

國立臺灣大學管理學院國際企業學研究所

碩士論文

Graduate Institute of International Business

College of Management

National Taiwan University

master thesis

探討利差交易可行性

-以平滑轉換自我迴歸模型驗證利率平價說

Study on feasibility of carry trade - Validation of interest rate parity based on the smooth transition autoregressive model



蔡仲恆

Chung-Heng Tsai

指導教授：陳思寬 博士

Advisor: Shi-Kuan Chen, Ph.D.

中華民國 99 年 6 月

June, 2010

謝辭

求學階段至今將近二十年的光陰，如今將於台灣大學國際企業學研究所畢業，將不再具有學生的特殊身分，心中充滿有初出茅廬的雀躍，卻又因要離開六年的學校有無限感觸。

在碩士論文研究階段，感謝指導教授陳思寬老師，在我遭遇研究瓶頸時，總是不厭其煩的給予指導及建議，讓我的碩士論文能夠順利完成。除了課業上的幫助，老師亦給予我未來生涯規劃之建議。在此向陳老師致上最深的敬意及謝意。同時感謝口試委員萬哲鈺老師及張銘仁老師，在口試期間給予論文的建議及指導，讓我的論文能更臻完備。

謝謝爸爸、媽媽在人生的道路上不斷給我鼓勵及肯定，使我在求學路程上，能無後顧之憂的學習。也謝謝佳瑜總是陪伴在側，讓生活更添色彩。最後也感謝研究所期間的同學們，在學業上的互相協助及討論。祝福大家畢業後一切順心。

蔡仲恆 謹誌於

台灣大學國際企業學研究所

中華民國九十九年六月

摘要

本研究以非線性平滑轉換自我迴歸 (STAR) 模型，針對日本、美國、澳洲、英國、歐元區等國進行已拋補利率平價說之實證研究。當已拋補利率平價說成立時，代表該國間的利差交易，無法獲得額外利益；反之，當已拋補利率平價說不成立時，代表資金持有者可藉由利差交易，獲得額外利益。

研究結果發現歐元區對日本之兩國利差與遠期匯率折、溢價幅度的差值 (D) 存在線性關係。澳洲對日本、英國對日本可用 STAR 模型描述 D 值之偏離調整過程，而美國對日本，由於調整速度 (γ) 過大，使 STAR 模型退化為非線性 TAR 模型。但根據均方根差判斷，三組非線性模型均具有良好之預測能力。

在預測結果方面，美國對日本、英國對日本在預測期間內已拋補利率平價說大致成立，也隱含金融市場及外匯市場為有效率，因此無法藉利差交易獲取額外利益。而澳洲對日本，已拋補利率平價說僅在預測初期有成立，長期下逐漸偏離已拋補利率平價說均衡，金融市場及外匯市場不具效率，因此對於此國家組合，資金持有者將可藉利差交易獲取額外利益。

關鍵字：非線性、平滑轉換自我迴歸模型、利差交易、利率平價說

Abstract

This empirical study of Covered Interest Rate Parity (CIRP) is conducted on the basis of non-linear Smooth Transition Autoregressive Model, focusing on five areas including Japan, the United States, Australia, the United Kingdom, and the Euro zone. When CIRP holds, no abnormal gain can be derived from carry trade; in contrast, when CIRP cannot be supported, capital holders can obtain abnormal profit from carry trade.

The result demonstrates that a linear relationship exists in the difference (D) between interest spread and forward exchange rate discount (or premium) of the Euro zone and Japan. In the cases of Australia against Japan and the UK against Japan, STAR model can be used to describe the process of adjustment for D's deviation. While the high speed of transition (γ) of the United States against Japan causes STAR model to recede to TAR model. These three non-linear models possess excellent predictive power, according to the root mean square error.

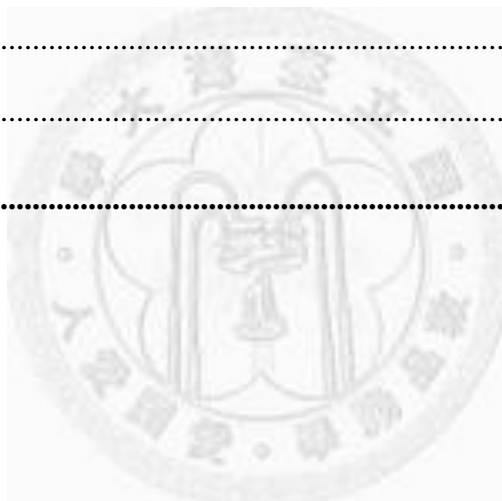
In the forecasted periods, CIRPs of the United States against Japan and the UK against Japan sustain in nearly all periods, suggesting the financial markets and the foreign exchange markets are efficient. Therefore, capital holders cannot obtain abnormal profit from carry trade. In the case of Australia against Japan, CIRP can be supported only in the initial periods. Then it gradually deviates from CIRP equilibrium in the long term, causing inefficiency of the financial markets and the foreign exchange markets. Hence, investors can obtain abnormal profit from carry trade.

Keywords : nonlinearity ; smooth transition autoregressive ; carry trade ;
covered interest parity

目錄

謝辭	I
摘要	II
ABSTRACT	III
目錄	IV
表目錄	VI
圖目錄	VII
第一章 緒論	1
第一節 研究動機	1
第二節 研究目的	3
第三節 研究架構	4
第四節 研究流程	5
第二章 文獻回顧	6
第一節 利率平價說	6
第二節 利差交易 (CARRY TRADE)	8
第三節 匯率之非線性波動	9
第四節 平滑轉換自我迴歸模型	10

第三章 理論模型與研究方法	12
第一節 利率平價說	12
第二節 單根檢定	16
第三節 平滑轉換自我迴歸模型	23
第四章 實證結果分析	30
第一節 資料來源與前置處理	30
第二節 實證結果	33
第五章 結論與建議	49
第一節 結論	49
第二節 未來建議	50
參考文獻	51



表目錄

【表 4-1】	利率、匯率資料來源表.....	31
【表 4-2】	ADF 單根檢定結果.....	35
【表 4-3】	模型最適落後期之檢定結果.....	36
【表 4-4】	線性檢定結果.....	37
【表 4-5】	STAR 模型延遲期數之選擇結果.....	38
【表 4-6】	美國對日本，最佳配適之 STAR 模型檢定結果.....	39
【表 4-7】	澳洲對日本，最佳配適之 STAR 模型檢定結果.....	39
【表 4-8】	英國對日本，最佳配適之 STAR 模型檢定結果.....	40
【表 4-9】	美國對日本，預測方程式之係數檢定結果.....	41
【表 4-10】	澳洲對日本，預測方程式之係數檢定結果.....	42
【表 4-11】	英國對日本，預測方程式之係數檢定結果.....	43
【表 4-12】	各組資料均方根差比較表.....	47

圖目錄

【圖 1-1】	研究流程圖.....	5
【圖 3-1】	未拋補利率平價說資金流程.....	13
【圖 3-2】	已拋補利率平價說資金流程.....	15
【圖 3-3】	對數型轉換函數圖形.....	25
【圖 3-4】	指數型轉換函數圖形.....	26
【圖 4-1】	美國對日本，原始資料（D）圖形.....	33
【圖 4-2】	澳洲對日本，原始資料（D）圖形.....	34
【圖 4-3】	英國對日本，原始資料（D）圖形.....	34
【圖 4-4】	歐元區對日本，原始資料（D）圖形.....	35
【圖 4-5】	美國對日本，偏離情況預測圖.....	45
【圖 4-6】	澳洲對日本，偏離情況預測圖.....	45
【圖 4-7】	英國對日本，偏離情況預測圖.....	46

第一章 緒論

第一節 研究動機

二十世紀中後期，以往的地區式金融市場正逐漸轉型為全球性的金融整合市場，各國主管機關也無不對此提出相關的因應政策。資金持有者在各國商品、證券、債券等市場自由進出，找尋利基進行投資。

九零年代，日本受國內人口老化及經濟泡沫影響，使其央行持續採行低利率政策，藉以對抗可預期之通貨緊縮。然而相同期間的歐美及新興市場，經濟表現相對不錯，各國央行則傾向升息以穩定國內物價。此舉造成日本與其他國家間明顯的利率差異，故市場上出現許多投資機構、避險基金、甚至個別投資人，藉由借入低利率的日圓資金（融資貨幣，funding currency），投資擁有較高利率的美元、澳幣、英鎊、或其它新興市場貨幣（目標貨幣，target currency），藉購買當地股票、債券等，以賺取之間利差。這種特殊的市場交易行為，即一般熟知的“利差交易（carry trade）”。利差交易能夠獲利可簡單歸功於，兩國利率差異及匯率預期。因此執行利差交易必須有市場條件配合，且投資人須對標的匯率能有一定程度的正確預期，否則匯兌損失將可能侵蝕來自利差的收益，使利差交易最終失敗。

據美國經濟研究顧問公司 Pi Economics 分析師指出 2004 至 2007 年間，以日圓為標的之利差交易規模曾高達 1 兆美元。其也表示隨 2008 年美國開始降息後，投資人將融資貨幣轉為美元，據統計 2009 年上半年美元的利差交易規模已有 2,500~5,500 億美元之多。

在國際金融交易盛行的時代，利率和匯率儼然成為兩大重要的經濟指標。利率、匯率的波動影響一國投資、儲蓄、進出口等經濟活動，進而影響國內產出與物價水準。然而利率和匯率間又相互影響，因此國際金融理論中，“利率平價說

(interest rate parity) ”可說是探討兩國利率和匯率關係的主要理論，其又可分為未拋補 (uncovered) 利率平價說及已拋補 (covered) 利率平價說。利率平價說成立與否，代表一國主管機關能否透過貨幣政策干預國內經濟情勢，進而對國際金融情勢做出適切回應。

若從國際間資本流動探討匯率的波動，當本國利率水準明顯高於外國利率水準時，市場參與者將重新調整投資組合，進行可能的套利活動。這將導致資金流向本國，因此市場對本國貨幣的需求上升，推升本國貨幣升值；反之，若本國利率水準明顯低於外國利率水準，將使資金流出本國，使市場對本國貨幣供給大於需求，導致本國貨幣貶值。因此當國際間資金流動限制越低，當有套利機會出現時，預期資金會在各國間快速轉移，以攫取利益。

當利率平價說成立時，表示兩國間利率和匯率的對應關係處於一個均衡的狀態，並不存在套利機會。但當兩國間利率平價條件不成立時，且兩國利率存在差異，市場資金將由低利率國家流向高利率國家以賺取利潤。但資金持有者不單僅考慮利差所提供的損益，亦須考慮潛在匯率變動所產生的損益。

因此若由國際金融的角度來分析，當兩國已拋補利率平價條件成立時，應不存在套利機會，利差交易將不可行。但當兩國已拋補利率平價條件不成立時，就應存在套利機會，市場上投機者將會進行利差交易，以獲取利益。因此本研究欲藉由驗證利率平價說是否成立，以判斷利差交易是否存在獲利可能。

第二節 研究目的

Cumby 及 Obstfeld (1981) 利用 Box-Pierce Q 檢定及概似比檢定，直接檢定殘差項是否為白色噪音，以美元兌換英鎊、瑞士法郎、德國馬克、法國法郎、加拿大幣及荷蘭幣六種通貨進行利率平價說實證，結果兩種檢定方法皆顯示利率平價說不成立。MacDonald 及 Torrance (1989) 應用市場調查方法，直接對利率平價說進行傳統迴歸分析檢定，結果拒絕利率平價說成立。Ito (1988) 採用傳統線性向量自我迴歸模型 (VAR)，檢定日本與美國之利率平價說。結果指出 1973 年至 1977 年資本管制期間，利率平價說不成立。然而在 1977 年 4 月至 1977 年 12 月、1981 年 1 月至 1985 年 3 月，這兩段期間，不拒絕利率平價說成立。Taylor (1987) 亦採用 VAR 模型檢定利率平價說，並進一步以 LM 檢定 (lagrange multiplier test)、LR 檢定 (likelihood ratio test)、Wald 檢定檢驗非線性限制式對利率平價說的有效性，結果僅美元對馬克及英鎊對義大利里拉之利率平價說成立。

