

東 海 大 學 經 濟 學 系  
碩 士 論 文

貨幣模型能否解釋匯率的波動行爲？  
台灣與韓國的實證研究



指導教授:陳仕偉博士  
研究生:陳秀香

中 華 民 國 九 十 五 年 六 月

## 論文摘要

本文主要的目的在探討貨幣模型是否可以解釋匯率的波動行爲？研究對象包括台灣和韓國，模型的設定以 Frankel (1979) 的實質利率差異 (real interest differential, 簡稱 RID) 模型爲基礎模型，且導入馬可夫轉換機制，試著捕捉基本要素對匯率的影響程度有隨時變異的特性。我們的實證結果發現，在台灣和韓國的資料中，傳統的 RID 模型並不能完全解釋匯率的波動行爲，原因可能是經濟社會中存在外在因素，使得基本要素對匯率的影響無法完全符合理論的預期，但是加入馬可夫轉換機制後，RID 模型解釋匯率波動行爲的能力已有改善，且可看出基本要素在兩狀態下對匯率的影響程度有正負交替及程度上的改變。另外，透過頑強性分析發現，在台灣資料中，利率最能捕捉匯率的波動行爲，而韓國的資料中，貨幣供給、產出和利率在對匯率的解釋能力上則是一樣的重要。

關鍵詞: 匯率波動行爲, 貨幣模型, 馬可夫轉換機制

JEL 分類代號: F31, C32

# 章節目錄

<b>1</b>	<b>前言</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>理論及文獻回顧</b>	<b>4</b>
2.1	匯率的決定理論 . . . . .	4
2.2	實證文獻 . . . . .	7
<b>3</b>	<b>模型設定與方法</b>	<b>10</b>
3.1	模型設定 . . . . .	10
3.2	馬可夫轉換模型的估計 . . . . .	11
<b>4</b>	<b>實証結果分析</b>	<b>17</b>
4.1	資料來源與說明 . . . . .	17
4.2	資料統計特性 . . . . .	18
4.3	模型估計結果與分析 . . . . .	19
4.4	當期機率之估計結果 . . . . .	21
4.5	頑強性分析 . . . . .	23
4.6	與過去文獻對比 . . . . .	24
<b>5</b>	<b>結論與建議</b>	<b>27</b>
	參考文獻	29

## 表目錄

1	資料來源及定義 . . . . .	32
2	台灣取過對數之匯率、貨幣供給、產出和原始利率之基本統計量 . . . . .	33
3	模型一估計結果 . . . . .	34
4	台灣模型二估計結果 . . . . .	35
5	韓國模型二估計結果 . . . . .	36
6	轉換機率及估計係數之狀態轉換檢定 . . . . .	37

## 圖目錄

1	台灣原始資料 . . . . .	38
2	韓國原始資料 . . . . .	39
3	台灣在 MS-RID 模型下狀態 0 的當期機率值 . . . . .	40
4	韓國在 MS-RID 模型下狀態 0 的當期機率值 . . . . .	40

# 1 前言

1920 及 1930 年代間, 由於貨幣、匯率和物價的嚴重衝擊, IMF 會員國爲了保護其在國際貿易上的競爭力而採行固定的匯率制度, 以維護各會員國匯率的穩定。但因布列敦森林制度 (Bretton woods system) 瓦解後, 各工業化國家紛紛採行浮動匯率制度以來, 加上對外貿易及投資的開放, 外匯供需雙方必須在外匯市場上轉換通貨及資金, 才能使交易及投資順利進行, 又因浮動匯率制度下, 匯率的變動常引起外匯持有者的損失, 而投資者可經由外匯的買賣來避免及減少持有外匯的風險, 所以, 匯率已經成爲貿易商及對外投資者做決策時所參考的重要指標之一。

過去的文獻中, 有許多學者利用貨幣模型探討匯率與基本要素間的關係: MacDonald and Taylor (1994) 利用共整合檢定找出匯率與基本要素具有長期均衡關係, 探討基本要素對匯率的影響。MacDonald and Marsh (1997) 利用動態調整模型, 分析消費者物價指數和利率如何解釋匯率的波動行爲。MacDonald (1999) 則主張購買力平價理論 (Purchasing Power Parity theory, 簡稱 PPP) 是捕捉匯率行爲的重要架構, 並探討基本要素對匯率的解釋及預測能力。以上的學者都是利用簡單的線性模型來做迴歸分析, 也就是說, 在樣本期間內, 不管各國的經濟是否受到外在因素的衝擊, 基本要素對匯率的影響程度在每個時間點都是相同的, 但 Cheung and Chin (2001) 及 Cheung et al. (1999) 的研究中指出: 外匯市場的參與者會將影響匯率的基本要素之重要性視爲隨時變異的, 加上金融國際化和全球化的趨勢下, 使資本流動地更加頻繁, 且一國經濟的繁榮與衰退會影響該國貨幣在國際間的價值, 近而影響該國兌外國的匯率, 例如: 1987 年美國股市大崩盤, 嚴重衝擊各國股市使匯率明顯地波動, 1997 年以泰國爲首的亞洲金融風暴中, 台灣因民衆預期心理的因素, 使台幣在短時間內大幅的貶值, 韓國則因吸收過多的外資而產生外債危機, 使韓元急速貶值, 類似這種一國經濟發生重大危機而影響週遭國家經濟的事件, 一直在整個大環境下發生, 這些事件往往都使得被波及的國家的名目匯率明顯的波動, 在這種情況下, 可能無法利用線性模型來真實地呈現基本要素與名目匯率之

間的關係, 所以本文亦考慮非線性模型 (Markov switching model), 在樣本時間內將狀態劃分, 找出不同狀態下, 基本要素對匯率的不同影響程度。

利用非線性模型來描述基本要素對匯率的重要性是隨時變異的文獻中, Frömmel et al. (2005) 研究已開發國家 (日本、英國、德國) 的匯率是如何受到基本要素的影響, 其使用的方法是傳統的 RID 模型及結合馬可夫轉換機制的 RID 模型, 且實證結果證明: 將狀態劃分後, RID 模型更能夠解釋匯率的波動行爲, 也可以更合理地解釋匯率與基本要素的關係。且 Engel and Hamilton (1990) 將馬可夫轉換機制融入隨機游走 (Random Walk) 模型, 探討德國、法國、和英國兌美國的匯率, 可能具有長期擺盪的特性, 其使用的模型比單一狀態的 RW 模型, 更能明確地為匯率的升值和貶值做區分, 也可以更合理的由現實經濟的狀況來解釋匯率為何會升值和貶值。在計量的方法上, 要將狀態轉換的方法衆多, 例如: 門檻自我迴歸 (threshold autoregressive, 簡稱 TAR) 模型、平滑轉換 (smooth transition autoregressive, 簡稱 STAR) 模型等, 但因無法掌握外匯市場參與者偏好的改變, 以致無法事先觀察到狀態變數, 所以本文也考慮導入馬可夫轉換模型, 將狀態變數內生化, 以解決無法實際觀察狀態變數的問題。

本文計劃利用貨幣方法的實質利率差異模型, 找出基本要素與匯率的關係, 提供外匯市場參與者在做決策時, 能有參考的資訊。我們將馬可夫轉換機制導入 RID 模型, 以探討開發中國家 (台灣、韓國) 兌美國的匯率如何受基本要素 (貨幣供給、產出、利率) 的影響, 並描述基本要素對匯率的影響程度會有隨時變異的特性。相較於過去的國內外文獻, 本文的貢獻為: (i) 引入 Frankel (1979) 所設定的 RID 模型, 找出匯率與各基本要素的長期關係, 嘗試了解 RID 模型是否能解釋台灣和韓國匯率的波動行爲 (ii) 利用馬可夫轉換模型建立雙重狀態之 RID 模型, 捕捉基本要素對匯率有隨時變異的影響程度 (iii) 證明在樣本內的配適能力上, 非線性模型是較線性模型佳。

本文共分五章進行討論,其內容安排如下:第一章為前言;第二章回顧匯率的決定理論及相關的實證文獻,從 PPP 到國際收支流量方法,以及將研究重心放在資產市場的貨幣方法與資產組合平衡方法,和為了解釋匯率高度波動的匯率過度反應模型;第三章說明本文所使用的實證模型,模型的設定以 Frankel (1979) 的 RID 模型為基礎模型,並且將馬可夫轉換模型的參數估計原理做簡單的推導;第四章為實證結果與分析,先針對本文所使用的資料做說明,再利用概似比檢定進行模型選擇,接著說明模型的估計結果並加以比較,然後證明使用馬可夫轉換模型來處理資料是適當的,再試著說明由當期機率所劃分的狀態下,其估計的結果與理論不一致的可能原因,最後,利用頑強性分析,找出與匯率關係最為密切的基本要素,以及與過去文獻做對比;第五章為本文的結論與建議。



## 2 理論及文獻回顧

在第二次世界大戰之後所建立的布列敦森林制度,是一種調整固定匯率制度。在這種制度下,匯率基本上是固定的,因此研究匯率的重心著重在國際收支的決定與調整,但1973年布列敦森林制度崩潰後,許多國家紛紛改採浮動匯率制度,導致國際金融的研究重心轉移至匯率的決定與變動。

### 2.1 匯率的決定理論

在國際金融理論中有關匯率水準決定的討論相當豐富,例如:PPP、貨幣學派的匯率決模型等,以下將依序簡要說明。購買力平價理論有兩種假說:一、絕對購買力平價理論 (Absolute PPP),認為均衡匯率等於兩國物價水準的相對比率;二、相對購買力平價理論 (Relative PPP),利用兩國物價水準變動率的差距來說明匯率的變動。

國際收支流量方法主張均衡匯率是使國際收支達於全面均衡時的匯率,在浮動匯率制度下,若一國的貿易有順差時,為使貿易額餘為零,匯率應下跌使國幣升值,至於匯率變動的幅度將由外匯供給與需求的彈性大小而定。

由於財貨價格的變動相對於資產價格的變動較為緩慢,所以現代的匯率理論將研究重心轉於資產市場,認為資產市場更能合理解釋匯率的波動行為。這種著重於資產市場的匯率決定理論稱為資產方法。資產方法的匯率決定理論分為貨幣方法和資產組合平衡方法。兩者均假設資本在國際間具有完全的流動性,其差異在於本國和外國資產為完全替代或不完全替代。貨幣方法假設本國與外國資產完全替代,持有本國或外國資產有相同報酬的情形下,本國投資者持有外國資產不會要求任何的風險貼水,兩國的利率差距將等於預期的即期匯率變動,此方法為一種長期理論,主要根據購買力平價理論,認為匯率將隨兩國物價水準的變動而變動。

