

國立政治大學經濟學系碩士論文

指導教授: 徐士勛博士

以匯率因子模型為基礎的亞洲各國匯率預測

Asian Exchange Rate Forecasts Based on  
Exchange Rate Factor Model

研究生: 陳如忻

中華民國一百零七年六月

## 謝辭

時光荏苒，我在政大的兩年時光也到了尾聲，碩士生涯受到很多人的幫助，也結交了許多志同道合的好友，並順利完成碩士論文。

本論文的完成，首先要感謝指導教授徐士勛教授在撰寫期間的耐心指導，對於不理解的部分總是不厭其煩的協助我們修改、討論，讓我們在撰寫過程能夠順利地進行，此外，老師也給予我們對於未來職涯的方向，誠心地感謝老師耐心的協助，並祝老師一切順利。再者，感謝我的同門夥伴們，于萱、峻鋒、泓霆、思成及俞成，撰寫期間互相幫助，加油打氣，在我遇到困難時大力地協助我、鼓勵我，沒有你們，我想這篇論文即無法順利完成，再次感謝你們。

最後，感謝一路走來支持我的家人們，從小到大無怨無悔的付出，在我遇到人生過不去的關卡，感到失意、無助的時候，在背後支撐著我，因為有你們，我才能毫無顧慮的往前追求我的夢想，沒有您們，就沒有今日的我，衷心的感謝你們。另，還要感謝從小到大陪伴我的好姊妹子嫣，以及好友皓晴，謝謝你們在我情緒低落時的傾聽，並給予我方向，謝謝你們的陪伴。在完成碩士生涯的過程中，跌跌撞撞，卻也走到了這裡，感恩所有的一切，我也會將這一切化作養分，陪伴著我面對未來各種的挑戰。

陳如忻

107年6月

## 摘要

近年來由於亞洲區經貿整合更為緊密，彼此間的貿易及貨幣相互影響力大為提升，因此我們採用 Engel、Mark and West (2014, *Econometric Reviews*) 所提出之因子模型，並分別比較了以全球匯率以及單以亞洲匯率資料所萃取出之因子結合其他匯率理論模型，探討各模型對亞洲匯率之預測能力。我們採用遞迴法對樣本外資料進行短至長期不同區間的預測，並使用Theil's U 比例及 Clark and West 之檢定評估模型表現。實證結果顯示，與隨機漫步模型預測相比，各模型在長期預測下皆有較佳的預測表現。其中，相較於亞洲因子，全球因子對於亞洲匯率有較好的預測能力；台幣、港幣及韓元在利用全球因子的模型下有較優良之預測表現，但日圓則以亞洲因子結合購買力平價模型表現為最好。此結果顯示各幣別皆有其適合的因子樣本及預測模型。整體而言，因子結合購買力平價模型表現為最佳，而在考慮近期樣本的表現中，因子結合泰勒法則模型之預測表現則優於隨機漫步模型。

關鍵詞：因子模型、樣本外預測、遞迴法

# 目錄

<b>1</b>	<b>緒論</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>計量模型</b>	<b>4</b>
2.1	因子模型 . . . . .	4
2.2	因子結合其他匯率預測模型 . . . . .	5
2.2.1	泰勒法則模型 . . . . .	5
2.2.2	購買力平價模型 . . . . .	7
2.2.3	貨幣學派模型 . . . . .	7
2.2.4	未拋補利率平價模型 . . . . .	8
<b>3</b>	<b>實證方法</b>	<b>10</b>
3.1	資料說明 . . . . .	10
3.2	資料期間內各國貨幣走勢 . . . . .	13
3.2.1	美元指數2008:09-2017:08期間走勢 . . . . .	13
3.2.2	OECD主要貨幣2008:09-2017:08期間走勢 . . . . .	14
3.2.3	亞洲區主要貨幣2008:09-2017:08期間走勢 . . . . .	17
3.3	研究方法 . . . . .	20
3.4	預測表現評估與檢定 . . . . .	20
3.4.1	Theil's U 檢定 . . . . .	20
3.4.2	Clark and West 檢定 . . . . .	21
<b>4</b>	<b>實證結果</b>	<b>22</b>
4.1	全球因子對匯率之預測表現 . . . . .	22
4.2	亞洲因子對匯率之預測表現 . . . . .	24
4.3	以全球及亞洲因子對亞洲匯率之預測表現 . . . . .	26
4.4	亞洲國家個別表現 . . . . .	27

4.5 樣本外不同區間內之預測表現 . . . . .	30
<b>5 結論</b>	<b>33</b>
參考文獻	34

## 圖目錄

1 美元指數走勢圖 . . . . .	14
2 歐元兌美元走勢圖 . . . . .	15
3 英鎊兌美元走勢圖 . . . . .	15
4 美元兌加幣走勢圖 . . . . .	16
5 澳幣兌美元走勢圖 . . . . .	17
6 美元兌日圓走勢圖 . . . . .	18
7 美元兌韓元走勢圖 . . . . .	18
8 美元兌台幣走勢圖 . . . . .	19
9 美元兌人民幣走勢圖 . . . . .	19

## 表目錄

1 實證資料相關資訊 . . . . .	10
2 全球因子預測表現( $r = 4$ ) . . . . .	23
3 全球因子預測表現( $r = 5$ ) . . . . .	24
4 亞洲因子預測表現( $r = 3$ ) . . . . .	25
5 亞洲因子預測表現( $r = 4$ ) . . . . .	26
6 不同因子對亞洲匯率之預測表現 . . . . .	27
7 亞洲國家之U比例 . . . . .	28
8 全球因子對於亞洲匯率不同區間之樣本外預測表現 . . . . .	31
9 亞洲因子對於亞洲匯率不同區間之樣本外預測表現 . . . . .	32

# 1 緒論

近年來，東亞地區經濟與貿易逐漸整合，各國的產業鏈結越發緊密，也因此，亞洲區各國貨幣間之相互影響力也逐漸顯現。在1997年亞洲金融風暴中，泰國放棄固定匯率而重貶，而後更進一步接連對鄰近亞洲國家匯率造成衝擊，東南亞國家匯率競貶，也造成金融市場動盪不安。由於亞洲貨幣對彼此間之影響力漸增，在預測單一貨幣匯率時將其餘貨幣納入模型中應可以增加準確性。因此，我們在此論文中將探討使用亞洲匯率因子對於其預測表現是否有顯著改善效果。

由於匯率的波動常受到各國的經濟情勢以及央行政策所影響，因此在過去匯率預測文獻中，學者常使用包含經濟基本面變數之結構模型。但 Meese and Rogoff (1983) 分析了1973至1981年間英鎊、德國馬克及日圓的月資料，並比較了貨幣學派結構性與時間序列模型在樣本外的匯率預測表現，實證結果顯示，不論在短期或長期，隨機漫步模型表現皆優於結構模型，此結果也衍生了後續諸多對匯率分離迷思 (exchange rate disconnect puzzle) 的討論。

此外，部分學者之研究顯示匯率在長期下仍與經濟基本面變數有共同波動之關係，例如：Mark(1995) 以誤差修正模型進行匯率預測，發現短期匯率的不可預測性來自於其波動主要為噪音 (noise) 所影響，在長期噪音能夠透過市場調整加以平滑化，也因此認為經濟基本面變數是有可預測性的。但 Berkowitz and Giorganni (2001) 指出，Mark (1995) 是在假設名目匯率與貨幣學派基本面存在穩定之共整合關係下，才有此結果，當放寬假設時，匯率的可預測性將大幅度下降。因此，後續部分文獻採用向量誤差修正模型及共整合檢定檢視其長期均衡關係，更發現利用追蹤資料 (panel data) 能改善匯率之預測表現，例如：Mark and Sul (2001)、Rapach and Wohar (2002) 及 Groen (2005)。

近年來訊息技術的成長，也為計量方法帶來衝擊；如將完整的訊息量引進

模型中，雖然可以保存足夠的資料量，但也可能造成模型過於複雜以及多重共線性等問題，但若只保留部分資料，又會失去訊息的完整性。在過去預測總體變數的方法中，多以利用自身之歷史資料做預測，例如：自我迴歸模型或是向量自我迴歸模型，能使用之序列或變量有限。因此，Stock and Watson (2002) 採用 1970 年至 1998 年間 215 個美國總體經濟資料，提出以主成分分析法萃取出代表性之因子做為擴散指標 (Diffusion index)，並以動態因子模型預測未來 6、12、24 期之實質變數及價格變數，藉以分析景氣循環之變化，實證結果顯示動態因子模型表現優於 AR 模型、VAR 模型及領先指標模型。Stock and Watson (2006) 更加入了貝氏平均模型做比較，發現在貝氏估計中，將額外訊息中的因子納入估計中，並不會顯著改善預測表現，而表現最好的模型仍為動態因子模型。因子模型之優點在於可以從大量市場資料中，萃取出少數重要訊息之因子，利用因子去描述多個變量間之共同波動關係，不只簡化了資料的複雜度，也使得估計能夠更加精確。