早期學者多以線性觀點檢驗模型，假設其殘差會以一固定速度調整至均衡，不管任何時點受外在衝擊時，對標的變數的影響程度均相同。但如市場存有交易成本、政府政策干預等因素，則可能使模型變數的偏離調整情況出現非線性的行為過程。當模型存在非線性調整關係，若仍採用線性模型，將難以捕捉、描述其動態調整行為。故此研究欲以 Teräsvirta 及 Anderson (1992) 所最早提出的平滑轉換自我迴歸模型 (smooth transition autoregressive model, STAR model)，進行已拋補利率平價說相關非線性實證研究，並說明利差交易在各國間獲利可能。

第三節 研究架構

一、 緒論

說明本文研究動機，進一步闡述研究目的。並建立研究架構及流程，使本研究內容能更加完備。

二、 文獻回顧

本章將依序介紹利率平價說、利差交易、匯率之非線性波動、平滑轉換自我迴歸模型 (STAR)。首先，整理過去在驗證利率平價說、利差交易的相關文獻，做為本研究理論研究的基礎。接著解釋匯率之非線性波動，說明非線性研究方法之適切性。最後整理回顧 STAR 模型的驗證。

三、 研究方法

介紹本研究所驗證之理論模型及所採用之研究方法。包括未拋補利率平價說、已拋補利率平價說、單根檢定、線性檢定、STAR 模型的建立流程、及用於檢測模型預測能力之均方根差。

四、 實證流程、結果

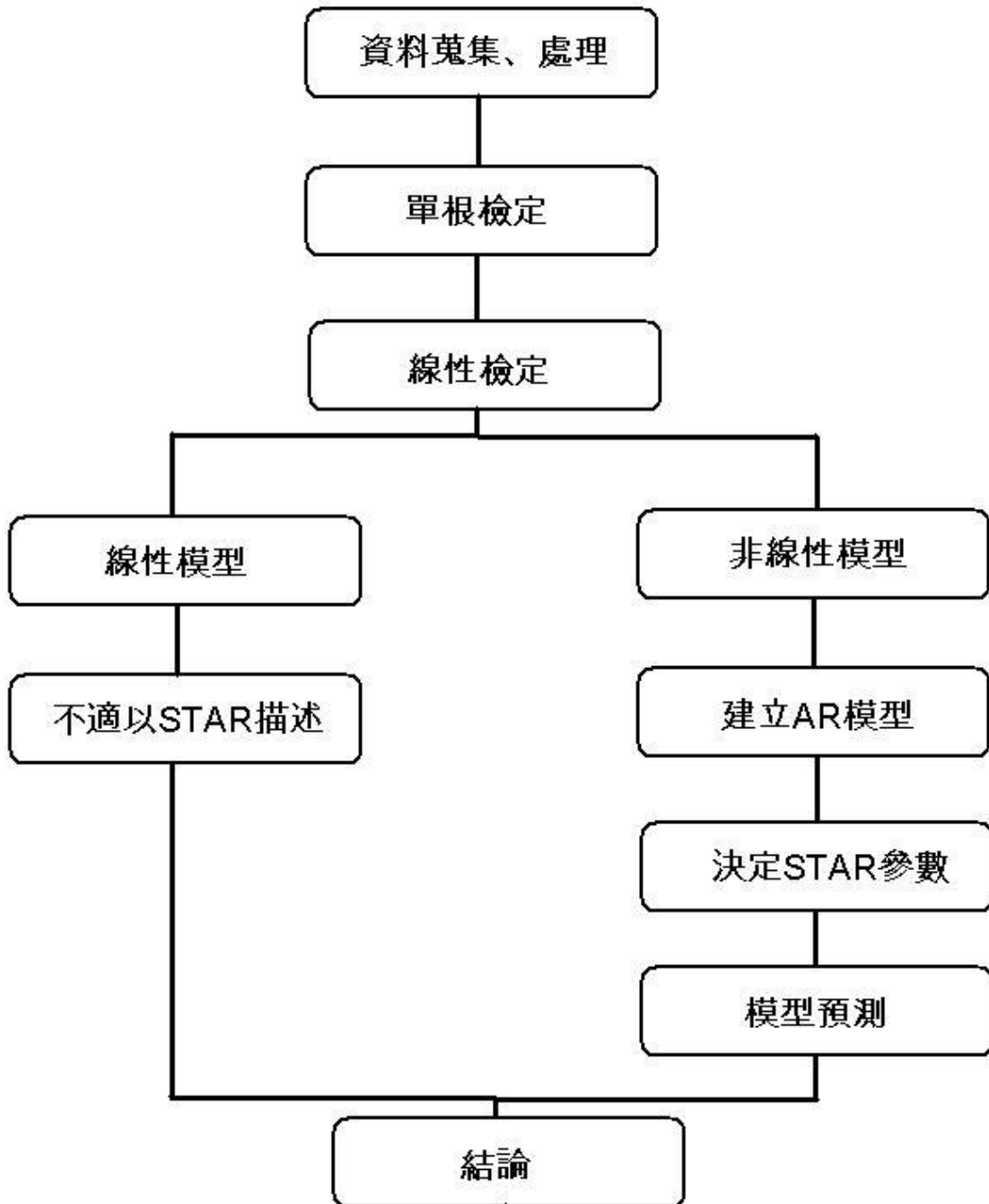
以單根檢定檢視資料數列的平穩性，確保不會發生假性回歸，避免造成結論誤判之情況。接著依序進行 STAR 模型的建立流程，嘗試以非線性模型來描述利率平價說之成立。最後以 RMSE 檢定模型的預測能力，並比較不同國家組合之間，其採用非線性模型之適切性。

五、 結論與建議

針對本研究實證結果作整合性的結論，並對後續可能研究方向給予建議。

第四節 研究流程

下圖為利用平滑轉換自我迴歸模型（STAR）進行利率平價說實證分析流程。



【圖 1-1】 研究流程圖

第二章 文獻回顧

過去在學術界已有諸多學者針對利率平價說進行實證研究，近期在非線性上的研究也逐漸增加，以下將針對本篇相關的研究內容之國內、國外文獻進行整理回顧。第一節 利率平價說、第二節 利差交易、第三節 匯率之非線性波動、第四節 平滑轉換自我迴歸模型。

第一節 利率平價說

Hansen 及 Hodrick (1980) 一文假設於遠期外匯市場進行投機行為的預期報酬率為零，即外匯市場應為有效率，遠期匯率對未來之即期匯率之預測誤差不應該存在自我相關。其運用 k 步預測模型 (k-step-ahead forecasting equation) 檢驗，結果顯示預測誤差存在自我相關的可能性較大，推論拒絕外匯市場具有效率之假設，即利率平價說可能不成立。

Cumby 及 Obstfeld (1981) 利用 Box-Pierce Q 檢定及概似比檢定，直接檢定殘差項是否為白色噪音，以美元兌英鎊、瑞士法郎、德國馬克、法國法郎、加拿大幣及荷蘭幣等六種貨幣，進行利率平價說實證。結果兩種檢定方法皆顯示利率平價說不成立。

Fama (1984) 研究結果顯示遠期和即期匯率之差值，存在很大的正向自我相關。其隨時間變化的主要原因為遠期匯率貼水 (升水) 或預期即期匯率變動所致。並指出投資人屬於風險趨避者，當所面對的匯率風險無法完全分散，投資人會要求風險補償。又因風險補償會隨時間經過而變動，造成外匯市場效率性檢定上的偏誤。同時作者也發現高利率貨幣相對低利率貨幣貶值幅度不及其利率差距。

Taylor (1987) 採用傳統線性向量自我迴歸模型 (VAR) 檢定利率平價說，同時以 LM 檢定、LR 檢定、Wald 檢定來檢驗非線性限制式對利率平價說的有效性。其對於未拋補利率平價說採用間接檢定之方法，即先假設在已拋補利率平價說成立下，若遠期匯率為未來之即期匯率之不偏估計值，表示外匯市場具有效率性。當外匯市場具有效率，即可推論未拋補、已拋補利率平價說將同時成立。結果顯示在諸多國家的配對中，僅馬克兌美元、義大利里拉兌英鎊顯示利率平價說之成立，其餘國家均拒絕利率平價說。

Ito (1988) 也採用 VAR 模型，檢驗日本與美國 1975 年至 1985 年之利率平價說是否成立。結果指出在 1973 年至 1977 年資本管制期間，利率平價說不成立。而在 1977 年 4 月至 12 月、1981 年至 1985 年 3 月，結果顯示利率平價說成立。

Thornton (1989) 首先提出未預期的貨幣市場變動常會造成匯率顯著的影響。同樣地在假設已拋補利率平價說成立的情況下，經濟新聞的公佈也會對市場造成顯著的影響。此文發現美國和外國的利率、即期匯率、遠期匯率存在有一定的線性關係。並且指出只要所觀察和預測的期間為一短期間，已拋補利率平價說的假設在許多理論模型下都可以成立。

Carvalho、Sachsida、Loureiro 及 Moreira (2005) 檢驗阿根廷、巴西、智利及墨西哥等國之未拋補利率平價說 (UIRP)。結果顯示在 1990 年 1 月至 2001 年 12 月期間，UIRP 均不成立；然而在 1991 年 1 月至 2000 年 12 月則不拒絕 UIRP 成立之假設。

Lee (2007) 採用橫斷面分析 (cross-section analysis) 檢驗已開發及開發中國家、低通膨及高通膨國家間之未拋補利率平價說。結果顯示 UIRP 在低通膨國家貨

幣下較能達成均衡。且同時發現當利率期間越長時，則 UIRP 關係越不易成立。

Mehl 及 Cappiello (2009) 以美元為標的，對已開發及開發中國家進行未拋補利率平價說實證。結果發現美元對已開發國家之 UIRP 有成立；而對開發中國家之 UIRP 大多不成立，其推測造成偏離之原因為政治風險及匯率風險貼水。因此推測利率平價說成立與否，以對手國貨幣相較於研究期間來講，具有較大的影響力。

Jones (2009) 表示在過去文獻研究，考慮交易成本且在匯率制度不變的情況下，已拋補利率平價說在短期下均成立。然而其實證結果發現自 2008 年 9 月後已拋補利率平價說不成立的現象經常出現，因此後續期間市場上也出現套利的機會。

第二節 利差交易 (carry trade)

Gagnon 及 Chaboud (2007) 對於利差交易有相關定義。其認為狹義的利差交易為借入低利率貨幣，轉換以高利率貨幣儲蓄。相對狹義的利差交易，其定義廣義的利差交易為，即便在沒有外匯交易的發生下，能使所持有之高收益資產相對於低收益資產增加較多的交易活動。

Nishigaki (2007) 以六維 SVAR (structural vector autoregression) 模型，研究日圓利差交易和美、日相關金融變數間之關係。其研究結果發現美、日兩國利差縮小，日圓利差交易仍舊保有一定規模，即表示美、日兩國的利率差異，影響利差交易的交易規模並不顯著。同時也發現在眾多金融變數中，美國股價是影響利差交易部位多寡最重要的因素。最後作者表示投機的日圓利差交易活動，對於匯率有明顯的影響，如果投機部位過大，將導致美元對日圓產生貶值的效果。

Gyntelberg 及 Remolona (2007) 指出過去利差交易所獲得的平均報酬，已超過在考慮風險下，所應給予之預期報酬。且報酬分配圖型呈現厚尾及明顯的負偏。採用兩個常用來評估下檔風險(downside risk)的方法：報酬率對風險值比率(VaR)、損失期望值(expected shortfall)。發現兩種方法對於利差交易策略的投資報酬和風險之抵換關係(risk/return trade-off)有相當程度的相似性，表示風險愈大的金融資產，將提供較高的預期報酬。即利差交易的預期報酬反映了下檔風險的高低。同時研究也發現利差交易策略和一般股票市場的投資報酬和風險之抵換關係有明顯的不同。

第三節 匯率之非線性波動

Taylor 及 Allen (1992) 研究發現在 1988 年於英國進行的市場調查發現，超過九成的受訪者有以非基本分析的方式進行操作，並且在操作期間為短期的情況下，較為受訪者重用。其推論發現均衡匯率的偏離走勢呈非線性調整的情況，可能為外匯市場交易者多使用技術分析之原故。因當市場匯率劇烈波動時，採技術分析之參與者，因可立即獲得市場價、量資料，依經驗對未來趨勢進行研判，執行買賣決策。然而各投資人間具有異質性，致各投資人間之決策有所差異，故會導致外在衝擊與匯率變動呈現非線性關係。

