

東海大學經濟學系碩士班
碩士論文

實質匯率是否具有隨機分段趨勢的波動行爲？
台灣、韓國及新加坡的實證研究



指導教授:陳仕偉博士
研究生:黃志偉

中華民國九十五年六月

謝辭

時光匆匆,在東海兩年研究生的時光,轉眼間已是回憶,回想當初在寫論文的過程,從第一次下筆撰寫文章的陌生,到熟悉軟體工具應用,從發覺論文窘境の茫然,到豁然開朗の一線曙光,最後直到完成我生平第一本論文的此刻。首先我要感謝是我的指導教授陳仕偉老師,亦師亦友的指導我論文方向以及論文的寫作,如春風化雨般,讓我得以初窺學術殿堂的研究本質與精神,這一切的學習成長與人格心智的成熟,對於我的人生歷程而言,其意義遠大於一紙碩士文憑。

感謝沈中華老師及王凱立老師,在百忙撥冗擔任口試委員,給予寶貴的意見及指導,讓這篇論文更趨於完善。再者,我要感謝陪伴我兩年的研究所同學,你們的陪伴讓我在東海的生活更丰富多彩,回想大家當時的初次見面、一起上課及討論功課、一起出去郊遊,這些劃面歷歷在目,這些點點滴滴都我在東海時的美好回憶。

感謝女友韻紫,謝謝妳這些日子以來對我的包容,我相信人生的旅途有妳相隨,一切都美好。

最後最重要的是,我感謝辛苦撫育我的父母親,謝謝您們毫不保留的付出,讓我能無顧慮地專心在學業上,更謝謝您們耐心的給我空間與時間去成長蛻變,讓我學會去體會生命歷程中的每一點滴。

黃志偉 謹誌

2006.07 大度山

論文摘要

本文旨在探討新台幣、韓圓及新加坡幣實質匯率, 是否具有隨機分段趨勢的波動行爲。亦即我們藉由計量模型的方式, 來認定新台幣、韓圓及新加坡幣實質匯率因市場基要的改变而產生的狀態轉變, 而呈現出上下交替的擺盪行爲。我們的實證結果顯示, 在樣本內的配適能力上, 雙重狀態之截距項具馬可夫轉換機制之隨機漫步模型, 優於傳統的單重狀態具有漂浮項隨機漫步模型的表現。其中新台幣呈現 5 次的狀態改變的長幅擺盪貶值狀態短幅擺盪升值狀態, 韓圓及新加坡幣分別呈現 4 次及 9 次的狀態改變的長幅擺盪大貶值狀態短幅擺盪小貶值狀態。然而在檢驗樣本外的預測能力表現時, 傳統的單重狀態具有漂浮項隨機漫步模型卻優於雙重狀態之截距項具馬可夫轉換機制之隨機漫步模型的表現。

關鍵詞: 實質匯率, 狀態改變, 匯率波動行爲, 馬可夫轉換模型

JEL 分類代號: F31, C32

章節目錄

1	前言	1
2	實質匯率的相關文獻回顧	4
2.1	實質匯率的定義	4
2.2	實質匯率的實證文獻	5
2.2.1	單根檢定文獻	5
2.2.2	實質匯率的非線性的動態調整	6
3	模型設定與估計	9
3.1	實證模型	9
3.2	假設檢定	10
3.3	估計程序	12
4	實証結果分析	16
4.1	資料來源與統計特性	16
4.2	概似比檢定及 Wald 檢定結果	17
4.3	馬可夫轉換模型估計結果	18
4.4	各國實質匯率狀態期間劃分及分析	20
4.5	模型的預測表現	23
5	結論	27
	參考文獻	28

表目錄

1	各國實質匯率之基本統計量	33
2	模型一及模型二估計結果	34
3	模型三及模型四估計結果	35
4	各國實質匯率狀態劃分期間	36
5	Diebold-Mariano 的模型樣本外預測檢定	37

圖目錄

- 1 新台幣、韓圓與新加坡幣實質匯率走勢及月成長率下貶值狀態當期機率值 . . . 38
- 2 新台幣、韓圓與新加坡幣實質匯率走勢及年成長率下貶值狀態當期機率值 . . . 39

1 前言

在經濟全球化及金融自由化的浪潮下，國際間的貿易量及資本移動隨之提高，使得外匯市場的成交量日益擴大，匯率的波動幅度相形之下較以往更為擴大且頻繁。因為匯率是影響進出口、經濟景氣與國內物價的重要變數，其波動會以直接及間接的方式影響一國國內的經濟情勢，尤其近十多年來，各國經濟發展逐漸朝著自由化與國際化方向，因此匯率對國家的生產與國民生活的影響會愈來愈直接。

過去許多文獻試圖透過匯率的決定理論，嘗試解釋匯率為何會呈現各種不同的走勢，一般以下列四個重要因素去建構說明影響匯率變動原因，包括兩國間的相對通貨膨脹率、實質利率、經濟成長率及政府的匯率政策。然而自 1973 年布列敦森林協定 (Bretton Woods Agreement) 瓦解後，各國紛紛採行浮動匯率制度，在名目與實質匯率均出現了大幅波動的現象。根據過去實證研究的結果，在上述的四個對匯率影響因素中，政府的匯率政策因素，對匯率走勢的影響只存在短期效果，長期而言，匯率走勢仍受市場因素的影響成份較多。通貨膨脹率、實質利率、經濟成長率為影響匯率變動的主因，故匯率在長期走勢上是反應了市場根本因素的變化。

Engel and Hamilton (1990) 曾提到，若以購買力平價說 (purchasing power parity, 簡稱 PPP) 的觀點，當兩國間的相對物價水準一直處於相當平穩關係時，則導致名目匯率的波動的原因可能是非來自相對物價水準因素所造成。亦即將名目匯率扣除相對物價水準後而得到的實質匯率，其波動行為是來自非相對物價水準的其他因素的影響。而實質匯率的決定會受到經濟體系中的某些市場基要的改變而影響，Stein (1990) 證明當兩國間的生產力或社會時間偏好存在差異時，均會對均衡實質匯率產生影響。當這些市場基要發生恆常變動時，均衡實質匯率亦將發生恆常變動的結構性變動。

實質匯率是否存在結構性變動？陳美源及陳禮潭 (2003) 一文中以藉由統計檢定的方式，探討新台幣兌美元實質匯率的性質，其結果顯示新台幣兌美元實質匯率為一存在兩個結構變動且依循非定態過程的數列。Payne, Lee and Hofler (2005) 及 Narayan (2005, 2006) 亦運用

Lee and Strazicich (2003) 所建議的包含結構性變動的 LM 單根檢定統計量及 Sen (2003) 的聯合檢定方法, 以檢定實質匯率是否具有單根亦或是具結構性改變的定態數列。但是在具結構性變動的單根檢定中, 由於檢定統計量本身的限制, 該方法只允許兩個結構性變動存在去探討數列是否存在單根。然而以實證的觀點, 假設資料只存在兩個結構性變動似乎過於嚴格, 事實上其可能存在多於兩個以上的結構變動而產生觀察變數處於不同的狀態。故我們希望藉由計量模型方式來延伸這個議題, 以 Engel and Hamilton (1990) 所提的漂浮項具有馬可夫轉換的隨機漫步模型, 探討實質匯率是否具有隨機分段趨勢的波動行為? 然而當一經濟體系的市場基要的改變, 如金融自由化及其他財經事件等, 其影響會具有持續性效果, 使得前後期狀態呈現相關, 事實上我們所觀察到實質匯率走勢, 在某一段期間呈現以單方向的移動而上下交替擺盪波動行為, 這現象正好呼應著上述推論。而實質匯率所具有的特性之行為走勢, 正好可利用馬可夫轉換模型性質來描述它, 故我們將模型設定成截距項為一階雙重狀態的具馬可夫轉換機制之隨機漫步模型, 由此種內生性轉換之模型設定方式來捕捉實質匯率在升值狀態及貶值狀態間的相互切換。此外, 我們也檢驗此模型的樣本外的預測能力, 與單重狀態具漂浮項隨機漫步模型進行比較。

我們以台灣、韓國及新加坡三國為研究對象, 主要原因在過去實施浮動匯率制度期間, 這三個國家在經濟與金融發展均呈現顯著演化過程, 提供了豐富的分析資料。上述國家均屬於出口導向的經濟體, 高度依賴國際貿易且對外彼此處於競爭關係, 匯率的波動往往會對國家經濟造成重大的衝擊, 故在各國實質匯率變化的背後是否透露著國家競爭力及經濟表現的改變。

本文共分五個章節進行討論, 第一章為前言; 第二章為回顧過去實質匯率相關的文獻, 在探討實質匯率數列的性質時, 在什麼條件下等同隱含購買力平價說成立進行討論, 且有關實質匯率非線性動態調整文獻; 第三章介紹本文的實證模型及估計程序, 模型的設定以 Engel and Hamilton (1990) 所提的雙重狀態一階馬可夫轉換模型來捕捉各國實質匯率的波動行為; 第四章為實證結果, 首先說明本文所使用的資料及各國實質匯率的基本統計特性, 再運用概似比

檢定以篩選各國適合的模型設定, 以及檢定資料的特性是否適合以馬可夫轉換模型來處理, 並針對各國資料的估計結果進行分析, 以當期機率劃分實質匯率處於貶值及升值狀態期間。第五章為結論與建議。

2 實質匯率的相關文獻回顧

2.1 實質匯率的定義

一般而言，我們將實質匯率定義為名目匯率在考量兩國間的物價水準差異後而得的匯率水準，然而為何要區分名目匯率與實質匯率？主要在於名目匯率的改變未必會影響企業在國際市場的競爭能力，然在實質匯率的改變則確實會影響企業的成本與利潤結構，進而影響其在市場上競爭能力，因此實質匯率被當成一國對外貿易競爭力的指標。過去文獻對實質匯率的定義，大致分為主要兩大類，一是以購買力平價說的觀點為立基，將名目匯率 (S_t) 以外國物價水準 (P_t^f) 對本國物價水準 (P_t) 的比值做調整後而得實質匯率 (Q_t)，

$$Q_t = S_t \frac{P_t^f}{P_t}$$

另一種實質匯率的定義是貿易財與非貿易財間的相對價格，其假設貿易財價格在世界各地均是相等的，

$$X_t = \frac{P_t^t}{P_t^n} = S_t \frac{P_t^{*t}}{P_t^n}$$

X_t 、 P_t^n 分別為第 t 時的實質匯率及非貿易財價格， P_t^t 、 P_t^{*t} 分別為在第 t 時在本國、國際的貿易財價格。

本文採用第一種的實質匯率的定義為研究的對象，一般我們也將此種 PPP 稱為絕對購買力平價說 (absolute PPP)。然而長期的 PPP 是否成立與實質匯率之時間數列的性質有密切的關係，主要在於若將絕對 PPP 取對數後，

$$q_t = s_t - p_t + p_t^f$$

小寫字母代表各變數取自然對數後。實質匯率 q_t 可以視為偏離 PPP 水準值的部分，顯然若要 PPP 命題成立，實質匯率應為一常數。故我們可採用統計方法以檢驗實質匯率數列 $\{q_t\}$ 是否具有定態性質 (stationarity) 探討 PPP 成立與否。

