

東海大學經濟學系碩士論文

指導教授：陳仕偉 博士

匯率波動行為的擺盪：

亞洲及拉丁美洲十二個國家的實證分析



研究生：林育賢

中華民國九十二年六月

謝辭

從一開始聽聞師長或前輩述說完成一篇論文所需的要件與過程時，總想將之一一牢記，但心中其實有如墜入五里霧中並不知所以然。直到親身體驗，才發覺這是一件有點難又不會太難的任務。舉凡基礎原理的學習，工具軟體的應用，文章內容的編撰，大部分的經驗對我來說都是新鮮的第一次，慶幸還是順利的完成。首先要感謝我的指導教授陳仕偉老師，供給我品質精良，五花八門的輔導；亦師亦友的對待也讓我如沐春風，著實點亮了我通往結業之途的明燈。也要特別感謝我的口試委員陳美源老師以及王凱立老師，給予精闢的建議與指教，讓我在觀念上再次釐清，受益匪淺。最後對兩年來教導我各學門的老師，以及提供各項協助的系上成員，在此一併致上誠摯謝意。

論文摘要

本文主要的目的在探討開發中國家匯率的波動行爲,以亞洲及拉丁美洲西元 1994 ~ 2002 年間 12 種流通貨幣爲對象,包括新台幣、韓元、新加坡幣、印尼盾、泰銖、菲律賓披索、墨西哥披索、智利披索、巴西里爾、祕魯新索爾、哥倫比亞披索和阿根廷披索。所採樣本爲名目匯率雙週資料,在兩狀態馬可夫轉換模型的刻畫下,這些開發中國家或是新興市場的名目匯率多數呈現不對稱擺盪的波動行爲;所指不對稱擺盪爲具有長期擺盪和短期擺盪交替更迭的現象,而不同於過往文獻所發掘的,出現在主要工業化國家之對稱長期擺盪。同時我們觀察開發中國家之貨幣當局常對升值或貶值有特定偏好,且在從國外流入資本受惠之餘也無法避免其流出時所帶來的傷害;促成了不對稱擺盪的波動行爲。

關鍵詞: 匯率擺盪、馬可夫轉換模型

JEL 分類代號: F31

章節目錄

| | | |
|-------|--------------------|----|
| 1 | 前言 | 1 |
| 2 | 文獻回顧 | 5 |
| 3 | 實證方法 | 9 |
| 3.1 | 實證模型與假設檢定 | 9 |
| 3.2 | 馬可夫轉換模型的估計程序 | 12 |
| 4 | 實證結果分析 | 17 |
| 4.1 | 資料說明和匯率的擺盪型態 | 17 |
| 4.2 | 長期擺盪持平狀態兼有短期擺盪貶值狀態 | 21 |
| 4.2.1 | 新台幣 | 21 |
| 4.2.2 | 韓元 | 24 |
| 4.2.3 | 新加坡幣 | 26 |
| 4.2.4 | 泰銖 | 27 |
| 4.3 | 短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態 | 30 |
| 4.3.1 | 菲律賓披索 | 30 |
| 4.3.2 | 智利披索 | 31 |
| 4.3.3 | 祕魯新索爾 | 32 |
| 4.4 | 長期擺盪小貶狀態兼有短期擺盪大貶狀態 | 33 |
| 4.4.1 | 墨西哥披索 | 33 |

| | | |
|-------|--------|----|
| 4.4.2 | 哥倫比亞披索 | 35 |
| 4.5 | 對稱擺盪 | 37 |
| 4.5.1 | 印尼盾 | 37 |
| 4.5.2 | 巴西里爾 | 38 |
| 4.5.3 | 阿根廷披索 | 40 |
| 5 | 結論 | 43 |
| | 參考文獻 | 47 |
| | 附表 | 51 |

圖目錄

| | | |
|----|------------------------------------|----|
| 1 | 日圓西元 1990 ~ 2001 年名目匯率走勢 | 19 |
| 2 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 新台幣 | 22 |
| 3 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 韓元 | 25 |
| 4 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 新加坡幣 | 27 |
| 5 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 泰銖 | 28 |
| 6 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 菲律賓披索 | 30 |
| 7 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 智利披索 | 32 |
| 8 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 祕魯新索爾 | 33 |
| 9 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 墨西哥披索 | 34 |
| 10 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 哥倫比亞披索 | 36 |
| 11 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 印尼盾 | 37 |
| 12 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 巴西里爾 | 39 |
| 13 | 原始匯率走勢與全期機率圖 — 阿根廷披索 | 41 |

表目錄

| | | |
|-----|---|----|
| 1 | 日本西元 1993 ~ 2001 年之國際收支以及外匯存底 | 18 |
| 2 | 南韓西元 1993 ~ 2001 年經常帳與外國人投資 | 26 |
| 3 | 泰國西元 1993 ~ 2001 年經常帳與外國人投資 | 29 |
| 4 | 墨西哥西元 1993 ~ 2001 年經常帳與外國人投資 | 35 |
| 5 | 印尼西元 1993 ~ 2001 年經常帳與外國人投資 | 38 |
| 6 | 阿根廷西元 1993 ~ 2001 年經常帳與外國人投資 | 42 |
| 7 | 結論整理 | 45 |
| A 1 | 新台幣 — 參數估計值 | 51 |
| A 2 | 新台幣 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 52 |
| B 1 | 韓元 — 參數估計值 | 53 |
| B 2 | 韓元 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 54 |
| C 1 | 新加坡幣 — 參數估計值 | 55 |
| C 2 | 新加坡幣 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 56 |
| D 1 | 泰銖 — 參數估計值 | 57 |
| D 2 | 泰銖 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 58 |
| E 1 | 菲律賓披索 — 參數估計值 | 59 |
| E 2 | 菲律賓披索 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 60 |
| F 1 | 智利披索 — 參數估計值 | 61 |
| F 2 | 智利披索 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 62 |

| | | |
|-----|---------------------------------|----|
| G 1 | 祕魯新索爾 — 參數估計值 | 63 |
| G 2 | 祕魯新索爾 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 64 |
| H 1 | 墨西哥披索 — 參數估計值 | 65 |
| H 2 | 墨西哥披索 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 66 |
| I 1 | 哥倫比亞披索 — 參數估計值 | 67 |
| I 2 | 哥倫比亞披索 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 68 |
| J 1 | 印尼盾 — 參數估計值 | 69 |
| J 2 | 印尼盾 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 70 |
| K 1 | 巴西里爾 — 參數估計值 | 71 |
| K 2 | 巴西里爾 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 72 |
| L 1 | 阿根廷披索 — 參數估計值 | 73 |
| L 2 | 阿根廷披索 — 模型診斷性檢查與假設檢定 | 74 |
| M | 外匯存底 | 75 |

1 前言

在真實的世界裡,絕大多數的國家都會發行自己的貨幣,例如美國美元 (U.S. dollar)、英國的英鎊 (British pound) 或是日本的日圓 (Japanese yen); 另外就是區域的貨幣同盟 (monetary union), 例如在西元 1999 年 1 月正式啓用, 2002 年 1 月開始發行紙鈔和硬幣的歐元 (Euro) 就是由歐洲聯盟 (European union) 中的部分 11 個國家為首批組成歐洲貨幣聯盟 (European Monetary Union, EMU) 歐元體系的成員,¹ 然而至今尚未有可供全球共通使用的單一貨幣。因此為了進行國際間的經濟活動, 如商品與勞務的交易, 跨國投資的資金往來, 國際支付的貨幣交換, 都需要外匯市場來做為媒介的場合; 我們所欲探討的名目匯率正是代表著市場上買賣外匯的價格。自從西元 1973 年 3 月史密松寧協定 (Smithsonian Agreement) 的瓦解, 主要工業化國家 (industrialized countries) 紛紛改採對美元自由浮動的匯率制度, 而拋棄了從第二次世界大戰後, 西元 1944 ~ 1971 年布列頓森林協定 (Bretton Woods Agreement) 所議定之可調整的釘住 (adjusted pegging) 匯率。² 從此這些主要工業國家的匯率便具有更大的變動性, 上下波動的幅度遠勝於從前。而開發中國家 (developing country) 在史密松寧協定瓦解的同一時間仍試圖堅持釘住匯率制度, 直到一段期間之後大部分的開發中國家才逐漸允許其名目匯率有較常出現的變動, 諸如管理浮動 (managed floating) 或爬行的釘住 (crawling

¹根據西元 1991 年所簽訂的歐洲聯盟條約 (treaty on European union) 或又俗稱馬斯垂克條約 (Maastricht treaty), 將建立歐洲地區的單一貨幣系統; 而符合上述條約所訂定之某些標準例如政府赤字不可超過 GDP 的 3%, 因而得以先行進入此一系統的 11 個國家包括了德國 (Germany)、法國 (France)、義大利 (Italy)、荷蘭 (Netherlands)、比利時 (Belgium)、盧森堡 (Luxembourg)、愛爾蘭 (Ireland)、西班牙 (Spain)、葡萄牙 (Portugal)、奧地利 (Austria) 和芬蘭 (Finland)。

²布列頓森林協定的產生乃為了解決當時紛亂的貶值競賽和關稅壁壘, 同時並成立了國際貨幣基金 (International Monetary Fund, IMF), 其會員國可與之諮商以調整匯率。

pegging) 等; 這些貨幣當局並未將名目匯率的決定完全放手讓市場自主, 避免成爲極端的浮動匯率或固定匯率 (currency board) 的目的, 是要經由能夠管理的名目匯率波動使針對國內的貨幣政策具有效果 (Hinkle and Montiel, 1999)。

