

東海大學管理學院財務金融研究所

碩士論文

投資者情緒對匯率預期理論的影響

**Investor Sentiment and Expectation Hypothesis  
of Foreign Exchange**

指導教授：郭一棟 博士

王凱立 博

研究生：吳宜泰

中華民國 102 年 7 月

# 東海大學碩士學位論文

## 學位考試委員審定書

本校 財務金融研究所 碩士班 吳宜泰 君

所提之論文(中文): 投資者情緒對匯率預期理論的影響

(英文): Investor Sentiment and Expectation Hypothesis  
of Foreign Exchange

經本委員會審查，符合碩士學位論文標準

學位考試委員會

召集人	<u>楊漢為</u>	教授		
考試委員	<u>顏明華</u>	教授		教授
	<u>鄧一博</u>	教授	<u>丁山立</u>	教授
指導教授	<u>丁山立</u>	教授	<u>鄧一博</u>	教授
系所主任	<u>張</u>	<u>希</u>	<u>光</u>	教授

中華民國 102 年 6 月 21 日

## 致謝

本論文得以順利完成，首先要感謝郭一棟老師與王凱立老師的悉心指導，在這一年裡，總是在百忙之餘也能夠排出時間不辭辛勞的與我討論論文研究，其中也包含老師多次苦口婆心的建言之下，讓我的論文更加鉅細靡遺。

其次要感謝口試委員們，在百忙之中撥空時間來參與論文的口試發表，並提供我不少寶貴的後續研究方向與建議，使本論文在研究架構與研究內容上更臻完善，在此致上由衷的謝意。

同時，我也要感謝碩士班的同學們，在這兩年說長不長說短不短的時間裡，大家總是能夠互相扶持與互相幫助，能有這群活潑開朗與好學不倦的好同學們，讓我的碩士生活更為精采，謝謝你們！

當然，最後我要感謝我的父母親從小到大對我的栽培，總是在我求學的道路上給予最大的鼓勵，讓無後顧之憂，也在我成長的階段教導我學校所沒學到的一切，希望往後能達到父母對我的期望。

吳宜泰 謹誌于

東海大學財務金融所

民國一百零二年七月

## 摘要

匯率預期理論說明即期匯率變動是遠期匯率與即期匯率之差的不偏誤估計值，然而過去文獻一致的拒絕此理論，發現不成立原因主要是由於風險溢酬的存在。風險溢酬屬理性因素，本研究根據 Froot and Frankel (1989)，將匯率與即期匯率之差的係數值拆解成風險溢酬和預測誤差，探討英鎊、歐元、日元、澳幣等國匯率，是否預測誤差也是影響預期理論成立的主要原因。我們研究是否期望誤差影響預期假說，並進一步調查投資者的情緒是否是期望誤差的一個重要決定因素。投資者情緒代理選自消費者信心指數，因為它可以始終代表不同國家的投資者情緒。結果表明，影響匯率預期假說的存在不僅長期溢價，但也預期錯誤。

**關鍵字：**匯率預期理論、投資者情緒、預測誤差

## **Abstract**

The expectation theory of foreign exchange states that the difference for spot and forward rates is an unbiased predictor of future spot rate. However, this theory was universally rejected by previous literature because of the presence of time-varying term premium. Following Froot and Frankel (1989), we decompose the coefficient of the difference of forward and spot rate to term premium and expectation errors, using exchange rate of British pound, Euro, Japanese yen, and Australian dollar. We study whether expectation error affects the expectation hypothesis, and further investigate whether investor sentiment is an important determinant of expectation error. The proxy of investor sentiment is selected from consumer confidence index since it can be consistently represent the investor sentiment across countries. The results show that not only term premium but also expectation errors affect the existence of expectation hypothesis of exchange rate.

***Keywords: Expectation Hypothesis, Investor Sentiment, Expectation Errors***

# 目錄

致謝.....	I
摘要.....	II
Abstract.....	III
目錄.....	IV
圖表目錄.....	V
<b>第一章、緒論.....</b>	<b>1</b>
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	3
<b>第二章、文獻回顧.....</b>	<b>5</b>
第一節 遠期匯率相關文獻.....	5
第二節 風險溢酬相關文獻.....	7
第三節 預期理論相關文獻.....	9
第四節 投資者情緒相關文獻.....	10
<b>第三章、理論基礎與研究方法.....</b>	<b>13</b>
第一節 匯率預期理論.....	13
第二節 變數選取與定義.....	14
第三節 遠期貼水不偏係數的拆解.....	15
第四節 投資者情緒對預測誤差影響.....	18
<b>第四章、資料說明與實證結果.....</b>	<b>25</b>
第一節 資料說明.....	25
第二節 實證結果.....	26
第三節 小結.....	35

<b>第五章、結論與建議</b> .....	<b>37</b>
第一節 研究結論.....	37
第二節 研究建議.....	38
<b>參考文獻</b> .....	<b>39</b>
<b>附錄</b> .....	<b>43</b>
附錄一 單根檢定 (Unite Root Test) .....	43
附錄二 自我迴歸整合移動平均 (ARIMA) 模型.....	47

## 圖表目錄

表 1 遠期貼水的不偏估計.....	27
表 2 風險溢酬與預測誤差敘述統計量.....	28
表 3 不偏性假設 $\beta$ 係數的拆解.....	30
表 4 投資者情緒對預期理論.....	32
表 5 投資者情緒對預期理論.....	34
圖 1 論文流程圖.....	4

# 第一章、緒論

## 第一節 研究背景與動機

過去研究指出，匯率預期理論說明即期匯率變動是遠期匯率與即期匯率之差的不偏誤估計值，然而過去文獻多一致拒絕此理論，發現不成立原因主要是由於風險溢酬的存在。如 Froot and Frankel (1989) 使用調查的數據資料來作為對匯率的預期，透過迴歸式得來的遠期貼水  $\beta$  係數劃分為兩部份，分為風險溢酬和預測誤差。發現遠期貼水的預測偏差，可透過隨時間變化的風險溢酬解釋，此結果意味著在不同的貨幣計價單位中，會存在著資產之間完美的替代性。風險溢酬屬於理性因素，本研究根據 Froot and Frankel (1989) 將遠期匯率與即期匯率之差，此差異為遠期貼水的部份，把此部份的係數拆解成風險溢酬和預測誤差，而擷取其預測誤差的部份來作探討，而納入投資者情緒來探討是否影響預測誤差，本文進一步檢測預測誤差是否影響匯率預期理論成立的原因。

匯率係由市場上供需來決定，而匯率的變動與貿易廠商間皆有密切關係。站在貿易商的立場上，倘若外匯匯率為固定，又或者僅在很小範圍內的變動，就可減少其匯兌上的風險，對貿易發展上將有所裨益。然而證之於 70 年代美國與各主要工業國家實行浮動匯率制度的經驗：匯率的變動具有高度伸縮性，且幾乎是完全隨機與不可預測的。匯率亦是一國貨幣的相對價格，隨著經濟開放程度的提高，匯率對一國的出口、貨幣政策等影響日益擴大，對匯率未來走勢的預期能顯著地影響經濟決策。

貨幣主義對匯率的影響理論裡指出影響匯率變動的因素：1、兩國間貨幣供應增長率，若一國貨幣供應增長快，引起該國貨幣購買力與匯率下降。2、兩國的國民收入增長率，一國國民收入增長率高，則該國貨幣需求越大，引起匯率上升。



3、預期因素，該理論解釋了匯率決定基礎，強調貨幣供求對匯率的影響，解釋了匯率長期決定與短期決定，但該理論很難論證。

關於匯率決定模式的理論，各家學派之論點都有所差距，又加上影響匯率變動的因  
素日漸更趨複雜，所以造成匯率預測上的困難。但是匯率預期作為一種心理變量，無法  
對其進行直接的觀測和研究，而必須藉助替代變量。因此要研究市場對匯率的未來預  
期，首先必須確定關於匯率預期的替代變數，作為預期的替代變數則使用匯率期貨。

眾所周知匯率會有一些的檯面上的事實判斷，如經濟消息，央行的干預和政治干  
擾，但也推動了期望和情感。匯率的基本面分析與情緒的關係，為了透露情緒的力量下  
所影響到匯率的觀點。第一，應用門檻向量誤差模型（threshold vector error-model）中，  
情緒是相當長期且固定和根據均值迴歸在匯率和購買力平價之間的基礎差異有關。在均  
值迴歸方面預測者的看法影響力太強大，這樣有一種已經打好如意算盤的感覺（Ito and  
Takatoshi, 1990）。第二，情緒也會影響債券利率，但是在不同的方向取決於不同的時間  
範圍。第三、在匯率方面情緒包含有價值的訊息，會有非常長期的收益，所以在做長期  
迴歸下關係著自己的技術。

在投資者情緒方面的文獻，大多都是在影響一般股票市場下，如 Brown and Cliff  
（2004）認為投資者情緒是造成雜訊交易的其中一種非理性因素，它代表著投資者心理  
對未來多空型態的主觀判斷，所產生市場參與者的相對預期，並可用來預測小公司股票  
未來二至三年的報酬，所以當投資者情緒越高昂，投資者可能選擇忽略負面消息或過度  
回應正面消息，使股價被高估；反之，當情緒低落時，投資者可能選擇忽略正面消息或  
過度回應負面消息，使股價被低估。Baker and Wurgler（2006），研究投資者的情緒如何  
影響股票橫段面的收益。研究結果發現，當代理情緒週期開始低的時候，報酬率較高  
的小型公司股票、年輕類型的股票、高波動性類型的股票、不賺錢類型的股票、非支付股  
息的股票和極端成長型類股，這些類別股票收益獲利相對較高。當情緒相對高時，另一

方面，這些類別的股票後續的收益獲利相對較低的。

上述文獻多著重的在探討理性因素下的風險溢酬對於匯率預期理論的影響，鮮少直接提到預測誤差對於匯率預期理論的影響，而預測誤差又屬於系統性的預測誤差，可能是屬於理性或是非理性的部份。所以本篇文章著重在探討預測誤差對匯率預期理論的影響，更加入了投資者情緒的角度做為探討預測誤差的部份。因為預測誤差可能是屬於理性或非理性的部份，所以加入屬於非理性因素下的投資者情緒，更藉由控制變數來控制理性因素下可能影響的部份，藉由上述的描述方法來得到本研究想得到的結果。本文針對英鎊、歐元、日元、澳幣和瑞士法郎等國匯率，探討預測誤差是否也是影響預期理論成立的主要原因，本文進一步探討預測誤差是否受投資者情緒的影響，其中投資者情緒變數，將以調查的數據為主，如消費者信心指數 (CCI)，AAII 指數，MarketVane S&P500 所調查的資料，和 Baker index 來進行測試。而過去文獻都是著重以風險溢酬方面來探討匯率預測誤差的部份，鮮少文獻將投資者情緒對匯率的影響納入考量，本文的特色之一在於考量非理性因素下的投資者情緒來分析匯率預測誤差對匯率預期理論的影響。

## 第二節 研究目的

本研究透過各國匯率的預測誤差是否影響預期理論成立的主要原因，本文進一步來看預測誤差是否受投資者情緒的影響，其中投資者情緒的變數裡面，將以 survey data 為主，如消費者信心指數 (Consumer Confidence Index, CCI)，AAII 指數，MarketVane S&P500 的 survey 資料，和 Baker index 來進行測試，最後在考慮了跨國性的因素，也希望能有一致的統一指標，所以選用 CCI 當作投資者情緒替代變數，且最後在投資者情緒的迴歸式裡，也增加控制變數來更深入的探討。本文研究目的如下：

1. 根據英鎊、歐元、日元、澳幣和瑞士法郎，來找出拒絕匯率預期理論的原因，進一步檢測是否預測誤差影響匯率預期理論之成立。

2. 納入投資者情緒作為非理性因素的變數，探討非理性因素（irrational factor）是否影響匯率之變動。
3. 藉由投資者情緒對於預測誤差的影響，進一步探討投資者情緒在預期理論的角色為何？