MacDonald 及 Taylor (1993) 以美元兌馬克的月資料，以 Campbell-Shiller 所提出之方法，進行現值相關研究。發現偏離值無法完整描述實際值，其認為可能與採用技術分析有關，並指出匯率和總體經濟變數存有非線性關係，不適宜用線性模型描述。結論發現長期下（採用基本分析、投資人具有理性預期）其貨幣模型將會成立；反之在短期間（採用技術分析、投資人不遵從理性預期）則貨幣模型將無法成立。

Peter (1994) 指出投資人預期的差異化現象，是由於不同的投資組合、環境限制等因素所造成。其研究發現由於投資人對相同的資訊會產生不同的反應，因而形成非線性的調整過程。

黎明淵及紀燕翎 (2002) 採用非線性馬可夫轉換模型 (Markov-switching) 進行購買力平價說對匯率解釋能力的實證研究。其結果發現台幣兌美元匯率的期望值與變異數具有顯著雙重狀態之性質，即表示匯率具有非線性調整的過程。

張玉芹、林桂軍及汪壽陽 (2006) 檢驗亞洲五國兌美元之匯率日資料的非線性特徵，並將結果與 Lorenz 模型所得結果進行比較。由兩種方法所得結果均顯示亞洲五國兌美元之匯率均呈現非線性之特性。

第四節 平滑轉換自我迴歸模型

Teräsvirta 及 Anderson (1992) 文中假設變數的時間序列為非線性，後續才能使用平滑轉換自我迴歸模型進行相關研究。文中針對所選 13 國和歐洲地區的對數化季度生產指數進行模型實證。結果顯示大部分國家均拒絕其時間序列為線性，並且表示當有外在衝擊發生時，平滑轉換自我迴歸模型較能有效的描述標的指數變動的情況。

Teräsvirta 及 Granger (1993) 首先進一步使用平滑轉換自我迴歸模型來驗證國內生產毛額與總體經濟指標之間是否有存在著非線性的關係。Teräsvirta (1994) 同樣的也持續針對總體經濟變數進行平滑轉換自我迴歸模型實證研究。並且說明時間序列形態的轉換過程應該較為平滑而非間斷的，因此平滑轉換自我迴歸模型應該會比門檻自我迴歸模型 (Threshold Autoregressive Model, TAR) 較佳。

Michael、Nobay 及 Peel (1997) 首先檢定英鎊對美元在購買力平價假說下是否存在共整合關係，再將所得之殘差，以平滑轉換自我迴歸模型檢定其調整過程是否符合非線性行為。其針對不同期間使用不同頻率的原始資料，結果明顯的拒絕線性假設下的購買力平價說，然而使用指數型平滑轉換自我迴歸模型 (ESTAR) 卻可得到較好結果。結果發現所觀測國家的購買力平價差值，在非線性模型的預期下，呈現均數回歸的現象。

Sarantis (1999) 以平滑轉換自我迴歸模型檢定美國、英國、日本、加拿大、德國、法國、比利時、義大利、荷蘭、瑞士等十大工業國的實質有效匯率。結果顯示其中有 8 個國家拒絕線性的實質有效匯率假設，並且各國的實質匯率變動過程具有循環週期性的情況。同時也驗證對於樣本外預測的適切性，平滑轉換自我迴歸模型相較於馬可夫結構轉換模型 (Hamilton's Markov regime-switching model) 有較佳的預測能力。

楊奕農及楊明憲 (2003) 利用最小平方迴歸分析 (OLS) 與對數型平滑轉換自我迴歸模型 (LSTAR)，對台灣農業生產部門效率進行估計。研究發現使用線性之 OLS 估計，於 60 年代至 90 年代生產效率呈現大幅波動；反之，以非線性之 LSTAR 估計時，同期間農業部門之生產效率於 90~100% 間小幅震盪，此結果較能反映實際情況。因此非線性模型較線性模型能解釋具有時間序列性質的資料。

吳博欽、申志偉及潘聖潔 (2009) 針對 1990 年至 2007 年間美元對英鎊及日圓報酬率之調整過程進行非線性探討。發現其分別適用 LSTAR 及 ESTAR 模型，以提升線性模型之配適度。對於樣本外之預測，STAR 模型之預測誤差雖無法完全超越線性或 Random Walk 模型，但其提供了較佳的擇時能力。

第三章 理論模型與研究方法

利差交易之所以能獲利的主要原因來自於兩國間的利率平價條件不成立，且考量利率差異和匯率變動後，仍有額外利益。因此本研究欲探討利差交易是否能夠確實執行，可藉由檢驗兩國間已拋補利率平價說是否成立來判斷。以下將介紹利率平價說的理論模型及後續的相關研究方法，分別為第一節 利率平價說、第二節 單根檢定、第三節 平滑轉換自我迴歸模型。

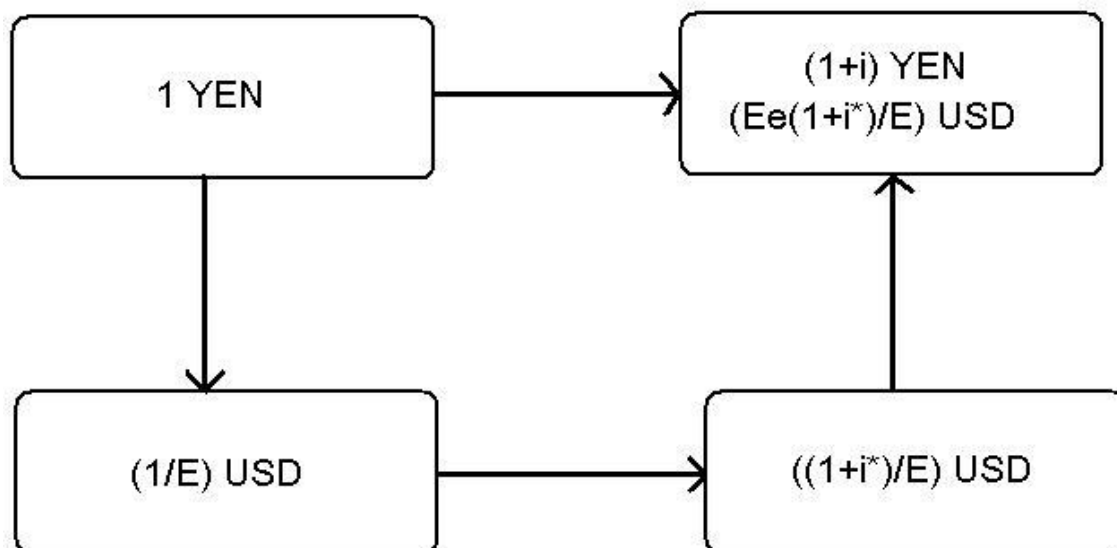
第一節 利率平價說

自二十世紀中後期以來，金融市場逐漸朝全球化擴張，各國資金相較於以往，可以更自由地在各國間流竄，使各國更加注意外匯和本國貨幣的供需情況，貨幣政策的適時調整也變得格外重要，避免因國際資金在國內大量進出，影響國內經濟的發展和市場穩定。

市場投資人願意持有某資產部位，主要考量該資產之預期報酬率、風險與流動性等因素。因在同一時間點國際間各國利率水準可能均不相同，故其存在利率差異；在同一期間內各國匯率的波動程度也不盡相同，也存在匯率差異。因此不管在利差或匯差上，都有可能的獲利空間。而這類型的國際間套利、套匯活動可以用利率平價說來解釋（interest rate parity, IRP）。而利率平價說又可分為未拋補利率平價說（uncovered interest rate parity, UIRP）及已拋補利率平價說（covered interest rate parity, CIRP）。以下將分別介紹這兩種理論模型。

1. 未拋補利率平價說 (uncovered interest rate parity, UIRP)

未拋補利率平價說成立於，當兩國資產為完全替代，且兩國名目利率差異等於預期匯率與即期匯率變動率。所謂兩國資產為完全替代，表示只要一國資產預期報酬率較高，投資人則會完全願意持有該資產；反之，則不願意持有。因此在未拋補利率平價說下進行套利活動時，投資人將不考慮匯兌損失的可能性，不對所持有之外匯資產進行避險動作，即不在遠期外匯市場裡進行拋補動作，僅就以投資人對預期未來的匯率走勢決定是否進行套利活動。以下將由圖形來解釋未拋補利率平價說



【圖 3-1】 未拋補利率平價說資金流程

其中 E 為美元對日幣即期匯率 (YEN / USD)

E^e 為預期美元對日幣到期時匯率 (YEN / USD)

i 為以日幣計價之資產預期報酬率

i^* 為以美元計價之資產預期報酬率

上圖說明投資人如何在兩國資產中選擇投資。首先，假設投資人手上均持有日幣 1 元 (1 YEN)，因投資人間存有異質性，部分投資人繼續以日幣做為投資工具，部分投資人可能轉而以美元做為投資標的。

當投資人願意繼續持有日元資產時，假設日幣報酬率為 i ，則持有至到期時其價值變為 $1 \times (1+i)$ YEN；反之，當投資人希望持有美元資產時，假設美元對日幣即期匯率為 E ，且預期到期時匯率將變為 E^e 。投資人於期初將日幣 1 元換為 $(1/E)$ 美元，並投資於美元資產，假設美元資產報酬率為 i^* ，則到期時價值變為 $((1+i^*)/E)$ 美元，並將其換回日幣計價，即為 $((1+i^*) \times E^e / E)$ YEN。由前述假設知，在未拋補利率平價說條件下兩國資產具有完全替代性質，因此當一國資產的預期報酬率較高時，預期資金將會大量湧入該國。因此在市場達均衡時，其兩國資產預期報酬率應相等，即

$$(1+i) = (1+i^*) \frac{E^e}{E} \quad (3.1)$$

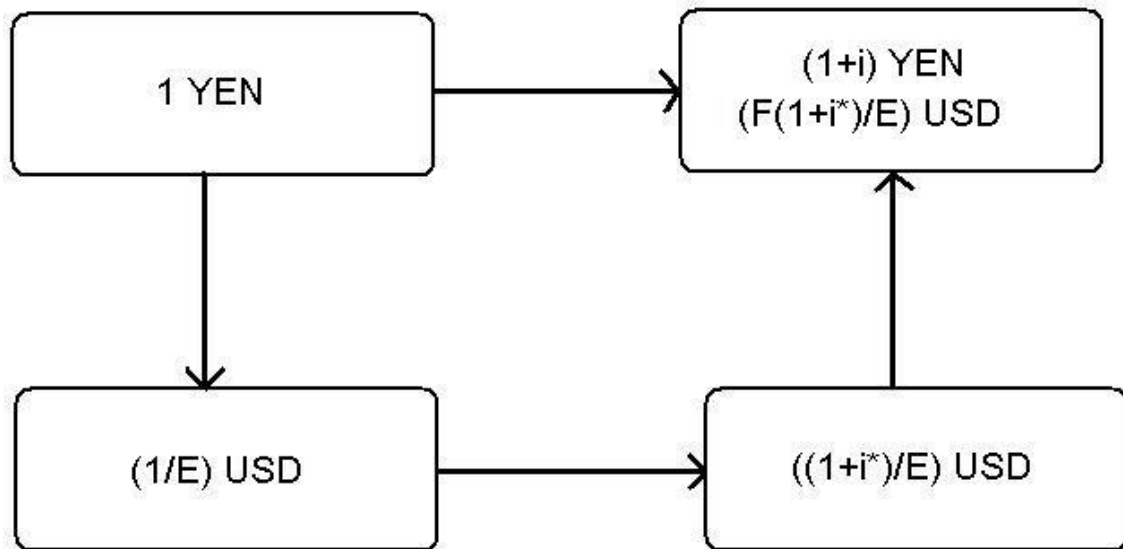
此時未拋補利率平價說成立。

若假設持有日幣資產的預期報酬率較高 (即 $(1+i) > (1+i^*) \times E^e / E$) 時，則投資人會轉而持有日幣資產，使市場日幣資產預期報酬率 (i) 下跌、美元資產預期報酬率 (i^*) 上漲、即期匯率 (E) 下跌，直到 $(1+i) = (1+i^*) \times E^e / E$ 重新達均衡，此時兩國未拋補利率平價說再度成立。反之，當持有美元資產的預期報酬率較高 (即 $(1+i) < (1+i^*) \times E^e / E$) 時，投資人將會將持有之日幣兌換為美元，並投資美元資產。當市場大部分投資人進行相同活動時，將導致市場日幣資產預期報酬率 (i) 上漲、美元資產預期報酬率 (i^*) 下跌、即期匯率 (E) 上揚，直到 $(1+i) = (1+i^*) \times E^e / E$ 重新達均衡，此時兩國未拋補利率平價說再度成立。