此外近十多年來國際間金融自由化脚步的快速開展, 因爲資金移動成本的降低, 促發了許多以投資或投機爲目的之資本, 在任何有獲利機會所在之處快速地週轉。特別是西元 1990 年左右起新興市場 (emerging market) 所在的開發中國家成爲了資金流動最熱門的目的地, 也因此讓一些開發中國家靠著國外抑注的資本而得以迅速成長, 例如南韓 (South Korea)。不過水能載舟也能覆舟, 當投機資金流進一個國家或市場時, 這個國家的金融體系必然會迎接這些資金, 以刺激股票價格促進經濟景氣, 形成一片榮景; 然而當資金撤退時, 此國的利率在短時間內便會上升, 股價下跌, 匯率貶值, 經濟活動隨之衰退遲緩。西元 1980 年代拉丁美洲 (Latin America) 的國際債務危機, 1994 年墨西哥 (Mexico) 的金融危機, 1997 年泰國 (Thailand) 首先遭殃的亞洲金融風暴, 與俗稱熱錢的國際資金不安定的特性脫不了干係, 也對這些國家的名目匯率波動造成顯著的影響。

另外從基本面的角度來看, 大致上說來開發中國家仰賴國際貿易的程度通常是較主要工業化國家高的, 而且受到生產技術的限制, 開發中國家的產品通常只能補充主要工業化國家製造業的不足之處, 扮演主要工業化國家的配角; 靠著低廉的勞力如亞洲的開發中國家, 或天然資源如拉丁美洲的開發中國家, 在低價市場中彼此廝殺競爭。再加上大部分的開發中國家還得由主要工業化國家進口生產所需之機器設備, 甚至民生物資也得仰賴進口, 因此名目匯率的變動除了影響其出口的競爭力, 也會對其國內的物價產生衝擊; 基於此, 對外依賴程度越深的開發中國家越容易抗拒完全浮動的匯率制度, 其名目匯率的波動幅度或區間都在各自貨幣當局的監控之下來運行, 呈現出有許多不同稱呼但本質相去不遠的不完全浮動匯率制度。

因而, 造成開發中國家匯率波動的因素確實有可能會有不同於主要工業化國家之處; 根據 Engel and Hamilton (1990) 用美元對英鎊, 美元對法郎 (French franc) 以及美元對德國馬克 (Deutsche mark) 的名目匯率所做的實證研究, 發現美元對這三種採自由浮動匯率的貨幣有對稱長期擺盪 (symmetric long swings) 的波動行爲。在兩狀態馬可夫轉換模型 (two-

state Markov-switching model) 估計的結果, 升值狀態 (appreciation state) 與貶值狀態 (depreciation state) 都具有長期持續的特性。且其狀態的轉換為不常發生的事件, 一旦進入下一個狀態就表示此一狀態下的名目匯率走勢, 將會開始順利的形成一個明確的趨勢。若將目光轉回和主要工業化國家體質大不相同的開發中國家時, 不禁懷疑它們對美元的名目匯率波動行為是否仍然會出現與主要工業化國家相同的擺盪型態? 本文的研究目的就是為了解答這個疑問, 我們以 6 個位居亞洲與 6 個位居拉丁美洲的開發中國家, 西元 1994 ~ 2002 年間對美元的名目匯率為研究對象, 來探討其是否將依然出現對稱長期擺盪, 或者將出現不對稱擺盪 (asymmetric swings) 的波動行為。

本文的內容安排如下, 第二章將回顧一些相關文獻, 以計量模型於匯率走勢之議題探討者為主。第三章則是說明我們所使用的實證方法, 模型的設定以 Engel and Hamilton (1990) 所採用的模型為基準模型 (benchmark), 並且將模型參數估計之原理做簡單的推導。第四章為實證結果與分析, 依據這 12 個開發中國家名目匯率的波動行為, 將之歸納成 4 個小團體; 並且對模型估計出的結果有盡可能詳細的解釋。另外也對照原始名目匯率走勢圖與全期機率 (smoothed probability) 圖, 從事後的觀點來看幾次開發中國家的貨幣金融危機似可由狀態的轉換予以印證。最後一章為結論, 總結我們的實證結果來回答第一章所提出的問題。我們認為開發中國家的名目匯率波動行為很有可能並非長期擺盪, 而是呈現出不對稱擺盪的波動行為。

2 文獻回顧

匯率的走勢在西元 1970 年代主要工業國家讓其匯率自由浮動開始, 就一直是個重要的議題, 當時最盛行的是貨幣學派分析法 (monetary approach), 他們用資產的概念將匯率視為兩種貨幣間的相對價格, 而不再只是單純的商品間之相對價格。在長期下以購買力平價 (purchasing power parity, PPP) 理論相關聯的結構模型 (structural model) 為分析基礎 (MacDonald and Marsh, 1999), 他們所提出的理論模型也得到實際資料的支持, 如 Frenkel (1976) 認為德國惡性通貨膨脹 (hyperinflation) 時期的現象可由價格浮動模型 (flexible-price monetary model) 來解釋。但是隨著時間的推移, 到了 1970 年代末期實際資料對貨幣學派模型的佐證越來越微弱 (Taylor, 1995), 於是許多衡量計量模型與驗證結構模型可靠與否的研究也隨之產生。其中著名的 Meese and Rogoff (1983) 首開以模型樣本外 (out-of-sample) 預測表現為衡量模型優劣的標準, 以 6 個單變量及 1 個多變量向量自迴歸 (vector autoregressive, VAR) 的時間數列模型 (time series model) 和 3 個貨幣學派結構模型,¹ 來與沒有漂浮項的簡單隨機漫步模型 (driftless random walk model) 做比較,

$$z_t = z_{t-1} + u_t, \quad (2.1)$$

u_t 為隨機干擾項。發現如果以樣本外預測的精準度在 1 個月, 6 個月, 以及 12 個月的期間之表現為準則, (2.1) 式的簡單隨機漫步模型不但優於具有漂浮項的隨機漫步模型, 也會優於其他的時間數列模型與貨幣學派結構模型在樣本外預測上的表現。不過簡單隨機漫步模型忽視了任何經濟基本面衝擊對匯率的影響, 例如假使經濟成長會影響匯率走勢, 則

¹三個貨幣學派結構模型包括了價格浮動模型, 價格僵固模型 (sticky-price monetary model) 和結合經常帳效果與價格僵固模型的 Hooper-Morton model。

國與國間景氣循環的不同可能會導致匯率出現長期擺盪的規則模式 (Klaassen, 2001)。

Meese and Rogoff (1983) 的結果顯示短期的匯率走勢變化是難以預測的, 因為隨機漫步模型隱含著下一期的預測值其實就是當期的實現值, 也就是匯率將不會有任何改變; 在匯率自由浮動的情況下, 這樣的期待是不容易實現的, 或許應該說其目的是要指出時間數列模型與結構模型仍有修正的必要。雖然如此, 要在預測表現上勝過簡單隨機漫步模型依舊是不容易的, 因此有許多文獻以簡單隨機漫步模型為標竿, 致力於發展不同的預測準則 (forecast metrics)、時間數列模型、結構模型、估計的技巧以及樣本的期間來比較預測的表現 (Cheung and Chinn, 1997); 例如 Diebold and Nason (1990) 使用非參數 (nonparametric) 的方法認為非線性模型並不會有較好的表現, Yoon (1998) 探討當有結構改變 (structural change) 時, 真實模型的預測表現會較差, Kilian and Taylor (2001) 以非線性 ESTAR (exponential smooth autoregressive) 模型分析長期預測能力。

除了貨幣學派的結構模型在預測能力的競賽中無法有好的表現以外, 簡單隨機漫步模型在 Meese and Rogoff (1983) 也勝過單變量的時間數列模型, 這個結果在 Engel and Hamilton (1990) 採用隨機分段趨勢模型 (stochastic segmented trends model) 下,² 對匯率走勢有不同的看法。Hamilton (1989) 提出非線性馬可夫轉換模型來描繪美國實質 GNP 西元 1952 年第 2 季到 1984 年第 3 季不對稱性波動的動態, 並成功認定出美國景氣循環轉折的時點; 本文所指的隨機分段趨勢模型即是 Hamilton (1989) 的一個簡單轉換模型。

Engel and Hamilton (1990) 用美元/英鎊, 美元/法郎, 美元/德國馬克, 西元 1973 年第 3 季到 1988 年第 1 季的匯率季資料, 認為匯率的走勢應該為帶有狀態轉換性質且具有漂浮項的隨機漫步, 而不是沒有漂浮項的 (2.1) 式。再根據樣本外預測的表現, 帶有狀態轉換性質且具有漂浮項的隨機漫步模型會優於具有漂浮項的單一隨機漫步模型, 並與其拒絕有隨機漫步性質之虛無假設的檢定結果相呼應; 所以他們認為隨機分段趨勢模型在樣本內 (in-sample) 及樣本外皆有良好的表現。而 Kirikos (2000) 同樣以美元/英鎊, 美元/法郎, 美元/德國馬克的匯率季資料, 擴大 Engel and Hamilton (1990) 的樣本期間到西元 1997 年第 3 季,

²所指隨機分段趨勢模型與兩狀態馬可夫簡單轉換模型為相同意涵, 這兩個名稱並將交替出現於本文之中。

得出的結果在樣本外的預測依然是隨機分段趨勢模型表現較佳,且在後樣本 (post-sample) 期間越短,可獲資訊集合內容越充足下表現更好,而其樣本內的預測則反以隨機漫步模型表現較佳。除了討論從 Meese and Rogoff (1983) 以來持續僵持的預測表現競賽, Engel and Hamilton (1990) 利用其模型具有機率性質的狀態轉換特性,說明了匯率走勢有對稱長期擺盪波動行爲的概念。兩狀態下,漂浮項大於零的狀態稱之為貶值狀態,漂浮項小於零的狀態稱之為升值狀態,匯率走勢會持續長時間隨著漂浮項的趨勢,並做隨機的跳動。這樣對稱長期擺盪的波動行爲恰好可以支持 Krasker (1980) 所解釋 peso problem 的現象,³ 如果將來發生大幅度貶值的機率並不高,遠期匯率 (forward exchange rate) 將會持續一段長時間的高於即期匯率 (spot exchange rate)。