本文分為下列幾個部份：第一部份為緒論說明本文研究動機目的；第二部份介紹文獻回顧，分為遠期匯率、風險溢酬、預期理論和投資者情緒相關文獻；第三部份介紹理論基礎與研究方法，並說明樣本與變數之間的設定；第四部份則為實證結果，包含遠期貼水不偏估計、係數拆解和納入投資者情緒對匯率預期理論做驗證；最後的部份為本文結論。

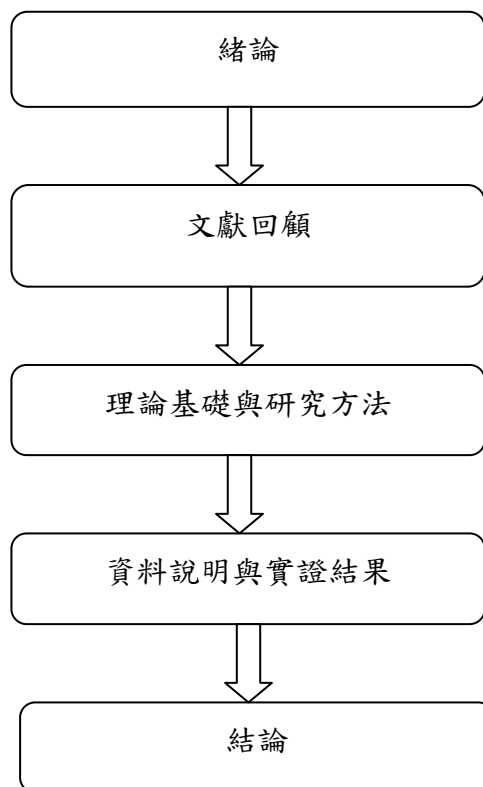


圖 1 研究流程圖

## 第二章、文獻回顧

本章分別對相關的國內與國外實證研究文獻做扼要的探討，主題包括遠期匯率之文獻探討、風險溢酬之文獻探討、預期理論之文獻探討和投資者情緒之文獻探討部份。

### 第一節 遠期匯率相關文獻

遠期市場的建立和完善，可以形成一種比較優良的遠期價格形成機制。首先，在一個市場化程度高的遠期交易市場上，眾多買賣雙方都可以充分表達自己的看法，所有的交易都是通過自由競價的方式達成，從而使各種影響價格變動的因素都能在遠期市場上體現，由此形成的價格就比較能反映基礎資產的真實價格。理論上的遠期價格是利用無套利訂價原理從現貨市場上客觀得出的，也就是說，在任何給定的時間內，當市場接受了可能的資訊，就會基於該資訊制定出即期和遠期價格。因此，客觀的遠期價格必須與市場對未來價格的主觀預測相一致，否則市場的力量將驅動當前的價格與之相一致（Galitz, 1998）。

Fama（1984）、Lewis（1995）與 Engel（1996）之研究分析結果皆指出，在理性預期的虛無假設下，風險趨避的投資人會因持有風險性資產而要求風險溢酬，致使遠期匯率並未反映在所有與預期未來即期匯率相關之訊息，造成遠期匯率在預期未來即期匯率時存在預測偏誤現象。Fama（1984）認為基於利率平價理論，遠期匯率應該等於未來即期匯率，但實證結果表明兩者有時會呈現負向關係，他把這種現象稱為所謂的“遠期匯率偏離之謎”。

Sarno（2006）使用數據證實了遠期匯率並不能不偏的估計未來即期匯率，進而說明“遠期匯率偏離之謎”的確存在，作者並試圖用各種不同的原因解釋這種現象。迄今為止，偏離之謎並沒有得到非常令人信服的解釋，並且繼續困擾著國際金融學界。

Han et al. (2005)，對於投資者過度自信在外匯市場上的遠期貼水之謎提供了一種解釋。所使用的模型中，過於自信的人會過度反應到他們的資訊對未來通脹的偏差，即期和遠期匯率的差異拒絕此種過度的反應，而遠期貼水的預測逆轉了即期匯率失敗的原因。在合理的參數值內，解釋著遠期貼水幅度的難題，有關如何來測試遠期匯率貼水偏差隨時間範圍變化和時間序列與橫截面的測試方法。此外，預測遠期貼水偏差的外匯交易量、匯率的波動性和可預測性，以及違反了相對購買力平價假說，這種程度之間的關係產生了新的想法。

Meharn and Shahroki (1997) 探討美元對墨西哥披索匯率的預測，主要是在比較四種匯率預測模型的精確度：ARIMA 模型、遠期匯率迴歸模型<sup>註1</sup>、即期匯率迴歸模型<sup>註2</sup>及隨機漫步模型。作者所使用的研究期間為 1982 年 1 月至 1991 年 12 月，使用墨西哥披索對美元匯率的日資料。研究中選擇 ARIMA (1,1,1) 模型進行實證。研究結果發現在四種匯率預測模型裡，ARIMA 模型的預測精確度最佳，隨機漫步模型預測次之，而即期匯率迴歸模型預測程度則再次之，最後則為遠期匯率迴歸模型。

Delcoure et al. (2003) 採用 8 個國家的即期匯率與 3 個月的遠期匯率的計資料進行匯率不偏性的探討，而研究期間範圍為 1974 年 3 月到 1996 年 4 月。研究方法使用 panel unit root test 和 JLR test 來對 8 個國家的匯率預測誤差 ( $S_{t+k} - F_t$ ) 作檢驗。預期得到的結果是拒絕至少有一組數列是單根的虛無假設，該結果現釋出 8 種數列皆符合穩定狀態的特性，意即實證結果顯示 8 個國家的遠期匯率與其相對應的即期匯率之間具有一對一的長期均衡關係。作者又進一步的排除與其他貨幣較缺乏相關性的加拿大幣，發現 JLR test 的值更大，更顯著的拒絕虛無假設。

---

註1： $S_t = \beta_0 + \beta_1 \times F_{t-1} + \varepsilon_t$ ，其中  $S_t$  為 t 時的現貨匯率、 $F_{t-1}$  為 t-1 時的遠期匯率、 $\varepsilon_t$  為殘差項。

註2： $S_t = \beta_0 + \beta_1 \times S_{t-1} + \varepsilon_t$ ，其中  $S_t$  為 t 時的現貨匯率、 $S_{t-1}$  為 t-1 時的即期匯率、 $\varepsilon_t$  為殘差項。

綜觀上述先前的文獻，可以看出在遠期匯率預測未來即期匯率的預測上，確實是存在遠期匯率偏離之謎，而在解釋其造成遠期匯率偏離之謎的因素又可分為系統性的預測偏誤和風險溢酬來個別探討。

## 第二節 風險溢酬相關文獻

Frankel (1983) 結合貨幣學派與資產組合學派，強調持有不同資產的風險並不相同。而將風險溢酬視為持有風險程度較高資產所要求的預期超額報酬。故當投資人改變其對資產所具風險之評價，其投資組合亦將隨之調整，匯率水準則將受到影響。其次，因時而異的風險溢酬亦可能是造成遠期外匯偏誤的原因。

Mark (1988) 與 McCurdy and Morgan (1991) 考慮因時而異的條件風險係數，並利用股價指數作為市場投資組合溢酬進行分析，結論均認為風險溢酬的存在使遠期匯率並非未來即期匯率的不偏預測值。McCurdy and Morgan (1991) 更認為風險溢酬的波動相當大。Cheung (1993) 與 Canova and Ito (1991) 分別利用狀態空間及 VAR 模型分析，結果亦均顯示風險溢酬具有高度的波動性。

Frankel and Poonawala (2006)，發現許多研究遠期匯率來預測即期匯率的未來變化，所得的預測結果都是有偏誤的存在。在一般的情況下，遠期貼水確實指向錯誤的方向發展，但幾乎所有的研究皆適用於發達的經濟體系和主要貨幣流通場所。以 14 個新興市場國家的貨幣為樣本，發現一個比先進國家貨幣較小的偏差係數平均為正，即遠期匯率貼水至少有在正確的方向上，但是卻沒有顯著的小於零。表明隨時間變化的風險溢酬的偏見未必可與傳統的調查結果的來解釋。理由是新興市場可能是高風險群，發現他們的遠期匯率偏差是較小的，新興市場國家的貨幣可能更容易識別比先進國家貨幣貶值的趨勢。

Christian (2000)，研究了 15 種貨幣相對美元下自然的外匯風險溢酬性質，使用即期和遠期匯率數據。研究結果發現所有貨幣的風險溢酬都顯著的會隨著時間變化。所使用的模型預期表明風險溢酬的持久性，具有意義上的正序列相關。風險溢酬的變動是非常低的相對於遠期預測誤差的變動。

Hansen and Hodrick (1983)，以跨期選擇的觀點來探討風險貼水，其假設有一代表性投資人，在預算限制下求效用極大化，均衡時消費財的邊際替代率應等於期間所給予的實質報酬。作者也推導出遠期匯率風險溢酬係數受條件風險係數與預期市場投資組合風險溢酬影響的結構模型。如此一來，便可利用消費水準以外的金融性資產變數分析風險溢酬所具有的性質。其實證結果顯示，遠期外匯市場的確存在國時而異的風險溢酬。實證模型中，他們將條件風險係數限制為一固定常數，但此設定方式並未被接受。

Domowitz and Hakkio (1985)，考慮遠期外匯市場有隨時間變動的風險貼水及條件異質性的情形，其假設變異數服從 ARCH 過程且風險貼水能由過去的條件變異數產生；換言之，模型設定服從 ARCH in Mean 模型。實證結果指出拒絕了市場不偏性，但只有微弱的證據顯示匯率過去預測誤差的條件變異是決定風險貼水的重要因素，同時必須在條件變異數是由特定的 ARCH 過程所能描述時才能成立。

綜觀上述先前的文獻，可以看出確實存在其遠期匯率偏離的現象，而往往解釋造成其偏離現象的因素都歸因於理性因素下的風險溢酬方面，鮮少討論其預測誤差造成其偏離因素的影響，所以本文在此方向開始延伸探討，進而探討其投資者情緒是否影響其預測誤差，間接的可解釋其投資者情緒對匯率預期理論的影響。

### 第三節 預期理論相關文獻

根據預期理論的假說，資訊是由目前的利率所提供的條件下期望預測到未來的資產價格。預期假說的利率期限結構的狀態，且期間的利差為長期利率和短期利率之間的加權平均來預期未來短期利率變動的期望值。這個理論是推廣在 Fisher (1930)，Keynes (1930) 和 Hicks (1953) 的著作裡，且現今許多經濟學家也認為這種方法仍然是可以測定長期利率。Fisher (1930) 和 Keynes (1930) 還討論了在外匯市場的預期假說，其中指出，兩種貨幣之間的利率差是有條件的在高利率貨幣相對的低利率貨幣貶值率的期望值，是因為無風險套利的利率差異等於遠期溢酬，這是遠期匯率與即期匯率之間的百分比差異。因此，對於外匯市場的預期假說是相當於的不偏性假設，這也是主張遠期匯率的對數值是未來即期匯率的不偏預測的對數值。許多經濟學家現在也還在查看外匯市場的預期假說的方式來確定遠期匯率。

預期假說的實證測試可以說是不勝枚舉，對於外匯市場的預期假說方面，Hodrick (1987) 和 Bekaert and Hodrick (1993) 和 Engel (1996) 使用調查數據，經由統計後證據都強烈的拒絕該假說。特別是高利率不貶值的貨幣預期，非常多的拒絕外匯市場的預期假說。對於利率期限結構預期假說方面，證據方面是最佳的混雜，利率期限結構預期假說強烈的拒絕在美元的利率方面。雖然 Longstaff (2000) 研究發現在非常短的美元期限結構裡，不能拒絕利率期限結構預期假說。並且一些其他國家的貨幣，在任何有經驗的資料範圍內，經過標準的測試常常也無法拒絕。

Bekaert, Roberj, and Hodrick (2001) 研究預期假設利率和期限結構下，德國馬克對美元和英鎊對美元利率和匯率的外匯市場，研究方法使用向量自我回歸(VAR)、Lagrange 乘數因數、Wald test、Distance Metric tests (DM)，使用了轉置矩陣反覆的求取近似解。而在誤差修正方面，受限於向量自我回歸方法而提供 Monte Carlo 的模擬。Wald test 過