貨幣方法中的浮動價格模型 (flexible-price monetary model),假設物價可以瞬時調整,所以在購買力平價理論隨時成立下,匯率會隨物價的變動而立即調整至長期均衡水準,而且,在

嚴謹的限制條件下，該模型假設：若本國的貨幣供給大於外國貨幣供給時，匯率上升、國幣貶值；增加的本國所得相對大於外國時，使得對本國的貨幣需求增加，物價下跌，匯率下降，國幣升值。

資產組合平衡方法則是假設本國與外國資產為不完全替代關係，主張本國人民的財富由本國貨幣、債券和外國債券所構成，且三者存在替代關係。此時的匯率水準決定經常帳的大小，當經常帳有順差時，對外國資產需求增加；經常帳有逆差時，對國外資產需求減少。若本國透過公開市場操作買進本國債券，使本國貨幣供給增加，利率下降，減少對本國債券的需求，而增加對外國債券的需求，或本國居民預期本國貨幣將貶值，對本國貨幣、債券需求減少，而增加對外國債券的需求，且短期外國債券供給不變下，匯率會上升，以國幣表示的外國債券價格上升，國幣貶值，經常帳將改善，外國債券供給將逐漸增加。為了使本國居民願意持有更多的外國債券，必須給予額外的報酬，透過匯率回降，國幣升值，使外國債券變得便宜以維持供需均衡。根據資產組合平衡模型，將一定的財富以不同形式的資產持有，且每一種資產必須達到供需均等，而外國資產或匯率的變動將導致資產組合的改變，兩者的改變都是資產組合調整過程中一種短暫現象，當資產組合達到新均衡時，經常帳餘額恢復平衡，匯率也就達到新的均衡。

自從改採浮動匯率制度後，匯率的波動比可調整固定匯率時期來的大，許多學者試著建立不同模型來解釋匯率高度波動的原因，認為匯率過度反應可能是主要原因。貨幣方法中的僵固價格模型 (sticky-price monetary model)，利用財貨市場緩慢調整而資產市場立即調整，來分析匯率的過度反應現象。模型中假設匯率為跳躍變數，可立即調整至長期均衡水準，財貨價格為緩慢調整變數。Dornbusch (1976) 假設本國為一小國，在無拋補利息平價成立下，本國利率和外國利率之間的差距將等於本國通貨的預期升值或貶值率。若經濟體系最初處於均衡狀態，當本國非預期的貨幣供給增加，短期間下，因財貨市場無法立即調整，而財貨價格和產出固定不變，實質貨幣餘額將增加使本國利率下降，根據無拋補利息平價理論，表示貨幣供給增加，短期間匯率會調高，隨時間的經過財貨市場慢慢開始調整，因利率下降、本國幣貶值，使產出增加、貨幣需求也因此增加，致使本國利率在增加貨幣供給的當下有回降的現象，顯示出匯率有

過度反應的情形。基於1970年代通貨膨脹日益明顯之下, Frankel (1979) 對僵固價格模型加以修正, 對匯率的預期加入了預期物價變動的因素, 利用僵固價格模型中對商品市場與貨幣市場的假設, 且無拋補利息平價條件成立。Frankel 假設短期時預期匯率變動是根據累退預期做調整, 而長期時則是依據兩國預期長期物價水準變動之差做調整。若本國實質利率水準高於外國實質利率水準, 將使外國資金流入本國, 即期匯率低於長期匯率, 本國幣會有升值的現象, 但也存在貶值的預期, 一直到兩國實質利率相等時, 即期匯率才回復到長期的均衡水準上。由於 Frankel 的模型中, 短期匯率與長期均衡匯率的差, 等於兩國實質利率的差距, 而且假設短期物價的調整具有僵固性, 當本國貨幣供給增加, 在物價尚未調整時, 本國利率必須下降, 以維持貨幣市場均衡, 且因貨幣供給增加, 會引起本國預期物價變動上升, 因為長期均衡匯率的變化只受貨幣供給數量、預期物價變動的影響, 但短期匯率還多了利率水準的影響。所以本國利率下降加上本國預期物價變動上升, 使本國實質利率低於外國實質利率, 短期匯率與長期均衡匯率的差大於零, 表示短期匯率大於長期匯率, 隱含著短期匯率的上升幅度大於長期均衡匯率上升幅度, 短期匯率的變動有過度調整的現象。

Kouri (1976) 以資產模型, 結合財貨市場流量均衡與資產存量均衡所需的條件, 探討匯率與經常帳之間動態相互影響關係。當預期因素干擾資產市場時, 將使匯率發生動態的變動, 而匯率則會呈現過度反應, 也就是資產市場受到衝擊後, 立即的匯率變動會大於最後均衡匯率的變動。而 Kouri 的資產模型的主要貢獻之一為: 在匯率與國際收支的調整過程中, 強調存量調整與資產市場的重要性, 主張外國資產供需的變動將影響均衡匯率, 而均衡匯率的高低決定於外國資產存量的多寡, 只要外國資產市場達到均衡, 財貨市場必達均衡, 使總資產市場達到均衡。在外國資產存量不變下, 財貨市場的變動並不影響均衡匯率, 也修正了由財貨市場決定匯率的理論。

## 2.2 實證文獻

許多學者已針對購買力平價理論進行研究, 因為單一價格法則 (Law of one price) 無法成立, 所以絕對購買力平價理論無論在理論上或實證上均無重大的價值存在, 實證研究因此著重於相對購買力平價理論。Frankel (1978,1980) 利用 1920 與 1970 年代的浮動匯率資料, 研究購買力平價理論是否成立, 研究結果發現購買力平價在 1920 年代一般是成立的, 而 1970 年代則完全崩潰。Frankel 認為之所以如此是因為 1920 年代的經濟衝擊多屬貨幣性的, 而 1970 年代則為實質面的經濟衝擊。

Frankel (1976a) 利用德國 1920 年代惡性通貨膨脹時期馬克兌美元的匯率資料, 依據無拋補利息平價條件, 利用預期名目匯率的變動做為遠期溢價的替代變數, 把名目匯率、貨幣供給和預期貶值率取對數後進行簡單迴歸, 其實證結果支持浮動價格模型。Frankel 認為在惡性通貨膨脹時期, 物價是匯率波動的主要原因, 而忽略國內外相對所得變動的衝擊。Bilson (1978) 則用相同模型加入落遲項, 以 1972 年到 1976 年馬克兌英鎊的匯率資料進行分析, 其結果亦支持浮動價格模型。McDonald and Taylor (1994) 以 1976 年資料, 檢定英鎊兌美元的名目匯率與相對貨幣供給、實質所得與長期利率間是否存在共整合關係。其實證方法採用多變數共整合檢定法, 結果顯示存在共整合關係。並進一步以誤差修正模型 (error correction model, 簡稱 ECM) 分析變數間之短期動態, 結果發現以誤差修正模型做樣本外預測優於隨機漫步模型的預測。

Engel and Hamilton (1990) 和 Engel (1994) 首先根據馬可夫轉換模型, 用兩個結構轉換的時間序列方法分析匯率模型的相關議題, 更有效的捕捉匯率的動態波動。Marsh (2000) 利用馬可夫轉換模型以利率差異為主要的基本面因素, 探討匯率和利率差異之間的關係, 結果發現其預測的效果並沒有比使用純時間序列的馬可夫轉換模型好。

Lewis (1988) 利用資產組合平衡模型估計美、英、日、德和加拿大五個國家的外國債券需求函數, 在資產組合平衡模型裡的資產組合限制於本國和外國債券, 但 Lewis 的研究方法放寬

外國資產的限制, 可將外國債券轉換為貨幣持有。

國內文獻方面, 黃淑卿 (1995) 利用 1984 年至 1993 年台幣與韓元分別兌美元的匯率資料, 以及這三個國家的貨幣供給與外國淨資產進行研究, 結果支持資產組合平衡模型的匯率決定理論, 而且匯率與基本面因素在長期下有穩定的均衡關係, 也發現資產組合平衡模型的誤差修正模型之預測能力較隨機漫步佳。李藍珍 (1996) 以僵固價格貨幣模型為基礎, 修正購買力平價以建構實證模型, 分析 1980 年至 1995 年台灣與美國的相對名目匯率、貨幣供給、物價、實質所得與利率, 以多變量共整合檢定法和向量自我迴歸, 驗證匯率與基本面因素的長短期關係。吳宜璋 (1995) 認為匯率扮演著經貿活動關鍵的角色, 所以利用台灣的資料從貨幣模型著手, 包括了浮動價格模型與 RID 模型, 探討貨幣模型與匯率的配適是否良好, 先利用 Johansen 共整合的觀念找出變數間的長期關係, 再藉由 Hamilton 所發展出的馬可夫轉換模型, 將不可觀察的狀態變數融入模型中, 透過狀態的轉換, 對匯率進行統計的推估, 而估計結果顯示: 貨幣模型並不能合理的解釋資料, 實證的係數和符號與理論的設定相差甚多。

紀燕翔 (2001) 將研究對象區分為工業化國家、新興工業化國家和開發中國家, 把馬可夫轉換機制導入 PPP 中, 證明 PPP 在三個群體中對匯率的解釋能力是不同的, 其研究結果顯示: 在工業化國家中, 匯率處於高波動狀態時, PPP 對匯率的解釋能力會較低波動狀態時的解釋能力大, 而新興工業化國家和開發中國家, 在匯率處於低波動狀態時, PPP 才有顯著的解釋能力, 且在樣本內配適能力的表現上, 將馬可夫轉換機制結合 PPP, 顯著地改善了隨機漫步和傳統的線性模型的解釋能力。蔡志宏 (2003) 考慮成熟市場及新興市場的季、月、週三種不同頻率的資料, 樣本期間為 1980 年至 2000 年, 採用狀態轉換模型結合總體經濟分析模型和時間序列分析模型, 解決無法單獨利用其中一種模型解釋匯率報酬率的情形, 在總體經濟模型中, 利用購買力平價說及利率平價理論為基礎, 使用物價膨脹率及名目利率作為基本要素, 而時間序列模型採用 ARMA 模型, 利用匯率變化的歷史資料來預測匯率未來的變化。其研究結果指出: 混合模型的預測能力及配適度皆優於單獨使用其中一種分析方法, 且優於隨機漫步模型。沈中

華、陳仕偉 (2004) 的研究發現: 台灣的匯率存在不對稱擺盪的現象, 更發現已開發國家的匯率同時存在長幅擺盪升值和長幅擺盪貶值的狀態, 而開發中國家 (台灣) 則是表現出長幅擺盪升值及短幅擺盪貶值的狀態。