前述所提及之因子模型應用在總體變數之預測為相關景氣指標，後續文獻也將因子分析運用在其他總體經濟變數之預測。在匯率預測的文獻中，林聖智 (2007) 根據 Stock and Watson (2002) 提出之動態因子模型，從美國及台灣的總體經濟變數中萃取出因子用以預測台幣兌美元匯率，評估準則採用 Clark and West (2007) 之檢定方法，實證結果顯示，因子模型預測表現顯著優於 AR 模型及隨機漫步模型，表示總體經濟變數確實有助於匯率之預測，也對 Meese and Rogoff (1983) 提出之論點有新的解釋方法。Groen (2006) 同樣採用動態因子模型，利用大量的美國、英國及加拿大經濟數據萃取出因子並對美元/英鎊與美元/加元做預測，實證結果顯示因子模型皆有優於基準模型之預測表現，且預測區間越長結果越為顯著。相較於前述因子之萃取資料集合為總體變數，Engel, Mark and West (2014) 認為匯率本身之歷史資料即具有對未來匯率走勢的訊息，因此透過匯率的追蹤資料估計出共同因子並對樣本外資料進行預測。他們將樣本外資料進一步區分為早期與近期，分別觀察其預測表現，除了因子模型以外，也加入了其他基本面結構模型 (泰勒法

則模型、購買力平價模型及貨幣學派模型), 結果指出在長期預測區間下, 各模型之預測能力皆有顯著改善, 其中又以因子模型結合購買力平價模型表現為最佳。

至於因子模型在其他總體變數之應用, Pincheira and Gatty (2014) 分別以 OECD 國家及拉丁美洲國家之消費者物價指數 (CPI) 資料建立通貨膨脹因子, 以均方根誤差 (RMSPE) 評估樣本內及樣本外之預測表現; West and Won (2014) 採用 Engel, Mark and West (2014) 提出之因子模型預測方法估計商品價格 (commodity price), 資料為 22 種原物料或金屬商品, 如: 布蘭特原油、可可、小麥、棉花等等, 其也比較不同區間的因子與工業生產及美元匯率的相關性, 並分別估計樣本內、外資料, 結果指出因子模型在較長區間內表現為佳。

本研究採用 Engel, Mark and West (2014) 提出之因子模型, 並結合其他匯率預測模型, 採用主成分分析法建構全球因子及亞洲因子以對亞洲區多國匯率進行預測, 並以均方根誤差 (RMSPE) 來評估樣本外之預測表現。值得一提的是, 過去文獻中大多數以預測歐、美匯率為主, 較少關注於亞洲區匯率, 且本研究採用之資料為歐元實施後之最新資料。因此, 此論文的研究結果值得參考。

本文一共分成 5 章, 其中第 1 章為緒論及文獻回顧, 簡述本研究之動機並回顧匯率預測模型之發展, 最後介紹近年來因子模型在總體變數上之運用。第 2 章為實證模型, 以 Engel, Mark and West (2014) 模型為基礎, 詳述本研究提及之匯率預測理論。第 3 章為實證方法, 介紹本研究採用的資料來源以及估計方法。第 4 章為實證結果, 分別探討全球因子與亞洲因子的預測表現, 以及亞洲國家個別表現。最後再於第 5 章作出總結。

## 2 計量模型

本研究採用 Engel, Mark and West (2014) 提出之因子模型為基本模型, 並加入其他基本面變數的結構模型, 以建構匯率預測之擴充模型。文獻上常使用之匯率預測模型, 以具經濟理論的結構模型為主, 包括貨幣學派模型、泰勒法則模型以及購買力平價模型; 然而文獻研究也認為, 存在於匯率趨勢本身的一些低頻訊息, 有時很難被可觀察到的基本面模型精確地捕捉。相對地, 因子模型可直接從多國匯率資料中估計出涵蓋高低頻訊息的共同因子, 並用以進行匯率預測。此外, 本研究也加入了可以掌握短期訊息的未拋補利率平價說來進行預測。在後續實證分析中, 被用來判斷匯率預測能力的基準 (benchmark) 比較模型是隨機漫步模型。

### 2.1 因子模型

因子分析是一種重要的多變量統計方法, 其基本目的為以少數幾個保留資料較多重要訊息的因子去描述多個變量間之共同波動關係。倘若匯率本身之歷史走勢具有某些有效訊息, 無法被其他基本面模型精確地捕捉, 則我們透過因子分析直接從匯率資料估計出之因子, 理應可以對未來的匯率預測提供有效的訊息。本研究中, 我們試驗不同個數的因子來做分析, 以三因子為例, 模型如下:

$$\begin{aligned} s_{it} &= c + \delta_{1i} f_{1t} + \delta_{2i} f_{2t} + \delta_{3i} f_{3t} + v_{it}, \\ &\equiv c + F_{it} + v_{it}, \end{aligned}$$

其中  $s_{it}$  為取對數後之即期匯率,  $c$  為常數項,  $F_{it}$  為共同成分 (common component), 由共同因子以及因子載荷 (factor loading) 組成。

本研究採用主成分分析法估計因子, 首先, 需先估計出共同因子  $\hat{f}_{1t}$ ,  $\hat{f}_{2t}$  及  $\hat{f}_{3t}$  之時間序列以及對應的因子載荷,  $\hat{\delta}_{1i}$ ,  $\hat{\delta}_{2i}$ ,  $\hat{\delta}_{3i}$ ,  $i = 1, \dots, n$ 。此處我們採用 Kaiser 準則做為因子個數選擇方法之依據, 選取主成分之特徵值 (eigenvalue) 大於一之因子, 並以陡坡圖 (scree plot) 之轉折點決定因子之個

數。根據 Engel、Mark and West (2014) 的論點，可視共同成分的估計  $\hat{F}_{it}$  為長期均衡值  $z_{it}$  的一種衡量；意即

$$z_{it} = \hat{\delta}_{1i} \hat{f}_{1t} + \hat{\delta}_{2i} \hat{f}_{2t} + \hat{\delta}_{3i} \hat{f}_{3t} \equiv \hat{F}_{it}.$$

根據 Engel、Mark and West (2014) 的論點，匯率本身之歷史資料具有對未來匯率走勢預測的有效訊息，而共同因子可以透過匯率的追蹤資料 (panel data) 估計出，則此共同成分  $F_{it}$  可視為長期均衡，也是匯率的基本面。我們假設  $F_{it} - s_{it}$  為定態，也代表匯率偏離長期均衡值的部分，當本期匯率偏離基本面，將於下期進行修正。透過此調整機制，不但可使匯率趨近於長期均衡，也能對下期匯率做出預測。此匯率預測方程式即是利用所估計的偏離值 ( $\hat{F}_{it} - s_{it}$ ) 去預測  $s_{it+h}$ 。假設對下一個月 ( $h = 1$ ) 做預測，則匯率變動預測模型如下：

$$s_{it+1} - s_{it} = \alpha_i + \beta_i (\hat{F}_{it} - s_{it}) + u_{it+1}, \quad (1)$$

其中， $\alpha_i$  為各國之固定效果， $\beta_i$  則隨著不同國家而有不同之調整變數， $u_{it+1}$  為隨機干擾項。值得一提的是，在 Engel、Mark and West (2014) 的基本模型中，假設  $\beta_i$  不隨國家而不同，其為一固定值。

## 2.2 因子結合其他匯率預測模型

其他模型對應的對未來  $h$  期匯率預測方程式，如下所示：

$$s_{it+h} - s_{it} = \alpha_i + \beta (\hat{F}_{it} - s_{it}) + \gamma (z_{it} - s_{it}) + u_{it+h}, \quad (2)$$

其中，變數假設與基本因子模型相同， $z_{it}$  依據不同匯率模型有不同之假設。以下分別介紹本研究採用之四種模型，並設定外國為美國。

### 2.2.1 泰勒法則模型

Taylor (1993) 透過對各國貨幣政策的研究發現，名目利率的調整與通貨膨脹率及經濟成長率有較高之關聯性，他也以美國聯邦基金利率研究出之實證模

型來評估美國聯準會之貨幣政策效果,並主張以短期通貨膨脹率及產出缺口 (output gap) 來制定貨幣政策。本研究採用 Engel and West (2005) 建立之泰勒法則匯率預測模型,假定本國及外國利率依循泰勒法則可表示為下列型式:

$$i_{it} = \beta_1 y_{it}^g + \beta_2 \pi_{it} + v_{it}, \quad (3)$$

$$i_{0t} = -\beta_0 (s_t - \bar{s}_t^*) + \beta_1 y_{0t}^g + \beta_2 \pi_{0t} + v_{0t}, \quad (4)$$

其中,(3) 式為本國之利率型式,(4) 為外國之利率型式,  $\bar{s}_t^*$  為目標匯率,  $y_t^g$  為產出缺口,  $\pi_t = p_t - p_t^f$  為通貨膨脹率,  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 > 1$  且  $0 < \beta_0 < 1$ 。假設貨幣當局視購買力平價理論成立下的匯率為目標匯率水準,即:

$$\bar{s}_t = p_{it} - p_{0t}. \quad (5)$$

則我們將式 (3)、式 (4) 相減可得:

$$i_{it} - i_{0t} = \beta_0 (s_t - \bar{s}_t^*) + \beta_1 (y_{it}^g - y_{0t}^g) + \beta_2 (\pi_{it} - \pi_{0t}) + v_{it} - v_{0t}. \quad (6)$$

再將利率平價等式 (interest parity)<sup>1</sup> 代入並代替本國減去外國利率 ( $i_{it} - i_{0t}$ ), 並將第 (5) 式代替目標匯率, 移項整理可得:

$$s_{it} = \frac{\beta_0}{1 + \beta_0} (p_{it} - p_{0t}) - \frac{1}{1 + \beta_0} [\beta_1 (y_{it}^g - y_{0t}^g) + \beta_2 (\pi_{it} - \pi_{0t}) + v_{it} - v_{0t} + \rho_{it}] + \frac{1}{1 + \beta_0} E_t s_{it+1}, \quad (7)$$