度的嚴重拒絕虛無假設，Lagrange 乘數因數測試略低於拒絕虛無假設，Distance Metric tests 也過度的拒絕虛無假設。作者對於這些結果做出了以下解釋：其一為這種現象會出現在小樣本的情況中。其二為預期假說的證據是根據數據而漸進的推理而不是強烈的認定。作者更認為有三個主要的潛在原因拒絕預期假說：其一為預期假說是基於理性預期的假設下和無限的套利。這可能是不理性的投資者使得有系統性的預測誤差，理性的投資者，從風險規避這種情況中獲利的能力是有限的。其二為在不同時間內存在著隨時間變動的風險溢酬，預期假說的標準測試裡省略到捕捉風險溢酬變數的方法。如果這些變數與利率有關係，估計係數將被那些隱含的預期假設所影響。最後，測試本身可能導致錯誤的拒絕。因為在有限的樣本檢測性能可能較沒有說服力，這些可能是由於高持續性的變數，如披索問題或早期學者研究所得到的認知。

#### 第四節 投資者情緒相關文獻

Fama (1970) 在效率市場假說下，認為非理性投資者對市場價格不具系統性的影響力。然而許多研究皆發現市場並不完美，市場價格往往會偏離真實價值，因此資本市場並非效率市場。Kamara et al. (1992) 在 1987 年 10 月股市崩盤，不管是利率或未來盈餘改變等基本面因數皆無法解釋當時劇烈的價值變動情形，反而是投資者情緒對市場價格產生系統性影響，因此投資者情緒並不像效率市場假說中所認為僅是定價模型中的雜訊而已，其的確會對市場價格產生系統性影響。早期有關於投資者情緒的研究，大多探討投資者情緒與股價或股票報酬的關係，如 Brown and Cliff (2004) 認為投資者情緒是造成雜訊交易的其中一種非理性因素，它代表著投資者心理對未來多空型態的主觀判斷，所產生市場參與者的相對預期，並可用來預測小公司股票未來二至三年的報酬。亦即，由心理學可知，人們愈樂觀（悲觀）時，較可能忽略壞（好）消息，而過度反應好（壞）消息。所以當投資者情緒越高昂，投資者可能選擇忽略負面消息或過度回應正面消息，使股價被高估；反之，當情緒低落時，投資者可能選擇忽略正面消息或過度回應

負面消息，使股價被低估。Baker and Wurgler (2006) 即發現當情緒較悲觀之時期，小公司、年輕公司、無獲利公司以及沒有股利支付的公司，有較高的報酬。Shu (2010) 利用盧卡斯模型 (Lucas Model) 做些微的調整，探討投資者情緒的變化對於資產均衡價格及預期報酬的影響。分析結果顯示，投資者情緒對於股票價格呈現正向相關；相反地，預期資產報酬則與投資者情緒有負向相關。更進一步的分析結果發現，當投資者情緒處於樂觀時，會加大投資者情緒對資產價格的影響，同時投資者情緒的變化對股票市場都存在著顯著的影響。而 Bergman and Roychowdhury (2008) 調查公司如何透過財務揭露政策，策略性地回應投資者的情緒反應，以企圖影響投資者情緒所導致的預期偏差，其研究結果發現消費者信心指數較低迷時，管理當局會增加向上修正的未來盈餘預測以期提高投資者對未來長期盈餘之估計。相反地，在情緒較高昂之期間，管理當局將減少長期預測，以維持市場較樂觀之狀態。

而在投資者情緒衡量方法上，過去文獻有多種不同的投資者情緒之衡量方式，主要可分為三大類，第一類為市場指標。例如：市場流動性、封閉型基金折價、首次公開發行公司 (IPOs) 發行個數、IPOs 首日報酬、新股發行比例、股利益酬等，都是過去研究衡量情緒指標之代理變數 (Baker and Stein 2004; Baker and Wurgler 2006)。第二類則為氣候因素，由於在心理學上，研究發現人的情緒會受到外在環境因素的影響，例如氣候的影響。Saunders (1993) 首先提出以氣候 (包括溫度、相對濕度、降雨量、風、陽光、雲量等) 作為投資人情緒的代理變數，發現氣候與股價指數有顯著的相關。Hirshleifer and Shumway (2003) 進一步將實證擴及全球二十六個國家，並提出陽光效應<sup>註3</sup>，發現陽光與股價報酬有顯著相關。第三類則是直接由機構透過調查投資者對未來市場景氣的多空看法所建構的指標消費者信心調查最早是在 1946 年起由美國密西根大學消費者研

---

註3：所謂「陽光效應」(the sunshine effect) 係以雲量多寡代表陽光的能見度，當雲量少，天氣晴朗時，投資者的情緒較樂觀。

究中心 (Michigan Consumer Research Center) 進行調查，此外，也有幾個不同的機構研究美國消費者對經濟狀況看法的統計數字，常見的有 ML (Merrill Lynch)、BSI (Bullish Sentiment Index)、AAII (American Association of Individual Investors) 和 IISI (Investors' Intelligence Sentiment Index) 等。而 Shiller et al. (1996) 也以每半年為一個週期寄發問卷給機構投資者詢問其對美國與日本股市未來的看法，來取得市場情緒指標。這些調查中以密西根大學的消費者信心指數調查為所有消費者信心指數的調查始祖，該指數對於市場有較大影響力，對於景氣循環有良好的預測性，研究上也常見以此調查結果作為投資者情緒的代理變數。

不論市場指標或氣候因素都屬於間接情緒指標 (Indirect Sentiment Index)，過去文獻多從該間接情緒指標是否可解釋股價、規模溢酬、或股價波動性探討，然而實證結果並不一致。顯示市場指標雖然具有易取得性，但何者為最佳的投資者情緒指標之衡量方式尚未有定論。因此相較之下，直接針對消費者調查，其對當下與對未來市場的看法，以獲知投資者的投資意願，應該是最能直接捕捉投資者情緒的方法。再者，投資者行為中的主觀認知與心理偏誤，不易由一般交易市場的量化數據進行推論，由外顯之交易彙總紀錄來推估主觀的投資者心理感受，恐怕過於強硬、果斷，因此消費者信心指數的主觀調查或許恰可補其不足。近幾年，國外以直接情緒指標 (Direct Sentiment Index) 作為投資者情緒衡量之研究，也有逐漸增加的趨勢 (Qiu and Welch 2006; Bergman and Roychowdhury 2008)。因此，本研究相對的也考慮到了跨國之間的因素，所以直接對消費者進行的消費者信心指數調查作為投資人情緒的代理變數。

## 第三章、理論基礎與研究方法

### 第一節 匯率預期理論

經濟學領域內有許多敘述預期因素之方法，在匯率的預期方面較常見的有靜態預期、遞歸預期、理性預期和完全正確預期。本文將在下列對其三種預期理論則簡單介紹之。而本文著重的在探討理性預期的部份。

#### 一、靜態預期 (static expectations)

$$S_{t+1}^e = S_t \quad (1.1)$$

在上式 (1.1) 中，e 表示預期符號，S 表示即期匯率，t 及 t+1 分別表示現在及未來。靜態預期是指預期匯率等於目前匯率，即預期下一期的匯率不變。

#### 二、遞歸預期 (regressive expectations)

$$S_{t+1}^e = \theta S_t + (1-\theta)\bar{S}_t \quad (1.2)$$

在上式 (1.2) 中， $\bar{S}_t$  表示長期均衡匯率， $\theta$  表示調整係數。迴歸預期認為若目前即期匯率和長期均衡匯率不相等，則預期下一期匯率比較接近長期均衡匯率，即投資人相信長期均衡匯率存在並且預期短期匯率會不斷向長期均衡匯率調整。

#### 三、理性預期 (rational expectations)

$$S_{t+1}^e = S_{t+1} + \mu_{t+1} \quad (1.3)$$

在上式 (1.3) 中， $\mu_{t+1}$  為隨機誤差項， $E(\mu_{t+1})=0$ 。理性預期是指投資人根據所有訊息預測第 t+1 期的實際匯率，若訊息正確則可做出正確之預期。投資人有時高估未來匯率，有時低估未來匯率，但平均而言投資人的預期是正確的。

#### 四、完全正確預期 (perfect foresight)

$$S_{t+1}^e = S_{t+1} \quad (1.4)$$

在上式 (1.4) 中，完全正確預期是指第 t+1 期的預期匯率等於第 t+1 期的實際匯率，即投資人可以獲得完全正確的訊息來預測第 t+1 期的匯率，所以對未來匯率之預期不會有錯誤。

## 第二節 變數選取與定義

在眾多學者的研究方法裡，對於最多運用在遠期匯率市場不偏性迴歸式裡，都認定未來即期匯率的變化是遠期匯率的貼水<sup>註4</sup>。在本研究中也沿用 Froot and Frankel (1989) 所使用的研究方法來更加深入研究探討，接下來對於他們所使用的研究方法來做為簡單的介紹，方法如下：

$$\Delta s_{t+k} = \alpha + \beta fd_t^k + \varepsilon_{t+k}^k \quad (2.1)$$

其中， $\Delta s_{t+k}$  為當期即期匯率與 k 為 3 或 6 個月的預測期間的差異 ( $s_{t+k} - s_t$ )。

$fd_t^k$  為遠期貼水的部份，則 k 為 3 或 6 個月的預測期間的差異 ( $F_{t+k} - s_t$ )。

---

註4：參考文獻包括了 Hsieh (1984)、Fama (1984)、Huang (1984)、Park (1984) 和 Hodrick and Srivastava (1984, 1986)。

$\varepsilon_{t+k}^k$  為系統性的預測誤差，存在著序列的相關性。

在傳統 OLS 迴歸方程式 (2.1) 裡面，其中  $\Delta s_{t+k}$  當中的 k 視為三個月和六個月的期間來探討，在計算  $\Delta$  時，為未來三個月後的即期匯率減去當期的即期匯率，在計算過程中皆有取自然對數<sup>註5</sup>後在相減，但是在匯率資料方面上，因為在 DataStream 所取得的匯率資料為日資料，而本研究所想探討的資料為週資料，所以在使用上選取了日資料裡面每週的週三來當作週資料使用，在未來三個月後的即期匯率為當期的即期匯率再加上三個月而得。例如當期的即期匯率為 2003/1/1，而未來三個月後的即期匯率則為 2003/4/1，在六個月的期間下所得到的未來六個月後的即期匯率則為 2003/7/1，則在跨越年份時則依此類推，如果資料有缺漏項時，則會在上下取一天的區間來選取資料。 $fd_t^k$  為未來三個月的遠期匯率減去當期的即期匯率，在計算過程中皆有取自然對數後在相減，而在未來三個月的遠期匯率為各國三個月的遠期匯率，而在選取未來三個月的遠期匯率方法與上面敘述相同。而在此迴歸式中所期望得到結果是  $\alpha=0$  和  $\beta=1$ ，為了得到上述結果，使用了 Wald test 檢定來各自檢驗是否  $\beta=0$  與  $\beta=1$  的情況下，也同時檢定  $\alpha=0$  和  $\beta=1$  此為 F-test，為了檢驗其不偏性的假設是否成功。

### 第三節 遠期貼水不偏係數的拆解

本研究所使用的資料，能使本研究對於不偏係數分解所需的步驟來一一探討。現在可以在虛無假設  $\beta=1$  的部份分配中來做為兩種因素的探討，分別為：系統性誤差和風險溢酬的探討。而其中分解的  $\beta$  係數部分是為迴歸式 (2.1) 中所得到的值。

$$\beta = \frac{\text{cov}(\varepsilon_{t+k}^k, fd_t^k) + \text{cov}(\Delta s_{t+k}^e, fd_t^k)}{\text{var}(fd_t^k)} \quad (2.2)$$