### 3 模型設定與方法

為掌握影響匯率波動的主要原因, RID 模型利用匯率與各基本要素間的長期關係, 找出各基本要素對匯率的影響程度。但隨時間的變動, 基本要素的重要性也可能會隨著變動, 為了描述這個特性, 本文進一步採用馬可夫轉換模型, 希望能夠補捉匯率隨時變異 (time-varying) 的特性。

#### 3.1 模型設定

在傳統的文獻中, 學者們利用各種不同的理論模型來探討匯率各種不同的特性, 例如, Frankel (1979), 利用 RID 模型探討開放的經濟體系中, 在國際間資本可以自由流動的前提下, 使各國資本存量達到均衡來決定均衡的匯率 (模型一); Frömmel et al. (2005) 則考慮具有狀態轉換的 RID 模型 (模型二), 嘗試找出匯率與基本要素間可能存在的非線性關係, 其模型設定型式分別如下所示:

模型一: 線性單重狀態與變異數固定之傳統 RID 模型

$$\Delta R_t = C + \alpha \Delta m_t + \beta \Delta Y_t + \gamma \Delta i_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad (3.1)$$

模型二: 雙重狀態且變異數具馬可夫轉換機制之 RID 模型

$$\Delta R_t = C_{s_t} + \alpha_{s_t} \Delta m_t + \beta_{s_t} \Delta Y_t + \gamma_{s_t} \Delta i_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2), \quad (3.2)$$

為了避免季節性的影響以及短期波動所帶來的干擾, 以上的兩個模型中, 除了利率之外, 我們將每個變數以年成長率的方式表現, 其中,  $\Delta R_t$  為本國匯率的年成長率,  $\Delta m_t$  為本國貨幣供給年成長率與國外貨幣供給年成長率的差距,  $\Delta Y_t$  為本國產出年成長率及國外產出年成長率的差距, 另外, 模型二中, 截距項,  $\alpha$ ,  $\beta$  與  $\gamma$  係數具有狀態轉換,  $S_t$  為不可觀察的狀態變數, 若  $S_t = 0$  時, 表示為較不符合 RID 模型之狀態; 反之,  $S_t = 1$  為較符合 RID 模型之狀態。

爲了避免季節性的影響、短期波動所帶來的干擾以及提供基本要素和匯率間有較穩定的均衡, 雖然 Frankel 的 RID 模型是建構在絕對購買力評價說上, 但市場上有完全預知的效果存在, 所以絕對購買力評價說並不是一個很完善的架構, 因此本文將以上各模型裡除了利率之外的變數, 都以爲年成長率資料進行實證分析。上述的四個模型中, 模型二是在 RID 模型中加入狀態轉換的觀念, 認爲各基本要素的重要性會跟著狀態的不同而發生改變, 且模型一爲模型二的特例, 在不考慮狀態轉變的情況下, 以簡單線迴歸模型來表示各基本要素與匯率之間的關係。

### 3.2 馬可夫轉換模型的估計

本研究利用馬可夫轉換模型進行實證的探討, 由於該模型是屬於狀態無法直接觀察之非線性模型, 所以利用馬可夫鏈 (Markov chain) 的特性掌握狀態之間的切換, 使狀態之間的跳動呈現規則性, 充分描述匯率與基本要素之間的狀態循環性。本文所設定的實證模型是以兩狀態一階馬可夫轉換模型爲基準模型, 以下利用模型二說明馬可夫轉換模型, 估計的程序如下, 首先我們將模型二改寫爲:

$$\begin{aligned} \Delta R_t &= c_{S_t} + \alpha_{S_t} \Delta m_t + \beta_{S_t} \Delta Y_t + \gamma_{S_t} \Delta i_t + \varepsilon_t, \\ &= \begin{pmatrix} 1 & \Delta m_t & \Delta Y_t & \Delta i_t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_{S_t} \\ \alpha_{S_t} \\ \beta_{S_t} \\ \gamma_{S_t} \end{pmatrix} + \varepsilon_{it}, \end{aligned} \quad (3.3)$$



令

$$\begin{aligned}
 y_t &= \Delta R_t, \\
 x_t &= \left( 1 \quad \Delta m_t \quad \Delta Y_t \quad \Delta i_t \right), \\
 \beta_{S_t} &= \begin{pmatrix} c_{S_t} \\ \alpha_{S_t} \\ \beta_{S_t} \\ \gamma_{S_t} \end{pmatrix}, \\
 e_t &= \varepsilon_t,
 \end{aligned}$$

因此 (3.3) 式可以簡潔地表示為:

$$y_t = x_t \beta_{S_t} + e_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T, \quad (3.4)$$

其中,

$$e_t \sim N(0, \sigma_{S_t}^2), \quad (3.5)$$

$$\beta_{S_t} = \beta_0(1 - S_t) + \beta_1 S_t, \quad (3.6)$$

$$\sigma_{S_t}^2 = \sigma_0^2(1 - S_t) + \sigma_1^2 S_t, \quad (3.7)$$

$$S_t = 0 \text{ or } 1, \quad (3.8)$$

$S_t$  為狀態變數, 利用  $S_t = 0$  或  $S_t = 1$  來區分狀態的不同, 當  $S_t = 0$  時, 表示為較不符合 RID 模型的狀態, 其所對應的參數為  $\beta_0$  和  $\sigma_0^2$ ; 反之,  $S_t = 1$  時, 表示為較符合 RID 模型的狀態, 其所對應的參數為  $\beta_1$  和  $\sigma_1^2$ 。

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):

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln(f(y_t | S_t)), \quad (3.9)$$

其條件機率密度函數為：

$$f(y_t | S_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{S_t}^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_{S_t}\}^2}{2\sigma_{S_t}^2}\right), \quad (3.10)$$

但事實上並不能在事前觀測到狀態轉換發生的時點，所以無法直接得到概似函數使用最大概似法 (maximum likelihood estimation, MLE) 極大化估計的參數，我們必須分別推導各期在不同狀態下的條件機率值，而不同狀態間以轉換矩陣 (transition matrix) 相連結。

首先，維持前面兩狀態的假設，當狀態變數值可能為 0 或 1 時，則可將兩狀態的一階馬可夫轉換的機率值以轉換矩陣表示為：

$$P = \begin{bmatrix} P_{00} & P_{10} \\ P_{01} & P_{11} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} q & 1-p \\ 1-q & p \end{bmatrix} \quad (3.11)$$

其中， $P_{ij}$  為在  $t-1$  期的狀態是  $i$  的條件下，而  $t$  期狀態為  $j$  的機率。

關於狀態的劃分，雖然理論上不同期間有不同的參數估計值，可是狀態變數  $S_t$  實際上為不可觀察，但是仍可推論在任一時點  $t$  各狀態的機率值。若用以推論的資訊是從期初至時點  $t$  時，稱為當期機率 (filtered probability)，即  $\Pr(S_t | \psi_t)$ 。就事前而言，只以期初至  $t-1$  期的資訊來推論，則稱為預測機率 (prediction probability)，即  $\Pr(S_t | \psi_{t-1})$ 。另外也可從全部資料來推論時點  $t$  的狀態，稱為平滑下機率 (smoothed probability)，即  $\Pr(S_t | \psi_T)$ ，其中平滑機率所使用的資訊最多，正確性與平滑性也最高。

已知  $y_t$  和  $S_t$  的聯合機率密度函數可表示為：

$$f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) = f(y_t | S_t, \psi_{t-1})f(S_t | \psi_{t-1}), \quad (3.12)$$

將  $y_t$  與  $S_t$  的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,

$$\begin{aligned}
f(y_t | \psi_{t-1}) &= \sum_{S_t=0}^1 f(y_t, S_t | \psi_{t-1}) \\
&= \sum_{S_t=0}^1 f(y_t | S_t, \psi_{t-1}) f(S_t | \psi_{t-1}) \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_0^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_0\}^2}{2\sigma_0^2}\right) \times \Pr[S_t = 0 | \psi_{t-1}] \\
&\quad + \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left(-\frac{\{y_t - x_t\beta_1\}^2}{2\sigma_1^2}\right) \times \Pr[S_t = 1 | \psi_{t-1}], \tag{3.13}
\end{aligned}$$

其對數概似函數可表示為:

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

雖然並不知道預測機率  $\Pr(S_t | \psi_{t-1})$  的值為何, 但可透過以下推導求算其機率值。

因轉換機率為介於 0 到 1 的值, 所以設定為以下形式:

$$\Pr[S_t = 1 | S_{t-1} = 1] = p = \frac{\exp(p_0)}{1 + \exp(p_0)}, \tag{3.15}$$

$$\Pr[S_t = 0 | S_{t-1} = 0] = q = \frac{\exp(q_0)}{1 + \exp(q_0)}, \tag{3.16}$$

再者, 透過以下計算可得到狀態變數  $S_t$  的預測機率。

$$\begin{aligned}
\Pr[S_t = j | \psi_{t-1}] &= \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = j, S_{t-1} = i | \psi_{t-1}], \\
&= \sum_{i=0}^1 \Pr[S_t = j | S_{t-1} = i] \Pr[S_{t-1} = i | \psi_{t-1}], \tag{3.17}
\end{aligned}$$

利用貝氏定理亦可得到當期機率,

$$\begin{aligned}
\Pr[S_t = j | \psi_t] &= \Pr[S_t = j | \psi_{t-1}, y_t] = \frac{f(S_t = j, y_t | \psi_{t-1})}{f(y_t | \psi_{t-1})} \\
&= \frac{f(y_t | S_t = j, \psi_{t-1}) \Pr[S_t = j | \psi_{t-1}]}{\sum_{j=0}^1 f(y_t | S_t = j, \psi_{t-1}) \Pr[S_t = j | \psi_{t-1}]}, \tag{3.18}
\end{aligned}$$

式中  $\psi_t = \{\psi_{t-1}, y_t\}$ , 而  $\psi_{t-1} = (y_0, y_1, \dots, y_{t-1})$ 。