2.2 實質匯率的實證文獻

2.2.1 單根檢定文獻

在1980年代中期到晚期, 文獻上以檢定實質匯率是否具有定態性, 作為長期 PPP 是否成立的依據。亦即檢定實質匯率是否具有單根 (unit root) 以判斷 PPP 成立與否, 其使用方法稱之為 Augmented Dickey-Fuller (簡寫成 ADF) 檢定, 其一般式表示為:

$$\Delta q_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 q_{t-1} + A(L)\Delta q_{t-1} + e_t$$

式中 Δ 代表一階差分之運算子, $A(L)$ 代表遞延運算因子為 P 階的多項式, e_t 為白噪音 (white-noise process)。使用 ADF 檢定其虛無假設為 $H_0: \gamma_2 = 0$, 若無法拒絕 H_0 , 則表示實質匯率具有單根的現象, 隱含著實質匯率沒有長期的均衡水準。但若要 PPP 成立, 除了接受對立假設 H_1 外, 還需符合 $\gamma_1 < 1$ 的條件。

另一種常用來檢定實質匯率是否為恒定的方法為變異數比例 (variance ratio) 檢定, 其方法為無母數檢定方法, 最早由 Cochrane (1988), 用來測度實質匯率的持續性, 其檢定式為:

$$z(k) = \frac{1 \text{Var}(q_t - q_{t-k})}{k \text{Var}(q_t - q_{t-1})}$$

其中 k 為正整數, Var 代表變異數。若 q_t 符合單根性質時, $Z(k)$ 應該相當於 1 值, 也就是 k 期的變異數是單一期變異數的 k 倍, 反之, 若 q_t 有均數復歸 (mean-reversion) 的行為, 其 $Z(k)$ 值會介於 0 和 1 之間。

然而實證結果發現, 在浮動匯率制度下, 要拒絕實質匯率具有單根的虛無假設是很困難的, 潛在的理由是傳統單根檢定統計量有檢定力不足的問題, 尤其在數列在近似單根過程情況下。Frankel (1986;1990) 先前已提出一警訊, 在1980年代時期檢定實質匯率的長期穩定性, 會有檢定力不足的問題 (Lothian, 1986; Froot and Rogoff, 1995; Lothian and Taylor, 1996)。因為以大約 25 年期的資料進行檢定, 無法擁有足夠的訊息去發現實質匯率是否有均數

復歸的行爲。Shiller and Perron (1985), 透過蒙地卡羅試驗 (Monte Carlo experiment) 方法, 結果發現研究人員不能藉由增加資料的頻率來改善檢定力不足的問題。也就是若要改善此問題, 我們需要以時間較長的低頻資料, 去檢查實質匯率的行爲。

但在以長期資料探討實質匯率的行爲時, 同樣受許多人質疑, 其中主要的一個論點是, Hegwood and Papell (1998) 當樣本資料期間太長時, 其匯率制度的改變, 會因實質衝擊使得均衡實質匯率產生變動。因此, 對於使用長期資料的研究, 需考慮是否有結構性變動發生。他們也發現偏離 PPP 的水準值的期間大約在 3 至 5 年, 亦即當匯率脫離再回復長期均衡水準, 平均要花費 3 至 5 年左右。Rogoff (1996) 同樣也發現實質匯率存在明顯地高度持續性。但在 Lothian and Taylor (2000) 研究中卻發現偏離 PPP 水準值的期間是在於二年半以下。

Taylor (2001) 提出可能會發生高估偏離 PPP 水準期間的兩個主要原因, 一個是資料有 temporal aggregation 問題, 亦即當使用資料的頻率較低, 其發生高估偏離 PPP 水準期間會隨著資料頻率愈低而呈現高估。另一個理由是實質匯率的調整可能爲非線性。然而針對 temporal aggregation 問題, 也就是到底要採用何種資料頻率才是適當的, 這問題對於研究人員而言是很難拿捏, 原因在於若要避免 temporal aggregation 問題而採用較高頻率資料, 其是否會同時延伸出長期資料研究下所提的檢定力不足的問題。因此, 後續的研究開始針對實質匯率可能存在以非線性方式作調整的議題作探討。

2.2.2 實質匯率的非線性的動態調整

在過去傳統的單根檢定及計量模型均是建立在變數爲線性關係假設下, 然當變數存在非線性的調整過程時, 線性模型將不再適用。因此, 在探討實質匯率波動行爲時, 若一開始假設實質匯率爲線性自我迴歸的過程時, 其模型意含著實質匯率的調整過程是以連續且固定的速度做調整, 使得調整速度不會因偏離 PPP 的程度大小而有所不同, 而無法解釋實質匯率存在一段期間偏離 PPP 水準值的現象。因而許多學者開始希望藉由一個較符合真實環境的計量模型, 爲這個

現象的發生用以提供一個合理的解釋。

事實上，國際間的貿易是存在著各種交易門檻，而延伸出了在真實世界裡各國間貿易是存在交易成本，於是就有學者將交易成本因素加入模型的設定中，以一存在有交易成本的匯率均衡模型來探討，欲彰顯交易成本的存在會使得實質匯率會存在一段期間偏離 PPP 水準值的現象。如 Benninga and Protopapadakis (1988)、Dumas (1992)、Sercu, Uppal and van Hulle (1995)。該類模型均衡的特色，因交易成本存在，實質匯率呈現持續性地偏離 PPP 水準值。

Dumas (1992) 為實質匯率為何會呈現偏離 PPP 一段期間，提供了一個在理論上的意涵，其假設市場間因受地理位置因素而彼此被區隔，且存在比例的交易成本下，使得實質匯率在偏離 PPP 時，要回復到長期均衡水準值的調整過程是呈現非線性，且調整的速度會隨著偏離 PPP 的程度大小而有所不同，主要原因在於當實質匯率落在交易區間時，貿易將不會發生，使得實質匯率的調整過程會呈現發散狀態，在這種狀態隱含了實質匯率會偏離 PPP 水準值將存在一段很長的時間，然而我們能確定它非服從隨機漫步過程，因一旦它落在交易區間外的狀態，它將會立刻調整回長期均衡水準值。

為了有效捕捉實質匯率的非線性波動，Obstfeld and Taylor (1997) 及 Bec, Salem and MacDonald (2002) 以門檻自我迴歸 (threshold autoregressive, 簡稱 TAR) 模型以探討實質匯率的非線性調整過程，當其落在交易成本區間時，調整將不會發生，一旦落在區間外時，會立即調整到定態自我迴歸。然而我們發現以 TAR 模型探討實質匯率的非線性調整過程是呈現間斷調整過程。但在理論上，考慮有交易成本下的調整過程，應是較平滑方式而非以間斷調整過程。文獻上提到惟有在當廠商及貿易商品均為同質情況下才可能發生，實質匯率才會發生間斷調整過程。為了更貼近真實的實質匯率調整過程，有學者改採平滑轉換自我迴歸 (smooth transition autoregressive, 簡稱 STAR) 模型設定來描述實質匯率的行為，如 Michael, Nobay and Peel (1997) 及 Taylor, Peel and Sarno (2001)。我們發現 STAR 模型在

描述實質匯率時, 雖能劃出來調整速度會隨著偏離 PPP 的大小而有快慢的情況, 但此模型有一特色, 就是當其偏離 PPP 水準值之上或之下時, 其調整速度是呈現對稱的。

在過去文獻另一描述匯率非線性行為模型, 是利用狀態機率轉換的想法來分析非線性時間數列。Engel and Hamilton (1990) 就採用了一階兩狀態馬可夫轉換模型 (Markov Switching Model) 來描述美元/英鎊、美元/法郎、美元/馬克的名目匯率的波動行為, 此模型不同於 STAR 模型的特色是其狀態的轉換是服從一個馬可夫鏈 (Markov chain), 而 STAR 模型的狀態轉換是由本身變數落後某期來決定, 因此, 馬可夫轉換模型的狀態轉換比 STAR 模型更一般化, 也讓在變數在狀態的調整速度更有彈性而非限制為對稱的調整。

3 模型設定與估計

3.1 實證模型

在研究名目匯率的文獻上, 許多學者利用不同模型設定方式來探討匯率的波動行動, 如 Meese and Rogoff (1983) 所提的無漂浮項的簡單隨機漫步模型, 其在樣本外預測上有良好的解釋能力。然該模型隱含當期的實現值為下一期的預測值, 因而忽略當經濟基本面改變時對匯率的影響。實際上, 匯率走勢常呈現擺盪的波動行為, 所以 Engel and Hamilton (1990) 及 Engel (1994) 利用漂浮項具馬可夫轉換機制之隨機漫步模型, 用以說明匯率走勢具有擺盪行為的概念。同樣地, 我們也發現實質匯率走勢呈現擺盪波動現象, 這是否透露著因市場基要的改变, 使得實質匯率產生結構性改變, 在某段期間呈現往上走勢, 下一段期間則呈現往下走勢, 而這種上下走勢狀態交替出現。故我們在模型設定上, 考慮了截距項具馬可夫轉換機制之隨機漫步模型, 同時也考慮具截距項的隨機漫步模型做一比較, 下列為二種模型設定:

模型一: 可觀察到的隨機變數為線性單重狀態具有漂浮項 (drift) 隨機漫步過程

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \mid \Omega_t \sim N(0, \sigma^2), \quad (3.1)$$

其中 ε_t 為干擾項; 模型可視為隨機變數差分一次的變數來自同一常態母體。模型意含了經濟基本面持續發生改變, 導致可觀察到的隨機變數呈現以單一方向往上或往下的走勢。

模型二: 可觀察到的隨機變數為雙重狀態之截距項 α 具馬可夫轉換機制之隨機漫步過程

$$y_t = \alpha_{S_t} + y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \mid \Omega_t, S_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2), \quad (3.2)$$

同樣地, 我們假設隨機變數差分一次的變數來自相異常態母體。¹ 其中截距項具狀態轉換, 且 S_t 為不可觀察到的狀態變數且不具連續性, 其隨機過程服從一階兩狀態的馬可夫鏈 (first-order