---

註5：本研究對於資料取自然對數，是因為想要去掉各國間的貨幣單位上差異，進一步的也可以把資料轉換成報酬率資料來做比較。

在方程式 (2.2) 中， $\varepsilon_{t+k}^k$  為殘差項關係著市場上的系統性預測誤差，而  $\Delta s_{t+k}^e$  為  $f_{t+k}^e - s_t$ ，則  $f_{t+k}^e$  是市場上的預期，本研究選用了期貨匯率來代替此預期。最後對於風險溢酬所使用的方程式定義如下：

$$rp_t^k = fd_t^k - \Delta s_{t+k}^e \quad (2.3)$$

在方程式 (2.3) 中， $rp_t^k$  為本研究所要求得的風險溢酬 (risk premium, rp) 值， $fd_t^k$  與上面所敘述的方式是一樣的，而  $\Delta s_{t+k}^e$  為市場上的預期與當期即期匯率間的差異，在預期的期間裡有三個月和六個月的期間，以三個月的預期期間舉例：計算的方法為未來三個月的期貨匯率減掉當期的即期匯率，在選取未來三個月後的實際期貨匯率方式與上述方法一樣，而在計算過程中皆有取自然對數後在相減。上述的方程式 (2.3) 中可以進階的推導成未來三個月後的遠期匯率 ( $F_{t+3}$ ) 減去未來三個月後的期貨匯率 ( $f_{t+3}^e$ )，而六個月的預期期間的計算方法與上述方法相同。下列以三個月的預期期間舉例，方程式定義如下：

$$rp_t^k = F_{t+3} - f_{t+3}^e \quad (2.4)$$

其中， $F_{t+3}$  為未來三個月後的遠期匯率， $f_{t+3}^e$  為未來三個月後的期貨匯率。

CME 資料庫提供實際的期貨匯率資料為日資料，而本研究所使用的為週資料，所以在日資料改為週資料的處理方面，採用了每週的週三為週資料。因為遠期契約到期的天數都不盡相同，所以在整理資料方面使用了線性內插法 (Linear Interpolation) 和線性外插法 (Linear Extrapolation)，線性內插法 (方程式 2.5) 與線性外插法 (方程式 2.6) 的解釋如下：

$$y_{90} = y_a + (y_b - y_a) \frac{(x - x_a)}{(x_b - x_a)}, \begin{cases} x = 90 \\ x_a < 90 \\ x_b > 90 \end{cases} \quad (2.5)$$

$$y_{90} = y_\alpha + (y_\beta - y_\alpha) \frac{(x - x_\alpha)}{(x_\beta - x_\alpha)}, \begin{cases} x = 90 \\ x_\alpha < 90 \\ x_\beta < 90 \end{cases} \quad (2.6)$$

使得到期日最終都會落到三個月（90 天）和六個月（180 天）的期間，最後會得到三個月和六個月實際的期貨匯率，在求未來三個月實際的期貨匯率時，則直接在當週往後推至第 13 週，而第 13 週則為未來三個月實際的期貨匯率。

本篇主要探討預期誤差（Expectation Error, ee）的部份，而在預期誤差的方程式定義如下：

$$ee_t^k = \Delta s_{t+k} - \Delta s_{t+k}^e \quad (2.7)$$

在方程式（2.7）中的  $\Delta s_{t+k}$  和  $\Delta s_{t+k}^e$  處理方法與上述公式（2.3）方法是相同的，進一步的推導成方程式（2.8）。

$$ee_t^k = s_{t+3} - f_{t+3}^e \quad (2.8)$$

其中， $s_{t+3}$  為未來三個月後的即期匯率。

在上述部分延續下來，本研究使用代數學的方法來求得所需要的值，在理性預期的虛無假設前提之下，理論上所得到的預期結果會是  $\beta$  等於 1，然後減去期間結構下理性預期所產生的所有因數，在減去一個期間結構下所產生的風險溢酬。方程式定義如下：



$$\beta = 1 - \beta_{ee} - \beta_{rp} \quad (2.9)$$

其中， $\beta_{ee}$  由  $\beta$  係數拆解而得的預測誤差項係數， $\beta_{rp}$  由  $\beta$  係數拆解而得的風險溢酬項係數。

$\beta_{ee}$  和  $\beta_{rp}$  各自計算方法沿用了 Froot and Frankel (1989) 的方法，方程式定義如下：

$$\beta_{ee} = \frac{-\text{cov}(\varepsilon_{t+k}^k, fd_t^k)}{\text{var}(fd_t^k)} \quad (2.10)$$

$$\beta_{rp} = \frac{\text{var}(rp_t^k) + \text{cov}(\Delta s_{t+k}^e, rp_t^k)}{\text{var}(fd_t^k)} \quad (2.11)$$

在上述的數據的幫助下，希望得到的是兩者皆是顯著的。在檢查  $\beta_{ee}$  部份，如果  $\beta_{ee} = 0$  的時候，代表著研究樣本裡不存在著系統性的預期誤差，而檢查  $\beta_{rp}$  的部分，如果  $\beta_{rp} = 0$  的時候，代表著研究樣本裡不存在風險溢酬的部分，又或者有些則認為在風險溢酬的部分與遠期貼水是沒有關係的，但是這部份比較弱於解釋。

#### 第四節 投資者情緒對預測誤差影響

本篇主要探討的是在投資者情緒對匯率預期理論的影響，所以把匯率預期誤差 (ee) 的部分當作應變數 (y) 來做探討。在選用投資者情緒變數方面下，因考慮到跨國之間的因素，所以需要一個具有統一性質的指標，進而採用了消費者信心指數 (CCI) 來當作投資者情緒變數。

消費者信心指數屬於月資料的型態，而匯率資料所使用的頻率是週資料，所以在處理上，讓當月的消費者信心指數與匯率資料相同月份的採用相同的值。例如：2003/1/1 和 2003/1/8 等...為匯率資料，2003/1/15 為消費者信心指數，則讓相同為 2003 年 1 月的匯率資料皆使用 2003/1/15 的消費者信心指數的值。在處理投資者情緒指標變數時，本研究根據 Baker and Wurgler (2006) 對於投資者情緒的處理方法來加以使用，進而讓該國的消費者信心指數當作應變數來進行迴歸，式子如下：

$$CCI_i = \alpha + \beta_1 SP_i + \beta_2 M2_i + \beta_3 IP_i + \omega_i \quad (2.12)$$

其中， $SP_i$  為各國家的股價指數， $M2_i$  為各國家的貨幣供給量， $IP_i$  為各國家的工業生產指數

為何使用上述方式求得  $\omega_i$  當作投資者情緒代理變數，是由於消費者信心指數為調查得來的數據，而一般在詢問上的問題總是包含著景氣指數，且此種景氣指數包括兩大部分組成“目前的情況”和“預期”的成分。在消費者信心指數調查內容包括詢問消費者如何看待自己的財務狀況、消費者如何看待在短期內整體經濟的前景、消費者認為對於經濟長期的前景，而消費者信心指數可能根據上述因素的調查結果，所以推測著消費者信心指數可能隱含著某些景氣上的指標又或者總體經濟上的指標，而為了消除其隱含的影響，進而透過上述公式 (2.12) 來消除某些因素可能帶給消費者信心指數隱含的影響。而透過了上述的方法，最後消除了可能帶給消費者信心指數影響的變數，最終而選取其殘差項  $\omega_i$  來當作投資者情緒的替代變數，而此時的  $\omega_i$  將改成為  $SENT_i$ 。

在本研究中為什麼會使用投資者情緒來當作自變數？是因為預測誤差是屬於一個系統性因素下所造成的，可能包含了理性因素與非理性因素，而本篇主要探討的是存在預測誤差中的非理性因素，進而在考慮非理性的因素下，所以選用屬於非理性因素的投資者情緒來當作代理變數。

$$ee_i^k = \alpha + \beta_1 SENT_i + \varepsilon_{i+k}^k \quad (2.13)$$

其中， $SENT_i$  為公式 (2.12) 所求得的  $\omega_i$  來當作投資者情緒替代變數。

在加入了非理性因素下的投資情緒指標後所做的迴歸方程式，深怕會有一些總體經濟指標變數也會影響到預期的結果，所以在下列迴歸式 (2.14) 中，加入了總體經濟指標變數來當作控制變數，而為何加入此總體經濟指標變數是為了控制其理性因素下的影響效果，使本研究更能直接的探討其非理性因素下的投資者情緒對匯率預期理論的影響。

$$ee_i^k = \alpha + \beta_1 SENT_i + \beta_2 IR_i + \beta_3 INF_i + \beta_4 M2_i + \varepsilon_{i+k}^k \quad (2.14)$$

其中， $SENT_i$  為先前公式 (2.13) 所求得的  $\omega_i$  來當作投資者情緒替代變數

$IR_i$  為各國國家銀行三個月和六個月同業間拆款利率

$INF$  為各國家的通貨膨脹率

$IR_i$  為各國國家銀行三個月和六個月的同業間拆款利率，資料類型為日資料轉為週資料，而用兩國之間利率差異當作控制變數。而在使用此控制變數之前，先對此資料用單根檢定來檢定是否為定態資料，在確定資料為定態資料時進而使用 ARIMA 模型來消除自我相關因素下所造成的影響，在選定最適 ARIMA 模型後就決定選取其殘差項作為控制變數。為何選取其殘差項來當作替代變數，因為利率的前一期可能會影響到其後一期的變化，而未了去除掉自我相關的情況下所造成的影響，所以選用殘差項。殘差項又屬於一些沒有預測到的經濟因素又或者是政策上的干預，而為了控制這些理性因素所造成的影響，所以選用去除掉自我相關後殘差項來當作替代變數。

在利率平價理論（IRP）裡面，此理論是由英國 Keynes（1920）提出，主要說明國際間名目利率與匯率之間的相關性。利率平價理論主張，兩國之間，相同期間的利率只要有差距存在，投資者即可利用套匯或套利等方式賺取價差，兩國貨幣間的匯率將因為此種套利行為而產生波動，直到套利的空間消失為止。依據利率平價理論，兩國間利率的差距會影響兩國幣值水準及資金的移動，進而影響遠期匯率與即期匯率的差價。二者維持均衡時，遠期匯率的貼水或升水應與兩國利率的差距相等，否則將會有無風險套匯行為存在，使其恢復到均衡的狀態。此時即期匯率與遠期匯率有下列關係：

$$(1+r_h) = \frac{(1+r_f)f_1}{S_0} \quad (2.15)$$

其中： $r_h$  為本國的名目利率水準， $r_f$  為外國的名目利率水準， $S_0$  為第 0 期的即期匯， $f_1$  為第 0 期時的第 1 期遠期匯率。

而利率平價理論的表示式為：

$$\frac{f_1}{S_0} = \frac{1+r_h}{1+r_f} \rightarrow \frac{f_{t+k}}{S_t} = \frac{1+r_h(k)}{1+r_f(k)} \rightarrow f_{t+k} \doteq S_t [1+r_h(k) - r_f(k)] \quad (2.16)$$

其中： $f_{t+k}$  為具第 t 期有 k 期的遠期匯率， $S_t$  為第 t 期的即時匯率， $r_h(k)$  及  $r_f(k)$  分別為對應此 k 期間的國內外名目利率水準，由（2.16）式可知，為維持套利均衡，即期匯率與遠期匯率應遵守 IRP 的關係。在相關文獻裡 Bergin and Sheffrin（2000）在探討經常帳的問題時，於基本的跨期限模型中，考慮利率及匯率兩因素，對澳洲、加拿大和英國三國之季資料進行現值檢定，有效提高其模型的解釋能力。而 Engel and West（2005）用預期資產評價模型評價匯率，做為基準面變數有貨幣供給額、消費者物價和利率，實證國家有加拿大、日本、德國、法國、義大利及英國兌美元匯率等，結果顯示各國成現並不一致性，但利率和價格做為基準面變數時，有顯著與匯率有連動關係。

$INF_t$  為各國家的通貨膨脹率，而在選取通貨膨脹率的變數時，則使用了消費者物價指數（Consumer Price Index, CPI）年增率來作為通貨膨脹率的替代變數，而通貨膨脹率為月資料，所以在使用時把匯率資料使用相同年月的通貨膨脹率資料，讓當月的匯率資料都是相同的通貨膨脹率。對通貨膨脹率也同樣的使用與利率部分的單根檢定和 ARIMA 相同的模式，最終來選取其殘差項作為控制變數。