(3.17) 及 (3.18) 兩式形成一個遞迴系統, 在給定一個初始的當期機率  $\Pr(S_0|\psi_0)$  下, 透過 (3.17)、(3.18) 兩式反覆運算將可得到各期各個狀態之下當期機率及預測機率, 將所有的預測機率帶回 (3.13) 式, 可得到每一期的機率密度函數, 最終可得到對數概似函數。而 Hamilton (1994) 建議起始值採用 ergodic 機率,

$$\pi_0 = \Pr[S_0 = 0 | \psi_0] = \frac{1-p}{2-p-q}, \quad (3.19)$$

$$\pi_1 = \Pr[S_0 = 1 | \psi_0] = \frac{1-q}{2-p-q}, \quad (3.20)$$

另外, 也可以從全期機率以事後的觀點來看狀態變數改變的機率, 全期機率的求算參考 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:

$$P(s_t = j | s_{t+1} = k, \psi_T) = P(s_t = j | s_{t+1} = k, \psi_t), \quad (3.21)$$

$s_t = j$  與  $s_{t+1} = k$  的聯合機率密度函數為:

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

且

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

在給定一個初始的當期機率  $\Pr(S_T|\psi_T)$  之下, 代入 (3.22) 式得到  $\Pr(S_{T-1} = j, S_T = k|\psi_T)$  的機率, 再代入 (3.23) 式可得到  $T-1$  期全期機率  $\Pr(S_{T-1} = j|\psi_T)$ 。將  $\Pr(S_{T-1} = j|\psi_T)$

再依序帶回 (3.22) (3.23) 兩式, 又可得到在  $T - 2$  期的全期機率  $\Pr(S_{T-2} = j | \psi_T)$ , 如此遞迴的演算, 即可得到所有的全期機率。

此外, 爲了證明使用馬可夫轉換模型來處理資料是適當的, 根據 Engel and Hamilton (1990) 和 Dewacher (1997) 的方法, 利用 Wald 統計量來檢定以下兩個虛無假設:

$$H_0^A : P_{00} = 1 - P_{11}, \mu_0 \neq \mu_1, \sigma_0 \neq \sigma_1$$

$$H_0^B : \mu_0 = \mu_1, \alpha_0 = \alpha_1, \beta_0 = \beta_1, \gamma_0 = \gamma_1, \sigma_0 \neq \sigma_1$$

若無法拒絕  $H_0^A : P_{00} = 1 - P_{11}$ , 表示  $P_{00} = P_{01}$ , 當期狀態處於 0 的機率並不會受到前期狀態是 0 或 1 的影響, 而轉換的機率並沒有遵循一階馬可夫鏈, 若無法拒絕  $H_0^B : \mu_0 = \mu_1, \alpha_0 = \alpha_1, \beta_0 = \beta_1, \gamma_0 = \gamma_1, \sigma_0 \neq \sigma_1$ , 表示資料本身不具有狀態轉換的現象。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爲:

$$\frac{[\hat{P}_{00} - (1 - \hat{P}_{11})]^2}{\hat{v}\hat{a}r(\hat{P}_{00}) + \hat{v}\hat{a}r(\hat{P}_{11}) - 2\hat{c}\hat{o}v(\hat{P}_{00}, \hat{P}_{11})} \sim \chi^2(1)$$

$$\begin{aligned} & \frac{[\hat{\mu}_0 - (1 - \hat{\mu}_1)]^2}{\hat{v}\hat{a}r(\hat{\mu}_0) + \hat{v}\hat{a}r(\hat{\mu}_1) - 2\hat{c}\hat{o}v(\hat{\mu}_0, \hat{\mu}_1)} + \frac{[\hat{\alpha}_0 - (1 - \hat{\alpha}_1)]^2}{\hat{v}\hat{a}r(\hat{\alpha}_0) + \hat{v}\hat{a}r(\hat{\alpha}_1) - 2\hat{c}\hat{o}v(\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1)} + \\ & \frac{[\hat{\beta}_0 - (1 - \hat{\beta}_1)]^2}{\hat{v}\hat{a}r(\hat{\beta}_0) + \hat{v}\hat{a}r(\hat{\beta}_1) - 2\hat{c}\hat{o}v(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)} + \frac{[\hat{\gamma}_0 - (1 - \hat{\gamma}_1)]^2}{\hat{v}\hat{a}r(\hat{\gamma}_0) + \hat{v}\hat{a}r(\hat{\gamma}_1) - 2\hat{c}\hat{o}v(\hat{\gamma}_0, \hat{\gamma}_1)} \sim \chi^2(4) \end{aligned}$$

## 4 實証結果分析

### 4.1 資料來源與說明

由於亞洲各個國家的經濟發展中，韓國、台灣、香港和新加坡的發展程度相當，其中，韓國的經濟結構著重於財團的發展，台灣政府則是支持中小企業的設立，雖然經濟體制不同，但也都造就了相當的經濟成長，而香港和新加坡則因資料的限制，所以本文以台灣、韓國為研究對象，利用台灣自 1986 年 1 月至 2004 年 12 月以及韓國 1980 年 1 月至 2004 年 12 月的月資料，<sup>1</sup> 分析基本面因素，包括貨幣供給、產出和利率，對匯率的影響程度各為何。

圖 1 為台灣取過對數之匯率、貨幣供給、產出以及利率的原始資料圖。台灣自 1979 年 2 月開始實施管理浮動匯率制度至今，匯率水準由市場的供需決定，一旦有外在因素使匯率過度波動以致於不能反應實際經濟狀況時，央行則會進入市場適度地調整，以維持匯率的穩定。由匯率的趨勢圖可以發現，1980 年代的台灣位居亞洲四小龍之列，由於出口成長迅速、賺取大量外匯，使台幣大幅度的升值；1990 年 7 月股市大崩盤，台幣大幅度地貶值，央行拋售 700 億外匯，以防止投機客的預期心理，維持匯率的穩定；<sup>2</sup> 1993 年 5 月因股價連續暴跌，投機者將注意力移轉到外匯市場，使新台幣由 26.41 暴跌至 27.41；<sup>3</sup> 1997 年 7 月以泰國為首的亞洲金融風暴衝擊了東南亞各國的經濟，台灣在此次的金融危機的波及下，民衆預期台幣貶值的聲浪高漲，使台幣由 1997 年 7 月的 28.98 急遽貶值至同年 8 月的 28.71，央行為了穩定匯價而在市場上拋出大量外匯，使同年 9 月的匯率維持在 28.61 的水準，但央行在市場上拋售美元的行為，使外匯存底大量減少而產生資金外流，加上台幣的貶值預期心理加重、利率高漲，為了避免國內的投資減少及降低市場上的投機力量，央行決定不再進行市場上的干預，放任新台幣貶值，

---

<sup>1</sup>資料來源及定義如表 1 所示。

<sup>2</sup>參考自吳惠林 (1998) 所著之「台灣經濟演義」。

<sup>3</sup>參考自于宗先 (1993) 所著之「蛻變中的台灣經濟」。

所以同年的 10 月開始, 台幣就大幅度的貶值。在金融風暴的威脅下, 台灣政府利用市場上的干預來維持經濟的穩定, 並沒有徹底的加強整個經濟體, 所以在台幣大幅度貶值至今, 並沒有使匯率回復到原來的水準。而貨幣供給在 1980 年代因出口大增、外匯資產不斷累積而大幅的增加, 利率則因貨幣供給的增加而下滑。

圖 2 為韓國取過對數之匯率、貨幣供給、產出以及利率的原始資料圖, 韓國在 1977 年 7 月的金融風暴開始後, 韓元大幅度的貶值, 這是因為韓國在 1994 年起, 為因應出口的增加而大量進口中間材, 使經常帳惡化, 為了彌補這個缺口韓國政府大舉外債, 因此在 1995 年起, 韓國就因為需要償還短期債務而發生資金緊縮、外匯存底急速減少的情形, 加上金融危機的波及, 韓元從 1997 年 7 月的 890.5 貶值到 1998 年 1 月的 1701.53 而達到最高峰, 但韓國自 1998 年初起積極進行金融改革、重整國內經濟, 所以韓元大幅貶值後有明顯的升值。1960 年代至 1970 年代的韓國, 為了追求高度的經濟成長和配合重化工業發展的需要, 不惜採取金融赤字和財政赤字的擴張性政策, 而引發長期的通貨膨脹, 影響未來經濟的持續成長, 所以 1980 年代以後, 韓國在經濟上改採穩定成長之目標, 1983 年以後採行緊縮之貨幣政策, 使貨幣供給年增率下降, 以消滅通貨膨脹帶來的負面影響, 其後因為 1985 年的經濟不景氣以及 1986 年的國際順差的情況下, 韓國政府再度採取寬鬆的貨幣政策, 使貨幣供給年增率增加, 但增加的幅度遠低於 1970 年代 30% 的平均水準, 1990 年代, 韓國政府把貨幣供給年增率大約控制在 15% 上下, 就近年來的金融指標來看, 2002 年  $m_2$  的年增率為 11.5%, 在韓國的目標區 10% ~ 15% 內, 2003 及 2004 年則降至個位數。<sup>4</sup>

## 4.2 資料統計特性

表 2 為台灣取過對數之匯率、貨幣供給、產出和原始利率的基本統計量, 由表中可以看出, 匯率的平均數為  $-0.007$ , 標準差為  $0.080$ , 變異數為  $-0.075$ , 分配呈現一個左偏的低闊峰; 貨幣

---

<sup>4</sup>參考自吳家興(2005)「韓國的經濟發展與政策」。

供給的平均數為 0.114, 標準差為 0.055, 變異數為 0.294, 分配呈現一個右偏的低闊峰; 產出的平均數為 0.014, 標準差為 0.021, 變異數為  $-0.417$ , 分配為左偏的低闊峰; 利率的平均數為 4.891, 標準差為 1.755, 變異數為  $-0.804$ , 分配為左偏的低闊峰。

在韓國方面, 由表中可以看出, 匯率的平均數為 0.026, 標準差為 0.123, 變異數為 1.846, 分配為一個右偏的高狹峰; 貨幣供給的平均數為 0.162, 標準差為 0.057, 變異數為  $-0.029$ , 分配呈現一個左偏的低闊峰; 產出的平均數為 0.090, 標準差為 0.071, 變異數為  $-0.072$ , 分配呈現一個左偏的低闊峰; 利率的平均數為 10.724, 標準差為 4.574, 變異數為 0.146, 分配為一個右偏的低闊峰。

### 4.3 模型估計結果與分析

我們首先利用概似比檢定進行模型的選擇檢定, 在台灣的檢定中, 模型 1 和模型 2 的概似比檢定統計量為 2593.429 大於  $\chi_{0.95}^2(7) = 14.067$ , 結果為拒絕虛無假設, 表示利用雙重狀態且變異數具有馬可夫轉換機制之 RID 模型, 應該可以更合理地解釋基本要素對匯率的影響。同樣地, 在韓國的檢定中, 模型 1 和模型 2 的概似比檢定統計量為 3977.132 大於  $\chi_{0.95}^2(7) = 14.067$ , 結果同樣是拒絕虛無假設, 表示韓國如果也利用雙重狀態且變異數具有馬可夫轉換機制之 RID 模型, 應該更能詮釋匯率與各基本要素間的關係。