2. 已拋補利率平價說 (covered interest rate parity, CIRP)

欲投資外國資產時，投資人主要須考量兩項重要因素，外國資產的預期報酬率、及兩國貨幣之匯兌利益或損失。由先前未拋補利率平價說的介紹，其未考量到期時匯兌可能產生的損益情況，僅就投資人期初的預期到期匯率做為投資準則，故仍存在到期匯率波動的風險，故稱為未拋補 (uncovered) 利率平價說。

若投資人於期初即對到期匯率進行避險，先行於遠期市場中賣出遠期外匯，則投資人於期初即可鎖定到期時之匯率，已不存在匯率波動的風險，故稱其為已拋補 (covered)。以下將由圖形來解釋已拋補利率平價說



【圖 3-2】 已拋補利率平價說資金流程

其中 E 為美元對日幣即期匯率 (YEN / USD)

F 為美元對日幣遠期匯率 (YEN / USD)

i 為以日幣計價之資產預期報酬率

i* 為以美元計價之資產預期報酬率

如同未拋補利率平價說的介紹，上圖說明投資人如何在兩國資產中選擇投資。首先，同樣假設投資人手上均持有日幣 1 元 (1 YEN)，部分投資人繼續以日幣做為投資工具，部分投資人可能轉而以美元做為標的。

當投資人願意繼續持有日幣資產時，假設日幣報酬率為 i ，則持有至到期時其價值變為 $1 \times (1+i)$ YEN；反之，當投資人希望持有美元資產時，假設美元對日幣即期匯率為 E ，且投資人期初於遠期市場進行避險，以 F 的匯率賣出遠期美元。投資人於期初將日幣 1 元換為 $(1/E)$ 美元，並投資於美元資產，假設美元資產報酬率為 i^* ，則到期時價值變為 $((1+i^*)/E)$ 美元，同時賣出的遠期美元合約到期，以 F 之匯率將其換回日幣，即為 $((1+i^*) \times F/E)$ YEN。因此在市場達均衡時，其兩國資產預期報酬率應相等，即

$$(1+i) = (1+i^*) \frac{F}{E} \quad (3.2)$$

此時已拋補利率平價說成立。

若將 (3.2) 經過移項和整理，將可得已拋補利率平價說之一般式，如下所示

$$i - i^* = \frac{F - E}{E} \quad (3.3)$$

第二節 單根檢定

一數列具有單根，表示此時間數列為非定態，必須經差分過後才能為一恆定數列。若某序列須經 d 次差分後才成為定態序列，則稱此序列變數其整合級次為 d ，可記為 $I(d)$ 。

任何具有時間特性的資料，平均數及變異數不隨時間移動而改變，理論模型的估計與預測分析才具意義，此時序列變數必須為定態 (stationary)。一數列為定態時，當有外生衝擊發生，隨機過程的機率分配不會隨時間移動而改變，此外生衝擊將僅具有短暫的影響，隨時間經過其效果會遞減，最終將回復至原始水準，即可稱此數列具有均數回歸 (mean reversion) 之特性。反之，若機率分配會隨時間而變，則當有外生衝擊發生時，此效果將不會隨時間經過而遞減，資料也會有長期記憶的特性，產生長期性的影響，進而使數列偏離平均值，即可稱此數列具有非定態之特性。

若時間序列資料未經單根檢定確認其是否已呈現定態，冒然對資料進行傳統迴歸分析。若當資料確屬非定態時，將可能出現 Granger 及 Newbold (1974) 所提出之假性迴歸 (spurious regression) 現象，造成實證結果的誤判，導致錯誤的實質經濟意義推論。以下將介紹文獻研究上較常被採用的單根檢定方法，並說明最適落後期之選擇方式。

一、常用單根檢定方法

1. Dickey-Fuller (DF) 單根檢定

Dickey 及 Fuller (1979) 首先提出 Dickey-Fuller (DF) 單根檢定法，其考慮一期的自我迴歸模型 (auto-regression, AR(1))

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

經差分後，可得下列式子

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

上述 (3.2) 式不含截距項及時間趨勢項，為最簡單之 DF 單根檢定方程式。
Dickey 及 Fuller (1981) 將 DF 檢定方程式分別考慮截距項及時間趨勢項，成為以下兩式

(1) 有截距項，但不包含時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

(2) 有截距項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

其中 α_0 為截距項

t 為時間趨勢項

ε 為殘差項

進行 DF 檢定之虛無假設和對立假設分別如下所示，

$$H_0: \alpha_1 = 0$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0$$

若檢定結果拒絕虛無假設，表示 α_1 顯著異於零，則可確定此時間序列不具有單根，為一定態之序列；若無法拒絕虛無假設，表示 α_1 為零，則該時間序列具有單根，表示此序列為非定態之序列，存有單根。

但在 DF 單根檢定中，並未考慮應變數之落後項，因此可能使迴歸式的殘差項存在自我相關之現象，導致殘差項無法為一白噪音 (white noise)。

2. Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定

因此 Said 及 Dickey (1984) 在原本的 DF 單根檢定中加入應變數的落後項，提出 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定，以期使殘差項符合白噪音。

ADF 單根檢定可運用於高階自我迴歸模型 (AR(p))，藉由迴歸式中加入應變數落後項的方法，消除殘差項的自我相關問題，使其為白噪音。如同 DF 單根檢定，ADF 單根檢定亦可依是否考慮截距項及時間趨勢項，分為三種型態的迴歸式，如下所示

(1) 不包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

(2) 有截距項，但不包含時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

(3) 有截距項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

其中 α_0 為截距項

t 為時間趨勢項

p 為所選取之最適落後期

ε 為殘差項

進行 ADF 檢定之虛無假設和對立假設分別如下所示，

$$H_0: \alpha_1 = 0$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0$$

若檢定結果拒絕虛無假設，表示 α_1 顯著異於零，則可確定此時間序列不具有單根，為一定態之序列；若無法拒絕虛無假設，表示 α_1 為零，則該時間序列具有單根，表示此序列為非定態之序列，存有單根。

二、最適落後期數選擇

在進行 DF、ADF 單根檢定時，必須替模型指派一最適落後期數，以修正殘差項的自我相關問題，使殘差項能為一白噪音。然而若選取之落後期數過短，時間序列模型會因參數過於簡化 (parsimonious parameterization)，未考慮之後較為顯著的落後項，使誤差項發生自我相關的情形，使結果產生偏誤；反之，若選取之落後期數過長，會產生過度參數化 (over-parameterization) 的問題，使自由度下降，同樣造成模型估計無效。由此可見不論落後期的選擇過短或過長，都會對模型的預測分析造成影響，所以在進行單根檢定的時候即要選擇最合適的落後期數，才能使後續的相關推論在一定的可信程度內進行。

一般來說，主要用於決定最適落後期的方法有下列幾種：

1. Akaike Information Criterion (AIC 信息準則)

AIC 信息準則是由 Akaike (1974) 所提出，選取標準為以 AIC 之最小估計值為最適落後期。AIC 信息準則是藉考量落後期數對誤差平方和與自由度的影響後，所求得的最適落後期數。其計算方式如下所示

$$AIC(p) = n \ln(\sigma_e^2) + 2p \quad (3.11)$$

其中 p 為落後期數

n 為有效樣本數

σ_t^2 為誤差平方和，代表落後期數為 p 時之 $\sum_{i=1}^T \varepsilon_t^2$

然而 Hurvich 及 Tsai (1989) 研究發現，當樣本數過小或模型配適參數個數與樣本數的比例偏大時，AIC 信息準則會產生嚴重的過度配適 (overfitting) 問題。

2. Schwarz's Bayesian Information Criterion (SIC、SBC 信息準則)

Schwarz (1978) 利用貝氏方法建立之 SBC 模型選取準則，選取標準與 AIC 信息準則相同，以 SBC 之最小估計值為最適落後期。其計算方式如下所示

$$SBC(p) = n \ln(\sigma_t^2) + p \ln(n) \quad (3.12)$$

其中 p 為落後期數

n 為有效樣本數

σ_t^2 為誤差平方和，代表落後期數為 p 時之 $\sum_{i=1}^T \varepsilon_t^2$

然而經過去研究發現，SBC 信息準則在小樣本時同樣有過度配適的問題。

3. Schwert 方法

Schwert (1987) 所採用之方法可用來決定模型的最適落後期數，其以不大於所求得 p 值之整數為模型之最適落後期，此種方法主要運用在 KPSS

(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 單根檢定。計算方式如下

$$p = \left\lfloor 12 \left(\frac{T}{100} \right)^{0.25} \right\rfloor \quad (3.13)$$

其中 p 為落後期數

$[\]$ 為高斯符號，表示取至不大於該數之最大整數

T 為樣本數

4. 逐步迴歸

將兩個不同期數的模型利用 t 檢定或 F 檢定，來檢定落後期數之係數是否顯著，以決定模型之最適落後期。



第三節 平滑轉換自我迴歸模型

在進行完相關的前置作業後，接下來即本研究最重要的部分，平滑轉換自我迴歸（STAR）模型的實證研究。其大致可分為以下幾個步驟，自我迴歸（auto-regression, AR）模型的建立、線性檢定、STAR 模型的選擇（ESTAR 或 LSTAR）、模型預測能力檢驗。以下將先介紹平滑轉換自我迴歸（STAR）模型，再依序介紹實證步驟方法。

1. 平滑轉換自我迴歸（STAR）模型介紹

總體經濟變數大多為時間序列資料，非線性理論模型在近期逐漸被學術界重視。最早提出之非線性模型的可以說是 Tong（1978）提出門檻自我迴歸模型（threshold autoregressive model, TAR），用以描述偏誤調整行為為一間斷的非線性動態調整過程。晚近的學者為了使門檻自我迴歸模型更一般化，Granger 及 Terasvirta（1993）便提出平滑轉換自我迴歸模型（smooth transition autoregressive model, STAR），可將偏誤調整行為描繪成一平滑且連續的非線性動態過程。

STAR 模型可以簡單的用下列式子表示之

$$Y_t = \mu_{10} + \sum_{j=1}^p \mu_{1j} Y_{t-j} + \left[\mu_{20} + \sum_{j=1}^p \mu_{2j} Y_{t-j} \right] F(Y_{t-d}, \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

其中 Y_t 為一定態（stationary）且具遍歷性（ergodicity）的過程

ε 為殘差項且滿足 $\varepsilon \sim \text{iid} (0, \sigma^2)$

p 為落後期數

μ_1, μ_2, μ_{ij} ($i=1, 2, j=1, 2 \dots p$) 為模型待估參數

$F(Y_{t-d}, \gamma, c)$ 為轉換函數，為一連續函數且 $F \in [0, 1]$

d 為延遲期數（delay）

γ 為調整速度

c 為門檻值

其中調整速度 γ 通常大於零，其表示從一形態轉換至另一形態的速度。當調整速度 γ 越大，函數變動的幅度也相對越大，表示當變數受到外生衝擊影響時，調整的速度較快，變數被影響的時間較短。反之，當調整速度 γ 越小時，其必須花費較長的時間來調整外生衝擊對變數所造成的影響。

此外臨界值 c 愈大，表示轉換函數對外在衝擊的容忍度愈大，較不易作出不同結構之動態調整。

由於轉換函數 F 基本上可分為兩大類，對數型 (logistic) 函數及指數型 (exponential) 函數，因此 STAR 模型可依轉換函數型態分為兩大類，即對數型平滑轉換自我迴歸模型 (logistic smooth transition autoregressive model, LSTAR) 及指數型平滑轉換自我迴歸模型 (exponential smooth transition autoregressive model, ESTAR)。以下將介紹兩種轉換函數的特性。

(1) 對數型 (logistic) 函數

當 F 為對數型函數時，其可以下列式子表示之

$$F(Y_{t-d}, \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(Y_{t-d} - c))} \quad (3.15)$$