購買力平價理論說明兩國通貨膨脹的差異是造成匯率改變的主要原因。此學說最早是在十九世紀初由 Wheatly（1803）和 Kicardo（1811）提出，到了二十世紀初由瑞典 Gustav（1918）再提出，並用於解釋第一次世界大戰固定匯率制度中斷後的匯率平價效果。Cassel（1922）在其所出版的“Money and Foreign Exchange After 1914”一書中提及兩國的匯率取決於兩國貨幣購買力之比。理論上，通貨膨脹率高的國家，其出口商品及勞務較不具競爭力；相反的，進口商品相較於國內價格較高的商品較具有競爭力；如此一來，通貨膨脹率高的國家，經常帳將會產生赤字的現象，若無資本帳可抵消赤字，則形成外匯需求大於外匯供給，最後導致該國貨幣貶值。

當本國商品價格與外國商品價格不相同時，經由市場的套利行為後，廉價外國商品大量輸入，將會壓低本國的物價水準，降低通貨膨脹的幅度，將使兩國貨品價格趨於一致。這即產生通貨膨脹與未來即期匯率的關係式：

$$1 + \pi_h = \frac{(1 + \pi_f)}{S_0} E(S_1) \quad (2.17)$$

其中： $\pi_h$  與  $\pi_f$  為國內外的未來一年內的預期通貨膨脹率， $E(S_1)$  為未來的即期匯率。經移項後得到購買力平價理論的表示式：

$$E(S_{t+k}) = \frac{[S_t(1+r_h(K))]}{[1+r_f(k)]} \doteq S_t [1+r_h(k)-r_f(k)] \quad (2.18)$$

其中： $E(S_{t+k})$ 為具第 t 期有 k 期的預期即期匯率， $S_t$ 為第 t 期的即時匯率， $r_h(k)$ 與  $r_f(k)$ 分別為對應於此 k 期國內外預期通貨膨脹率。

此理論如要成立，必須有四種假設前提：第一、國際間的貿易必須完全自由；第二、所有的商品價格均呈同幅度的變動；第三、物價為影響匯率的唯一因素；第四、影響購買力的因素只有貨幣數量而已。Balassa (1964) 將此理論分為兩種形式：分別為絕對購買力平價 (Absolute PPP) 和相對購買力平價 (Relative PPP)；前者主要說明匯率的決定，後者則討論匯率的波動。在相關文獻裡 Taylor (2000) 曾提出一個假說，即低通膨的經濟環境將使得匯率轉嫁至國內物價的程度降低。Choudhri and Hakura (2001) 利用 1979-2000 年間、71 個國家的資料，建立一個開放經濟總體模型進行實證後，也發現匯率轉嫁程度與通貨膨脹率的關係既強烈又顯著，也就是說當通貨膨脹率越高，匯率轉嫁程度就越高，當通貨膨脹率越低，匯率轉嫁的程度就越低。Yu (2007) 擴展了 Mundell-Fleming 模型與運用 Newey-West HAC 方法研究出在亞洲金融風暴期間真實美元/韓幣匯率受預期性通貨膨脹的 2 負向影響；而受到股市表現正向影響，因此，為了維持韓幣穩定性，國家當局必須留意制定貨幣及財務政策並增進中央銀行的信任度以減低通貨膨脹的預期。

$M2_t$  為各國家的貨幣供給，M2 為月資料，在轉換為週資料的方法與前述相同，而在 M2 方面本研究取自然對數後在相減，相對的 M2 也進行單根檢定和 ARIMA 模型，方法與利率是相同的，最後選取其殘差項當作替代變數。

資產選擇 (Portfolio choice) 理論的觀點而言，人們對國內外資產的選擇不僅影響到國內外資產的相對價格，也影響到匯率的決定。Obstfeld (1985) 認為若衝擊來自國內貨幣市場，則寬鬆的貨幣政策會導致股價上升，而匯率上升本國幣值貶值；若衝擊來自國內總體經濟面，無論是供給面或需求面，國內的股價會上升，而匯率下跌，本國幣值升值。在相關文獻裡 Eichenbaum and Evans (1995) 在衝擊反應函數中發現緊縮所造成的升值將會持續一段期間，且對匯率產生之最大衝擊多發生在兩年之後，而在變異數分解中發現在浮動匯率時期，貨幣政策衝擊是影響美元匯率波動的主要因素之一。Chang and Lai (1997) 放寬 Van der Ploeg (1989) 之假設，將 Holmes-Smyth 效果納入，探討擴張性財政政策對匯率的動態調整過程。該篇文獻指出，當政府實施預料到的擴張性財政政策時，匯率於長期均衡時會下挫；但是在短期動態調整過程中，面對恆久性財政政策擴張，匯率可能會發生錯向調整現象。

## 第四章、資料說明與實證結果

### 第一節 資料說明

本研究以外匯市場上匯率的變動資料做為研究對象，涵蓋交易量比較大的前幾個國家的匯率（包含了歐元、英鎊、澳幣、瑞士法郎和日幣相對於美元的匯率資料），進而以投資者情緒（消費者信心指數）當作自變數來做探討。

圖 2 為全世界前 10 名外匯市場交易量較大的國家，統計期間為每三年調查一次，調查對象包含 54 個國家的外匯市場資訊，而從圖 2 可看出前五名分別為英國、美國、日本、新加坡與瑞士等國，主要交易的國家還是以成熟市場為主。而在樣本的選取上本研究也選擇前 5 名交易量較大的國家中的 4 個國家。

#### 一、研究期間、對象

本文研究投資者情緒對匯率預期理論的影響，以匯率交易量較大的幾個國家（英國、歐洲、日本、澳洲和瑞士）的匯率資料來當作研究樣本。本文資料的研究期間從 2003 年 1 月至 2012 年 12 月共計 516 個週資料。

#### 二、資料來源

本研究使用到的資料，如美元、英鎊、歐元、瑞士克朗、澳幣和日幣等國匯率、利率、三個月與六個月的遠期匯率、消費者信心指數（CCI）、通貨膨脹率為消費者物價指數年增率（CPI\_YoY）、貨幣供給（M2）、道瓊工業指數（Dow Jones Industrial Average Index）、澳洲股市指數（ASX All Ordinaries）、瑞士股市指數、日經 225 指數（Nikkei225）和倫敦金融時報 100 指數（Financial Times Stock Exchange 100 Index）、工業生產指數，皆來自於 DataStream，其中實際的匯率期貨來自於 CME 資料庫。



## 第二節 實證結果

本研究透過英鎊、歐元、日元、澳幣和瑞士法郎的匯率，透過 OLS 迴歸方程式和計量方法與模型，如單根檢定和 ARIMA 模型，透過上述計量方法與模型能使資料達到本研究想要得到的預測結果，最後透過非理性因素下的投資者情緒做為對匯率預期理論的探討，更納入了理性因素下的總體經濟變數來當作控制變數，使本研究得到的結果能更具說服力。

### 一、遠期貼水的不偏估計

根據標準 OLS 迴歸方程式 (2.1) 的結果顯示如下表 1，可以看出在標準 OLS 迴歸方程式下所得到的  $\beta$  係數皆為顯著，且有正向相關，因為本研究所要預期得到的結果是  $\beta$  係數等於 1，從表 1 可看出在所有的  $\beta$  係數在等於 1 的情況下，都有些許誤差存在，與本研究本來所要預期得到的結果相符合，而在六個月的預測期間下的日元與 1 的誤差最大，其次為六個月預測期間的澳幣，再來為六個月預測期間的瑞士法郎。然而因為有些許的誤差存在，也證實存在遠期匯率偏離之謎。在各自檢定 Wald test 的情況下，有些變數都顯著地拒絕了當  $\beta$  係數等於 1 的假設，且某些變數也沒有足夠的證據能證明他們不拒絕  $\beta$  係數等於 1 的假設。更明確證實遠期匯率偏離的結果。且在過去許多研究學者的報告裡指出， $\beta$  係數正負的結果皆有，且皆不等於 1，證明遠期匯率並不能不偏的估計未來的即期匯率，更證實存在遠期匯率偏離之謎。進而使用 F-test 來檢定虛無假設  $\alpha = 0, \beta = 1$ ，透過 F 檢定來檢測其表 1 的結果是否與之相符，其檢定結果表明不偏假設的失敗，證實了確實存在遠期匯率偏離之謎。而大多數解釋其失敗的原因，歸因於資料的收集。相對的有大多在表 1 常見解釋其不偏的結果，是由於存在著理性因素下的風險溢酬或存在著系統性的預測誤差。

表 1 遠期貼水的不偏估計

貨幣	預測期間	資料期間	$\beta$	$t: \beta=0$	$t: \beta=1$	$R^2$	DF	F test $\alpha=0, \beta=1$	F probability
Australian dollar	3 month	1/2003-12/2012	1.002 (0.003) ***	345.655 ***	0.825	0.89	1,514	225.865	0.000
Australian dollar	6 month	1/2003-9/2012	1.014 (0.003) ***	293.974 ***	3.909 ***	0.85	1,501	216.167	0.000
Euro dollar	3 month	1/2003-12/2012	1.001 (0.004) ***	234.178 ***	0.188	0.76	1,514	1.004	0.367
Euro dollar	6 month	1/2003-9/2012	1.006 (0.006) ***	157.322 ***	1.003	0.72	1,501	2.543	0.080
Japanese yen	3 month	1/2003-3/2012	1.001 (0.007) ***	137.239 ***	0.015	0.82	1,478	54.457	0.000
Japanese yen	6 month	1/2003-3/2012	1.018 (0.013) ***	75.789 ***	1.332	0.80	1,478	60.804	0.000
Swiss Franc	3 month	1/2003-12/2012	1.005 (0.005) ***	223.316 ***	1.065	0.81	1,514	61.370	0.000
Swiss Franc	6 month	1/2003-9/2012	1.013 (0.007) ***	140.083 ***	1.975 *	0.85	1,501	64.113	0.000
U.K sterling	3 month	1/2003-12/2012	0.999 (0.005) ***	217.182 ***	-0.135	0.75	1,514	29.497	0.000
U.K sterling	6 month	1/2003-9/2012	1.006 (0.006) ***	167.536 ***	1.058	0.83	1,501	24.880	0.000

註：1.  $\Delta s_{t+k} = \alpha + \beta fd_t^k + \varepsilon_{t+k}^k \rightarrow \Delta s_{t+k}$  為當期即期匯率與未來的即期匯率差異， $fd_t^k$  為遠期貼水的部份。

2. \*, \*\*, \*\*\* 分別表示 10%, 5% 和 1%，括號內為標準誤。

## 二、遠期貼水的不偏係數分解

從表 2 可以得知，透過預測期間長短來做為比較對象，可以看出各國三個月與六個月的預測期間，六個月的風險溢酬相對比三個月之預測期間大，表示在長時間的預測結果下，會造成風險溢酬有增加的現象。而在預測誤差方面所得到的結果也與之相同，也表示著在長時間的預測下，可能造成其預測誤差擴大的現象。在跨國性的比較之下本研究可以看出歐洲的風險溢酬與預測誤差都比較大，可能是因為金融海嘯的危機造成其風險溢酬與預測誤差較大。

表 2 風險溢酬與預測誤差敘述統計量

貨幣	預測期間	風險溢酬 (rp)				預測誤差 (ee)			
		平均數	中位數	標準差	樣本數	平均數	中位數	標準差	樣本數
Australian dollar	3 month	0.014	0.015	0.072	516	-0.007	-0.008	0.007	516
Australian dollar	6 month	0.027	0.035	0.106	503	-0.015	-0.016	0.007	503
Euro dollar	3 month	-4.309	-4.312	0.080	516	4.314	4.313	0.085	516
Euro dollar	6 month	-4.304	-4.311	0.076	503	4.314	4.314	0.086	503
Japanese yen	3 month	-0.005	-0.001	0.026	467	-0.010	-0.006	0.027	467
Japanese yen	6 month	-0.006	-0.001	0.031	454	-0.005	-0.009	0.033	454
Swiss Franc	3 month	0.010	0.011	0.053	516	0.004	0.002	0.006	516
Swiss Franc	6 month	0.019	0.022	0.072	503	0.007	0.005	0.006	503
U.K sterling	3 month	-0.001	0.004	0.053	516	-0.002	-0.001	0.006	516
U.K sterling	6 month	0.001	0.014	0.080	503	-0.005	-0.002	0.006	503