Engel (1994) 以採用浮動匯率的瑞士法郎 (Swiss Franc)、7 大工業國家美國、英國、法國、德國、義大利 (Italy)、日本和加拿大 (Canada) 的貨幣西元 1973 ~ 1991 年間之匯率季資料,包括非以美元為基礎的對日圓匯率,以及對英鎊的匯率;其目的在考驗隨機分段趨勢模型能否在主要浮動匯率的貨幣有一般化的表現。在樣本外的預測能力方面,隨機分段趨勢模型並不能很顯著的勝過有飄浮項或無漂浮項的隨機漫步模型及遠期匯率,但在預測匯率走勢的“方向”上隨機分段趨勢模型表現較優;另外樣本內的配適妥當顯示隨機分段趨勢模型確可對資料有良好的描繪。所以他認為不應該特別強調模型樣本外預測的精準程度,並以之來決定預測的標準;譬如當隨機漫步模型在樣本內估計出有顯著漂浮項存在時,樣本外預測表現卻不如沒有漂浮項的簡單隨機漫步之原因可能是漂浮項有狀態轉換的現象,如此便是使用隨機分段趨勢模型較為適合。而在匯率波動的擺盪型態上,Engel (1994) 仍然觀察到有長期擺盪的現象,除了鄰近地區間如歐洲大陸國家對英鎊的匯率,因為最大概似法估計上有局部極大 (local maxima) 現象所以出現部分非長期擺盪的例

³peso problem 名稱的來由是 Milton Friedman 所觀察指出的一個現象,在西元 1970 年代早期的墨西哥,其貨幣披索兌換美元的比率是固定的,且墨西哥的利率遠遠高過與其關係密切的美國。於是投資者從美國借來低成本的資金轉換成披索來購買墨西哥債券,債券到期後這些因為高利率膨脹許多的資金就成為披索市場對美元的需求,因此墨西哥很容易便會陷入以債養債的窘境。在這樣的情況下遠期外匯市場預期披索對美元可能將會貶值,於是遠期匯率持續一段長時間都是高於即期匯率,直到 1976 年披索終於對美元浮動為止。(參考自 —<http://www.blonnet.com/iw/2000/10/01/stories/0701g151.htm>—)

外 (Engel, 1992)。

除了季頻率資料以外, Engel (1992, 1994) 也嚐試了月頻率的資料; Marsh (2000) 亦使用較高頻率的日資料, 並加入與基本面相關的變數三個月期的短期利差 (short-term interest rate differential) 為可獲資訊集合中的外生變數, 在兩狀態馬可夫轉換模型下, 同樣的觀察到長期擺盪的波動行爲。並且由於長期擺盪的觀念與所謂以圖表或技術分析爲主的“chartist”對匯率走勢會有某種趨勢的看法不謀而合, 所以再用兩狀態馬可夫轉換模型樣本外的預測來與技術圖表分析者所運用的一些準則做獲利能力 (profitability) 的比較。

本文主要以單變量的兩狀態馬可夫轉換模型來分析開發中國家的匯率波動型態, 以 Engel and Hamilton (1990) 以及 Hamilton (1989) 所採模型爲分析基礎, 模型預測能力並不在考慮之內, 而以 White (1987), Hamilton (1996) 的診斷性檢查 (diagnostic checking) 方法取而代之來幫助我們判別模型是否設定適當。

3 實證方法

3.1 實證模型與假設檢定

本節介紹我們的實證模型, 以 Engel and Hamilton (1990) 的模型為基準模型 (benchmark)。其設定為兩狀態一階馬可夫轉換模型

$$y_t - \mu_{s_t} = e_t, \quad (3.1)$$

(3.1) 式為沒有加入遞延自變數 (lagged dependent variable) 的隨機分段趨勢簡單轉換模型。 e_t 為干擾項, 其機率分配為 $e_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2)$, 可觀察到的隨機變數 y_t 假設從兩相異常態母體所混合的分配中抽出;¹ 而 s_t 為未知不連續狀態變數 (state variable) 且其隨機過程服從一階馬可夫鏈 (first-order Markov chains),

$$p(s_t = j \mid s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = p(s_t = j \mid s_{t-1} = i), \quad (3.2)$$

$i, j, k = 1$ 或 2 , 狀態變數可能出象的集合為 $\{1, 2\}$ 。假若確定第 t 期狀態變數 $s_t = 1$, 則 $y_t \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, 反之若確定第 t 期狀態變數 $s_t = 2$, 則 $y_t \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ 。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 (transition probability matrix) 為

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & 1 - p_{22} \\ 1 - p_{11} & p_{22} \end{bmatrix}, \quad (3.3)$$

¹與一般標準的混合常態分配所不同的是, (3.1) 式中 y_t 為前後期不獨立的隨機變數。

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 μ_1 、 μ_2 、 σ_1 、 σ_2 以及移轉機率 p_{11} 、 p_{22} , 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 (maximum likelihood estimate)。² 我們亦根據 White (1987) 與 Hamilton (1996) 對模型進行診斷性檢查, 包括自我相關 (autocorrelation) 和條件異質性變異 (autoregressive conditional heteroscedasticity); 在 0.05 的顯著水準下, 若所得出之 *p*-value 小於 0.05 則表示拒絕了虛無假設, 存在著自我相關及異質性變異的現象。則我們進一步用 Hamilton (1989) 的模型為延伸模型 (extended model) 再做估計

$$y_t - \mu_{s_t} = \phi_1(y_{t-1} - \mu_{s_{t-1}}) + \cdots + \phi_q(y_{t-q} - \mu_{s_{t-q}}) + e_t, \quad (3.4)$$

$e_t \sim N(0, \sigma_{s_t}^2)$ 。延伸模型 (3.4) 式中有狀態轉換性質的參數仍為 μ_{s_t} 和 σ_{s_t} , 而加入了被解釋變數 y_t 的遞延項 $1 \sim q$ 期的目的在消除無法通過模型診斷性檢查的困擾; 因此延伸模型所需估計的參數有 $(6+q)$ 個, 為 μ_1 、 μ_2 、 σ_1 、 σ_2 、 p_{11} 、 p_{22} 、 ϕ_1 、 \cdots 、 ϕ_q 。此外為了證明使用馬可夫轉換模型來處理資料是適當的, 習慣上會檢定兩個虛無假設為

1. $H_0^1: \mu_1 = \mu_2$
2. $H_0^2: p_{11} = 1 - p_{22}$ ($H_0: p_{11} = p_{21}$)

若拒絕 $H_0^1: \mu_1 = \mu_2$ 則表示有狀態轉換的現象, 可觀察到的隨機變數 y_t 來自兩個相異的母體; 若無法拒絕 $H_0^2: p_{11} = 1 - p_{22}$ ($H_0: p_{11} = p_{21}$) 則表示狀態變數 s_t 為前後期獨立的跳動, 當期處於狀態 1 的機率並不會受到前一期是狀態 1 或是狀態 2 的影響, 轉換的機制並沒有遵循一階馬可夫鏈。在實際的操作上, 檢定虛無假設 $\mu_1 = \mu_2$ 且 $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ 時會出現干擾參數 (nuisance parameter) 的問題而無法認定 p_{11} 與 p_{22} (Hansen, 1992; 1996),³ 因此 Engel and

²*EM* 演算法估計參數的方式, 詳見 Hamilton (1990) 與 Engel and Hamilton (1990)。

³Klaassen (2001) 用 Hansen (1992, 1996) 的檢定方法解決干擾參數的問題, 並與 Engel and Hamilton (1990) 得出相同的結果, 隨機分段趨勢模型樣本外預測能力勝過具有漂浮項的單一隨機漫步模型, 且匯率有長期擺盪的波動行為。

Hamilton (1990) 建議檢定以下兩個虛無假設

A. $H_0^A: p_{11} = 1 - p_{22}, \mu_1 \neq \mu_2, \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

B. $H_0^B: \mu_1 = \mu_2, \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

在這兩個虛無假設下能認定模型所有參數, 而且每一個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 (chi-square distribution) 分別為:

$$\frac{[\hat{p}_{11} - (1 - \hat{p}_{22})]^2}{\widehat{var}(\hat{p}_{11}) + \widehat{var}(\hat{p}_{22}) - 2 \widehat{cov}(\hat{p}_{11}, \hat{p}_{22})} \sim \chi^2(1), \quad (3.5)$$

$$\frac{(\hat{\mu}_1 - \hat{\mu}_2)^2}{\widehat{var}(\hat{\mu}_1) + \widehat{var}(\hat{\mu}_2) - 2 \widehat{cov}(\hat{\mu}_1, \hat{\mu}_2)} \sim \chi^2(1), \quad (3.6)$$

顯著水準為 0.05 的 $\chi^2(1)$ 臨界值約 3.84, 若所得的樣本統計量大於 3.84 則可順利拒絕虛無假設。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 (independent identically distribution), 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),

$$f(y_t; \theta) = \frac{p_{11}}{\sqrt{2\pi\sigma_1^2}} \exp\left[-\frac{(y_t - \mu_1)^2}{2\sigma_1^2}\right] + \frac{(1 - p_{11})}{\sqrt{2\pi\sigma_2^2}} \exp\left[-\frac{(y_t - \mu_2)^2}{2\sigma_2^2}\right], \quad (3.7)$$

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 (random walk), 而不適合我們所採用的隨機分段趨勢模型。

3.2 馬可夫轉換模型的估計程序

本節將簡要地介紹 Hamilton (1989, 1994) 馬可夫轉換模型及其估計方法。令隨機變數 y_t 為

$$y_t = c_{s_t} + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \cdots + \phi_q y_{t-q} + \varepsilon_t, \quad (3.8)$$