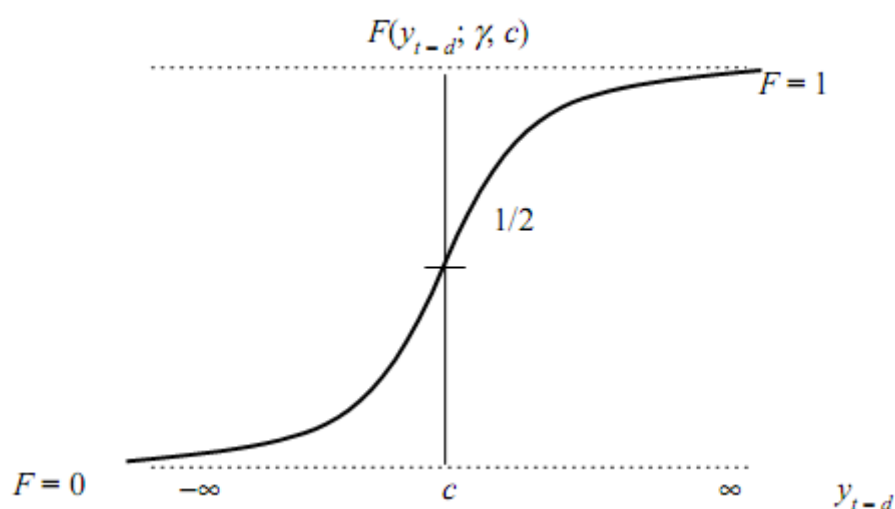
A. 當調整速度 $\gamma = \infty$ 、 $Y_{t-d} > c$ 時， $F(Y_{t-d}, \gamma, c) = 1$

B. 當調整速度 $\gamma = \infty$ 、 $Y_{t-d} < c$ 時， $F(Y_{t-d}, \gamma, c) = 0$

C. 當調整速度 $\gamma = 0$ 時， $F(Y_{t-d}, \gamma, c) = 1/2$

Chen 及 Wu (2000) 表示由以上條件假設可看出，當調整速度 γ 過大，門檻值為 c 時， $F(Y_{t-d}, \gamma, c)$ 將等於 0 或 1，模型將退化為兩條件迴歸式，即模型退化為門檻自我迴歸模型 (threshold autoregressive model, TAR) (Tong (1978))。

若將對數型轉換函數繪於圖形，可由圖形看前述單調遞增函數 (monotonically increasing function)，且其轉換之過程呈平滑且連續的特性。如下圖所示



資料來源：李建強、張佩鈴、陳珮芬 (2006)「台灣毛豬市場批發價格的非線性模型分析」

【圖 3-3】對數型轉換函數圖形

(2) 指數型 (exponential) 函數

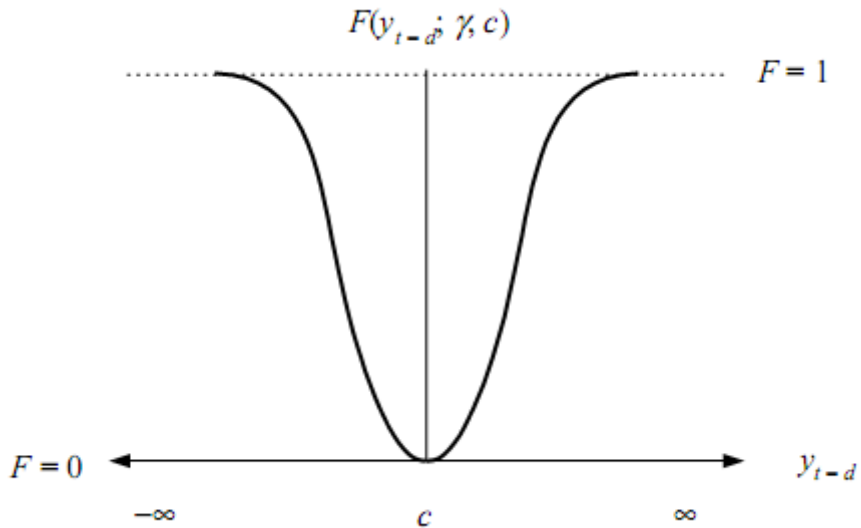
當 F 為指數型函數時，其可以下列計算式表示之

$$F(Y_{t-d}, \gamma, c) = 1 - \exp(-\gamma(Y_{t-d} - c)^2) \quad (3.16)$$

A. 當調整速度 $\gamma = \infty$ 時， $F(Y_{t-d}, \gamma, c) = 1$

B. 當調整速度 $\gamma = 0$ 時， $F(Y_{t-d}, \gamma, c) = 0$

若將對數型轉換函數繪於圖形，可明顯看出其圖形呈現 U 字型，並且以臨界值 c 為對稱點，且其轉換的過程呈現平滑且連續的特性。如下圖所示



資料來源：李建強、張佩鈴、陳珮芬（2006）「台灣毛豬市場批發價格的非線性模型分析」

【圖 3-4】指數型轉換函數圖形

由以上兩種轉換函數圖形可看出，兩種模型（LSTAR、ESTAR）皆呈現平滑且連續的轉換過程，但兩種模型的基本轉換方式卻大不相同。LSTAR 對於在兩形態間呈現平滑轉換過程且不具有對稱性的序列資料，其解釋能力較強；而 ESTAR 對於在兩形態間具有對稱性轉換的序列資料，其解釋能力較強。

2. 建立自我迴歸（auto-regression，AR）模型

欲進行後續相關研究，必須先建立一個自我迴歸模型，用以確定模型的落後期數（ p ）。首先，必須先估計一階自我迴歸模型（AR（1）），其可表示為

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

並分別求算 AIC 及 SBC，待下步驟使用。接著估計二階自我迴歸模型(AR(2))，其可表示為

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

同樣分別求算 AIC 及 SBC，待下步驟使用。持續進行上述步驟，求算更高階次自我迴歸模型之 AIC 及 SBC。最後比較這些自我迴歸模型的 AIC 及 SBC，選擇 AIC 及 SBC 值最小之自我迴歸模型，以決定最適落後期 p。

然而本研究因後續採用 WinRATS Pro7.0 軟體進行實證過程，故將採取軟體內建之最適落後期，做為該研究之最適落後期選擇方式。

3. 線性檢定

欲進行線性檢定，必須先給予其一輔助迴歸方程式，Teräsvirta (1994) 文中提到利用三階泰勒展開式，可將標的變數 Y_t 表示為

$$Y_t = \beta_{00} + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j} Y_{t-j} + \beta_{1j} Y_{t-j} Y_{t-d} + \beta_{2j} Y_{t-j} Y_{t-d}^2 + \beta_{3j} Y_{t-j} Y_{t-d}^3) + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

其中 d 為延遲期數

ε 為殘差項

進行線性檢定之虛無假設和對立假設分別如下所示

$$H_0: \beta_{1j} = \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad , \quad j=1,2,\dots,p$$

H_1 : 上列有一關係不成立

若檢定結果不拒絕虛無假設 H_0 ，則表示該方程式為線性模型；反之，若檢定結果拒絕虛無假設 H_0 ，則表示該方程式拒絕線性的假設，為非線性模型。

於套裝軟體 WinRATS Pro7.0 操作線性檢定時，軟體會依據給定之 d 值範圍，由小而大逐一測試非線性條件，我們選擇 p-value 最小之結果，做為線性檢定之參考指標。則此時滿足該非線性條件下的 d 值，即為 STAR 模型中的最適延遲期數 d。

4. 選擇 STAR 模型 (ESTAR 或 LSTAR)

經過線性檢定確定模型為非線性後，接著必須決定此模型適合何種 STAR 模型。Teräsvirta 及 Granger (1993) 提出選擇最佳配適之非線性模型的方法，可用於判別模型為 ESTAR 或 LSTAR。其所用之檢定虛無假設及對立假設如下

$$H_{01} : \beta_{3j} = 0 \quad , \quad j=1,2,\dots,p$$

$$H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0 \quad , \quad j=1,2,\dots,p$$

$$H_{03} : \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad , \quad j=1,2,\dots,p$$

經過進行一系列的檢定過程，當檢定結果拒絕 $H_{01} : \beta_{3j} = 0$ ，表示該時間序列資料適合 LSTAR 模型；當檢定結果接受 $H_{01} : \beta_{3j} = 0$ ，但拒絕 $H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0$ 表示該時間序列資料適合 ESTAR 模型；當檢定結果接受 $H_{01} : \beta_{3j} = 0$ 及 $H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0$ ，但拒絕 $H_{03} : \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0$ ，表示該時間序列資料適合 LSTAR 模型。若檢定結果全部接受 $H_{01} : \beta_{3j} = 0$ 、 $H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0$ 及 $H_{03} : \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0$ ，則模型應為線性模型。

理論的檢定方式如上所述，依序檢定 $H_{01} : \beta_{3j} = 0$ 、 $H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0$ 及 $H_{03} : \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0$ ，選擇出最佳配適之非線性模型。然而一般在設定較低顯著水準或採用較長樣本期間之情況下，檢定結果極易拒絕 $H_{01} : \beta_{3j} = 0$ ，而誤判模型最佳配適類型為 LSTAR，造成模型建立上的偏誤。

Teräsvirta 及 Granger (1993)、Teräsvirta (1994) 針對此問題提出解決方法，其建議應同時考慮 $H_{01} : \beta_{3j} = 0$ 、 $H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0$ 及 $H_{03} : \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0$ 三個虛無假設之 p-value，以最小者為其判別依據。即若 H_{01} 或 H_{03} 之 p-value 為當中最小者，則不論 H_{02} 是否為顯著，都應選擇 LSTAR 為其最佳配適類型。反之，若 H_{02} 之 p-value 為當中最小者，則不論 H_{01} 是否為顯著，都應選擇 ESTAR 為其最佳配適類型。

在決定最佳配適之非線性模型後，本研究再以 WinRATS Pro7.0 預估其他模型參數（例如： γ 、 c ），其相關結果將於後文一一介紹。

5. 檢驗模型預測能力

在模型建立完成後，必須能將模型運用在實證資料上，因此模型的預測有效性就非常重要。因此本研究主要將藉由均方根差（root mean square error, RMSE）來檢驗模型預測的準確性。其計算方式如下

$$RMSE = \left[\frac{1}{k} \sum_{i=1}^k (Y_{t+i}^f - Y_{t+i}) \right]^{1/2} \quad (3.20)$$

其中 K 為預測期數

Y_{t+i}^f 為第 $t+i$ 期之預測值

當均方根差 RMSE 值愈小，表示實際值與預測值差距愈小，模型的預測能力也相對愈好。反之，當均方根差 RMSE 值愈大，表示實際值與預測值差異愈大，模型的預測能力也相對較弱。

第四章 實證結果分析

第一節 資料來源與前置處理

本研究主要探討利差交易 (carry trade) 是否具有獲利之可能性，可藉由檢驗已拋補利率平價說是否成立來推論之。過去大部分文獻支持利率平價說較適用於短期的利率及匯率波動預測上，對於長期匯率之預測能力稍嫌不足。本研究主要欲探討是否能以非線性模型來描述利率平價說偏離的動態調整過程，故以下的資料將以短期利率、遠期匯率做為研究標的。另曹清宗 (2005) 文中提到越長天期之利率平價說，非線性調整效果越明顯，因此本研究在短期 (一年以內) 之條件下，選擇較長天期的資料做為研究期間，故將以六個月期利率、匯率為資料來源。

本研究蒐集日本、美國、澳洲、英國、歐元區之利率、即期及遠期匯率資料，進行後續之實證研究。有關本研究所使用之數據資料來源，詳列如下表

【表 4-1】 利率、匯率資料來源表

變數	標的國	資料來源	資料內容	期間
利率	日本	台灣經濟新報	日圓六個月定存	1997.01 ~ 2009.01
	美國	台灣經濟新報	美元六個月定存	1997.01 ~ 2008.02
	澳洲	台灣經濟新報	澳幣六個月定存	1997.02 ~ 2009.01
	英國	台灣經濟新報	英鎊六個月定存	1998.04 ~ 2009.02
	歐元區	台灣經濟新報	歐元六個月定存	1999.01 ~ 2009.01
即期匯率	日本	Datastream	日圓兌美元即期	1997.01 ~ 2009.01
	美國	Datastream	--	1997.01 ~ 2008.02
	澳洲	Datastream	澳幣兌美元即期	1997.02 ~ 2009.01
	英國	Datastream	英鎊兌美元即期	1998.04 ~ 2009.02
	歐元區	Datastream	歐元兌美元即期	1999.01 ~ 2009.01
遠期匯率	日本	Datastream	日圓兌美元六個月遠期	1997.01 ~ 2009.01
	美國	Datastream	--	1997.01 ~ 2008.02
	澳洲	Datastream	澳幣兌美元六個月遠期	1997.02 ~ 2009.01
	英國	Datastream	英鎊兌美元六個月遠期	1998.04 ~ 2009.02
	歐元區	Datastream	歐元兌美元六個月遠期	1999.01 ~ 2009.01

