t - i_t^*)$ 小波動	16
A.1	國內外利差走勢 $(i_t - i_t^*)$	42
A.2	資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/USD	43
A.3	資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/JPY	44
A.4	資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/GBP	45
A.5	資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/SFr	46
A.6	資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/AUD	47
A.7	資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/CAD	48

表目錄

3.1	資料說明	13
4.1	各變數之敘述統計	15
4.2	單根檢定: Δs_{t+1}	17
4.3	單根檢定: $(i_t - i_t^*)$	18
4.4	傳統線性迴歸模型迴歸結果	21
4.5	α 、 β 之信賴區間	22
4.6	敘述統計: w_t	22
4.7	單根檢定: w_t	23
4.8	DUIP 迴歸結果	23
5.1	策略一: $R_{t+1}^* - R_{t+1} = \alpha_{p1} + \varepsilon_{t+1}$	30
5.2	策略二: $RHR_{t+1} - R_{t+1} = \alpha_{p2} + \varepsilon_{t+1}$	31
5.3	策略三: $RH_{t+1} - RL_{t+1} = \alpha_{p3} + \varepsilon_{t+1}$	31
5.4	策略四: $RH_{t+1} - R_{t+1} = \alpha_{p4} + \varepsilon_{t+1}$	32
5.5	策略五: $RL_{t+1} - R_{t+1} = \alpha_{p5} + \varepsilon_{t+1}$	32
B.1	單根檢定: 策略一	49
B.2	單根檢定: 策略二	50
B.3	單根檢定: 策略三	51
B.4	單根檢定: 策略四	52
B.5	單根檢定: 策略五	53

第 1 章

緒論

1.1 研究動機與目的

為解釋兩國間匯率的變化，「利率平價說」(interest rate parity) 是文獻中常用的方法，利率平價說告訴我們，在排除貿易障礙 (possibility of trading systems) 下的金融市場，經由匯率的調整後，兩國之間的利率或類似商品的投資報酬率相等。換言之，兩國的利率差距會影響到兩國之間的資金流動，進而牽動兩國的均衡匯率。

利率平價說可區分為「補利率平價說」(covered interest rate parity, CIP) 與「未拋補利率平價說」(uncovered interest rate parity, UIP) 兩類，CIP 乃指兩國間名目利率的差距等於遠期匯率與即期匯率的差距，亦即兩國之間不存在套利空間。

若不考慮遠期外匯市場的避險，假設效率市場假說成立 (理性預期假說與零風險溢酬假說 2 者同時成立)，在無套利空間時，兩國間名目利率的差距等於預期與即期匯率的差距，亦即 UIP 成立。但在文獻中，UIP 的實證結果通常難以得到肯定，換句話說，外匯效率市場假說無法獲得支持，通常將此現象歸咎於：市場參與者非風險中立、市場參與者之預期非理性、Peso 議題等因素。

研究市場效率性最重要的目的，在於我們關心有限的資源是否透過市場機制，有效地分配給需求者，同樣的，外匯市場效率性的研究動機也是根植於此。

UIP 不僅為文獻上衡量外匯市場效率性常用的手法，另外就政策意涵來說，Frankel (1992) 從衡量資本移動程度的觀點，將 UIP 條件的成立與否，視為判斷國際金融市場整合程度的方法之一；受到國際資本移動的影響，UIP 的成立代表國內利率將因高度的國際金融市場整合，使得貨幣當局對利率的控制受到限制 (張淑華·何宗武·陳佩伶, 2010)。

倘若 UIP 的實證模型，如 Baillie and Bollerslev (2000)、Wang and Jones (2003)、Wang and Wang (2009)、Pippenger (2011)、Olmo and Pilbeam (2011) 等人的研究結果顯示，存在計量統計上的先天缺陷，則 UIP 的應用，便值得研究者重行斟酌。

就台灣而言，從戰後台灣的經濟發展來看，自 1949 年後，台灣失去了日本及中國 2 大重要的出口市場，呈現大量的進口逆差、貿易赤字擴大、外匯短缺，林景源 (1981) 認為，自 1949 年 6 月進口管制的加強及外匯管制的實施，挽救了台灣幼稚工業免於衰敗的命運。

而後台灣的外匯管制歷經了官價匯率、結匯證匯率、集中管制、複式匯率制度，1950 年代末期台灣的出口成長，外匯收入持續增加，促使政府放寬外匯管制措施，1963 年 9 月乃廢除結匯證，建立單一匯率制度，基本匯率改訂為 1 美元兌換 40 元新台幣，由中央銀行開始對外匯匯率掛牌。

1972 年後半，美元在國際外匯市場不斷貶值，新台幣匯率釘住美元的結果，使得出超擴大，加上仍存在的外匯管制措施，廠商的外匯收入必須結售予外匯指定銀行，再轉售中央銀行，造成新台幣供給的增加，物價隨之上揚。

1978 年 7 月政府放棄固定匯率改採機動匯率制度，並於 1979 年 2 月成立外匯市場，並開放後續一連串的金融開放措施，包括 1980 年 11 月公布「銀行利率調整要點」開放局部利率自由化、1986 年 8 月廢止「利率管理條例」、1987 年 7 月大幅放寬外匯管制、¹ 1989 年 4 月取消中心匯率制度改採自由報價的匯率制、1989 年 7 月修正銀行法取消利率管制、1991 年 11 月重新開放遠期外匯市場等措施，² 使我國與國際間資金的流動性大幅增加。

根據中央銀行的資料，2011 年我國外匯市場每日平均交易量高達 7,121 億台幣 (24,169 百萬美元)，為 2011 年我國的股票市場每日平均交易量 1,061 億台幣的 6.7 倍；從外匯交易量佔貿易量的比重來看，2011 年我國進出口貿易總額為 589,694 百萬美元，若以一年 252 交易日來計算，我國每年外匯交易為進出口貿易的 10.3 倍，外匯市場之重要性可見一斑。

本文除了運用傳統 UIP 線性迴歸分析台灣外匯市場效率的議題外，並以不同的觀點，運用 Olmo and Pilbeam (2011) 所提出的資產收益性檢測法 (profitability tests)，針對台灣的狀況進行修改，來探究台灣外匯市場的效率性。

1.2 研究架構

本研究共分 6 大部份，第 1 章簡要說明研究動機與目的；第 2 章簡述 UIP 之理論基礎，並回顧國內外 UIP 之重要文獻；第 3 章為研究方法及資料說明；第 4 章以 UIP 傳統迴歸模型，進行我國外匯效率市場假說之檢定；第 5 章則以資產收益性檢測法建構本文之實證模型，並分析討論其實證結果；第 6 章為結論與建議。

¹新台幣自 1986 年開始遭受美國要求升值的壓力，美國不斷對台施壓，要求開放市場、降低關稅與新台幣升值，期以改善貿易差距(于宗先·王金利, 2005)

²1987 年 7 月 15 日，由於市場強烈預期新台幣升值，遠期美元之拋售對即期新台幣造成極大壓力，中央銀行遂取消指定銀行得向央行拋補遠期外匯的規定，且將外匯交易計入指定銀行外匯淨部位的基準日由訂約日改為交割日 (亦即將權責制改為現金制)。由於央行對指定銀行外匯淨部位有不得超過賣超三百萬美元的限制，使得銀行在買入遠期外匯後難以在即期市場上拋補以規避風險，因此，遠期外匯市場在實質上瀕於關閉。至 1991 年 11 月央行再度將銀行外匯部位改為權責制後，市場才告重新開放 (李麗, 1992)。

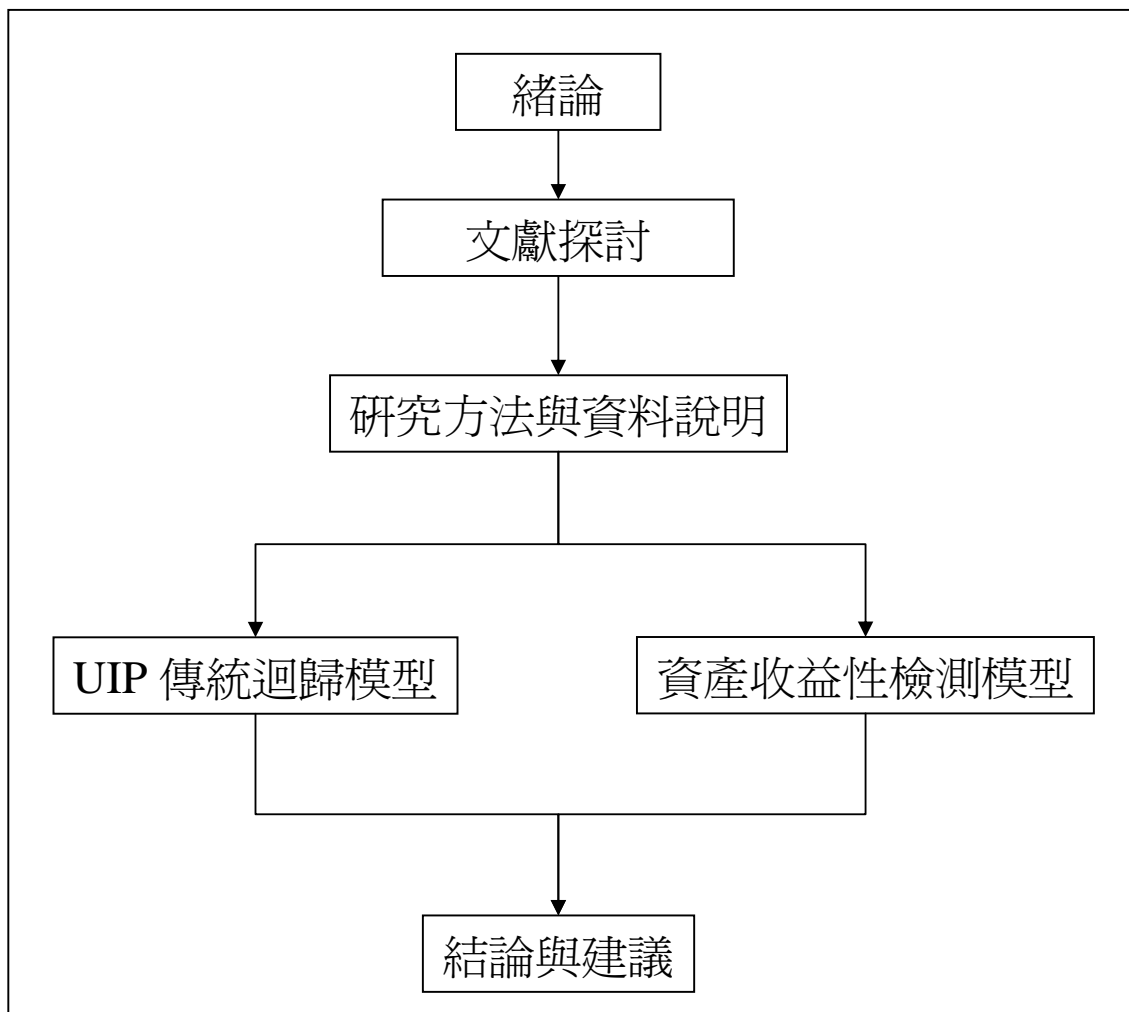


圖 1.1: 研究架構

第 2 章 文獻探討

2.1 理論基礎

2.1.1 效率市場假說

從定義上來敘述 (definitional statement) , 效率市場係指價格能「完全反映 (fully reflect)」市場上可利用的資訊, 因此投資人收集之訊息無法獲得超額報酬。

但上列敘述難以應用在實證分析, Fama (1970) 從實證 (testable) 的觀點, 以「fair game model」的角度, 針對市場「完全反映」各種訊息, 在排除貿易障礙下, 僅由其當下能收集到各種可利用的資訊, 形成對未來報酬的預期 定義出下列均衡式, 以 j 資產的價格而言:

$$x_{j, t+1} = p_{j, t+1} - E[p_{j, t+1} | \Phi_t], \quad (2.1)$$

其中, $p_{j, t+1}$ 為第 $t+1$ 期 j 資產的實際價格; Φ_t 為第 t 期所有資訊的集合; $E[p_{j, t+1} | \Phi_t]$ 為市場充分反映各種訊息下的預期價格; $\{x_{jt}\}$ 則為與 $\{\Phi_t\}$ 有關的「fair game」數列, $x_{j, t+1}$ 的經濟意涵為第 $t+1$ 期 j 資產的超額市場價值: 實際價格與基於 Φ_t 所預期價格的差額。

若市場有效率, 則 $E[x_{j, t+1} | \Phi_t] = 0$, 而 $x_{j, t+1}$ 為無序列相關 (serially uncorrelated) 的理性預期預測誤差 (rational expectation forecast error)。

上述均衡式, 事實上隱含了兩個重要假設所構成的聯合假說 (joint hypothesis):

1. 理性預期假說 (rational expectations hypothesis) : 假設經濟行為者, 依其收集到的訊息, 以其主觀的機率分配作預期, 會等於相關理論客觀上的機率分配所作成的預期。以數學式示為:

$${}^t p_{j, t+1}^e = E[p_{j, t+1} | \Phi_t], \quad (2.2)$$

其中, ${}^t p_{j, t+1}^e$ 表示市場的主觀預期, $E[p_{j, t+1} | \Phi_t]$ 表理性的客觀預期。也就是說, 在理性預期假說下, 經濟行為者形成對未來的預期, 為實際結果的不偏估計式。

2. 零風險溢酬假說 (zero risk premium hypothesis)：假設經濟行為者為風險中立者，故風險溢酬為零，

$$E[x_{j, t+1} | \Phi_t] = 0. \quad (2.3)$$

是故，市場效率性的檢定，基本上包含了理性預期假說與零風險溢酬假說的聯合檢定，在實證上，如果無法拒絕效率市場假說，則就該資訊集而言，市場具備效率性；但若拒絕效率市場假說時，我們無法分辨其被拒絕的理由是由於理性預期假說的不成立，或是零風險溢酬假說，亦或是兩者皆不成立。

由於效率市場係指價格能完全反映市場上可利用的資訊，Fama (1970) 依照訊息集的不同，將效率市場分為三類：

1. 弱式 (weak form)：指目前市場價格已充分地反映所有的歷史價格資訊，投資人無法透過歷史價格的分析，從中獲取超額報酬。
2. 半強式 (semi-strong form)：指目前市場價格已完全地反映所有市場上已經公開的資訊，關心的議題為，市場價格是否隨著所有已公開的資訊而有效率地 (efficiently) 調整，是故投資人無法因分析已公開的資訊而獲得超額報酬。
3. 強式 (strong form)：目前價格反映所有的訊息，包含公開資訊和私人擁有的 (monopolistic) 訊息，也因此投資人無法經由內線消息而獲致超額報酬。

本文所討論的範圍，為其定義之弱式效率市場，亦即，投資者關心的資訊集為歷史價格資訊，並依此資訊完全反映對未來價格的預期。

2.1.2 遠期匯率不偏性假說 (unbiased forward rate hypothesis) 與 UIP 條件

關於外匯市場之效率市場假說檢定，一般有兩類：

1. 從遠期匯率不偏性假說出發：

依據效率市場假說，假設理性預期假說成立，則依市場主觀之機率分配預期之未來即期匯率 (${}_t S_{t+1}^e$)，應會等於客觀的機率分配預期之未來即期匯率 ($E[S_{t+1} | \Phi_t]$)，其中 S_t 為即期匯率，單位為“本國幣/外國幣”。用數學式表示為：

$${}_t S_{t+1}^e = E[S_{t+1} | \Phi_t] = E_t[S_{t+1}], \quad (2.4)$$

假設零風險溢酬假說成立(投資者為風險中立)，

$$F_t = {}_t S_{t+1}^e, \quad (2.5)$$

其中, F_t 為遠期匯率, 單位為“本國幣/外國幣”。

式 (2.4) 代入式 (2.5), 得出遠期匯率不偏性假說, 遠期匯率為未來即期匯率的不偏估計式:

$$F_t = E_t[S_{t+1}]. \quad (2.6)$$

Siegel (1972) 指出, 遠期匯率不偏性假說應同時存在於兩國的外匯市場, 意即, 無論用 S_{t+1} 或使用 $1/S_{t+1}$ 來進行換匯, 遠期匯率不偏性應同時成立。但基於 Jensen 不等式, $E[S_{t+1}] = F_t$ 與 $E[1/S_{t+1}] = 1/F_t$ 不會同時存在, 故應先將匯率取自然對數的轉換, 以數學式表式, 遠期匯率不偏性假說應為:

$$f_t = E_t[s_{t+1}], \quad (2.7)$$

其中 $f_t = \ln(F_t)$, $s_{t+1} = \ln(S_{t+1})$ 。

實證上由事後 (*ex post*) 的觀點, 以下式 (2.8) 來驗證效率市場假說的成立與否。

$$s_{t+1} = \alpha_0 + \beta_0 f_t + \varepsilon_{t+1}. \quad (2.8)$$

若 $\alpha_0 = 0$, 且 $\beta_0 = 1$, 同時 ε_{t+1} 為無序列相關的白噪音 (white noise), 則稱此外匯市場符合效率市場假說, 或等同於遠期匯率為未來即期匯率的不偏估計式。

由於無法觀測到 ${}_t S_{t+1}^e$, 是故理性預期假說與零風險溢酬假說無法分開檢測 (Hsieh, 1984)。Hansen and Hodrick (1980) 稱其為簡單效率性假說 (simple efficiency hypothesis), Bilson (1981) 則稱其為投機性效率假說 (speculative efficiency hypothesis)。

2. 由 UIP 的觀點出發:

不考慮遠期外匯市場的避險, 假設效率市場假說(理性預期、投資者風險中立) 成立, 當資本具完全移動性, 在無套利空間時, 則兩國間名目利率的差距等於預期與即期匯率的差距。亦即 UIP 成立, 以數學式表示,

$$\begin{aligned} \frac{E_t[S_{t+1}]}{S_t}(1 + i_t^*) &= 1 + i_t, \\ \Rightarrow \frac{E_t[S_{t+1}]}{S_t} &= \frac{1 + i_t}{1 + i_t^*}, \end{aligned} \quad (2.9)$$

