

# 匯率的非線性調整、套利 與經濟價值可預測性\*

吳博欽

中原大學  
國貿系教授

申志偉

中原大學  
國貿系碩士

潘聖潔

中國科技大學  
國際商務系副教授

多數狀態轉換模型提供較線性模型為佳的配適度，而在樣本外預測卻難以推翻 Meese and Rogoff (1983) 認為名目匯率不可預測的結論。文獻在衡量匯率模型預測能力多數建立在預測誤差上，但較低的預測誤差並不代表較高的收益性或經濟價值。本文應用 STAR 家族模型探討 1990 至 2007 年間美元兌英鎊與日元的報酬率，檢定 MF 模型與 AR 模型是否存在非線性的調整行為，並評估預測誤差與經濟價值。實證結果顯示，英鎊與日元的報酬率分別呈現 Logistic 與 Exponential 型式的 ST(A)R 模型，且能提升線性模型的配適度。在樣本外向前一期滾動預測上，ST(A)R 模型的預測誤差雖無法完全超越 Random Walk 或線性模型，卻可提供較佳的擇時能力。對於 Mean-Variance 投資者而言，STAR 模型具有最佳的擇時與資產配置能力，並提供高報酬低風險的效率投資組合，顯示提升經濟價值時須考量報酬率存在狀態轉換現象。

關鍵字：貨幣基要、套利、平滑轉換（自我）迴歸模型、擇時能力、  
資產配置

---

\* 非常感謝兩位匿名審查教授提供寶貴的修正意見。

收稿日期：96 年 12 月 19 日；接受刊登日期：97 年 10 月 22 日

## 壹、前言

自 Meese and Rogoff (1983: 3-24) 指出貨幣學派模型與時間序列模型在名目匯率的預測能力上無法超越隨機漫步 (Random Walk, RW) 模型的結論起,<sup>1</sup> 即引發相關研究者的論戰。除了少數文獻 (Rapach and Wohar, 2002: 359-385)<sup>2</sup> 外, 多數皆認為時間序列模型適用於較短期預測, 貨幣學派模型與名目匯率偏離貨幣基要 (Monetary Fundamentals, MF) 的誤差修正模型 (Error Correction Model, ECM) 則較適用於長期預測 (Chinn and Meese, 1995: 161-178; Mark, 1995: 201-218; Brooks, 1997: 125-145; Groen, 2000: 299-319; Mark and Sul, 2001: 29-52)。<sup>3</sup> 就外匯實務而言, 經理人或投資者較關心向前一期預測 (one-step-ahead forecasts) (Allen and Taylor, 1990: 49-59; Frankel and Froot, 1990: 79-126), 此時則仍以 RW 為較佳的預測模型 (Berkowitz and Giorgianni, 2001: 81-91)。因此, 預測期間長短影響模型的預測績效。

Meese and Rogoff (1983: 3-24) 認為預測模型無法優於 RW 模型, 原因包括: 存在非線性型式、聯立方程式的偏誤、抽樣誤差及模型誤設等。若經濟變數受政策或非經濟事件衝擊而存在結構轉變時, 將導致估計參數在不同狀態間進行非線性的調整。近年來狀態轉換 (regime switching) 模型相繼現世, 諸如門檻自我迴歸 (Threshold Autoregressive, TAR) 模型、馬可夫轉換 (Markov Switching, MS) 模型、平滑轉換自我迴歸 (Smooth

---

1 Obstfeld and Rogoff (2000: 339-390) 指出貨幣學派結構模型的預測能力不及隨機漫步模型, 稱為 “exchange rate disconnect puzzle” 的現象, 支持 Frenkel (1981: 665-705) 認為名目匯率呈現隨機漫步走勢的結論。

2 Rapach and Wohar (2002: 359-385) 採用 Clark and McCracken (2001: 85-110) 所提出的 new encompassing (NEW-ENC) 檢定作為預測模型間的涵蓋性檢定。

3 長期預測表示向前多期預測, Mark (1995: 201-218) 指出預測期為 12 至 16 季時, MF 模型的預測能力優於 RW 模型。Engel (2000: 123-192) 指出貨幣學派模型在短期預測時主要受限於購買力平價 (Purchasing Power Parity, PPP) 及未拋補利率平價 (Uncovered Interest Rate Parity, UIRP) 是建立在長期均衡條件下。

Transition Autoregressive, STAR) 及類神經網路 (Neural Networks, NN) 模型等。隨著這些非線性模型的發展, 文獻開始探討非線性模型能否提升線性模型的預測能力, Engel and Hamilton (1990: 689-713), Brooks (1996: 307-317; 1997: 125-145) 均支持名目匯率存在非線性時間序列調整過程。Michael et al. (1997: 862-879), Chen and Wu (2000: 271-284) 與 Kilian and Taylor (2003: 85-107) 更指出名目 (實質) 匯率偏離貨幣基要 (購買力) 為非線性調整過程, 其原因可能與市場存在交易成本有關。

由於交易成本或政策干預多數以漸進或平滑的方式影響市場, 而 TAR 模型及 MS 模型的轉換過於劇烈, NN 模型雖可擴展成多個狀態轉換過程, 卻仍需透過人腦的判斷且較不具經濟涵意, 故非單純應用模型的結果。Teräsvirta and Anderson (1992: 119-136) 與 Granger and Teräsvirta (1993: 185-187) 提出 STAR 模型與平滑轉換迴歸 (Smooth Transition Regression, STR) 模型, 依據變數特性估計內生的轉換臨界值及轉換速度, 且允許估計參數在不同狀態間作連續而平滑的轉換, 較符合總體變數的非線性調整行爲。其後 Sarno (1998: 155-177), Sarantis (1999: 27-45), Skalin and Teräsvirta (1999: 359-378), Öcal and Osborn (2000: 27-43), Taylor and Peel (2000: 33-53), Teräsvirta and Eliasson (2001: 277-288), Sarno et al. (2003: 787-799), Teräsvirta et al. (2005: 755-774) 皆證實 STAR 或 STR-ECM 模型能捕捉經濟變數在不同狀態下的非線性調整過程。至此 STAR 等非線性預測模型已獲得相當多的重視。

然而 Engel (1994: 151-165) 與 Dacco and Satchell (1999: 1-16) 認為狀態轉換模型雖能提升線性模型的樣本內配適度, 卻不保證其樣本外預測能力恆優於線性或 RW 模型。例如 McMillian (2001: 353-368) 與 Aslanidis (2002: March) 利用 STARX (STAR-exogenous) 模型估計股票市場, 結果顯示股價與總體變數及其落後期之間存在非線性關係, 而其預測結果卻未必優於線性模型。Kilian and Taylor (2003: 85-107) 以 STAR 模型配適匯率, 長期下的樣本內預測能力優於 RW 模型, 而樣本外預測力仍以 RW 模型爲佳。

事實上文獻在評估模型的樣本外預測能力時, 多數建立在預測誤差績效

的檢定上 (Meese and Rogoff, 1983: 3-24; Engel, 1994: 151-165),<sup>4</sup> 惟無論是平均誤差絕對值 (Mean Absolute Error, MAE) 或均方根誤差 (Root Mean Square Error, RMSE) 皆為隨機變數, 並不能判斷模型間預測能力的顯著性差異, 更無法分析預測模型的經濟價值, 亦即忽略預測模型提供的收益性或資產配置能力。<sup>5</sup> Satchell and Timmermann (1995: 477-498) 與 Dacco and Satchell (1999: 1-16) 即強調非線性模型的價值應建立在模型所提供的收益性而非預測誤差上。換言之, 在評估非線性預測模型優劣時, 由其所提供的經濟價值作判斷更為重要。

儘管財務文獻在評估模型的預測能力時, 多數以經濟價值作為衡量的依據, 卻仍忽略預測模型的非線性結構。Pesaran and Timmermann (1995: 1201-1228) 及 Marquering and Verbeek (2004: 407-429) 皆證實, 採用 Switching 策略所累積期末財富及 Sharpe ratio 經濟價值顯著地優於買進持有 (buy and hold) 策略, 而在效用水準上則以平均數與變異數 (Mean-Variance, MV) 法較高。Mark (1995: 201-218) 與 Abhyankar et al. (2005: 325-348) 探討 MV 資產配置的績效, 結果顯示不論投資期間、風險趨避程度與投資策略為何, MF 模型或線性向量自我迴歸 (Vector Autoregressive, VAR) 模型的經濟價值皆優於不可預測的 RW 模型。

其實傳統的 MV 資產配置決策未考量投入要素 (即預期報酬率與變異數共變數) 具有狀態轉換特性 (West et al., 1993: 23-45; Abhyankar et al., 2005: 325-348)。由於投資者的資產組合配置決策對投入要素非常敏感, 一旦投入要素些微地變動, 狀態轉換或線性模型所產生的資產配置及其績效亦將有差異。<sup>6</sup> Clarke and Silva (1998: 57-64) 指出資產報酬存在狀態轉換時,

---

4 預測能力的檢定可分為預測準確性檢定 (forecast accuracy test) 與預測涵蓋性檢定 (forecast encompassing test)。

5 文獻大多採用累積財富、Sharpe ratio 或效用水準作為經濟價值的衡量依據 (Barberis, 1999: 225-264; Marquering and Verbeek, 2004: 407-429; Abhyankar et al., 2005: 325-348)。

6 例如 Black and Litterman (1992: 28-43) 在全球債券投資組合研究中, 對德國債券預期報酬率修正 0.1% 後, 投資權重由 0% 升至 55%。

利用 MS 模型所得到的投資組合，其效率前緣較歷史資料法更佳。<sup>7</sup> Ang and Bekaert (2002: 1137-1187) 及 Guidolin and Timmermann (2007: 3503-3544) 認為考量投入要素存在 MS 特性，對於效用極大化資產配置決策具有較佳的經濟價值。此外，一般外匯投資者依據買進或賣出的訊號作為交易依據，Leitch and Tanner (1991: 580-590) 指出若此時預測模型能提供正確的預測方向，投資者將獲得較高的收益，表示預測模型具有較佳的擇時能力 (market timing ability)。因此，在評估預測模型的經濟價值時，必須將投入要素的狀態轉換特性與預測方向正確性納入考量。

綜合上述，在評斷預測模型的優劣時，必須考量下列因素，包括：預測期間長短、預測模型是否為線性、預測模型的樣本內配適度與樣本外預測誤差、預測模型的經濟價值與預測方向準確性等。儘管匯率預測文獻針對其中少數幾項因素進行檢驗，卻未能作全面性的檢定。有鑒於此，本文首先以 MF 與 AR 模型估計 90 年代英鎊與日元的名目匯率報酬率是否存在非線性平滑轉換現象，接著探討參數在不同狀態間的動態調整行為與樣本內模型配適度，並衡量當報酬率存在結構轉變時，模型的樣本外預測誤差與擇時能力。最後，以 Bollerslev (1990: 498-505) 提出的固定條件相關係數一般化自我迴歸條件異質變異 (Constant Conditional Correlation Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, CCC GARCH) 模型建立變異數與共變數投入要素，探討名目匯率報酬發生結構轉變時，投資者採用 MV 法制定資產決策，何種預測模型能令經濟價值極大化。

有別於文獻上大多探討名目匯率偏離貨幣基要呈現非線性 STAR 模型的調整行為，或 STAR 模型的樣本外預測誤差績效，本文的貢獻在於：(一) 依據 Rapach and Wohar (2002: 359-385) 的方法檢定貨幣學派模型的參數假設，且探討 STR-MF 與 STAR 模型的非線性調整行為，以及能否提升線性模型的樣本內配適度。(二) 利用向前一期滾動預測 (one step ahead rolling forecasts) 比較名目匯率不可預測與可預測模型的樣本外預測能力，除了採

---

7 Markowitz (1952: 77-91) 的效率投資組合為風險趨避者在相同預期報酬下最小的變異數，或相同變異數下最大的預期報酬。

用傳統的預測誤差衡量指標 MAE 與 RMSE 外，並採用 Pesaran and Timmermann(1992: 461-465)提出的預測方向準確率(Correct Sign Ratio, CSR)與方向準確性(Directional Accuracy, DA)檢定，以衡量預測模型擇時能力。(三)不同於文獻採用 MS 模型建立股票的投入要素，而是基於外匯市場的交易量與流通性，<sup>8</sup>以平滑轉換模型建立 MV 資產配置的非線性預期報酬投入要素，再以期末累積財富與 Sharpe ratio 衡量預測模型的經濟價值。