就貨幣學派的理論而言, 當本國貨幣供給相對於外國貨幣供給增加時, 會引起本國貨幣價值下跌, 使匯率上升, 若本國所得較外國所得增加幅度大, 且本國貨幣供給不變的條件下, 本國的物價水準將下跌, 在 PPP 成立的前提下, 匯率會下降, 而本國利率大於國外利率水準時, 外資將流入本國, 使台幣升值、匯率下降, 由以上的觀點, 我們預期利用 RID 模型所估計出來的係數中,  $\alpha$  要為正且接近 1,  $\beta$ 、 $\gamma$  的估計係數符號應為負的。表 3 列出台灣和韓國利用單一狀態的 RID 模型的估計結果, 在台灣方面, 估計出來的係數在 5% 的顯著水準下都是顯著的, 其中,  $\hat{\alpha} = -0.568$ ,  $t$  檢定統計量的絕對值為 26.096 大於 1.96, 拒絕虛無假設, 表示  $\hat{\alpha}$  不接近



1,  $\hat{\beta} = -0.250$ ,  $\hat{\gamma} = -2.265$  和貨幣學派的理論一致; 韓國方面,  $\hat{\alpha} = 0.269$ ,  $t$  檢定統計量的絕對值為 6.063 大於 1.96, 表示  $\hat{\alpha}$  不接近 1,  $\hat{\beta} = 0.657$ 、 $\hat{\gamma} = 1.175$ , 皆不符合預期的結果。表 4 及表 5 為模型二, 有狀態轉換且變異數具馬可夫轉換機制之 RID 模型的估計結果, 台灣的估計結果中, 兩狀態下的  $\hat{\alpha}$  經過  $t$  檢定的結果, 都不接近 1, 除此之外, 在狀態為 0 時,  $\hat{\beta}_0 = 0.469$ 、 $\hat{\gamma}_0 = -2.696$ , 狀態為 1 時,  $\hat{\beta}_1 = -0.133$ 、 $\hat{\gamma}_1 = -1.532$ ; 而韓國的估計結果中, 兩狀態下的  $\hat{\alpha}$  經過  $t$  檢定的結果, 也都不接近 1, 在狀態為 0 的情況下,  $\hat{\beta}_0 = 0.821$ 、 $\hat{\gamma}_0 = 1.720$ , 在狀態為 1 時,  $\hat{\beta}_1 = 0.084$ 、 $\hat{\gamma}_1 = -0.293$ 。

由以上的估計結果可以發現, 台灣在單重狀態的 RID 模型下, 貨幣供給對匯率的影響和理論預期的不同之外, 產出和利率對匯率的影響則與理論相同, 加入馬可夫轉換機制後, 狀態為 0 時, 產出對匯率的影響變成正的, 而狀態為 1 時, 估計係數的符號和單重狀態時的估計符號相同, 表示產出因為某種因素導致其對匯率的影響在狀態 0 時較不符合貨幣學派的假設。根據貨幣學派的理論假設, 貨幣方法中的 RID 模型並不能完全依據理論來解釋台灣匯率的波動行為, 加入狀態轉換機制後, 在兩狀態下所估計的係數符號也沒有完全符合貨幣學派理論, 但與傳統的 RID 模型估計結果比較, 加入馬可夫轉換機制後, 貨幣供給對匯率的影響在狀態 0 是正的, 雖然沒有接近 1, 但比原來的負影響合理, 另外, 也可明顯發現貨幣供給和產出對匯率的影響, 會因狀態的轉換而呈現正相關和負相關交替的現象, 而利率對匯率的影響則都是負的, 但影響程度會隨狀態的不同而發生變化, 由以上的結果可看出, 雙重狀態的 RID 模型在解釋匯率波動行為的能力上已有改善。另外, 韓國在加入馬可夫轉換機制後, 除了常數項之外, 在狀態為 0 時估計出的係數符號與單重狀態下估計的結果同, 而狀態為 1 時, 貨幣供給及利率項的符號變成負的, 是較符合理論預期的結果。同樣地, RID 模型並不能完全依據貨幣學派的理論來解釋韓國匯率的波動行為, 加入馬可夫轉換機制後, 不管是狀態為 0 或狀態為 1 時, 都沒有完全符合貨幣學派的理論, 表示兩狀態下之 RID 模型, 也無法完全符合理論地解釋韓國的匯率行為, 但與傳統的 RID 模型估計結果比較, 加入馬可夫轉換機制後, 在狀態 1 時, 利率項的係數符號變

成符合理論結果, 而且也發現市場上可能存在不可抗力的外在因素, 使貨幣供給和利率對匯率的影響, 會因狀態的不同而呈現正、負兩種不同的影響, 而產出對匯率的影響在兩狀態下都是正的, 但隨著狀態的不同影響的程度也會跟著改變, 所以, 加入馬可夫轉換機制所估計的結果, 雖然沒有完全和理論一致, 但在解釋匯率波動行爲的能力上已有改善。

另外, 由概似比檢定的結果發現, 加入馬可夫轉換機制可以更適時地爲匯率和基本要素之間的關係作合理的解釋, 而爲了證明使用馬可夫轉換模型來處理台灣和韓國的資料是適當的, 我們利用 Wald 檢定來檢定兩狀態下的同一個估計係數是否相同, 由表 6 的檢定結果可知, 檢定台灣兩狀態下之常數項、貨幣供給項、產出項以及利率項之係數是否相同之檢定統計量分別爲: 121.924、241.778、9.956 及 10.960, 而台灣的檢定統計量則分別爲: 139.978、4.226、39.479、78.842, 皆大於  $\chi_{0.95}^2(1) = 3.841$ , 拒絕係數在兩狀態下是相同的虛無假設, 表示每個估計係數在兩狀態下是不同的。除此之外, 本文亦根據 Engel and Hamilton (1990) 和 Dewacher (1997) 的做法, 利用 Wald 檢定來檢定, 第一個虛無假設爲:  $H_0 : P_{00} + P_{11} = 1$  且  $\mu_0 \neq \mu_1, \sigma_0 \neq \sigma_1$ , 台灣和韓國的檢定統計量分別爲 615.861 和 2074.009 皆大於  $\chi_{0.95}^2(1) = 3.841$ , 表示  $P_{00} \neq P_{01}$ , 轉換機率遵循一階馬可夫鏈。第二個虛無假設爲:  $H_0 : \mu_0 = \mu_1, \alpha_0 = \alpha_1, \beta_0 = \beta_1, \gamma_0 = \gamma_1$ , 且  $\sigma_0 \neq \sigma_1$ , 台灣和韓國的檢定統計量分別爲 384.619 和 262.526 皆大於  $\chi_{0.95}^2(4) = 9.487$ , 檢定結果爲拒絕虛無假設, 表示資料本身具有狀態轉換的現象。

#### 4.4 當期機率之估計結果

在實際的經濟社會中, 可能是政府的政策或民衆的預期行爲, 使得基本要素在不同的時點對匯率會有不同的影響, 所以本文利用馬可夫轉換機制將狀態劃分, 希望能夠更明確地找出各基本要素與匯率之間的關係, 致於狀態爲什麼會轉換, 我們認爲可歸因於外匯市場參與者偏好的改變。本文中, 將馬可夫轉換機制融入 RID 模型把狀態劃分爲二後, 若狀態爲 0 時, 表示估計出

的係數符號較不符合貨幣學派的假設, 而狀態為 1 時, 估計出的結果則較符合貨幣學派的預期結果。圖 3 表現的是台灣取過對數之匯率及狀態 0 的當期機率值, 灰色區域的部分表示當期機率在 0.5 以上, 也就是說, 我們把灰色區域的期間視為狀態 0, 而其他部分視為狀態 1, 在狀態轉換的估計中, 狀態為 0 的期間有: 1987 年 1 月 ~ 1988 年 6 月、1989 年 8 月 ~ 1991 年 3 月、1991 年 10 月 ~ 1993 年 1 月、1995 年 9 月 ~ 1996 年 11 月、1997 年 8 月 ~ 1998 年 11 月、2000 年 11 月 ~ 2002 年 5 月、2002 年 6 月 ~ 2002 年 8 月以及 2004 年 11 月。

加上雙重狀態且變異數具馬可夫轉換機制之 RID 模型的估計結果可以發現, 貨幣供給在狀態 0 時, 對匯率的影響是正的, 雖然沒有趨近 1, 但貨幣供給增加使匯率上升、台幣貶值, 只是影響的程度和 RID 模型的假設不一致, 在狀態 1 時, 貨幣供給增加反而使匯率下降、台幣升值, 形成這種結果的原因可能是: 當台灣相對美國的貨幣供給增加時, 本國的所得也將跟著增加, 使得匯率沒有上升反而下降, 另外, 也可能因為台灣的貨幣供給相對增加時, 在貨幣市場上利率下降, 可能因為利率下降後的水準與美國的利率水準的差異不大, 再加上交易成本的存在, 即使投資國外資產的報酬大於 0, 但實際的利潤不如預期的多, 甚至可能是負的, 所以當貨幣供給增加導致利率下滑, 對外的投資不一定會增加; 而產出對匯率的影響, 在狀態為 0 的情況下是正的, 表示產出增加會使台幣貶值, 與貨幣學派的理論不一致, 原因可能是: 當國內產出增加, 民眾對貨幣的需求增加使利率上升, 在資本自由移動下, 台幣會升值, 另外, 產出增加也會使民眾對進口財貨的需求增加, 以致於對外匯需求增加, 而使台幣貶值, 在狀態 0 時, 可能因為對貨幣需求的力量小於對外匯的需求, 所以產出增加時會使匯率上升、台幣貶值。在狀態 1 時, 產出增加將使匯率下降、台幣升值, 符合理論的預期; 加外, 利率對匯率的影響, 在兩狀態下都是負的, 符合 RID 模型的理論假設, 表示在國際資本的自由移動下, 對台灣來說, 本國和外國利率的差是調節匯率的有效工具。

圖 4 表現的是韓國取過對數的匯率及狀態為 0 的當期機率值, 灰色區域為狀態 0 的當期機率大於等於 0.5, 表示為狀態 0, 其他的部分則是狀態 0 的當期機率小於 0.5, 表示為狀態 1, 在