其中, i_t^* 為外國利率, i_t 為本國利率。

兩邊同取自然對數,

$$E_t[s_{t+1}] - s_t = i_t - i_t^*, \quad (2.10)$$

其中, $\ln(1 + i_t) \approx i_t$, $\ln(1 + i_t^*) \approx i_t^*$ 。

實證上可由事後的觀點, 使用下式 (2.11) 來驗證 UIP 的成立與否。

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.11)$$

若 $\alpha = 0$, 且 $\beta = 1$, 同時 ε_{t+1} 為無序列相關的白噪音 (white noise), 則稱此外匯市場符合效率市場假說。

若再加入 CIP 條件,

$$\begin{aligned} \frac{F_t}{S_t}(1 + i_t^*) &= 1 + i_t, \\ \Rightarrow \frac{F_t}{S_t} &= \frac{1 + i_t}{1 + i_t^*}, \end{aligned} \quad (2.12)$$

式 (2.12) 取自然對數,

$$\Rightarrow f_t - s_t = i_t - i_t^*, \quad (2.13)$$

式 (2.13) 代入式 (2.10),

$$\Rightarrow E_t[s_{t+1} - s_t] = f_t - s_t, \quad (2.14)$$

$$\Rightarrow E_t[s_{t+1}] = f_t, \quad (2.15)$$

同樣可得出遠期匯率不偏性假說。

Ito (1988) 指出, 檢定式 (2.14) 或式 (2.15), 其實是同時檢定 CIP 與 UIP, 當式 (2.14) 或式 (2.15) 不成立時, 無法得知是 CIP 不成立, 或 UIP 不成立, 或者是 2 者皆不成立, Ito (1988) 建議以式 (2.11) 直接檢測 UIP 較為適宜。

對於台灣的外匯市場而言, 以美元之遠期外匯市場為大宗, 其他幣別之遠期外匯市場交易量不大、數據亦難以取得, 故本文亦以式 (2.11), 為檢測 UIP 之實證模型。

2.2 文獻回顧

2.2.1 國外文獻回顧

前述已提及, 效率市場假說在實證上, 加入了理性預期與投資人為風險中立者的假設, Hansen and Hodrick (1980) 稱其為 “joint nature of the efficiency hypothesis”, 就算拒絕了效率市場假說, 但卻無法推論到外匯市場不效率, 因而開啟了外匯市場是否具效率性的爭辯。

從遠期匯率不偏性假說的觀點開始談起, 早期進行遠期匯率不偏性假說的檢驗, 並未考慮非定態的影響, 如 Levich (1979) 整理 1971 年至 1978 年的實證研究、Frenkel (1980)、Frenkel (1981)、Baillie et al. (1983) 使用式 (2.8), 直接以水準值 (level) 進行分析, 大部份的結果不拒絕效率市場假說。

Granger and Newbold (1974) 提出, 以兩個非定態的數列進行迴歸分析, 可能出現虛假迴歸 (spurious regression) 的現象, 而匯率資料很可能為非定態, Hansen and Hodrick (1980)、Meese and Singleton (1982) 也指出, 過去學者對遠期匯率不偏性假說進行的分析, 很可能有虛假迴歸的疑慮。

自 Engle and Granger (1987) 提出共整合 (co-integration) 的觀念後, 學者開始應用單根檢定結合共整合分析, 如 Lai and Lai (1991), 使用 augmented Dickey-Fuller (ADF)、Phillips-Perron (PP) 等單根檢定, 結合 Johansen 最大似法, 針對 1973 年 7 月到 1989 年 12 月的英鎊、馬克、加幣、日圓及瑞郎之即期與 1 個月期的遠期匯率, 進行式 (2.8) 的檢驗, 結果拒絕 $\alpha_0 = 0$ 及 $\beta_0 = 1$ 的虛無假設。

另外, Baillie and Bollerslev (1989)、Coleman (1990)、Hakkio and Rush (1989) 等學者, 也運用共整合分析, 從不同國家間的即期或遠期匯率有否長期趨勢, 來判斷國際間匯率的可預測性, 進而推論國際資本市場的效率性。

Engel (1996b) 對上述 Baillie and Bollerslev (1989) 等學者, 運用不同國間的共整合分析, 進行國際資本市場的效率性的推論, 有強烈的批判。他認為, Hodrick (1987) (第 154 頁) 及 Dwyer and Wallace (1992) 已提出, 弱式效率市場為國際資本市場效率的必要條件, 並非充要條件, 在弱式效率市場的定義下, 即期匯率是可以被遠期匯率所預測的, 因此, 當兩國之間、甚或是多國間的即期匯率, 因為共整合關係而可被預測, 是無法推論出國際資本市場是無效率的。

Engel (1996b) 並使用貨幣、價格、匯率的關係推導出, 無論是否考慮風險溢酬, 在效率市場下, 國際間即期匯率可能有、也可能沒有共整合關係; 換句話說, 國際間即期匯率的共整合與否, 與國際資本市場的效率性完全無關。

然而, 傳統的 ADF、PP 單根檢定, 有檢定力不足的先天性缺陷, 在 Abuaf and Jorion (1990)、Quah (1992)、Levin and Lin (1992)、Levin and Lin (1993) 等學者, 提出 panel 單根檢定法後, 晚近學者如 Delcoure et al. (2003) 便針對加幣、馬克、英鎊、法郎、瑞郎、荷蘭幣、里拉、及日圓 8 國的匯率, 以 1974 年第 3 季至 1996 年第 4 季的季資料, 應用 panel 資料分析, 除了使用 panel 單根檢定外, 並加入 Johansen likelihood ratio (JLR) test, 發現此 8 國之即期、遠期匯率存在一對一的長期趨勢, 加入遠期溢酬的分析後, 結果顯示, 除了馬克、法郎及里拉外, 其他 5 國的匯率資料均拒絕遠期匯率不偏性假說。

而從遠期溢酬的觀點來看, 由於直接以水準值驗證遠期匯率不偏性假說, 可能產生虛假迴歸的現象, 有學者改採式 (2.14) 檢定 UIP 條件, 如 Fama (1984)、Froot and Frankel (1989)、Maynard and Phillips (2001), 實證結果出現了所謂遠期溢酬異常「forward premium anomaly」的現象, 也就是說, 式 (2.14) 的 β 值, 不僅非 1, 通常還是非正數, Froot and Thaler (1990) 更出, β 值更接近 -1, 而不是 1。

文獻上歸納「forward premium anomaly」的成因有很多種, 主要摘錄於下:

1. 市場參與者非風險中立: Fama (1984)、Engel (1996a) 在市場參與者為理性預期的

假設下，認為與時俱變的風險溢酬 (time-varying risk premium) 應為遠期溢酬異常成因的其中一種，但 Engel (1996a) 同時也指出，對於擁有標準效用函數的投資者而言，該投資者必須是 “incredibly risk averse”，方足用風險溢酬來解釋「forward premium anomaly」。

2. 市場參與者之預期非理性: Marey (2004b)、Marey (2004a)、MacDonald (2000)、Pesaran and Weale (2006) 則以實驗或以調查的方式，提出市場參與者並非以理性預期的方式，形成對未來外匯市場的預期。
3. Peso 議題: Krasker (1980) 指出，有些機率很小的事件，可能造成外匯市場重大的影響；當原本市場參與者預期某些時期會發生的事件後來並未出現，使得以該期間的事後資料所做的迴歸分析，有可能產生統計上的偏誤，當樣本數足夠大到能包含這些事件時，UIP 條件可能會成立。Flood and Rose (1996) 以 1979 年 3 月至 1994 年 3 月的歐洲貨幣體系 (European Monetary System) 國家進行分析，實證結果顯示，排除貨幣重整的期間， β 值有 -0.5 的差距，因而推論有可能是 peso 議題造成的影響。
4. 政府干預: McCallum (1994) 認為，決策者某種程度會抵抗匯率的大幅變動，而其最主要的貨幣政策工具就是對利率的干預，當本國匯率上升時，若不考慮政策作為，則本國利率應該下降；但實務上，當決策者傾向緩衝匯率變動對本國利率的影響而進行利率的干預時，利率變動將與匯率變動呈現反向的互動關係。
5. 由於市場摩擦 (market friction) 導致的外匯市場不效率: He and Modest (1995) 指出，在金融市場摩擦如放空 (short-sale) 的限制、借入 (borrowing) 限制、償債能力 (solvency) 的限制或其他相關的交易成本，有可能影響 Euler-equation 的估計。雖說在外匯市場，這些相關的市場摩擦造成的影響，遠較其他金融市場為小，但 Baldwin (1990)、Barnhart and Szakmary (1991)、Goodhart and Taylor (1992) 等則認為，這些市場摩擦，也可能會造成遠期外匯的偏誤。

除了以「forward premium anomaly」為主，來探討遠期外匯的偏誤外，近期學者如 Baillie and Bollerslev (2000)、Wang and Jones (2003)、Wang and Wang (2009)、Pippenger (2011)、Olmo and Pilbeam (2011) 認為「forward premium anomaly」其實只是統計上的現象。

Baillie and Bollerslev (2000) 從統計的方法指出，在遠期外匯持續的自我相關表徵 (persistent autocorrelation) 下，運用可利用的小樣本，就估計的精確程度而言，是沒有辦法推斷遠期外匯是否為即期外匯的不偏估計式。

Wang and Jones (2003)、Wang and Wang (2009) 則指出，在預期誤差很大的現實世界，式 (2.14) 估計參數的正確與否，根本沒有差異；一個 “correct (指 $\beta = 1$)” 及

“unreasonable (指 $\beta < 0$)” 的估計，在外匯變化的平均值上，幾乎顯示相同的結果。

Pippenger (2011)、Olmo and Pilbeam (2011) 則認為式 (2.14) 存在遺漏變數的偏誤，Pippenger (2011) 從加拿大及英國的匯率資料，改採下式 (2.16) 進行迴歸分析，結果順利排除了「forward premium anomaly」的現象。

$$\Delta s_{t+1} = \lambda_0 + \lambda_1(f_t - s_t) + \lambda_2 \Delta f_{t+1} + \lambda_3(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (2.16)$$

Olmo and Pilbeam (2011) 改採另一個不同觀點 — 資產收益性檢測法，以 1978 年 11 月至 2006 年 1 月的瑞郎、日圓、歐元及英鎊，直接由投資行為的超額報酬，從市場無套利空間條件檢驗市場的效率性，結果顯示瑞郎、日圓不拒絕市場無套利空間的假設，而歐元、英鎊則未能完全解釋。

由前述可知，UIP 條件偏誤的可能性眾多，至今未能有完全的解釋；另外，Bansal and Dahlquist (2000) 從 28 個已開發及新興國家中，發現「forward premium anomaly」通常發生在高所得國家、且特別在美國利率高於他國的期間，而在新興國家似乎較不常出現。Alper et al. (2009) 為此做了詳盡的文獻探討，他認為新興國家有低人均所得、高通貨膨脹率、名目利率高波動性、淺碟型的金融市場等特性，而應該與已開發國家有不同的對待。

2.2.2 台灣外匯市場之文獻回顧

早期國內研究台灣外匯市場的文獻，如吳中書 (1988)、沈中華 (1993)，研究於 1980 年至 1987 年間 (1987 年 7 月外匯管制開放前) 的新台幣兌美元匯率，實證結果顯示無充分證據足以支持效率市場假說。

吳中書 (1988) 從遠期匯率是否集合所有對未來即期匯率有關訊息的觀點，以其所設立的部分調整模型，進行效率市場假說的檢驗，結果得出實際匯率變動與預期匯率變動，較符合其所設立的部分調整模型，以此說明遠期匯率並未包含所有對預期未來即期匯率的訊息，即台灣外匯市場 (10 天期、30 天期之買、賣匯率) 不符合效率市場假說。沈中華 (1993) 則使用兩狀態一階馬可夫轉換模型，結果顯示，雖然台灣 30 天期美元遠期外匯的賣價，呈現符合效率市場假說的比例，在大部份的時期高達 90% 以上，但就整體觀察到的市場而言，只要有一小部份是無效率的，則整個市場即為無效率，是故仍然拒絕效率市場假說。

另外，黃桂香 (1988)、張豐榮 (1993)、廖原益 (1996)、林昆英 (1998)，則著重在 1987 年 7 月外匯管制開放之前後比較，大部份結論顯示，在外匯管制開放前，台灣外匯市場不符合效率市場假說；而在外匯管制開放後，則無定論。但廖四郎·徐守德·王銘杰 (1997) 研究 1987 年 7 月外匯管制開放之前、與 1991 年 12 月遠期美元市場重新開放後兩時期 (1991 年 12 月至 1996 年 3 月)，文中對遠期美元外匯是否符合效率市場假說並無定論，但認為在 1992 年 12 月遠期美元市場重新開放後，台灣的美元外匯市場效率性提高了。

後期的研究則著重於 1991 年 12 月遠期美元市場重新開放後之市場效率性驗證，黃志

典 (1998)、郭炳仲·何祖平·李政峰 (2001)、方文碩·張倉耀 (2002) 則以風險溢酬的觀點, 使用 GARCH-M 模型來分析台灣之外匯市場, 黃志典 (1998) 發現 10 天期、30 天期、60 天期的遠期美元存在風險溢酬。郭炳仲·何祖平·李政峰 (2001) 亦提出 30 天期之遠期美元存在風險溢酬。但方文碩·張倉耀 (2002) 則認為, 10 天期之遠期美元買進匯率符合效率市場假說, 而 10 天期之遠期美元賣出匯率不符合效率市假說, 且其不成立的原因能以風險溢酬的存在來解釋。

近期則有陳仕偉·陳麗雅 (2006) 以 1992 年 5 月至 2004 年 8 月之美元匯率, 分別採用 30 天期、60 天期、90 天期、120 天期、180 天期的遠期匯率及即期匯率資料, 以傳統式 (2.14)、式 (2.14) 加入干擾項具 ARCH 效果、式 (2.14) 加入兩狀態一階馬可夫轉換模型配置、及式 (2.14) 加入干擾項具 ARCH 效果加入兩狀態一階馬可夫轉換模型配置, 四種模型探討台灣遠期外匯市場效率性。僅式 (2.14) 加入干擾項具 ARCH 效果的線性模型, 在 30、60 天期資料得到外匯市場可能具效率性; 其餘則顯示台灣遠匯市場是不符合效率市場假說的。

2.2.3 小結

從國外對外匯市場效率性的相關研究大致上可看出, 早期文獻傾向不支持效率市場假說, 但由於效率市場假說奠基於理性預期及市場參與者為風險中立的聯合檢定, 故不支持效率市場假說, 並不代表外匯市場不具效率性, 因而產生了從風險溢酬、市場參與者非理性預期、Peso 議題、政府干預或市場摩擦等解釋。而近期則有學者以新計量方法的檢驗, 說明 UIP 不成立的原因為統計現象, 在運用適當的方法後, 外匯市場仍可支持效率市場假說。

不僅國外有關外匯市場效率性的研究, 至今未有定論, 同樣地, 國內探討台灣外匯市場效率性的文獻, 也因研究時期、研究對象、研究方法的不同, 而有不同的結果, 本文即希望從不同的分析角度, 盼能對台灣外匯市場效率性的研究有所貢獻。

第 3 章

研究方法與資料說明

3.1 研究方法

本文主要使用 ordinary least squares (OLS) 進行迴歸分析, 由於資料為時間序列, 故以 ADF、PP、及 KPSS 單根檢定對相關數列進行檢測, 以判斷其是否為定態。

3.1.1 ADF 檢定

Dickey and Fuller (1979) 考慮一時間序列是否存在單根現象, 以 OLS 配適出 3 條 AR(1) 模型, 該迴歸模型為 Dickey-Fuller 檢定 (DF 檢定) 的三種基本型式:

1. 僅含常數項: $\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 。
2. 含常數項及趨勢項: $\Delta y_t = \alpha + \gamma T + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 。
3. 無常數項及趨勢項: $\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 。

其中, $\varepsilon_t \sim^{i.i.d.} WN(0, \sigma^2)$ 。其中, 虛無假設 $H_0 : \beta = 0$, 當拒絕 H_0 時, 表示此數列無單根, 為定態數列。Dickey and Fuller (1979) 提出之單根檢定, 僅適用於 AR(1) 模型, 但其忽略殘差項有序列相關之問題, 故 Said and Dickey (1984) 提出 ADF 檢定, 加入應變數的落後項當作增廣項 (augmented part), 以解決殘差項有序列相關的問題。ADF 檢定依有無常數項或有無趨勢項分成 3 種:

1. 僅含常數項: $\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ 。
2. 含常數項及趨勢項: $\Delta y_t = \alpha + \gamma T + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ 。
3. 無常數項及趨勢項: $\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ 。

其中, 檢定 $H_0 : \beta = 0$, $H_1 : \beta < 0$ 。當拒絕 H_0 時, 表示拒絕此數列有單根, 而為定態數列。而 p 為最適落後期數, 本文以 BIC (Bayesian Information Criterion) 條件決定之。

3.1.2 PP 檢定

ADF 檢定雖然已考慮殘差項序列相關的問題，但卻無法解決殘差項異質變異 (heteroscedasticity) 的問題，Phillips and Perron (1988) 則以函數化的中央極限定理之無母數法，來修正 Dickey-Fuller 檢定殘差項可能有序列相關與異質性的問題。同樣的，PP 檢定也有 3 種：

1. 僅含常數項: $\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 。
2. 含常數項及趨勢項: $\Delta y_t = \alpha + \gamma T + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 。
3. 無常數項及趨勢項: $\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$ 。

其中，檢定 $H_0 : \beta = 0$, $H_1 : \beta < 0$ 。當拒絕 H_0 時，表示拒絕此數列有單根，而為定態數列。

3.1.3 KPSS 檢定

由於 ADF、PP 檢定存在檢定力太低的問題，故 Kwiatkowski et al. (1992) 提出，將虛無假設定為定態數列，以作為 ADF、PP 檢定之互補。

KPSS 檢定假設被檢定之數列可分解為因定趨勢 (deterministic trend)、隨機漫步 (random walk) 及定態誤差 (stationary error)，

$$y_t = \xi T + r_t + \varepsilon_t,$$

其中， r_t 為隨機漫步，

$$r_t = r_{t-1} + u_t,$$

而 $u_t \sim^{i.i.d.} (0, \sigma_u^2)$ ，初始值 r_0 可視為截距項。

其虛無假設可分為 2 種，當 $H_0 : \sigma_u^2 = 0$ 時，在虛無假設下為趨勢定態 (trend stationary)。當 $H_0 : \sigma_u^2 = 0, \xi = 0$ 時，在虛無假設下為水準值定態 (level stationary)。