本文後續內容如下：第貳節介紹實證模型與研究方法，以 Johansen 共整合法檢定名目匯率與貨幣學派經濟變數間的共整合關係，並介紹 MF 與 AR 模型的線性檢定法、轉換函數的選取，以及 STR-MF 與 STAR 模型。接著說明 MV 資產配置決策及以 CCC GARCH 建構變異數與共變數投入要素。最後介紹 MAE、RMSE、CSR 與 DA 等預測能力衡量指標，及期末累積財富與 Sharpe ratio 等經濟價值衡量指標。第參節為實證結果，包括：模型的估計結果、配適度、預測績效及資產配置之經濟價值。最後為結論。

## 貳、實證模型與研究方法

### 一、實證模型

#### (一) 線性匯率模型

本文首先以 Mark (1995: 201-218) 所提出的 MF 模型與 AR 模型作為線性貨幣基要與時間序列的實證模型，模型內容分別表示如(1)與(2)式：<sup>9</sup>

$$\Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$u_{t-1} = s_{t-1} - f_{t-1}$$

$$f_t = b_1(m_t - m_t^*) + b_2(y_t - y_t^*)$$

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta s_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

8 國際清算銀行指出全球外匯市場的日平均交易超過 1.9 兆美元，約為全球期貨市場的 4 倍，美國股市的 30 倍。

9 請參閱 Mark (1995: 207-208)。

其中  $s_t$ 、 $m_t$  與  $y_t$  分別為取自然對數後的名目匯率、貨幣供給與所得， $\Delta$  為差分符號， $u_t = s_t - f_t$ ，表示名目匯率偏離貨幣基要，上標 \* 代表國外， $\beta_0$ 、 $\alpha_0$  為截距項， $\beta_1$ 、 $b_1$ 、 $b_2$  與  $\alpha_j$  為估計參數， $j$  為自我迴歸落後項， $p$  為最適落後期，以 AIC (Akaike Information Criterion) 最小值準則決定之， $\varepsilon_t$  為殘差項。

## (二) 平滑轉換匯率模型

接著採用 Granger and Teräsvirta (1993: 185-187) 與 Teräsvirta and Anderson (1992: 119-136) 提出的 STR 與 STAR 模型作為修正(1)式與(2)式的非線性模型，分別如(3)與(4)式所示：

$$\Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1} + [\beta'_0 + \beta'_1 u_{t-1}] F(\cdot) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta s_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta s_{t-j} + \left[ \alpha'_0 + \sum_{j=1}^p \alpha'_j \Delta s_{t-j} \right] F(\cdot) + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中  $\beta_0$ 、 $\alpha_0$  與  $\beta'_0$ 、 $\alpha'_0$  為不同狀態下的截距項， $\beta_1$ 、 $\alpha_j$  與  $\beta'_1$ 、 $\alpha'_j$  為不同狀態下的估計參數。 $F(\cdot)$  為轉換函數，表示為  $F(Z_{t-d}; \gamma, c)$ ，描述模型中估計參數存在平滑轉換現象，亦即自我迴歸項或貨幣供給、所得、名目匯率偏離貨幣基要等發生平滑的結構轉變。 $Z_{t-d}$  為轉換變數， $d$  為轉換變數的最適落後期。 $\gamma$  為平滑參數，表示在不同狀態下的轉換速度， $c$  為轉換參數的門檻值， $\gamma$  與  $c$  皆由內生估計出。<sup>10</sup>

Teräsvirta and Anderson (1992: 119-136) 認為轉換函數的型式一般可分為邏輯函數 (Logistic function) 與指數函數 (Exponential function)，其間的差異在於前者不具對稱性，轉換變數在超過或未超過結構轉變點時有不同的動態調整行為，而後者則具有對稱性，轉換變數在上升或下降時，呈現相同的動態調整行為，而中間狀態的調整過程不同於外部狀態。Teräsvirta (1994: 208-218) 指出為了令平滑參數  $\gamma$  收斂或快速收斂，可先將轉換函數標準化，則邏輯函數與指數函數分別表示如(5)式與(6)式所示：

10 ST(A)R 模型由樣本估計出結構轉變點，而 Chow (1960: 167-178) 採取主觀認定虛擬變數的結構轉變模型。

$$F(Z_{t-d}; \gamma, c) = \{1 + \exp[-\gamma(1/\sigma)(Z_{t-d} - c)]\}^{-1} \quad (5)$$

$$F(Z_{t-d}; \gamma, c) = \{1 - \exp[-\gamma(1/\sigma^2)(Z_{t-d} - c)^2]\}^{-1} \quad (6)$$

利用非線性最小平方 (Nonlinear Least Squares, NLS) 法估計 ST(A) R 模型，其中  $\gamma$  與  $c$  的起始值，根據 Teräsvirta (1994: 208-218) 的建議，分別以 1 與樣本平均數替代之。

### (三) 資產配置模型

為獲得最適化的投資組合，本文以 MV 法配合預期報酬、變異數與共變數等投入要素進行求解。採用 Bollerslev (1990: 498-505) 所提出的 CCC GARCH 模型建立變異數與共變數等投入要素。因此，報酬率存在狀態轉換與異質變異的資產配置模型如下：

$$\Delta S_t | \Omega_t \sim N(x_t a_t, \sigma_t^2) \quad (7)$$

$$\varepsilon_t = \Delta S_t - x_t a_t \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \theta + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p a_j \sigma_{t-j}^2 \quad (9)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} \sqrt{\sigma_{1,t}^2} & 0 \\ 0 & \sqrt{\sigma_{2,t}^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{\sigma_{1,t}^2} & 0 \\ 0 & \sqrt{\sigma_{2,t}^2} \end{bmatrix} \\ = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t}^2 & \rho_{12} \sqrt{\sigma_{1,t}^2} \sqrt{\sigma_{2,t}^2} \\ \rho_{12} \sqrt{\sigma_{1,t}^2} \sqrt{\sigma_{2,t}^2} & \sigma_{2,t}^2 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$x_t$  為估計模型的自變數向量， $a_t$  為估計模型的參數向量， $\Omega_t$  為資訊集合。文獻上稱(7)式為均數方程式，本文中的(1)–(4)式屬之。<sup>11</sup> (9)式為條件變異數方程式，不存在結構轉變，故各實證模型的條件變異數皆為(9)式。 $H_t$  為共變數矩陣，Bollerslev (1990: 498-505) 指出可利用最大概似估計 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) 法估計相關係數，其值等於樣本的相關係數

11 Mark (1995: 201-218) 指出匯率模型的殘差存在異質變異的現象，會因為較低的資料頻率而逐漸消失 (季資料或年資料)，故本文採用 ARCH-LM 檢定判斷估計模型是否存在異質變異。



$\rho_{12}$ 。因此，本文利用向前一期滾動預測法預測預期報酬與條件變異數等投入要素，再經由樣本相關係數的固定視窗求得共變數的樣本外預期值。

## 二、研究方法

### (一) 共整合檢定、線性檢定與轉換函數選擇

實證上先以 Johansen 共整合檢定檢驗長期均衡關係，再利用共整合向量的係數檢定貨幣學派模型是否成立。一旦建立線性 MF 與 AR 模型後，採用 Lin and Teräsvirta (1994: 211-228) 提出的 LM 或 F 檢定判斷是否為非線性模型。由於小樣本下 F 檢定的檢定力高於 LM 檢定，故採用 F 檢定對輔助迴歸式 (auxiliary ordinary least squares regression) 進行檢定。

$$\nu_t = \pi_0 + \sum_{j=1}^p (\pi_{1j}\Psi_{t-j} + \pi_{2j}\Psi_{t-j}Z_{t-d} + \pi_{3j}\Psi_{t-j}Z_{t-d}^2 + \pi_{4j}\Psi_{t-j}Z_{t-d}^3) + \eta_t$$

$$H_0: \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0 \quad (11)$$

其中  $\nu_t$  為線性模型的殘差項， $\Psi_{t-j}$  為解釋變數， $Z_{t-d}$  為轉換變數。本文進行落後 1-6 期  $d$  的 F 檢定，若拒絕線性模型的虛無假設，表示 MF 模型與 AR 模型應分別呈現 STR-MF 模型與 STAR 模型型式，並選取 F 值最大者決定轉換變數的最適落後期數。

一旦決定 STR-MF 與 STAR 模型最適轉換變數的落後期後，根據 Granger and Teräsvirta (1993: 185-187) 的建議，利用(11)式為基礎而建立虛無假設，以 F 檢定依序檢定(12)、(13)、(14)式的虛無假設，即可判斷模型為 Logistic 或 Exponential 的函數型式。

$$H_{04}: \pi_4 = 0 \quad (12)$$

$$H_{03}: \pi_3 = 0 | \pi_4 = 0 \quad (13)$$

$$H_{02}: \pi_2 = 0 | \pi_3 = \pi_4 = 0 \quad (14)$$

若檢定結果拒絕(12)或(14)式的 F 值最大或 p 值最小時，為 LSTR-MF 與 LSTAR 模型；若拒絕(13)式的 F 值最大或 p 值最小時，則為 ESTR-MF 與 ESTAR 模型。

## (二) 資產配置決策

除進行名目匯率報酬的預測外，進一步探討預測模型的資產配置績效。假設投資者利用 MV 法進行資產配置：

$$\text{Max}_{\omega_{t+1}} U(E_t\{r_{p,t+1}\}, \text{Var}_t\{r_{p,t+1}\}) \quad (15)$$

$$r_{p,t+1} = \omega_{1,t+1}(r_{1,t+1} + r_{1f,t+1}^*) + \omega_{2,t+1}(r_{2,t+1} + r_{2f,t+1}^*) \quad (16)$$

其中  $r_p$ 、 $r$ 、 $r_f^*$  分別表示投資者之投資組合報酬、外匯資產報酬、外國無風險利率；1 與 2 分別為英鎊與日元；無風險利率為投資外匯的外國存款利率； $\omega_{t+1}$  為個別外匯資產的預期投資權重。投資者的最適化問題為：

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\omega_{t+1}} \quad & \omega'_{t+1} \mu_{t+1|t} - \frac{A}{2} \omega'_{t+1} \Sigma_{t+1|t} \omega_t \\ \text{s.t.} \quad & \omega'_{t+1} I_2 = 1, \end{aligned} \quad (17)$$

其中  $\omega'_{t+1}$  為  $1 \times 2$  的預期投資權重向量， $\mu_{t+1|t}$  為  $2 \times 1$  的預期報酬向量， $\Sigma_{t+1|t}$  為  $2 \times 2$  的預期變異數共變數矩陣， $I_2 = (1, 1)'$ ， $A$  為風險趨避係數，分別採用 5、10、15、20。<sup>12</sup> 因此，最適化投資組合的權重為：

$$\omega_{t+1} = \frac{1}{A} \cdot \Sigma_{t+1|t}^{-1} \cdot \{\mu_{t+1|t} - (I_2' \Sigma_{t+1|t}^{-1} I_2)^{-1} (\mu'_{t+1|t} \Sigma_{t+1|t}^{-1} I_2 - A) I_2\} \quad (18)$$

## (三) 樣本外預測能力

為評估模型的樣本外預測能力，本文分別以 RMSE、MAE、CSR、DA 及 Sharpe ratio 衡量之。由於 RMSE、MAE 及 Sharpe ratio 較為常見，僅針對 CSR、DA 說明如下：

Pesaran and Timmermann (1992: 461-465) 提出的 CSR 在於衡量預

12 Barberis (1999: 225-264) 認為風險趨避係數可區分為 5、10，Marquering and Verbeek (2004: 407-429) 區分為 2、6、12、20，而 Abhyankar, Sarno and Valente (2005: 325-348) 則區分為 2、5、10、20。