狀態轉換的估計中, 韓國狀態為 0 的期間有: 1981 年 1 月 ~ 1981 年 10 月、1986 年 10 月 ~ 1990 年 4 月、1994 年 9 月 ~ 1996 年 6 月、1997 年 3 月 ~ 2002 年 1 月和 2004 年 4 月 ~ 2004 年 12 月。同樣地, 加上模型二, 雙重狀態且變異數具馬可夫轉換機制之 RID 模型的估計結果可知, 貨幣供給項的係數在狀態 0 時為正, 雖然沒有趨近 1, 但貨幣供給增加使匯率上升、台幣貶值, 雖然貶值的程度不如貨幣學派的預期, 但這樣的結果仍屬合理, 狀態 1 時為負, 其原因也可能是因為交易成本的限制使投資國外資產的意願不高; 產出變動引起的效果力量不一樣, 以致兩狀態下產出對匯率的影響都是正的; 而利率在狀態 0 的期間中, 兩國間的利率差並不能有效地反應在匯率上, 理論上, 當韓國的利率高於美國利率時, 美國的資金會大量流入韓國, 在外匯市場上形成韓元少、美元多的情況, 而使韓國的匯率下降、韓元升值, 一直到兩國的利率相等為止, 但韓國在狀態為 0 時, 這樣的機制並不存在。

綜合台灣和韓國兩狀態下的估計結果來看, 不管是狀態 0 或是狀態 1 時, 都有不符合貨幣學派預期的估計係數符號, 若是貨幣供給項不符合時, 表示政府無法利用寬鬆或緊縮的貨幣政策來達到穩定匯率的目標。若所得項的估計係數不符合時, 則顯示出: 民衆增加的所得中, 對進口財的需求會大於對外國資產的需求, 也隱含著對外投資所得到的報酬可能不及交易成本, 以致於國內資金不致於大量的外移。而利率項的估計係數不符合時, 表示國際間的流動性效果無法順利的進行, 這樣的情況下, 國內外的利率無法透過市場的運作而達到均衡。

## 4.5 頑強性分析

為了確認基本要素中何者與匯率的關係最為密切, 我們利用單一基本要素對匯率進行迴歸分析, 表 4 為台灣的估計結果, 當只保留貨幣供給時,  $\tilde{\alpha}_0 = 2.679$  且  $\tilde{\alpha}_1 = 0.231$ , 其係數符號都變成正的, 雖然沒有很接近 1, 但結果變得比較合理了, 另外, 與同時考慮三個基本要素時的估計結果比較, 在狀態為 0 時的影響程度有增加的現象, 而狀態為 1 時則是下滑; 若只探討產出對匯率的影響時,  $\tilde{\beta}_0 = 0.935$  且  $\tilde{\beta}_1 = -2.284$ , 係數符號與原始的估計結果相同, 狀

態為 0 時不合理的結果，而狀態為 1 時則符合，影響程度在兩狀態下都有上升的情況；只考慮利率和匯率之間的關係時， $\tilde{\gamma}_0 = -3.127$  且  $\tilde{\gamma}_1 = -1.693$ ，與我們設定的具狀態轉換之 RID 模型相比較，其估計係數的符號相同，在兩狀態下都符合貨幣學派的預期結果，且影響程度都上升，加上當期機率的表現，只考慮利率對匯率的影響時所估計出的當期機率值，與完整具狀態轉換之 RID 模型之當期機率值最為接近，因此，我們推論：台灣的資料中，利率最能捕捉匯率的波動行為。

表 5 為韓國的估計結果，當 RID 模型裡只考慮單一基本要素時，不管是貨幣供給、產出或利率，在兩狀態下之估計係數的符號和我們一開始的估計結果相同，不同的是：當狀態為 0 時，其影響程度上升，而狀態為 1 的情況下，影響程度則是相對來的小，且只考慮其中一個基本要素對匯率的影響時，所估計的當期機率值和同時考慮貨幣供給、產出、利率和匯率之間的關係所估計出的當期機率值都很相近，所以，我們認為：這三個基本要素對匯率的解釋能力幾乎是相等的。<sup>5</sup>

## 4.6 與過去文獻對比

本文的研究目的是根據貨幣學派所建立之 RID 模型，找出基本要素對匯率的影響，由於過去的文獻指出，基本要素對匯率的影響會隨時間的變動而改變，例如：Cheung and Chin (2001) 對美國以及 Cheung et al. (1999) 對英國的外匯市場進行研究，結果顯示外匯市場的參與者把影響匯率的基本要素（包括：失業率、利率、通貨膨脹率、貿易赤字、GDP）的重要性視為隨時變異的，所以本文利用馬可夫轉換機制來證明非線性的模型會更適合描述匯率與基本要素之間的關係。

利用 RID 模型研究匯率波動行為的相關文獻中，MacDonald and Taylor (1994) 利用浮動價格貨幣模型的架構，探討匯率受本國和外國的貨幣供給、產出及利率的影響，其研究對

---

<sup>5</sup>文中沒有附上只考慮單一基本要素對匯率影響之當期機率圖，有興趣者可向作者索取。

象為英國兌美國的資料, 樣本期間為 1976 年 1 月至 1990 年 12 月, 作者先利用單根檢定找出各變數都是  $I(1)$  的變數, 再加上 Johansen (1988) 多變量共整合的技巧, 檢定匯率與基本要素之間存在長期均衡關係, 以支持其使用的貨幣模型在長期下所估計出的結果是有效的, 本文與 MacDonald and Taylor (1994) 不同之處在於: MacDonald and Taylor (1994) 是分析匯率與國內、外變數之間的關係, 而本文則是考慮匯率與國內、外變數差的關係; MacDonald and Marsh (1997) 利用 1974 年至 1992 年之德國、英國、日本之資料, 研究各國兌美元之匯率與消費者物價指數及利率間的關係, 且利用長期下 PPP 理論成立的假設為前提, 說明實際研究結果為何與傳統理論不同。本文與 MacDonald and Marsh (1997) 同樣是想找出匯率與基本要素間的關係, 但不同的是: 本文考慮的是貨幣供給、產出和利率, 而 MacDonald and Marsh (1997) 則是選擇了消費者物價指數和利率, 且本文利用馬可夫轉換機制來捕捉基本要素對匯率有隨時變異的重要性, 但 MacDonald and Marsh (1997) 是利用聯立方程模型的策略, 建立匯率動態調整的模型; MacDonald (1999) 探討基本要素對匯率的解釋及預測能力, 主張 PPP 理論在長期下提供了捕捉匯率行為的重要架構, 並以 1975 年至 1997 年馬克兌美元的名目及實質匯率資料, 說明在短期時的實質和名目匯率的相關係數在 0.9 以上, 以致 PPP 理論在短期時並不適用, 且不管在長期或短期下, 若以資產組合的觀點來討論匯率與基本要素的關係, PPP 理論可能就不再是有效的理論基礎, 本文在假設上與 MacDonald (1999) 相同, 在長期時 PPP 理論成立的條件下, 描述匯率如何受基本要素的影響。Frömmel et al. (2005) 採用馬可夫轉換機制探討德國、日本、英國等已開發國家, 其研究結果顯示, 在傳統的 RID 模型下, 估計的結果很難與貨幣學派的理論相同。其中貨幣供給對匯率的影響, 德、英兩國是顯著的但不大於零, 而日本的估計結果大於零, 但不顯著; 利率對匯率的影響中, 德國的估計結果為正且顯著, 日本和英國皆為負, 其中英國的估計並不顯著; 產出對匯率的影響中, 每個國家都小於零, 符合預期的結果。在傳統的 RID 模型加入馬可夫轉換機制後, 其估計結果在其中一個狀態下是完全符合貨幣學派理論的。本文與 Frömmel et al. (2005) 相同之處在於: 在

單重狀態 RID 模型下估計的結果很難與貨幣學派的理論完全相同, 而加入狀態轉換的機制將狀態劃分後, 可以 RID 模型解釋匯率波動行為的能力上升, 且可看出某項基本要素對匯率的影響, 會因狀態的轉換而呈現正、負交替和程度上改變的情形; 本文與 Frömmel et al. (2005) 不同之處則是: 德國、日本、英國等已開發國家中在兩狀態的估計下, 會有一個狀態完全符合貨幣理論, 而在本文中的台灣和韓國等開發中國家中, 加入馬可夫轉換機制後, 並沒有一個狀態是完全符合貨幣學派的假設, 但可發現基本要素會隨狀態的不同而有正、負不同影響的波動情形。

## 5 結論與建議

從傳統的 PPP 理論開始, 就說明了一國的匯率會因國際間與匯率相關聯的要素的變動而發生改變, 因此, 許多匯率決定理論先後掘起, 例如: 國際收支流量方法以及將研究重心放在資產市場的貨幣方法和資產組合平衡方法, 且具備了更完善的假設與架構。根據 Frankel (1976) 的模型架構, 本文試著利用貨幣方法的 RID 模型, 分析台灣和韓國兌美國的匯率受基本要素的影響程度各為何, 爲了避免季節性的效果、減少匯率受短期衝擊的干擾以及讓估計結果更加穩定, 除了利率項爲國內、外利率的差之外, 我們將匯率以年成長率代替, 貨幣供給項和產出項則是國內、外變數各自取年成長率後再相減, 同時, 因爲無法掌握外匯市場參與者偏好的改變, 亦加入了將狀態變數內生化的馬可夫轉換機制, 來描述基本要素對匯率的影響有隨時變異的特性。

由本文的模型一所估計出的結果顯示, 台灣和韓國在貨幣供給項、產出項和利率項的估計係數符號沒有完全與理論一致, 表示 RID 模型無法完全解釋這兩個國家的匯率波動行爲, 但可以發現導致這樣的結果可能存在不可抗力的外在因素, 例如: 政府的貨幣或金融政策以及全球經濟的繁榮或衰退所引起的共鳴現象, 另外, 融入馬可夫轉換機制所衍生出的模型二, 將狀態劃分後, 台灣和韓國在兩狀態下的估計結果雖然與貨幣學派的理論結果並不完全相同, 但在解釋這兩個國家的匯率波動行爲的能力上已有改善, 且可看出各基本要素在不同狀態下對匯率影響程的改變, 表示兩狀態下的 RID 模型更能描述匯率的行爲。除此之外, 爲了證明利用馬可夫轉換模型來處理資料是適當的, 本文檢定同一項估計係數在兩狀態下是否相同, 而台灣和韓國的檢定結果都相當顯著, 同時, 本文也根據了 Engel and Hamilton (1990) 和 Dewacher (1997) 的建議進行檢定, 檢定的結果則是顯著地拒絕了轉換機率沒有遵循一階馬可夫鏈以及資料本身不具狀態轉換的虛無假設, 這些檢定結果都對模型二的狀態轉換機制提供有力的支持, 最後, 利用頑強性分析, 試著了解在扮演解釋匯的角色中, 模型裡所考慮的基本要素哪一項是最重要的, 在台灣方面, 利率的升降最能引起匯率的波動, 而韓國的分析結果中, 貨幣供給、產出和利率在解釋匯率波動行爲中則是一樣的重要。