¹與一般標準的混合常態分配所不同的是, (3.2) 式中 y_t 差分一次的變數為前後期不獨立的隨機變數。

Markov chains),

$$Pr(S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \dots) = Pr(S_t = j | S_{t-1} = i) = p_{ij}, \quad (3.3)$$

$i, j, k = 0$ 或 1 , 狀態變數可能出象的集合為 $\{0, 1\}$ 。² 當狀態變數在第 t 期 $S_t = 0$, 則 $y_t - y_{t-1} \sim N(\alpha_0, \sigma_0^2)$, 反之若在第 t 期狀態變數 $S_t = 1$, 則 $y_t - y_{t-1} \sim N(\alpha_1, \sigma_1^2)$ 。然而我們可以發現當模型二的狀態永遠停留某一狀態時, 則成為模型一, 故模型一為模型二的特例。兩個狀態間之移轉機率 (transition probability) 構成一個 2×2 的移轉機率矩陣為

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (3.4)$$

3.2 假設檢定

為了說明資料特性是否適合以馬可夫轉換模型來描述, 一般會檢定下列兩個虛無假設

1. $H_0^1: \alpha_0 = \alpha_1$
2. $H_0^2: p_{00} = 1 - p_{11}$

當無法拒絕 $H_0^1: \alpha_0 = \alpha_1$ 時則表示隨機變數 $y_t - y_{t-1}$ 可能來自同一母體, 並不存在狀態轉換的現象; 若無法拒絕 $H_0^2: p_{00} = 1 - p_{11}$ 則表示轉換機制並沒有服從一階馬可夫鏈, 即狀態變數 S_t 為前後期獨立的跳動, 當期狀態的機率並不會受到前一期狀態的影響。

²假設一狀態變數 (S_t) 具有 m 種出象 (outcomes), 其狀態變數的發生與過去本身狀態變數有關, 轉換機率 $Pr(S_t = j | S_{t-1} = i, S_{t-2}, \dots, S_{t-n}), n = 1, 2, 3, \dots, N$ 。當 $m = 3, n = N$ 時, 則稱為三重狀態 N 階馬可夫鏈。

Hansen (1992, 1996) 發現在檢定虛無假設 $\alpha_0 = \alpha_1$ 時, 若同時發生 $\sigma_0^2 = \sigma_1^2$, 會出現干擾參數 (nuisance parameter) 的問題而無法認定 p_{00} 與 p_{11} , 因此 Engel and Hamilton (1990) 建議檢定以下兩個虛無假設

A. $H_0^A : p_{00} = 1 - p_{11}$ 且 $\alpha_0 \neq \alpha_1, \sigma_0^2 \neq \sigma_1^2$

B. $H_0^B : \alpha_0 = \alpha_1$ 且 $\sigma_0^2 \neq \sigma_1^2, p_{00} \neq 1 - p_{11}$

檢定這兩個虛無假設能夠避免干擾參數的問題, 順利認定出模型所有參數, 而且這兩個假設背後都隱含有隨機漫步的部分意涵 (Engel, 1994); 根據標準常態分配理論得到兩 Wald 檢定統計量服從卡方分配分別為:

$$\frac{[\hat{p}_{00} - (1 - \hat{p}_{11})]^2}{\widehat{var}(\hat{p}_{00}) + \widehat{var}(\hat{p}_{11}) + 2 \widehat{cov}(\hat{p}_{00}, \hat{p}_{11})} \sim \chi^2(1), \quad (3.5)$$

$$\frac{(\hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1)^2}{\widehat{var}(\hat{\alpha}_0) + \widehat{var}(\hat{\alpha}_1) - 2 \widehat{cov}(\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1)} \sim \chi^2(1), \quad (3.6)$$

在 H_0^A 的虛無假設下, 狀態變數 S_t 的機率形式為獨立齊一分配, 可觀察到的隨機變數 y_t 邊際分配成爲一個標準的混和常態 (mixture of normals),

$$f(y_t; \theta) = \frac{p_{00}}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} \exp\left[-\frac{(y_t - y_{t-1} - \alpha_0)^2}{2\sigma_0^2}\right] + \frac{(1 - p_{00})}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left[-\frac{(y_t - y_{t-1} - \alpha_1)^2}{2\sigma_1^2}\right], \quad (3.7)$$

θ 代表模型所有未的參數。所以當無法拒絕 H_0^A 表示狀態變數轉換的機制不具有馬可夫性質 (Markovian property)。而檢定 H_0^B 可知資料產生過程 (data generating process, DGP) 是否爲具有異質性變異數的單一隨機漫步, 若無法拒絕 H_0^A 且無法拒絕 H_0^B , 則表示資料的性質較近似於隨機漫步, 而不適合我們所採用的隨機分段趨勢模型。然而在無法拒絕 H_0^A 或且無

法拒絕 H_0^B 的背後, 是否因其不同狀態下的變異數所捕捉的效果較大下而導致的結果, 故我們進一步檢定 H_0^C 的虛無假設,

$$C. H_0^C : \sigma_0 = \sigma_1 \text{ 且 } \alpha_0 \neq \alpha_1, p_{00} \neq 1 - p_{11}$$

其所得的檢定統計量同樣服從為自由度為一的卡方分配

$$\frac{(\hat{\sigma}_0 - \hat{\sigma}_1)^2}{\widehat{var}(\hat{\sigma}_0) + \widehat{var}(\hat{\sigma}_1) - 2 \widehat{cov}(\hat{\sigma}_0, \hat{\sigma}_1)} \sim \chi^2(1), \quad (3.8)$$

3.3 估計程序

本小節為簡要地說明馬可夫轉換模型的估計過程, 馬可夫轉換模型為無法直接觀察之狀態轉換模型, 其利用馬可夫鏈 (markov chain) 的特性使狀態間的轉換呈規則性的切換, 用以描述外匯市場的狀態循環性。我們以模型二說明馬可夫轉換模型的估計過程:

$$y_t = \alpha_{S_t} + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t | \Omega_t, S_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2), \quad (3.9)$$

其中,

$$\alpha_{S_t} = \alpha_0(1 - S_t) + \alpha_1 S_t,$$

$$\sigma_{S_t}^2 = \sigma_0^2(1 - S_t) + \sigma_1^2 S_t,$$

$$S_t = 0 \text{ or } 1,$$

因此模型需要估計的參數總共六個, 包括兩個常態分配的母體參數 α_0 、 α_1 、 σ_0 、 σ_1 以及移轉機率 p_{00} 、 p_{11} , 透過 EM 演算法 (expectation and maximization algorithm) 可得到這些參數的最大概似估計值。³

³EM 演算法估計參數的方式, 詳見 Hamilton (1990) 與 Engel and Hamilton (1990)。

假設事先能知道狀態轉換發生的時點, 則可得到對數概似函數 (log likelihood function):

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln (f(y_t | \Omega_{t-1}, S_t)), \quad (3.10)$$

其條件機率密度函數為:

$$f(y_t | \Omega_{t-1}, S_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{S_t}^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - y_{t-1} - \alpha_{S_t}\}^2}{2\sigma_{S_t}^2}\right), \quad (3.11)$$

其中 $\Omega_{t-1} = \{\Omega_{t-2}, y_{t-1}\}$ 為期初到 $t-1$ 期的訊息集合, 而 $\Omega_{t-2} = (y_0, y_1, \dots, y_{t-2})$ 。但事實上並不能在事前即可觀測到狀態轉換發生的時點, 所以無法直接使用最大概似法得到在概似函數極大化下的參數估計, 所以我們藉由另一種方式求得概似函數。

首先, 在已知 Ω_{t-1} 下, y_t 及 S_t 的聯合機率密度函數可表示為:

$$f(y_t, S_t | \Omega_{t-1}) = f(y_t | S_t, \Omega_{t-1}) \Pr[S_t | \Omega_{t-1}], \quad (3.12)$$

將聯合機率密度函數由 $S_t = 0, 1$ 加總可得到 y_t 的邊際機率密度函數,

$$\begin{aligned} f(y_t | \Omega_{t-1}) &= \sum_{S_t=0}^1 f(y_t, S_t | \Omega_{t-1}) \\ &= \sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \Omega_{t-1}) \Pr[S_t | \Omega_{t-1}] \end{aligned} \quad (3.13)$$

我們可以發現 y_t 的邊際機率密度函數是分別以二個條件機率密度函數 $\Pr[S_t = j | \Omega_{t-1}]$, $j = 0, 1$ 當權重的加權平均。其對數概似函數可表示為:

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln \left\{ \sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \Omega_{t-1}) \Pr[S_t | \Omega_{t-1}] \right\}, \quad (3.14)$$

但在求各期 y_t 的邊際機率密度函數, 需先導出其「預測機率」(prediction probability) $\Pr[S_t | \Omega_{t-1}]$ 的值為何。依照 Hamilton (1989) 的條件機率「更新程序」可透過以下推導求算其機

率值:

$$\begin{aligned}\Pr[S_t = j \mid \Omega_{t-1}] &= \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = j, S_{t-1} = i \mid \Omega_{t-1}] \\ &= \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = j \mid S_{t-1} = i] \Pr[S_{t-1} = i \mid \Omega_{t-1}],\end{aligned}\quad (3.15)$$

其中 $\Pr[S_t = j \mid S_{t-1} = i]$ 為轉換機率, 其值介於 0 到 1, 設定形式為下:

$$\Pr[S_t = 1 \mid S_{t-1} = 1] = p = \frac{\exp(p_0)}{1 + \exp(p_0)},\quad (3.16)$$

$$\Pr[S_t = 0 \mid S_{t-1} = 0] = q = \frac{\exp(q_0)}{1 + \exp(q_0)},\quad (3.17)$$

透過貝氏定理可得到「當期機率」(filter probability) $\Pr[S_t = j \mid \Omega_t]$:

$$\begin{aligned}\Pr[S_t = j \mid \Omega_t] &= \Pr[S_t = j \mid \Omega_{t-1}, y_t] \\ &= \frac{f(S_t = j, y_t \mid \Omega_{t-1})}{f(y_t \mid \Omega_{t-1})} \\ &= \frac{f(y_t \mid S_t = j, \Omega_{t-1}) \Pr[S_t = j \mid \Omega_{t-1}]}{\sum_{S_t=0}^1 f(y_t \mid S_t = j, \Omega_{t-1}) \Pr[S_t = j \mid \Omega_{t-1}]}\end{aligned}\quad (3.18)$$