測值與實際值間的方向是否相同而非預測誤差大小，隱含著預測模型的擇時能力，其計算方式為：

$$CSR = \frac{1}{T - T_1} \sum_{t=T_1}^T Z_{t+1} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} Z_{t+1} &= 1 && \text{if } (r_{t+1} \cdot \hat{r}_{t+1}) > 0 \\ Z_{t+1} &= 0 && \text{otherwise} \end{aligned} \quad (20)$$

其中  $Z_{t+1}$  為邏輯變數，當實際值與預測值的乘積大於 0，表示預測方向正確， $Z_{t+1}$  為 1；反之為 0。若進一步對 CSR 進行檢定，稱為方向準確性 (DA) 檢定或 PT 檢定。

DA 之統計檢定量為：

$$DA = \frac{CSR - CSRI}{\{Var(CSR) - Var(CSRI)\}^{1/2}} \quad (21)$$

其中 CSRI (Correct Sign Rate of Independence; CSRI) 表示實際報酬率與預測報酬率之獨立程度， $Var(CSRI)$  為 CSRI 的變異數。

## 參、實證結果

### 一、資料說明

本文的樣本為外匯市場中兌美元的主要貨幣，分別為英鎊及日元。<sup>13</sup> 樣本期間為 1990 年 1 月至 2007 年 10 月的月資料，其中 1990 年 1 月至 2000 年 12 月為樣本內估計期間，2001 年 1 月至 2007 年 8 月為樣本外向前一期滾動預測與資產配置期間。名目匯率、貨幣供給與工業生產指數皆取自於國際貨幣基金會的國際金融統計資料庫 (International Financial Statistics data-bank)，名目匯率採直接報價法，以美元為計價單位，貨幣供給採用廣義的貨幣供給，而國民所得則利用工業生產指數代替。無風險利率資料來自國際總

13 日元與英鎊的成交量分別位居外匯市場的第三與第四，最高者為美元，而第二高的歐元成立期間過晚，故不在本研究探討範圍內。

體經濟統計資料庫 (International Macroeconomic Statistics databank) ，以一個月的歐洲市場存款利率表示之。附表 1 為英國與日本各變數的敘述統計量。

表 1：Johansen 共整合檢定

$H_0$	特性根	trace	max	LR
<i>Panel A: 英國</i>				
None	0.1879	30.3462**	24.0937**	4.8034*
At most 1	0.0532	7.5528	6.7748	
At most 2	0.0002	0.0075	0.0092	
<i>Panel B: 日本</i>				
None	0.2741	49.6539**	37.3357**	27.6603***
At most 1	0.0792	14.2705**	11.2673	
At most 2	0.0237	2.7842	2.8629	

註：trace 與 max 分別為軌跡檢定與最大特性根檢定的統計量；None、At most 1、At most 2 分別表示為不存在任何一組共整合、至少一組共整合、至少兩組共整合的虛無假設；\*\* 表示 5% 之顯著水準下拒絕不存在任何一組共整合、至多一組共整合、至多兩組共整合向量的虛無假設的虛無假設。LR 為檢定貨幣學派模型  $b_1=1$ ， $b_2=-1$  的概似比統計量，\* 與\*\*\* 分別表示在  $\chi^2(1)$  為 10% 與 1% 的顯著水準下拒絕聯合假設。

## 二、線性模型估計結果

由附表 2 的各變數單根檢定結果得知，英國與日本的名目匯率、相對貨幣供給與相對所得在原水準值下，皆無法顯著地拒絕存在單根的虛無假設，但經過一階差分後所有變數皆為定態變數。接著利用 Johansen 共整合檢定法檢定共整合關係。<sup>14</sup> 由表 1 得知，英國與日本的貨幣學派模型存在共整合關係，亦即長期下具有均衡關係。此外，兩國皆拒絕貨幣學派模型中  $b_1=1$  及  $b_2=-1$  的聯合假設，顯示樣本內期間貨幣學派模型不成立，應以 Rapach and Wohar (2002: 359-385) 而非 Mark (1995: 201-218) 的方式建立名目

14 本文中英國的 VAR 模型最適落後期為 6 期，日本為 5 期。

表 2：MF 模型估計結果

參 數	GBP		JPY	
$\beta_0$	0.0009	[0.0022]	-0.002	[0.0026]
$\beta_1$	-0.0598*	[0.0316]	-0.0299*	[0.0174]
殘差檢定				
Q(4)	12.969	(0.011)	20.948	(0.000)
ARCH(4)	6.8965	(0.0000)	4.3461	(0.0025)
JB	45.0156	(0.0000)	12.8687	(0.0016)

註：[ ] 與 ( ) 內數值分別表示標準差與 p 值；\*表示在 10% 顯著水準下拒絕估計參數為零的虛無假設。Q(4) 為落後 4 期檢定殘差存在自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期檢定同質變異的 F 統計量；JB 為殘差的常態 Jarque-Bera 統計量。

估計方程式為  $\Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1} + \varepsilon_t$

匯率偏離貨幣基要的值。<sup>15</sup>

在確定共整合關係存在後，接著分別以 MF 與 AR 模型作為貨幣基要模型與時間序列模型的線性模型進行估計，結果如表 2 與表 3 所示。由表 2 得知，本文的實證模型與 Mark (1995: 201-218) 的貨幣基要模型中之誤差修正項皆具有修正的機制，亦即名目匯率變動受到上一期的名目匯率偏離貨幣基要而呈現負向的修正。由 Q 檢定與 ARCH 檢定顯示，若以此誤差修正關係估計 GBP 與 JPY，皆無法接受殘差無自我相關與無異質變異的假設，表示 Abhyankar et al. (2005: 325-348) 忽略殘差具有自我相關與異質變異可能造成模型估計參數不具有有效性的現象；至於 JB 檢定則指出殘差並不符合常態分配。

表 3 的估計結果顯示，利用 AIC 準則決定 GBP 與 JPY 的 AR 模型之最適落後期，分別為落後 1、2、3 期與 1、4 期。Q 檢定指出 GBP 與 JPY 的

15 Rapach and Wohar (2002: 359-385) 以全部的樣本進行估計且計算名目匯率偏離貨幣基要的值，但此作法並非真正的樣本外預測，修正的作法為利用貨幣學派模型進行樣本內估計，並進行樣本外向前一期滾動預測名目匯率，最後再以估計與預測誤差作為名目匯率偏離貨幣基要的值。

表 3：AR 模型估計結果

參 數	GBP		JPY	
	$\alpha_0$	0.0006	[0.0022]	-0.0019
$\alpha_1$	0.3899***	[0.0888]	0.3594***	[0.0827]
$\alpha_2$	-0.248***	[0.0914]		
$\alpha_3$	0.1666*	[0.0872]		
$\alpha_4$			-0.1768**	[0.0813]
殘差檢定				
Q(4)	0.4251	(0.98 )	4.4940	(0.343)
ARCH(4)	3.4336	(0.0108)	2.4813	(0.0475)
JB	27.9751	(0.0000)	4.183	(0.1235)

註：[ ] 與 ( ) 內數值分別表示標準差與 p 值；\*\*\*、\*\*、\* 分別表示在 1%、5%、10% 之顯著水準下拒絕估計參數為零的虛無假設。Q(4) 為落後 4 期檢定殘差存在自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期檢定同質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差是否符合常態的 Jarque-Bera 統計量。

$$\text{估計方程式爲 } \Delta s_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta s_{t-j} + \varepsilon_t$$

AR 模型皆無法拒絕殘差具有自我相關的假設，ARCH 檢定指出 GBP 與 JPY 僅在 1% 的顯著水準下接受無異質變異的虛無假設，JB 檢定則顯示以 AR 模型估計 GBP 的殘差並不符合常態分配。

### 三、線性檢定與轉換函數選擇

由於本文主要利用 STR 與 STAR 模型建立匯率預測模型的非線性型式，故採用 Teräsvirta (1994: 208-218) 提出的程序進行線性檢定。由表 4 的檢定結果得知，當英鎊與日元偏離貨幣基要時，分別在落後 2 期與 4 期時為轉換變數的最適落後期，表示樣本內期間顯著地拒絕 Rapach and Wohar (2002: 359-385) 的 MF 模型為線性的假設；而 GBP 與 JPY 的落後期分別為 6 與 1 時，顯著地拒絕 AR 模型為線性的假設，且為轉換變數的最適落後期。

表 4：線性檢定

變數	$d$					
	1	2	3	4	5	6
<i>Panel A: GBP</i>						
$u_{t-d}$	1.5496	5.7193*	3.9531	4.4954	2.8239	2.9827
$\Delta S_{t-d}$	1.6244	1.6737	2.5602	2.284	1.6726	3.0182*
<i>Panel B: JPY</i>						
$u_{t-d}$	0.4586	2.7874	5.6352	9.9804*	8.6618	4.6681
$\Delta S_{t-d}$	3.6058*	1.7431	2.1423	2.5345	1.9285	0.8727

註： $d$  為轉換變數的落後期；表中的數值為 F 值；\*表示拒絕線性假設中的轉換變數與最適落後期，亦即 F 值最大且 p 值最小者。

一旦確定匯率模型為非線性平滑轉換型式與轉換變數最適落後期後，再以 F 檢定決定轉換函數的型式。表 5 為 STR-MF 與 STAR 模型的轉換函數檢定結果，以拒絕  $H_{04}$ 、 $H_{03}$  及  $H_{02}$  三個虛無假設中的最大 F 值或最小 p 值選擇轉換函數為 Logistic 或 Exponential 函數。結果顯示在 GBP 方面，非線性 MF 與 AR 模型分別為 LSTR-MF 與 LSTAR 模型的型式；JPY 方面，非線性 MF 與 AR 模型分別為 ESTR-MF 與 ESTAR 模型的型式。

表 5：轉換函數型式檢定

$H_0$	$H_{04}: \pi_4=0$	$H_{03}: \pi_3=0   \pi_4=0$	$H_{02}: \pi_2=0   \pi_3=\pi_4=0$	模型設定
<i>Panel A: STR-MF 模型</i>				
GBP	12.8279*(0.0005)	1.4672 (0.2281)	2.6932 (0.1032)	LSTR-MF
JPY	1.8306 (0.1785)	18.5545*(0.00003)	8.4308 (0.0044)	ESTR-MF
<i>Panel B: STAR 模型</i>				
GBP	3.3665 (0.0212)	1.5325 (0.2099)	3.7737*(0.0125)	LSTAR
JPY	4.6109 (0.0118)	4.6998*(0.0109)	0.9274 (0.3984)	ESTAR

註：表中之數值為 F 值，( ) 內為 p 值；\*表示 F 值最大且 p 值最小者。

接著採用 NLS 法分別估計 STR-MF 與 STAR 模型，以 1 與樣本平均數作為轉換速度 ( $\gamma$ ) 與門檻值 ( $c$ ) 的起始值，惟此作法可能造成估計參數不顯著，故以不同的起始值反覆試驗，且比較各試驗模型的最大概似值與門檻

值的估計參數合理性，作為 STR-MF 與 STAR 模型的依據。<sup>16</sup> 由表 6 得知，當 GBP 與 JPY 分別處於低狀態與中間狀態時，其誤差修正機制較線性 MF 模型更為強烈。門檻值的估計結果皆在樣本範圍內且是顯著的，而在轉換速度估計上，則顯示 GBP 的 LSTR-MF 模型在不同狀態間的轉換速度大於 JPY 的 ESTR-MF 模型。此外，STR-MF 模型並無法解決表 2 所指出，線性 MF 模型的殘差存在自我相關與異質變異的現象。

表 6：STR-MF 模型估計結果

參 數	GBP		JPY	
$\beta_0$	0.0771*	[ 0.0385]	0.0886	[ 0.2221]
$\beta_1$	-0.2873***	[ 0.0473]	-0.5287*	[ 0.2317]
$\beta'_0$	-0.0786*	[ 0.0391]	-0.0915*	[ 0.2223]
$\beta'_1$	0.2658***	[ 0.0627]	0.5217**	[ 0.2325]
$\gamma$	72.2687	[188.59 ]	173.2161	[162.50 ]
$c$	-0.1488***	[ 0.0004]	0.2198***	[ 0.0108]
殘差檢定				
Q(4)	9.2323	(0.056)	14.687	(0.005)
ARCH(4)	4.906	(0.0011)	6.7141	(0.0001)
JB	18.4125	(0.0010)	5.599	(0.0608)