3.2 資料說明

本文以美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣 6 種新台幣兌外幣匯率為研究對象，期間除了加幣為 1990 年 5 月至 2012 年 8 月外，其餘包括美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣則為 1989 年 4 月至 2012 年 8 月，匯率資料來自於教育部 AREMOS 資料庫之月底值。

由於外匯市場並無實體之集中市場，其本質上為分散式 (decentralized) 市場，係由顧客對個別銀行或是銀行間交易外匯而形成的市場。若以市場參與者之角度來看，可分為顧客市場與銀行間市場，其中顧客市場為銀行提供個人或廠商，依其個別需求買賣外匯而形成之市場。

表 3.1: 資料說明

資料名稱	單位	資料來源	時間區間
新台幣兌美元即期匯率	NTD/USD	AREMOS	1989.04~2012.08
新台幣兌日幣即期匯率	NTD/Yen	AREMOS	1989.04~2012.08
新台幣兌英鎊即期匯率	NTD/GBP	AREMOS	1989.04~2012.08
新台幣兌瑞郎即期匯率	NTD/Swiss Franc	AREMOS	1989.04~2012.08
新台幣兌澳幣即期匯率	NTD/AUD	AREMOS	1989.04~2012.08
新台幣兌加幣即期匯率	NTD/CAD	AREMOS	1990.05~2012.08
30天期商業本票初級市場利率	年利率 (%)	TEJ	1989.04~2012.08
美元利率 (LIBOR-1-month)	年利率 (%)	FRED St. Louis Fed	1989.04~2012.08
日幣利率 (LIBOR-1-month)	年利率 (%)	FRED St. Louis Fed	1989.04~2012.08
英鎊利率 (LIBOR-1-month)	年利率 (%)	FRED St. Louis Fed	1989.04~2012.08
瑞郎利率 (LIBOR-1-month)	年利率 (%)	FRED St. Louis Fed	1989.04~2012.08
澳幣利率 (LIBOR-1-month)	年利率 (%)	FRED St. Louis Fed	1989.04~2012.08
加幣利率 (LIBOR-1-month)	年利率 (%)	FRED St. Louis Fed	1990.05~2012.08

當銀行接受顧客買賣外匯後，若銀行買入金額多於賣出金額，就形成買超（或稱 overbought），反之則產生賣超（oversold），而銀行本身會依其需求，透過全球「銀行間市場（interbank market）」與其他銀行進行外匯的拋補，以建立本身之部位水準，李麗（1992）稱銀行間市場為最重要之外匯市場，亦即一般所指的外匯市場。是故在利匯率的考量上，本文著重於銀行間市場的觀點，在美元匯率上，採用 AREMOS「銀行間收盤匯率」，而由於日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣，並無銀行間收盤匯率之資料，故以即期匯率之買賣價平均之。

在國內外利率資料的選擇上，由於新台幣非國際性貨幣，難以有共通之利率標準。一般國外文獻在研究利率平價關係時，利率選擇上，以歐洲貨幣市場利率為主，是故本文在國外利率的部份，以 LIBOR (London Interbank Offered Rate) 利率代表；國內利率上，則以商業本票初級市場利率為代表。

本文之國外利率取自 FRED St. Louis Fed 之 LIBOR 利率月底值，國內利率則採用台灣經濟新報資料庫 (TEJ) 之 30 天期融資性商業本票 (CP2) 初級市場月底利率。詳細說明請見表 3.1，即期匯率及利率之走勢見圖 3.1。¹

¹後續實證模型則將年利率轉換為月利率進行計算。

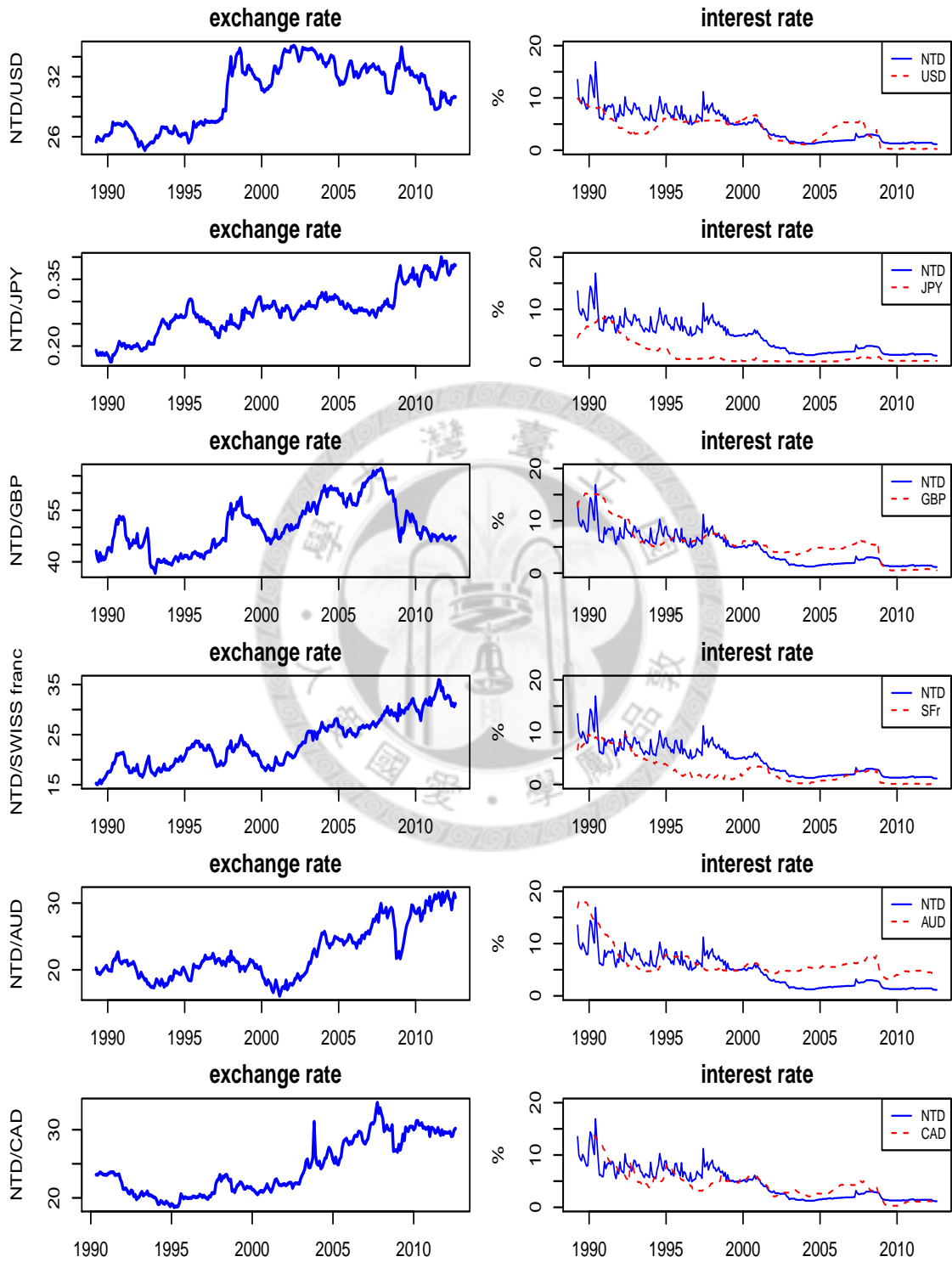


圖 3.1: 即期匯率、利率走勢

第 4 章

UIP 傳統迴歸模型

4.1 變數敘述統計

先從 UIP 傳統迴歸模型應變數與自變數的敘述統計來觀察 (詳見表 4.1), 新台幣兌美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣 Δs_{t+1} 的平均值, 皆不顯著異於 0, 而 $(i_t - i_t^*)$ 的平均值, 除了加幣外, 其餘美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣皆顯著異於 0 (國內外利差走勢圖, 詳見附圖 A.1)。

另外從變異數可看出, 即期匯率的變異數遠大於利率差距的變異數, 差距最大的瑞郎高達 358 倍, 差距最小的美元也有 77 倍。這即是 Wang and Jones (2003)、Wang and Wang (2009)、Pippenger (2011)、Olmo and Pilbeam (2011) 所指出的, 基本上, 以式 (2.11) 來驗證 UIP 條件, 因為自變數與應變數變異的程度差異太大, 迴歸的結果, 就好像僅將應變數 demean 而已, 應變數大部份的變化無法被自變數捕捉, 大部份的變動反而被誤差項所攫取, 由圖 4.1 更可明顯看出其中的差異。

4.2 單根檢定

從表 4.2 的結果可清楚的表達出, Δs_{t+1} 於 5% 的顯著水準下, 拒絕有單根、不拒絕為定態, 代表 Δs_{t+1} 為定態數列。

表 4.1: 各變數之敘述統計

	Δs_{t+1}		$i_t - i_t^*$		$\sigma_{\Delta s_{t+1}}^2 / \sigma_{i_t - i_t^*}^2$
	平均值	標準差	平均值	標準差	
美元	0.0006	0.0149	0.0006***	0.0017	77.0043
日幣	0.0025	0.0316	0.0026***	0.0019	284.4312
英鎊	0.0003	0.0291	-0.0010***	0.0018	253.9589
瑞郎	0.0026	0.0318	0.0016***	0.0017	358.2334
澳幣	0.0015	0.0304	-0.0015***	0.0022	188.3526
加幣	0.0010	0.0273	0.0001	0.0016	303.9878

¹ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

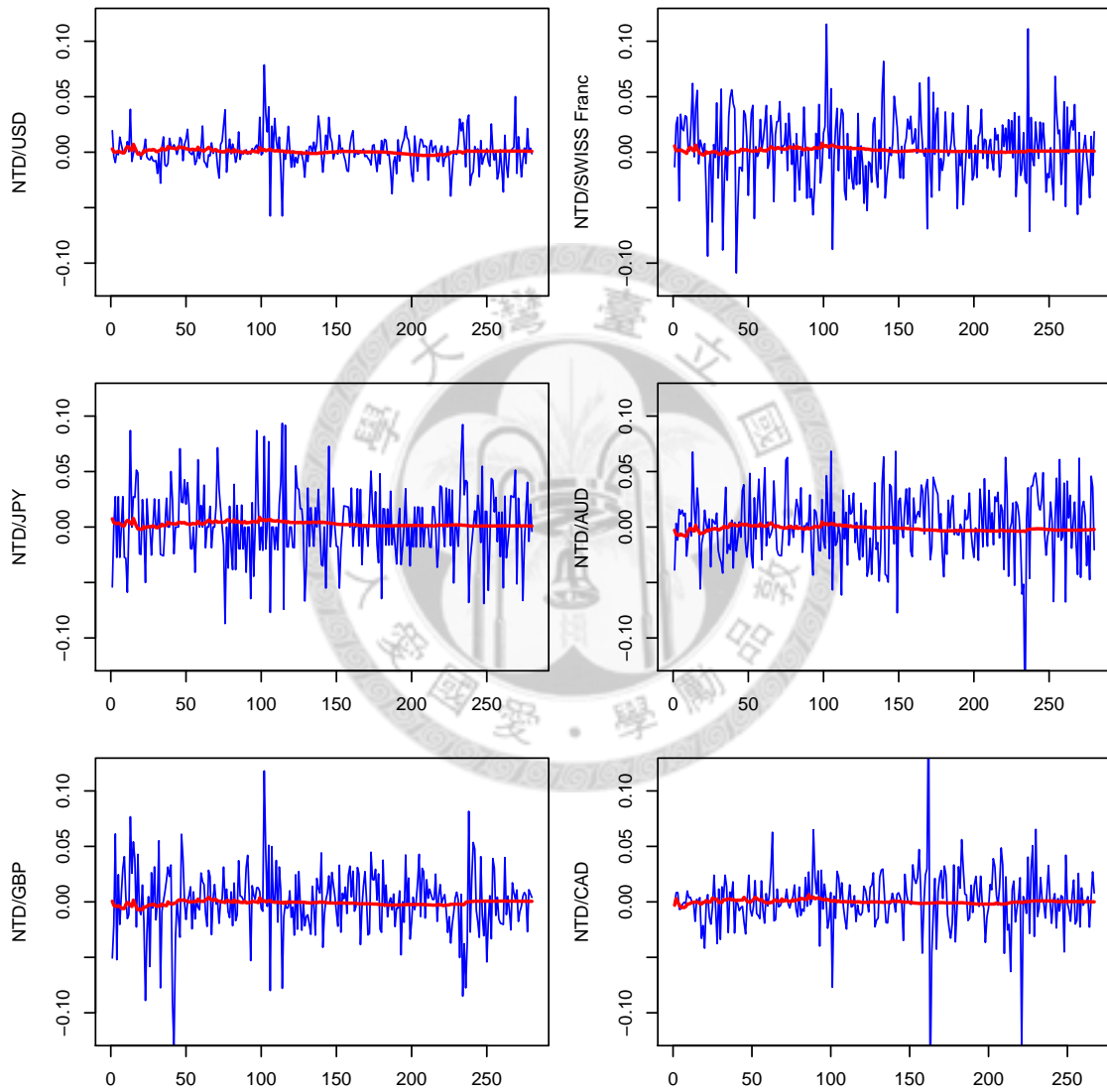


圖 4.1: Δs_{t+1} 大波動, $(i_t - i_t^*)$ 小波動

表 4.2: 單根檢定: Δs_{t+1}

		ADF		PP		KPSS
		τ	p-value	τ	p-value	LM
美元	含截距項	-14.5179***	0.0000	-14.5629***	0.0000	0.2296
	含截距項與趨勢項	-14.5442***	0.0000	-14.5621***	0.0000	0.0532
	不含截距項與趨勢項	-14.5300***	0.0000	-14.5764***	0.0000	
日幣	含截距項	-17.7249***	0.0000	-18.1026***	0.0000	0.0479
	含截距項與趨勢項	-17.6954***	0.0000	-18.0792***	0.0000	0.0466
	不含截距項與趨勢項	-17.6219***	0.0000	-17.9388***	0.0000	
英鎊	含截距項	-16.1178***	0.0000	-16.1166***	0.0000	0.1087
	含截距項與趨勢項	-16.1330***	0.0000	-16.1330***	0.0000	0.0608
	不含截距項與趨勢項	-16.1423***	0.0000	-16.1412***	0.0000	
瑞郎	含截距項	-16.5718***	0.0000	-16.5784***	0.0000	0.0437
	含截距項與趨勢項	-16.5524***	0.0000	-16.5587***	0.0000	0.0396
	不含截距項與趨勢項	-16.4915***	0.0000	-16.4905***	0.0000	
澳幣	含截距項	-16.7315***	0.0000	-16.7401***	0.0000	0.1095
	含截距項與趨勢項	-16.7276***	0.0000	-16.7378***	0.0000	0.0328
	不含截距項與趨勢項	-16.7124***	0.0000	-16.7177***	0.0000	
加幣	含截距項	-18.0512***	0.0000	-18.2924***	0.0000	0.1665
	含截距項與趨勢項	-18.0609***	0.0000	-18.4304***	0.0000	0.0785
	不含截距項與趨勢項	-18.0606***	0.0000	-18.2887***	0.0000	

¹ ADF 檢定使用 BIC 準則選擇落後期數。

² KPSS 檢定含截距項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.739, 5% 顯著水準為 0.463, 10% 顯著水準為 0.374。

³ KPSS 檢定含截距項與趨勢項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.216, 5% 顯著水準為 0.146, 10% 顯著水準為 0.119。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

但表 4.3 則顯示, $(i_t - i_t^*)$ 之 ADF、PP、KPSS 單根檢定的結果有所歧異。先看 $(i_t - i_t^*)$ 於 ADF、PP 檢定的部份, 美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣與新台幣的利差, 於 5% 的顯著水準下, 皆可拒絕有單根的虛無假設。

而從 KPSS 檢定則可發現, 美元、日幣、澳幣與新台幣之利差, 於 5% 的顯著水準下拒絕為定態。而英鎊與新台幣之利差, 在含截距項的部份, 於 5% 的顯著水準下不拒絕為定態, 但在含截距項與趨勢項的部份, 則於 5% 的顯著水準下, 拒絕為定態。另外瑞郎、加幣與新台幣利差的部份, 在含截距項的部份, 於 10% 的顯著水準下拒絕為定態, 但在含截距項與趨勢項的部份, 則於 5% 的顯著水準下, 拒絕為定態。

假設 $(i_t - i_t^*)$ 為 I(1) 數列, 則從傳統 UIP 條件可推知, 在 Δs_{t+1} 、殘差項為 I(0) 數列的狀況下, 表示存在其他變數與 $(i_t - i_t^*)$ 共整合, 方可能讓傳統 UIP 等式左右均為定態, 也因此, 若確定 $(i_t - i_t^*)$ 為 I(1) 數列, 也就可以推論出 UIP 條件不成立、不符合效率市場假說。

表 4.3: 單根檢定: $(i_t - i_t^*)$

		ADF		PP		KPSS
		τ	p-value	τ	p-value	LM
美元	含截距項	-4.7115***	0.0001	-4.4957***	0.0003	0.8209***
	含截距項與趨勢項	-5.1590***	0.0001	-5.0863***	0.0002	0.1897**
	不含截距項與趨勢項	-4.5030***	0.0000	-4.2367***	0.0000	
日幣	含截距項	-3.3800**	0.0125	-4.3810***	0.0004	0.7833***
	含截距項與趨勢項	-3.7899**	0.0184	-4.8917***	0.0004	0.2517***
	不含截距項與趨勢項	-2.1606**	0.0298	-2.6117***	0.0090	
英鎊	含截距項	-4.3413***	0.0005	-4.1584***	0.0009	0.1918
	含截距項與趨勢項	-4.4404***	0.0022	-4.3120***	0.0035	0.1989**
	不含截距項與趨勢項	-3.2308***	0.0013	-3.3444***	0.0009	
瑞朗	含截距項	-4.9931***	0.0000	-4.9762***	0.0000	0.4229*
	含截距項與趨勢項	-5.0388***	0.0002	-5.0567***	0.0002	0.2260***
	不含截距項與趨勢項	-3.7831***	0.0002	-3.4523***	0.0006	
澳幣	含截距項	-3.4375**	0.0105	-3.0591**	0.0309	0.5737**
	含截距項與趨勢項	-3.7347**	0.0216	-3.3803*	0.0561	0.2394***
	不含截距項與趨勢項	-2.6312***	0.0085	-2.4488**	0.0141	
加幣	含截距項	-3.7582***	0.0038	-4.7110***	0.0001	0.4441*
	含截距項與趨勢項	-3.8038**	0.0178	-4.9918***	0.0003	0.1909**
	不含截距項與趨勢項	-3.7657***	0.0002	-4.6771***	0.0000	