除了利用基本要素來解釋匯率的行為之外, 本文還有許多可以延伸的地方, 例如: 與 Frömmel et al. (2005) 的已開發國家實證結果比較, 可以試著找出適合解釋開發中國家的匯率波動行為的模型是否不同, 也可以更進一步地利用樣本外預測, 探討基本要素對匯率的預測能力, 並且比較在預測匯率的能力上, 線性模型和非線性模型何者較佳。

## 參考文獻

于宗先 (1993), 蛻變中的台灣經濟, 三民出版。

黃仁德 蔡文雄 (1997), 國際金融-匯率與理論實務, 三民出版。

吳惠林 (1998), 台灣經濟演義, 中華徵信所出版。

吳家興 (2005), 韓國的經濟發展與政策, 臺灣商務出版。

黃淑卿 (1995), 資產組合平衡學派之匯率決定與預測, 國立中正大學國際經濟研究所碩士論文。

吳宜璋 (1995), 台幣匯率趨勢預測表現之研究, 國立政治大學國際貿易研究所論文。

李藍珍 (1996), 貨幣學派之匯率決定模型-台灣之共積實證分析, 私立淡江大學金融研究所論文。

紀燕翔 (2001), 購買力平價說對匯率動態解釋能力-不同開發國家匯率實證結果, 國立暨南大學經濟研究所論文。

蔡志宏 (2003), 匯率預測模型之檢測-結合時間序列與總體模型, 國立暨南大學經濟研究所論文。

Bilson, J. F. O. (1978), The Monetary Approach to Exchange, *International Monetary Fund Staff Papers*, 25, 48-75.

Cheung, Y. W., M. D. Chinn (2001), Currency Traders and Exchange Rate Dynamics: A Survey of The US Market, *Journal of International Money and Finance*, 20, 439-471.

Cheung, Y. W., M. D. Chinn and I. W. Marsh (1999), How do UK-based Foreign Exchange Dealers Think Their Market Operates? *CEPR discussion papers*, 2230, London.

Dornbush R. (1976), Expectations and Wxchange Rate Synamics, it Journal of Political Economy, 84 (6), 1161-1176.

Engel, C. (1994), Can The Markov Switching Model Forecast Exchange Rate? *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? *American Economic Review*, 80 (4), 689–713.
- Frankel, J. (1978), Purchasing Power Parity: Doctrinal Perspectives and Evidence from the 1920's, *Journal of International Economics*, 8, 169–191.
- Frankel, J. A. (1976), A Monetary Approach to Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence, *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 200–224.
- Frankel, J. A. (1979), On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rate Based on Real Interest Differentials, *American Economic Review*, 69 (4), 610–622.
- Frankel, J. A. (1980), Tests of Rational Expectations in The Forward Exchange Market, *southern Economic Journal*, 48, 1083-1101.
- Frömmel, M., R. MacDonald and L. Menkhoff (2005), Markov Switching Regimes in A Monetary Exchange Rate Model, *Economic Modeling*, 22, 485–502.
- Kouri, P. J. K. (1976a), The Exchange Rate and The balance of Payments in The Short Run and In the Long Run, *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 280–304.
- Lewis, K. K. (1988), Testing The Portfolio Balance Model: A Multi-alteral Approach, *Journal of International Economics*, 24, 109-127.
- Marsh, I. W., (2000), High-frequency Markov Switching Models in The Foreign Exchange Market, *Journal of Forecasting*, 19 (2), 123–134.
- MacDonald, R. and T. P. Mark (1994), The Monetary Model of Exchange Rate: Long-run Relationships, Short-run Dynamics and How To Beat A Random-walk, *Journal of International Money and Finance*, 13 (3), 267–276.
- MacDonald, R. and I.W. Marsh (1997), On Fundamentals and Exchange Rates: A Casselian Perspective, *Review of Economics and Statistics*, 79 (4), 655–664.

MacDonald, R. (1999), Exchange Rate Behaviour: Are Fundamentals Important? *Economic Journal*, 109 (459), 673–691.

Shen, C. H., 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)

表 1: 資料來源及定義

國家	變數名稱	變數定義	資料庫
台灣	$R$	匯率	AREMOS/FOREX
	$y$	IPI	主計處
	$m$	$m_2$	AREMOS/INTLINE
	$i$	存款利率	AREMOS/INTLINE
韓國	$R$	匯率	AREMOS/FOREX
	$y$	IPI	主計處
	$m$	$m_2$	AREMOS/IMF
	$i$	貨幣市場利率	新報/總體經濟
美國	$y$	IPI	主計處
	$m$	$m_2$	AREMOS/INTLINE
	$i$	國庫券利率 (3個月)	新報/總體經濟

表 2: 台灣取過對數之匯率、貨幣供給、產出和原始利率之基本統計量

	變數	Mean	S.D.	Variance	SK	EK	Max	Min
台灣	$e$	-0.007	0.080	-0.075	0.006	1.024	0.212	-0.217
	$m$	0.114*	0.055	0.294	0.003	-1.154*	0.232	0.018
	$y$	0.014*	0.021	-0.417*	0.000	1.752*	0.090	-0.054
	$i$	4.891*	1.755	-0.804*	3.082	-0.328	7.47	1.05
韓國	$e$	0.026*	0.123	1.846*	0.015	7.578*	0.694	-0.363
	$m$	0.162*	0.057	-0.029	0.003	0.674*	0.343	-0.014
	$y$	0.090*	0.071	-0.072	0.005	0.836*	0.298	-0.143
	$i$	10.724*	4.574	0.146	20.929	-0.340	25.6	3.28

(1) \* 表示在 5% 的水準下顯著。

(2) Mean、S.D.、Max 和 Min 分別表示各變數的平均數、標準差、最大觀察值和最小觀察值。

(3) SK 為偏態係數，當它的值為 0 時，為常態分配；為正時，表示這個分配有一個長的右尾；為負時，表示這個分配有一個長的左尾。

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

表 3: 模型一估計結果

估計模型:  $R_t = C + \alpha(m_t - m_t^*) + \beta(Y_t - Y_t^*) + \gamma(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

國家	C	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\sigma$	$\log L$
台灣	-2.008*	-0.568*	-0.250*	-2.265*	0.965	-692.281
	(0.559)	(0.060)	(0.113)	(0.263)	(0.307)	
韓國	3.940*	0.269*	0.657*	1.175*	9.767	-1065.010
	(1.486)	(0.120)	(0.117)	(0.260)	(0.510)	

(1) 括弧內的數字為估計標準誤。

(2) \* 表示在 5% 的水準下顯著。

表 4: 台灣模型二估計結果

估計模型:  $R_t = C_{st} + \alpha_{st}\Delta m_t + \beta_{st}\Delta Y_t + \gamma_{st}\Delta i_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$

	$C_0$	$\alpha_0$	$\beta_0$	$\gamma_0$	$\sigma_0$	$C_1$	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\gamma_1$	$\sigma_1$	$P_{00}$	$P_{11}$	$\log L$
A	0.173*	1.209*	0.469*	-2.696*	5.322*	-1.878*	-0.484*	-0.133	-1.532*	3.184*	0.949*	0.948*	-604.433
	(0.787)	(0.080)	(0.205)	(0.328)	(0.460)	(0.409)	(0.043)	(0.138)	(0.156)	(0.211)	(0.021)	(0.025)	
B	22.142*	2.679*			2.628*	1.257*	0.231*			4.528*	0.977*	0.920*	-987.582
	(0.953)	(0.081)			(0.335)	(0.457)	(0.048)			(0.247)	(0.011)	(0.042)	
C	-6.163*		0.935		12.399*	1.256*		-0.284*		4.209*	0.978*	0.950*	-987.582
	(1.955)		(0.670)		(1.372)	(0.485)		(0.109)		(0.269)	(0.012)	(0.033)	
D	-0.667			-3.127*	10.822*	-1.764*			-1.693*	2.963*	0.953*	0.924*	-670.819
	(1.261)			(0.792)	(1.130)	(0.438)			(0.250)	(0.353)	(0.023)	(0.031)	

註

- (1) 括弧內的數字為估計標準誤。
- (2) \* 表示在 5% 的水準下顯著。
- (3) A: 考慮貨幣供給、產出和利率對匯率的影響。
- (4) B: 僅考慮貨幣供給對匯率的影響。
- (5) C: 僅考慮產出對匯率的影響。
- (6) D: 僅考慮利率對匯率的影響。



表 5: 韓國模型二估計結果

估計模型:  $R_t = C_{st} + \alpha_{st}\Delta m_t + \beta_{st}\Delta Y_t + \gamma_{st}\Delta i_t + \varepsilon_t$ ,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{st}^2)$

	$C_0$	$\alpha_0$	$\beta_0$	$\gamma_0$	$\sigma_0$	$C_1$	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\gamma_1$	$\sigma_1$	$P_{00}$	$P_{11}$	$\log L$
A	-0.006 (0.010)	0.105 (0.112)	0.821* (0.114)	1.702* (0.206)	1.185* (0.616)	6.104* (0.526)	-0.143* (0.048)	0.084* (0.042)	-0.293* (0.077)	2.065* (0.187)	0.968* (0.016)	0.981* (0.010)	-923.556
B	4.443 (2.316)	0.359 (0.195)			15.708 (0.880)	5.078 (0.497)	-0.008 (0.040)			2.218 (0.172)	0.968 (0.016)	0.981 (0.010)	-987.582
C	8.396* (1.223)		1.273* (0.130)		12.462* (0.695)	5.697* (0.382)		0.078 (0.046)		2.238* (0.180)	0.966* (0.016)	0.979* (0.011)	-948.399
D	-9.794* (1.440)			2.671* (0.275)	12.465* (0.687)	6.076* (0.425)			-0.144* (0.057)	2.160* (0.186)	0.969* (0.015)	0.982* (0.010)	-946.904