由式 (3.15) 及式 (3.18) 兩式的反覆疊代形成一個遞迴系統, 我們得導出式 (3.13) y_t 的邊際機率密度函數的權重。如此, 在給定一個初始的當期機率 $\Pr(S_0 \mid \Omega_0)$ 下, 透過式 (3.15)、式 (3.18) 兩式反覆運算將可得到各期各個狀態之下 $\Pr[S_t = j \mid \Omega_t]$ 及 $\Pr[S_t \mid \Omega_{t-1}]$, 將所有的 $\Pr[S_t \mid \Omega_{t-1}]$ 帶回式 (3.13), 可得到每一期 y_t 的邊際機率密度函數, 進而得到對數概似函數。Hamilton (1994) 建議起始值採用非條件機率 (ergodic probability) π ,

$$\pi_0 = \Pr[S_0 = 0 \mid \Omega_0] = \frac{1 - p}{2 - p - q},\quad (3.19)$$

$$\pi_1 = \Pr[S_0 = 1 \mid \Omega_0] = \frac{1 - q}{2 - p - q},\quad (3.20)$$

相對於從事前的觀點來推論 t 時點的預測機率, 另一個從事後的觀點來看狀態變數改變的機率, 我們稱為「全期機率」(smoothed probability) $\Pr[S_t \mid \Omega_T]$, 用所有樣本的訊息來

推論時點 t 的狀態, 其求算參考 Kim (1994) 所提出的方法, 基於對狀態的推論具有時間可逆 (time reversible) 的性質, 則:

$$\Pr(S_t = j | S_{t+1} = k, \Omega_T) = \Pr(S_t = j | S_{t+1} = k, \Omega_t), \quad (3.21)$$

在 Ω_T 下, $S_t = j$ 與 $S_{t+1} = k$ 的聯合機率密度函數為:

$$\begin{aligned} & \Pr[S_t = j, S_{t+1} = k | \Omega_T] \\ &= \Pr[S_{t+1} = k | \Omega_T] \times \Pr[S_t = j | S_{t+1} = k, \Omega_T] \\ &= \Pr[S_{t+1} = k | \Omega_T] \times \Pr[S_t = j | S_{t+1} = k, \Omega_t] \\ &= \frac{\Pr[S_{t+1} = k | \Omega_T] \times \Pr[S_t = j, S_{t+1} = k | \Omega_t]}{\Pr[S_{t+1} = k | \Omega_t]} \\ &= \frac{\Pr[S_{t+1} = k | \Omega_T] \times \Pr[S_t = j | \Omega_t] \times \Pr[S_{t+1} = k | S_t = j]}{\Pr[S_{t+1} = k | \Omega_t]} \end{aligned} \quad (3.22)$$

且

$$\Pr[S_t = j | \Omega_T] = \sum_{k=0}^1 \Pr[S_t = j, S_{t+1} = k | \Omega_T], \quad (3.23)$$

在給定一個初始的當期機率 $\Pr(S_T | \Omega_T)$ 之下, 代入式 (3.22) 得到 $\Pr(S_{T-1} = j, S_T = k | \Omega_T)$ 的機率, 再代入式 (3.23) 可得到 $T-1$ 期全期機率 $\Pr(S_{T-1} = j | \Omega_T)$ 。將 $\Pr(S_{T-1} = j | \Omega_T)$ 再依序帶回式 (3.22)、式 (3.23) 兩式, 又可得到在 $T-2$ 期的全期機率 $\Pr(S_{T-2} = j | \Omega_T)$, 如此遞迴的演算, 即可得到所有的全期機率。

4 實証結果分析

4.1 資料來源與統計特性

本文以台灣、韓國與新加坡三個國家實質匯率, 是否如同名目匯率具有隨機分段趨勢的行為走趨為研究議題。我們發現台灣、韓國與新加坡這三個國家與美國相對物價水準在樣本期間呈現相當地穩定關係, 實質匯率與名目匯率的走勢似乎一致, 呈現出一段期間往上(下)走勢, 下一段期間往下(上)走勢的交替擺盪的行為。然而實質匯率的上下交替擺盪的行為, 顯然是自非相對物價水準的其他市場基要的改變, 而這些市場基要的改變對實質匯率產生結構性改變的影響, 同樣應用以 Engel and Hamilton (1990) 所提的漂浮項具有馬可夫轉換的隨機漫步模型, 來捕捉這些結構性改變, 認定出實質匯率分別處於狀態的期間。首先, 定義本文中的實質匯率,

$$q_t = s_t + pl_t^* - pl_t$$

q_t 為實質匯率, s_t 為取對數的名目匯率, pl_t^* 為取對數的美國物價指數, pl_t 為取對數後本國物價指數。資料包含了三個國家月平均的名目匯率、物價指數及美國物價指數, 其來源取自台灣經濟新報資料庫。各國家資料起迄期間分別為, 台灣為 1986 年 1 月至 2005 年 6 月、韓國為 1980 年 1 月至 2005 年 6 月、新加坡為 1975 年 1 月至 2005 年 5 月。我們先對實質匯率 q_t 取對數後再乘以 100, 令該變數為 y_t , 再依模型設定的方式, 將迴歸式右方的自變數 y_{t-1} 移至等式的左方, 以求得實質匯率月成長率:

$$g_t = (\ln q_t - \ln q_{t-1}) \times 100 = y_t - y_{t-1},$$

其中 y_t 、 y_{t-1} 分別為實質匯率 q_t 、 q_{t-1} 取對數後的變數, $g_t = y_t - y_{t-1}$ 為模型中可觀察到的隨機變數, 當匯率走勢向上, 即該國幣值處於貶值狀態, 則 g_t 為正值; 若匯率走勢向下, 即幣值升值, 則 g_t 為負值。

表 1 為各國實質匯率的基本統計量, 台灣實質匯率的平均值為 3.383, 標準差為 0.144, 變異係數為 0.043, 分配呈現一個右偏的低闊峰, 且常態性檢定結果為顯著拒絕分配為常態性假設。而以 Ljung-Box Q(24) 統計量檢定實質匯率是否存在自我相關, 結果為顯著拒絕沒有自我相關假設。同樣地, 在檢定實質匯率的平方, 結果為顯著拒絕沒有自我相關假設。進一步檢定實質匯率是否具有 ARCH 效果, 結果為實質匯率存在 ARCH 效果。

而在新加坡與韓國的實質匯率平均值的數值是 0.461 與 6.912, 在標準差上分別為 0.105 和 0.164, 變異係數則是 0.227 跟 0.021。在常態性檢定上, 兩國資料均顯著拒絕分配為常態性假設。另外在檢定實質匯率的水準值與平方項是否存在有自我相關特性, 指出兩國不論在水準值與平方項上, 結果均顯著拒絕沒有自我相關假設, 表中亦指出兩國存在 ARCH 效果。

綜合而言, 我們可以得知各國實質匯率分配均為非常態分配, 且存在自我相關的特性與 ARCH 效果。

4.2 概似比檢定及 Wald 檢定結果

從圖 1 中, 我們可以明顯地觀察到台灣、韓國及新加坡的實質匯率, 在樣本期間內的走勢均呈現上下波動的行爲。在模型設定上, 我們同時考慮單以傳統的單一狀態具漂浮項隨機漫步模型, 及狀態存在相互依存的馬可夫鏈特性的馬可夫轉換模型來捕捉實質匯率的走勢。

首先, 我們先透過概似比檢定來進行模型選擇, 其結果列於表 2, 我們發現各國實質匯率月成長率在模型二的表現上優於模型一的設定, 其檢定上呈現相當一致結果。以新台幣實質匯率月成長率為例, 其模型一的概似函數值為 -187.462 , 而模型二的概似函數值為 173.41 , 概似比檢定統計為 $-2 \times (-187.462 - 173.42) = 721.744$, 在顯著水準 5% 下的 $\chi^2(4)$ 臨界值約 9.488, 結果顯著拒絕虛無假設, 表示在截距項及變異數具有雙重狀態的模型二優於單一狀態的模型一設定。

在檢定資料是否適合以馬可夫轉換模型來描述, 我們採用 Engel and Hamilton (1990)

所提出兩個虛無假設,

A. $H_0^A : p_{00} = 1 - p_{11}$ 且 $\alpha_0 \neq \alpha_1, \sigma_0^2 \neq \sigma_1^2$

B. $H_0^B : \alpha_0 = \alpha_1$ 且 $\sigma_0^2 \neq \sigma_1^2$

其檢定結果亦列於表 2。在新台幣實質匯率月成長率的檢定上均無法拒絕 H_0^A 與 H_0^B , 表示資料較近似隨機漫步特性; 而新加坡幣與韓圓實質匯率月成長率, 兩者均顯著拒絕 H_0^A , 但無法拒絕 H_0^B , 表示實質匯率月成長率在變異數為異質下具有馬可夫狀態轉換情形。然而造成無法顯著拒絕 H_0^A 或且 H_0^B 的原因, 可能是來自不同狀態的變異數所捕捉的效果較大, 而造成其他估計參數在不同狀態下無顯著性的差異。故進一步檢定 $H_0^C : \sigma_0 = \sigma_1$ 且 $\alpha_0 \neq \alpha_1, p_{00} \neq 1 - p_{11}$ 的虛無假設下, 結果三個國家均顯著拒絕兩狀態下變異數相同的假設。從上述的檢定結果中, 本文採用馬可夫轉換模型來捕捉三個國家的實質匯率波動行為是可行的。

4.3 馬可夫轉換模型估計結果

表 2 為各國的實質匯率月成長率的實證結果, 我們可以發現各國實質匯率月成長率在兩狀態下, 截距項 α 值在顯著水準下均不顯著; 變異數 σ^2 的表現上, 則有顯著結果; 而在狀態移轉機率 p_{00}, p_{11} , 除台灣 p_{00} 不顯著, 其餘均為顯著。圖 1 為各國實質匯率在幣值貶值狀態當期機率值及走勢圖。在狀態的劃分上, 本文採用 Hamilton (1989) 的方式以當期機率是否大於 0.5 為分界, 當期機率值大於 0.5 時, 實質匯率月成長率是處於狀態零; 反之, 則是處於狀態一。我們從圖中可發現各國實質匯率月成長率的狀態轉換的相當頻繁, 在狀態轉換間夾雜許多雜訊。為消除這些雜訊的干擾, 我們進一步考慮以實質匯率的年成長率作為模型中可觀察到的隨機變數

$$g_{t12} = (\ln q_t - \ln q_{t-12}) \times 100 = y_t - y_{t-12},$$

其中 y_t 、 y_{t-12} 分別為實質匯率 q_t 、 q_{t-12} 取對數後的變數， $g_{t12} = y_t - y_{t-12}$ 為模型中可觀察到的隨機變數。Frömmel, MacDonald and Menkhoff (2005) 提到變數以年成長率資料進行實證研究的優點為，除了可以避免資料季節性效果的影響和降低短期衝擊對實質匯率所產生的雜訊外，還可以和一般政府機構及央行所公佈年成長率的資料數據做比較。因此我們比照模型一與模型二的設定，我們將模型設定為：