註：[ ] 與 ( ) 內數值分別表示標準差與 p 值；\*\*\*、\*\*、\* 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下拒絕估計參數為零的虛無假設；Q(4) 為落後 4 期檢定殘差存在自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期檢定同質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差是否符合常態的 Jarque-Bera 統計量。

估計方程式為  $\Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1} + [\beta'_0 + \beta'_1 u_{t-1}] F(Z_{t-d}; \gamma, c) + \varepsilon_t$

表 7 為 GBP 與 JPY 的 STAR 模型估計結果，門檻值的估計結果皆在樣本範圍內且為顯著的，轉換速度估計則顯示 GBP 的 LSTAR 模型在不同狀態間的轉換速度大於 JPY 的 ESTAR 模型。此外，STAR 模型的 ARCH

16 Teräsvirta (1994: 208-218) 指出估計參數後，需檢驗模型中各參數的估計是否合理，如門檻值 ( $c$ ) 的估計不能超出觀察值的範圍，因為  $c$  表示時間序列資料的結構轉變點。此外，參數的標準差不能太大，但  $\gamma$  除外。



檢定之 p 值相較於表 3 的線性 AR 模型有提升的現象，且殘差皆為常態分配。

表 7：STAR 模型估計結果

參 數	GBP		JPY	
$\alpha_0$	0.0083*	[0.0048]	-0.3701	[0.2614]
$\alpha_1$	0.6612***	[0.1197]	0.5605***	[0.2039]
$\alpha_2$	-0.4239***	[0.1315]		
$\alpha_3$	0.1972	[0.1327]		
$\alpha_4$			-1.6171***	[0.5235]
$\alpha'_0$	-0.0087	[0.0053]	0.3692	[0.2613]
$\alpha'_1$	-0.5911***	[0.1725]	-0.3304	[0.2317]
$\alpha'_2$	0.3189*	[0.1816]		
$\alpha'_3$	-0.0382	[0.1740]		
$\alpha'_4$			-1.5223***	[0.5230]
$\gamma$	16.3139	[26.314 ]	234.5996	[240.56 ]
$c$	-0.0118***	[0.0011]	-0.0705***	[0.0075]
殘差檢定				
Q(4)	0.7008	(0.951)	2.291	(0.6842)
ARCH(4)	2.0614	(0.0904)	0.1893	(0.9436)
JB	4.374	(0.1123)	3.7223	(0.1555)

註：[ ] 與 ( ) 內數值分別表示標準差與 p 值；\*\*\*、\*\*、\* 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下拒絕估計參數為零的虛無假設。Q(4) 為落後 4 期檢定殘差存在自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期檢定同質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差是否符合常態的 Jarque-Bera 統計量。

估計方程式為  $\Delta s_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta s_{t-j} + \left[ \alpha'_0 + \sum_{j=1}^p \alpha'_j \Delta s_{t-j} \right] F(Z_{t-a}; \gamma, c) + \varepsilon_t$

#### 四、資產配置模型

儘管上述已利用 NLS 法估計 STR-MF 與 STAR 模型，惟估計結果指出僅 STAR 模型顯著地接受非異質變異的假設，AR、MF 及 STR-MF 模型則皆存在異質變異的現象。為使估計模型的參數具備有效性，本文採用 MLE 法估計 GARCH 模型，以解決異質變異與建立條件變異數的 DGP，並探討名

目匯率報酬的非線性動態調整過程。

### (一) 線性報酬率時的資產配置模型估計結果

表 8 為利用 MLE 法估計均數方程式為含截距項的 RW 模型，且條件變異數為 GARCH 模型的估計結果，並以此模型作為名目匯率不可預測的資產配置模型。結果顯示，相較於僅以含截距項的 RW 模型估計 GBP 與 JPY，加入 GARCH 模型可解決殘差存在自我相關與異質變異的現象，惟對 GBP 而言，仍未符合常態分配（附表 3）。

表 8：RW/GARCH 模型估計結果

參 數	GBP		JPY	
$c$	0.0014	[0.0018]	-0.0007	[0.0026]
$\theta$	0.0000*	[0.0000]	0.0007***	[0.0001]
$a_1$	0.3219***	[0.1196]	0.2781**	[0.1329]
$a_2$	0.0742	[0.1568]		
$a_3$	0.5093***	[0.1821]		
殘差檢定				
Q(4)	5.6676	(0.225)	14.512	(0.006)
ARCH(4)	0.3245	(0.8611)	1.6261	(0.172)
JB	6.7735	(0.034)	2.8855	(0.2363)
模型配適				
RMSE	0.0248		0.0296	

註：[ ] 與 ( ) 內數值分別表示標準差與 p 值；\*\*\*、\*\*、\* 分別表示在 1%、5%、10% 顯著水準下拒絕估計參數為零的虛無假設；Q(4) 為落後 4 期檢定殘差存在自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期檢定同質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差是否符合常態的 Jarque-Bera 統計量；RMSE 為均方根誤差。

估計模型為  $\Delta s_t = c + \varepsilon_t$   $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$   $\sigma_t^2 = \theta + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2 + a_3 \sigma_{t-2}^2$

表 9 與 10 為分別利用 MLE 法估計均數方程式為 MF (AR) 模型，且條件變異數為 GARCH 模型的估計結果。結果顯示，相較於僅以 MF (AR) 模型估計 GBP 與 JPY，加入 GARCH 模型可解決異質變異的現象，且殘差皆

符合常態分配。但 JPY 的殘差仍存在自我相關<sup>17</sup> 此外，不論是 GBP 或 JPY 的估計，MF/GARCH 的 RMSE 皆優於 RW/GARCH 模型，且 AR/GARCH 模型的 RMSE 皆優於 RW/GARCH 模型與 MF/GARCH 模型。

表 9：MF/GARCH 模型估計結果

參 數	GBP		JPY	
$\beta_0$	0.0019	[0.0019]	-0.0012	[0.0027]
$\beta_1$	-0.0651**	[0.0263]	-0.0258*	[0.0141]
$\theta$	0.0000	[0.0000]	0.0007***	[0.0002]
$a_1$	0.2651**	[0.1130]	0.2575**	[0.1237]
$a_2$	0.6639***	[0.1264]	-0.1415	[0.2513]
殘差檢定				
Q(4)	6.5802	(0.160)	15.138	(0.004)
ARCH(4)	0.6196	(0.6494)	0.8725	(0.4826)
JB	3.1677	(0.2052)	1.962	(0.3749)
模型配適				
RMSE	0.0244		0.0293	

註：[ ] 與 ( ) 內數值分別表示標準差與 p 值；\*\*\*、\*\*、\* 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下拒絕估計參數為零的虛無假設；Q(4) 為落後 4 期檢定殘差存在自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期檢定同質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差是否符合常態的 Jarque-Bera 統計量；RMSE 為均方根誤差。

估計模型為  $\Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1} + \varepsilon_t$   $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$   $\sigma_t^2 = \theta + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2$

17 由於 JB 檢定的極限值建立在殘差無序列相關的假設下（參閱 Bai and Ng (2005: 49)），而表 9 顯示 JPY 的殘差仍存在自我相關，故表 9 中 JPY 的 JB 檢定不具意義。感謝審查委員的意見。

表 10：AR/GARCH 模型估計結果

參 數	GBP		JPY	
$a_0$	0.0017	[0.0017]	-0.0029	[0.0019]
$a_1$	0.2137*	[0.1110]	0.216***	[0.0527]
$a_2$	-0.2065**	[0.0977]		
$a_3$	0.0526	[0.1043]		
$a_4$			-0.1755***	[0.0556]
$\theta$	0.0000	[0.0000]	0.0012***	[0.0002]
$a_1$	0.2826**	[0.1360]	0.2022***	[0.0683]
$a_2$	-0.0297	[0.0822]	-0.918***	[0.0444]
$a_3$	0.6642***	[0.1551]		
殘差檢定				
Q(4)	1.2908	(0.863)	3.4938	(0.479)
ARCH(4)	0.1257	(0.9729)	0.1954	(0.9404)
JB	7.0567	(0.0294)	2.7808	(0.249)
模型配適				
RMSE	0.0232		0.0273	

註：[ ] 與 ( ) 內數值分別表示標準差與 p 值；\*\*\*、\*\*、\* 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下拒絕估計參數為零的虛無假設；Q(4) 為落後 4 期檢定殘差存在自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期檢定同質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差是否符合常態的 Jarque-Bera 統計量；RMSE 為均方根誤差。

$$\text{估計模型為 } \Delta s_t = a_0 + \sum_{j=1}^p a_j \Delta s_{t-j} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad \sigma_t^2 = \theta + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2 + a_3 \sigma_{t-2}^2$$

## (二) 非線性報酬率下的資產配置模型估計結果

表 11 為利用 MLE 法估計均數方程式為 STR-MF 模型，且條件變異數為 GARCH 模型的估計結果。結果顯示，如同表 6 中的門檻值(c)皆在樣本範圍內且為顯著的，GBP 的結構轉變點大約在 1992 年的北美自由貿易協議與英鎊退出 ERM 期間，JPY 則大約在 1998 年的日本實施金融再生計劃期間。

在轉換速度 ( $\gamma$ ) 估計上，GBP 的 LSTR-MF 模型在不同狀態間的轉換速度大於 JPY 的 ESTR-MF 模型。相較於僅以 STR-MF 模型估計 GBP 與 JPY，加入 GARCH 模型可解決異質變異的現象，且殘差皆符合常態分配。此外，不論是 GBP 或 JPY，STR-MF/GARCH 模型的 RMSE 相較於 MF/

GARCH 模型已下降且優於 RW/GARCH 模型。

表 11：STR-MF/GARCH 模型估計結果

參 數	GBP		JPY	
$\beta_0$	0.0736*	[0.0393]	0.0785*	[0.0463]
$\beta_1$	-0.2737***	[0.0731]	-0.4146***	[0.1299]
$\beta'_0$	-0.0747*	[0.0393]	-0.08*	[0.0464]
$\beta'_1$	0.2751***	[0.0820]	0.3933***	[0.1311]
$\gamma$	72.7931	[211.74]	171.2751*	[97.230]
$c$	-0.1486***	[0.0002]	0.2166***	[0.0061]
$\theta$	0.0001*	[0.0000]	0.0008***	[0.0002]
$a_1$	0.133*	[0.0748]	0.3754***	[0.0565]
$a_2$	0.5355***	[0.1828]	-0.5224***	[0.1789]
殘差檢定				
Q(4)	7.9033	(0.095)	7.4841	(0.112)
ARCH(4)	2.1648	(0.077)	0.6625	(0.6192)
JB	7.9033	(0.0192)	0.9908	(0.6093)
模型配適				
RMSE <sub>N</sub> /RMSE <sub>L</sub>	0.959		0.9386	

註：[ ] 與 ( ) 內數值分別表示標準差與 p 值；\*\*\*、\*\*、\* 分別表示在 1%、5%、10% 的顯著水準下拒絕估計參數為零的虛無假設；Q(4) 為落後 4 期檢定殘差存在自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期檢定同質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差是否符合常態的 Jarque-Bera 統計量；RMSE<sub>N</sub> 與 RMSE<sub>L</sub> 分別為報酬率為 STR-MF 模型與 MF 模型的均方根誤差。

$$\text{估計模型爲 } \Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 u_{t-1} + [\beta'_0 + \beta'_1 u_{t-1}] F(Z_{t-d}; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \theta + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1}^2$$

表 12 為 STAR 模型的估計結果，<sup>18</sup> GBP 的結構轉變點約在 1992 年英鎊退出 ERM 與 1993 年歐盟正式成立期間，JPY 的結構轉變點約在 1998 年日本實施金融再生計劃期間。無論是 GBP 或 JPY，STAR 模型的 RMSE 較

18 由於 STAR 模型不存在異質變異，不須以 GARCH 模型估計條件變異數的 DGP，故分別以 STAR 模型作為 GBP 與 JPY 的預測與資產配置模型。