式 (7) 即為利率法則之匯率模型, 其也可以表示成下列型式:

$$s_{it} = \beta_0 (i_{it} - i_{0t}) + \beta_0 (p_{it} - p_{0t}) - \beta_1 (y_{it}^g - y_{0t}^g) - \beta_2 (\pi_{it} - \pi_{0t}) - v_{it} + v_{0t} - (1 - \beta_0) \rho_{it} + (1 - \beta_0) E_t s_{it+1}. \quad (8)$$

<sup>1</sup>  $E_t s_{it+1} - s_t = i_t - i_t^* + \rho_t$ , 即在資本完全移動下, 透過兩國利率之差額可以計算本國貨幣之升貶幅度。

在式 (8) 中, 可觀察到的基本面變數為  $i_t$ 、 $p_t$ 、 $y_t^s$  及  $\pi_t$ , 無法觀察到的衝擊為  $E_t s_{t+1}$ 、 $\rho_t$  及  $v_t$ 。而本研究將採用 Engel, Mark and West (2014) 提出之泰勒法則匯率模型, 型式為:

$$z_{it} = 1.5(\pi_{it} - \pi_{0t}) + 0.5(y_{it}^s - y_{0t}^s) + s_{it}. \quad (9)$$

### 2.2.2 購買力平價模型

購買力平價理論假設市場為完全競爭, 且在不考慮交易成本、關稅、貿易障礙的情況之下, 貨幣在經過不同地區匯率的轉換後, 若仍然能夠買相同數量的商品, 則顯示購買力不變。本研究採用 Engel, Mark and West (2014) 的購買力平價模型, 模型如下:

$$z_{it} = p_{it} - p_{0t}, \quad (10)$$

其中,  $p_{it}$ 、 $p_{0t}$  為本國與外國取對數後之物價水準,  $z_t$  為貨幣之長期均衡值。在購買力平價理論成立下, 假設本國相對於外國物價上升, 則預期本國匯率貶值。

### 2.2.3 貨幣學派模型

貨幣學派之匯率理論主要是建構在購買力平價理論的基礎上, 而其模型分析方法依據對物價之不同假設分為彈性價格貨幣模型 (flexible-price monetary model) 以及 Dornbusch (1976) 的僵固價格貨幣模型 (sticky-price monetary model)。其中, 彈性價格貨幣模型由 Frenkel (1976) 提出, 根據流動性偏好推導之貨幣需求函數, 假設本國與外國之貨幣均衡式如下:

$$m_t = p_t + \kappa y_t - \lambda i_t, \quad (11)$$

$$m_{0t} = p_{0t} + \kappa_0 y_{0t} - \lambda_0 i_{0t}, \quad (12)$$

其中,  $m_t$  為本國取對數後之貨幣供給量,  $p_t$  為本國取對數後之物價水準,  $y_t$  為本國取對數後之產出水準,  $\kappa$  為貨幣需求之所得彈性 ( $\kappa > 0$ ),  $\lambda$  為貨幣需

求之利率半彈性, 下標為 0 代表外國對應資料。

貨幣學派模型假設購買力平價說成立, 此模型架構為:

$$s_{it} = p_{it} - p_{0t}, \quad (13)$$

將 (11) 和 (12) 相減後, 代入 (13) 並整理後, 可得:

$$s_{it} = (m_{it} - m_{0t}) - (\kappa_i y_{it} - \kappa_0 y_{0t}) + (\lambda_i i_{it} - \lambda_0 i_{0t}), \quad (14)$$

此模型通常假設本國與外國之貨幣需求所得彈性及貨幣需求利率半彈性相等( $\lambda_i = \lambda_0, \kappa_i = \kappa_0$ ), 化簡模型如下:

$$s_{it} = (m_{it} - m_{0t}) - \kappa_i (y_{it} - y_{0t}) + \lambda_i (i_{it} - i_{0t}). \quad (15)$$

由 (15) 式可觀察到, 當本國貨幣供給量相對於外國為增加時, 將帶動本國貨幣的貶值; 當本國實質產出相對於外國增加時, 在其他條件不變下, 將導致貨幣的超額需求, 而為了增加貨幣實質餘額, 國內居民將減少支出, 價格持續下跌至貨幣市場達到均衡, 根據購買力平價, 本國貨幣將升值。Mark (1995) 假設購買力平價 (PPP) 及利率平價理論 (UIP) 成立下, 再根據前述 Frenkel (1976) 推導出之貨幣模型 (15) 式, 假設  $\kappa=1$  且利差為 0 的情況下, 得 (16) 式。模型如下:

$$z_{it} = (m_{it} - m_{0t}) - (y_{it} - y_{0t}), \quad (16)$$

其中,  $m_t$  與  $y_t$  分別為取對數後之貨幣供給量及產出水準,  $z_t$  為貨幣之長期均衡值。本研究將採用 Mark (1995) 提出之貨幣模型, 做為匯率之一種長期均衡衡量。

#### 2.2.4 未拋補利率平價模型

未拋補利率平價說在假設兩國資產完全替代、國際資本市場完全移動之下, 投機者可自由將資金由低利率市場轉向高利率市場, 以賺取其利息之差距。透過不斷套利之過程, 在假設投資者為風險中立及無任何套利機會下, 將使

以不同貨幣計價之金融商品的預期報酬率趨於一致。本研究將採用 Flood and Rose (1996) 推導之模型, 模型如下:

$$(1 + i_{it}) = (1 + i_{0t})E_t(s_{it+h})/s_{it}, \quad (17)$$

其中,  $i_{it}$  為本國之名目利率,  $i_{0t}$  為外國之名目利率,  $s_{it+h}$  為本國第  $(t+h)$  期取對數後之即期匯率。在假設大部分國家存在較低的利率水準下, 我們可不考慮交叉項, 經過移項整理可得:

$$i_{it} - i_{0t} \approx E_t(s_{it+h} - s_{it}). \quad (18)$$

假設民衆為理性預期, 並將 (18) 式改寫成未拋補利率平價模型, 其匯率之長期均衡  $z_{it}$  則:

$$z_{it} = (i_{it} - i_{0t}) + s_{it}. \quad (19)$$

### 3 實證方法

#### 3.1 資料說明

本研究利用因子模型及其他匯率基本面模型探討亞洲區匯率預測效果, 所採用之樣本期間為2000年1月至2017年8月, 共212筆月資料。研究標的為美元兌 OECD 國家以及亞洲區國家貨幣之即期匯率, 其分別為: 英鎊 (GBP)、澳幣 (AUD)、歐元 (EUR)、加幣 (CAD)、丹麥克朗 (DKK)、挪威克朗 (NOK)、瑞典克朗 (SEK)、瑞士法郎 (CHF)、泰銖 (THB)、日幣 (JPY)、台幣 (TWD)、菲律賓披索 (PHP)、印尼盾 (IDR)、馬來西亞零吉 (MYR)、港幣 (HKD)、新加坡幣 (SGD)、韓元 (KRW)、人民幣 (CNY) 等 18 種貨幣。表 1 中整理出本研究所有模型運用到之資料及其來源, 匯率為各國的即期匯率月資料。在物價指數方面, 本研究統一以消費者物價指數 (CPI) 代表, 並以 CPI 計算各國之通貨膨脹年增率。此外, 名目產出方面以工業生產指數做為產出之資料, 並設定以 2010 年為基期, 且進行季節調整, 貨幣供給資料為 M1, 並統一轉換成單位百萬美元。產出缺口採用 Hodrick and Prescott (1981) 提出之 HP 濾波法, 去除趨勢項後得之。在無風險利率方面, 主要根據 Corte and Tsiakas(2011), 我們採用貨幣市場利率或一年期定存利率作為利率資料, 並將使用一年期定存利率的國家, 其資料除以 12 個月轉換為月資料。本研究所用資料來自 Datastream、International Financial Statistic (IFS) 及台灣經濟新報 (TEJ)。

表 1: 實證資料相關資訊

國家	資料內容	期間	頻率	來源
		名目匯率		
加拿大	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
丹麥	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
挪威	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ

國家	資料內容	期間	頻率	來源
瑞典	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
瑞士	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
英國	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
澳洲	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
歐元區	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
泰國	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
日本	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
台灣	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
菲律賓	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
印尼	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
馬來西亞	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
香港	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
新加坡	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
韓國	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
中國	即期匯率	2000/1-2017/9	月資料	TEJ
無風險利率				
加拿大	一年期存款利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
丹麥	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
挪威	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
挪威	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
瑞士	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
英國	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
澳洲	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
歐元區	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
泰國	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
日本	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
台灣	一年期定存利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
印尼	一年期存款利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
馬來西亞	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
香港	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
新加坡	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
韓國	貨幣市場利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
中國	一年期存款利率	2000/1-2017/9	月資料	IMF IFS
物價指數				
加拿大	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
丹麥	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
挪威	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
瑞典	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
瑞士	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream

國家	資料內容	期間	頻率	來源
英國	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
歐元區	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
泰國	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
日本	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
台灣	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
菲律賓	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
印尼	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
馬來西亞	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
香港	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
新加坡	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
韓國	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
中國	消費者物價指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
產出水準				
加拿大	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
丹麥	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
挪威	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
瑞典	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
英國	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
澳洲	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
歐元區	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
泰國	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
日本	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
台灣	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
菲律賓	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
印尼	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
香港	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
新加坡	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
韓國	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
中國	工業生產指數	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
貨幣供給				
加拿大	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
丹麥	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
瑞典	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
瑞士	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
英國	M0	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
澳洲	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
歐元區	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
泰國	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
日本	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream

國家	資料內容	期間	頻率	來源
台灣	M1B	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
菲律賓	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
印尼	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
馬來西亞	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
香港	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
新加坡	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
韓國	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream
中國	M1	2000/1-2017/9	月資料	Datastream

## 3.2 資料期間內各國貨幣走勢

### 3.2.1 美元指數2008:09-2017:08期間走勢

首先，我們先從圖1觀察美元指數在這資料期間的變化態勢，美國2008年次貸風暴發生後，造成金融市場資金流動停滯、信貸緊縮，進而影響到消費、出口等衰退，因此美國政府於2009年3月開始實施量化寬鬆政策(QE)，透過買入債券、證券等，壓低市場利率並藉此刺激民間投資與融資等活動，進而增加消費購買力。實施QE1後，美元大幅度貶值，直到2010年3月QE1退場，美元才開始回升，同時，希臘爆發債務危機，歐元兌美元下跌逾20%，也因此美元持續走強。2010年11月QE2進場，美元一路下跌至72.6直到2011年6月QE退場後止跌回升。而後在79至84區間整理，美國經濟持續轉好，直到2014年，聯準會立場開始由鴿派轉為鷹派基調，並宣布逐漸縮減量化寬鬆之規模，美元開始轉強，而後，聯準會在2015年宣布升息一碼，也代表著低利率時代的結束。由於美國經濟持續轉好，貨幣政策也逐漸分化，相對於其他國家之貨幣政策，美國之貨幣政策趨於緊縮，推升2016年美元指數創近年新高。而後，在2017年共和黨接任執政黨，川普多次發表美元過強之言論，也表示強勢美元將使其製造業出口競爭力趨於劣勢，將持續擴大貿易逆差，因此美元呈現下跌趨勢。

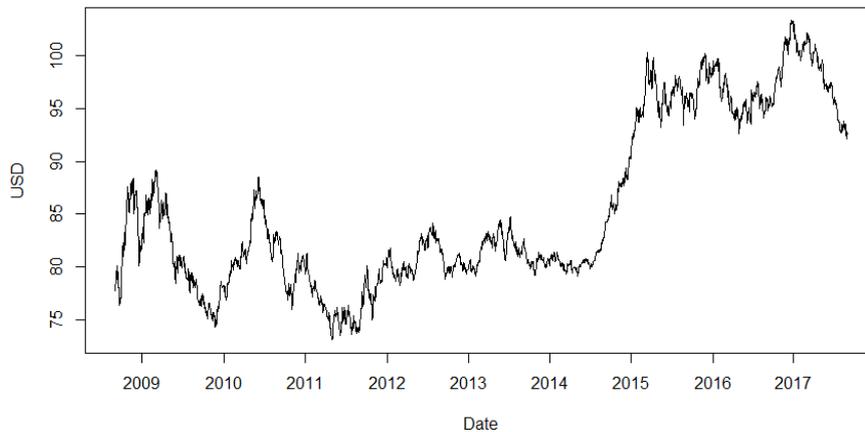


圖 1: 美元指數走勢圖

### 3.2.2 OECD 主要貨幣 2008:09-2017:08 期間走勢

比較圖 2 與圖 3, 我們可以發現在 OECD 主要貨幣中, 歐元與英鎊走勢相近, 呈現先升後貶走勢, 且匯價皆低於十年低點。由圖 2, 在 2008 年金融風暴後, 歐元出現較強烈的震盪幅度, 2009 年希臘爆發債務危機, 同時遭受金融投機客狙擊, 歐元重貶約 20%, 而後歐盟成員國提出一連串紓困貸款, 才使其逐漸回升。西班牙為歐元區第四大經濟體, 其第四大銀行 Bankia 向中央提出援助金要求, 西班牙政府也以國債挹注資金, 協助紓困, 2012 年歐元跌至 1.245 低點並經調整重回 1.4 匯價。2014 年歐美貨幣政策分化, 美國開始縮減 QE 規模, 歐洲為了挽救歐債危機以來的經濟景氣衰退而實施購債計畫, 歐元大跌至 1.05, 直到 2017 年, 歐元區景氣逐漸復甦, 通貨緊縮改善, 央行表示將收緊貨幣政策, 歐元逐漸上漲。由圖 3, 英鎊在金融風暴後同樣暴跌 35%, 而後近五年震盪幅度穩定, 直到 2014 年美國 QE 退場, 非美貨幣因此受到衝擊, 造成英鎊持續下挫。

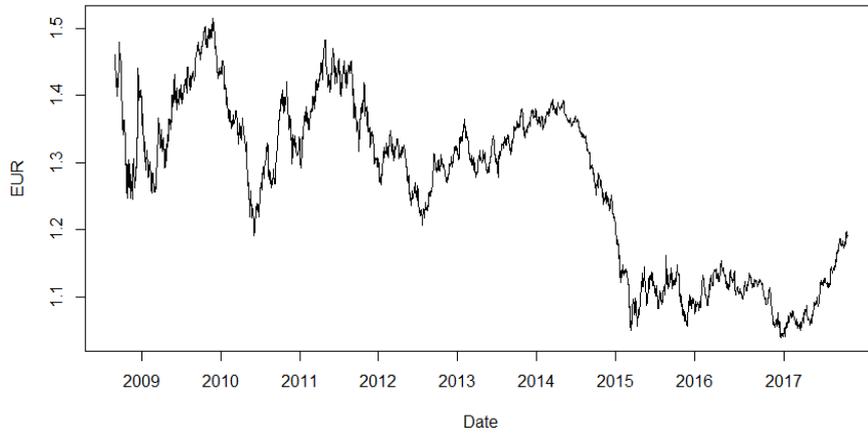


圖 2: 歐元兌美元走勢圖

2016年6月，英國舉行脫歐公投，脫歐派勝出，英鎊一度驟貶12%，同年8月央行也祭出寬鬆政策，其為2009年以來首度降息，而後，英鎊在1.2至1.3區間整理，2017年3月啟動里斯本條約第50條，確定退出歐盟並開始兩年的協商，脫歐談判進展持續推進，英鎊走勢看漲。

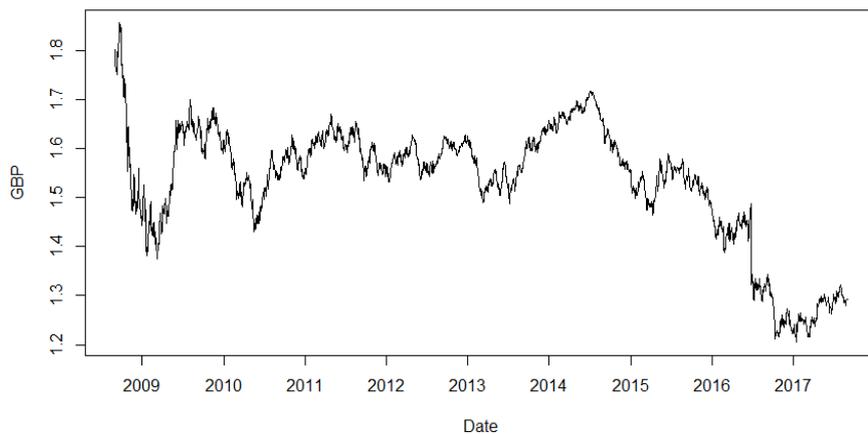


圖 3: 英鎊兌美元走勢圖

圖4及圖5則為加幣及澳幣的走勢圖。由於加幣與澳幣皆為商品貨幣，其走勢與原物料有高度相關。加拿大為全球第三大的產油國，原油對GDP之影響大約為10%，因此加幣與原油走勢呈現高度相關。歷經金融風暴後，在2011年原油由35元美金漲至115美金，加幣同樣升值了約27%，2015年美國宣布升息，對原油價格造成影響，加拿大國內之經濟情勢疲軟，就業數據及消費者購買力下降，2015年底加幣重貶低於金融風暴時低點。澳洲有豐富的礦產資源，也是全球最大的鐵礦砂出口國，因此澳幣與鐵礦砂價格走勢有高度相關。金融風暴後，澳幣一路強升到1.1，而後因原物料價格大跌影響到澳洲本國經濟，物價下跌導致通膨趨緩，澳洲央行持續維持寬鬆政策，澳幣也持續走軟至2016年才開始止跌回升。