註： $rp_t^k = F_{t+3} - f_{t+3}^e \rightarrow F_{t+3}$  為未來三個月後的遠期匯率， $f_{t+3}^e$  為未來三個月後的期貨匯率； $ee_t^k = s_{t+3} - f_{t+3}^e \rightarrow s_{t+3}$  為未來三個月後的即期匯率。

從表 1 的  $\beta$  係數結果裡，因為隱含著風險溢酬與預測誤差的存在，所以在表 3 中把  $\beta$  係數分解為風險溢酬與預測誤差方面來各別做深入探討。第一，在  $\beta_{ee}$  的部分取絕對值後與  $\beta_{rp}$  做個比較，可看出  $\beta_{ee}$  的值相對比  $\beta_{rp}$  來的大，表示預測誤差所帶來的影響比較大。且過去此迴歸式的研究學者文獻指出，造成此偏差的虛無假設現象，偏差現象的組成大多都解釋在預測誤差的部分。例如，在六個月的預測期間下澳洲兌換美元  $\beta_{ee} = |-0.01544| > \beta_{rp} = 0.002011$ 。第二、在所有的變數預測期間內，預測誤差 ( $\beta_{ee}$ ) 數值也都異於 0 且為負值，在風險溢酬方面都是正數且大於 0，且在六個月的預測期間內預測誤差都大於三個月的預測期間，可得知在愈長的預測期間下，所造成的預測誤差也會隨之擴大。而根據方程式 (2.9) 的推估，可造成標準的  $\beta$  係數趨近於 1。在所有預測期間下風險溢酬方面也都為正數，相對的也可能解釋著遠期貼水的部份。且在預測誤差方面因為都為負數，推測著投資者可能對未來的資訊都帶點悲觀的傾向，這可能造成某些投資者對於未來遠期匯率的部份都是不樂觀的。總結，風險溢酬的部份似乎存在著一點點的經濟上的重要性並可以解釋著遠期貼水部份，且過去在風險溢酬的部份多解釋在可能匯率會隨著時間的變化和期間溢酬的部份。因為過去文獻在遠期匯率不偏解釋方面，皆以風險溢酬的方向來做探討，所以本文與先前文獻不同之處，在於將著重的在探討預測誤差的部份，進而納入非理性因素下的投資者情緒來分析匯率預測誤差對匯率預期理論的影響

表 3 不偏性假設  $\beta$  係數的拆解

貨幣	預測期間	資料期間	N	預測誤差	風險溢酬	隱含的迴歸
				的存在 (1)	的存在 (2)	係數 1- (1) - (2)
				$\beta_{ee}$	$\beta_{rp}$	$\beta$
Australian dollar	3 month	1/2003-12/2012	503	-0.011	0.009	1.002
Australian dollar	6 month	1/2003-9/2012	477	-0.015	0.002	1.013
Euro dollar	3 month	1/2003-12/2012	503	-0.337	0.340	0.997
Euro dollar	6 month	1/2003-9/2012	477	-0.382	0.377	1.005
Japanese yen	3 month	1/2003-3/2012	468	-0.041	0.032	1.009
Japanese yen	6 month	1/2003-3/2012	455	-0.295	0.252	1.042
Swiss Franc	3 month	1/2003-12/2012	503	-0.010	0.005	1.005
Swiss Franc	6 month	1/2003-9/2012	477	-0.019	0.006	1.013
U.K sterling	3 month	1/2003-12/2012	503	-0.988	0.991	0.997
U.K sterling	6 month	1/2003-9/2012	477	-0.009	0.002	1.007

註：在理性的預期假設之下， $\beta$  係數會等於 1，所以可以推論出在此假設情況下所得到的  $\beta$  係數。 $\beta = 1 - \beta_{ee} - \beta_{rp}$

### 三、投資者情緒與匯率預期理論驗證

本篇主要藉由非理性因素下的投資者情緒來檢測是否對於預測誤差造成影響，更進一步的認為非理性因素下的投資者情緒會影響到匯率預期理論之成立，而後續影響匯率預期理論成敗因素是本研究主要探討的目標。本研究透過迴歸式(2.13)來檢測其非理性因素下的投資者情緒是否能影響到預測誤差，進而解釋其影響到匯率預期理論的結果。從表4的Panel A可以得知在投資者情緒指標的變數下對於預測誤差的影響有其顯著的結果，雖然有些國家所得到的結果並不顯著，但是在顯著的情況下，可看出三個月的預測期間比六個月的預測期間來的顯著，進一步地推論三個月的預測期間比較符合本研究所要的預期結果。在澳幣與英鎊預測期間為三個月和六個月的檢測結果都有1%的顯著水準，其餘的國家在其他預測期間下也都有其顯著的結果。本研究可以解釋其非理性因素下的投資者情緒會影響到預測誤差，在大部分所得到的預測結果，本研究可解釋為如果投資者情緒在較悲觀的情況下反而會使預測誤差變大，而當投資者情緒較樂觀時預測誤差會變小。但是在瑞士法郎六個月和英鎊三個月的預測期間結果裡，本研究可以看出當投資者情緒較為樂觀的時候會使得預測誤差變大，反之在投資者情緒較悲觀時會使得預測誤差會變小。最後，因為投資者情緒會影響其預測誤差的結果，而預測誤差又是從遠期貼水的 $\beta$ 係數部份拆解得來，因此本研究可以解釋非理性因素下的投資者情緒會間接地影響到匯率預期理論的成立與否，而根據本研究的實證結果進而解釋在非理性因素下的投資者情緒可能是造成匯率預期理論失敗的原因之一。

表 4 投資者情緒對預期理論

Panel A			
貨幣	預測期間	SENT	R <sup>2</sup>
Australian dollar	3 month	-0.015 *** (0.006)	0.02
Australian dollar	6 month	-0.039 *** (0.007)	0.10
Euro dollar	3 month	-0.197 *** (0.070)	0.06
Euro dollar	6 month	-0.068 (0.090)	0.10
Japanese yen	3 month	0.031 (0.019)	0.02
Japanese yen	6 month	-0.020 (0.016)	0.05
Swiss Franc	3 month	0.001 (0.001)	0.05
Swiss Franc	6 month	0.004 * (0.002)	0.03
U.K sterling	3 month	0.180 *** (0.050)	0.11
U.K sterling	6 month	-0.014 ** (0.007)	0.02

註：1.  $ee_t^k = \alpha + \beta_1 SENT_t + \varepsilon_{t+k}^k \rightarrow ee_t^k$  為預測誤差， $SENT_t$  為透過公式 (2.12) 的方法取得的  $\omega_t$  當作  $SENT_t$  的替代變數。

2. \*, \*\*, \*\*\* 分別表示 10%, 5% 和 1%，括號內為標準誤。

最後，因為系統性的預測誤差可能包含著理性因素與非理性因素，若是單純地使用非理性因素下的投資者情緒當作自變數時，可能在匯率預期理論的實證上會存在著某些失誤，為了預防某些理性因素下的錯誤情況，本研究使用對匯率會造成影響的總體經濟變數來當作控制變數，而在選取總體經濟變數時，本研究透過單根檢定與 ARIMA 模型來擷取其殘差項來當作替代變數，而擷取的殘差項屬於理性因素。進而看在控制理性因素下的總體經濟變數，是否能使非理性因素下的投資者情緒的指標變為更顯著。從 Panel B，本研究可以看出在日本三個月的預測期間裡，本來在未加入控制變數時為不顯著，但加入控制變數後使日本在三個月的預測期間也變為顯著，雖然顯著性只有 10%，但是從原先的不顯著轉為顯著。而在其他國家預測期間內，本研究可以看出在三個月的顯著性比六個來的大。與本研究之前所預期的結果是一樣的，進一步的本研究可以解釋非理性因素下的投資者情緒會影響其預測誤差，在澳幣三個月和六個月的預測期間與歐元三個月預測期間下，可以看出當投資者情緒較悲觀時，會使得預測誤差變大，反之投資者情緒較樂觀時，使得預測誤差會變小。而在瑞士法郎六個月的預測期間與英鎊三個月預測期間下，所得到的結果與上述相反。透過投資者情緒解釋著預測誤差下，預測誤差為遠期貼水的  $\beta$  係數拆解而得來，本研究可以解釋投資者情緒會間接的影響到其匯率預期理論之成立，再根據本研究的實證結果進而解釋其投資者情緒可能是造成匯率預期理論失敗的原因之一。



表 5 投資者情緒對預期理論

Panel B						
貨幣	預測期間	SENT	IR	INF	M2	R <sup>2</sup>
Australian dollar	3 month	-0.015 ** (0.006)	-0.010 * (0.006)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.05
Australian dollar	6 month	-0.039 *** (0.007)	0.002 (0.006)	0.001 (0.002)	0.004 (0.003)	0.12
Euro dollar	3 month	-0.195 *** (0.070)	-0.095 (0.071)	0.014 (0.016)	-1.529 (1.157)	0.09
Euro dollar	6 month	-0.057 (0.104)	-0.112 (0.069)	-0.001 (0.016)	-0.331 (1.503)	0.15
Japanese yen	3 month	0.031 * (0.017)	-0.007 (0.010)	0.002 (0.002)	0.024 (0.186)	0.05
Japanese yen	6 month	-0.021 (0.017)	0.003 (0.007)	-0.002 (0.002)	-0.559 (0.248)	0.10
Swiss Franc	3 month	0.001 (0.001)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.002)	0.024 (0.056)	0.09
Swiss Franc	6 month	0.004 ** (0.002)	-0.007 * (0.004)	0.005 ** (0.002)	-0.093 (0.060)	0.07
U.K sterling	3 month	0.177 *** (0.051)	-0.029 (0.035)	0.012 (0.012)	-1.392 (1.059)	0.16
U.K sterling	6 month	-0.013 * (0.008)	-0.001 (0.005)	0.0013 (0.002)	-0.224 (0.140)	0.09

$ee_t^k = \alpha + \beta_1 SENT_t + \beta_2 IR_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 M2_t + \varepsilon_{t+k}^k \rightarrow ee_t^k$  為預測誤差， $SENT_t$  為透過公式 (2.12) 的方法取得的  $\omega_t$  當作  $SENT_t$  的替代變數，而其  $IR_t$ 、 $INF_t$  和  $M2_t$  為控制變數，透過單根檢定與 ARIMA 模型後，選其其殘差項當作替代變數。

註：\*、\*\*、\*\*\* 分別表示 10%、5% 和 1%，括號內為標準誤。

### 第三節 小結

透過遠期貼水不偏估計的方法，本研究證實了遠期貼水確實能解釋即期匯率的變動，但是要在匯率預期理論下，透過理性預期的虛無假設情況（ $\alpha = 0, \beta = 1$ ）所得到的結果，本研究可以看出確實的存在的遠期匯率不偏之謎。本研究把遠期貼水的不偏係數 $\beta$ 拆解成風險溢酬和預測誤差，可看出在預測期間越長的情況下，所得到的風險溢酬和預測誤差都來的比短時間預測的大，表示在愈長的預測期間下，可能得到的結果誤差會更大。本研究更算出了 $\beta_{rp}$ 和 $\beta_{ee}$ 值做為比較，因為在理性預期假設情況下可以得知 $\beta = 1$ ，可推出 $\beta = 1 - \beta_{ee} - \beta_{rp}$ 所求得的 $\beta$ 值應當與表 1 所求得的遠期貼水的不偏係數相等。而在 $\beta_{rp}$ 與 $\beta_{ee}$ 的比較情況之下，本研究可以得知預測誤差所帶來的影響比較大。且過去此迴歸式的研究學者文獻指出，造成此偏差的虛無假設現象，偏差現象的組成大多都解釋在預測誤差的部分。