AR/GARCH 模型為小且為上述模型中最低者。

表 12：STAR 資產配置模型估計結果

參 數	GBP		JPY	
$a_0$	0.0083*	[0.0048]	-0.3701	[0.2614]
$a_1$	0.6612***	[0.1197]	0.5605***	[0.2039]
$a_2$	-0.4239***	[0.1315]		
$a_3$	0.1972	[0.1327]		
$a_4$			-1.6171***	[0.5235]
$a'_0$	-0.0087	[0.0053]	0.3692	[0.2613]
$a'_1$	-0.5911***	[0.1725]	-0.3304	[0.2317]
$a'_2$	0.3189*	[0.1816]		
$a'_3$	-0.0382	[0.1740]		
$a'_4$			-1.5223***	[0.5230]
$\gamma$	16.3139	[26.314 ]	234.5996	[240.56 ]
$c$	-0.0118***	[0.0011]	-0.0705***	[0.0075]
殘差檢定				
Q(4)	0.7008	(0.951)	2.291	(0.682)
ARCH(4)	2.0614	(0.0904)	0.1893	(0.9436)
JB	4.374	(0.1123)	3.7223	(0.1555)
模型配適				
RMSE <sub>N</sub> /RMSE <sub>L</sub>	0.9181		0.9377	

註：同表 7；RMSE<sub>N</sub>與 RMSE<sub>L</sub> 分別為報酬率為 STAR 模型與 AR 模型的均方根誤差。

$$\text{估計模型為 } \Delta s_t = a_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta s_{t-j} + \left[ a'_0 + \sum_{j=1}^p \alpha'_j \Delta s_{t-j} \right] F(Z_{t-d}; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \sigma^2$$

上述的資產配置模型估計結果，支持多數文獻所認為的，狀態轉換模型的樣本內配適度優於線性模型之結論。考量報酬率估計參數存在狀態轉換的 STR-MF/GARCH 與 STAR 模型，皆可分別提升未考量狀態轉換的 MF/GARCH 與 AR/GARCH 模型的樣本內配適度。其中分別以 LSTAR 與 ESTAR 模型較能捕捉 90 年代期間英鎊與日元報酬率的走勢，且為最佳的估計模型。

### (三) 非線性平滑轉換調整過程

本小節將探討 STR-MF/GARCH 與 STAR 模型的報酬率估計參數在不同狀態間的調整行為，茲分析如下：

#### 1. GBP 的 LSTR-MF/GARCH 模型調整過程

LSTR-MF/GARCH 模型的轉換函數為：

$$F(Z_{t-d}; \gamma, c) = \{1 + \exp[-72.7931(u_{t-2} + 0.1486)]\}^{-1} \quad (22)$$

圖 1 為 LSTR-MF/GARCH 模型轉換函數對應轉換變數，轉換函數介於 0 到 1 之間。名目匯率報酬率方程式為：

(1) 當  $u_{t-2} \leq -0.1486$ ，轉換函數  $F(Z_{t-d}; \gamma, c) = 0$ ，處於低狀態，名目匯率偏離長期均衡時，往較低狀態調整，其調整方程式為：

$$\Delta s_t = 0.0736 - 0.2737 u_{t-1}$$

(2) 當  $u_{t-2} \geq -0.1486$ ，轉換函數  $F(Z_{t-d}; \gamma, c) = 1$ ，處於高狀態，名目匯率偏離長期均衡時，往較高狀態調整，其調整方程式為：

$$\Delta s_t = -0.0011 - 0.0014 u_{t-1}$$

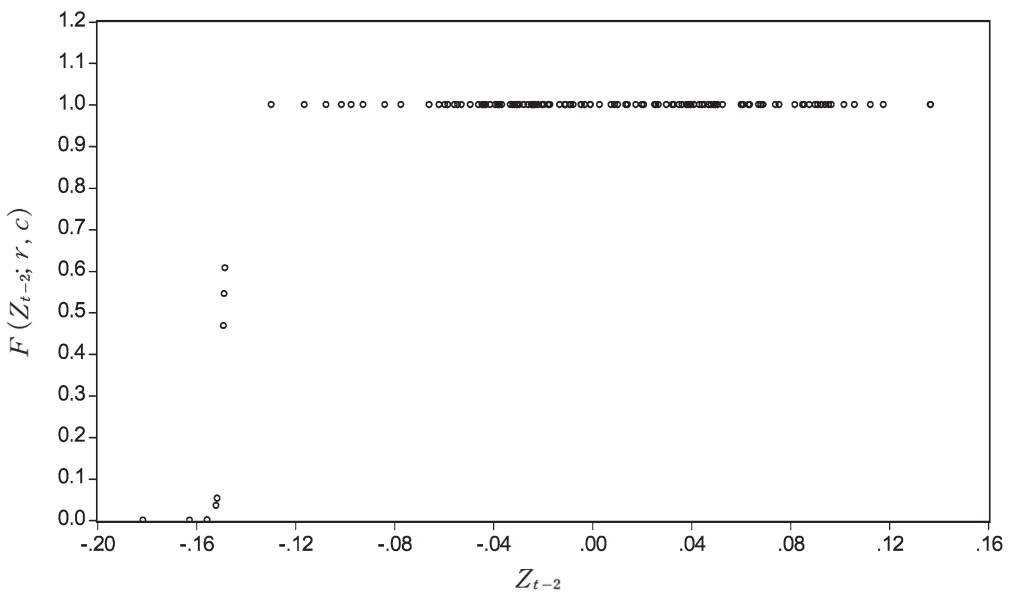


圖 1：GBP 之 LSTR-MF/GARCH 模型轉換函數對應轉換變數

(3)調整期間的調整方程式為： $\Delta S_t = (0.0736 - 0.2737u_{t-1}) - (0.0747 - 0.2751u_{t-1}) \times \{1 + \exp[-72.7931(u_{t-2} + 0.1486)]\}^{-1}$

(1)情況下低狀態的  $u_{t-1} = -0.2737$ , (2)情況下高狀態的  $u_{t-1} = -0.0014$ , 表示名目匯率偏離長期均衡水準時, 誤差修正機制在低狀態比在高狀態時更為強烈。因此, 投資者可建構一個約在  $u_{t-2} > -0.12$  與  $u_{t-2} < -0.16$  的套利區間。

## 2. JPY 的 ESTR-MF/GARCH 模型調整過程

ESTR-MF 模型的轉換函數為：

$$F(Z_{t-d}; \gamma, c) = \{1 - \exp[-171.2751(u_{t-4} - 0.2166)^2]\} \quad (23)$$

圖 2 為 ESTR-MF/GARCH 模型轉換函數對應轉換變數, 轉換函數介於 0 到 1 之間。名目匯率報酬率方程式為：

(1)當  $u_{t-4} = -0.2166$ , 轉換函數  $F(Z_{t-d}; \gamma, c) = 0$ , 處於中間狀態, 名目匯率偏離長期均衡時之調整方程式為： $\Delta S_t = 0.0785 - 0.4146u_{t-1}$

(2)當  $u_{t-4} = \pm \infty$ , 轉換函數  $F(Z_{t-d}; \gamma, c) = 1$ , 處於外部狀態, 名目匯

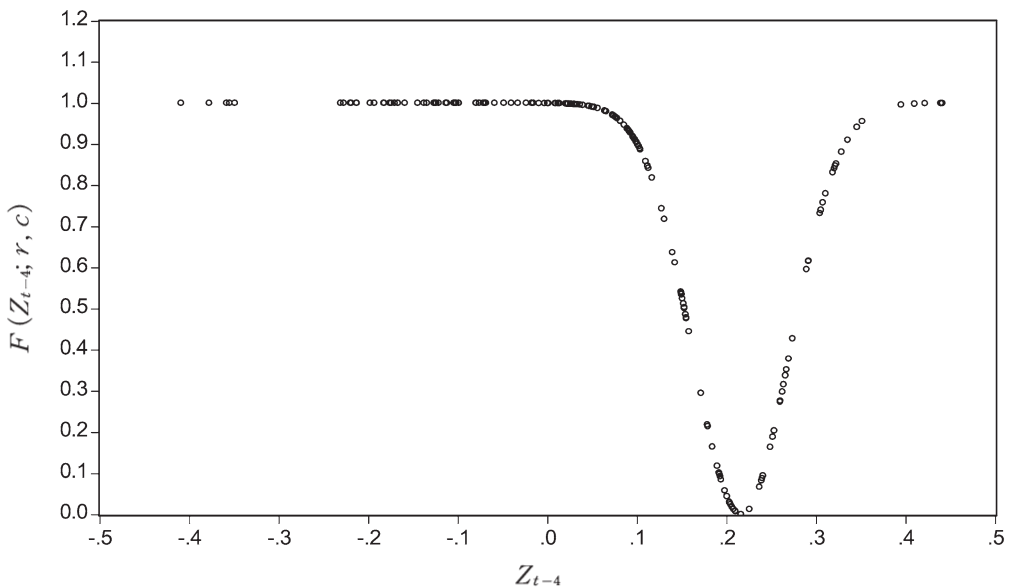


圖 2：JPY 之 ESTR-MF/GARCH 模型轉換函數對應轉換變數



率偏離長期均衡時之調整方程式為： $\Delta S_t = -0.0015 - 0.0213u_{t-1}$

(3)調整期間的調整方程式為： $\Delta S_t = (0.0785 - 0.4146u_{t-1}) - (0.08 - 0.3933u_{t-1}) \times \{1 - \exp[-171.2751(u_{t-4} - 0.2166)^2]\}$

轉換變數  $u_{t-4}$  以門檻值  $c = 0.2166$  作對稱轉換，若轉換變數  $u_{t-4} = 0.2166$ ，名目匯率報酬率方程式的誤差修正參數為  $-0.4146$ ； $u_{t-4} = \pm\infty$ ，則誤差修正參數為  $-0.0213$ 。因此，處於中間狀態的誤差修正機制比處於外部狀態的誤差修正機制更為強烈，投資者可建構一個約在  $u_{t-4} < 0.1$  與  $u_{t-4} > 0.4$  的套利區間。

### 3. GBP 的 LSTAR 模型調整過程

LSTAR 模型之轉換函數為：

$$F(Z_{t-d}; \gamma, c) = \{1 + \exp[-16.3139(\Delta S_{t-6} + 0.0118)]\}^{-1} \quad (24)$$

圖 3 為 LSTAR 模型轉換函數對應轉換變數，轉換函數介於 0 到 1 之間。名目匯率報酬率方程式為：

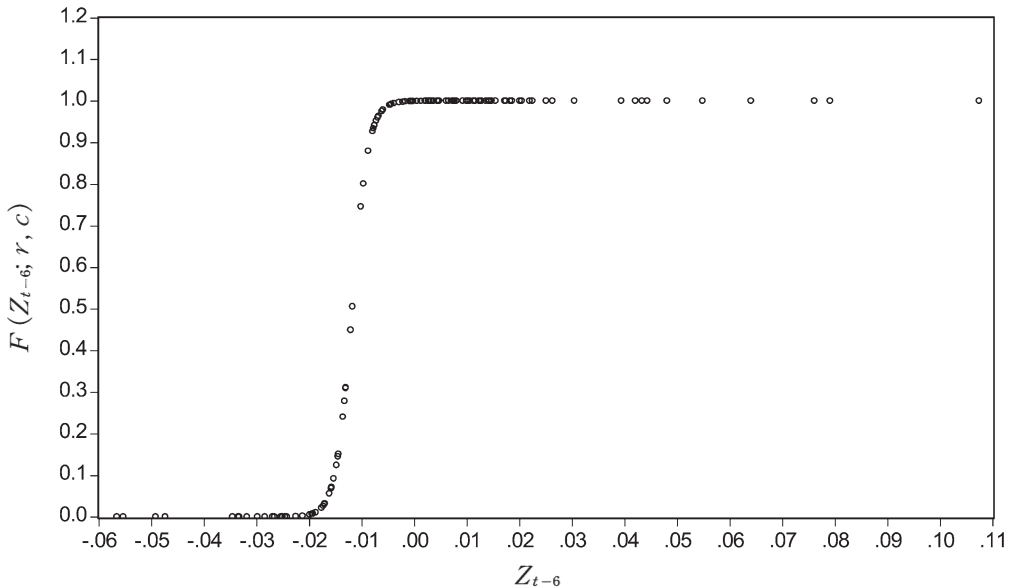


圖 3：GBP 之 LSTAR 模型轉換函數對應轉換變數

(1)當  $\Delta S_{t-6} \leq -0.0118$ ，轉換函數  $F(Z_{t-d}; \gamma, c) = 0$ ，處於低狀態，名目匯率報酬率之調整方程式為：

$$\Delta S_t = 0.0083 + 0.6612\Delta S_{t-1} - 0.4239\Delta S_{t-2} + 0.1972\Delta S_{t-3}$$