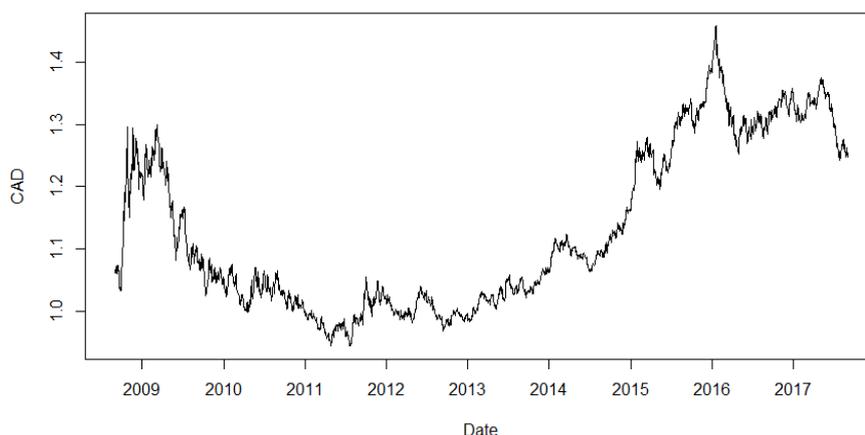


圖 4: 美元兌加幣走勢圖

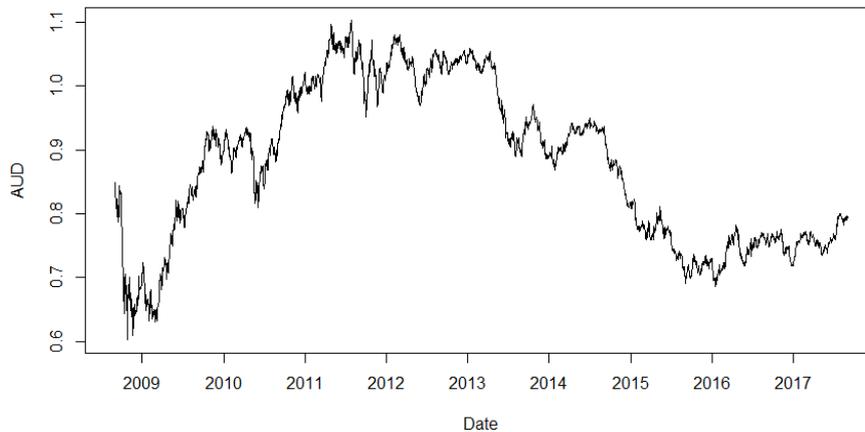


圖 5: 澳幣兌美元走勢圖

### 3.2.3 亞洲區主要貨幣 2008:09-2017:08 期間走勢

至於此分析期間，亞洲主要國家匯率走勢如圖6至圖9所示，依序為美元兌日圓、美元兌韓元、美元兌台幣以及美元兌人民幣。自2008年金融風暴以來，日圓由1美元兌108日圓大漲至1美元兌76日圓，其原因可能為在資金成本較低的環境下，日圓利差交易頻繁而導致的結果，在歐債危機爆發後，日圓也因避險情緒升溫而走強。在安倍上任後，積極採行寬鬆貨幣政策刺激景氣，日圓開始走貶，直至2015年貶至1美元兌125日圓，2016年脫歐公投，避險情緒升溫推升日圓買盤，在年底日圓大幅貶值，其主要原因為聯準會釋放升息循環訊息導致日圓下挫。2017年日本仍持續採行寬鬆政策，惟政治風險事件頻繁，導致日圓呈震盪走勢。

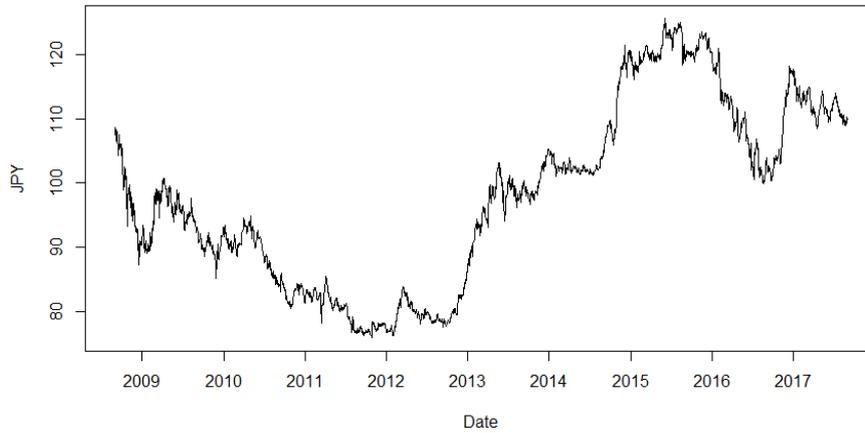


圖 6: 美元兌日圓走勢圖

韓元於金融風暴後持續升值，在安倍上任後，國際資金也轉向台幣、韓元、人民幣等等，使亞洲區貨幣匯率走強，2014後半年，全球景氣轉好，韓國政府打壓韓元升勢造成貶值，有利出口產業如汽車、電子零件等等。台幣在金融風暴後美國祭出 QE 政策使得資金回流至亞洲國家，導致台幣大幅升值。

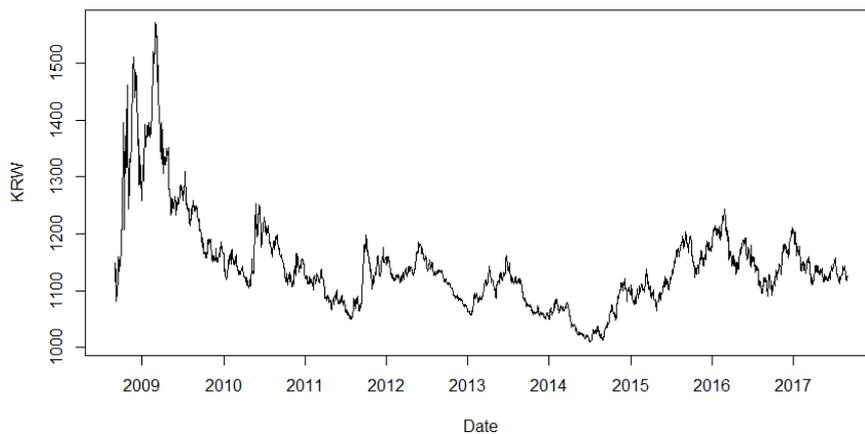


圖 7: 美元兌韓元走勢圖

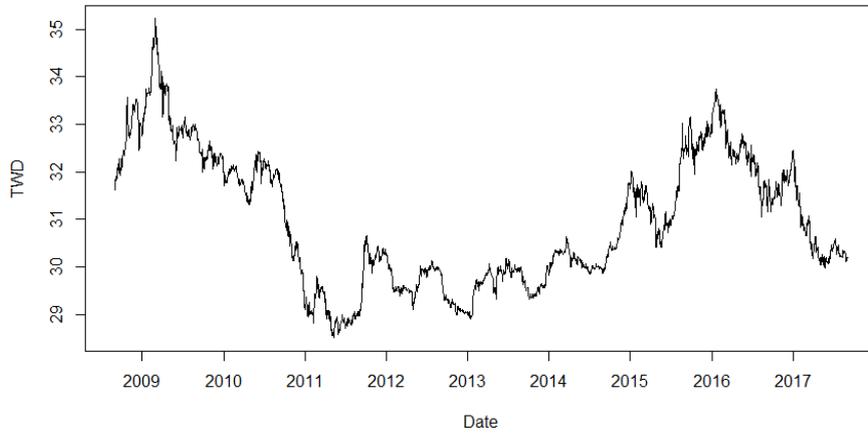


圖 8: 美元兌台幣走勢圖

2011年受到歐債危機影響，台幣小幅貶值，2015年底美國升值導致台幣劇貶，2016年經濟回穩、熱錢湧入導致台幣升值。受惠於經濟成長快速，人民幣於金融風暴後持續升值，至2014年約升值11%，而後人行開實施寬鬆政策，人民幣因此大貶，中國經濟持續趨緩，直至2017年才開始回穩。

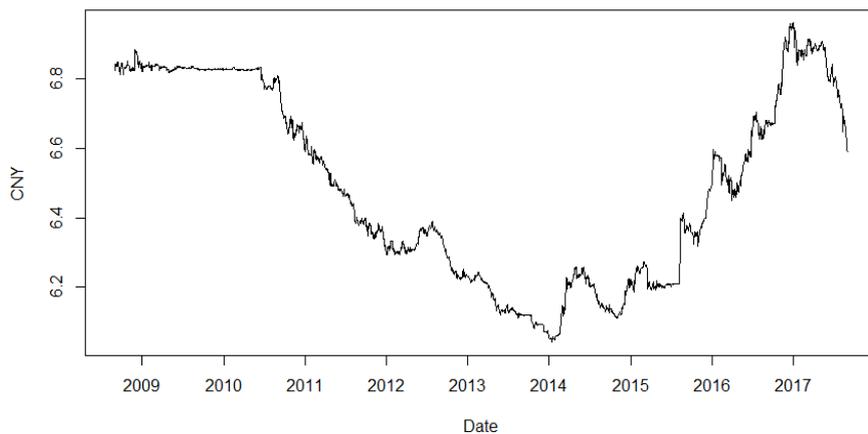


圖 9: 美元兌人民幣走勢圖

### 3.3 研究方法

本研究所使用之因子估計方法為主成分分析法，而後採用遞迴法 (recursive) 對樣本外之匯率進行預測，並與隨機漫步估計出之預測誤差透過 Theil's U 檢定及 Clark and West 檢定來評估預測表現。我們將資料分為樣本內及樣本外兩個部分，樣本內之期間為 2000 年 1 月至 2008 年 8 月，樣本外之期間為 2008 年 9 月至 2017 年 8 月。首先，我們採用 2000 年 1 月至 2008 年 8 月之資料用以估計因子及因子載荷，以建立共同成分  $F_{it}$ ，以下我們以因子模型預測未來  $h$  期的匯率變動為例：

$$s_{it+h} - s_{it} = \alpha_i + \beta_i(\hat{F}_{it} - s_{it}) + u_{it+1}, \quad (20)$$

其中,  $t = 2000 : 01, \dots, 2008 : 08 - h$ ，利用上述估計出之  $F_{it}$  以及樣本內之資料我們可以估計出  $\alpha_i, \beta_i$ 。而後，我們將用至 2008 年 8 月為止之資料進行樣本外預測值。預測值如下：

$$(s_{i,2008:08+h} - s_{i,2008:08}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i(\hat{F}_{i,2008:08} - s_{i,2008:08}). \quad (21)$$

### 3.4 預測表現評估與檢定

本研究利用遞迴法估計出樣本外之預測值以計算預測誤差，並透過兩種不同的預測評估方法來衡量個模型之匯率預測能力是否有優於隨機漫步之表現，方法分別為 Theil's U 檢定以及 Clark and West 檢定。