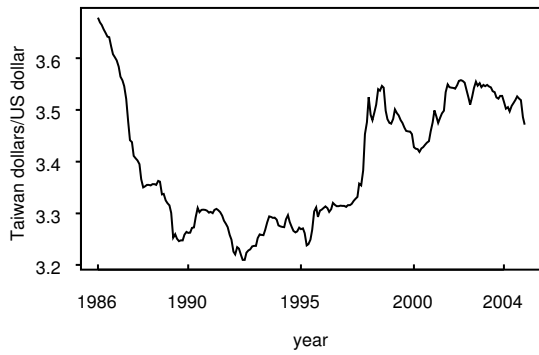
- (1) 括弧內的數字為估計標準誤。
- (2) \* 表示在 5% 的水準下顯著。
- (3) A: 考慮貨幣供給、產出和利率對匯率的影響。
- (4) B: 僅考慮貨幣供給對匯率的影響。
- (5) C: 僅考慮產出對匯率的影響。
- (6) D: 僅考慮利率對匯率的影響。

表 6: 轉換機率及估計係數之狀態轉換檢定

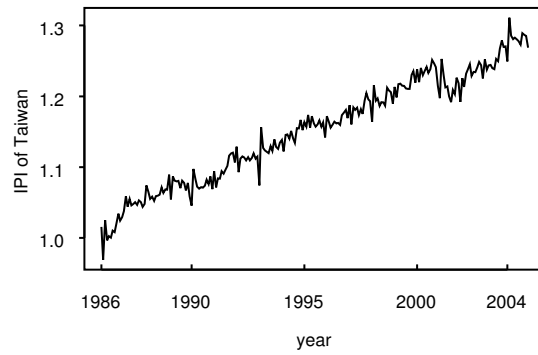
$H_0$	台灣	韓國
$P_{00} = 1 - P_{11}$ 且 $\mu_0 \neq \mu_1, \sigma_0 \neq \sigma_1$	615.861*	2074.009*
$C_0 = C_1, \sigma_0 \neq \sigma_1$	121.924*	139.978*
$\alpha_0 = \alpha_1, \sigma_0 \neq \sigma_1$	241.778*	4.226*
$\beta_0 = \beta_1, \sigma_0 \neq \sigma_1$	9.956*	39.479*
$\gamma_0 = \gamma_1, \sigma_0 \neq \sigma_1$	10.960*	78.842*
$\sigma_0 = \sigma_1$	35.078*	206.921*
$\alpha_0 = \alpha_1, \beta_0 = \beta_1, \gamma_0 = \gamma_1$ 且 $\sigma_0 \neq \sigma_1$	262.694*	122.548*
$C_0 = C_1, \alpha_0 = \alpha_1, \beta_0 = \beta_1, \gamma_0 = \gamma_1$ 且 $\sigma_0 \neq \sigma_1$	384.619*	262.526*

(1) \* 表示在 5% 的水準下顯著。

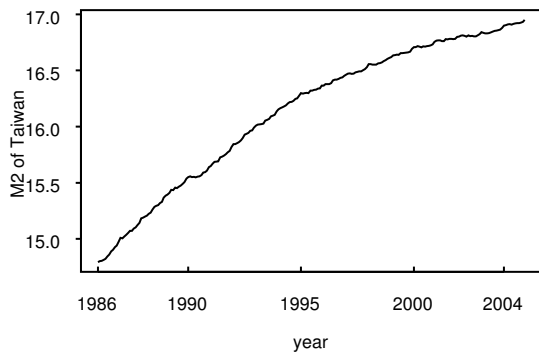
新台幣對美元的名目匯率取對數之後的資料



台灣 IPI 取對數之後的資料



台灣 M2 取對數之後的資料



台灣存款利率的原始資料

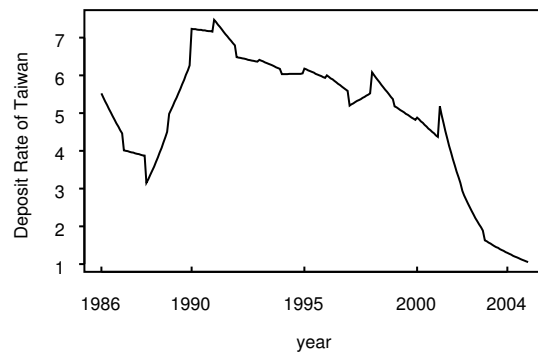
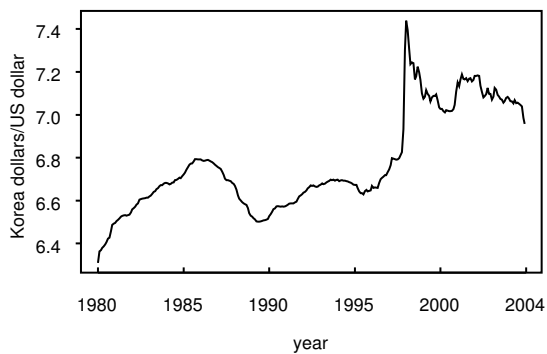
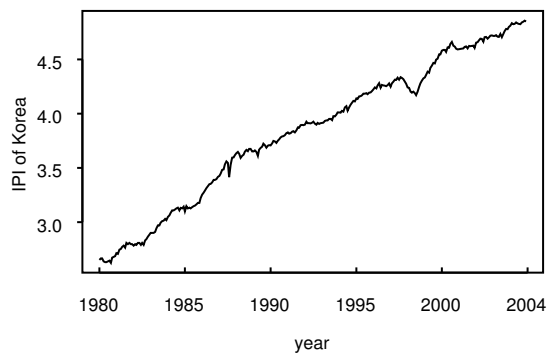


圖 1: 台灣原始資料

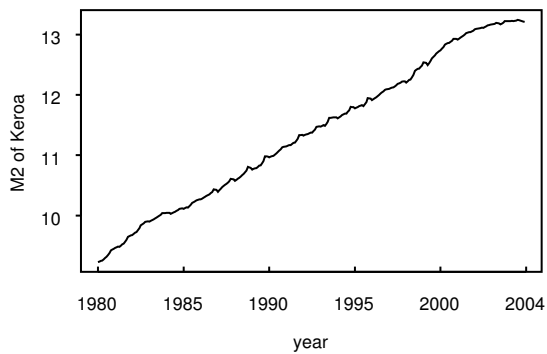
韓元對美元的名目匯率取數對之後的資料



韓國 IPI 取數對之後的資料



韓國 M2 取數對之後的資料



韓國貨幣市場利率的原始資料

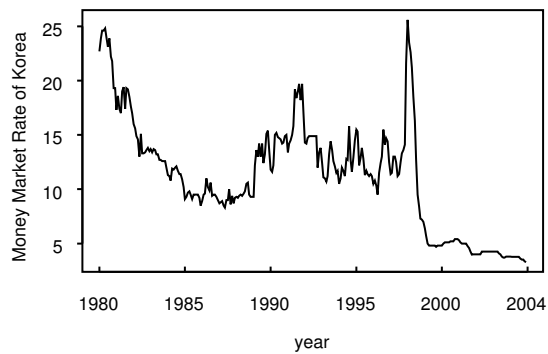


圖 2: 韓國原始資料

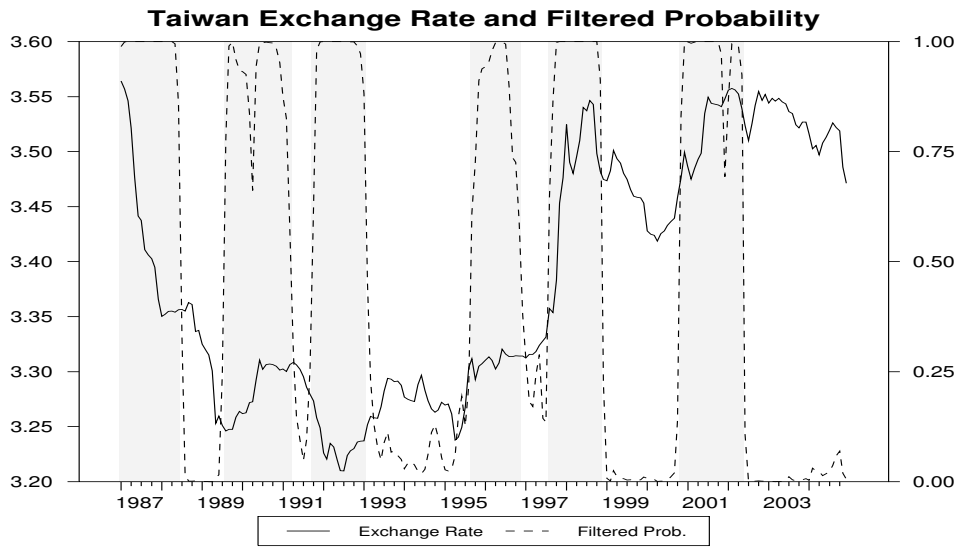


圖 3: 台灣在 MS-RID 模型下狀態 0 的當期機率值

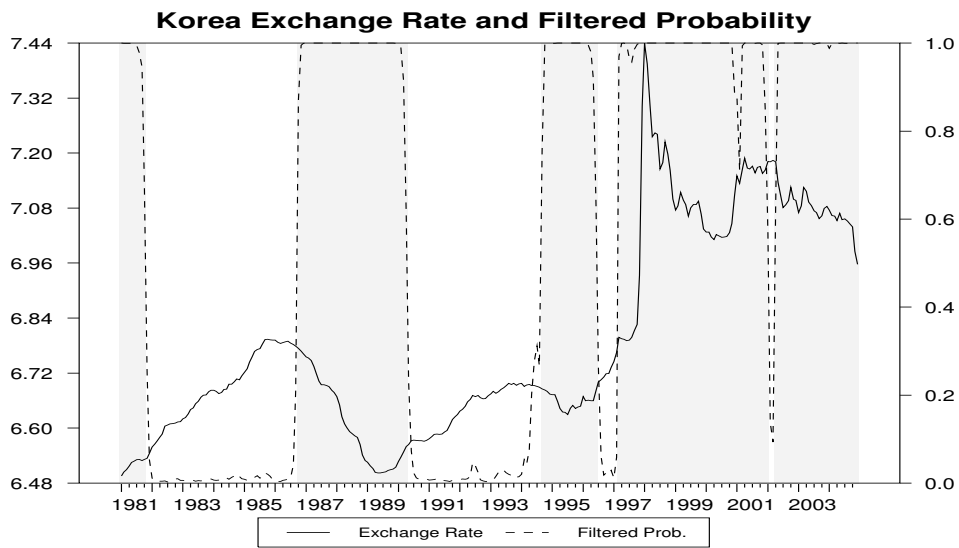


圖 4: 韓國在 MS-RID 模型下狀態 0 的當期機率值