ε_t 為干擾項, 其機率分配為 $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。定義 s_t 為一個無法觀察到的不連續隨機狀態變數, 可能的出象集合為 $\{1, 2, \dots, N\}$, 其作用為引發隨機變數 y_t 於任一時點做可能 N 種狀態的轉換。狀態變數 s_t 的隨機過程服從一階馬可夫鏈, 第 t 期狀態變數 s_t 只與前一期的狀態變數 s_{t-1} 有相關。蒐集所有的移轉機率 $p_{ij} = p(s_t = j | s_{t-1} = i)$ 在 $i, j = 1, 2, \dots, N$ 下可得到一個 $N \times N$ 的移轉機率矩陣,

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{N1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{N2} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ p_{1N} & p_{2N} & \cdots & p_{NN} \end{bmatrix}, \quad (3.9)$$

$p_{i1} + p_{i2} + \cdots + p_{iN} = 1$, 矩陣各個欄位中的元素相加等於 1。⁴ 根據所定義之狀態變數 s_t 及可觀察到的隨機變數 y_t 為條件常態分配假設下可得出 N 個條件機率密度函數

$$f(y_t | s_t = j, \Psi_{t-1}; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_j^2}} \exp \left[-\frac{(y_t - c_j - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} - \cdots - \phi_q y_{t-q})^2}{2\sigma_j^2} \right], \quad (3.10)$$

$j = 1, 2, \dots, N$ 。而 Ψ_{t-1} 為至第 $t-1$ 期為止可獲得之資訊集合, 如 y_1, y_2, \dots, y_{t-1} 皆為已知數 (datum), θ 代表模型所有未知的參數。若表現成一個 $N \times 1$ 的向量 η_t ,

⁴(3.9) 式移轉機率矩陣中之移轉機率為固定形式, 也有經修正的時序變動移轉機率 (time-varying transition probability) 提出, 如 Durland and Mccurdy (1994)、Ghysels (1994)、Filardo (1994) 放寬原有移轉機率為固定的形式, 設定每個移轉機率皆為外生變數的函數, 更具有彈性但模型需估計的參數個數也相對增加。

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(y_t | s_t = 1, \Psi_{t-1}; \theta) \\ f(y_t | s_t = 2, \Psi_{t-1}; \theta) \\ \vdots \\ f(y_t | s_t = N, \Psi_{t-1}; \theta) \end{bmatrix}, \quad (3.11)$$

接著透過最大概似法 (maximum likelihood method) 來估計模型參數, 我們得利用 η_t 及以下將說明的預測機率 (prediction probability)、當期機率 (filtering probability) 與全期機率。預測機率依據第 $t-1$ 期以前獲得的所有資訊來預測第 t 期為某狀態的機率, 其機率形式為 $p(s_t = j | \Psi_{t-1}; \theta)$ 。若表現成一個 $N \times 1$ 的向量

$$\hat{\xi}_{t|t-1} = \begin{bmatrix} p(s_t = 1 | \Psi_{t-1}; \theta) \\ p(s_t = 2 | \Psi_{t-1}; \theta) \\ \vdots \\ p(s_t = N | \Psi_{t-1}; \theta) \end{bmatrix}, \quad (3.12)$$

將 (3.11) 式及 (3.12) 式中對應的元素兩兩相乘將得到在第 $t-1$ 期為止所獲得資訊下, 可觀察到的變數 y_t 與無法觀察到的狀態變數 $s_t = j$ 的聯合機率

$$p(y_t, s_t = j | \Psi_{t-1}; \theta) = f(y_t | s_t = j, \Psi_{t-1}; \theta) \cdot p(s_t = j | \Psi_{t-1}; \theta), \quad (3.13)$$

將 (3.13) 式所得結果由 $j = 1, 2, \dots, N$ 加總得到 y_t 的邊際機率

$$f(y_t | \Psi_{t-1}; \theta) = \sum_{j=1}^N p(y_t, s_t = j | \Psi_{t-1}; \theta), \quad (3.14)$$

由 (3.13) 式除以 (3.14) 式可得到第 t 期的當期機率, 即在第 t 期可獲資訊集合 Ψ_t 下對當期為某狀態 $s_t = j$ 機率的推論,

$$p(s_t = j | \Psi_t; \theta) = \frac{p(y_t, s_t = j | \Psi_{t-1}; \theta)}{f(y_t | \Psi_{t-1}; \theta)}, \quad (3.15)$$

$\Psi_t = \{ y_t, \Psi_{t-1} \}$, 代入 $j = 1, 2, \dots, N$ 可得到各個狀態第 t 期的當期機率; 若表現成一個 $N \times 1$ 的向量

$$\hat{\xi}_{t|t} = \begin{bmatrix} p(s_t = 1 | \Psi_t; \theta) \\ p(s_t = 2 | \Psi_t; \theta) \\ \vdots \\ p(s_t = N | \Psi_t; \theta) \end{bmatrix}, \quad (3.16)$$

又 (3.15) 式的關係可以向量形式呈現為

$$\hat{\xi}_{t|t} = \frac{\hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t}{\mathbf{1}'(\hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t)}, \quad (3.17)$$

符號 \odot 為個別向量中對應元素兩兩相乘之意, $\mathbf{1}$ 為一個 $N \times 1$ 的向量, 其中 N 個元素之值皆為 1。再者經由移轉機率與第 t 期的當期機率, 亦能求出至第 t 期為止可獲得資訊下對第 $t+1$ 期狀態之預測機率

$$p(s_{t+1} = w | \Psi_t; \theta) = \sum_{j=1}^N p(s_t = j, s_{t+1} = w | \Psi_t; \theta), \quad (3.18)$$

分解 (3.18) 式等號右方 s_t 與 s_{t+1} 的聯合機率成爲

$$p(s_t = j, s_{t+1} = w | \Psi_t; \theta) = p(s_{t+1} = w | s_t = j) \cdot p(s_t = j | \Psi_t; \theta), \quad (3.19)$$

可表示第 $t+1$ 期的預測機率為

$$p(s_{t+1} = w | \Psi_t; \theta) = \sum_{j=1}^N p(s_{t+1} = w | s_t = j) \cdot p(s_t = j | \Psi_t; \theta), \quad (3.20)$$

以向量形式呈現

$$\hat{\xi}_{t+1|t} = P \hat{\xi}_{t|t}, \quad (3.21)$$

上式中 P 為 (3.9) 式所定義之移轉機率矩陣, 給定一個起始值 $\hat{\xi}_{1|0}$ 並透過 (3.17) 式和 (3.21) 式反覆運算將可得到各期各個狀態下之當期機率及預測機率。Hamilton (1994) 建議起始值採用 ergodic 機率 π , 其定義為當移轉機率矩陣之特性根 (eigenvalue) 為 1 時, 其相對應的特性向量 (eigenvector) 即是 ergodic 機率

$$P \pi = \pi, \quad (3.22)$$

此外由預測機率和當期機率的反覆計算過程中可以求得樣本對數概似函數 (sample log-likelihood function)

$$\log L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log [\mathbf{1}' (\hat{\xi}_{t|t-1} \odot \eta_t)], \quad (3.23)$$

$t = 1, 2, \dots, T$ 為所有各期的樣本, 未知的參數 θ 經由 BFGS (Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) 數值分析的方法求得。而當要站在事後的時點來回顧以前的狀態時, 就要參考由 Kim (1994) 所提出的全期機率求算方法, 基於對狀態的推論具有時間可逆 (time reversible) 的性質,

$$p(s_t = j | s_{t+1} = w, \Psi_T; \theta) = p(s_t = j | s_{t+1} = w, \Psi_t; \theta), \quad (3.24)$$

進一步分解 (3.24) 式等號右方為

$$\frac{p(s_t = j, s_{t+1} = w | \Psi_t; \theta)}{p(s_{t+1} = w | \Psi_t; \theta)} = \frac{p_{jw} \cdot p(s_t = j | \Psi_t; \theta)}{p(s_{t+1} = w | \Psi_t; \theta)}, \quad (3.25)$$

$p_{jw} = p(s_{t+1} = w | s_t = j)$, 為狀態 $s_t = j$ 的下一時點第 $t+1$ 期會出現狀態 $s_{t+1} = w$ 的移轉機

率。定義全期機率為 $p(s_t = j | \Psi_T)$ ，在全部 T 期可獲資訊集合 Ψ_T 下，以較完整的資訊來解讀並推論過去各期所處之狀態。可由加總 $s_t = j$ 與 $s_{t+1} = w$ 的聯合機率從 $w = 1, 2, \dots, N$ 獲得

$$\sum_{w=1}^N p(s_t = j, s_{t+1} = w | \Psi_T; \theta) = \sum_{w=1}^N p(s_t = j | s_{t+1} = w, \Psi_T; \theta) \cdot p(s_{t+1} = w | \Psi_T; \theta), \quad (3.26)$$

將 (3.24) 式與 (3.25) 式所得結果代入 (3.26) 式中得到

$$p(s_t = j | \Psi_t; \theta) \cdot \sum_{w=1}^N p_{jw} \cdot \frac{p(s_{t+1} = w | \Psi_T; \theta)}{p(s_{t+1} = w | \Psi_t; \theta)} = \sum_{w=1}^N p(s_t = j | s_{t+1} = w, \Psi_T; \theta) \cdot p(s_{t+1} = w | \Psi_T; \theta), \quad (3.27)$$

$j = 1, 2, \dots, N$ ，可表現 (3.27) 式之結果為向量形式

$$\hat{\xi}_{t|T} = \hat{\xi}_{t|t} \odot \{ P' [\hat{\xi}_{t+1|T}(\div) \hat{\xi}_{t+1|t}] \}, \quad (3.28)$$

(\div) 為 $\hat{\xi}_{t+1|T}$ 內的各個元素除以 $\hat{\xi}_{t+1|t}$ 內對應的元素之意。由 (3.28) 式可在第 T 期所獲得全部資訊下，推論過去各期的全期機率。