¹ ADF 檢定使用 BIC 準則選擇落後期數。

² KPSS 檢定含截距項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.739, 5% 顯著水準為 0.463, 10% 顯著水準為 0.374。

³ KPSS 檢定含截距項與趨勢項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.216, 5% 顯著水準為 0.146, 10% 顯著水準為 0.119。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

換句話說, 若 $(i_t - i_t^*)$ 有單根, 則可合理推測傳統 UIP 式不成立、不符合效率市場假說; 若無單根, 則可進一步檢視傳統 UIP 式之迴歸係數, 無論是否符合 UIP 條件, 皆可與後續資產收益性模型對比。

實證上, ADF、PP 及 KPSS 檢定皆存在檢定力低的弱點, 而目前也尚未出現能夠解決傳統單根檢定問題的優質檢定, 是故我們在傳統 UIP 模型的選擇上, 先認同 ADF、PP 檢定之結果, 假設 $(i_t - i_t^*)$ 為定態數列, 考慮式 (2.11) 之傳統線性迴歸模型。

另外並採用 Cheung et al. (2005)、Goh et al. (2006) 的概念, 從均數定態 (mean stationary) 來衡量 UIP 偏離 (deviation from UIP, DUIP) 的角度, 藉由式 (4.1) 檢測 DUIP 之定態與否, 以衡量 UIP 條件是否成立。

$$w_{t+1} \equiv (i_t - i_t^*) - \Delta s_{t+1}, \quad (4.1)$$

其中, w_t 即為 DUIP, 由於已知 Δs_{t+1} 為定態, 故亦可從 DUIP 是否為定態, 來反推 $(i_t - i_t^*)$ 的定態與否, 並當作式 (2.11) 的穩健性檢測。

4.3 傳統線性迴歸模型

從傳統線性迴歸模型的結果來看 (詳見表 4.4), 美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣之 α 於 5% 的顯著水準下皆不顯著異於 0, 雖然美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣之 β 亦不顯著異於 0, 但同時 β 也不異於 1, 且於 $H_0: \alpha = 0, \beta = 1$ 的聯合檢定上, 同樣地於 5% 的顯著水準下皆不顯著。

再觀察傳統線性迴歸的殘差項檢定的部份, 僅日幣通過常態性檢定 (Jarque-Bera test; JB test), 但由於 OLS 估計式為漸近常態分配, 當樣本數夠大時, 其並不影響 OLS 估計式的特性。

另外, 在殘差項序列相關的檢定上, 本文使用 Breusch-Godfrey 檢定, 落後期數選取 1 及 4 期, 分別以 SC-LM(1) 及 SC-LM(4) 為代表。美元在落後 1 期及落後 4 期的殘差項序列相關上, 於 5% 的顯著水準下顯著; 瑞朗則在落後 4 期的殘差項序列相關上, 於 5% 的顯著水準下顯著; 其餘日幣、英鎊、澳幣、加幣則在 5% 的顯著水準下皆不顯著。

在殘差項異質變異之檢定上, 本文使用 ARCH-LM 檢定, 落後期數選取 1 及 4 期, 分別以 ARCH(1) 及 ARCH(4) 為代表。美元、英鎊、瑞郎及加幣於 5% 的顯著水準下顯著; 而日幣及澳幣則不顯著。

在無遺漏變數的狀況下, 殘差項的序列相關及異質變異影響的是 OLS 估計式的效率性, 本文使用 Newey-West HAC 調整美元、瑞朗 OLS 估計式之標準誤, 另用 White HC 調整英鎊、加幣 OLS 估計式之標準誤, 並從 OLS 估計式的信賴區間來看 (詳見表 4.5), 仍無法拒絕 $\alpha = 0, \beta = 1$ 。整體而言, 新台幣兌美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣之外匯市場無法拒絕 UIP 條件。

但再比較 $\sigma_{i_t - i_t^*}^2 / \sigma_{\varepsilon_{t+1}}^2$ ，可看出 $(i_t - i_t^*)$ 的變異數，僅為殘差項變異數的 0.28% 至 1.44%，但殘差項的變異數與 $\sigma_{\Delta s_{t+1}}^2$ 的比值高達 99.57% 以上，亦即， Δs_{t+1} 的變異幾乎完全為殘差項所囊括，這也是 Wang and Jones (2003) 所言，在現實外匯市場的環境下，傳統迴歸式對於效率市場假說的驗證上，是 “helpless”。

4.4 DUIP 模型

從 UIP 偏離的角度來看，

$$w_{t+1} = (i_t - i_t^*) - \Delta s_{t+1}, \quad (4.2)$$

若 UIP 成立，則 w_t 應為定態，且 $E(w_t) = 0$ 。

由於從表 4.3，無法確認 $(i_t - i_t^*)$ 是否為定態；但可從式 (4.2) 中，驗證 w_t 是否為定態，若 w_t 為定態，且由表 4.2 已知 Δs_{t+1} 為定態，即可反推 $(i_t - i_t^*)$ 應為定態，才能讓 w_t 為定態，且可由 w_t 驗證是否 UIP 成立。

先看 w_t 的敘述統計，從表 4.6 可看出，包括美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣之平均值，於 5% 的顯著水準下皆不拒絕為 0。

再看表 4.7 可知， w_t 為定態，從上述推論可知， $(i_t - i_t^*)$ 應為定態，由此角度來看，前述傳統線性迴歸模型之估計應屬合宜。

當然，從表 4.1、圖 4.1 可看出，也有可能是因為 Δs_{t+1} 之變異程度遠大於 $(i_t - i_t^*)$ ，使得 $(i_t - i_t^*)$ 的特性被 Δs_{t+1} 所稀釋，這也回歸到本文的初衷，在 Δs_{t+1} 與 $(i_t - i_t^*)$ 變異程度相差過大的情形下，傳統迴歸模型的適用性問題。

接下來針對 DUIP 進行下式 (4.3) 的迴歸估計：

$$w_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i w_{t-i} + u_t, \quad (4.3)$$

落後期數則由 BIC 決定之。

若 UIP 條件成立，則 $E(w_t)$ 為 0，且不能被現有資訊所預測。因此，若式 (4.3) 之 γ_i 顯著異於 0，則 UIP 條件並非即時 (instantaneous) 成立。

由表 4.8 則可看出，美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣之 γ_0 於 5% 的顯著水準不拒絕為 0。就 γ_1 的部份，除了美元之 γ_1 於 5% 的顯著水準拒絕為 0 以外，其餘日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣之 γ_1 均不顯著。

表示美元之 DUIP 雖然長期趨近於 0，但短期內仍有顯著的持續性。意味著短期美元之 DUIP 是可預測的，亦即，美元在長期看來，是符合效率市場假說，短期則不成立。而日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣則無論長、短期，皆能符合效率市場假說。

表 4.4: 傳統線性迴歸模型迴歸結果

	美元	日幣	英鎊	瑞郎	澳幣	加幣
$\hat{\alpha}$	0.0002 (0.7939)	0.0021 (0.5160)	0.0010 (0.6190)	0.0018 (0.4872)	0.0014 (0.5156)	0.0010 (0.5691)
$\hat{\beta}$	0.5735 (0.2749)	0.1430 (0.8876)	0.6554 (0.4929)	0.4526 (0.6899)	-0.0459 (0.9555)	-0.0598 (0.9554)
$H_0: \beta = 1$	(0.4167)	(0.3976)	(0.7184)	(0.6294)	(0.2043)	(0.3215)
$H_0: \alpha = 0, \beta = 1, F$	0.3310 (0.7185)	0.3613 (0.6971)	0.3605 (0.6977)	0.2420 (0.7852)	2.1772 (0.1153)	0.6114 (0.5433)
R^2	0.0043	0.0001	0.0017	0.0006	0.0000	0.0000
JB	201.8275*** (0)	4.4587 (0.1076)	89.3099*** (0)	12.6809** (0.0017)	133.5927*** (0)	2483.1596*** (0.0000)
SC-LM(1)	5.2754** (0.0216)	0.9103 (0.3400)	0.3748 (0.5404)	0.0049 (0.9443)	0.0027 (0.9584)	2.9397* (0.0864)
SC-LM(4)	12.2180*** (0.0158)	7.2304 (0.1242)	6.2650 (0.1802)	10.7783** (0.0292)	4.4108 (0.3533)	4.4913 (0.3436)
ARCH(1)	6.81448*** (0.0090)	2.5252 (0.1120)	11.9367*** (0.0006)	4.6438** (0.0311)	1.5725 (0.2098)	47.4179*** (0.0000)
ARCH(4)	28.4833*** (0.0000)	4.3974 (0.3549)	16.8911*** (0.0020)	9.4388* (0.0510)	2.7347 (0.6032)	56.4735*** (0.0000)
$\sigma_{\hat{\alpha}}^2 / \sigma_{\hat{\beta}}^2$	0.0130	0.0035	0.0039	0.0028	0.0053	0.0033
$\sigma_{\hat{\alpha}}^2 / \sigma_{\Delta s_{t+1}}^2$	0.9957	0.9999	0.9983	0.9994	0.9999	0.9999

¹ 括號內為 p-value。

² *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

表 4.5: α 、 β 之信賴區間

	$\hat{\alpha}$	α 之 95% 的信賴區間	$\hat{\beta}$	β 之 95% 的信賴區間
美元	0.0002	[-0.0018, 0.0023]	0.5735	[-0.3753, 1.5223]
日幣	0.0021	[-0.0043, 0.0085]	0.1430	[-1.8477, 2.1338]
英鎊	0.0010	[-0.0028, 0.0048]	0.6554	[-1.3440, 2.6547]
瑞郎	0.0018	[-0.0035, 0.0072]	0.4526	[-2.1417, 3.0470]
澳幣	0.0014	[-0.0029, 0.0058]	-0.0458	[-1.6636, 1.5718]
加幣	0.0010	[-0.0024, 0.0043]	-0.0598	[-2.0303, 1.9107]

¹ 美元、瑞郎之標準誤經 Newey-West HAC 調整。

² 英鎊、加幣之標準誤經 White HC 調整。

³ 日幣、澳幣之標準誤未經調整。

表 4.6: 敘述統計: w_t

	美元	日幣	英鎊	瑞郎	澳幣	加幣
平均值	0.0000 (0.9993)	0.0001 (0.9463)	-0.0013 (0.4421)	-0.0010 (0.6165)	-0.0030* (0.0997)	-0.0008 (0.6246)
中位數	0.0006	0.0020	-0.0023	-0.0020	-0.0028	-0.0005
最大值	0.0603	0.0913	0.1315	0.1094	0.1697	0.1707
最小值	-0.0761	-0.0908	-0.1168	-0.1097	-0.0704	-0.1891
標準差	0.0149	0.0316	0.0291	0.0318	0.0305	0.0274
偏態係數	-0.2885	-0.0961	0.3857	0.1483	0.6591	0.1205
峰度係數	7.0035	3.4987	5.6036	3.9565	5.7766	17.7941

¹ 括號內為 p-value。

² *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

表 4.7: 單根檢定: w_t

		ADF		PP		KPSS
		τ	p-value	τ	p-value	LM
美元	含截距項	-14.4880***	0.0000	-14.5214***	0.0000	0.0956
	含截距項與趨勢項	-14.4637***	0.0000	-14.4789***	0.0000	0.0857
	不含截距項與趨勢項	-14.5140***	0.0000	-14.5471***	0.0000	
日幣	含截距項	-17.6635***	0.0000	-17.9849***	0.0000	0.0924
	含截距項與趨勢項	-17.6327***	0.0000	-17.9510***	0.0000	0.0715
	不含截距項與趨勢項	-17.6956***	0.0000	-18.0213***	0.0000	
英鎊	含截距項	-16.1305***	0.0000	-16.1351***	0.0000	0.1195
	含截距項與趨勢項	-16.1631***	0.0000	-16.1619***	0.0000	0.0659
	不含截距項與趨勢項	-16.1166***	0.0000	-16.1218***	0.0000	
瑞郎	含截距項	-16.5587***	0.0000	-16.5659***	0.0000	0.0598
	含截距項與趨勢項	-16.5316***	0.0000	-16.5377***	0.0000	0.0630
	不含截距項與趨勢項	-16.5715***	0.0000	-16.5778***	0.0000	
澳幣	含截距項	-16.6213***	0.0000	-16.6215***	0.0000	0.2274
	含截距項與趨勢項	-16.6605***	0.0000	-16.6610***	0.0000	0.0501
	不含截距項與趨勢項	-16.4763***	0.0000	-16.4764***	0.0000	
加幣	含截距項	-17.9965***	0.0000	-18.1324***	0.0000	0.2409
	含截距項與趨勢項	-18.0356***	0.0000	-18.2695***	0.0000	0.0842
	不含截距項與趨勢項	-18.0127***	0.0000	-18.1439***	0.0000	

¹ ADF 檢定使用 BIC 準則選擇落後期數。

² KPSS 檢定含截距項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.739, 5% 顯著水準為 0.463, 10% 顯著水準為 0.374。

³ KPSS 檢定含截距項與趨勢項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.216, 5% 顯著水準為 0.146, 10% 顯著水準為 0.119。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

表 4.8: DUIP 迴歸結果

	美元	日幣	英鎊	瑞郎	澳幣	加幣
$\hat{\gamma}_0$	0.0001 (0.9453)	-0.0001 (0.9632)	-0.0015 (0.3962)	-0.0010 (0.5940)	-0.0031* (0.0884)	-0.0008 (0.5919)
$\hat{\gamma}_1$	0.1400** (0.0191)	-0.0526 (0.3778)	0.0372 (0.5339)	0.0053 (0.9296)	0.0034 (0.9550)	-0.1020* (0.0970)
R^2	0.0197	0.0028	0.0014	0.0000	0.0000	0.0104
F	5.5592	0.7802	0.3879	0.0078	0.0032	2.7734*
p-value	0.0191	0.3778	0.5339	0.9296	0.9550	0.0970

¹ 括號內為 p-value。

² *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

4.5 傳統線性迴歸模型可能的偏誤

考慮傳統檢定外匯市場效率性的線性模型,

$$\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1}, \quad (4.4)$$

傳統上, 用 (4.4) 來驗證 UIP 是否成立, 也就是檢測 $\alpha = 0$, 及 $\beta = 1$, 整體而言, 傳統 UIP 迴歸模型最大的問題在於, 自變數 $(i_t - i_t^*)$ 無法有效解釋應變數 Δs_{t+1} , 是故有市場參與者非風險中立、政府干預、市場摩擦等遺漏變數的解釋, Olmo and Pilbeam (2011) 針對 s_{t+1} 在 $E_t[S_{t+1}]$ 附近作泰勒展開,

$$\begin{aligned} s_{t+1} &= \ln E_t[S_{t+1}] + \frac{1}{E_t[S_{t+1}]}(S_{t+1} - E_t[S_{t+1}]) - \frac{1}{2E_t^2[S_{t+1}]}(S_{t+1} - E_t[S_{t+1}])^2 \\ &\quad + \frac{1}{3E_t^3[S_{t+1}]}(S_{t+1} - E_t[S_{t+1}])^3 + \cdots + \frac{1}{nE_t^n[S_{t+1}]}(S_{t+1} - E_t[S_{t+1}])^n, \end{aligned} \quad (4.5)$$

式 (4.5) 兩邊同取期望值, 可得下式,

$$\begin{aligned} E_t[s_{t+1}] &= \ln E_t[S_{t+1}] - \frac{1}{2E_t^2[S_{t+1}]}E_t(S_{t+1} - E_t[S_{t+1}])^2 \\ &\quad + \frac{1}{3E_t^3[S_{t+1}]}E_t(S_{t+1} - E_t[S_{t+1}])^3 + \cdots + \frac{1}{nE_t^n[S_{t+1}]}E_t(S_{t+1} - E_t[S_{t+1}])^n \\ &= \ln E_t[S_{t+1}] - \frac{1}{2}E_t\left(\frac{S_{t+1}}{E_t[S_{t+1}]} - 1\right)^2 + \frac{1}{3}E_t\left(\frac{S_{t+1}}{E_t[S_{t+1}]} - 1\right)^3 \\ &\quad + \cdots + \frac{1}{n}E_t\left(\frac{S_{t+1}}{E_t[S_{t+1}]} - 1\right)^n, \end{aligned} \quad (4.6)$$

依據 UIP 條件, 代入 $\ln E_t[S_{t+1}] = s_t + i_t - i_t^*$, 以及 $E_t[S_{t+1}] = S_t(1 + i_t)/(1 + i_t^*)$, 可推出,

$$\begin{aligned} E_t[s_{t+1}] &= s_t - (i_t - i_t^*) - \frac{1}{2}E_t[(X - 1)^2] + \frac{1}{3}E_t[(X - 1)^3] \\ &\quad - \frac{1}{4}E_t[(X - 1)^4] + \cdots, \end{aligned} \quad (4.7)$$

其中,

$$X = \frac{S_{t+1}/S_t}{(1 + i_t)/(1 + i_t^*)},$$

又, 從 UIP 條件可知 X 之平均值為 1, 若僅考慮 4 階之泰勒展開式, 則式 (4.7) 可簡化為,

$$E_t[s_{t+1}] = s_t - (i_t - i_t^*) - \frac{1}{2}\text{var}(X) + \frac{1}{3}\text{skew}(X) - \frac{1}{4}\text{kurt}(X), \quad (4.8)$$

其中 $\text{var}(X)$ 為條件變異數, $\text{skew}(X)$ 為條件偏度係數, $\text{kurt}(X)$ 為條件峰度係數。則 $E_t[\Delta s_{t+1}]$ 可表示為,

$$E_t[\Delta s_{t+1}] = (i_t - i_t^*) - \frac{1}{2}\text{var}(X) + \frac{1}{3}\text{skew}(X) - \frac{1}{4}\text{kurt}(X), \quad (4.9)$$