由於資料取得緣故，樣本期間主要以 1997、1998 年至 2009 年初為主，以此段時間進行非線性模型的建立，對接續期間進行預測，並以 RMSE 檢測模型之預測能力。

由於歐元於 1999 年 1 月 1 日才正式流通使用，故資料僅自歐元於市場流通之日開始。另外“美國 - 日本”僅擷取至 2008 年 2 月為觀測樣本點，是由於 2007 年市場受到次級房貸風暴的影響，美國遭逢近十年來最嚴重的房市衰退，信用貸款緊縮的狀況也降低房市回溫的速度，同時美國官方仍對於通貨膨脹存有疑慮。因此美國聯準會 (Fed) 開始降息的動作，希望能避免經濟衰退。因此自 2007、2008 年起美國和日本之利差逐漸縮小，以美元作為目標貨幣的利差交易，其獲利情況已大不如前，因此美元在利差交易中的角色逐漸由目標貨幣轉變為融資貨幣。故本研究針對美元資料部分僅擷取到 2008 年，期能反映真實情況。

由 (3.3) 可知，已拋補利率平價說成立時，兩國的利率差異將等於外幣遠期匯率折、溢價的幅度，其關係如下

$$i - i^* = \frac{F - E}{E} \quad (4.1)$$

由於研究標的為六個月期之資料，故須將上式之頻率調整為六個月期，因此將各國定存利率 (i 及 i^*) 除以 2，以滿足需求。即

$$\frac{i}{2} - \frac{i^*}{2} = \frac{F - E}{E} \quad (4.2)$$

接著將上式移項，令兩國利差與遠期匯率折、溢價幅度的差值為 D ，

$$D = \left(\frac{i}{2} - \frac{i^*}{2} \right) - \left(\frac{F - E}{E} \right) \quad (4.3)$$

D 值即可視為已拋補利率平價說偏離均衡的幅度。因此可藉由 D 值的變動，了解其偏離調整的過程，並檢驗其調整過程是否能以非線性模型描述。本研究以

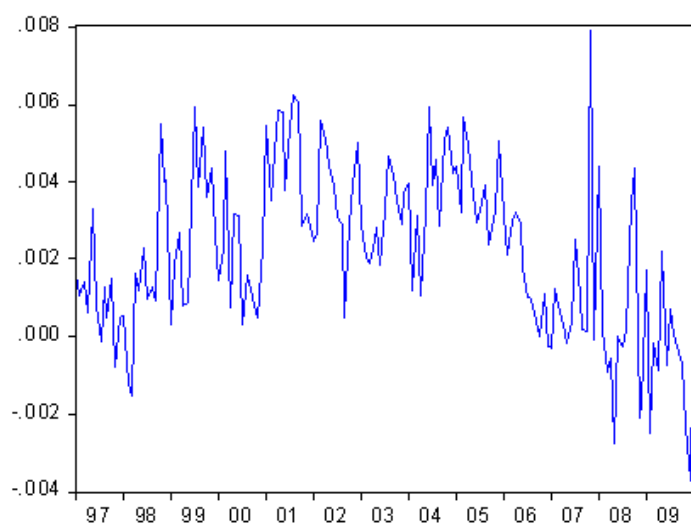
日幣為融資貨幣(funding currency)，以美元、澳幣、英鎊、歐元做為目標貨幣(target currency)，分別檢驗四組國家的利差交易是否具有獲利性可能。

第二節 實證結果

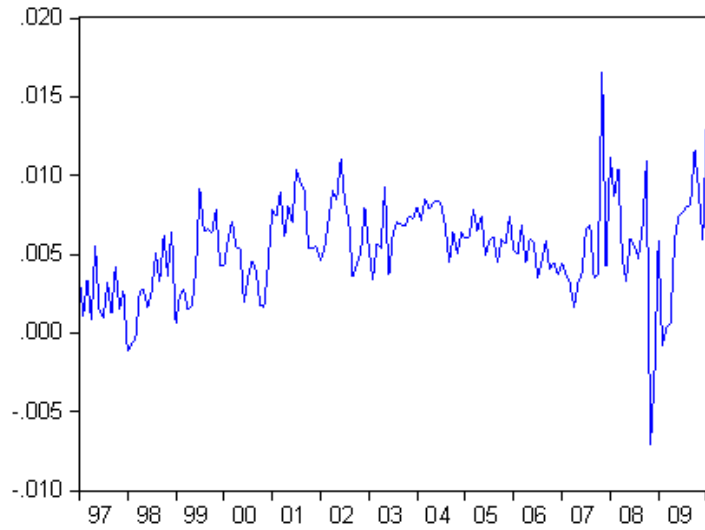
1. Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定判斷資料穩定性

總體經濟變數大多為時間序列資料，然而欲研究具有時間序列性質的資料，必須先進行單根檢定，確保所採用的資料為定態，避免發生假性迴歸情況，影響迴歸結果之判定。因此本研究將採用 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定檢驗序列資料是否為定態。

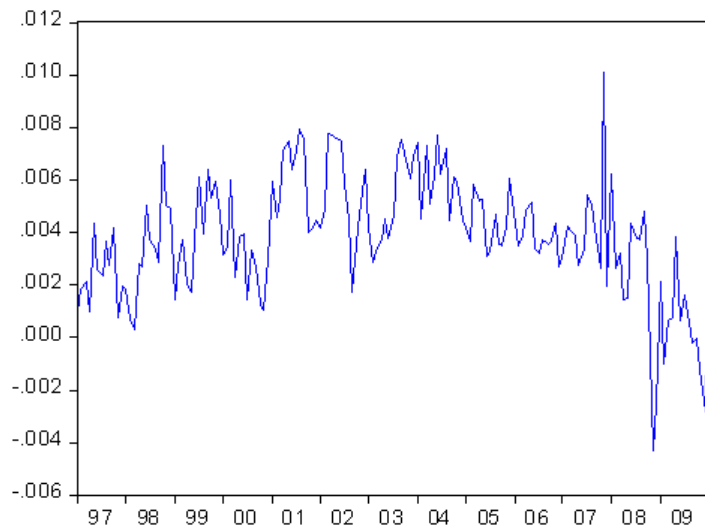
本研究使用套裝軟體 EViews 6 進行單根檢定的操作，首先根據原使資料之圖形，決定其是否具有趨勢項 (trend) 或常數項 (constant)，之後再進行相關檢定。下列為各國家組合原始資料之圖形



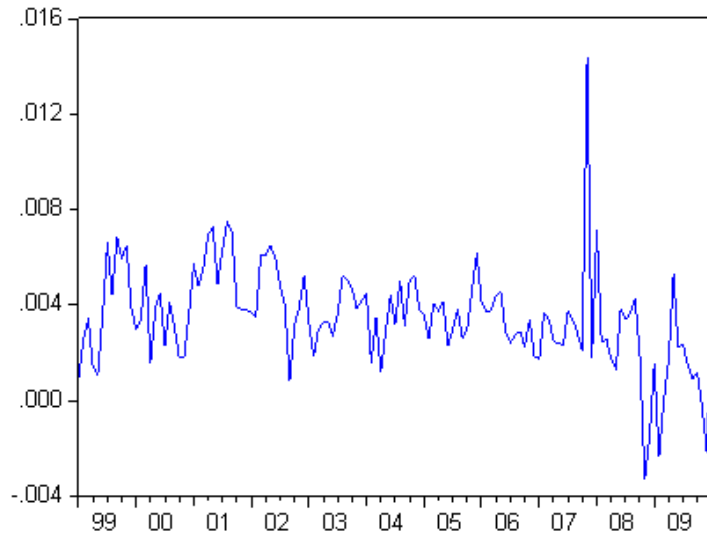
【圖 4-1】 美國對日本，原始資料 (D) 圖形



【圖 4-2】 澳洲對日本，原始資料 (D) 圖形



【圖 4-3】 英國對日本，原始資料 (D) 圖形



【圖 4-4】 歐元區對日本，原始資料 (D) 圖形

單根檢定所使用之虛無假設及對立假設如下

H_0 ：具有單根

H_1 ：不具有單根

且以 AIC 信息準則做為單根檢定之最適落後期設定，其結果如下表所示

【表 4-2】 ADF 單根檢定結果

	單根檢定中是否含 趨勢項、常數項	原始資料 (D) 之 ADF 統計量	一階差分 (D') 之 ADF 統計量
美國 - 日本	均無	-1.0980	-7.9759 ***
澳洲 - 日本	均無	-0.6827	-11.1314 ***
英國 - 日本	截距項	-4.2489 ***	--
歐元區 - 日本	截距項	-4.8588 ***	--

*** 表示在 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

** 表示在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

* 表示在 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

由上表可知美國與日本原始資料 (D) 之 ADF 統計量為 -1.098019、一階差分 (D¹) 之 ADF 統計量為 -7.975940。結果顯示美國與日本一階差分後資料呈現定態，表示其為 I(1) 數列。因此後續研究將以 D¹ 作為研究標的。

澳洲與日本原始資料 (D) 之 ADF 統計量為 -0.682658、一階差分 (D¹) 之 ADF 統計量為 -11.13186。結果顯示澳洲與日本一階差分後資料呈現定態，表示其為 I(1) 數列。因此後續研究將以 D¹ 作為研究標的。

英國與日本原始資料 (D) 之 ADF 統計量為 -4.248912。結果顯示英國與日本原始資料即已呈現定態，表示其為 I(0) 數列。

歐元區與日本原始資料 (D) 之 ADF 統計量為 -4.858815。結果顯示歐元區與日本原始資料即已呈現定態，表示其為 I(0) 數列。

2. 建立自我迴歸 (AR) 模型

本研究採取 WinRATS Pro7.0 內建之最適落後期選擇方式 (yulelags)，決定各序列資料之最適落後期 (p)。其結果如下表所示

【表 4-3】 模型最適落後期之檢定結果

	最適落後期 (p)
美國 - 日本	3
澳洲 - 日本	13
英國 - 日本	2
歐元區 - 日本	2

3. 線性檢定判斷是否適用非線性模型

在建立完自我迴歸模型，並決定最適落後期 (AR (p)) 後，接著必須進行線性檢定，以決定此時間序列資料是否適用於非線性模型。如前所述，必須給予其一輔助迴歸方程式

$$D_t = \beta_{00} + \sum_{j=1}^p (\beta_{0j} D_{t-j} + \beta_{1j} D_{t-j} D_{t-d} + \beta_{2j} D_{t-j} D_{t-d}^2 + \beta_{3j} D_{t-j} D_{t-d}^3) + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

其檢定之虛無假設及對立假設如下所示

$$H_0: \beta_{1j} = \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0, \quad j=1,2,\dots,p$$

H_1 : 上列有一關係不成立

其結果如下表所示

【表 4-4】 線性檢定結果

	線性檢定統計量 F	p-value	結果
美國 - 日本	1.9415	0.0526 *	非線性
澳洲 - 日本	2.3486	0.0007 ***	非線性
英國 - 日本	2.2342	0.0461 **	非線性
歐元區 - 日本	1.7459 (d=1)	0.1170	線性
	1.7825 (d=2)	0.1092	

*** 表示在 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

** 表示在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

* 表示在 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

由上表可知除了歐元區-日本該組合無法拒絕虛無假設，即歐元區-日本兩國利差與遠期匯率折、溢價幅度的差值（D）調整過程適用線性模型，不適用於非線性模型。其他美國-日本、澳洲-日本、英國-日本各組在 10% 的顯著水準下，均可拒絕線性檢定之虛無假設，即其利差與遠期匯率折、溢價幅度差值之一階差分（D'）應可適用於非線性模型。因此本研究將以此三國做為後續的討論標的，而歐元區-日本一組將不再進行非線性的模性配適及預測。

承上所述，當檢定結果顯示拒絕線性假設時，同時也可以決定 STAR 模型中延遲期數 d。其結果如下表所示

【表 4-5】 STAR 模型延遲期數之選擇結果

	延遲期數 (d)
美國 - 日本	2
澳洲 - 日本	1
英國 - 日本	2
歐元區 - 日本	--

4. 選擇 STAR 模型 (ESTAR 或 LSTAR)