4 實證結果分析

4.1 資料說明和匯率的擺盪型態

模型所配適的原始資料 (raw data) 為以美元為兌換基礎的支付匯率 (giving quotation),¹ 我們以開發中國家為研究對象, 跨越亞洲與拉丁美洲總共 12 種貨幣別; 包括新台幣 (Taiwanese new dollar)、韓元 (South Korean won)、新加坡幣 (Singaporean dollar)、印尼盾 (Indonesian rupiah)、泰銖 (Thai baht)、菲律賓披索 (Philippine peso)、墨西哥披索 (Mexican peso)、智利披索 (Chilean peso)、巴西里爾 (Brazilian real)、祕魯新索爾 (Peruvian nuevo sol)、哥倫比亞披索 (Colombian peso)、阿根廷披索 (Argentine peso),² 各貨幣對美元匯率原始資料取自 Datastream 資料庫, 來源為國際通訊路透社 (WM/Reuters)。期間與頻率分別為西元 1994 年到 2002 年的雙週 (bi-weekly) 資料, 每個樣本點為兩週匯率平均值。我們先將個別序列轉換為自然對數 (natural logarithm) 並差分一次, 再乘上 100 成為雙週成長率

$$y_t = (\ln x_t - \ln x_{t-1}) \times 100 , \quad (4.1)$$

y_t 即為模型中可觀察到的被解釋隨機變數, x_t 代表原始資料序列。當一國貨幣升值時其匯率走勢向下, 有負的成長率; 貶值時其匯率走勢向上, 有正的成長率。假使平均成長率為負的期間持續較久, 而平均成長率為正的期間短暫, 就出現一個不對稱擺盪的現象。若

¹以美元為兌換基礎的支付匯率指一單位美元可以兌換多少單位的各國國幣, 例如: 西元 2002 年 12 月 31 日, 一美元約可兌換 34.775 元的新台幣。

²中文譯稱參考自台灣本地經濟日報與工商時報。

我們描繪平均成長率為負的期間是處於一個升值狀態, 平均成長率為正的期間是處於一個貶值狀態, 就衍生了有趣的問題: 為什麼特定國家貨幣的升值狀態能夠緩和的進行許久, 而貶值狀態總是匆匆結束呢? 這種匯率不對稱擺盪的波動行為是不是透露了個別國家所面臨的不同或相同處境, 以及其貨幣當局是否同時扮演球員兼裁判之角色? 在開發中國家的外匯市場裡, 各國中央銀行是力量相當可觀的一個參與者, 有時幾乎能夠為所欲為, 當該國貨幣面臨升值的壓力時, 它選擇逆勢操作買入外匯延緩升值的程度以確保出口的順暢, 同時並累聚外匯存底 (foreign exchange reserve) 以備不時之需; 若有貶值壓力時則是放任匯率自由波動, 讓快速大幅貶值來防止預期心理的進一步擴散, 以有利於信心的恢復。因此, 上述的長期擺盪升值狀態與短期擺盪貶值狀態可能正反映了貨幣當局對升值與貶值的不同管理法則。

除了長期擺盪升值狀態兼有短期擺盪貶值狀態以外, 也可能出現相反的不對稱擺盪型態, 此時貶值狀態持續較久, 升值狀態持續較短。不同國家難免面臨到不同的本土衝擊或外來衝擊, 其匯率可能出現另類的不對稱擺盪波動行為, 例如 Shen and Chen (2002) 得到日圓單週匯率成長率在西元 1990 ~ 2001 年間, 有長期持續貶值並有短暫大幅升值的結果。

表 1: 日本西元 1993 ~ 2001 年之國際收支以及外匯存底

單位: 億美元

| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 |
|------|--------|-------|-------|-------|--------|--------|-------|-------|-------|
| 經常帳 | 1,316 | 1,303 | 1,110 | 658 | 968 | 1,188 | 1,146 | 1,197 | 878 |
| 資本帳 | -15 | -19 | -22 | -33 | -41 | -145 | -165 | -93 | -29 |
| 金融帳 | -1,022 | -851 | -640 | -280 | -1,205 | -1,148 | -389 | -783 | -482 |
| 外匯存底 | 985 | 1,259 | 1,833 | 2,166 | 2,196 | 2,155 | 2,869 | 3,549 | 3,952 |

來源: IMF International Financial Statistics Online —<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>—。

說明: 根據 IMF 國際收支手冊第五版規定格式, 將以往資本帳重新分類為資本帳和金融帳, 新的資本帳只紀錄資本移轉及非生產性、非金融性資產的取得與處分, 例如國內外專利權或商譽等無形資產, 這部分佔國際收支的比重相對而言非常小 (胡春田, 1999)。

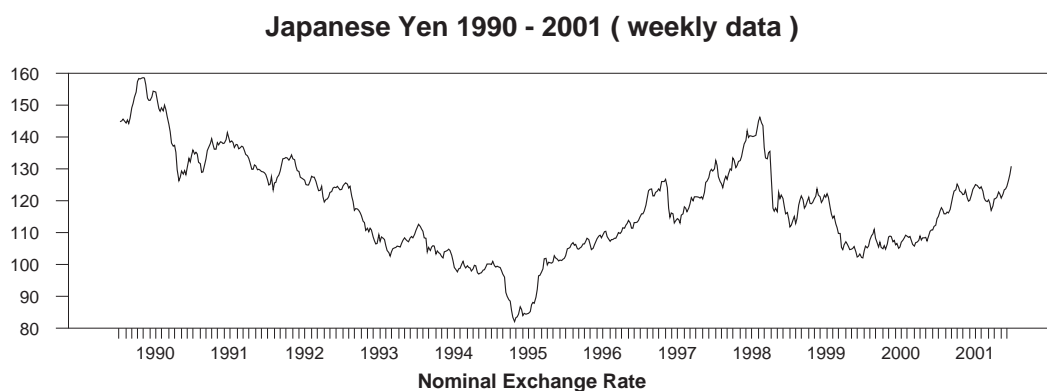


圖 1: 日圓西元 1990 ~ 2001 年名目匯率走勢

說明: 日圓匯率資料取自 Pacific Exchange Rate Center, —<http://www.pacific.commerce.ubc.ca/>—。

圖 1 為西元 1990 ~ 2001 年日圓單週名目匯率走勢, 或許沒有外匯投機客願意嚐試大規模攻擊擁有豐厚外匯存底的昔日亞洲經濟火車頭, 反而日圓偶爾會因為大量的國際收支順差引來貿易往來國家要求日圓升值的壓力, 如著名的西元 1985 年 9 月 22 日的廣場協議 (plaza accord);³ 表 1 為日本國際收支之經常帳 (current account)、資本帳 (capital account) 與金融帳 (financial account) 以及其外匯存底, 可發現除了西元 1997 ~ 1998 年期間金融帳赤字較大以外, 各年間國際收支均有相當程度之順差, 外匯存底數量也長年位居世界第一。而在西元 1998 年亞洲金融風暴進一步蔓延的背景下也有一個美日聯合干預日圓匯率的鮮明實例, 同年 6 月 12 日日圓匯率貶值為當時近 8 年以來最高水準後, 18 日美國動用約 20 億美元買進日圓推升其由 142 日圓兌換一美元成為 137 日圓兌換一美元。⁴ 因此日圓對美元匯率走勢的偶發性短暫大幅升值現象似乎可以由貨幣當局的干預行為看出些許端倪。

又另一種擺盪型態為對稱長期擺盪, Engel and Hamilton (1990) 用美元對英鎊、美元對法國法郎、美元對德國馬克西元 1973 年第 3 季到 1988 第 1 季的匯率季資料, 發現美元呈現長期

³西元 1985 年 9 月 22 日五國集團 (Group of Five, G5) 美國、西德、日本、英國及法國之財經首長於紐約 Plaza Hotel 簽署同意促美元貶值以改善美國貿易逆差 (李榮謙, 1997)。

⁴參考自 Asia Pacific Foundation of Canada, —<http://www.asiapacific.ca/>—。

擺盪升值狀態與長期擺盪貶值狀態相呼應的對稱擺盪,美元的升值狀態與貶值狀態都持續相當長的時間。此種對稱擺盪可解釋為貨幣當局沒有偏好升值或貶值兩者其中之一,完全讓總體基本面的狀況及所有其他市場參與者的行為來決定匯價,或說它的偏好是不明的;以美元為例子,此種長期擺盪的波動行為會出現於深度足夠且金融體系透明度高的外匯市場,單獨貨幣當局或部分國際投機資金所形成的外匯套利基金,如著名的索羅斯(Soros)量子集團旗下的量子基金(Quantum Fund),將無法輕易操縱其外匯價格。

以下將根據上述的基本概念開始檢視我們的實證結果,包括基準簡單轉換模型(3.1)式與加入遞延自變數一期至四期的延伸模型(3.4)式中 $q = 1$ 、 $q = 2$ 、 $q = 3$ 以及 $q = 4$ 所獲得的結果,將所有貨幣分為幾個小團體來討論。第一個群組的成員有新台幣、韓元、新加坡幣和泰銖,第二個群組的成員有菲律賓披索、智利披索和祕魯新索爾,第三個群組有墨西哥披索和哥倫比亞披索,最後一個群組為印尼盾、巴西里爾和阿根廷披索。分群的標準根據參數 μ_1 、 μ_2 、 p_{11} 、 p_{22} 所具有的統計意義,並因此對狀態有不同的描繪;第一個群組與第二個群組中狀態1平均成長率 μ_1 皆不顯著小於或大於零,⁵狀態2平均成長率 μ_2 有顯著大於零,因此描繪狀態1為持平,狀態2為貶值。而群組一持續處於持平狀態的移轉機率 p_{11} 大,持續處於貶值狀態的移轉機率 p_{22} 小,所以標示群組一為長期擺盪持平狀態兼有短期擺盪貶值狀態;反之群組二持續處於持平狀態的移轉機率 p_{11} 小,持續處於貶值狀態的移轉機率 p_{22} 大,所以標示群組二為短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態。第三個群組狀態1平均成長率 μ_1 與狀態2平均成長率 μ_2 皆顯著大於零且 $\mu_1 < \mu_2$,因此描繪狀態1為小幅貶值狀態(以下簡稱小貶狀態),狀態2為大幅貶值狀態(以下簡稱大貶狀態)。而持續處於小貶狀態的移轉機率 p_{11} 大,持續處於大貶狀態的移轉機率 p_{22} 小,所以標示群組三為長期擺盪小貶狀態兼有短期擺盪大貶狀態。最後一個群組狀態1平均成長率 μ_1 與狀態2平均成長率 μ_2 皆顯著大於零,唯因持續處於狀態1的移轉機率 p_{11} 與持續處於狀態2的移轉機率 p_{22} 皆大,所以標示群組四為對稱擺盪。