若僅取二階泰勒展開式, 則:

$$\Rightarrow E_t[\Delta s_{t+1}] = (i_t - i_t^*) - \frac{1}{2} \text{var}(X), \quad (4.10)$$

在 $\text{var}(X)$ 很大時 (實證上 $\text{var}(X)$ 確實很大), 式(4.4) 產生之偏誤為,

$$\hat{\beta} \xrightarrow{p} 1 - 0.5 \frac{\sum_{t=1}^n (i_t - i_t^*)^* \text{var}^*(X)}{\sum_{t=1}^n (i_t - i_t^*)^{*2}} \quad (4.11)$$

其中, * 表示變數的離差 (deviation)。也就是說, 在遺漏 $\text{var}(X)$ 的情況下, 傳統 UIP 迴歸式(4.4) 之 $\hat{\beta}$ 會向左偏誤, Olmo and Pilbeam (2011) 以此來說明「forward premium anomaly」, 並尋求從另一觀點, 以資產收益性檢測法來驗證效率市場假說的成立與否。



第 5 章

資產收益性檢測法模型

5.1 模型設定

Olmo and Pilbeam (2011) 提出之資產收益性檢測法, 主要以美國對研究主體, 不全然適用台灣現況, 是故本文除參考 Olmo and Pilbeam (2011) 之資產收益性檢測法外, 並根據台灣的情況增加下列策略 4 及策略 5 之檢測模型, 來進行台灣外匯市場效率性之檢驗。

5.1.1 策略 1: 投資外幣與本國貨幣之報酬比較

直觀上, 若外匯市場有效率, 則風險中立的投資者, 無論將其資產放在國外、或國內, 皆不會出現超額報酬。可表示為下式,

$$E_t[R_{t+1}^*] - E_t[R_{t+1}] = 0, \quad (5.1)$$

其中 $E_t[R_{t+1}^*]$ 為在第 t 期投資外幣的新台幣期望報酬, $E_t[R_{t+1}]$ 則在第 t 期為投資新台幣之期望報酬。而投資新台幣的期望報酬等於本國利率 $E_t[R_{t+1}] = i_t$, 投資外幣的期望報酬 $E_t[R_{t+1}^*]$ 則定義為,

$$E_t[R_{t+1}^*] = \frac{E_t[S_{t+1}]}{S_t}(1 + i_t^*) - 1,$$

從事後的觀點來看, 要使式 (5.1) 可檢測, Olmo and Pilbeam (2011) 提出下列的檢測法,

$$R_{t+1}^* - R_{t+1} = \alpha_{p1} + \varepsilon_{t+1}, \quad (5.2)$$

市場效率可化簡為, 是否 $\alpha_{p1} = 0$ 且誤差項為白噪音。若 $\alpha_{p1} = 0$ 且誤差項為白噪音, 則 OLS 估計式為 BLUE; 若 $\alpha_{p1} = 0$, 而誤差項非為白噪音, 則 OLS 估計式為不具效率性, 但仍具不偏性及一致性; 若 $\alpha_{p1} \neq 0$, 則代表有風險溢酬、市場參與者不理性或市場不效率。

5.1.2 策略 2: 投資於前期高報酬之貨幣與本國貨幣之報酬比較

若投資者著眼於前一期高報酬之貨幣, 亦即在第 t 期開始時, 投資人觀察前期的投資報酬, 當 $R_t^* - R_t \leq 0$, 則第 t 期開始時, 投資者便投資台灣; 當 $R_t^* - R_t \geq 0$ 時, 第 t 期開始時, 投資者便投資外國。

若外匯市場具效率性，則抱持此種投資策略之投資者，與僅將資產放在台灣之投資者相較，應該不會產生超額報酬。同樣的，我們用從已實現獲利的角度來看，可用下式檢測，

$$\text{RHR}_{t+1} - R_{t+1} = \alpha_{p2} + \varepsilon_{t+1}, \quad (5.3)$$

其中， RHR_{t+1} 代表投資於第 t 期高報酬的貨幣，於第 $t+1$ 期之實現獲利。

5.1.3 策略 3: 投資於高利率與低利率貨幣之報酬比較

即針對所謂利差交易 (carry trade) 能否得到超額報酬來進行比較。相較於 UIP 條件成立，代表高利率之貨幣，在匯率上會有貼水；若在 β 為非正數的情況下，代表投資於高利率國家，反而可獲得額外的匯率報酬 (對於高利率之貨幣還能有匯率的補償)。

但從市場效率性的考量，利差交易不應存在超額報酬，也就是說，投資人在第 t 期時，觀察到國外與國內之利率，當國外利率高於國內利率，第 t 期便投資國外貨幣；當國內利率高於國外利率時，第 t 期則投資國內貨幣，以此投資策略不應存在超額報酬。用下式檢測，

$$\text{RH}_{t+1} - \text{RL}_{t+1} = \alpha_{p3} + \varepsilon_{t+1}, \quad (5.4)$$

其中， RH_{t+1} 代表投資於高利率之貨幣，於第 $t+1$ 期之實現獲利， RL_{t+1} 代表投資於低利率之貨幣，於第 $t+1$ 期之實現獲利。

5.1.4 策略 4: 投資於高利率貨幣與本國貨幣之報酬比較

相較於利差交易之報酬比較，本策略重著在投資高利率貨幣與本國貨幣的報酬比較，用下式檢測，

$$\text{RH}_{t+1} - R_{t+1} = \alpha_{p4} + \varepsilon_{t+1}, \quad (5.5)$$

其中， RH_{t+1} 代表投資於高利率之貨幣，於第 $t+1$ 期之實現獲利， R_{t+1} 代表投資於本國貨幣，於第 $t+1$ 期之實現獲利。

5.1.5 策略 5: 投資於低利率貨幣與本國貨幣之報酬比較

本策略重著在投資低利率貨幣與本國貨幣的報酬比較，主要因為台灣外匯市場於傳統 UIP 迴歸式中， β 均不拒絕為 1，且由表 4.5 可看出，美元、日幣、英鎊、瑞朗、澳幣、加幣之 β 於 95% 的信賴區間內，甚至不拒絕 $\beta = 1.5$ 。

依照 Olmo and Pilbeam (2011) 的推論，傳統 UIP 迴歸分析之 $\hat{\beta}$ 會因遺漏變數而有左偏的情形，表示台灣外匯市場之 β 很有可能是大於 1。

亦即若國外利率較低，即 $(i_t - i_t^*) > 0$ ，由於 $\beta > 1$ ，所以此時投資外幣，外幣升值的幅度會高於利差，因而有超額報酬出現。反之國內利率較低時，投資新台幣亦會出現超額報酬。

從數學式來看，從式 2.10 可得出，

$$\text{當 } \beta = \frac{\Delta s_{t+1}}{i_t - i_t^*} > 1, \quad (5.6)$$

$$\begin{cases} i_t^* + \Delta s_{t+1} > i_t, & i_t > i_t^*, \\ i_t^* + \Delta s_{t+1} < i_t, & i_t < i_t^*, \end{cases} \quad (5.7)$$

也就是說，當 $i_t > i_t^*$ ，國外利率較國內利率低時，此時投資外幣會有超額報酬出現。而當 $i_t < i_t^*$ ，國內利率較國外利率低時，投資新台幣亦會出現超額報酬。

用下式檢測，

$$RL_{t+1} - R_{t+1} = \alpha_{p5} + \varepsilon_{t+1}, \quad (5.8)$$

其中， RL_{t+1} 代表投資於低利率之貨幣，於第 $t+1$ 期之實現獲利， R_{t+1} 代表投資於本國貨幣，於第 $t+1$ 期之實現獲利。

也因為台灣外匯市場於傳統 UIP 迴歸式中， β 可能出現大於 1 的狀況，相應策略三之「投資於高利率與低利率貨幣之報酬比較」，亦應有反向之策略考慮，也就是「投資於低利率與高利率貨幣之報酬比較」，但僅為策略三 $RH_{t+1} - RL_{t+1} = \alpha_{p3} + \varepsilon_{t+1}$ 等式左邊為負向，對迴歸參數的影響僅為符號相反而已，故不再作多餘分析。

5.2 單根檢定

策略 1 至策略 5 之各變數單根檢定的部份，本文同樣採取 ADF、PP 及 KPSS 單根檢定，檢定結果詳見附錄 B。

在 ADF 及 PP 檢定的部份，於 5% 的顯著水準下，皆拒絕有單根；KPSS 檢定的部份，於 5% 的顯著水準下均不拒絕為定態，故認定策略 1 至策略 5 之各變數為定態數列。

5.3 結果分析

5.3.1 策略 1: 投資外幣與本國貨幣之報酬比較

使用資產收益性檢測法驗證的結果來分析，表 5.1 為投資外幣與本國貨幣之報酬比較，先看殘差項序列相關與異質變異的檢定，美元、瑞郎的殘差項同時有序列相關與異質變異（於 5% 的顯著水準下顯著），英鎊、加幣的殘差項則僅有異質變異的現象（於 5% 的顯著水準下顯著）。

在美元、瑞郎經 Newey-West HAC 標準誤調整後，英鎊、加幣則經 White HC 標準誤調整後，美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣之超額報酬於 5% 的顯著水準下皆不顯著，代表相對投資於新台幣，投資美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣皆無法獲致超額報酬。

5.3.2 策略 2: 投資於前期高報酬之貨幣與本國貨幣之報酬比較

表 5.2 為投資於前期高報酬之貨幣與本國貨幣之報酬比較, 於殘差項序列相關與異質變異檢定的部份, 加幣的殘差項同時有序列相關與異質變異 (於 5% 的顯著水準下顯著), 美元、日幣、瑞郎的殘差項則僅有異質變異的現象 (於 5% 的顯著水準下顯著)。

在超額報酬的部份, 除美元於 5% 的顯著水準下顯著外, 其餘日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣之超額報酬於 5% 的顯著水準下皆不顯著 (其中加幣經 Newey-West HAC 標準誤調整, 美元、日幣、瑞郎經 White HC 標準誤調整), 亦即投資美元出現超額報酬的現象。

5.3.3 策略 3: 投資於高利率與低利率貨幣之報酬比較

表 5.3 為投資於高利率與低利率貨幣 (亦即利差交易) 之報酬比較, 於殘差項序列相關與異質變異檢定的部份, 美元的殘差項同時有序列相關與異質變異 (於 5% 的顯著水準下顯著), 而英鎊、瑞郎的殘差項則有異質變異的現象 (於 5% 的顯著水準下顯著)。

在超額報酬的部份, 美元經 Newey-West HAC 標準誤調整, 英鎊、瑞郎經 White HC 標準誤調整, 日幣、澳幣、加幣則保持原始 OLS 標準誤, 結果顯示, 運用利差交易, 澳幣可獲致超額報酬。

5.3.4 策略 4: 投資於高利率貨幣與本國貨幣之報酬比較

表 5.4 為投資於高利率與本國貨幣之報酬比較, 在殘差項序列相關與異質變異檢定的部份, 美元、日幣、瑞郎的殘差項同時有序列相關與異質變異 (於 5% 的顯著水準下顯著), 英鎊、加幣的殘差項則有異質變異的現象 (於 5% 的顯著水準下顯著)。

在超額報酬的部份, 僅澳幣的超額報酬於 5% 的顯著水準下顯著 (其中美元、日幣、瑞郎經 Newey-West HAC 標準誤調整, 英鎊、加幣則經 White HC 標準誤調整)。表示若專注於投資高利率貨幣, 與投資本國貨幣之報酬相較, 澳幣可獲致超額報酬。

5.3.5 策略 5: 投資於低利率貨幣與本國貨幣之報酬比較

表 5.5 為投資於低利率與本國貨幣之報酬比較, 在殘差項序列相關與異質變異檢定的部份, 美元、英鎊、澳幣、加幣的殘差項同時有序列相關與異質變異 (於 5% 的顯著水準下顯著), 瑞郎的殘差項則存在異質變異的現象 (於 5% 的顯著水準下顯著)。

在超額報酬的部份, 則無論美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣及加幣, 於 5% 的顯著水準下, 皆不顯著 (其中美元、英鎊、澳幣、加幣經 Newey-West HAC 標準誤調整, 瑞郎則經 White HC 標準誤調整)。

5.3.6 小結

綜合上述五種策略, 無法拒絕日幣、英鎊、瑞郎及加幣之市場效率性, 但於美元的部份, 無

表 5.1: 策略一: $R_{t+1}^* - R_{t+1} = \alpha_{p1} + \varepsilon_{t+1}$

匯率	$\hat{\alpha}$	R^2	JB	SC-LM(1)	SC-LM(4)	ARCH(1)	ARCH(4)
美元	0.0001 (0.9120)	0	217.5924*** (0)	5.6376** (0.0175)	12.495 (0.0140)	6.7041** (0.0096)	27.9608 (0.0000)
日幣	0.0004 (0.8410)	0	5.8321* (0.0542)	0.6923 (0.4054)	6.5104 (0.1641)	2.945* (0.0861)	5.3524 (0.2530)
英鎊	0.0018 (0.3102)	0	72.1497*** (0)	0.2839 (0.5941)	6.0032 (0.1989)	10.159*** (0.0014)	16.1719 (0.0028)
瑞郎	0.0015 (0.4452)	0	11.5975*** (0.0030)	0.0086 (0.9259)	10.8758** (0.0280)	4.4746** (0.0344)	9.2288* (0.0556)
澳幣	0.0035* (0.0570)	0	52.127*** (0)	0.0005 (0.9814)	3.9295 (0.4156)	2.0317 (0.1540)	3.0947 (0.5421)
加幣	0.0012 (0.4773)	0	2967.6171*** (0)	2.7215* (0.0990)	3.9011 (0.4196)	40.3461*** (0.0000)	45.9273*** (0.0000)

¹ 括號內為 p-value;

² 美元、瑞郎 $\hat{\alpha}$ 之 p-value 經 Newey-West HAC 標準誤調整。

³ 英鎊、加幣 $\hat{\alpha}$ 之 p-value 經 White HC 標準誤調整。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

法通過策略二之檢測，亦即，當投資人使用「投資於前期高報酬之貨幣」策略，其報酬與僅投資新台幣之報酬比較，可獲得超額報酬。

而澳幣的部份，則無法通過策略三與策略四之檢測，亦即投資人可由利差交易，獲致超額報酬；以及投資於高利率之貨幣，其報酬與僅投資新台幣之報酬比較，可獲得超額報酬。

表 5.2: 策略二: $RHR_{t+1} - R_{t+1} = \alpha_{p2} + \varepsilon_{t+1}$

匯率	$\hat{\alpha}$	R^2	JB	SC-LM(1)	SC-LM(4)	ARCH(1)	ARCH(4)
美元	0.0012** (0.0466)	0	694.3303*** (0)	0.6167 (0.4323)	5.3924 (0.2493)	18.4333*** (0.0000)	27.2205 (0.000)
日幣	-0.0004 (0.7587)	0	339.8583*** (0)	2.7868* (0.0950)	7.1238 (0.1295)	18.2374*** (0.0000)	19.0505*** (0.0008)
英鎊	0.0006 (0.6330)	0	253.8789*** (0)	0.0829 (0.7734)	2.9078 (0.5734)	0.8136 (0.3670)	1.2131 (0.8759)
瑞郎	0.0009 (0.5290)	0	242.2758*** (0)	0.0057 (0.9398)	3.4365 (0.4876)	0.1613 (0.6880)	9.6089** (0.0476)
澳幣	0.0019 (0.1333)	0	33.4217*** (0)	0.0024 (0.9608)	2.1507 (0.7081)	0.1656 (0.6841)	2.4037 (0.6620)
加幣	0.0007 (0.5253)	0	10001.3255*** (0)	6.0174** (0.0141)	8.2068* (0.0843)	39.0206*** (0.0000)	47.6065*** (0.0000)

¹ 括號內為 p-value。

² 加幣 $\hat{\alpha}$ 之 p-value 經 Newey-West HAC 標準誤調整。

³ 美元、日幣、瑞朗 $\hat{\alpha}$ 之 p-value 經 White HC 標準誤調整。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

表 5.3: 策略三: $RH_{t+1} - RL_{t+1} = \alpha_{p3} + \varepsilon_{t+1}$

匯率	$\hat{\alpha}$	R^2	JB	SC-LM(1)	SC-LM(4)	ARCH(1)	ARCH(4)
美元	0.0006 (0.5434)	0	239.6684*** (0)	1.3998 (0.2368)	9.5357*** (0.0490)	6.9761*** (0.0083)	28.1491*** (0.0000)
日幣	-0.0001 (0.9495)	0	5.6877* (0.0582)	0.5562 (0.4558)	9.0312* (0.0603)	2.9872* (0.0839)	5.3569 (0.2526)
英鎊	0.0018 (0.3066)	0	75.6285 (0)	0.6757 (0.4111)	2.2874 (0.6831)	10.1761*** (0.0014)	16.1667*** (0.0028)
瑞郎	-0.0001 (0.9583)	0	12.0514*** (0.00242)	0.0126 (0.9106)	4.8979 (0.2979)	4.3946** (0.0361)	8.9995* (0.0611)
澳幣	0.0043** (0.0184)	0	68.7728*** (0)	1.5949 (0.2066)	3.2123 (0.5230)	2.3269 (0.1272)	3.0318 (0.5525)
加幣	0.0012 (0.4683)	0	2970.7812*** (0)	3.5808* (0.0585)	4.0066 (0.4051)	40.2951 (0.0000)	45.8471 (0.0000)

¹ 括號內為 p-value。

² 美元 $\hat{\alpha}$ 之 p-value 經 Newey-West HAC 標準誤調整。

³ 英鎊、瑞朗 $\hat{\alpha}$ 之 p-value 經 White HC 標準誤調整。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