模型三：可觀察到的隨機變數為線性單重狀態具有漂浮項 (drift) 隨機漫步過程

$$g_{t12} = y_t - y_{t-12} = \alpha + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | \Omega_t \sim N(0, \sigma^2), \quad (4.1)$$

模型四：可觀察到的隨機變數為雙重狀態之截距項 α 具馬可夫轉換機制之隨機漫步過程

$$g_{t12} = y_t - y_{t-1} = \alpha_{S_t} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | \Omega_t, S_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2), \quad (4.2)$$

表 3 為模型三及模型四的估計結果，在概似比檢定上，新台幣、韓圓與新加坡幣的檢定值分別為 1921.98、2771.164、5522.414，在顯著水準 5% 的 $\chi^2(4)$ 臨界值約 9.488，三者均顯著拒絕虛無假設，其中新台幣及新加坡幣在年成長率資料表現得較月成長率資料更顯著地拒絕虛無假設，故在概似比檢定上，各國實質匯率在馬可夫轉換模型為顯著優於線性模型的表現。在 Wald 檢定結果，在 H_0^A 的虛無假設，新台幣、韓圓與新加坡幣的檢定值分別為 815.997、948.219、819.558，均顯著拒絕 H_0^A 虛無假設。然在 H_0^B 虛無假設下，僅有新台幣資料顯著拒絕，同樣地，進一步檢定 H_0^C 虛無假設，三個國家檢定結果呈現顯著拒絕 H_0^C 假設。透過這三組假設檢定結果，各國在年成長率資料相較模型二的檢定結果表現得更顯著，尤在新台幣年成長率資料，均顯著拒絕這三組虛無假設。故實質匯率年成長率以馬可夫轉換模型來捕捉三個國家的實質匯率波動行為同樣是可行的。

新台幣的參數估計結果列於表 3， α 值在狀態零為 1.279 表示新台幣處於貶值狀態，狀態一為 -0.929 表示新台幣處於升值狀態，且均為呈現顯著。狀態移轉機率在顯著水準下，新台幣持續處於貶值狀態的機率 p_{00} 為 0.967，持續處於升值狀態的機率 p_{11} 為 0.95。在波動性的表現，升值狀態的波動大於貶值狀態的波動。

韓國的估計結果顯示, α 值在狀態零為 0.301 表示韓國處於大貶值狀態, 狀態一為 0.013 表示韓國處於小貶值狀態, 然檢定結果均為不顯著, 與模型二所捕捉到兩狀態有所不同, 模型二的狀態零為貶值, 狀態一為升值。然在實質匯率波動性的表現, 狀態零下的波動大於狀態一的波動。狀態移轉機率在顯著水準下, 韓國持續處於大貶值狀態的機率 p_{00} 為 0.982, 持續處於小貶值狀態的機率 p_{11} 為 0.948。

最後在新加坡幣估計結果方面, α 值在狀態零為 3.771 表示新加坡幣處於大貶值狀態, 狀態一為 2.068 表示新加坡幣處於小貶值狀態。而實質匯率波動性在顯著水準下, 在狀態零下的波動大於狀態一的波動。狀態移轉機率在顯著水準下, 新加坡幣持續處於大貶值狀態的機率 p_{00} 為 0.963, 持續處於小貶值狀態的機率 p_{11} 為 0.927。

圖 2 為各國實質匯率年成長率在幣值貶值狀態當期機率值及走勢圖, 與圖 1 對照, 我們發現在年成長率所捕捉到的狀態區間與月成長率所捕捉到區間相當類似, 但模型四所能捕捉到的狀態區間較模型二捕捉到的狀態區間長。這種結果也可以從狀態轉換機率估計值的表現得到印證, 模型四的狀態轉換機率估計值顯然大於模型二的狀態轉換機率估計值, 隱含著其停留在同一狀態的機率相對較高, 狀態的轉換次數也較少。同樣以當期機率是否大於 0.5 以分割所屬狀態, 比照圖 1 及圖 2, 我們可明顯看出實質匯率在年成長率的狀態轉換頻率較月成長率較少, 使得我們在認定狀態期間的劃分上可以更為清楚, 表 4 為各國實質匯率分別處於狀態零及狀態一的期間劃分。

4.4 各國實質匯率狀態期間劃分及分析

觀察圖 2 中的新台幣貶值狀態當期機率值, 可看出狀態轉換頻率較低, 其停留在同一狀態期間較長。新台幣實質匯率年成長率大致上有 5 次的狀態轉變, 在表 4 上方分別列出新台幣處於貶值狀態及升值狀態的期間劃分, 貶值狀態大致有六個時期, 而升值狀態有五個時期。我們認為新台幣實質匯率走勢與台灣生產力起伏應有密切相關, 例如在 1986 年台灣當局推動金融自由

化政策, 促使台灣生產力提高, 美元相對新台幣的實質匯率呈現往下走勢; 而在 1997 年 7 月 2 日由於泰銖貶值所引起的東南亞金融風暴 (Asian Crisis) 延燒到台灣, 雖然台灣貨幣當局強力介入以穩定匯市, 然而因為新台幣的幣值較其他亞洲國家高, 因此不利台灣出口而使得對外貿易競爭力銳減, 美元相對新台幣的實質匯率因此呈現往上走勢。而新台幣處於貶值狀態的期望存續期間為 29.851 個月, 處於升值狀態的期望存續期間為 20.080 個月,⁴ 新台幣處於貶值的狀態的期間大於升值狀態期間, 顯示新台幣呈現出長幅擺盪 (long swing) 貶值狀態短幅 (short swing) 擺盪升值狀態的波動行為, 實質匯率在新台幣貶值狀態的調整速度, 亦即截距項 $\alpha_0 = 1.279$, 相對升值狀態下的調整速度 $\alpha_0 = -0.929$ 較快。

其次觀察圖 2 中韓圓大貶值狀態當期機率值, 可看出狀態轉換頻率較低, 其停留在同一狀態期間較長。韓圓實質匯率年成長率大致上有 4 次狀態轉變, 在表 4 中列出韓圓處於大貶值狀態有四個時期, 處於小貶值狀態也有四個時期。韓圓處於大貶值狀態的期望存續期間為 55.249 個月, 處於小貶值狀態的期望存續期間為 19.231 個月, 韓圓呈現出長幅擺盪大貶值狀態短幅擺盪小貶值狀態的波動行為。

而在圖 2 新加坡幣大貶值狀態當期機率值, 可看出狀態轉換頻率相當頻繁, 其停留在同一

⁴狀態期望存續期間 (Expected Duration of a Regime) 的求算, 首先我們定義變數 D 為某狀態的存續期間, 以新台幣處於貶值為例,

$$D = 1, \text{ if } S_t = 0 \text{ and } S_{t+1} = 1; Pr[D = 1] = 1 - p_{00}$$

$$D = 2, \text{ if } S_t = S_{t+1} = 0 \text{ and } S_{t+2} = 1; Pr[D = 2] = p_{00}(1 - p_{00})$$

$$D = 3, \text{ if } S_t = S_{t+1} = S_{t+2} = 0 \text{ and } S_{t+3} = 1; Pr[D = 3] = p_{00}^2(1 - p_{00})$$

⋮

求得新台幣貶值狀態期望存續期間 $E(D)$

$$E(D) = \sum_{j=1}^{\infty} j \times Pr[D = j]$$

$$= 1 \times Pr[S_{t+1} = 1 | S_t = 0] + 2 \times Pr[S_{t+1} = 0, S_{t+2} = 1 | S_t = 0] + 3 \times Pr[S_{t+1} = 0, S_{t+2} = 0, S_{t+3} = 1 | S_t = 0] + \dots = 1/(1 - p_{00}) = 1/(1 - 0.967) = 29.851 \text{ 個月};$$

故同理求得新台幣升值狀態期望存續期間 $E(D) = 1/(1 - p_{11}) = 1/(1 - 0.95) = 20.08$ 個月。

狀態期間較短。新加坡幣實質匯率年成長率大致上有 9 次狀態轉變, 在表 4 下方列出新加坡幣處於大貶值狀態大致有九個時期, 小貶值狀態大致有十個時期。新加坡幣處於大貶值狀態的期望存續期間為 27.248 個月, 處於小貶值狀態的期望存續期間為 13.774 個月, 新加坡幣呈現出長幅擺盪大貶值狀態短幅擺盪小貶值狀態的波動行爲。

上述可知, 新台幣、韓圓及新加坡幣均呈現不對稱擺盪波動行爲。然而此種波動行爲與過去文獻上, 以名目匯率資料做探討所得結果有所相異, Shen and Chen (2004) 得出可能因央行的「助貶阻升」政策, 新台幣呈現長幅擺盪升值狀態短幅擺盪貶值狀態的特性。陳仕偉與林育賢 (2005) 一文中得出新台幣、韓圓及新加坡幣均呈現長幅擺盪持平狀態短幅擺盪貶值狀態的波動行爲, 其指出會產生不對稱擺盪波動行爲的可能原因在, 因為開發中國家的經濟基本面的強度不若主要工業國家, 再加上九零年代自由化脚步加快, 使其對外來的衝擊反應較為敏感, 與工業化國家所呈現的對稱擺盪波動有所相異 (Engel and Hamilton, 1990)。另一原因是開發中國家的央行因其他政策考量而干預匯率走勢。而實質匯率的變化隱含著這些影響實質匯率的市場基要的變化, 而使得實質匯率產生結構性改變。然而從結果中, 我們發現新台幣、韓圓及新加坡幣相對於美元而言大部分均處於貶值狀態, 在貶值狀態期間的長短, 牽涉到這三個國家均是屬於出口導向的經濟體對外競爭力, 進而可能影響國家經濟的表現。故我們在樣本期間上, 可知台灣、韓國及新加坡在對外競爭大致一直處於有利的位置, 這可透過這三個國家的經濟發展過程間接得到印證。

然而樣本內的配適能力顯示, 隨機分段趨勢模型相較於傳統具截距項隨機漫步模型更能描繪這三個國家的實質匯率波動特性, 若以實證的觀點, 模型在樣本外的預測能力同樣也是判斷模型好壞一個準則, 故我們進一步探討模型在樣本外的預測能力是否會與樣本內的配適能力一致。

4.5 模型的預測表現

爲了評估在雙重狀態的馬可夫轉換模型下的預測精準度，並與傳統單一狀態的隨機漫步模型作比較，我們亦進行實質匯率月成長率及年成長率的樣本外預測。表 5 爲各國檢定兩種模型下的預測能力結果，從表中可知各國實質匯率月成長率及年成長率的在這兩個模型下預測平均誤差平方值 (Mean square error) 表現，⁵ 我們發現各國的預測平均誤差平方不管是在月及年成長率的表現上，傳統單一狀態的隨機漫步模型在預測平均誤差平方值 (RW-Mean square error, RW-MSE) 除台灣實質匯率年成長率資料外均小於雙重狀態的馬可夫轉換模型的平均誤差平方值 (MS-Mean square error, MS-MSE)。