本研究擷取其預測誤差項來做為應變數，並使用了非理性因素下的投資者情緒做為自變數來探討。本研究透過迴歸式（2.13）檢測其非理性因素下的投資者情緒是否能影響到預測誤差，進而解釋其影響到匯率預期理論的結果。在投資者情緒指標的變數下對於預測誤差的影響有其顯著的結果，雖然有些國家所得到的結果並不顯著，但在澳大利亞與英國預測期間為三個月和六個月的檢測結果都有非常顯著的水準，其餘的國家在其他預測期間下也都有其顯著的結果。本研究可以解釋其投資者情緒會影響到預測誤差的結果，且大部分所得到的結果本研究可解釋為如果投資者情緒為悲觀的情緒情況下反而會使預測誤差所得到的值擴大。最後因為投資者情緒會影響其預測誤差的結果，而預測誤差又是從遠期貼水的部份拆解出來得到的，進而本研究可以解釋投資者情緒會間接的影響到其匯率預期理論的成立與否，而根據本研究的實證結果解釋在非理性因素下的投資者情緒可能是造成匯率預期理論失敗的原因之一。

最後，因為系統性的預測誤差可能包含著理性因素與非理性因素，若是單純地使用非理性因素下的投資者情緒當作自變數時，可能在匯率預期理論的實證上會存在著某些失誤，為了預防某些理性因素下的錯誤情況，本研究使用會對匯率造成影響的總體經濟變數來當作控制變數，而在總體經濟變數方面，本研究透過單根檢定與 ARIMA 模型來擷取其殘差項來當作總體經濟替代變數，而擷取的殘差項屬於理性因素。透過迴歸式 (2.14)，本研究可以看出在控制理性因素下的總體經濟變數時，會使某些國家在未加入控制變數時為不顯著，而加入了控制變數後，從原先的不顯著轉為顯著。雖然有些國家的預測期間所帶來的影響不大，但是原先為顯著的在加入控制變數後也是為顯著。雖然其結果不盡相同，有的使其顯著水準下降，但是其解釋能力也上升許多。與本研究預期的結果是一樣的，非理性因素下的投資者情緒會影響其預測誤差結，而預測誤差是從遠期貼水的  $\beta$  係數拆解而得來，所以本研究可以解釋非理性因素下的投資者情緒會間接地影響到其匯率預期理論之成立，而根據本研究的實證結果進而解釋其投資者情緒可能是造成匯率預期理論失敗的原因之一。

## 第五章、結論與建議

### 第一節 研究結論

過去匯率預期理論說明即期匯率變動是遠期匯率與即期匯率之差的不偏誤估計值，然而過去文獻一致的拒絕此理論，發現不成立原因主要是由於存在風險溢酬。對於遠期貼水的不偏估計結果，大多解釋著遠期匯率不偏之謎的因素始終圍繞在風險溢酬上，而過去文獻雖然有分解出系統性預測的誤差方面，但是往往鮮少在預測誤差上探討。所以本篇希望透過投資者情緒來解釋其對預測誤差的影響，進而解釋成投資者情緒間接地影響到匯率預期理論不成立的因素。

本文實證結果顯示，遠期貼水確實能解釋著即期匯率的變動，而在匯率預期理論虛無假設情況下，透過理性的預期來檢驗其不偏性假設，其檢定結果都表明不偏性假設的失敗，也證實了確實存在遠期匯率不偏的現象，證明確實存在著遠期匯率不偏之謎。

針對 $\beta$ 係數的部份，本研究將 $\beta$ 係數拆解成風險溢酬與預測誤差方面，選取其預測誤差項來加入非理性因素下的投資者情緒指標做為探討對象。實證結果顯示出，非理性因素下的投資者情緒確實對於預測誤差方面有影響，且大部分所得到的結果本研究可解釋為如果投資者情緒為悲觀的情緒情況下反而會使預測誤差項的值擴大。相對的因為投資者情緒會影響最後其預測誤差的結果，而預測誤差又是從遠期貼水的 $\beta$ 係數部份拆解得來，因此本研究可以解釋非理性因素下的投資者情緒會間接的影響到其匯率預期理論的成立與否，而本研究根據上述所得到的實證結果進而可以解釋其投資者情緒可能是造成匯率預期理論失敗的原因之一。

## 第二節 研究建議

在本研究中，在選用資料期間上因為包含著金融海嘯與歐債危機，所以在後續的研究上可以把這些期間分隔開來，擷取金融海嘯與歐債危機的期間，又或者控制住金融海嘯與歐債危機期間，可能會得到不一樣的結果。

在投資者情緒中，控制住隱含的影響因素可能不足夠，因為本研究主要在控制住一些經濟展望與總體經濟因素變數，往後如果要繼續深入研究，可以考慮控制住會影響到匯率的因素，可能會得到不一樣的投資者情緒替代變數。

## 參考文獻

- Barkoulas, J., C. F. Baum and A. Chakraborty, 2003. "Forward premiums and market efficiency: Panel unit root evidence from the term structure of forward premiums," *Journal of Macroeconomics*, 25, 109-122.
- Bacchetta, Philippe, and Eric Van Wincoop, 2007. "Random Walk Expectations and the Forward Discount Puzzle," *American Economic Review*, 97(2), 346-350.
- Baker, M., and J. C. Stein, 2004. "Market liquidity as a sentiment indicator." *Journal of Financial Markets*, 7 (3), 271-299.
- Baker, M., and J. Wurgler, 2006. "Investor sentiment and the cross-section of stock return." *The Journal of Finance*, 61 (4), 1645-1680.
- Bekaert, Geert & Hodrick, Robert J. & Marshall, David A., 2001. "Peso problem explanations for term structure anomalies," *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 48(2), 241-270.
- Bekaert, Geert, and Robert J. Hodrick, 1993. "On biases in the measurement of foreign exchange risk premiums," *Journal of International Money and Finance*, 12, 115-138.
- Bergin, P.R. and S.M. Sheffrin, 2000. "Interest Rates, Exchange Rates and Present Value Models of the Current Account," *Economic Journal*, 110, 535-558.
- Bergman, N., and S. Roychowdhury, 2008. "Investor sentiment and corporate disclosure". *Journal of Accounting Research*, 46 (5), 1057-1083.
- Brown, G. W., and M. T. Cliff. 2004. "Investor sentiment and the near-term stock market." *Journal of Empirical Finance*, 11 (1), 1-27.
- Canova, F. and T. Ito, 1991. "The Time-Series Properties of the Risk premium in the Yen/Dollar Exchange Market," *Journal of Applied Econometrics*, 6, 125-142.
- Chang, W. Y. and Lai, C. C., 1997. "The Specification of Money Demand, Fiscal Policy, and

- Exchange Rate Dynamics,” *Journal of Macroeconomics*, 19: 79-102
- ush, R. 1976. Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161-1176.
- Choudhri, Ehsan U. and Dalia S. Hakura., 2001. “Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter?” IMF Working Paper, Nopp.194.
- Christian C.P. Wolff., 2000. “Measuring the forward foreign exchange risk premium: multi-country evidence from unobserved components models.” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 10, 1–8.
- Delcoure, N., Barkoulas, J., Baum, C. F., Chakraborty, A., 2003. “The Forward Rate Unbiasedness Hypothesis Reexamined: Evidence from a New Test,” *Global Finance Journal*, Vol.14, .83-93.
- Domowitz, I. and C. Hakkio, 1985. “Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market,” *Journal of International Economics*, 19, 47-66.
- Eichenbaum, M. & C. L. Evans, 1995. “Some Empirical on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rate.” *Quarterly Journal of Economics*, 443, 975-1009.
- Engel, C., 1996, “The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence,” *Journal of Empirical Finance*, 3, 123-192.
- Engel, C., West, K.D., 2005. “Exchange Rates and Fundamentals,” *Journal of Political Economy*, 113(3), 485-517.
- Fama, E. F., 1970. “Efficient capital markets: A review of theory and empirical work.” *The Journal of Finance*, 25 (2), 383-417.
- Fama, Eugene, 1984. “Forward and Spot Exchange Rates,” *Journal of Monetary Economics*, XIV 319-338.
- Fisher, Irving, 1930, “The Theory of Interest” (Macmillan Press, New York).
- Frankel, J., Poonawala, J., 2010. “The forward market in emerging currencies: less biased than in major currencies.” *Journal of International Money and Finance*, 29 (3), 585–598.

- Froot, K.A., Frankel, J.A., 1989. "Forward discount bias: is it an exchange risk premium?" *Quarterly Journal of Economics*, 104, 139–161.
- Han, Bing, David Hirshleifer, and Tracy Wang, 2006. "Investor Overconfidence and the Forward Discount Puzzle," University of Texas at Austin.
- Hansen, L.P. and R. Hodrick, 1983. "Risk Averse Speculation in the Forward Foreign Exchange Market: An Econometric Analysis of Linear Models," in J.A. Frenkel (ed.), "Exchange Rate and International Macroeconomics," 113-142 Chicago: Chicago University Press.
- Hicks, John, 1953, "Value and Capital" (Oxford University Press, London).
- Hirshleifer, D., and T. Shumway, 2003. "Good day sunshine: Stock returns and the weather." *The Journal of Finance*, 58 (3), 1009-1032.
- Hodrick, Robert J., 1987. "The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets" (Harwood Academic Publishers, Chur, Switzerland).
- Hsieh, David, 1984, "Tests of Rational Expectations and No Risk Premium in Forward Exchange Markets," *Journal of International Economics*, XVII , 173-184.
- Huang, Roger, 1984 "Some Alternative Tests of Forward Exchange Rates as Predictors of Future Spot Rates," *Journal of International Money and Finance*, III, 157-167.
- Hui-Chu Shu., 2010. "Investor mood and financial markets." *Journal of Economic Behavior & Organization*, Volume 76, Issue 2, 267-282.
- Kamara, A., T. W. Miller, and A. F. Siegel, 1992. "The effect of futures trading on the stability of standard and poor 500 returns." *Journal of Futures Markets*, 12 (6), 645-658.
- Keynes, John M., 1930. "A Treatise on Money" (Macmillan Press, London).
- Lewis, K.K., 1995. "Puzzles in international financial markets. In: Grossman, Rodoff (Eds.), *The Handbook of International Economics*, 1913–1971, Vol. 3. North-Holland, Amsterdam.



- Longstaff, Francis A., 2000. "The term structure of very short-term rates: New evidence for the expectations hypothesis," *Journal of Financial Economics*, 58, 397-415.
- Mark, N., 1988. "Time-Varying Betas and Risk Premia in the Foreign Exchange Contracts," *Journal of Financial Economics*, 22, 335-354.
- McCurdy, T.H. and I. Morgan, 1991. "Tests for a Systematic Component in Deviations from Uncovered Interest Rate Parity," *Review of Economics Studies*, 58, 587-602.
- Mehran, Jamshid & Shahrokhi, Manuchehr, 1997. "An application of four foreign currency forecasting models to the U.S. dollar and Mexican peso," *Global Finance Journal*, Elsevier, vol. 8(2), 211-220.
- Menkhoff, Lukas and Rafael R. Rebitzky, 2008. "Investor Sentiment in the US-dollar: Longer-term, non-linear orientation on PPP," *Journal of Empirical Finance*, Vol.15, 455-467.
- Qiu, L., and I. Welch. 2006. Investor sentiment measures. Working paper, Brown University.
- Rajan, R. G., and H. Servaes. 1997. Analyst following of initial public offerings. *The Journal of Finance* 52 (2), 507-529.
- Sarno, L., Valente, G., Leon, H., 2006, "Nonlinearity in deviation from uncovered interest parity: an explanation of the forward bias puzzle." *Review of Finance* 10, 443-482.
- Saunders, E., 1993. "Stock prices and wall street weather." *American Economic Review* 83 (5), 1337-1345.
- Shiller, R. J., F. Kon-Ya, and Y. Tsutsui. 1996. "Why did the Nikkei crash? Expanding the scope of expectations data collection." *Review of Economics and Statistics* 78 (1), 156-164.
- Taylor, John B., 2000. "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms,?" *European Economic Review*, Vol. 44, 1389-1408.
- Yu, H., 2007. "The roles of the exchange rate and the foreign interest rate in Estonia's money demand function and policy implications" *Theoria's money demand function and policy implications*, *Applied Financial*.