#### 3.4.1 Theil's U 檢定

首先，本研究採用均方根誤差 (root mean square error, RMSPE) 來建立 U 統計量，以評估匯率模型相較於隨機漫步模型之預測表現，公式如下：

$$Theil's U = \frac{RMSP E_i}{RMSP E_{RW}} = \frac{\sqrt{\sum_{t=i}^T e_{ij}^2}}{\sqrt{\sum_{t=i}^T e_{RWj}^2}} \quad (22)$$

其中,  $i$  為因子結合其他基本面模型,  $RW$  為隨機漫步模型,  $e_{ij}^2$ 、 $e_{RWj}^2$  分別表示以基本面模型及隨機漫步模型估計下之預測誤差, 當  $U$  值小於 1 時, 代表因子結合基本面模型相較於隨機漫步模型有較好之預測表現; 相反地, 當  $U$  值大於 1, 則表示因子結合基本面模型之預測表現劣於隨機漫步之預測表現。

### 3.4.2 Clark and West 檢定

本研究採用 Clark and West(2007) 提出之檢定方法, 評估精簡模型 (parsimonious model) 以及含有較多參數之結構模型 (large model) 之預測表現。在本研究中我們以隨機漫步模型代表精簡模型, 因子結合其他基本面模型代表結構模型, 並且我們採用 Clark and West(2007) 提出以原始 RMSPE 做為評估標準, 而非調整過後之 RMSPE, 其假設檢定如下:

$H_0$ : 兩模型的預測能力相同;

$H_1$ : 因子結合基本面模型的預測能力優於隨機漫步模型。

而 Clark and West 之檢定統計量為:

$$CWT_{est} = \frac{\sqrt{P}x\bar{f}}{\sqrt{V}}$$

其中,  $P$  為樣本外預測個數,  $\bar{f} = P^{-1} \sum_{i=P}^T \hat{f}_{t+h}$ ,  $\hat{f}_{t+h} = e_{RWj}^2 - e_{ij}^2$ ,  $e_{ij}^2$ 、 $e_{RWj}^2$  分別表示以基本面模型及隨機漫步模型估計下之預測誤差平方,  $V$  為  $(f_{t+h} - \bar{f})$  的樣本變異數。若 CW 檢定顯著拒絕虛無假設, 表示因子結合基本面模型相較於隨機漫步模型有較好之預測表現, 若 CW 檢定無法拒絕虛無假設, 則代表因子結合基本面模型之預測表現劣於隨機漫步之預測表現。

## 4 實證結果

在本節中，我們將使用 Engel, Mark and West (2014) 之因子模型以及因子結合其他前述所提及之匯率預測模型，透過遞迴法進行樣本外預測，並利用 Theil's U 比例及 CW 檢定比較各模型對於匯率預測之準確性。其中，由於考慮到歐元於 1999 年 1 月 1 日正式啟用以及其因調整所需之過渡期間，因此將資料期間設定為 2000 年 1 月至 2017 年 9 月。爾後，我們將探討全球因子及亞洲區因子對於亞洲匯率之預測表現差異，以及各幣別對於不同模型之預測表現。

### 4.1 全球因子對匯率之預測表現

表 2 為全球因子 (我們採用 Kaiser 準則所選取之因子個數為 4 因子) 對匯率相對於隨機漫步之預測表現，其中，U 值之中位數隨著期數拉長，數值越小，顯示各國貨幣之長期預測表現優於短期。表 2 中顯示，購買力平價在極長期 ( $h=36$ ) 預測下表現為最好，其中位數為 0.969 且在 17 個樣本中，有 10 個樣本中位數小於 1，且有 5 個樣本顯著拒絕 CW 檢定之虛無假設。此結果顯示全球匯率在極長期 ( $h=36$ ) 預測下，購買力平價模型之預測表現較可能優於隨機漫步模型，其中中位數小於 1 且顯著之國家為瑞典、台灣、印尼、馬來西亞與新加坡。在中長期 ( $h=12, 24$ ) 的預測區間中，以貨幣學派模型及泰勒模型表現較佳。而以各幣別來看，丹麥克朗以因子結合貨幣學派理論做為其預測模型之表現為最佳，其中長期 ( $h=12, 24, 36$ ) 之預測表現皆優於隨機漫步，港幣則以因子結合泰勒法則做為其預測模型之表現為最佳，在短期 ( $h=6$ ) 至極長期 ( $h=36$ ) 的區間皆有優於隨機漫步之預測表現。

表 2: 全球因子預測表現( $r = 4$ )

model	Sample No.currency	statistic	預測區間( $h$ )			
			6	12	24	36
$\hat{F}_{it} - s_{it}$	Global/	median $U$	2.167	1.639	1.234	1.042
	$N = 18$	$U < 1$	0(0)	1(0)	4(2)	7(4)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{PPP}$	Global/	median $U$	2.285	1.708	1.184	0.969
	$N = 17$	$U < 1$	0(0)	0(0)	2(2)	10(5)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Monetary}$	Global/	median $U$	3.062	2.065	1.492	1.242
	$N = 15$	$U < 1$	0(0)	1(0)	5(2)	6(3)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Taylor}$	Global/	median $U$	3.771	2.586	1.975	1.752
	$N = 15$	$U < 1$	1(0)	2(1)	3(2)	6(2)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{UIP}$	Global/	median $U$	3.376	1.903	1.575	1.178
	$N = 17$	$U < 1$	0(0)	1(0)	3(2)	6(5)

Note:(1) 中位數 $U$ 表示在各個不同幣別下對應不同區間之中位數,而 $U$ 表示在此樣本中小於1之個數。(2) 括號內顯示之數量為在10%顯著水準下,顯著拒絕 Clark and West 檢定虛無假設 ( $t > 1.282$ ) 之貨幣個數,Clark and West 檢定之虛無假設及對立假設為 $H_0:U=1$ 以及 $H_1:U < 1$ 。

類似地,5因子之結果,如表3所示。我們可以發現各預測區間表現大致相同,在極長期 ( $h=36$ ) 之預測表現仍為購買力平價表現最好。而在各模型之綜合表現部分,表現較佳之模型則為因子模型、貨幣學派模型。而以各幣別來看,丹麥克朗仍與4因子之結果相同,以貨幣學派模型為佳,台幣則以購買力平價結合因子模型表現最好,在中長期 ( $h=12, 24, 36$ ) 都能有優於隨機漫步之預測表現,而韓元在5因子的預測下,以購買力平價模型做預測有更好之表現,其在短期至極長期皆有優於隨機漫步之預測表現。

表 3: 全球因子預測表現( $r = 5$ )

model	Sample No.currency	statistic	預測區間( $h$ )			
			6	12	24	36
$\hat{F}_{it} - s_{it}$	Global/ $N = 18$	median $U$ $U < 1$	2.194 0(0)	1.665 1(1)	1.277 5(4)	1.09 7(2)
	Global/ $N = 17$	median $U$ $U < 1$	2.265 1(0)	1.686 2(0)	1.175 3(3)	1.002 8(5)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Monetary}$	Global/ $N = 15$	median $U$ $U < 1$	2.766 0(0)	2.272 2(0)	1.6 4(4)	1.331 4(4)
	Global/ $N = 15$	median $U$ $U < 1$	3.234 0(0)	2.937 1(1)	1.816 3(2)	1.606 5(4)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Taylor}$	Global/ $N = 17$	median $U$ $U < 1$	2.39 0(0)	1.884 0(0)	1.512 3(2)	1.172 6(4)
	Global/ $N = 17$	median $U$ $U < 1$	2.39 0(0)	1.884 0(0)	1.512 3(2)	1.172 6(4)

Note: 同表 2 說明。

#### 4.2 亞洲因子對匯率之預測表現

表 4 的結果為亞洲因子 (因子個數為 3) 對亞洲區匯率相對於隨機漫步之預測表現。其中,  $U$  值之中位數隨著期數拉長, 數值越小, 顯示各國貨幣之長期預測表現優於短期; 而就各模型之整體表現而言, 以購買力平價模型的預測表現為最佳, 而未拋補利率平價模型之預測表現皆劣於隨機漫步模型; 而就各幣別而言, 台幣以購買力平價作為預測模型之表現最佳, 在中長期 ( $h=12, 24, 36$ ) 皆有優於隨機漫步模型之預測表現。

表 4: 亞洲因子預測表現( $r = 3$ )

model	Sample No.currency	statistic	預測區間( $h$ )			
			6	12	24	36
$\hat{F}_{it} - s_{it}$	Asian/ $N = 10$	median $U$ $U < 1$	2.251 0(0)	1.723 0(0)	1.326 3(2)	1.165 3(1)
	Asian/ $N = 10$	median $U$ $U < 1$	3.509 0(0)	2.919 1(1)	2.048 3(3)	1.971 4(4)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{PPP}$	Asian/ $N = 9$	median $U$ $U < 1$	3.9 0(0)	2.586 0(0)	1.545 3(1)	1.39 2(0)
	Asian/ $N = 9$	median $U$ $U < 1$	3.062 0(0)	2.163 0(0)	1.754 0(0)	1.579 1(1)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Monetary}$	Asian/ $N = 9$	median $U$ $U < 1$	2.353 0(0)	1.607 0(0)	1.525 1(1)	1.806 1(1)
	Asian/ $N = 9$	median $U$ $U < 1$	2.353 0(0)	1.607 0(0)	1.525 1(1)	1.806 1(1)