當確定時間序列資料為非線性模型後，接著將進行非線性模型的配適，決定非線性模型為 ESTAR 或 LSTAR。其虛無假設及對立假設如下所示

$$H_{01} : \beta_{3j} = 0 \quad , \quad j=1,2,\dots,p$$

$$H_{02} : \beta_{2j} = 0 \mid \beta_{3j} = 0 \quad , \quad j=1,2,\dots,p$$

$$H_{03} : \beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0 \quad , \quad j=1,2,\dots,p$$

各組序列資料所得結果，依序如下表所示

(1) 美國 - 日本

【表 4-6】 美國對日本，最佳配適 STAR 模型之檢定結果

	檢定統計量 F	p-value	結果
H ₀₁	0.8289	0.4806	LSTAR
H ₀₂	1.7000	0.1707	
H ₀₃	3.2614	0.0238 **	

*** 表示在 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

** 表示在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

* 表示在 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

(2) 澳洲 - 日本

【表 4-7】 澳洲對日本，最佳配適 STAR 模型之檢定結果

	檢定統計量 F	p-value	結果
H ₀₁	1.5072	0.1337	LSTAR
H ₀₂	0.9551	0.5011	
H ₀₃	4.2332	0.0000 ***	

*** 表示在 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

** 表示在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

* 表示在 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

(3) 英國 - 日本

【表 4-8】 英國對日本，最佳配適 STAR 模型之檢定結果

	檢定統計量 F	p-value	結果
H ₀₁	0.5366	0.5861	ESTAR
H ₀₂	2.6975	0.0715 *	
H ₀₃	2.5070	0.0857	

*** 表示在 1% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

** 表示在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

* 表示在 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設

由先前章節的介紹，在選擇非線性模型最佳配適類型時，必須選擇三個虛無假設中 p-value 最小者，避免模型建立上的偏誤。由以上表格可看出，對於美國 - 日本、澳洲 - 日本來說，其分別檢定之結果，均以 H₀₃ : $\beta_{1j} = 0 \mid \beta_{2j} = \beta_{3j} = 0$ 具有最小 p-value，故推論對這兩個組合來說，其最佳配適之非線性模型為 LSTAR。然而英國 - 日本一組，即使 H₀₂、H₀₃ 在 10% 的顯著水準下均呈現顯著，但本研究仍選擇 p-value 最小者為其最佳配適模型，即以拒絕 H₀₂ 為參考標準，故英國 - 日本應適用 ESTAR 為其最佳配適模型。

5. 決定 STAR 模型參數

當決定最佳配適之非線性模型及延遲期數(d)後，接著繼續以 WinRATS Pro7.0 估計 STAR 模型其他參數。如前所述，STAR 模型之一般式為

$$D_t = \mu_{10} + \sum_{j=1}^p \mu_{1j} D_{t-j} + \left[\mu_{20} + \sum_{j=1}^p \mu_{2j} D_{t-j} \right] F(D_{t-d}, \gamma, c) + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

首先估計各落後項之係數，先前已得知各時間序列資料的最適落後期，本研究將在該落後期數範圍內，以 WinRATS Pro7.0 進行相關分析，選取有顯著之落後期，為該研究之模型建立基礎。各組國家之相關結果如下所示

(1) 美國 - 日本

【表 4-9】 美國對日本，預測方程式之係數檢定結果

	係數	p-value
μ_{11}	-0.454294	0.0000
μ_{13}	-0.304581	0.0044
μ_{23}	0.420410	0.0255
γ	400057487.677500	0.0000
c	0.000720	0.0000

因此美國 - 日本該組之模型預測一般式可表示為

$$D_t = (-0.454294)D_{t-1} + (-0.304581)D_{t-3} + [(0.420410)D_{t-3}] \times \frac{1}{1 + \exp[-400057487.677500 \times (D_{t-2} - 0.000720)]} \quad (4.6)$$

(2) 澳洲 - 日本

【表 4-10】 澳洲對日本，預測方程式之係數檢定結果

	係數	p-value
μ_{11}	-0.3129333	0.0001
μ_{21}	-0.8941440	0.0000
μ_{22}	-0.6917780	0.0000
γ	511.1116576	0.0000
c	0.0036494	0.0000

因此澳洲 - 日本該組之模型預測一般式可表示為

$$D_t^* = (-0.3129333)D_{t-1}^* + [(-0.8941440)D_{t-1}^* + (-0.6917780)D_{t-2}^*] \times \frac{1}{1 + \exp[-511.1116576 \times (D_{t-1}^* - 0.0036494)]} \quad (4.7)$$

(3) 英國 - 日本

【表 4-11】 英國對日本，預測方程式之係數檢定結果

	係數	p-value
μ_{10}	-0.002176946	0.2553
μ_{11}	1.243844066	0.0006
μ_{20}	0.004640908	0.0174
μ_{21}	-1.101582352	0.0032
μ_{22}	0.364456086	0.0006
γ	5.775384988	0.0678
c	0.005334745	0.0000

因此英國 - 日本該組之模型預測一般式可表示為

$$\begin{aligned} D_t = & (-0.002176946) + (1.243844066)D_{t-1} \\ & + [(0.004640908) + (-1.101582352)D_{t-1} + (0.364456086)D_{t-2}] \\ & \times \{1 - \exp[-5.775384988 \times (D_{t-2} - 0.004334745)]\} \end{aligned} \quad (4.8)$$

由以上三式可看出，三組國家理論上皆可用一條非線性 STAR 模型方程式，描述兩國利差與遠期匯率折、溢價幅度的差值 (D) 的調整過程。而根據 Chen 及 Wu (2000) 指出當調整速度趨近無窮大時，該模型將退化為門檻自我迴歸模型 (TAR)。因此可將 TAR 模型視為 STAR 模型的特例之一。對於美國 - 日本該組之調整速度為 400057487.6775 已明顯過大，將退化為 TAR 模型，其一般式將轉變為

$$D_t = (-0.454294)D_{t-1} + (-0.304581)D_{t-3} + [(0.420410)D_{t-3}] \\ \times \frac{1}{1 + \exp[-400057487.677500 \times (D_{t-2} - 0.000720)]}$$

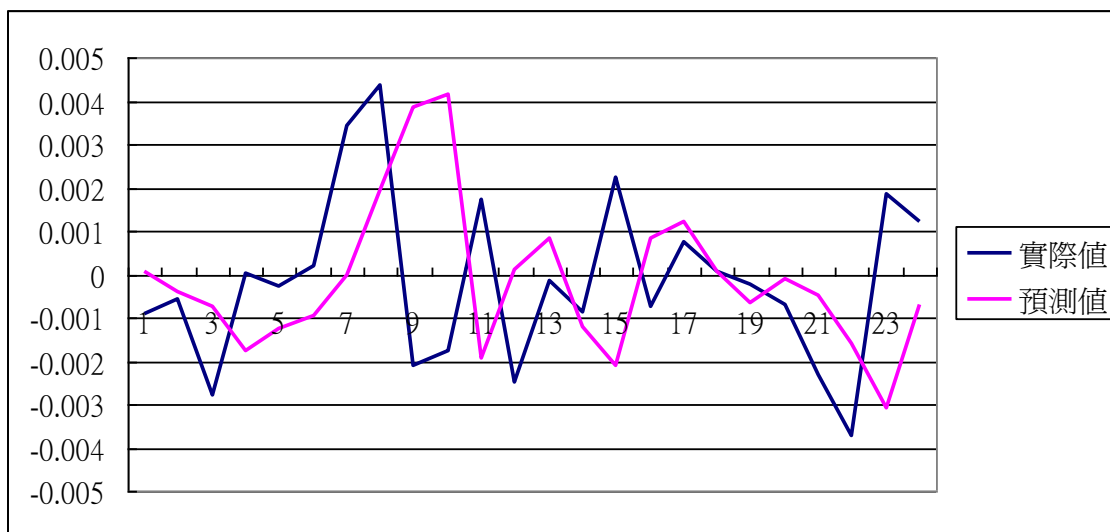
當 $D_{t-2} > 0.000720$ 時， $F(D_{t-2}, \gamma, c) = 1$

當 $D_{t-2} < 0.000720$ 時， $F(D_{t-2}, \gamma, c) = 0$

6. 檢驗模型預測能力

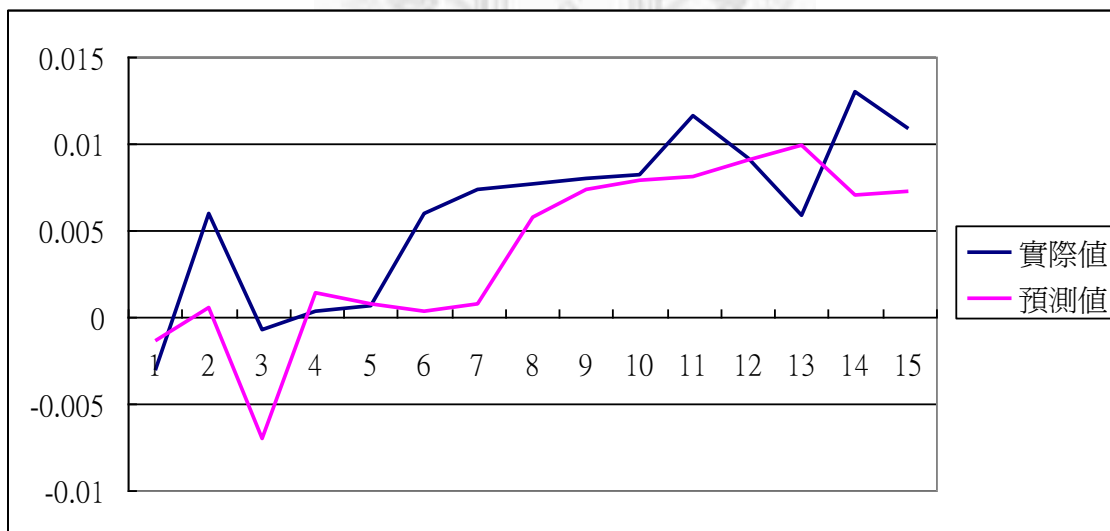
模型建立完成，必須檢驗其預測能力是否準確，因此本研究採用均方根差 (RMSE) 來評估模型的預測準確性。以下將顯示各組模型對於兩國利差與遠期匯率折、溢價幅度的差值 (D) 之預測圖形

(1) 美國 - 日本



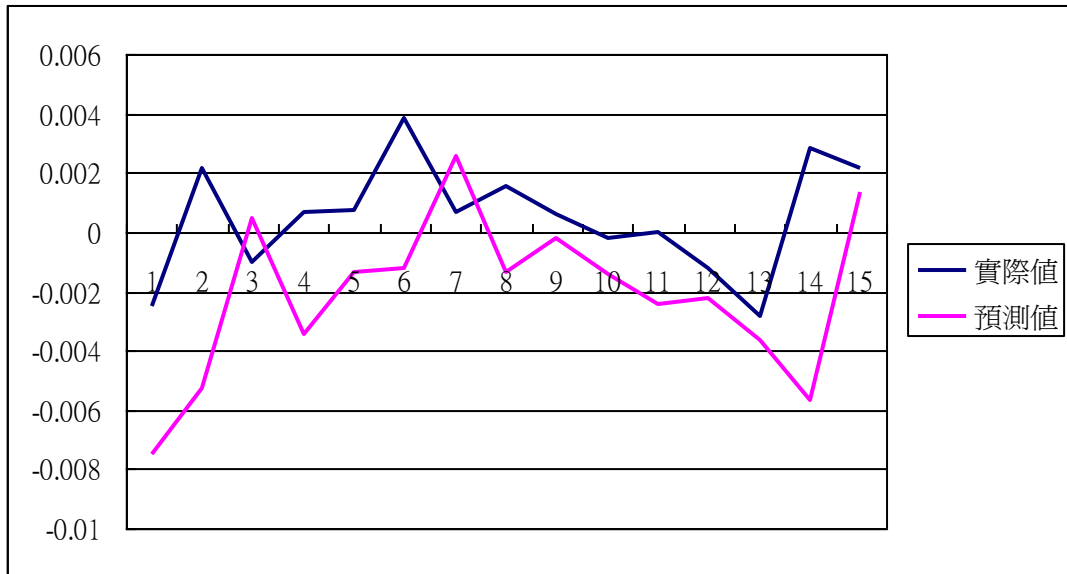
【圖 4-5】 美國對日本，偏離情況預測圖

(2) 澳洲 - 日本



【圖 4-6】 澳洲對日本，偏離情況預測圖

(3) 英國 - 日本



【圖 4-7】 英國對日本，偏離情況預測圖

由圖形可見模型所預測之走勢與實際情況大致相同，然而在數值及時間準確性上仍稍嫌不足。其中美國對日本、英國對日本在整個預測期間，其兩國利差與遠期匯率折、溢價幅度的差值（D）於零位置上下波動（美國對日本：預測平均值為 -0.0001625、英國對日本：預測平均值為 -0.002102389），已拋補利率平價說大致均成立，即市場資金持有者執行利差交易將可能無法從中獲利。