事實上，平均誤差平方值的大小，在統計觀點並不能被解釋爲那個模型有較好預測能力。因而後續許多有關的檢定方法被提出，以檢定模型間平均誤差平方值是否存在顯著差異。首先，以 F 檢定統計量檢定虛無假設 $H_0 : MSE_1 = MSE_2$ ，

$$F = \frac{MSE_1}{MSE_2}$$

其中 MSE_1 ， MSE_2 代表模型一、模型二的平均誤差平方。若無法顯著拒絕 H_0 假設，表示模型一與模型二的平均誤差平方是相同， F 統計值將等於 1。同樣地，當 F 統計值大到足以顯著地拒絕 H_0 假設時，其隱含著模型一的預測誤差大於模型二的預測誤差。

然在使用 F 檢定統計量做檢定時，預測誤差需先符合下列三個前提假設：

1. 預測誤差爲來自均數爲零的常態分配。
2. 預測誤差不具序列相關。

⁵假設樣本外預測期間共有 H 個觀察值， e_i 爲樣本外預測期間內第 i 個預測誤差 (forecast error)，

$$MSE = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^H e_i^2$$

3. 來自模型一及模型二的預測誤差 $(e_{1,i}, e_{2,i})$ 不具同期相關。

在 Granger and Newbold (1976) 提出一個解決當模型一及模型二的預測誤差具同期相關時的檢定統計量, 以 $e_{1,i}, e_{2,i}$ 兩數列作下列組合,

$$x_i = e_{1,i} + e_{2,i}, z_i = e_{1,i} - e_{2,i}$$

在前兩個假設成立下, 若 H_0 假設為真時, x_i, z_i 應會呈現不相關,

$$\rho_{xz} = E(x_i z_i) = E(e_{1,i}^2 - e_{2,i}^2)$$

可進一步建構出一個服從 t 分配自由度為 $H - 1$ 的檢定統計量,

$$\rho_{xz} / \sqrt{(1 - \rho_{xz}^2) / (H - 1)} \sim t_{(H-1)}$$

因此當 x_i, z_i 樣本相關係數 $\hat{\rho}_{xz}$ 顯著異於零, 且為正值, 則模型一有較大的 MSE; 反之, 若為負值, 則模型二有較大的 MSE。

然而從實證的觀點, 要求預測誤差符合前兩個假設條件仍太過於嚴苛, 故在許多文獻上, 以 Granger-Newbold 檢定做延伸, 嘗試著在預測誤差即使不符合前兩個假設下, 也能得到一個良好的檢定統計量。而 Diebold and Mariano (1995) 提出這樣的一個檢定統計量, 簡稱為 DM 檢定。

$$DM = \frac{1}{H} \sum_{i=1}^H d_i / \sqrt{(\rho_0 + 2\rho_1 + \cdots + 2\rho_i + \cdots + 2\rho_q) / (H - 1)} \sim t_{(H-1)}$$

其中 $d_i = g(e_{1,i}) - g(e_{2,i})$ 代表損失差異 (loss differential), 而 $g(\cdot)$ 為二次式的損失函數, ρ_i 為 d 數列的第 i 階的自我共變數 (the i -th autocovariance)。因此, 本文使用 DM 檢定下列兩組假設:

A. $H_0^D : MS - MSE = RW - MSE, H_1^D : MS - MSE < RW - MSE$ 。

B. $H_0^E : MS - MSE = RW - MSE$, $H_1^E : MS - MSE > RW - MSE$ 。

在實質匯率月成長率上, 若 H_0^D 假設為真時, 台灣、韓國及新加坡的 $DM - Test(H_0^D)$ 檢定值分別為 6.79、11.82 及 26.85, 均無法顯著拒絕 H_0^D 假設。但在 H_0^E 假設為真下, 台灣、韓國及新加坡的 $DM - Test(H_0^E)$ 檢定值分別為 -6.79、-11.82 及 -26.85, 則均顯著拒絕 H_0^E 假設。然在實質匯率年成長率表現上, 韓國與新加坡的檢定結果與月成長率檢定結果相同, 惟台灣檢定結果, $DM - Test(H_0^D)$ 檢定值為 -2.03, 顯著拒絕 H_0^D 假設, $DM - Test(H_0^E)$ 檢定值為 2.03, 無法顯著拒絕 H_0^E 假設。

從結果得知在模型預測能力的表現上, 傳統單一狀態的隨機漫步模型的預測能力顯然優於雙重狀態的馬可夫轉換模型的預測能力, 此一結果也與過去文獻的論點一致。如 Clements and Hendry (1998), Clements and Krolzig (1998), Clements and Smith (1997, 1999), 上述文獻已指出非線性模型於樣本內的估計表現會優於線性模型, 但是在樣本外的預測表現不一定會優於線性模型。然在台灣實質匯率年成長率的資料, 雙重狀態的馬可夫轉換模型的預測能力的表現優於傳統單一狀態的隨機漫步模型。⁶ Dacco and Satchell (1999) 以模擬的方式說明為何「馬可夫轉換模型在樣本外預測能力表現不如線性隨機漫步模型」的原因, 即使在馬可夫轉換模型是正確設定的模型時, 只要該模型在狀態分類時發生錯誤認定的狀況, 即使該錯誤認定的情況並不嚴重, 但就足以造成樣本外預測發生嚴重偏誤的結果, 因此以 MSE 來衡量模型預測能力表現時, 將使其 MSE 值大於隨機漫步模型的 MSE 值。另一個可能的解釋是: 相對於線性模型, 較複雜的非線性模型雖然能夠更精確地描繪實質匯率的行為, 因此有

⁶Siddique and Sweeney (1998) 發現模型的預測能力好壞與估計樣本大小有關, 模型在較長的樣本期間, 模型預測能力會傾向會有較好的表現。故在長樣本期間, 雙重狀態的馬可夫轉換模型是有可能優於傳統單一狀態的隨機漫步模型。相反地, 若樣本期間太短, 實質匯率可能只存在於某個狀態下, 若以雙重狀態的馬可夫轉換模型去估計, 會導致產生有偏誤的參數估計, 亦會使得預測能力變得較單一狀態的隨機漫步模型差。

較佳的樣本內配適力表現, 但在樣本外的預測表現上, 由於其待估參數較線性模型多, 因此自由度降低, 反而可能增加其預測的成本而降低模型的預測效率, 因此造成其在樣本外預測能力較線性模型差。

5 結論

本文主要是利用 Engel and Hamilton (1990) 所提兩狀態隨機分段趨勢模型以刻劃新台幣、韓圓及新加坡幣實質匯率行為走勢，我們首先以各國實質匯率以月成長率資料進行實證分析，結果顯示估計參數大部分均呈現不顯著且狀態間的轉換夾雜許多雜訊，其狀態轉換的頻率較高。為消除這些雜訊的影響，我們以實質匯率差分十二次後的年成長率資料進行分析，其所捕捉到狀態期間與以月成長率資料所捕捉到狀態期間類似，由於年成長率資料，已避免資料季節性因素及降低短期衝擊對實質匯率所產生的雜訊，使得在資料在判讀狀態期間的劃分更為明確。三個國家均呈現不對稱擺盪波動行為，新台幣呈現 5 次的狀態改變的長幅擺盪貶值狀態短幅擺盪升值狀態，韓圓及新加坡幣分列呈現 4 次及 9 次的狀態改變的長幅擺盪大貶值狀態短幅擺盪小貶值狀態。從樣本期間內，我們發現新台幣、韓圓及新加坡幣相對於美元大部分是處於貶值狀態，強化這三個國家的對外的競爭力，也間接看到這三個國家過去經濟發展歷程。

在樣本外的預測能力表現上，不管在月成長率及年成長率的資料上，各國實質匯率在傳統單一狀態的隨機漫步模型表現顯然優於雙重狀態的馬可夫換轉模型的預測能力，此一結果大致與過去文獻的論點一致，除了新台幣實質匯率年成長率。

參考文獻

- 陳美源、陳禮潭 (2003), 購買力平價說與結構性變動—美/台實質匯率之實證研究,《臺灣經濟預測與政策》, 第 34 卷, 第 1 期, 頁 93–111。
- 陳仕偉、林育賢 (2005), 匯率波動行為的擺盪—跨國的實證分析,《臺灣銀行季刊》, 第 56 卷, 第 1 期, 頁 125–159。
- Bec, F. M. B. Salem and R. MacDonald (2002), Real Exchange Rates and Real Interest Rates: A Nonlinear Perspective, working paper.
- Benninga, S. and A. A. Protopapadakis (1988), The Equilibrium Pricing of Exchange Rates and Assets When Trade Takes Time, *Journal of International Economics*, 76, 129–149.
- Cochrane, J. H. (1988), How Big is the Random Walk in GNP? *Journal of Political Economy*, 96, 893–920.
- Clements, M. and D. F. Hendry (1998), Forecasting economic processes, *International Journal of Forecasting*, 14, 111–131.
- Clements, M. and H.-M. Krolzig (1998), A comparison of the forecast performance of Markov-switching and threshold autoregressive models of US GNP, *The Econometrics Journal*, 1, C47–C75.
- Clements, M. and J. Smith (1997), The performance of alternative forecasting methods for SETAR models, *International Journal of Forecasting*, 13, 463–475.
- Clements, M. and J. Smith (1999), A Monte Carlo study of the forecasting performance of empirical SETAR models, *Journal of Applied Econometrics*, 14, 123–141.
- Dacco, R. and S. Satchell (1999), Why do Regime-Switching Models Forecast so Badly? *Journal of Forecasting*, 18, 1–16.

- Diebold, F. X. and R. S. Mariano (1995), Comparing Predictive Accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253–263.
- Dumas, B. (1992), Dynamic Equilibrium and the Real Exchange Rate in Spatially Separated World, *Review of Financial Studies*, 5, 153–180.
- Engel, C. (1994), Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates, *Journal of International Economics*, 36, 151–165.
- 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.
- Frankel, J. A. (1986), International Capital Mobility and Crowding out in the U.S. Economy; Imperfect Integration of Financial Markets or Goods Markets? in R.W. Hafer, ed., *How Open Is the U.S. Economy?* (Lexington, Massachusetts: Lexington Books).
- Frankel, J.A. (1990), Zen and the Art of Modern Macroeconomics: The Search for Perfect Nothingness, in W. Haraf, and T. Willett, eds., *Monetary Policy for a Volatile Global Economy* (Washington, D.C., American Enterprise Institute).
- Frömmel, M., R. MacDonald and L. Menkhoff (2005), Markov Switching Regimes in a Monetary Exchange Rate Model, *Economic Modelling*, 22, 485–502.
- Froot, K. A. and K. Rogoff (1995), Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates, K. Rogoff and G. Grossman, eds., *Handbook of International Economics*.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1976), Forecasting transformed series, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 38, 189–203.
- Hamilton, J. D. (1989), A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, 57, 357–384.
- Hamilton, J. D. (1990), Analysis of the Time Series Subject to Change in Regime, *Journal of Econometrics*, 45, 39–70.