Note: 同表 2 說明。

表 5 為 4 因子之預測表現, 結果顯示, 在中長期之預測表現皆有明顯優於 3 因子之表現, 且仍以購買力平價模型表現為佳; 亞洲各國之貨幣在長期下, 以泰勒法則及未拋補利率平價作為預測之模型皆有顯著改善; 就各幣別而言, 台幣在購買力平價模型中仍保持優異之預測表現, 韓元在 4 因子模型中顯著優於 3 因子模型, 且在中長期表現皆優於隨機漫步模型。

表 5: 亞洲因子預測表現( $r = 4$ )

model	Sample No.currency	statistic	預測區間( $h$ )			
			6	12	24	36
$\hat{F}_{it} - s_{it}$	Asian/ $N = 10$	median $U$ $U < 1$	2.312 0(0)	1.701 1(0)	1.142 3(1)	1.103 5(2)
	Asian/ $N = 10$	median $U$ $U < 1$	2.365 0(0)	1.839 1(0)	1.357 4(2)	1.065 5(3)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Monetary}$	Asian/ $N = 9$	median $U$ $U < 1$	2.957 1(0)	2.245 1(1)	1.758 0(0)	1.536 1(2)
	Asian/ $N = 9$	median $U$ $U < 1$	2.827 0(0)	2.009 1(1)	1.412 1(1)	1.117 3(4)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{UIP}$	Asian/ $N = 9$	median $U$ $U < 1$	2.499 0(0)	1.736 1(0)	1.659 2(1)	1.202 1(0)

Note: 同表 2 說明。

### 4.3 以全球及亞洲因子對亞洲匯率之預測表現

在上述表格中，我們可以發現，不論是以全球因子或亞洲因子來做預測，都以增加一個因子的表現為較好（亞洲 4 因子表現優於 3 因子、全球 5 因子表現優於 4 因子），因此我們在表 6 列出分別以全球因子及亞洲因子對亞洲匯率做預測之結果。由表 6 我們可以發現，以亞洲匯率估計出之因子來預測亞洲匯率，其結果顯示因子模型及未拋補利率平價模型有優於隨機漫步之預測表現；而以全球匯率估計出之因子來預測亞洲匯率，其結果顯示購買力平價模型及泰勒法則模型有顯著優於隨機漫步之預測表現；另外，在以貨幣理論做為預測模型下，在短中期 ( $h=6, 12$ ) 下，亞洲因子表現較好，在長期至極長期 ( $h=24, 36$ ) 下，以全球因子表現為好。

表 6: 不同因子對亞洲匯率之預測表現

Model	Sample/No.currency	statistic	預測區間			
			6	12	24	36
$\hat{F}_{it} - s_{it}$	Global/ $N = 10$		2.48 0(0)	1.729 1(1)	1.386 3(2)	1.103 4(0)
	Asian/ $N = 10$		2.312 0(0)	1.701 1(0)	1.142 3(1)	1.103 5(2)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{PPP}$	Global/ $N = 10$		2.258 1(0)	1.605 2(0)	1.161 3(3)	0.843 6(4)
	Asian/ $N = 10$		2.365 0(0)	1.839 1(0)	1.357 4(2)	1.065 5(3)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Monetary}$	Global/ $N = 9$		3.706 0(0)	2.306 1(0)	1.608 1(1)	1.376 1(2)
	Asian/ $N = 9$	median $U < 1$	2.957 1(0)	2.245 1(1)	1.758 0(0)	1.536 1(2)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Taylor}$	Global/ $N = 9$		2.885 0(0)	2.005 1(1)	1.5 2(1)	1.025 4(2)
	Asian/ $N = 9$		2.827 0(0)	2.009 1(1)	1.412 1(1)	1.117 3(4)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{UIP}$	Global/ $N = 9$		2.798 0(0)	1.823 0(0)	1.608 0(0)	2.039 3(2)
	Asian/ $N = 9$		2.499 0(0)	1.736 1(0)	1.659 2(1)	1.202 1(0)

Note: 同表 2 說明。

#### 4.4 亞洲國家個別表現

本節我們將預測表現較好之亞洲幣別整理成表 7, 並比較各模型下全球因子或亞洲因子的預測表現, 以及較適合使用何種模型做長短期預測。在因子模型中, 泰銖以全球因子在長期 ( $h=24, 36$ ) 匯率預測下有優於隨機漫步之表現, 日圓及台幣不論以全球或亞洲因子在極長期 ( $h=36$ ) 預測下, 皆有優於隨機漫步之表現, 韓元不論以何種因子做預測, 在中長期 ( $h=12, 24, 36$ ) 皆有優於隨機漫步之表現; 在 PPP 模型中, 台幣不論以全球及亞洲因子做預測, 在中長期皆有優於隨機漫步之表現, 而韓元以全球因子在短期至長期 ( $h=6\sim 36$ ) 匯率預測下皆有優於隨機漫步之表現; 在貨幣學派模型中, 港幣以全球因子在中長期預測皆有優於隨機漫步之表現, 以亞洲因子則為在短中期 ( $h=6, 12$ ) 有較好之表現; 在泰勒法則模型中, 以全球匯率做為因子, 台幣在極長期、港

幣在中長期以及韓元在長期皆有優於隨機漫步之表現, 而以亞洲匯率做爲因子, 泰銖在中期、日幣及台幣在極長期以及港幣在長期皆有優於隨機漫步之表現; 在 UIP 模型中, 港幣不論以全球或亞洲因子做預測在極長期皆有優於隨機漫步之表現, 韓元以亞洲因子做預測在長期有優於隨機漫步之表現。

表 7: 亞洲國家之U比例

因子模型(Factor model)					
Country	Factor	$h=6$	$h=12$	$h=24$	$h=36$
泰銖	global	3.6606	1.8467	<b>0.8836*</b>	<b>0.7061</b>
	asian	3.0158	2.1581	1.5737*	1.2921
日圓	global	2.7179	1.9481	1.4711	<b>0.9465</b>
	asian	2.6315	1.8555	1.1725	<b>0.7968*</b>
台幣	global	1.9592	1.4856	1.1843	<b>0.9197</b>
	asian	1.9916	1.5459	1.1116	<b>0.9135</b>
港幣	global	1.4158	1.24	<b>0.9611</b>	1.152
	asian	1.4087	1.2539	1.0959	1.3124
韓元	global	1.45	<b>0.8489*</b>	<b>0.7146*</b>	<b>0.7643</b>
	asian	1.064	<b>0.9695</b>	<b>0.7567</b>	<b>0.6459*</b>
購買力平價模型(Purchasing power parity model)					
Country	Factor	$h=6$	$h=12$	$h=24$	$h=36$
泰銖	global	2.1022	1.5043	1.1103	<b>0.7473</b>
	asian	2.9902	2.1397	1.5268	1.1929
日圓	global	2.4178	1.7048	1.151	<b>0.7514</b>
	asian	2.2038	1.5539	<b>0.9926</b>	<b>0.6947</b>
台幣	global	1.2739	<b>0.9888</b>	<b>0.737*</b>	<b>0.629*</b>
	asian	1.2026	<b>0.9335</b>	<b>0.6858*</b>	<b>0.5685*</b>
港幣	global	1.4542	1.2944	1.1788	1.4187
	asian	2.0258	1.8032	1.6165	1.9436
韓元	global	<b>0.9575</b>	<b>0.8725</b>	<b>0.7626*</b>	<b>0.77</b>
	asian	1.2074	1.1001	<b>0.8619</b>	<b>0.9375</b>

貨幣學派模型(Monetary model)					
Country	Factor	$h=6$	$h=12$	$h=24$	$h=36$
泰銖	global	10.7207	2.5208	3.5168	3.1347
	asian	2.0169	1.4662	3.6242	3.226
日圓	global	3.2156	2.5099	1.6076	1.1073
	asian	3.7842	2.9255	1.5843	1.0993*
台幣	global	2.6082	2.3064	1.6002	1.3763
	asian	2.0954	2.1508	1.7579	1.5362
港幣	global	1.1767	<b>0.9812</b>	<b>0.6328*</b>	<b>0.7292*</b>
	asian	<b>0.9881</b>	<b>0.7608*</b>	1.0327	1.2211
韓元	global	5.4277	2.2423	2.206	2.3373
	asian	6.4381	2.5934	3.9216	4.2491
泰勒法則模型(Taylor rule model)					
Country	Factor	$h=6$	$h=12$	$h=24$	$h=36$
泰銖	global	3.2344	1.2125	1.8167	1.6065
	asian	4.246	<b>0.8598*</b>	1.8969	1.6847
日圓	global	2.8849	2.0072	1.5003	1.0255
	asian	2.8266	2.1868	1.4121	<b>0.9634*</b>
台幣	global	1.9314	1.4605	1.0573	<b>0.7788</b>
	asian	1.7182	1.3885	1.1103	<b>0.8312</b>
港幣	global	1.0422	<b>0.7161*</b>	<b>0.8158*</b>	<b>0.9693*</b>
	asian	1.0971	1.158	<b>0.8543*</b>	1.0109*
韓元	global	1.6122	1.1936	<b>0.8415</b>	<b>0.8973</b>
	asian	1.5238	1.1692	1.0471	1.1174*

未拋補利率平價模型(UIP model)					
Country	Factor	$h=6$	$h=12$	$h=24$	$h=36$
泰銖	global	4.2636	2.7604	2.4162	3.1417
	asian	3.3013	2.6545	2.4	2.7186
日圓	global	1.9864	1.6904	1.5313	1.07
	asian	2.2165	1.7357	1.7096	1.2016
台幣	global	2.6188	1.8234	1.1458	<b>0.9118</b>
	asian	1.7675	1.1726	<b>0.9827</b>	1.0464
港幣	global	1.4925	1.3231	1.0256	<b>0.9744</b>
	asian	1.3807	1.5502	1.054	<b>0.9451</b>
韓元	global	1.4108	1.2728	1.62	2.0392
	asian	1.2656	<b>0.9072</b>	<b>0.7451*</b>	1.0408