⁵在標準常態分配顯著水準0.05下,單尾檢定 $\mu > 0$ 或 $\mu < 0$ 臨界值約為 ± 1.645 。

4.2 長期擺盪持平狀態兼有短期擺盪貶值狀態

4.2.1 新台幣

表 A 1 整理了新台幣基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值, 表 A 2 報告各模型診斷性檢查的結果。⁶ 延伸模型 3 通過各項包括個別狀態下以及兩狀態聯合下的自我相關以及異質性變異之診斷性檢查,⁷ 估計結果狀態 1 平均成長率 $\mu_1 = -0.029$ 且不顯著小於零, 是為持平狀態, 持續為持平狀態的機率 $p_{11} = 0.851$, 平均期數 $(1 - p_{11})^{-1} = 6.711$; 狀態 2 平均成長率 $\mu_2 = 0.453$ 且顯著大於零, 是為貶值狀態, 持續為貶值狀態的機率 $p_{22} = 0.496$, 平均期數 $(1 - p_{22})^{-1} = 1.984$, 新台幣呈現出長期擺盪持平狀態兼有短期擺盪貶值狀態的波動行爲。另外延伸模型 3 假設檢定統計量 $H_0^A = 8.174$ 大於顯著水準為 0.05 下的 $\chi^2(1)$ 臨界值 3.84, 拒絕虛無假設為隨機漫步的波動行爲, 新台幣的持平狀態與貶值狀態的隨機轉換過程有馬可夫性質; 假設檢定統計量 $H_0^B = 4.591$ 亦拒絕虛無假設, 表示兩相異狀態下新台幣之平均貶值或平均升值程度有顯著不同。

我們用延伸模型 3 所估計出的全期機率對照新台幣名目匯率的走勢畫出圖 2, 由全期機率圖可看出狀態轉換略顯頻繁, 新台幣匯率的波動對有損其價值之不利因素十分敏感。可觀察到貶值狀態經常是曇花一現便轉而進入持平狀態, 這樣的現象除了不利因素的衝擊外背後可能另有文章, 有一股力量在市場中導引著新台幣的匯價。當外匯市場參與者有日常的交易動機時, 吸收供過於求或補給供不應求的外匯導致持平的結果; 面對投機動機所帶來的貶值壓力時採取一次貶足的策略預防更大規模或恐慌性的外匯需求。那股力量的背後動機為何呢? 為了維持台灣對內對外價格的穩定中央銀行對新台幣匯率採取機動的管理方式, 基本上匯率由市場力量來決定, 央行則視情況介入調節。不過實際上是傾向以保持出口競爭力為最高指導原則, 這個沒有明說的出口導向 (export ori-

⁶各國貨幣參數估計值與診斷性檢查結果編排成表格由表 A 1 至表 L 2, 並置放於本文後之附表, 第 51 ~ 74 頁。

⁷在此新台幣的案例中由於延伸模型 3 與延伸模型 4 表現不分軒輊, 我們根據精簡原則, 選擇有較少遞延自變數的前者為代表。

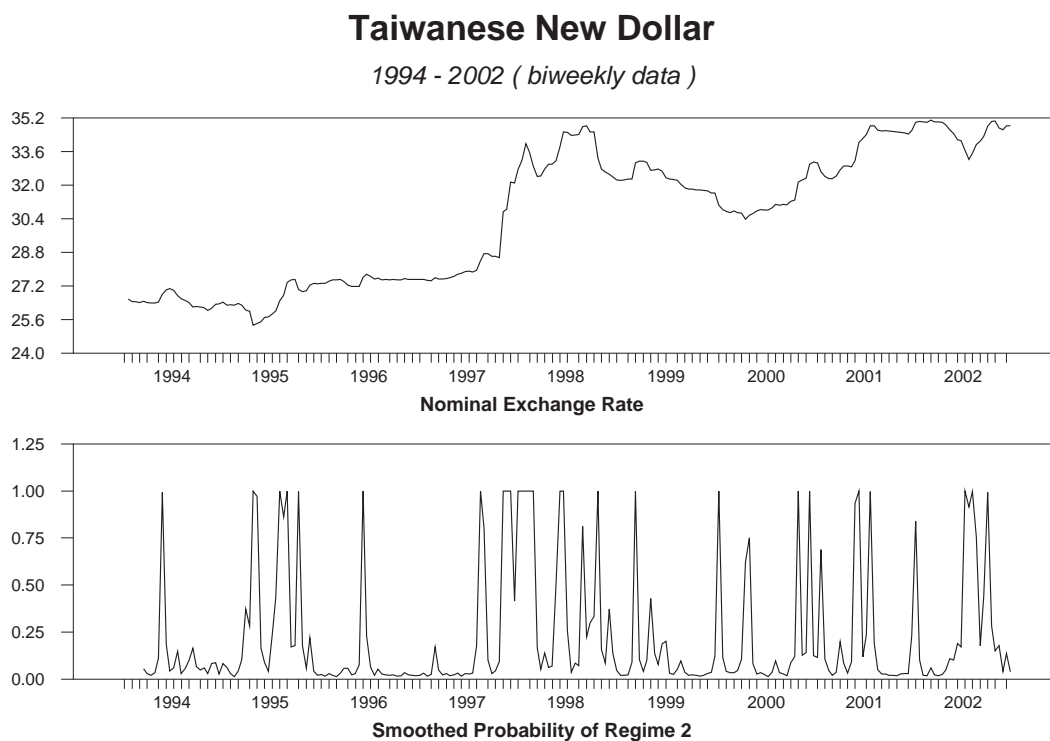


圖 2: 原始匯率走勢與全期機率圖 — 新台幣

ented) 匯率政策真實與否可由表 M 台灣所累積之鉅額外匯存底提供間接的證據,⁸ 例如在西元 2002 年底台灣持有高達世界第三的 1,617 億美元外匯存底。平時在央行反風向措施 (leaning against the wind) 下新台幣匯率大部分處於持平的狀態, 一旦不利新台幣價值的重大衝擊事件發生, 匯率的走勢可能因為央行無足夠力量完全扭轉趨勢而只好選擇尊重外匯市場供需的運作, 因而產生出短期大幅貶值的結果。

對應歷史上所發生傷害新台幣價值的不利衝擊事件, 我們試著由全期機率的圖形來解釋新台幣匯率相對應的波動行為。如西元 1995 年 7 月、1996 年 3 月台灣歷經了兩次飛彈試射危機, 在那段期間央行曾經花費了 170 億美元的外匯存底來穩定匯市 (許嘉棟, 1998a), 不過中國大陸文攻武嚇的威脅依然使新台幣有狀態轉換為短期貶值的現象; 值得一提的

⁸表 M 編排了各國外匯存資料並置放於附表第 75 頁。

是當時國際收支並無明顯負面的變化,反而可能是國內信心的不足。西元 1997 年 7 月從東南亞國家泰國點燃的亞洲金融風暴也延燒到台灣,7 月下旬新台幣開始遭受到貶值的壓力,9 月已陷入暴風圈中;當時中央銀行幾乎不斷的拿出外匯存底來填補需求的缺口,直到 10 月 17 日宣佈讓新台幣自由浮動,匯價立即大幅貶值了約 3.3%。⁹關於放棄繼續支撐新台幣的說法不一而足,根據央行自己的說明,從 7 月 29 日到 31 日連續的三天完全放手由市場力量決定出央行認為已經是合理的新台幣匯價後,就積極的干預了持續兩個半月的時間,甚至常常在一天內賣出數百萬美元來買入新台幣,然而風暴源頭東南亞地區仍未見穩定跡象加上美元對日圓走勢依舊強勁,更濃的預期心理已然形成;為減輕外匯市場干預行動對實質部門與金融市場的負面衝擊,不得不做這樣的選擇(許嘉棟,1998b)。另外從臨界值的觀點來看,在已經消耗約超過當時 1/10 的 70 億美金外匯存底之後,慮及將來仍必須支付未來進口、償還外債,且台灣國際處境缺乏奧援的考量下,只好忍痛宣佈匯價由市場決定(沈中華,2000)。除了直接進入市場賣出外匯作為干預的手段以外,央行也曾在 1998 年 5 月關閉部分無本金交割遠期外匯(non-delivery forward, NDF)的交易來管制投機炒作(speculative attacks)。¹⁰

在這場貨幣危機橫掃亞洲諸國的慘烈景象下,台灣受傷程度可以說是還好而已,雖然肇致疲軟的股票市場,但是卻有相對穩健的外匯市場;外匯相對穩健的原因有三:第一是新台幣對美元匯率並未高估;第二是有穩健的貨幣政策,歷經 80 年代的股市與房地產狂飆,西元 1990 年的泡沫破滅,財經當局為避免通貨膨脹問題從 1992 年起嚴格控制貨幣供給(M2)年成長率為重要貨幣政策方針;第三是有尚稱餘裕的外匯存底充做央行捍衛匯率的堅強後盾(吳中書,1999)。渡過這場波及甚廣的危機後 21 世紀的台灣卻面臨到經濟衰退的難題,在沒有通貨膨脹的威脅下央行於是採行低利率與低幣值的策略,施展阻升助貶的不平衡干預匯率手段;相對於東亞各國貨幣紛紛回升,與國內因為投資意願不振使