(2)當  $\Delta S_{t-6} \geq -0.0118$ ，轉換函數  $F(Z_{t-d}; \gamma, c) = 1$ ，處於高狀態，名目匯率報酬率之調整方程式為：

$$\Delta S_t = -0.0004 + 0.0701\Delta S_{t-1} - 0.105\Delta S_{t-2} + 0.159\Delta S_{t-3}$$

(3)調整期間的調整方程式為：

$$\begin{aligned} \Delta S_t = & (0.0083 + 0.6612\Delta S_{t-1} - 0.4239\Delta S_{t-2} + 0.1972\Delta S_{t-3}) \\ & - (0.0087 + 0.5911\Delta S_{t-1} - 0.3189\Delta S_{t-2} + 0.0382\Delta S_{t-3}) \\ & \times \{1 + \exp[-16.3139(\Delta S_{t-6} + 0.0118)]\}^{-1} \end{aligned}$$

因此，投資者可利用 LSTAR 模型建構一個在  $\Delta S_{t-6} > -0.01$  與  $\Delta S_{t-6} < -0.02$  的套利區間。

#### 4. JPY 的 ESTAR 模型調整過程

ESTAR 模型的轉換函數為：

$$F(Z_{t-d}; \gamma, c) = \{1 - \exp[-234.5996(\Delta S_{t-1} + 0.0705)^2]\} \quad (25)$$

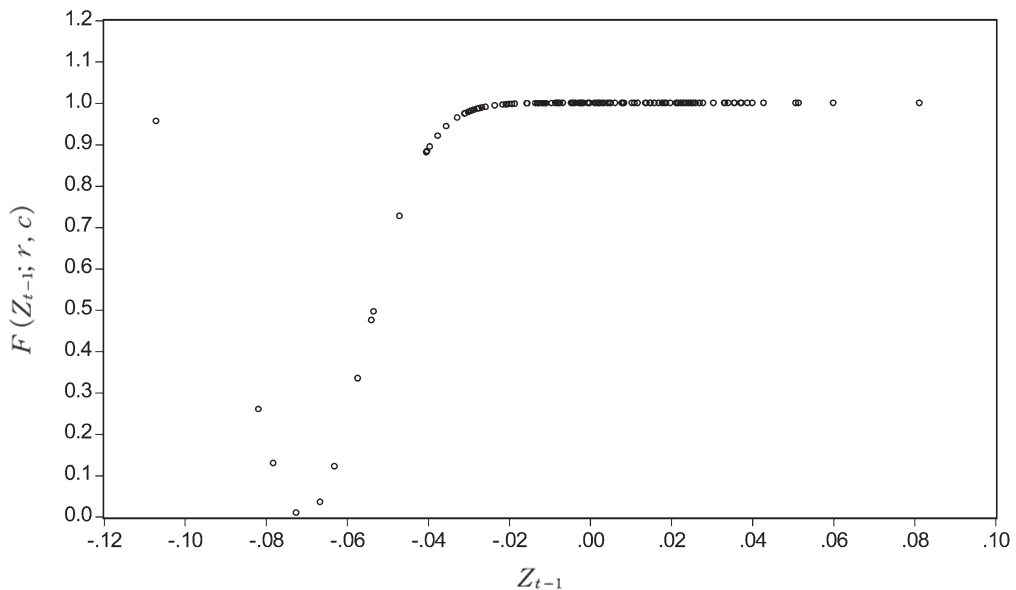


圖 4：JPY 之 ESTAR 模型轉換函數對應轉換變數

圖 4 為 ESTAR 模型轉換函數對應轉換變數，轉換函數介於 0 到 1 之間。名目匯率報酬率方程式為：

(1)當  $\Delta s_{t-1} = -0.0705$ ，轉換函數  $F(Z_{t-d}; \gamma, c) = 0$ ，處於中間狀態，名目匯率報酬率之調整方程式為： $\Delta s_t = -0.3701 + 0.5605\Delta s_{t-1} - 1.6171\Delta s_{t-4}$

(2)當  $\Delta s_{t-1} = \pm \infty$ ，轉換函數  $F(Z_{t-d}; \gamma, c) = 1$ ，處於外區域，名目匯率報酬率之調整方程式為： $\Delta s_t = -0.0009 + 0.2301\Delta s_{t-1} - 0.0948\Delta s_{t-4}$

(3)調整期間的調整方程式為：

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & (-0.3701 + 0.5605\Delta s_{t-1} - 1.6171\Delta s_{t-4}) \\ & + (0.3692 - 0.3304\Delta s_{t-1} + 1.5223\Delta s_{t-4}) \\ & \times \{1 - \exp[-234.5996(\Delta s_{t-1} + 0.0705)^2]\} \end{aligned}$$

因此，投資者可建構一個  $\Delta s_{t-1} < -0.11$  至  $\Delta s_{t-1} > -0.02$  的套利區間。

## 五、樣本外預測與經濟價值

上述雖已證實報酬率存在狀態轉換的 STR-MF/GARCH 與 STAR 模型分別較線性模型提供較佳的樣本內配適度，且 STAR 模型為最佳的樣本內估計模型，卻不保證樣本外的預測能力依舊優於線性預測模型或 RW 模型。因此，提供文獻上經常使用的預測績效指標，作為預測模型的樣本外預測能力衡量準則，包括：預測誤差績效衡量、擇時能力與資產配置等經濟價值。採用向前一期滾動估計式進行樣本外預測，固定視窗總數為 131 筆，樣本外滾動次數為 2001 年 1 月至 2007 年 8 月共計 80 筆。此外，由於文獻中 MS/GARCH 也常被採用，故在本小節中也納入比較以供參考。<sup>19</sup>

### (一) 預測誤差績效

在評估預測模型的樣本外預測能力時，以含截距項的 RW 模型作為不可預測模型，且為各模型預測績效的比較基準。<sup>20</sup> 由表 13 中 GBP 預測誤差的

19 感謝評論人對於表 13 與表 14 中加入 MS/GARCH 模型相關實證數據的建議，若有需要 MS/GARCH 估計結果，可向作者索取。

20 由於不含截距項的 RW 模型將不適合探討擇時能力與資產配置能力，故以含截距項的 RW 模型作為各模型的比較基準。

衡量結果得知，無論是 MAE 或 RMSE 均顯示，即使 LSTR-MF/GARCH 模型可提供較 MF/GARCH 模型為佳的預測績效，卻仍然無法優於 RW/GARCH 模型，惟 LSTAR 與 MS/GARCH 模型不僅優於 RW/GARCH 模型且能提升 AR/GARCH 模型的預測力，LSTAR 模型更為最佳的預測模型，此與 Sarantis (1999: 27-45) 所指出 STAR 模型能提升 AR 模型預測能力的結論一致。

在 JPY 方面，由 MAE 與 RMSE 得知，幾乎所有預測模型皆無法優於 RW/GARCH 模型，而考量狀態轉換的 ESTR-MF/GARCH 模型、ESTAR 模型與 MS/GARCH 模型皆無法分別提升 MF/GARCH 模型與 AR/GARCH 模型的預測能力，與多數文獻指出狀態轉換模型的預測績效無法優於隨機漫步模型與線性模型的結論一致。<sup>21</sup>

## (二) 擇時能力

由表 13 得知，在 GBP 方面，MF/GARCH 與 LSTR-MF/GARCH 模型的 CSR 皆不到五成，且低於 RW/GARCH 模型。DA 檢定則顯示 RW/GARCH、MF/GARCH 與 LSTR-MF/GARCH 模型無法拒絕預測值與實際值方向為彼此獨立的虛無假設。AR/GARCH、LSTAR 與 MS/GARCH 模型的 CSR 皆可超過五成，且 DA 檢定皆拒絕預測值與實際值方向為彼此獨立的虛無假設。再者，LSTAR 模型提供高報酬低風險的績效，表示投資者若考量英鎊報酬率存在狀態轉換時，可利用 LSTAR 模型在投資期間獲取最大的經濟價值。此外，即使 LSTR-MF/GARCH 模型可提升 MF/GARCH 模型的平均報酬（附表 4），但 Sharpe ratio 卻指出投資者無法利用上述三個預測模型在每單位風險下賺取超額報酬，亦即在投資期間內無風險存款利率較英鎊更具投資價。<sup>22</sup>

JPY 方面，雖然只有 RW/GARCH 模型的預測方向準確率不到五成，但

21 Dacco and Satchell (1999: 1-16) 指出非線性模型無法在樣本外預測能力優於隨機漫步模型，可能原因之一是名目匯率在樣本外期間仍為隨機漫步之型態。

22 本文的無風險利率為美國一個月期的歐洲存款利率。

表 13：樣本外預測誤差與擇時能力

模 型	MAE	RMSE	CSR	DA	Sharpe ratio	期末 累積財富
<i>Panel A: GBP</i>						
RW/GARCH	0.0162	0.0193	0.5356	(0.6207)	-0.075	1.0151
MF/GARCH	0.0165	0.0197	0.4206	(0.2583)	-0.2758	0.8254
AR/GARCH	0.0154	0.0189	0.6413	(0.0395)	0.0847	1.2851
LSTR-MF/GARCH	0.0164	0.0196	0.4794	(0.8604)	-0.0806	1.0118
LSTAR	0.0153*	0.0187*	0.6655*	(0.0165)	0.2138*	1.5092*
MS/GARCH	0.0159	0.0191	0.6552	(0.0294)	0.1487	1.4274
<i>Panel B: JPY</i>						
RW/GARCH	0.0161*	0.0193	0.4656	(0.4710)	-0.1183	0.9726
MF/GARCH	0.0163	0.0188*	0.5003	(0.4903)	-0.0704	1.0069
AR/GARCH	0.0169	0.0198	0.5598	(0.2858)	0.1173	1.3465
ESTR-MF/GARCH	0.0172	0.0202	0.5904	(0.1351)	0.0734	1.2746
ESTAR	0.0175	0.0238	0.6378*	(0.0472)	0.2963*	1.6325*
MS/GARCH	0.0172	0.0223	0.5841	(0.1025)	0.2597	1.4690

註：\*表示在各項績效指標中表現最佳的預測模型；DA 的數值為 p 值。MS/GARCH 代表結合 Markov Switching 與 GARCH 的模型。

DA 檢定卻顯示，僅 ESTAR 模型能拒絕預測值與實際值方向為彼此獨立的虛無假設。ESTR-MF/GARCH 與 ESTAR 模型相較於 MF/GARCH 與 AR/GARCH 模型，分別能提升報酬與降低風險，表示考量日元報酬率存在狀態轉換有助於投資者在投資期間獲得較佳的經濟價值。此外，ESTAR 模型為最佳的擇時能力模型且呈現高報酬低風險的績效。

綜合上述，STR-MF/GARCH 模型的預測誤差績效，如同文獻上的結論，無法優於隨機漫步模型或線性模型，而 STAR 模型雖為 GBP 的最佳預測模型，對於 JPY 的預測亦出現上述相同的結論。與文獻不同者在於擇時能力的衡量卻指出考量報酬率存在狀態轉換的 STR-MF/GARCH 與 STAR 模型能提供較佳的收益性，且不論是對 GBP 或 JPY 的預測，STAR 模型皆可提供最佳的經濟價值與高報酬低風險的績效。MS/GARCH 模型的預測結果雖未能優於 STAR 模型，卻超越 AR/GARCH 模型，顯示非線性匯率預測模型的預期結果仍較線性預匯率測模型為佳。至於 MS/GARCH 模型的預測結果未能超越 STAR 模型，可能與預測期間匯率波動較為平穩有關。