然而澳洲對日本一組，不論對於實際值或預測值，在初期仍遵行已拋補利率平價說（澳洲對日本：預測平均值為 0.003841332），利差交易亦無套利空間。但長期來說可明顯發現其已逐漸偏離已拋補利率平價說均衡，因此利差交易將可能有獲利空間。

下表為三組國家預測資料的均方根差

【表 4-12】 各組資料均方根差比較表

	均方根差 (RMSE)
美國 - 日本	0.00272
澳洲 - 日本	0.01851
英國 - 日本	0.00387

由上列數據可發現，各組資料的 RMSE 值都相當接近零，表示預測模型具有良好的預測能力。



本研究以平滑轉換自我迴歸 (STAR) 模型做為研究理論模型，其假設標的序列資料會依據轉換函數 ($F(Y_{t-d}, \gamma, c)$) 平滑且較緩慢的調整至另一型態。即各組國家間之已拋補利率平價說之偏離情況，將會依據模型逐漸調整至均衡狀態。以下列出樣本觀測期間，可能影響已拋補利率平價說偏離均衡的國際重要事件

- 1997 年至 1998 年

亞洲金融風暴

- 1998 年 4 月 1 日

日本實施「外匯改革法」、「改正日本銀行法」等金融體制改革法案

- 1999 年

歐元開始為國際交易貨幣

- 2001 年

美國九一一事件

- 2002 年

歐盟 12 個會員國正式採用歐元為市場流通貨幣

- 2003 年

美伊戰爭

- 2005 年

英國倫敦連續爆炸案

- 2007 年

美國次級房貸風暴



第五章 結論與建議

第一節 結論

在過去的文獻中不乏見到利率平價說之實證研究，考慮各種可能因素，欲闡述理論之成立與否的原因。早期多採線性模型進行迴歸分析預測，之後有相關的非線性模型被提出及運用，使利率平價說備受重視。非線性模型多以門檻自我迴歸模型（TAR）為研究方式，本研究改以平滑轉換自我迴歸模型（STAR）作為研究方式，進行已拋補利率平價說之驗證，並說明利差交易之獲利可行性。

以下歸納本研究之幾點結論：

1. 以日圓為融資貨幣，美元、澳幣、英鎊及歐元為目標貨幣，進行已拋補利率平價說之驗證。結果顯示歐元區對日本之兩國利差與遠期匯率折、溢價幅度的差值（D）存在線性關係；而美國對日本、澳洲對日本、英國對日本則有呈現非線性關係，可進行以下之非線性 STAR 模型建立。
2. 經研究澳洲對日本、英國對日本可用 STAR 模型描述 D 值之偏離調整過程。而美國對日本一組，由於其調整速度（ γ ）過大，使 STAR 模型退化為非線性 TAR 模型。但根據均方根差判斷，三組非線性模型均具有良好之預測能力。
3. 美國對日本、英國對日本在預測期間內已拋補利率平價說均成立，同時也隱含金融市場及外匯市場為有效率，因此無法藉利差交易獲取額外利益。而澳洲對日本一組，已拋補利率平價說僅在預測初期有成立，長期下逐漸偏離已拋補利率平價說均衡，金融市場及外匯市場不具效率，因此對於此組合資金持有者將可藉利差交易獲取額外利益。

第二節 未來建議

本研究主要以日圓為融資貨幣，美元、英鎊、澳幣、歐元等為目標貨幣，以平滑轉換自我迴歸模型進行各國的已拋補利率平價說實證。最後提供幾點未來研究上之建議

1. 從市場資料可以明顯發現，利差交易並非僅存在上述國家間，尚有其他貨幣亦作為資金持有者之融資貨幣或目標貨幣。因此在往後研究中，可考慮採用其他不同的貨幣組合，再行驗證已拋補利率平價說，或許能獲得更佳的 STAR 模型配適及預測能力。

2. 從本研究結果可以發現，美元兌日圓一組由於其調整速度 (γ) 過大，導致平滑轉換自我迴歸 (STAR) 模型退化為門檻自我迴歸 (TAR) 模型。故可考慮直接採用非線性 TAR 模型進行利率平價說之實證，比較是否能比 STAR 模型有更佳之預測能力。

3. 本研究利率、匯率等資料主要來自台灣經濟新報及 Datastream，然而各資料庫提供多種不同天期、來源之利率、匯率資料，因此若選擇不同天期或來源之原始資料，可能導致不同之推論結果。

參考文獻

一、中文部分

1. 沈中華 (1992),「用無拋補利率平價說解釋臺灣利率與美元匯率的變動」, 企銀季刊, 第十六卷, 第一期, 第 1-13 頁。
2. 萬哲鈺 (1995),「匯率動態之非線性分析」, 企銀季刊, 第十八卷, 第三期, 第 98-105 頁。
3. 黃德芬(1997),「台灣地區風險利率平價說之驗證-解除外匯管制前後之比較」, 台灣銀行台灣經濟金融月刊, 第三十三卷, 第一期, 第 14-27 頁。
4. 黎明淵、紀燕翎 (2002),「購買力平價說對匯率動態有解釋能力嗎? - 台幣與美元匯率實證結果」, 亞太經濟合作評論, 第九期, 第 50-71 頁。
5. 楊奕農、楊明憲 (2003),「生產效率估計之非線性考量: 平滑轉換迴歸在台灣農業部門生產效率估計之應用」, 農業經濟半年刊, 第七十四期, 第 1-21 頁。
6. 曹清宗 (2005),「拋補利率平價說之實證研究 - 以台灣與美國為例」, 台灣大學國際企業學研究所碩士論文。
7. 張玉芹、林桂軍、汪壽陽 (2006),「東盟五國匯率序列的非線性檢驗」, 系統工程理論與實踐, 第十一期。
8. 李建強、張佩鈴、陳珮芬(2006),「台灣毛豬市場批發價格的非線性模型分析」, 農業經濟半年刊, 第 80 期, 第 59-95 頁。
9. 陳仕偉、陳秀香 (2007),「貨幣模型能否解釋匯率的波動行為 - 臺灣與韓國的實證研究」, 臺灣銀行季刊, 第五十八卷, 第四期, 第 160-182 頁。
10. 寶華綜合研究院 (2007),「利差交易與近期全球金融市場走勢」。
11. 吳博欽、申志偉、潘聖潔 (2009),「匯率的非線性調整, 套利與經濟價值可預測性」, 人文及社會科學集刊, 第二十一卷, 第一期, 第 101-142 頁。

二、英文部分

1. Akaike, H. (1974) , “*A new look at the statistical model identification*”, IEEE Transactions on Automatic Control, 19(6), pp.716-723.
2. Carvalho, J.V., Sachsida, A., Loureiro, P.R.A., and Moreira, T.B.S. (2005) , “*Uncovered Interest Parity in Argentina, Brazil, Chile, and Mexico: A Unit Root Test Application with Panel Data*”, Review of Urban and Regional Development Studies, 16, pp.263-269.
3. Chen S.L., and Wu J.L. (2000) , “*A re-examination of purchasing power parity in Japan and Taiwan*”, Journal of Macroeconomics, 22(2), pp.271-284.
4. Cumby, R.E., and Obstfeld, M.(1981) , “*A Note on Exchange-Rate Expectations and Nominal Interest Differentials*”, Journal of Finance, 36, pp.697-704.
5. Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1979) , “*Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root*”, Journal of American Statistical Association, 74, pp.427-31.
6. Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1981) , “*Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*”, Econometrica, 49, pp. 1057-72.
7. Fama, E. (1984) , “*Forward and Spot Exchange Rates*”, Journal of Monetary Economics, 14, pp.319-338.
8. Gagnon, J.E., and Chaboud, A.P. (2007) , “*What can the data tell us about carry trades in Japanese yen?*”, International Finance Discussion Papers, Board of 47 Governors of the Federal Reserve System.
9. Gyntelberg, J., and Remolona, E.M. (2007) , “*Risk in carry trades: a look at target currencies in Asia and the Pacific*”, BIS Quarterly Review.
10. Hansen, L.P., and Hodrick, R.J. (1980) , “*Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis*”, Journal of Political

- Economy, 88(5), pp.829-853.
11. Hurvich, C.M., and Tsai, C.L. (1989) , “*Regression and time series model selection in small samples*”, *Biometrika*, 76(2), pp.297-307.
 12. Ito, T. (1988) , “*Use of (time-domain) vector autoregressions to test uncovered interest parity*”, *The review of Economics and Statistics*, 70(2), pp.296-305.
 13. Jones, S. (2009) , “*Deviations from covered interest parity during the credit crisis*”, NYU Stern Business School working paper.
 14. Kapetanios, G., Shin, Y., and Snell, A. (2003) , “*Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework*”, *Journal of Econometrics*, 112, pp.359-379.
 15. Lee, B.J. (2007) , “*Uncovered Interest Parity: Cross-sectional Evidence*”, MPRA Paper.
 16. MacDonald, R., and Torrance, T.S. (1989) , “*Some survey-based tests of uncovered interest parity*”, In *Exchange Rates and Open Economy Macroeconomics*, eds. R. MacDonald and M.P. Taylor, Mass.: Blackwell, pp.239-248.
 17. MacDonald, R., and Taylor, M.P., (1993) , “*The monetary approach to the exchange rate: rational expectations, long-run equilibrium, and forecasting*”, *IMF Staff Papers*, 40, pp.89-107.
 18. Mehl, A., and Cappiello, L. (2009) , “*Uncovered Interest Parity at Long Horizons: Evidence on Emerging Economies*”, *Review of International Economics*, 17(5), pp.1019-1037.
 19. Michael, P., Nobay, A.R., and Peel, D.A. (1997) , “*Transactions Cost and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates : an Empirical Investigation*”, *Journal of Political Economy*, 105, pp.862-879.
 20. Nishigaki, H. (2007) , “*Relationship between the yen carry trade and the related financial variables*”, *Economics Bulletin*.

21. Peter, E.E. (1994), "*Fractal Market Analysis :Applying Chaos Theory to Investment and Econometrics*", John Wiley and Sons, New York.
22. Said, S., and Dickey, D. (1984) , "*Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Model of Unknown Order*", *Biometrika*, 71, pp.599-607.
23. Sarantis, N. (1999) , "*Modeling non-linearities in real effective exchange rates*", *Journal of International Money and Finance*, 18, pp.27-45.
24. Schwarz, G. (1978) , "*Estimating the dimension of a model*", *Annals of Statistics*, 6, pp.461-464.
25. Schwert, G.W. (1987) , "*Effects of model specification on tests for unit roots in macroeconomic data*", *Journal of Monetary Economics*, 20(1), pp.73-103.
26. Taylor, M.P. (1987) , "*Risk premia and foreign Exchange: a multiple time series approach to testing uncovered interest-rate parity*", *Review of World Economics*, 123, pp.579-591.
27. Taylor, M.P., and Allen, H. (1992) , "*The use of technical analysis in the foreign exchange market*", *Journal of International Money and Finance*, 11, pp.304-314.
28. Teräsvirta, T. (1994) , "*Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models*", *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), pp.208-218.
29. Teräsvirta, T., and Anderson, H.M. (1992) , "*Characterizing Nonlinearities in Business Cycles using Smooth Transition Autoregressive Models*", *Journal of Applied Econometrics*, 7, pp.S119-S139.
30. Teräsvirta, T. , and Granger, C.W.J. (1993) , "*Modeling Nonlinear Economic Relationships*", Oxford University Press, Oxford.
31. Thornton, D.L. (1989) , "*Tests of Covered Interest Rate Parity*", *Federal Reserve Bank of ST. Louis*, July/August, pp.55-66.