⁹同註 4。

¹⁰無本金交割遠期外匯於合約到期時不需繳交本金,只需就早先議定的匯率與到期時的即期匯率之間的差額清算收付,除避險功能外也有濃厚的投機性質。

進口持續負成長所致的貿易順差,新台幣幣值因為央行的干預有明顯低估的情形。¹¹ 反映在表 5.25 台灣外匯存底於西元 2001 及 2002 年分別大量增加了 155 和 395 億美金,央行努力阻升的成果或是對貶值的偏好不言可喻。

4.2.2 韓元

表 B 1 整理了韓元基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值,表 B 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 1 估計出狀態 1 平均成長率 $\mu_1 = 0.026$, 是為持平狀態,持續在持平狀態的機率 $p_{11} = 0.968$; 狀態 2 平均成長率 $\mu_2 = 0.944$, 是為貶值狀態,持續在貶值狀態的機率 $p_{22} = 0.900$, 韓元有長期擺盪持平狀態兼有短期擺盪貶值狀態的波動行爲; 其假設檢定統計量 $H_0^A = 194.321$ 拒絕隨機漫步的虛無假設,延伸模型 1 也通過自我相關與異質性變異診斷性檢查大部分的項目。

我們以延伸模型 1 所估計出的全期機率對照韓元名目匯率的走勢畫出圖 3, 可看出韓元狀態轉換次數並不多, 歷經了幾次短暫的貶值狀態, 大部分的時間都是處於持平的狀況。西元 1997 年初開始, 南韓有許多大企業出現違約的財務問題, 如 1 月 23 日第 14 大企業集團韓寶鋼鐵 (Hanbo steel) 因為無法支付 170 萬美金到期債務而宣告倒閉, 7 月 15 日第 18 大企業集團起亞 (Kia) 也因財務危機向銀行團求援, 10 月 20 日韓元匯率貶值至前所未有的高點, 股價指數跌落至 5 年以來的最低點。¹² 除了當地大企業為了擴大規模有過度的舉債和投資以外, 金融機構中特別是信用風險偏高且自有資本比率偏低的綜合金融公司 (merchant bank) 也從海外市場募集了許多短期資金,¹³ 由於經濟快速發展促使南韓國內資金需求遠超過供給, 因而利率水準較其他競爭國相對偏高, 為此其不斷向國外舉債而忽略了財務結構的問題 (屈筱琳, 1998); 終於在 1997 年 11 月 25 日信用評等機構標準普爾 (S & P) 調降南韓的信用等級由 A+ 到 A-, 11 月 28 日穆迪 (Moody's) 調降南韓的信

¹¹參考自西元 2002 年 4 月 24 日工商時報社論。

¹²同註 4。

¹³西元 1975 年韓國制定綜合金融公司法, 由國內銀行、企業財團和國外銀行合資組成綜合金融公司, 目的在藉著與國外金融機構之合作引進外國資金以供國內企業利用 (屈筱琳, 1998)。

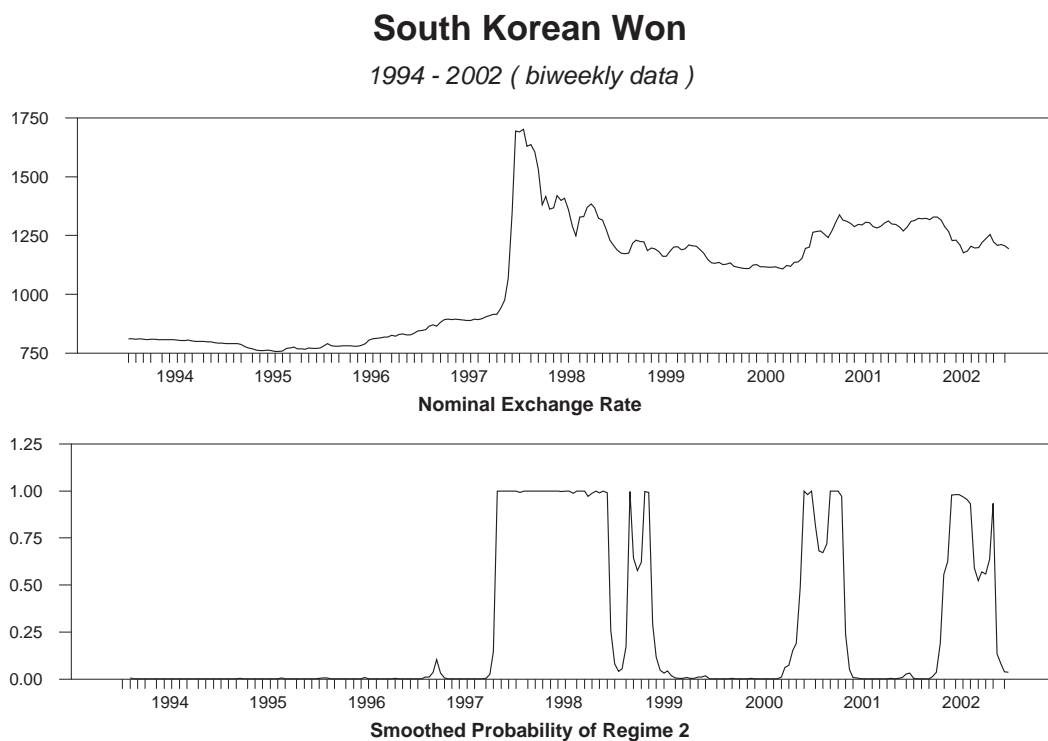


圖 3: 原始匯率走勢與全期機率圖 — 韓元

用等級由 A1 到 A3。Yoo and Kim (1998) 認為上述的情形直接觸發了南韓外匯市場的危機, 由於信用評等遭到調降使得外國的資金供給者不願意展延到期的債權甚至撤回原本的融資, 迫使為債務人的南韓企業與金融機構只好在本地外匯市場購買美元來償還;¹⁴ 經常帳赤字也有擴大的問題, 在表 2 中指出 1996 年南韓經常帳入超已達 230 億美元之譜, 由 1995 年 85 億美元約 GDP 的 2.6 % 陡然上升到接近 IMF 所認定危險上限 5 % 的 4.7 %。經常帳入超將迫使貨幣當局要使用外匯存底來融通, 且危害到承受資金流出之衝擊的能力; 表 2 中外國人證券投資 (portfolio investment) 與外國人其它投資 (other investment) 在危機發生後的 1997、1998 年因為外國人對亞洲信心不足確有逆轉流出南韓的現象, 尤其是其它

¹⁴在 Yoo and Kim (1998) 的實證結果顯示東南亞有貨幣危機的國家泰國、印尼、馬來西亞和菲律賓等四個國家之間有互相傳染的效果 (contagion effect), 南韓則是回過頭來傳染了這四個國家, 韓元的危機或許是自身結構性與南韓政府反應失當的問題。

表 2: 南韓西元 1993 ~ 2001 年經常帳與外國人投資

單位: 億美元

| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 |
|---------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 經常帳 | 10 | -39 | -85 | -230 | -82 | 404 | 245 | 122 | 86 |
| 外國人直接投資 | 6 | 8 | 18 | 23 | 28 | 54 | 93 | 93 | 32 |
| 外國人證券投資 | 111 | 87 | 146 | 215 | 133 | 8 | 79 | 127 | 119 |
| 外國人其它投資 | -15 | 136 | 215 | 246 | -83 | -139 | 15 | -13 | -118 |

來源: IMF International Financial Statistics Online —<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>—。

投資的部分成爲淨流出。而爲了對抗投機炒作, 在表 M 中可看出南韓 1997 年外匯存底驟降爲 204 億美元; 在韓元大幅貶值後改善了經常帳, 外匯存底才又在 1998 年回升到 520 億美元的水準。渡過此次危機, 西元 1998 年底以後韓元大部分處於持平穩定的狀態, 偶有貶值狀態的出現但也都是短期現象。

4.2.3 新加坡幣

表 C 1 整理了新加坡幣基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值, 表 C 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 2 估計出狀態 1 平均成長率 $\mu_1 = -0.096$, 是爲持平狀態, 持續在持平狀態的機率 $p_{11} = 0.926$, 持平狀態平均持續期數 $(1 - p_{11})^{-1} = 13.514$; 狀態 2 平均成長率 $\mu_2 = 0.201$, 持續在貶值狀態的機率 $p_{22} = 0.916$, 貶值狀態平均持續期數 $(1 - p_{22})^{-1} = 11.905$, 估計出新加坡幣有較弱的長期擺盪持平狀態兼有短期擺盪貶值狀態, 又延伸模型 2 之假設檢定統計量 $H_0^A = 91.342$ 拒絕隨機漫步的虛無假設, 也通過各個自我相關和異質性變異的診斷性檢查項目。

我們以延伸模型 2 所估計出的全期機率對照新加坡幣名目匯率的走勢畫出圖 4, 其中顯示新加坡幣有較多次的狀態轉換, 大致而言貶值狀態皆爲短暫停留, 除西元 1997 ~ 1998 年間受到金融風暴的影響持續得較久。