### (三) 資產配置績效

接著探討資產配置模型的經濟價值，亦即當投資者以 MV 法作為資產配置決策，以持有英鎊與日元的投資組合時，何種資產配置模型所預測的投入要素能提供較佳的資產配置績效。不同於擇時能力建立在預測模型所提供的預測方向，MV 法主要針對風險趨避者可透過預期報酬與變異數共變數的預測，達到具有效率前緣原則的最適化投資組合。假設投資者的期初財富為美金 1 元，資產配置期間為 2001 年 1 月至 2007 年 08 月。

由表 14 的資產配置經濟價值得知，由於資產配置模型對於投入要素的預測不同，且對於資產配置決策非常敏感，使得各模型在不同趨避程度(A)下的投資組合與資產配置績效亦有差異。不論風險趨避程度為何，消極型的相等權重投資組合與 MV 最適化的投資組合，所提供的期末累積財富與 Sharpe ratio 等經濟價值皆優於 RW/GARCH 模型。此外，狀態轉換的 STR-MF/GARCH、STAR 與 MS/GARCH 模型皆可分別提供較 MF/GARCH 與 AR/GARCH 模型為高的經濟價值，其中又以 STAR 模型所提供的經濟價值最高。此外，Abhyankar et al. (2005: 325-348) 認為最適投資權數隨著趨避程度(A)的增加而下降的結論，在本文亦獲得印證。以附圖 1 (a)與附圖 1 (b) 中的 JPY 為例，<sup>23</sup> 在不同的風險趨避程度下，各期的最適投資權數型態近似，且最適投資權數隨著(A)增加而減少。<sup>24</sup>

由表 14 與附表 5 得知，除了 RW 模型外，其餘的資產配置模型皆顯示，投資組合報酬、風險與經濟價值隨著趨避程度增加而減少的現象。對於風險趨避程度較低的投資者而言，資產配置模型所提供的經濟價值，隨風險趨避程度(A)存在邊際財富遞增的現象。<sup>25</sup> STR-MF/GARCH 模型相較於 MF/GARCH 模型呈現隨著趨避程度增加，投資組合報酬與風險皆增加的現象，

23 礙於篇幅限制，僅列示 JPY 的 STAR 模型結果，若有需要作者將提供其他結果。

24 礙於篇幅限制，僅列示 A=5 與 A=20 的結果，至於 A=10 與 A=15 下的最適權數值介於 A=5 與 A=20 之間，且 A=10 下的權數大於 A=15 時，若有需要作者將提供其他結果。

25 Abhyankar et al. (2005: 325-348) 指出 Mark (1995: 201-218) 的 MF 相較於 RW 模型的經濟價值，並不存在隨著趨避程度增加而遞增的現象。

表 14：資產配置經濟價值

模 型	經濟價值			
	A=5	A=10	A=15	A=20
<i>Panel A: 期末累積財富</i>				
相等權重	1.0535	1.0535	1.0535	1.0535
RW/GARCH	0.9779	1.0157	1.0304	1.0382
MF/GARCH	1.1211	1.1037	1.0783	1.0704
AR/GARCH	1.3947	1.2535	1.2053	1.1265
STR-MF/GARCH	1.2054	1.1533	1.1225	1.1138
STAR	1.8703*	1.4108*	1.3542*	1.2623*
MS/GARCH	1.5629	1.3592	1.3039	1.1995
<i>Panel B: Sharpe ratio</i>				
相等權重	-0.0395	-0.0395	-0.0395	-0.0395
RW/GARCH	-0.1216	-0.0918	-0.0813	-0.0756
MF/GARCH	0.0074	-0.0163	-0.0369	-0.0416
AR/GARCH	0.0984	0.0612	0.0427	0.0315
STR-MF/GARCH	0.0453	0.0143	-0.0068	-0.0210
STAR	0.2728*	0.1773*	0.1307*	0.0747*
MS/GARCH	0.1557	0.1128	0.0946	0.0524

註：\*表示不同趨避程度下，各資產配置模型在期末累積財富與 Sharpe ratio 中為最佳者；相等權重表示投資在英鎊與日元的比率各為 50%。MS/GARCH 則代表結合 Markov Switching 與 GARCH 的模型。

惟當  $A=15$  時，STR-MF/GARCH 模型所提供的風險溢酬由正轉為負。不論風險趨避程度為何，STAR 模型相較於 AR/GARCH 模型，皆呈現報酬增加而風險減少的情形，表示投資者可利用 STAR 模型達到最具效率的投資組合。

綜合上述，不論風險趨避程度為何，STR-MF/GARCH 模型與 STAR 模型分別可提供未考量狀態轉換的 MF/GARCH 模型與 AR/GARCH 模型較佳的經濟價值，此結論證實考量報酬率存在狀態轉換對於經濟價值具有提升的作用。投資者可藉由 STAR 模型在樣本外資產配置期間，獲得最具效率的投資組合與較高的經濟價值。

## 肆、結論

匯率文獻多數支持 Mark (1995: 201-218) 的貨幣基要模型與時間序列模型分別適用於長、短期名目匯率預測之論點，而在向前一期預測期間下，卻難以推翻 Meese and Rogoff (1983: 3-24) 所指出名目匯率不可預測的結論，其原因可能在於模型中估計參數存在狀態轉換的特性。由於 STR 模型與 STAR 模型允許估計參數在不同狀態間具有連續且平滑轉換的特性，相較於其它狀態轉換模型更能符合名目匯率的非線性調整行爲。因此，本文以 MF 模型與 AR 模型估計 90 年代期間英鎊與日元的報酬率是否存在 ST(A)R 型式，並評估 ST(A)R 模型的樣本內配適度、樣本外預測能力，以及擇時能力與資產配置效果。

實證結果顯示，英鎊與日元的報酬率皆存在平滑轉換的現象，STR-MF/GARCH 模型或 STAR 模型分別可提升未考量狀態轉換的 MF/GARCH 模型與 AR/GARCH 模型的樣本內配適度，且 LSTAR 模型與 ESTAR 模型分別爲英鎊與日元報酬率的最佳估計模型。在樣本外預測方面，LSTR-MF/GARCH 模型相較於 MF/GARCH 模型具有較佳的預測績效，卻仍無法優於 RW/GARCH 模型；而考量狀態轉換的 LSTAR 模型不僅優於 RW/GARCH 模型且能提升 AR/GARCH 模型的預測績效，爲英鎊報酬的最佳預測模型。至於日元報酬的預測結果，則與多數文獻指出狀態轉換模型無法優於隨機漫步模型與線性模型的結論一致。

在擇時能力方面，考量報酬率狀態轉換的 STR-MF/GARCH 模型與 STAR 模型能提供較線性模型爲高的收益性，且 STAR 模型皆可提供最佳的經濟價值。再者，不論風險趨避程度爲何，對於持有英鎊與日元投資組合的 Mean-Variance 投資者而言，STR-MF/GARCH 模型與 STAR 模型亦分別可提供較未考量狀態轉換的 MF/GARCH 模型與 AR/GARCH 模型爲高的經濟價值，且投資者可藉由 STAR 模型在樣本外資產配置期間獲得較高的經濟價值。此外，對於風險趨避程度較低的投資者而言，存在著邊際財富遞增的現象。



在未來的延伸研究上，首先可考慮採用多重結構平滑轉換迴歸 (Multiple Regime STR) 模型探討模型在高頻率財務資料上的配適度與預測能力。其次，可採用對角化 BEKK 共變數模型，或 DCC (Dynamic Conditional Correlation) 模型建立共變數投入要素，並分析多種風險性資產與不同資產配置決策的經濟價值，例如：負指數、power、模糊趨避 (ambiguity aversion)、習慣養成 (habit formation) 等效用函數。此外，可採用具有狀態轉換特性的平滑轉換 ARCH (Smooth Transition ARCH) 模型進行條件變異數的估計，探討報酬率或變異數等投入要素發生狀態轉換時，對於經濟價值的影響程度。最後，可根據 Seo and Linton (2007: 704-735) 的建議，利用匯率變動、名目匯率偏離貨幣基要或其他變數的線性組合共同決定狀態轉換情形，進行預測與經濟價值評估。<sup>26</sup>

## 參考資料

- Abhyankar, A., L. Sarno, and G. Valente  
2005 “Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on the Economic Value of Predictability,” *Journal of International Economics* 66: 325-348.
- Allen, H. and M. P. Taylor  
1990 “Charts, Noise and Fundamentals in the Foreign Exchange Market,” *Economic Journal* 100: 49-59.
- Ang, A. and G. Bekaert  
2002 “International Asset Allocation with Regime Shifts,” *The Review of Financial Studies* 15: 1137-1187.
- Aslanidis, N.  
2002 “Smooth Transition Regression Models in UK Stock Returns,” Royal Economic Society Conference. Coventry: University of Warwick. March 25-27.
- Bai, J. and S. Ng  
2005 “Test for Skewness, Kurtosis, and Normality for Time Series Data,” *Journal of Business and Economic Statistics* 23: 49-60.
- Barberis, N.  
1999 “Investing for the Long Run When Returns Are Predictable,” *Journal of*

---

26 感謝匿名審查教授提供此未來研究方向之建議。

- Finance* 55: 225-264.
- Berkowitz, J. and L. Giorgianni  
2001 "Long-Horizon Exchange Rate Predictability?" *Review of Economics and Statistics* 83: 81-91.
- Black, F. and R. Litterman  
1992 "Global Portfolio Optimization," *Financial Analyst Journal* 48: 28-43.
- Bollerslev, T.  
1990 "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Models," *The Review of Economics and Statistics* 72: 498-505.
- Brooks, C.  
1996 "Testing for Nonlinearity in Daily Sterling Exchange Rates," *Applied Financial Economics* 6: 307-317.  
1997 "Linear and Nonlinear (non-) Forecastability of High Frequency Exchange Rate," *Journal of Forecasting* 16: 125-145.
- Chen, S. L. and J. L. Wu  
2000 "A Re-examination of Purchasing Power Parity in Japan and Taiwan," *Journal of Macroeconomics* 22: 271-284.
- Chinn, M. D. and R. A. Meese  
1995 "Banking on Currency Forecasts: How Predictable Is a Change in Money?" *Journal of International Economics* 38: 161-178.
- Chow, G. C.  
1960 "Testing for Equality between Sets of Coefficient in Two Linear Regression Relationship over Time," *Econometrica* 38: 167-178.
- Clark, T. E. and M. W. McCracken  
2001 "Test of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models," *Journal of Econometrics* 105: 85-110.
- Clarke, R. G. and H. Silva  
1998 "State Dependent Asset Allocation," *The Journal of Portfolio Management* 24: 57-64.
- Dacco, R. and S. Satchell  
1999 "Why Do Regime Switching Models Forecast So Badly?" *Journal of Forecasting* 18: 1-16.
- Engel, C.  
1994 "Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?" *Journal of International Economics* 36: 151-165.  
2000 "Long-Run PPP May Not Hold after All," *Journal of International Economics* 3: 123-192.
- Engel, C. and J. D. Hamilton  
1990 "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?" *The American Economic Review* 80: 689-713.