## 附錄

### 附錄一 單根檢定 (Unite Root Test)

在傳統的迴歸分析法中，皆假設變數為「定態」(Stationary)，即變數是隨時間而變動的「時間趨勢」，這與大多數總體時間數列的性質不同；然而在近幾十年來對於「非定態」(Non-Stationary) 時間序列資料的性質和模型的估計；Nelson and Pkossor (1982) 採用 Dickey-Fuller Test 針對美國主要總體經濟變數加以檢定，發現大多數的經濟變數普遍為非定態的時間序列，近期的實證研究也證實，許多經濟的資料，如總體經濟變數中的所得、物價、股價、匯率和貨幣供給等等，都被認為具有非定態的性質。Granger and Newbold (1974) 提出的假性迴歸 (Spurior Regression) 情形，即在序列資料中存在單根。故在進行實證分析之前，應先要驗證其變數資料的恆定性。Granger and Newbold 認為若變數具有單根時，應對該變數進行差分，使變數成為「定態」。

也就說，單根是指時間序列呈現非定態的性質，須經差分處理過才能達到的數列。一個時間序列模型，必須在確定處於隨機過程下，不會隨時間經過而改變，如此才能用一個固定係數的方程式來加以估計或預測，任何時間序列的資料，必須達到定態，模型估計與分析才具意義。變數的時間序列若為定態，則其統計特徵值 (平均數、變異數及自相關共變數)，長期而言處於穩定的均衡狀態，將不會受到短期波動的衝擊而有所改變。反之，在非定態的時間序列中，衝擊具有恆常影響效果，即便衝擊消失，對於時間序列的影響將永遠存在，這表示該時間序列有長久的記憶特性，讓序列無法回到長期均衡的狀態。對分恆定的資料做傳統的迴歸分析時，會造成  $t$  統計量和  $F$  統計量很顯著，判定係數很高，但  $D-W$  值卻很小趨近於 0，若未經判斷資料是否為定態而直接進行迴歸分析，可能就會產生 Granger and Newbold 提出的假性迴歸問題，讓資料結果變的未具有實質意義。有關單根檢定方法說明如下：

## 一、DF 檢定法 (Dickey-Fuller Test)

Dickey and Fuller (1979) 假設資料產生為一階自我迴歸過程 (Autoregression Process)，且殘差項為白噪音\* (White Noise)。而自我迴歸式依其是否具有截距項 (Drift) 和時間趨勢 (Time Trend)，可將完整的 DF 檢定分三種形式呈現：

### 1. 不含截距項和時間趨勢

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sigma_t \quad (\text{a2.1})$$

### 2. 含截距項

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho_\mu y_{t-1} + \sigma_t \quad (\text{a2.2})$$

### 3. 含截距項和時間趨勢

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho_\tau y_{t-1} + \theta_t + \sigma_t \quad (\text{a2.3})$$

其中  $\Delta$  表示一階差分， $y_t$  為所預期的變數， $\alpha_0$  為截距項， $\rho$ 、 $\rho_\mu$  及  $\rho_\tau$  分別三種形式的自我迴歸係數， $\theta$  為時間趨勢係數， $\sigma_t$  為殘差項。三種形式的虛無假設都相同，檢定  $y_{t-1}$  的係數是否為 0，即其虛無假設為  $H_0: \rho=0$ 、 $\rho_\mu=0$  或  $\rho_\tau=0$ 。若檢驗結果拒絕虛無假設，表示無單根存在，亦即變數資料為定態。假若檢定結果不拒絕虛無假設，表示有單根存在，而須對  $y_t$  取差分，並再做一次單根檢定，已確定變數達到定態。

---

\* 白噪音之定義如：1. 誤差項之期望為零，即  $E(\sigma_t) = 0$ 。2. 誤差項的變異數一致且相同，即  $\text{Var}(\sigma_t) = \sigma^2$ 。3. 誤差項的自我共變異數為零，即  $\text{Cov}(\sigma_t, \sigma_s) = 0$ 。

## 二、ADF 檢定 (Augmented Dickey-Fuller Test)

由於 DF 檢定法假設變數限定為一階自我迴歸模式，且殘差項為白噪音。但殘差項常存在高階序列相關而非白噪音。因此，Dickey and Fuller (1981) 在幾經修訂之後，建議應加入被解釋變數的落後項 (lagged dependent variable) 至 DF 迴歸式中，以使殘差項成為白噪音。加入落後項的 ADF 迴歸式如下：

### 1. 不含截距項和時間趨勢

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \sigma_t \quad (\text{a2.4})$$

### 2. 含截距項

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho_\mu y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \sigma_t \quad (\text{a2.5})$$

### 3. 含截距項和時間趨勢

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \rho_\tau y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \theta_t + \sigma_t \quad (\text{a2.6})$$

其中  $\sum_{i=1}^n \beta_i \Delta y_{t-i+1}$  被解釋為變數的落後項， $n$  代表當變數的時間序列資料殘差項為近似白噪音的狀態下，所加入變數最適的落後期數。其虛無假設亦為  $H_0: \rho=0$ 、 $\rho_\mu=0$  或  $\rho_\tau=0$ ，如果檢定結果拒絕虛無假設，表示數列不具單根，即表示變數資料為定態。此外，再進行單根檢定時，需決定最適落後期數，以修正殘差項自我相關問題，使其殘差項趨近白噪音。若使用的期數過長，模型會產生變數過度 (Over-Parameterization) 的現象，使自由度下降，造成估計結果無效率。反之，若選取落後期數過短，則又會因過度簡化變數 (Parsimonious Parameterization) 而產生偏物的問題。

關於最適落後期數的選擇，本研究以 AIC (Akaike Information Criterion) 為基準，來判斷最佳的落後期數。AIC 的計算式分別為：

$$AIC = T \ln(SSE) + 2k \quad (a2.7)$$

其中 T 為樣本總數， $\ln(SSE)$  是 SEE (殘差平方和) 取自然對數，k 是待估參數總數，也就是落後期數。當 AIC 所計算出來的值愈小，則代表模型的配適度愈佳。

## 附錄二 自我迴歸整合移動平均 (ARIMA) 模型

### 一、模型說明

所謂時間序列是指一系列隨時間變化且具有隨機性觀測的數據，且此數據在時間的前後有相互關聯的性質，簡稱為時間序列。而分析探討時間序列的內在統計規律的方法就統稱為時間序列分析法。ARIMA 模式係由 Box and Jenkins (1970) 年所提出的時間序列隨機行程之預測模式，一個完整的 ARIMA 模型使用三個工具來預測時間數列：(1) 自我迴歸 (AR-AutoRegressive)；(2) 移動平均項 (MA-Moving Average)。

#### (1) 自我迴歸模型 (AR)

在 P 階的自我迴歸過程中 (AR(p)) 中，假定當期的觀測值  $y_t$  是由過去 p 期的觀測值之加權平均及當期的隨機誤差項所產生而成。

AR(p)模型可以下列數學式表示：

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{a2.8})$$

#### (2) 移動平均項 (MA)

在 q 階之移動平均過程中 (MA(q))，每個觀測值  $y_t$  是由過去 q 期之隨機誤差之加權平均所產生而成。

MA(q)模型可以下列數學式表示：

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_p \varepsilon_{t-p} \quad (\text{a2.9})$$

### (3) 混合自我迴歸-移動平均模型 (ARMA(p,q))

很多定態的隨機過程由於兼具移動平均與自我迴歸兩種過程之特質，而不能採用純粹的移動平均模型或純粹的自我相關模型。因此，必須合併成(p,q)階的自我迴歸移動平均模型的混合模型，通常以 ARMA(p,q)來表示。

ARMA(p,q)模型可以下列數學式表示：

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (\text{a2.10})$$

### (4) 自我迴歸整合移動平均模式 (ARIMA)

一個非定態的數列經 d 次差分後，即可產生定態的 ARMA 數列，稱之為「自我迴歸整合移動平均模式」，簡稱謂 ARIMA(p,d,q)。

若一時間數列  $\{y_t\}$  為 ARIMA，則對任意 t 可寫成

$$\phi_p(B)(1-B)^d y_t = \theta_q(B)\varepsilon_t \quad (\text{a2.11})$$

由於 ARIMA(p,d,q)所表示的形式過於廣泛，所以有必要先由樣本資料初步認定一個模型，再經由不斷的修正，再選擇一個最適當的模型來進行預測。根據 Box and Jenkins (1970) 的研究方法，在實證上要建立一個適當的模型，則必須要經過認定、估計、診斷性檢查與預測等四個步驟。茲分述如下：

#### A、認定 (Identification)

ARIMA 模式的第一步驟為雛形的建立，亦即估計 ARIMA(p,d,q)中的 p、d、q。在

此模式中，序列必須為定態行程，若為非定態行程，透過差分程序，即可轉換成定態行程。通常以樣本之自我相關函數（Sample Autocorrelation Function; ACF）來判斷是否為定態行程。若 ACF 不容易很快消失時，顯示該數列為一無定向型數列，故首先需對數列取差分，直到數列之 ACF 很快消失為止，即表示經差分後已轉換為平穩型數列了，此時所代表之  $d$  值，即表示數列所需取差分之次數。

當序列確定為定態行程後，接下來則是檢測其是否有自我相關及殘差項移動平均的影響，由 ACF 可決定是否受殘差項移動平均的影響，係數  $q$  則是決定殘差項移動平均的落差期數，由樣本偏自我相關函數（Sample Partial Autocorrelation Function；PACF）可決定是否受自我相關的影響，係數  $p$  則是決定自我相關的落差期數。AR( $p$ )與 MA( $q$ )的  $p$  與  $q$  較常見為 1 與 2；而 ARMA( $p,q$ )則以 0、1 與 2 居多，如 ARMA(1,0)模式(=AR(1)模式)、ARMA(2,0)模式(=AR(2)模式)、ARMA(0,1)模式(=MA(1)模式)、ARMA(0,2)模式(=MA(2)模式)及 ARMA(1,1)模式。

## B、估計 (estimation)

經由第一步驟決定  $p$ 、 $d$ 、 $q$  後，接下來即是進行參數估計，以決定各項落差變數對預測序列的影響程度。

## C、配適程度測試 (Diagnostic Checking)

ARIMA 模式之選取準則如下：

### 1. AIC 準則 (Akaike's information criterion)

$$AIC(M) = n \ln \sigma_a^2 + 2M \quad (\text{a2.12})$$



## 2. SBC 準則 (Schwartz's Bayesian criterion)

$$SBC(M) = n \ln \sigma_a^2 + M \ln n \quad (\text{a2.13})$$

上述公式中：n 表示有效之觀測值個數；M 表示參數之個數； $\sigma_a^2$  為殘差數列之變異數。

一般而言 AIC 較適合評估自我迴歸模式，而 SBC 則屬較通用之評估準則，且模式之 AIC 及 SBC 值愈低表示其擬合品質愈佳。

而模型適配性之檢定，主要以其殘差項之分配特性加以診斷，評估標準通常以 Box and Pierce (1976) 提出的 Q 統計量為評斷標準，其分配為卡方分配，由殘差的自我相關係數來判斷，若  $Q^* > \chi_\alpha^2$ ，則表模式並不適配，必須重新予以估計，若  $Q^* < \chi_\alpha^2$ ，則表模式適配，可由此模式來進行預測；除可用比較 Q 統計量外，亦可由其機率檢測模式是否適配，若其機率大於顯著水準，則表示模式適配，若其機率小於顯著水準，則表示模式不適配，須重新估計。模式配適度檢定假設如下：

假設  $H_0$ ：殘差項  $e(t)$  是白噪音過程。

Q 統計量公式：

$$Q = n(n+2) \sum_{s=1}^p (n-s)^{-1} \gamma_s^2(e(t)) \quad (\text{a2.14})$$

其中 n 是  $e(t)$  的實際個數  $\gamma_s^2(e(t))$  為殘差項的自身相關係數，p 為計算殘差項自身相關個數。當 n 很大時，Q 統計量會服從自由度為 k-p-q 的卡方分配。若 Q 統計量大於 0.05 的顯著臨界值，將無法捨卻假設，則殘差項是白噪音過程，該模式便可通過檢定。

#### D、預測 (Forecastion)

運用上述三個重覆步驟求得最佳模式後，即可將其用來預測未來值之用。