- Hamilton, J. D. and R. Susmel (1994), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime, *Journal of Econometrics*, 64, 307–333.
- Hansen, B. E. (1992), The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP, *Journal of Applied Econometrics*, 7, S61–82.
- Hansen, B. E. (1996), Erratum: The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP, *Journal of Applied Econometrics*, 11, 2, 195–198.
- Hegwood, N. D. and D. H. Papell, (1998), Quasi Purchasing Power Parity, *International Journal of Finance and Economics*, 3, 279–307.
- Kim, C. J. (1983), Dynamic Linear Models with Markov-Switching, *Journal of Econometrics*, 60, 1–22.
- Lee, J. and M. C. Strazicich (2003), Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks, *Review of Economics and Statistics*, 85, 1082–1089.
- Lothian, J. R. (1986), Real Dollar Exchange Rates under the Bretton-Woods and Floating-Rate Systems, *Journal of International Money and Finance*, 5, 429–448.
- Lothian, J. R. and M. P. Taylor (1996), Real Exchange Rates Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries, *Journal of Political Economy*, 104, 488–510.
- Lothian, J. R. (2000), Purchasing Power Parity Over Two Centuries: Strengthening the Case for Real Exchange Rate Stability, *Journal of International Money and Finance*, 19, 759–764.
- Meese, R. A. and K. Rogoff (1983), Empirical Exchange Rate Models of Seventies-do They Fit out of Sample? *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, *Journal of Political Economy*, 105, 862–879.
- Narayan, P. K. (2005), New Evidence on Purchasing Power Parity from 17 OECD Countries, *Applied Economics*, 37, 1063–1071.
- Narayan, P. K. (2006), Are Bilateral Real Exchange Rates Stationary? Evidence from Lagrange Multiplier Unit Root Tests for India, *Applied Economics*, 38, 63–70.
- Obstfeld, M. and A. M. Taylor (1997), Nonlinear Aspects of Goods-Market Arbitrage and Adjustment: Heckscher's Commodity Points Revisited, *Journal of the Japanese and International Economies*, 11, 441–479.
- Payne, J., J. Lee and R. Hofler (2005), Purchasing Power Parity: Evidence from a Transition Economy, *Journal of Policy Modeling*, 27, 665–672.
- Rogoff, R. (1996), The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, 34, 647–668.
- Sen, A. (2003), On Unit-Root Tests When the Alternative is a Trend-Break Stationary Process, *Journal of Business and Economic Statistics*, 21, 174–184.
- Sercu, P. R. and C. Van Hulle (1995), The Exchange Rate in the Presence of Transactions Costs: Implications for Tests of Purchasing Power Parity, *Journal of Finance*, 50, 1309–1319.
- Shen, C. H. and S. W. Chen (2004), Long Swing in Appreciation and Short Swing in Depreciation and does the Market not Know It?—The Case of Taiwan, *International Economic Journal*, 18-2, 195–213.
- Siddique, A. and R. J. Sweeney (1998), Forecasting real exchange rates, *Journal of International Money and Finance*, 17, 63–70.

- Shiller R. J. and P. Perron (1985), Testing the Random Walk Hypothesis: Power Versus Frequency of Observation, *Economics Letters*, 18, 381–386.
- Stein, J. L. (1990), The Real Exchange Rate, *Journal of Banking and Finance*, 14, 1045–1078.
- Taylor, A. M. (2001), Potential Pitfalls for the Purchasing Power Parity Puzzle? Sampling and Specification Biases in Mean Reversion Tests of the Law of One Price, *Econometrica*
- Taylor, M. P. and L. Sarno (2001), Nonlinear Mean- Reversion in Real Exchange Rates: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles, *International Economic Review*, 42, 1015–1042.

表 1: 各國實質匯率之基本統計量

國家	Mean	S.D.	SK	EK	Max	Min	JB	LB(24)	LBS(24)	ARCH(6)
台灣	3.383	0.144	0.265	1.534	3.628	3.171	23.716*	4275.459*	4274.202*	2302.008*
新加坡	0.461	0.105	-0.290	2.231	0.643	0.173	14.120*	6273.260*	6689.138*	2197.708*
韓國	6.912	0.146	0.510	2.392	7.439	6.706	17.989*	3868.270*	3820.219*	961.320*

(1) * 表示在 5% 的水準下顯著。

(2) Mean 和 S.D. 表示在各國實質匯率的平均數及標準差;Max 為最大的觀察值;Min 為最小的觀察值。

(3) SK 為偏態係數, 當它的值為 0 時為常態分配; 其值為正則這個分配有一個長的右尾; 為負則這個分配有一個長的左尾。

(4) EK 峰態係數, 當它的值為 3 時為常態峰; 其值大於 3 則這個分配為高狹峰; 小於 3 則這個分配為低闊峰。

(5) JB 為 Jarque-Bera 統計量, 目的在於測試這個序列是否為常態分配。

(6) LB(24) 為實質匯率的 Ljung-Box Q 統計值, 落後期數為 24。

(7) LBS(24) 為實質匯率平方的 Ljung-Box Q 統計值, 落後期數為 24。

(8) ARCH(6) 為 ARCH 統計量, 落後期數為 6, 目的在於檢測這個序列是否具有 ARCH 效果。

表 2: 模型一及模型二估計結果

型模一	台灣	韓國	新加坡
α	-0.005 (0.035)	0.004 (0.025)	0.300 (0.216)
σ	0.540* (0.043)	0.441* (0.093)	4.129* (0.365)
log L	-187.462	-183.182	-1032.620
型模二	台灣	韓國	新加坡
α_0	0.011 (0.038)	0.099 (0.208)	1.969 (1.367)
α_1	-0.071 (0.192)	-0.008 (0.011)	0.035 (0.120)
σ_0	0.387* (0.072)	1.204* (0.181)	8.892* (1.153)
σ_1	0.933* (0.238)	0.172* (0.012)	2.579* (0.157)
p_{00}	0.384 (0.248)	0.974* (0.012)	0.970* (0.015)
p_{11}	0.850* (0.149)	0.797* (0.089)	0.821* (0.081)
log L	173.410	-5.305	955.368
$H_1 H_2$	721.744* [<0.001]	3975.976* [<0.001]	355.754* [<0.001]
H_0^A	0.683 [0.409]	68.026* [<0.001]	79.453* [<0.001]
H_0^B	0.153 [0.699]	0.263 [0.680]	1.964 [0.161]
H_0^C	8.643* [0.003]	34.033* [<0.001]	32.374* [<0.001]

(1) 圓括弧內的數字為估計標準誤。

(2) * 表示在 5% 的水準下顯著。

(3) $H_1|H_2$ 表示模型一對模型二的概似比檢定。

(4) 假設 $H_0^A: p_{00} = 1 - p_{11}$ 且 $\alpha_0 \neq \alpha_1, \sigma_0^2 \neq \sigma_1^2$ 為真時, 檢定統計量為服從 $\chi^2(1)$ 的分配。

(5) 假設 $H_0^B: \alpha_0 = \alpha_1$ 且 $\sigma_0^2 \neq \sigma_1^2, p_{00} \neq 1 - p_{11}$ 為真時, 檢定統計量為服從 $\chi^2(1)$ 的分配。

(6) 假設 $H_0^C: \sigma_0^2 = \sigma_1^2$ 且 $\alpha_0 \neq \alpha_1, p_{00} \neq 1 - p_{11}$ 為真時, 檢定統計量為服從 $\chi^2(1)$ 的分配。

(7) 方括弧內的數字為 p-value。

表 3: 模型三及模型四估計結果

模型三	台灣	韓國	新加坡
α	0.047 (0.156)	0.082 (0.095)	2.628* (0.768)
σ	2.326* (0.121)	1.624* (0.141)	14.439 (0.952)
log L	-502.442	-559.687	-1443.370
模型四	台灣	韓國	新加坡
α_0	1.279* (0.151)	0.301 (0.390)	3.771 (2.306)
α_1	-0.929* (0.256)	0.013 (0.073)	2.068* (0.470)
σ_0	1.044* (0.098)	3.018* (0.288)	23.830* (1.702)
σ_1	2.585* (0.186)	0.777* (0.046)	5.660* (0.319)
p_{00}	0.967* (0.018)	0.982* (0.009)	0.963* (0.013)
p_{11}	0.950* (0.024)	0.948* (0.028)	0.927* (0.027)
log L	458.548	456.765	1317.837
$H_3 H_4$	1921.980* [<0.001]	2771.164* [<0.001]	5522.414* [<0.001]
H_0^A	815.997* [<0.001]	948.219* [<0.001]	819.558* [<0.001]
H_0^B	49.715* [<0.001]	0.491 [0.483]	0.493 [0.483]
H_0^C	47.049* [<0.001]	64.290* [<0.001]	118.153* [<0.001]

(1) 圓括弧內的數字為估計標準誤。

(2) * 表示在 5% 的水準下顯著。

(3) $H_1|H_2$ 表示模型一對模型二的概似比檢定。

(4) 假設 $H_0^A: p_{00} = 1 - p_{11}$ 且 $\alpha_0 \neq \alpha_1, \sigma_0^2 \neq \sigma_1^2$ 為真時, 檢定統計量為服從 $\chi^2(1)$ 的分配。

(5) 假設 $H_0^B: \alpha_0 = \alpha_1$ 且 $\sigma_0^2 \neq \sigma_1^2, p_{00} \neq 1 - p_{11}$ 為真時, 檢定統計量為服從 $\chi^2(1)$ 的分配。

(6) 假設 $H_0^C: \sigma_0^2 = \sigma_1^2$ 且 $\alpha_0 \neq \alpha_1, p_{00} \neq 1 - p_{11}$ 為真時, 檢定統計量為服從 $\chi^2(1)$ 的分配。