表 5.4: 策略四: $RH_{t+1} - R_{t+1} = \alpha_{p4} + \varepsilon_{t+1}$

匯率	$\hat{\alpha}$	R^2	JB	SC-LM(1)	SC-LM(4)	ARCH(1)	ARCH(4)
美元	0.0004 (0.5171)	0	1337.615*** (0)	20.0551*** (0)	25.3799*** (0.0000)	7.8114*** (0.0052)	13.7087*** (0.0083)
日幣	0.0001 (0.5684)	0	47532.849*** (0)	13.7309** (0.0002)	45.5038*** (0.0000)	48.7639*** (0.0000)	52.1240*** (0.0000)
英鎊	0.0018 (0.2224)	0	439.6748*** (0)	0.1661 (0.6836)	1.5388 (0.8197)	6.3974** (0.0114)	6.3190 (0.1766)
瑞郎	0.0007 (0.4271)	0	12742.6795*** (0)	27.9181*** (0.0000)	44.3188*** (0.0000)	16.7509*** (0.0000)	17.1116*** (0.0018)
澳幣	0.0039** (0.0167)	0	221.7159*** (0)	0.1193 (0.7298)	3.2941 (0.5099)	3.8295* (0.0504)	7.6785 (0.1041)
加幣	0.0012 (0.3943)	0	12608.6667*** (0)	1.3200 (0.2506)	4.0921 (0.3937)	45.2668*** (0.0000)	51.4029*** (0.0000)

¹ 括號內為 p-value。

² 美元、日幣、瑞郎 $\hat{\alpha}$ 之 p-value 經 Newey-West HAC 標準誤調整。

³ 英鎊、加幣 $\hat{\alpha}$ 之 p-value 經 White HC 標準誤調整。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

表 5.5: 策略五: $RL_{t+1} - R_{t+1} = \alpha_{p5} + \varepsilon_{t+1}$

匯率	$\hat{\alpha}$	R^2	JB	SC-LM(1)	SC-LM(4)	ARCH(1)	ARCH(4)
美元	-0.0002 (0.7654)	0	748.0339*** (0)	1.0517 (0.3051)	9.5087*** (0.0496)	9.838*** (0.0017)	38.7230*** (0.0000)
日幣	0.0003 (0.8935)	0	8.5688** (0.0138)	0.8895 (0.3456)	9.0457* (0.0600)	3.5143* (0.0608)	5.8876 (0.2077)
英鎊	-0.0000 (0.9926)	0	810.5537*** (0)	1.9987 (0.1574)	13.0322*** (0.0111)	18.5298*** (0.0000)	34.6502 (0.0000)
瑞郎	0.0008 (0.6634)	0	25.9250*** (2.158e-05)	0.2394 (0.6246)	7.7641 (0.1006)	3.8824** (0.0488)	8.1461* (0.0864)
澳幣	-0.0004 (0.4962)	0	770.1966*** (0)	18.1712*** (0.0000)	23.5399*** (0.0000)	26.0903*** (0.0000)	39.8193*** (0.0000)
加幣	-0.0000 (0.9877)	0	525.624*** (0)	10.8758*** (0.0010)	17.1681*** (0.0018)	3.8500** (0.0498)	12.0852** (0.0167)

¹ 括號內為 p-value。

² 美元、英鎊、澳幣、加幣 $\hat{\alpha}$ 之 p-value 經 Newey-West HAC 標準誤調整。

³ 瑞郎 $\hat{\alpha}$ 之 p-value 經 White HC 標準誤調整。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

第 6 章

結論與建議

「forward premium anomaly」一直為外匯市場效率性檢測的難題，過去常以市場參與者非風險中立、市場參與者之預期非理性、Peso 議題、政府干預或是市場摩擦來解釋，近期則出現另一觀點，亦即從統計現象來說明「forward premium anomaly」其實僅為實證方法的不可信，並非市場無法滿足效率市場假說。

本文從直觀的 5 種資產收益性檢測法，針對新台幣兌美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣 6 種貨幣之外匯市場，進行有關效率市場假說的檢定。

相較於傳統 UIP 的線性迴歸模型及 DUIP 迴歸模型，得出新台幣兌美元、日幣、英鎊、瑞郎、澳幣、加幣 6 種貨幣之外匯市場，均不違反效率市場假說。資產收益性檢測法之結果發現，新台幣兌美元、澳幣之外匯市場存在套利空間。

在新台幣兌美元市場的部份，以「投資於前期高報酬之貨幣」之投資策略與「僅投資新台幣」的報酬相比較，存在超額報酬。而在新台幣兌澳幣市場的部份，以「投資於高利率貨幣」之投資策略與「投資於低利率貨幣」的報酬相比較，及「投資於高利率貨幣」之投資策略與「僅投資於新台幣」的報酬相比較，2 種投資策略均可獲致超額報酬。

其餘日幣、英鎊、瑞郎、加幣則無論運用本文資產收益性檢測法之各種策略，則無法得到超額報酬。

就理論與實證的發展而言，效率市場假說自 Fama (1970) 從實證的觀點提出以來，至今已歷經 40 多個年頭，從 Levich (1979) 的文獻整理，可知而其運用在外匯市場也差不多 40 年，也因此，由效率市場假說推得之 UIP 實證模型，可密切的搭配，但目前尚無法針對「forward premium anomaly」有較合理的解釋。

而直觀的資產收益性檢測法，Olmo and Pilbeam (2011) 主要是以其來解釋，在「forward premium anomaly」的情形下，外匯市場仍能遵從效率市場假說，依此說明傳統 UIP 線性迴歸式的缺陷。而本文則從反向思考，亦即原本在傳統 UIP 迴歸得出符合效率市場假說的外匯市場，仍然可能存在套利空間而拒絕效率市場假說。

也因為資產收益性檢測法，是從「直觀」的角度來觀察，是屬於「ad hoc」的手法，在理論上缺乏較健全的考量，後續研究者可針對理論及其他的檢測策略，再行深入探討。或者後續研究者若同意傳統 UIP 線性迴歸模型在自變數與應變數間，過大的變異數差距會造成傳統 UIP 線性迴歸模型的不可靠，則可另外從統計的方法出發，再行深入探究外匯

市場的效率性。

另外，本文主要以資產收益性檢測法探究台灣外匯市場之效率性，並不包含外匯市場受特定風險因子如信用風險、利差風險及流動性風險等變動之敏感程度分析，後續研究者亦可針對各種風險因子對於外匯市場的影響，進行更深入之分析。



參考文獻

- 于宗先·王金利 (2005), 《台灣金融體制之演變》, 台北: 聯經出版社。
- 方文碩·張倉耀 (2002), “風險貼水與外匯市場效率性”, 《管理評論》, 21(2), 27-51。
- 吳中書 (1988), “台灣美元遠期外匯市場效率性之檢定”, 《經濟論文》, 16(1), 79-112。
- 李麗 (1992), 《我國外匯市場與匯率制度》, 台北: 金融人員研究訓練中心, 3版。
- 沈中華 (1993), “台灣遠期美元外匯市場效率性之再檢定 — 兩狀態 Markov 模型的應用”, 《經濟論文》, 21(1), 87-115。
- 林昆英 (1998), “由無拋補利率平價說檢定資本移動性”, 碩士論文, 政治大學經濟學研究所。
- 林景源 (1981), 《台灣工業化之研究》, 台北: 台灣銀行。
- 張淑華·何宗武·陳佩伶 (2010), “新興國家短期名目利率之均數復歸”, 《經濟論文》, 38(4), 661-696。
- 張豐榮 (1993), “台灣地區無拋補利率平價說之研究”, 碩士論文, 台灣大學財務金融學研究所。
- 郭炳仲·何祖平·李政峰 (2001), “台幣/美元遠期外匯風險溢酬有多大?”, 《經濟論文》, 29(4), 383-413。
- 陳仕偉·陳麗雅 (2006), “台灣 90 年代台幣兌美元匯率之效率性檢定”, 《中國統計學報》, 44(3), 316-341。
- 黃志典 (1998), “台灣遠期美元市場風險溢酬之估測”, 《管理學報》, 15(1), 81-99。
- 黃桂香 (1988), “我國外匯市場效率性之研究 — 臺灣外匯管制開放前後之比較分析”, 碩士論文, 成功大學工業管理研究所。
- 廖四郎·徐守德·王銘杰 (1997), “台灣遠期美元外匯市場風險溢酬之研究”, 《中國財務學報》, 5(2), 27-57。

- 廖原益 (1996), “台灣地區資本移動自由化之衡量與探討”, 碩士論文, 東華大學國際經濟研究所。
- Abuaf, Niso and Jorion, Philippe (1990), “Purchasing power parity in the long run”, *The Journal of Finance*, 45(1), 157–174.
- Alper, C. Emre, Ardic, Oya Pinar, and Fendoglu, Salih (2009), “The economics of the uncovered interest parity condition for emerging markets”, *Journal of Economic Surveys*, 23(1), 115–138.
- Baillie, Richard T. and Bollerslev, Tim (1989), “Common stochastic trends in a system of exchange rates”, *The Journal of Finance*, 44(1), 167–181.
- (2000), “The forward premium anomaly is not as bad as you think”, *Journal of International Money and Finance*, 19(4), 471–488.
- Baillie, Richard T., Lippens, Robert E., and McMahon, Patrick C. (1983), “Testing rational expectations and efficiency in the foreign exchange market”, *Econometrica*, 51(3), 553–563.
- Baldwin, Richard E. (1990), “Re-interpreting the failure of foreign exchange market efficiency tests: Small transactions costs, big hysteresis bands”, Working Paper 3319, National Bureau of Economic Research.
- Bansal, Ravi and Dahlquist, Magnus (2000), “The forward premium puzzle: Different tales from developed and emerging economies”, *Journal of International Economics*, 51(1), 115–144.
- Barnhart, Scott W. and Szakmary, Andrew (1991), “Testing the unbiased forward rate hypothesis: Evidence on unit roots, co-integration and stochastic coefficients”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26(2), 245–267.
- Bilson, John F. O. (1981), “The “speculative efficiency” hypothesis”, *Journal of Business*, 54(3), 435–451.
- Cheung, Yin-Wong, Chinn, Menzie D., and Fujii, Eiji (2005), “Dimensions of financial integration in greater China: Money markets, banks and policy effects”, *International Journal of Finance and Economics*, 10(2), 117–132.
- Coleman, Mark (1990), “Cointegration-based tests of daily foreign exchange market efficiency”, *Economics Letters*, 32(1), 53–59.

- Delcoure, Natalya, Barkoulas, John, Baum, Christopher F., and Chakraborty, Atreya (2003), “The forward rate unbiasedness hypothesis reexamined: Evidence from a new test”, *Global Finance Journal*, 14(1), 83–93.
- Dickey, David A. and Fuller, Wayne A. (1979), “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Dwyer, Gerald P., Jr. and Wallace, Myles S. (1992), “Cointegration and market efficiency”, *Journal of International Money and Finance*, 11(4), 318–327.
- Engel, Charles (1996a), “The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence”, *Journal of Empirical Finance*, 3(2), 123–192.
- (1996b), “A note on cointegration and international capital market efficiency”, *Journal of International Money and Finance*, 15(4), 657–660.
- Engle, Robert F. and Granger, Clive W. J. (1987), “Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing”, *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Fama, Eugene F. (1970), “Efficient capital markets: A review of theory and empirical work”, *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- (1984), “Forward and spot exchange rates”, *Journal of Monetary Economics*, 14(3), 319–338.
- Flood, Robert P. and Rose, Andrew K. (1996), “Fixes: Of the forward discount puzzle”, *The Review of Economics and Statistics*, 78(4), 748–752.
- Frankel, Jeffrey A. (1992), “Measuring international capital mobility: A review”, *The American Economic Review*, 82(2), 197–202.
- Frenkel, Jacob A. (1980), “Exchange rates, prices and money: Lessons from the 1920s”, *The American Economic Review*, 70(2), 235–242.
- (1981), “Flexible exchange rates, prices, and the role of ”news”: Lessons from the 1970s”, *Journal of Political Economy*, 89(4), 665–705.
- Froot, Kenneth A. and Frankel, Jeffrey A. (1989), “Forward discount bias: Is it an exchange risk premium?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 104(1), 139–161.

- Froot, Kenneth A. and Thaler, Richard H. (1990), “Anomalies: Foreign exchange”, *The Journal of Economic Perspectives*, 4(3), 179–192.
- Goh, Soo Khoon, Lim, Guay C., and Olekalns, Nilss (2006), “Deviations from uncovered interest parity in Malaysia”, *Applied Financial Economics*, 16(10), 745–759.
- Goodhart, Charles A. E. and Taylor, Mark P. (1992), “Why don’t individuals speculate in forward foreign exchange?”, *Scottish Journal of Political Economy*, 39(1), 1–13.
- Granger, Clive W. J. and Newbold, P. (1974), “Spurious regressions in econometrics”, *Journal of econometrics*, 2(2), 111–120.
- Hakkio, Craig and Rush, Mark (1989), “Market efficiency and cointegration: An application to the sterling and deutschemark exchange markets”, *Journal of International Money and Finance*, 8, 75–88.
- Hansen, Lars and Hodrick, Robert J. (1980), “Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis”, *Journal of Political Economy*, 88(5), 829–853.
- He, Hua and Modest, David M. (1995), “Market frictions and consumption-based asset pricing”, *Journal of Political Economy*, 103(1), 94–117.
- Hodrick, Robert J. (1987), *The empirical evidence on the efficiency of forward and futures foreign exchange markets*, Chur, Switzerland, New York: Harwood Academic Publishers.
- Hsieh, David A. (1984), “Tests of rational expectations and no risk premium in forward exchange markets”, *Journal of International Economics*, 17(1-2), 173–184.
- Ito, Takatoshi (1988), “Use of (time-domain) vector autoregressions to test uncovered interest parity”, *The Review of Economics and Statistics*, 70(2), 296–305.
- Krasker, William (1980), “The peso problem in testing efficiency of forward exchange markets”, *Journal of Monetary Economics*, 6(2), 269–276.
- Kwiatkowski, Denis, Phillips, Peter C. B., Schmidt, Peter, and Shin, Yongcheol (1992), “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a

- unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?”, *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178.
- Lai, Kon S. and Lai, Michael (1991), “A cointegration test for market efficiency”, *The Journal of Futures Markets*, 11(5), 567–575.
- Levich, Richard M. (1979), “On the efficiency of markets for foreign exchange”, in Rudiger Dornbusch and Jacob A. Frenkel (eds.), *International Economic Policy Theory and Evidence*, 246–267, Johns Hopkins University Press.
- Levin, Andrew and Lin, Chien-Fu (1992), “Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties”, University of California at San Diego, Discussion Paper, 92–93.
- (1993), “Unit root test in panel data: A new results”, University of California at San Diego, Discussion Paper, 93–156.
- MacDonald, Ronald (2000), “Expectations formation and risk in three financial markets: Surveying what the surveys say”, *Journal of Economic Surveys*, 14(1), 69–100.
- Marey, Philip S. (2004a), “Exchange rate expectations: Controlled experiments with artificial traders”, *Journal of International Money and Finance*, 23(2), 283–304.
- (2004b), “Uncovered interest parity tests and exchange rate expectations”, in *Computing in Economics and Finance*, volume 54, Society for Computational Economics.
- Marshall, Alfred (1885), *The present position of economics: An inaugural lecture given in the Senate House at Cambridge, 24 February, 1885*, London: Macmillan.
- Maynard, Alex and Phillips, Peter C. B. (2001), “Rethinking an old empirical puzzle: Econometric evidence on the forward discount anomaly”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 671–708.
- McCallum, Bennett T. (1994), “A reconsideration of the uncovered interest parity relationship”, *Journal of Monetary Economics*, 33(1), 105–132.
- Meese, Richard and Singleton, Kenneth J. (1982), “On unit roots and the empirical modeling of exchange rates”, *The Journal of Finance*, 37(1), 1029–1035.

- Olmo, Jose and Pilbeam, Keith (2011), “Uncovered interest parity and the efficiency of the foreign exchange market: A re-examination of the evidence”, *International Journal of Finance and Economics*, 16(2), 189–204.
- Pesaran, M. Hashem and Weale, Martin (2006), “Survey expectations”, in G. Elliott, C.W.J. Granger, and A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, volume 1, 715–776, Amsterdam: North-Holland.
- Phillips, Peter C. B. and Perron, Pierre (1988), “Testing for a unit root in time series regression”, *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Pippenger, John (2011), “The solution to the forward-bias puzzle”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 21(2), 296–304.
- Quah, Danny (1992), “International patterns of growth: I. persistency in cross-country disparities”, Unpublished manuscript, London School of Economics.
- Said, Said E. and Dickey, David A. (1984), “Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order”, *Biometrika*, 71(3), 599–607.
- Siegel, Jeremy J. (1972), “Risk, interest rates and the forward exchange”, *Quarterly Journal of Economics*, 86(2), 303–309.
- Wang, Peijie and Jones, Trefor (2003), “The impossibility of meaningful efficient market parameters in testing for the spot-forward relationship in foreign exchange markets”, *Economics Letters*, 81(1), 81–87.
- Wang, Peijie and Wang, Ping (2009), “Does a ”correct” parameter estimate tell a better story about foreign exchange market efficiency?”, *Journal of International Money and Finance*, 28(2), 183–197.