Note:(1)global 表示以全球匯率估計出之因子, 並選擇因子個數為5,asian 表示以亞洲匯率估計出之因子, 並選擇因子個數為4。(2) 各貨幣對應不同預測區間之 U 值, 如其值 $<1$ , 則以粗體表示之。(3) 各貨幣根據 Clark and West(2007) 之檢定, 如顯著拒絕虛無假設, 則以\*表示之。

#### 4.5 樣本外不同區間內之預測表現

表8為利用全球因子對樣本外不同區間之預測表現, 我們將樣本外資料分割為兩個部分並以2014年美國聯準會開始縮減量化寬鬆規模為分界, 2008年9月至2013年12月為前期樣本 (early sample), 2014年1月至2017年8月為近期樣本 (late sample)。實證結果同樣顯示當預測區間越長, 本研究所使用之模型相較於隨機漫步模型的表現越佳; 近期樣本相較於前期樣本有較好之預測效果, 其原因可能為用以估計之樣本數量 (sample size) 較大, 此結果與Engel、Mark and West (2014) 相同。其中, 在前期樣本中, 預測表現較好的為採用泰勒法則模型作為預測模型的印尼盾及韓元, 在短期至長期 ( $h=6\sim36$ ) 皆有優於隨機漫步之表現; 在近期樣本中, 預測表現較好的為採用因子模型預測的菲律賓披索、貨幣模型預測的港幣以及用泰勒法則模型預測的台幣及港幣, 在短期至長期 ( $h=6\sim36$ ) 皆有優於隨機漫步之表現。

表 8: 全球因子對於亞洲匯率不同區間之樣本外預測表現

Model	Sample	statistic	預測區間			
			6	12	24	36
$\hat{F}_{it} - s_{it}$	early		2.417 0(0)	1.767 3(1)	0.913 5(5)	0.89 5(3)
	late		1.362 1(0)	1.162 4(3)	0.993 5(4)	0.728 6(3)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{PPP}$	early		3.157 0(0)	2.073 1(0)	1.268 4(4)	1.054 4(0)
	late		1.774 0(0)	1.463 0(0)	1.014 4(3)	0.72 6(5)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Monetary}$	early		3.247 0(0)	2.292 2(0)	1.648 3(3)	1.353 2(3)
	late	median $U < 1$	2.259 1(1)	1.84 3(3)	1.42 3(3)	0.882 5(4)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Taylor}$	early		2.348 2(2)	1.34 4(4)	1.296 3(3)	1.113 4(3)
	late		2.14 2(1)	1.351 4(2)	1.07 4(4)	0.686 7(4)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{UIP}$	early		1.633 1(1)	1.225 4(3)	1.043 6(4)	1.054 6(1)
	late		1.712 1(1)	1.522 1(1)	1.188 2(1)	2.024 1(1)

Note: 同表 2 說明。

表 9 為利用亞洲因子對樣本外不同區間之預測表現, 實證結果同樣指出後期樣本有較好之預測結果。在前期樣本中, 預測表現較好的為採用泰勒法則模型作為預測模型的印尼盾及韓元, 並且在短期至長期 ( $h=6\sim 36$ ) 皆有優於隨機漫步之表現。

表 9: 亞洲因子對於亞洲匯率不同區間之樣本外預測表現

Model	Sample	statistic	預測區間			
			6	12	24	36
$\hat{F}_{it} - s_{it}$	early		2.643	1.898	0.914	1.032
			0(0)	0(0)	5(5)	5(5)
	late		1.309	1.131	1.034	1.48
			2(0)	3(2)	4(3)	3(2)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{PPP}$	early		2.866	1.969	1.45	1.052
			0(0)	1(1)	4(4)	5(1)
	late		1.678	1.458	1.115	1.049
			1(0)	1(1)	4(3)	4(3)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Monetary}$	early		3.046	2.48	1.779	1.666
		median $U$	0(0)	1(1)	3(3)	2(2)
	late	$U < 1$	2.621	1.594	1.385	1.604
			2(0)	2(2)	3(3)	4(4)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{Taylor}$	early		2.71	1.229	1.252	1.249
			3(2)	4(3)	3(3)	3(3)
	late		1.968	1.32	1.02	1.075
			1(1)	2(2)	4(3)	3(3)
$\hat{F}_{it} - s_{it} + \text{UIP}$	early		1.651	1.537	1.071	1.1
			2(0)	2(0)	4(3)	2(2)
	late		1.823	1.493	1.299	1.916
			1(1)	1(1)	2(2)	1(1)

Note: 同表 2 說明。

## 5 結論

本研究採用 Engel, Mark and West (2014) 提出之匯率因子預測模型, 結合了基本面的結構模型如購買力平價模型、貨幣學派模型及泰勒法則模型以及涵蓋短期訊息的未拋補利率平價模型, 並以即期匯率之歷史資料估計出全球因子及亞洲因子對樣本外之亞洲匯率進行預測, 最後比較其與隨機漫步模型的預測表現能力。

實證結果顯示, 不論是採用全球因子或亞洲因子的預測模型, 在中長期的預測下皆有優於隨機漫步之表現。另外, 在利用全球因子及亞洲因子對亞洲匯率預測的比較方面, 整體而言, 全球因子結合購買力平價模型及泰勒法則模型有較好之預測表現, 此外, 在長期的預測下, 全球因子結合購買力平價模型有超過一半的國家預測表現優於隨機漫步; 而亞洲因子則以因子模型本身具有較好之預測表現。就因子個數而言, 全球因子為 5 因子模型有較好之預測表現, 亞洲因子則為 4 因子模型有較好之預測表現。

從亞洲各別國家之預測表現, 我們發現各幣別皆有其適合且預測能力較準確之模型。韓元利用全球因子結合購買力平價模型在短至長期 ( $h=6\sim 36$ ) 皆有優於隨機漫步之預測表現, 台幣及港幣不論以何種因子皆以結合購買力平價模型表現為最佳, 在中長期皆有良好之預測表現。

最後, 我們也分析了不同期間之樣本外資料, 發現在近期樣本 (2014 年 1 月至 2017 年 8 月) 的預測表現中, 以因子結合泰勒法則模型表現最佳, 有 70% 的個國匯率在長期下有優於隨機漫步之預測表現。因此, 我們可以發現, 在整體表現上, 全球因子相較於亞洲因子對於匯率之預測仍有較好的表現。此結果顯示, 即使近年來亞洲區之經貿整合, 區域內的貨幣影響力增加, 仍需考慮全球匯率以及經濟情勢之變動。另一方面, 我們也發現各國之匯率依據本身特性選取不同之因子, 能有更好的預測表現。

## 參考文獻

- 林聖智 (2007). “總體經濟基本面是否有助於匯率的預測”. 未出版之碩士論文, 國立中央大學經濟學研究所, 桃園縣。
- Berkowitz, J. and Giorgianni, L. (2001). “Long-horizon Exchange Rate Predictability?” *Review of Economics and Statistics*, 83, 81-91.
- Corte, P. D., Sarno, L. and Tsiakas, I. (2011). “Spot and forward volatility in foreign exchange.” *Journal of Financial Economics*, 100, 496-513.
- Engel, C., Mark, N. C. and West, K. D. (2015). “Factor model forecasts of exchange rates.” *Econometric Reviews*, 34, 32-55.
- Frenkel, J. A. (1976). “A monetary approach to the exchange rate.” *Scandinavian J. Econ.* 78, no.2, 200-224.
- Groen, J. J. J. (2005). “Exchange rate predictability and monetary fundamentals in a small multi-country panel.” *Journal of Money, Credit and Banking*, 37, 495-516.
- Groen, J. J. J. (2006). “Fundamentals based exchange rate prediction revisited.” *Manuscript, Bank of England*.
- Hodrick, R. J. and Prescott, E. C. (1981). “Post-war U.S. business cycles: an empirical investigation.” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29, No.1, 1-16.
- Mark, N. C. (1995). “Exchange rate and fundamentals: evidence on long-horizon predictability.” *American Economic Review*, 85, 201-218.
- Mark, N. C. and Sul, D. (2001). “Nominal exchange rates and monetary fundamentals: Evidence from a small post-Bretton Woods sample.”

*Journal of International Economics*, 53, 29-52.

Meese, R. A. and Rogoff, K. (1983). “Empirical exchange rate models of the seventies:do they fit out of sample.” *Journal of International Economics*, 14, 3-24.

Pincheira, P. and Gatty, A. (2014). “Forecasting chilean inflation with international factors.” *Working Paper 723, Central Bank of Chile*.

Rapach, D. E. and Wohar, M. E. (2004). “Testing the monetary model of exchange rate determination: A closer look at panels.” *Journal of International Money and Finance*, 23(6), 841-865.

Stock, J. H. and Watson, M. W. (2002). “Macroeconomic forecasting using diffusion indexes.” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20, 147-162.

Stock, J. H. and Watson, M. W. (2006). “Forecasting with many predictors.” ch.6 in *Handbook of Economic Forecasting*, ed. by Elliott, G., Granger, C. and Timmerman A. Elsevier, 515-554.

West, K. D. and Wong, K. F. (2014). “A factor model for co-movements of commodity prices.” *Journal of International Money and Finance*, 42, 289-309.