(7) 方括弧內的數字為 p-value。

表 4: 各國實質匯率狀態劃分期間

國家	狀態零期間	狀態一期間
台灣	1987:01 ~ 1990:05	1990:06 ~ 1991:09
	1991:10 ~ 1993:02	1993:03 ~ 1994:07
	1994:08 ~ 1995:09	1995:10 ~ 1997:10
	1997:11 ~ 1999:03	1999:04
	1999:05 ~ 2000:10	2000:11 ~ 2001:07
	2001:08 ~ 2001:09	2001:10 ~ 2004:01
	2004:02 ~ 2005:06	
韓國	1981:01 ~ 1988:01	1988:02 ~ 1989:09
	1989:10 ~ 1997:10	1997:11 ~ 1999:11
	1999:12 ~ 2001:02	2001:03 ~ 2001:11
	2001:12 ~ 2004:12	2005:01 ~ 2005:06
新加坡	1977:04 ~ 1978:01	1976:01 ~ 1977:03
	1979:02 ~ 1979:09	1978:02 ~ 1979:01
	1980:05 ~ 1982:09	1979:10 ~ 1980:04
	1983:02 ~ 1985:01	1982:10 ~ 1983:01
	1985:10 ~ 1990:07	1985:02 ~ 1985:09
	1991:08	1990:08 ~ 1991:07
	1991:10 ~ 1991:11	1991:09
	1992:12 ~ 1994:03	1991:12 ~ 1992:11
	1996:01 ~ 1997:07	1994:04 ~ 1995:12
	1999:01	1997:08 ~ 1998:12
	1999:07 ~ 2005:05	1999:02 ~ 1999:06

表 5: Diebold-Mariano 的模型樣本外預測檢定

	台灣	韓國	新加坡
月成長率資料			
MS-MSE	6.87-e04	0.0069	0.0025
RW-MSE	3.30-e04	0.0010	2.69-e04
DM-Test(H_0^D)	6.7891 [1.000]	11.8223 [1.000]	26.8545 [1.000]
DM-Test(H_0^E)	-6.7891* [< 0.001]	-11.8223* [< 0.001]	-26.8545* [< 0.001]
年成長率資料			
MS-MSE	0.0049	0.0412	0.0159
RW-MSE	0.0062	0.0130	0.0031
DM-Test(H_0^D)	-2.0296* [0.021]	9.1405 [1.000]	15.9263 [1.000]
DM-Test(H_0^E)	2.0296 [0.978]	-9.1405* [< 0.001]	-15.9263* [< 0.001]

- (1) MS-MSE 為在馬可夫轉換模型下的平均誤差平方。
- (2) RW-MSE 為在具漂浮項的簡單隨機漫步模型下的平均誤差平方。
- (3) $H_0^D : MS - MSE = RW - MSE$, $H_1^D : MS - MSE < RW - MSE$ 。
- (4) $H_0^E : MS - MSE = RW - MSE$, $H_1^E : MS - MSE > RW - MSE$ 。
- (5) 方括弧內的數字為 p-value。
- (6) * 表示在 5% 的水準下顯著。

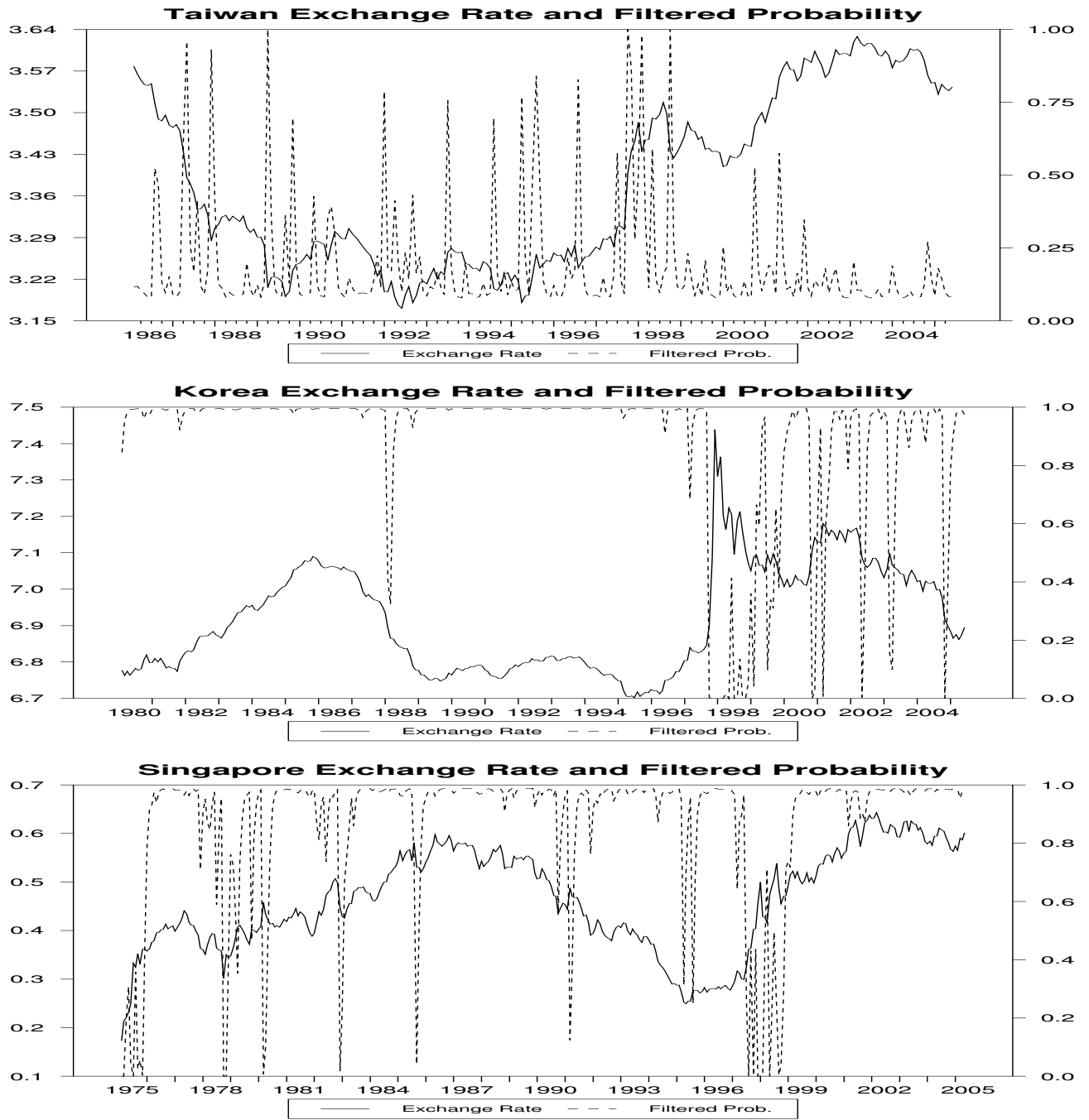


圖 1: 新台幣、韓圓與新加坡幣實質匯率走勢及月成長率下貶值狀態當期機率值

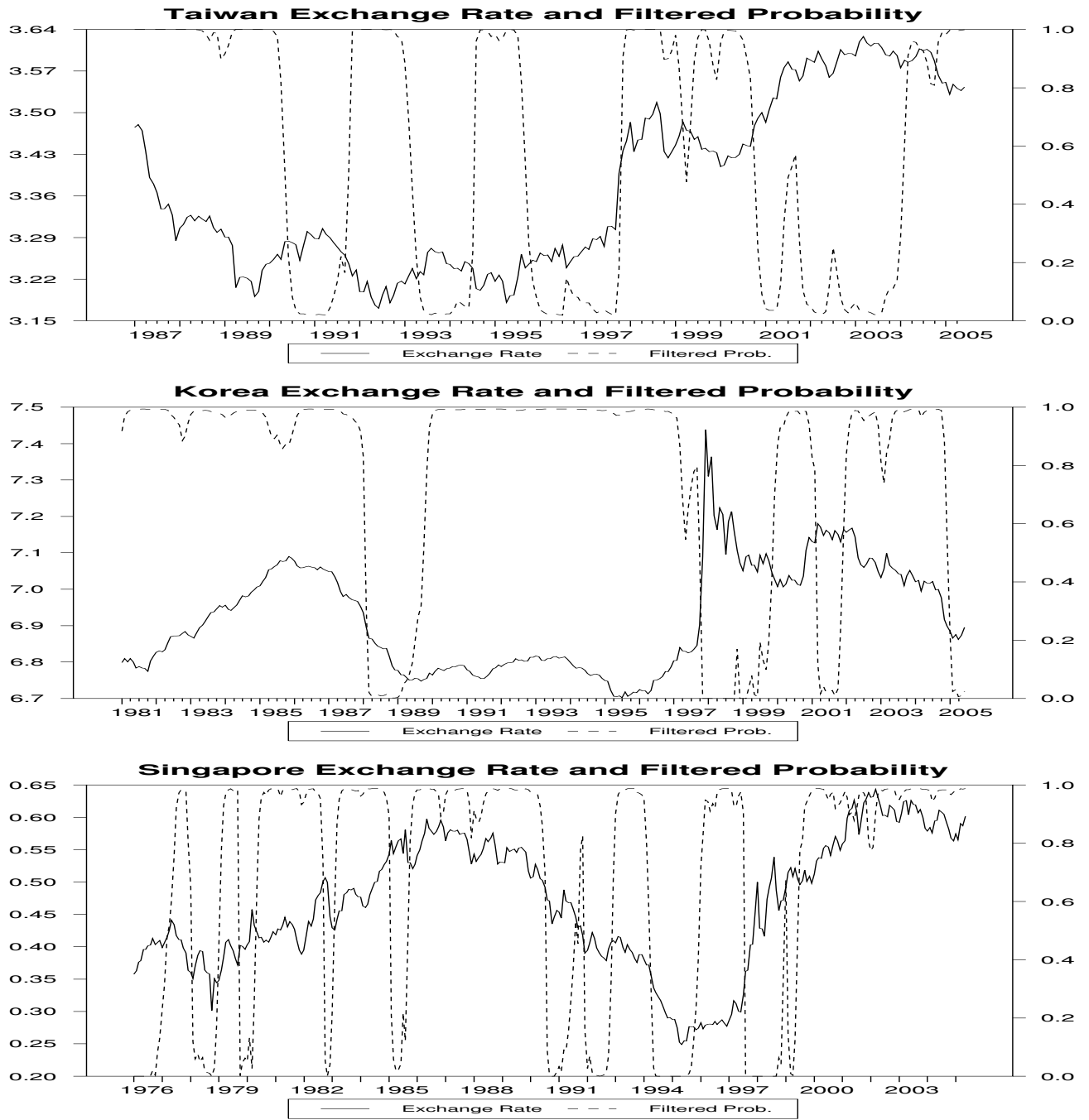


圖 2: 新台幣、韓圓與新加坡幣實質匯率走勢及年成長率下貶值狀態當期機率值