附錄



A 附圖

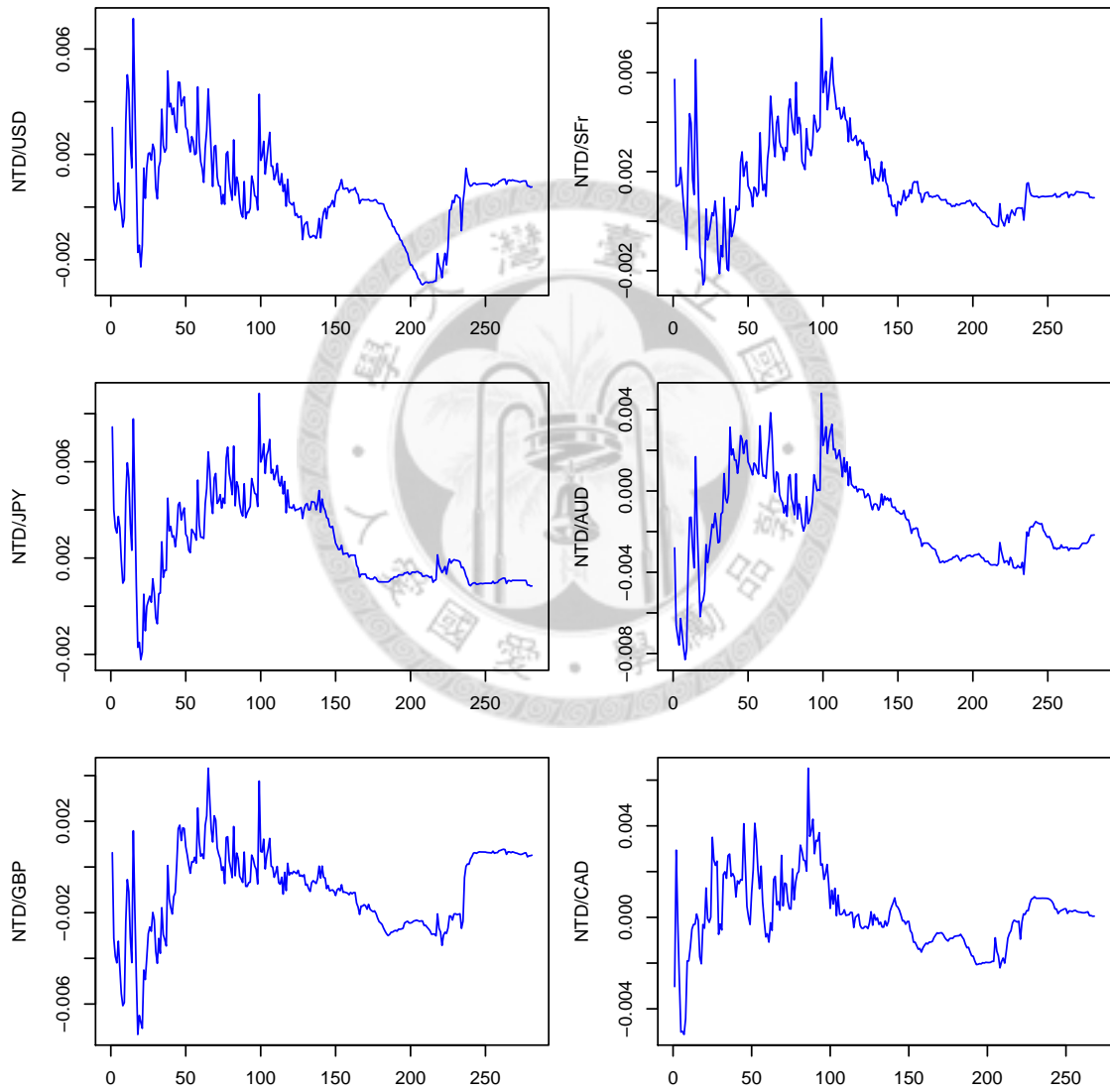


圖 A.1: 國內外利差走勢 ($i_t - i_t^*$)