- Frenkel, J. A.  
1981 "Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of News: Lessons from the 1970's," *Journal of Political Economy* 89: 665-705.
- Frankel, J. A. and K. A. Froot  
1990 "Chartists, Fundamentalists and the Demand for Dollars," in Courakis, A. S. and M. P. Taylor (eds.), *Private Behaviour and Government Policies in Interdependent Economies*, pp. 79-126. Oxford: Oxford University Press.
- Granger, C. W. J. and T. Teräsvirta  
1993 *Modelling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford: Oxford University Press.
- Groen, J. J. J.  
2000 "The Monetary Exchange Rate Model as a Long-Run Phenomenon," *Journal of International Economics* 52: 299-319.
- Guidolin, M. and A. Timmermann  
2007 "Asset Allocation under Multivariate Regime Switching," *Journal of Economic Dynamics and Control* 31(11): 3503-3544.
- Kilian, L. and M. P. Taylor  
2003 "Why Is It So Difficult to Beat the Random Walk Forecast of Exchange Rates?" *Journal International Economics* 60: 85-107.
- Leitch, G. and E. Tanner  
1991 "Economic Forecast Evaluation: Profits versus the Conventional Error Measures," *The American Economic Review* 81: 580-590.
- Lin, C. F. and T. Teräsvirta  
1994 "Testing the Constancy of Regression Parameters against Continuous Structural Change," *Journal of Econometrics* 62: 211-228.
- Mark, N. C.  
1995 "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability," *The American Economic Review* 85: 201-218.
- Mark, N. C. and D. Sul  
2001 "Nominal Exchange Rates and Monetary Fundamentals: Evidence from a Small Bretton Woods Panel," *Journal of International Economics* 53: 29-52.
- Markowitz, H. M.  
1952 "Portfolio Selection," *Journal of Finance* 7(1): 77-91.
- Marquering, W. and M. Verbeek  
2004 "The Economic Value of Predicting Stock Index Returns and Volatility," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39(2): 407-429.
- McMillian, D. G.  
2001 "Nonlinear Predictability of Stock Market Returns: Evidence from Nonparametric and Threshold Models," *International Review of Economics and Finance* 10: 353-368.
- Meese, R. and K. Rogoff  
1983 "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sam-

- ple?" *Journal of International Economics* 14: 3-24.
- Michael, P., A. R. Nobay, and D. A. Peel  
1997 "Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation," *The Journal of Political Economy* 105: 862-879.
- Obstfeld, M. and K. Rogoff  
2000 "The Six Major Puzzles in International Macroeconomics: Is There a Common Cause?" in Bernanke, B. and K. Rogoff (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 2000*, pp. 339-390. Cambridge, Mass: MIT Press.
- Öcal, N. and D. R. Osborn  
2000 "Business Cycles Non-Linearities in UK Consumption and Production," *Journal of Applied Econometrics* 15: 27-43.
- Pesaran, M. H. and A. Timmermann  
1992 "A Simple Non-Parametric Test of Predictive Performance," *Journal of Business and Economic Statistics* 10: 461-465.  
1995 "Predictability of Stock Returns: Robustness and Economic Significance," *Journal of Finance* 50: 1201-1228.
- Rapach, D. E. and M. E. Wohar  
2002 "Testing the Monetary Model of Exchange Rate Determination: New Evidence from a Century of Data," *Journal of International Economics* 58: 359-385.
- Sarantis, N.  
1999 "Modeling Non-Linearities in Real Effective Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance* 18: 27-45.
- Sarno, L.  
1998 "Adjustment Costs and Nonlinear Dynamics in the Demand for Money: Italy, 1861-1991," *Internationaal Journal of Finance and Economics* 4: 155-177.
- Sarno, L., M. P. Taylor, and D. A. Peel  
2003 "Nonlinear Equilibrium Correction in U.S. Real Money Balances, 1869-1997," *Journal of Money, Credit, and Banking* 35: 787-799.
- Satchell, S. and A. Timmermann  
1995 "An Assessment of the Economic Value of Nonlinear Foreign Exchange Rates Forecasts," *Journal of Forecasting* 14: 477-498.
- Seo, M. H. and O. Linton  
2007 "A Smoothed Least Squares Estimator for Threshold Regression Model," *Journal of Econometrics* 141: 704-735.
- Skalin, J. and T. Teräsvirta  
1999 "Another Look at Swedish Business Cycles," *Journal of Applied Econometrics* 14: 359-378.
- Taylor, M. P. and D. A. Peel  
2000 "Nonlinear Adjustment, Long-Run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals," *Journal of International Money and Finance* 19: 33-53.

Teräsvirta, T.

1994 “Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models,” *Journal of the American Statistical Association* 89: 208-218.

Teräsvirta, T. and A-C. Eliasson

2001 “Non-Linear Error Correction and the UK Demand for Broad Money, 1878-1993,” *Journal of Applied Econometrics* 16: 277-288.

Teräsvirta, T. and H. M. Anderson

1992 “Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models,” *Journal of Applied Econometrics* 7: 119-136.

Teräsvirta, T., D. Van Dijk, and C. M. Medeiros

2005 “Linear Models, Smooth Transition Autoregressions, and Neural Networks for Forecasting Macroeconomic Time Series: A Re-Examination,” *International Journal of Forecasting* 21: 755-774.

West, K. D., H. J. Edison, and D. Cho

1993 “A Utility-Based Comparison of Some Models of Exchange Rate Volatility,” *Journal of International Economics* 35: 23-45.

## 附 錄

附表 1：變數的敘述統計量

	平均數	標準差	最大值	最小值	偏態係數	峰態係數
<i>Panel A: 名目匯率 (<math>s_t</math>)</i>						
英國	-0.5077	0.0966	-0.3405	-0.7308	-0.3705	2.2575
日本	4.7578	0.1114	5.0711	4.4212	0.0292	3.5310
<i>Panel B: 相對貨幣供給 (<math>m_t - m_t^*</math>)</i>						
英國	-5.6835	0.0663	-4.9588	-5.2236	-0.7548	2.4353
日本	5.3585	0.2243	5.6608	5.0486	-1.0078	2.3479
<i>Panel C: 相對工業生產 (<math>y_t - y_t^*</math>)</i>						
英國	0.0984	0.1282	0.9174	-0.173	0.1069	1.9832
日本	0.1332	0.1751	0.5360	-0.1526	0.4105	2.0104

註：樣本數為 1990 年 1 月至 2007 年 8 月共 212 筆。

附表 2：單根檢定結果

變數	水準值 (level)		一階差分 (first difference)	
	加入截距項 或趨勢項	ADF 統計量	加入截距項 或趨勢項	ADF 統計量
<i>Panel A: 英國</i>				
$s$	C	-2.0461	None	-10.0487***
$(m - m^*)$	None	-1.5715	None	-2.9188***
$(y - y^*)$	C+T	-2.4176	C	-3.4056**
$u$	None	-2.3203**		
<i>Panel B: 日本</i>				
$s$	C	-2.7686*	None	-9.7844***
$(m - m^*)$	C+T	-1.3752	C	-14.2957***
$(y - y^*)$	C+T	-2.065	C+T	-3.9536**
$u$	None	-2.1541**		

註：C、T、None 分別表示加入截距項、趨勢項、截距項與趨勢項皆不加入。\*\*\*、\*\*、\* 分別表示在 1%、5%、10% 之顯著水準下拒絕有單根的虛無假設。

附表 3：RW 模型估計結果

	GBP		JPY	
$\Delta S_t = c + \varepsilon_t$				
$c$	0.0009	[0.0022]	-0.002	[0.0026]
殘差檢定				
Q(4)	11.077	(0.026)	20.267	(0.000)
ARCH(4)	6.3795	(0.0001)	5.2523	(0.0006)
JB	67.9611	(0.0000)	13.336	(0.0013)

註：[ ] 與 ( ) 內數值分別表示標準差與 p 值；Q(4) 為落後 4 期檢定殘差存在自我相關的 Q 統計量；ARCH(4) 為落後 4 期檢定同質變異的 F 統計量；JB 為檢定殘差符合常態的 Jarque-Bera 統計量。

附表 4：擇時能力的平均報酬與風險

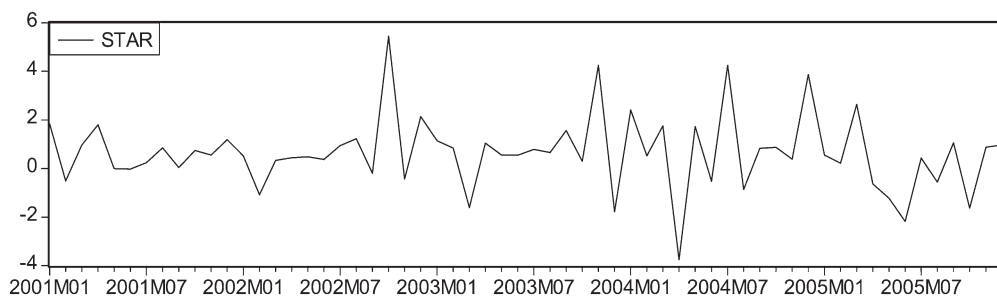
模 型	平均數	標準差
<i>Panel A: GBP</i>		
RW/GARCH	0.0372	1.9544
MF/GARCH	-0.338	1.9241
AR/GARCH	0.3516	1.9220
LSTR-MF/GARCH	0.033	1.9544
LSTAR	0.5833	1.8624
<i>Panel B: JPY</i>		
RW/GARCH	-0.072	2.2154
MF/GARCH	0.0322	2.2163
AR/GARCH	0.4263	2.1737
ESTR-MF/GARCH	0.3377	2.1898
ESTAR	0.7902	2.0653

註：平均數與標準差的數值皆為百分比型態。

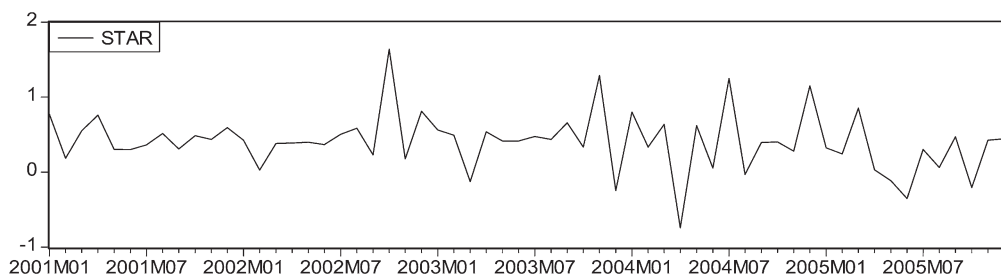
附表 5：資產配置模型的平均報酬與風險

模 型	A=5	A=10	A=15	A=20
<i>Panel A: 平均報酬</i>				
相等權重	0.0827	0.0827	0.0827	0.0827
RW/GARCH	-0.0251	0.0340	0.0535	0.0690
MF/GARCH	0.2106	0.1542	0.1383	0.1278
AR/GARCH	0.6273	0.3600	0.2694	0.2283
STR-MF/GARCH	0.3277	0.2166	0.1877	0.1712
STAR	1.0901	0.5876	0.4230	0.3360
<i>Panel B: 標準差</i>				
相等權重	1.8241	1.8241	1.8241	1.8241
RW/GARCH	1.8023	1.7507	1.7647	1.7690
MF/GARCH	2.7037	2.1411	1.9947	1.9334
AR/GARCH	4.4752	2.7905	2.3365	2.1435
STR-MF/GARCH	3.2127	2.3865	2.1558	2.0566
STAR	3.4213	2.3881	2.1252	2.0230

註：平均數與標準差的數值皆為百分比型態；相等權重表示投資在英鎊與日元的權重各為 50%。



附圖 1(a)：資產配置模型決定之 JPY 權重(A=5)



附圖 1(b)：資產配置模型決定之 JPY 權重(A=20)



# Nonlinear Adjustment, Arbitrage and Economic Value Predictability of Exchange Rate

Po-chin Wu

Professor

Department of International Trade  
Chung Yuan Christian University

Chih-wei Shen

Master

Department of International Trade  
Chung Yuan Christian University

Sheng-chieh Pan

Associate Professor

Department of International Business  
China University of Technology

## ABSTRACT

Most regime switching models give good in-sample fits to exchange rate data but are usually outperformed by random walks model under out-of-sample forecasts. Prior research on the ability of exchange rate models to forecast exchange rates relies on statistical measures of forecast accuracy, but lower forecast error does not necessarily imply higher profitability or economic value. This study tries to test for and model nonlinearities in the USD/GBP and USD/JPY exchange rate returns. We apply the STAR-family models to test nonlinearities of MF model and AR model and measure their economic values in predicting exchange rate returns. Our tests reject the linearity hypothesis for the exchange rate returns during the 1990s, and ST(A)R models all provide better goodness-of-fits than linear models. Although ST(A)R models can't beat

random walk model and linear models in forecasting USD/JPY exchange rate returns, they can provide better market timing ability and Mean-Variance asset allocation performance than linear models in forecasting exchange rate returns. These findings confirm the economic value importance of accounting for the presence of regimes in exchange rate returns.

**Key Words:** monetary fundamentals, arbitrage, ST(A)R model, market timing, asset allocation