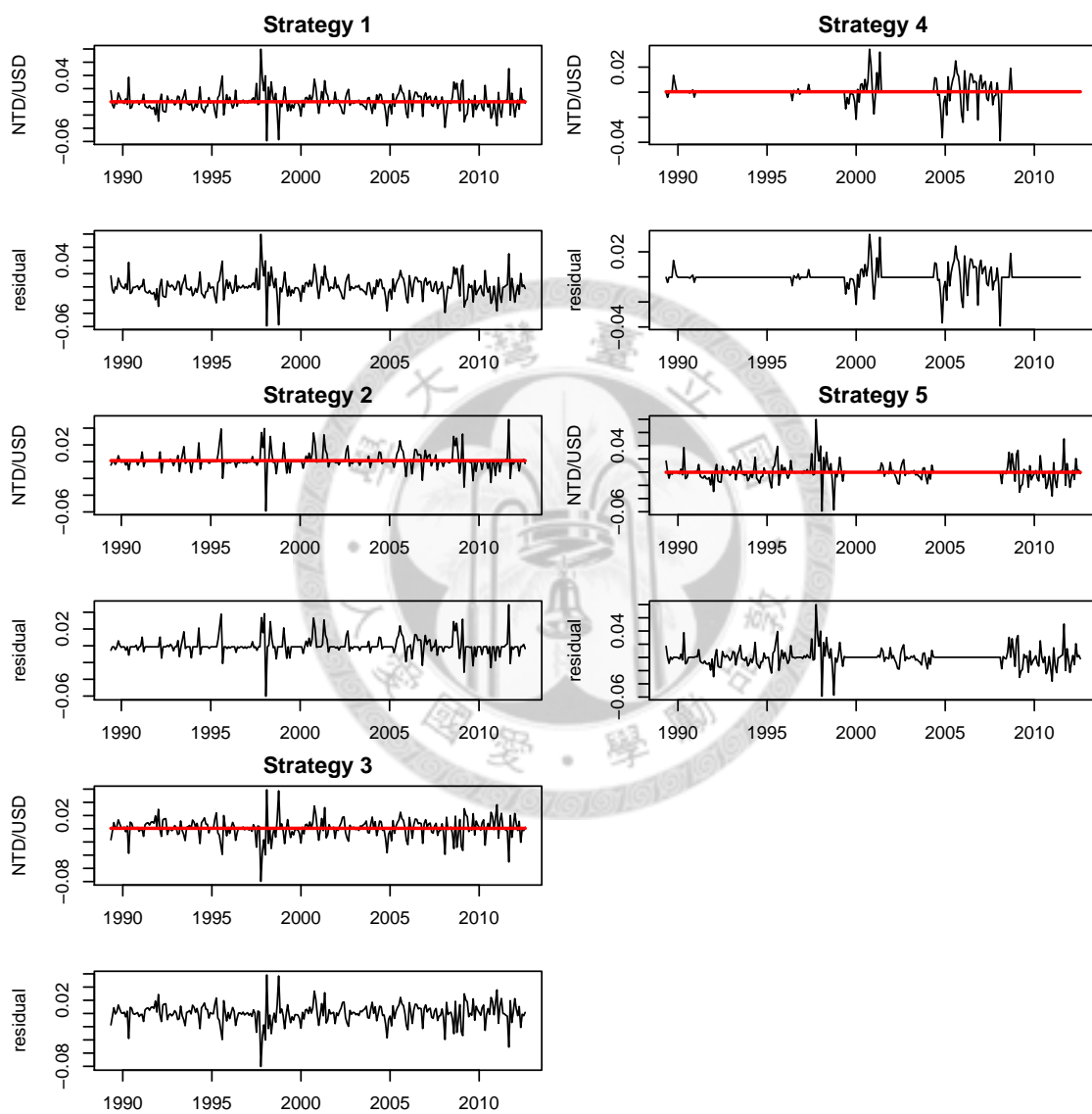


圖 A.2: 資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/USD

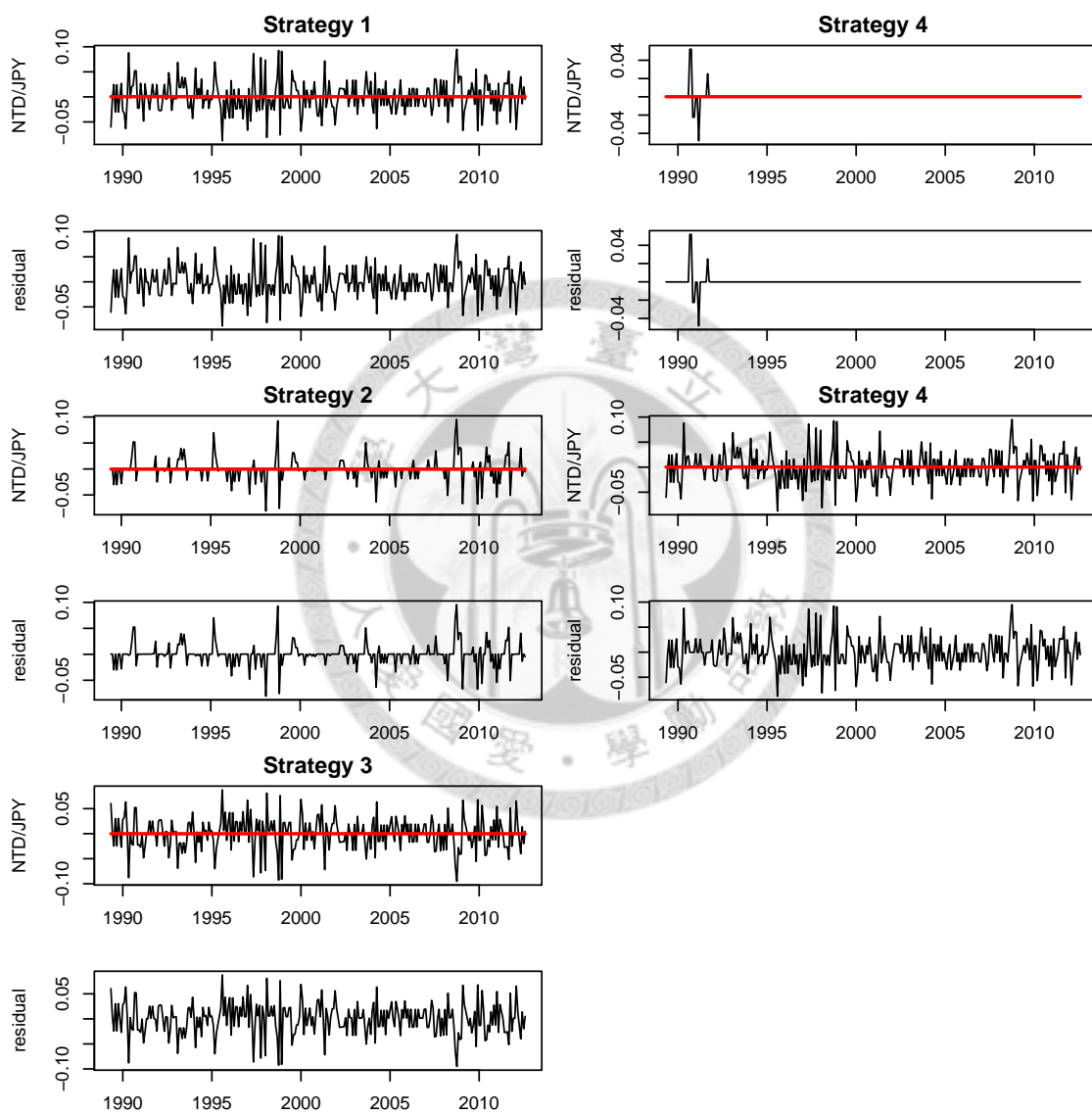


圖 A.3: 資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/JPY

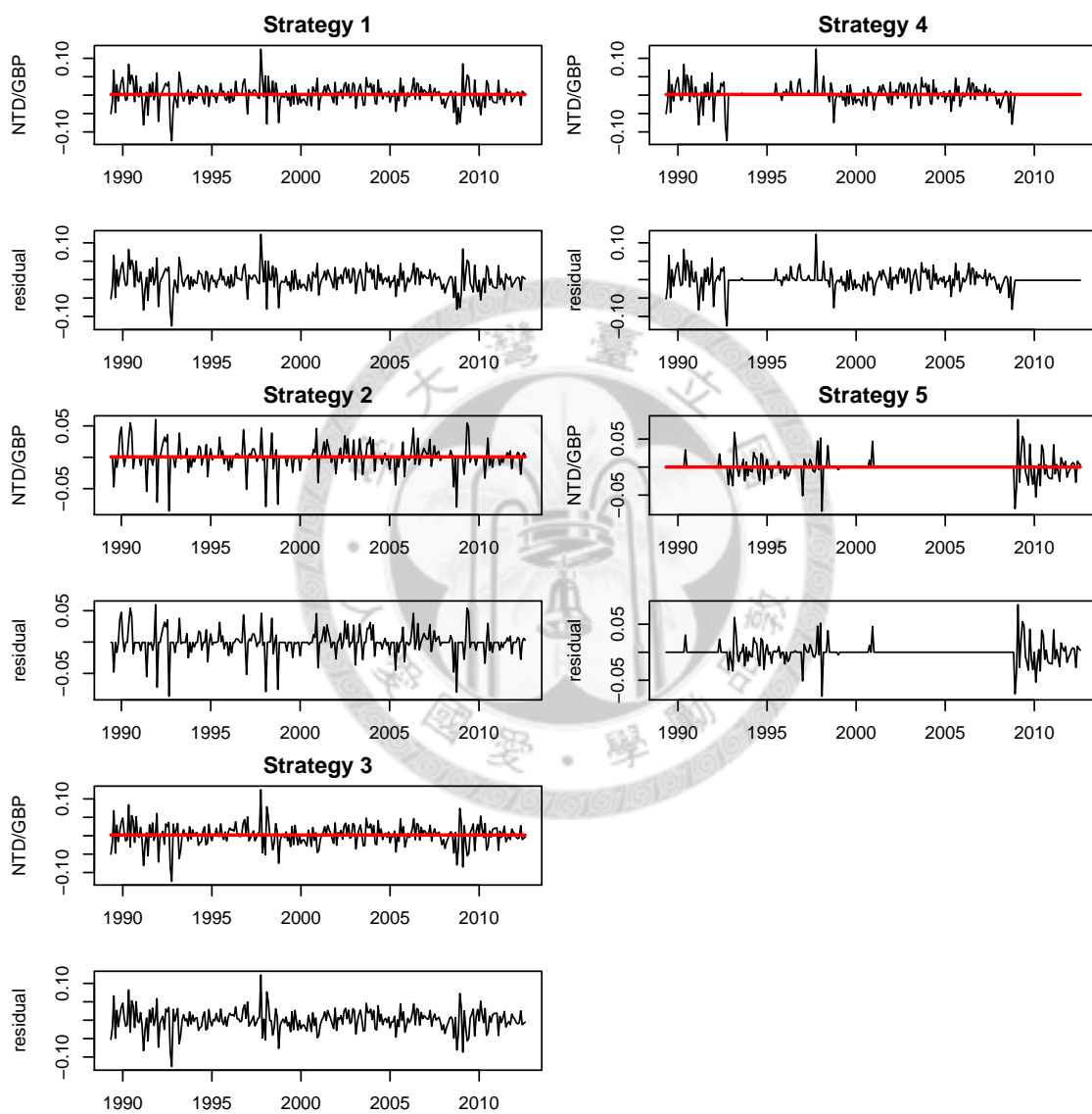


圖 A.4: 資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/GBP

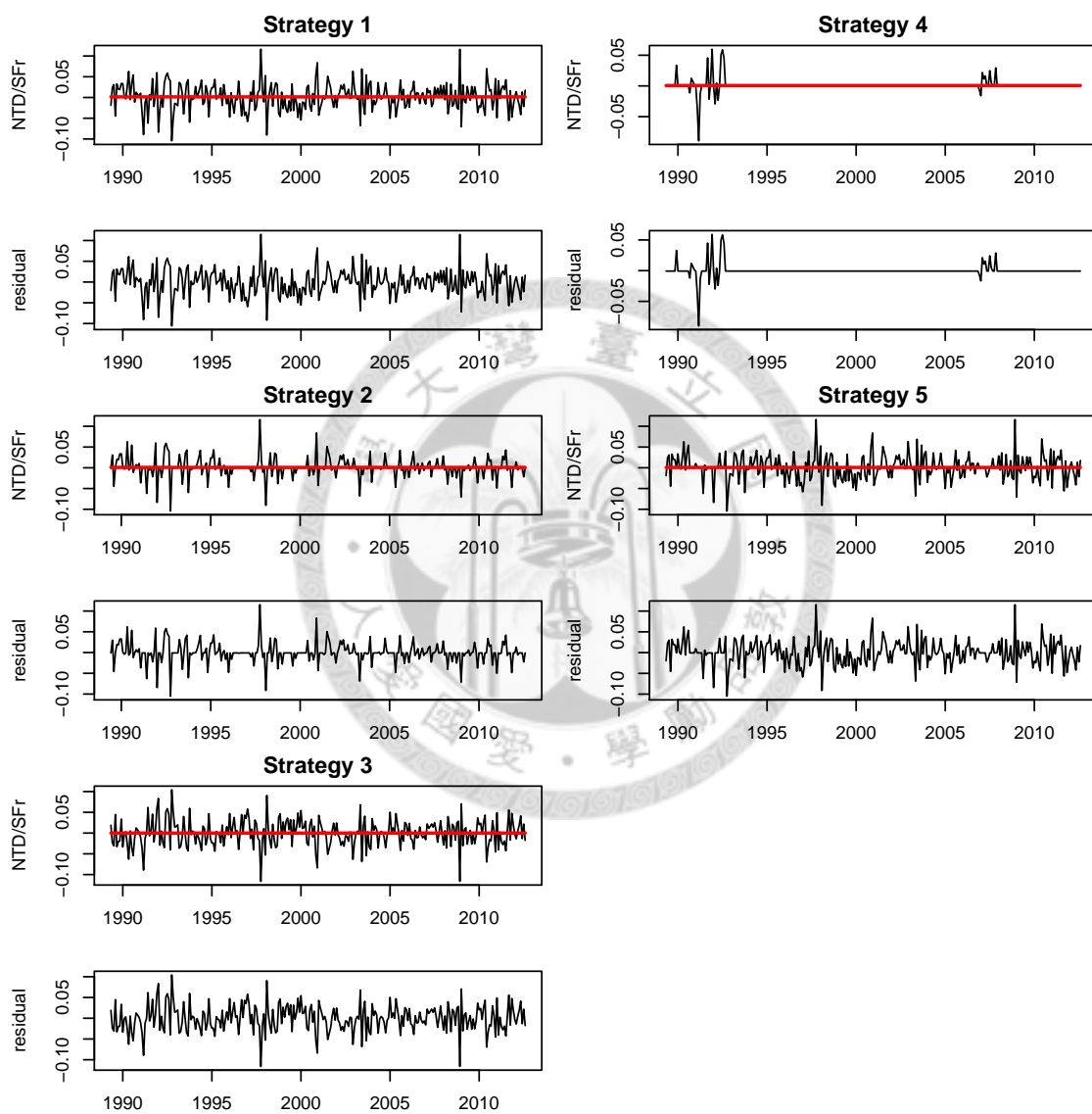


圖 A.5: 資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/SFr

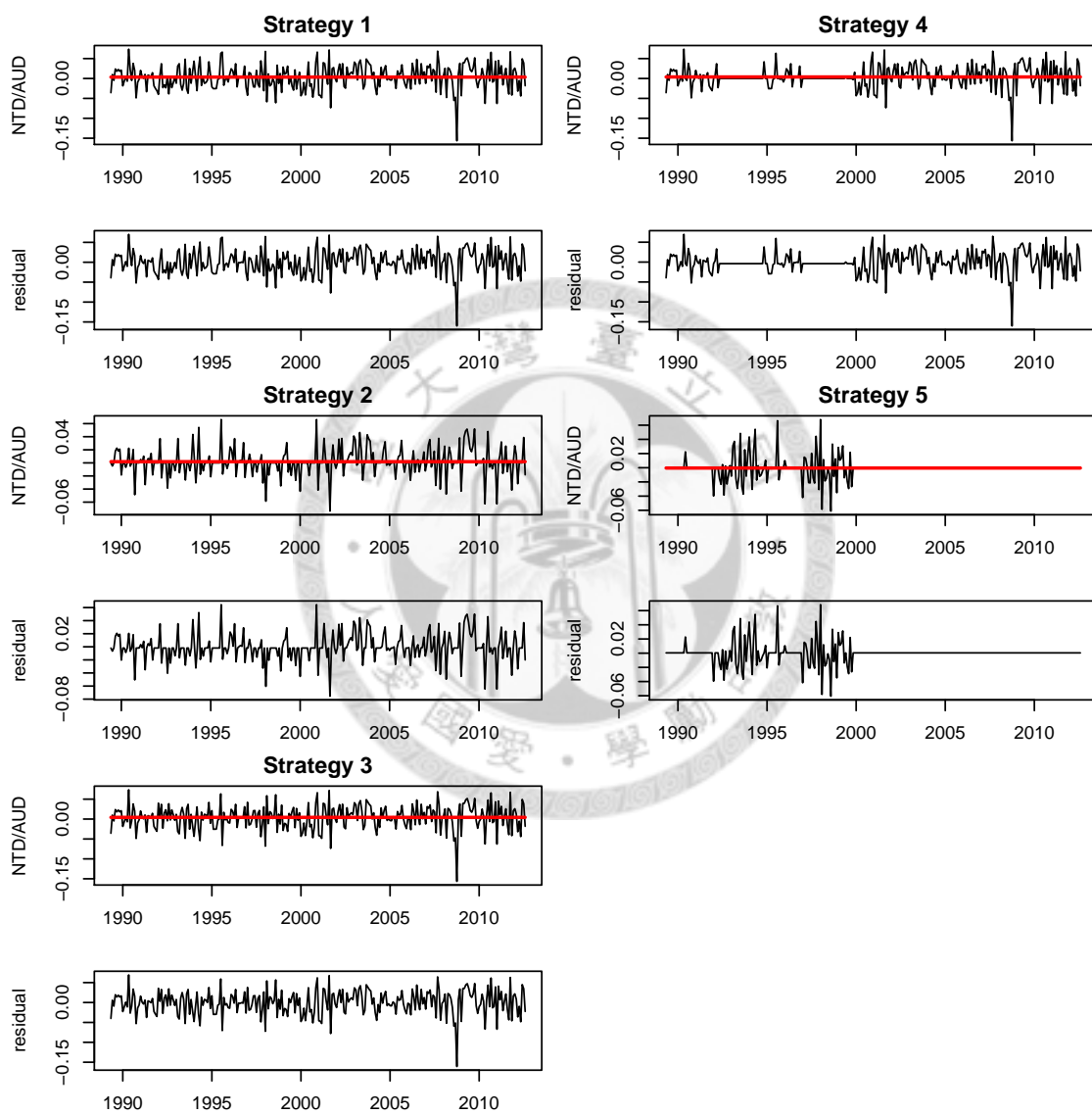


圖 A.6: 資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/AUD

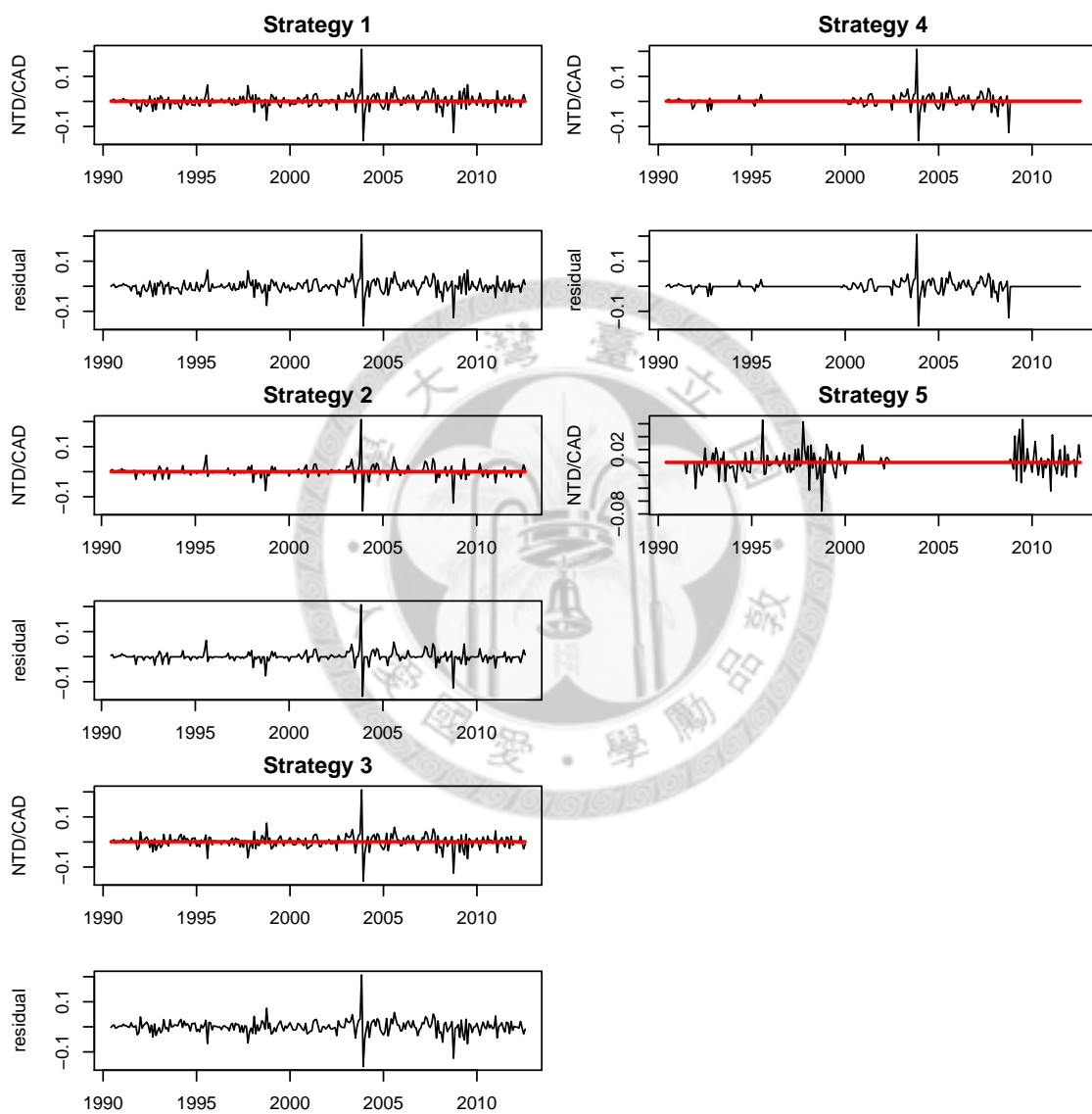


圖 A.7: 資產收益性檢測模型迴歸結果-NTD/CAD

B 資產收益性檢測法各變數之單根檢定

表 B.1: 單根檢定: 策略一

		ADF		PP		KPSS
		τ	p-value	τ	p-value	LM
美元	含截距項	-14.4598***	0.0000	-14.4988***	0.0000	0.1103
	含截距項與趨勢項	-14.4353***	0.0000	-14.4744***	0.0000	0.0996
	不含截距項與趨勢項	-14.4859***	0.0000	-14.5245***	0.0000	
日幣	含截距項	-17.6075***	0.0000	-17.9882***	0.0000	0.0877
	含截距項與趨勢項	-17.5764***	0.0000	-17.9529***	0.0000	0.0694
	不含截距項與趨勢項	-17.6332***	0.0000	-18.0059***	0.0000	
英鎊	含截距項	-16.2154***	0.0000	-16.2193***	0.0000	0.1227
	含截距項與趨勢項	-16.2576***	0.0000	-16.2603***	0.0000	0.0618
	不含截距項與趨勢項	-16.1740***	0.0000	-16.1962***	0.0000	
瑞郎	含截距項	-16.5554***	0.0000	-16.5624***	0.0000	0.0596
	含截距項與趨勢項	-16.5299***	0.0000	-16.5377***	0.0000	0.0626
	不含截距項與趨勢項	-16.5469***	0.0000	-16.5778***	0.0000	
澳幣	含截距項	-16.6550***	0.0000	-16.6550***	0.0000	0.2500
	含截距項與趨勢項	-16.7049***	0.0000	-16.7063***	0.0000	0.0500
	不含截距項與趨勢項	-16.4536***	0.0000	-16.4536***	0.0000	
加幣	含截距項	-17.9785***	0.0000	-18.1594***	0.0000	0.2750
	含截距項與趨勢項	-18.0289***	0.0000	-18.2638***	0.0000	0.0944
	不含截距項與趨勢項	-17.9750***	0.0000	-18.0963***	0.0000	

¹ ADF 檢定使用 BIC 準則選擇落後期數。

² KPSS 檢定含截距項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.739, 5% 顯著水準為 0.463, 10% 顯著水準為 0.374。

³ KPSS 檢定含截距項與趨勢項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.216, 5% 顯著水準為 0.146, 10% 顯著水準為 0.119。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

表 B.2: 單根檢定: 策略二

		ADF		PP		KPSS
		τ	p-value	τ	p-value	LM
美元	含截距項	-15.8541***	0.0000	-15.8342***	0.0000	0.1220
	含截距項與趨勢項	-15.8261***	0.0000	-15.8047***	0.0000	0.1221*
	不含截距項與趨勢項	-15.6656***	0.0000	-15.6479***	0.0000	
日幣	含截距項	-15.0268***	0.0000	-15.0765***	0.0000	0.0587
	含截距項與趨勢項	-15.0014***	0.0000	-15.0517***	0.0000	0.0537
	不含截距項與趨勢項	-15.0493***	0.0000	-15.0984***	0.0000	
英鎊	含截距項	-16.9014***	0.0000	-16.9743***	0.0000	0.0487
	含截距項與趨勢項	-16.8800***	0.0000	-16.9567***	0.0000	0.0407
	不含截距項與趨勢項	-16.9178***	0.0000	-16.9854***	0.0000	
瑞郎	含截距項	-16.5383***	0.0000	-16.9438***	0.0000	0.2019
	含截距項與趨勢項	-16.5800***	0.0000	-17.3445***	0.0000	0.0446
	不含截距項與趨勢項	-16.5447***	0.0000	-16.8532***	0.0000	
澳幣	含截距項	-16.6342***	0.0000	-16.6356***	0.0000	0.2595
	含截距項與趨勢項	-16.6935***	0.0000	-16.6941***	0.0000	0.0722
	不含截距項與趨勢項	-16.5291***	0.0000	-16.5414***	0.0000	
加幣	含截距項	-18.8697***	0.0000	-19.2307***	0.0000	0.1423
	含截距項與趨勢項	-18.8344***	0.0000	-19.1920***	0.0000	0.1385*
	不含截距項與趨勢項	-18.8853***	0.0000	-19.1815***	0.0000	

¹ ADF 檢定使用 BIC 準則選擇落後期數。

² KPSS 檢定含截距項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.739, 5% 顯著水準為 0.463, 10% 顯著水準為 0.374。

³ KPSS 檢定含截距項與趨勢項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.216, 5% 顯著水準為 0.146, 10% 顯著水準為 0.119。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

表 B.3: 單根檢定: 策略三

		ADF		PP		KPSS
		τ	p-value	τ	p-value	LM
美元	含截距項	-15.5428***	0.0000	-15.5568***	0.0000	0.0924
	含截距項與趨勢項	-15.5186***	0.0000	-15.5322***	0.0000	0.0723
	不含截距項與趨勢項	-15.5432***	0.0000	-15.5455***	0.0000	
日幣	含截距項	-17.5158***	0.0000	-17.8143***	0.0000	0.0974
	含截距項與趨勢項	-17.4927***	0.0000	-17.8033***	0.0000	0.0563
	不含截距項與趨勢項	-17.5457***	0.0000	-17.8431***	0.0000	
英鎊	含截距項	-17.5833***	0.0000	-17.6116***	0.0000	0.0494
	含截距項與趨勢項	-17.5597***	0.0000	-17.5881***	0.0000	0.0468
	不含截距項與趨勢項	-17.5317***	0.0000	-17.5697***	0.0000	
瑞郎	含截距項	-16.5334***	0.0000	-16.5336***	0.0000	0.0517
	含截距項與趨勢項	-16.5042***	0.0000	-16.5044***	0.0000	0.0529
	不含截距項與趨勢項	-16.5629***	0.0000	-16.5630***	0.0000	
澳幣	含截距項	-17.9912***	0.0000	-18.0007***	0.0000	0.1704
	含截距項與趨勢項	-18.0111***	0.0000	-18.0113***	0.0000	0.0376
	不含截距項與趨勢項	-17.6185***	0.0000	-17.5996***	0.0000	
加幣	含截距項	-18.2494***	0.0000	-18.3071***	0.0000	0.0814
	含截距項與趨勢項	-18.2266***	0.0000	-18.2849***	0.0000	0.0704
	不含截距項與趨勢項	-18.2427***	0.0000	-18.2742***	0.0000	

¹ ADF 檢定使用 BIC 準則選擇落後期數。

² KPSS 檢定含截距項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.739, 5% 顯著水準為 0.463, 10% 顯著水準為 0.374。

³ KPSS 檢定含截距項與趨勢項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.216, 5% 顯著水準為 0.146, 10% 顯著水準為 0.119。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

表 B.4: 單根檢定: 策略四

		ADF		PP		KPSS
		τ	p-value	τ	p-value	LM
美元	含截距項	-12.6505***	0.0000	-12.6019***	0.0000	0.0353
	含截距項與趨勢項	-12.6279***	0.0000	-12.5789***	0.0000	0.0337
	不含截距項與趨勢項	-12.6480***	0.0000	-12.6040***	0.0000	
日幣	含截距項	-9.8786***	0.0000	-15.0962***	0.0000	0.1570
	含截距項與趨勢項	-8.7731***	0.0000	-15.3651***	0.0000	0.0670
	不含截距項與趨勢項	-9.8549***	0.0000	14.9218***	0.0000	
英鎊	含截距項	-16.3791***	0.0000	-16.4110***	0.0000	0.0922
	含截距項與趨勢項	-16.3958***	0.0000	-16.4210***	0.0000	0.0617
	不含截距項與趨勢項	-16.3049***	0.0000	-16.3541***	0.0000	
瑞郎	含截距項	-8.9346***	0.0000	-11.5008***	0.0000	0.0378
	含截距項與趨勢項	-8.9224***	0.0000	-11.4764***	0.0000	0.0342
	不含截距項與趨勢項	-8.8787***	0.0000	-11.5857***	0.0000	
澳幣	含截距項	-16.3469***	0.0000	-16.3452***	0.0000	0.2413
	含截距項與趨勢項	-16.3900***	0.0000	-16.3876***	0.0000	0.0473
	不含截距項與趨勢項	-16.0289***	0.0000	-16.0295***	0.0000	
加幣	含截距項	-17.4337***	0.0000	-17.7054***	0.0000	0.1439
	含截距項與趨勢項	-17.4116***	0.0000	-17.7519***	0.0000	0.1096
	不含截距項與趨勢項	-17.4156***	0.0000	-17.6535***	0.0000	

¹ ADF 檢定使用 BIC 準則選擇落後期數。

² KPSS 檢定含截距項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.739, 5% 顯著水準為 0.463, 10% 顯著水準為 0.374。

³ KPSS 檢定含截距項與趨勢項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.216, 5% 顯著水準為 0.146, 10% 顯著水準為 0.119。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。

表 B.5: 單根檢定: 策略五

		ADF		PP		KPSS
		τ	p-value	τ	p-value	LM
美元	含截距項	-15.6988***	0.0000	-15.7112***	0.0000	0.1081
	含截距項與趨勢項	-15.6744***	0.0000	-15.6865***	0.0000	0.0901
	不含截距項與趨勢項	-15.7197***	0.0000	-15.7326***	0.0000	
日幣	含截距項	-17.7287***	0.0000	-17.9331***	0.0000	0.0869
	含截距項與趨勢項	-17.7009***	0.0000	-17.9072***	0.0000	0.0594
	不含截距項與趨勢項	-17.7570***	0.0000	-17.9572***	0.0000	
英鎊	含截距項	-18.1128***	0.0000	-21.1778***	0.0000	0.1825
	含截距項與趨勢項	-18.1120***	0.0000	-22.1142***	0.0000	0.0710
	不含截距項與趨勢項	-18.1454***	0.0000	-21.2313***	0.0000	
瑞郎	含截距項	-17.1410***	0.0000	-17.1351***	0.0000	0.0550
	含截距項與趨勢項	-17.1125***	0.0000	-17.1074***	0.0000	0.0578
	不含截距項與趨勢項	-17.1580***	0.0000	-17.1517***	0.0000	
澳幣	含截距項	-21.5957***	0.0000	-21.8142***	0.0000	0.0388
	含截距項與趨勢項	-21.5682***	0.0000	-21.7930***	0.0000	0.0167
	不含截距項與趨勢項	-21.6091***	0.0000	-21.7469***	0.0000	
加幣	含截距項	-19.9288***	0.0000	-19.75390***	0.0000	0.2572
	含截距項與趨勢項	-20.0618***	0.0000	-19.9450***	0.0000	0.0311
	不含截距項與趨勢項	-19.9664***	0.0000	-19.7896***	0.0000	

¹ ADF 檢定使用 BIC 準則選擇落後期數。

² KPSS 檢定含截距項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.739, 5% 顯著水準為 0.463, 10% 顯著水準為 0.374。

³ KPSS 檢定含截距項與趨勢項之臨界值: 1% 顯著水準為 0.216, 5% 顯著水準為 0.146, 10% 顯著水準為 0.119。

⁴ *** 表 1% 的水準顯著; ** 表 5% 的水準顯著; * 表 10% 的水準顯著。