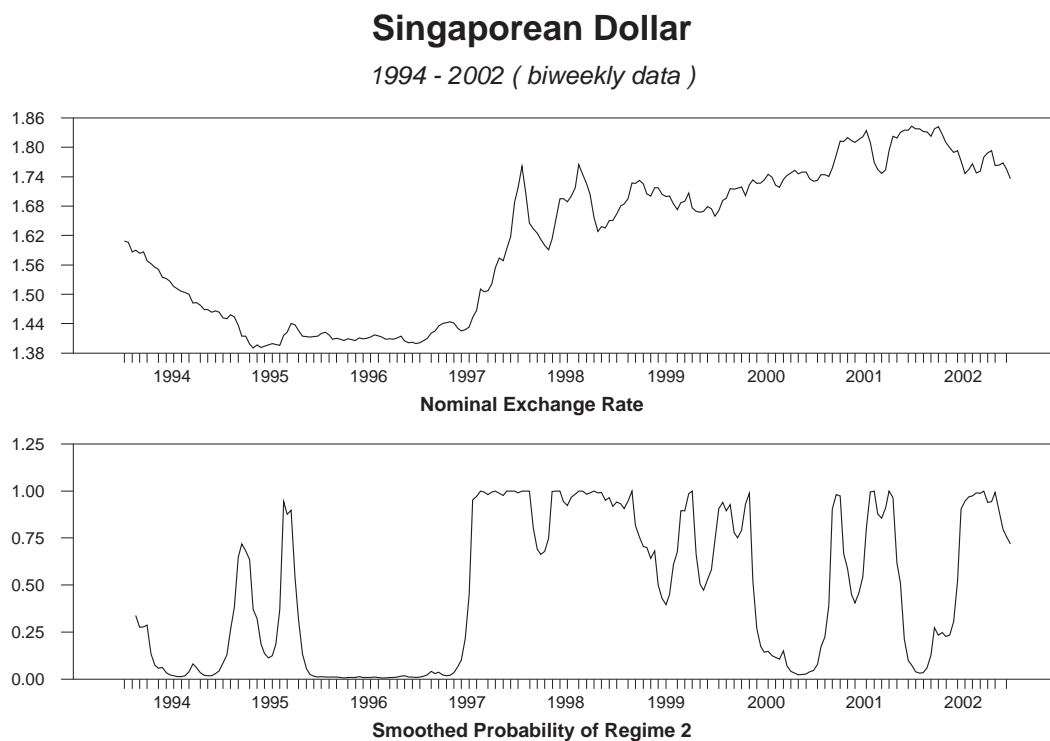


圖 4: 原始匯率走勢與全期機率圖 — 新加坡幣

4.2.4 泰銖

表 D 1 整理了泰銖基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值, 表 D 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 3 通過了大部分自我相關以及異質性變異的診斷性檢查, 估計出狀態 1 平均成長率 $\mu_1 = -0.048$ 且不顯著小於零, 是為持平狀態, 持續為持平狀態的機率 $p_{11} = 0.932$, 平均期數 $(1 - p_{11})^{-1} = 14.706$; 狀態 2 平均成長率 $\mu_2 = 1.276$ 且顯著大於零, 是為貶值狀態, 持續為貶值狀態的機率 $p_{22} = 0.887$, 平均期數 $(1 - p_{22})^{-1} = 8.850$, 泰銖呈現出有長期擺盪持平狀態兼有短期擺盪貶值狀態的波動行為。另外假設檢定統計量 $H_0^A = 133.492$ 大於顯著水準為 0.05 下的 $\chi^2(1)$ 臨界值 3.84, 拒絕虛無假設為隨機漫步的波動行為, 泰銖持平狀態與貶值狀態的隨機轉換過程有馬可夫性質; 假設檢定統計量 $H_0^B = 7.515$ 亦拒絕虛無假設, 表示兩相異狀態下泰銖之平均貶值或平均升值程度有顯著不同。

我們用延伸模型 3 所估計出的全期機率對照泰銖名目匯率走勢畫出圖 5, 在西元 1997 年 7 月以前泰銖匯率為釘住一籃通貨, 也可視為一固定的匯率制度 (Hernández and Montiel, 2001); 由 1984 年 11 月至 1997 年 7 月泰國施行的釘住一籃通貨匯率制度係泰國央行每日根據美元約佔 82 %、德國馬克佔 12 %、日圓佔 6 % 的比重來決定泰銖對美元匯率的中心匯率, 且其波動幅度原則上為高低 0.02 泰銖, 1997 年 7 月後改採管理浮動且允許有較大波動幅度 (盧世勳, 1997), 所以 1997 年之前的匯率走勢僅有些微變化。在西元 1994 年泰國北邊的強鄰中國大陸統合了自己的貨幣制度, 廢除價值較高的外匯卷使得人民幣成為中國單一的貨幣,¹⁵ 因此中國大陸貨幣對外相當於貶值了約 30 %, 而西元 1995 ~ 1997 年間衰弱的日圓也讓泰國產品在日本市場變貴了, 這兩個亞洲大國貨幣的貶值都對泰國的出

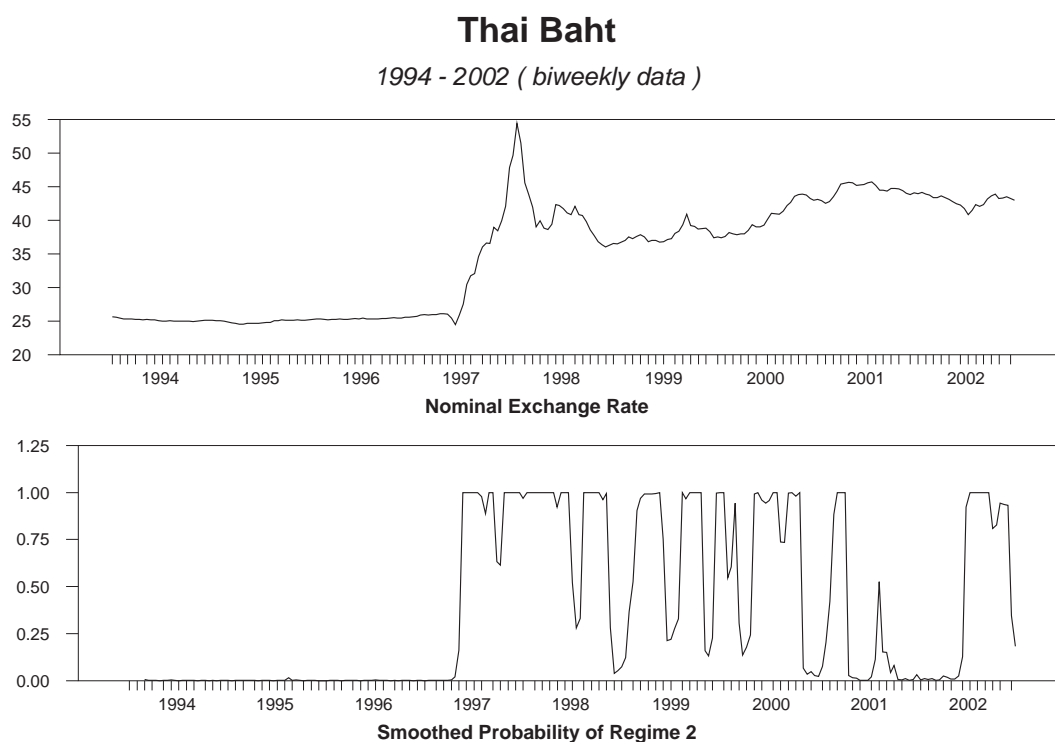


圖 5: 原始匯率走勢與全期機率圖 — 泰銖

¹⁵在此之前中國大陸的貨幣分為人民幣和外匯卷兩種, 只有外匯卷可以和美元、日圓等外國貨幣相互匯兌。

口造成負面的影響。西元 1995 年亞洲華爾街日報發表一篇文章分析泰國有長年經常帳的入超 (參照表3), 與當時發生匯率風暴的墨西哥相似, 結果引發恐慌性的泰銖賣壓, 在泰國央行投入大量資金干預並堅決聲明支持泰銖匯率後風暴很快消逝 (朱雲鵬, 1999)。由於大量外資在 1980 年代下半起湧入泰國, 過度依賴外資的金融機構並將這些資金貸放給了生產力低的房地產業, 加上有缺陷的金融監理體系, 使得泡沫破滅後金融壞帳的問題不可收拾而爆發危機 (鍾世靜, 1998), 而泰國銀行逾放比在 1997 年高達 19.3 % 居亞洲之首 (吳中書, 1999)。種種原因使得泰國股市首先倒地, 受到金融類股的拖累在 1997 年 6 月 19 日跌至 8 年來的低點, 6 月 27 日泰國央行先行關閉了 16 家金融公司的業務,¹⁶ 同時間泰銖的匯率也一直承受極大的貶值壓力, 7 月 2 日泰國央行不再繼續維持泰銖匯率而放手讓其浮動並尋求 IMF 的援助, 從此泰銖開始快速大幅的貶值, 並展開一場株連甚廣的浩劫。由表 3 可知除了在危機前有連續的經常帳入超, 金融危機發生後的外國人其他投資一項也大量的外逃, 反應了外資對當時泰國金融機構的亂象並沒有信心, 泰銖的貶值可以說是無法避免的結果。從泰銖自由浮動後, 一直到 2002 年的這段期間政經情勢也非相當穩定, 再者歷經危機後施行改革欲復甦也是需要時間, 泰銖匯率的波動行為, 經常的出現短期貶值的狀態。

表 3: 泰國西元 1993 ~ 2001 年經常帳與外國人投資

單位: 億美元

| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 |
|---------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 經常帳 | -64 | -81 | -136 | -147 | -30 | 142 | 124 | 93 | 62 |
| 外國人直接投資 | 18 | 14 | 21 | 23 | 39 | 73 | 62 | 34 | 38 |
| 外國人證券投資 | 55 | 25 | 41 | 36 | 46 | 3 | 0.7 | -5 | -9 |
| 外國人其它投資 | 67 | 98 | 194 | 119 | -173 | -182 | -153 | -109 | -66 |

來源: IMF International Financial Statistics Online —<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>—。

¹⁶同註 4。

4.3 短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態

4.3.1 菲律賓披索

表 E 1 整理了菲律賓披索基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計結果, 表 E 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 3 估計出平均成長率 $\mu_1 = 0.016$ 不顯著大於零, 狀態 1 為持平狀態, 持續於持平狀態的機率 $p_{11} = 0.943$, 平均期間 $(1 - p_{11})^{-1} = 17.544$; 平均成長率 $\mu_2 = 0.458$ 顯著大於零, 狀態 2 為貶值狀態, 持續於貶值狀態的機率 $p_{22} = 0.959$, 平均

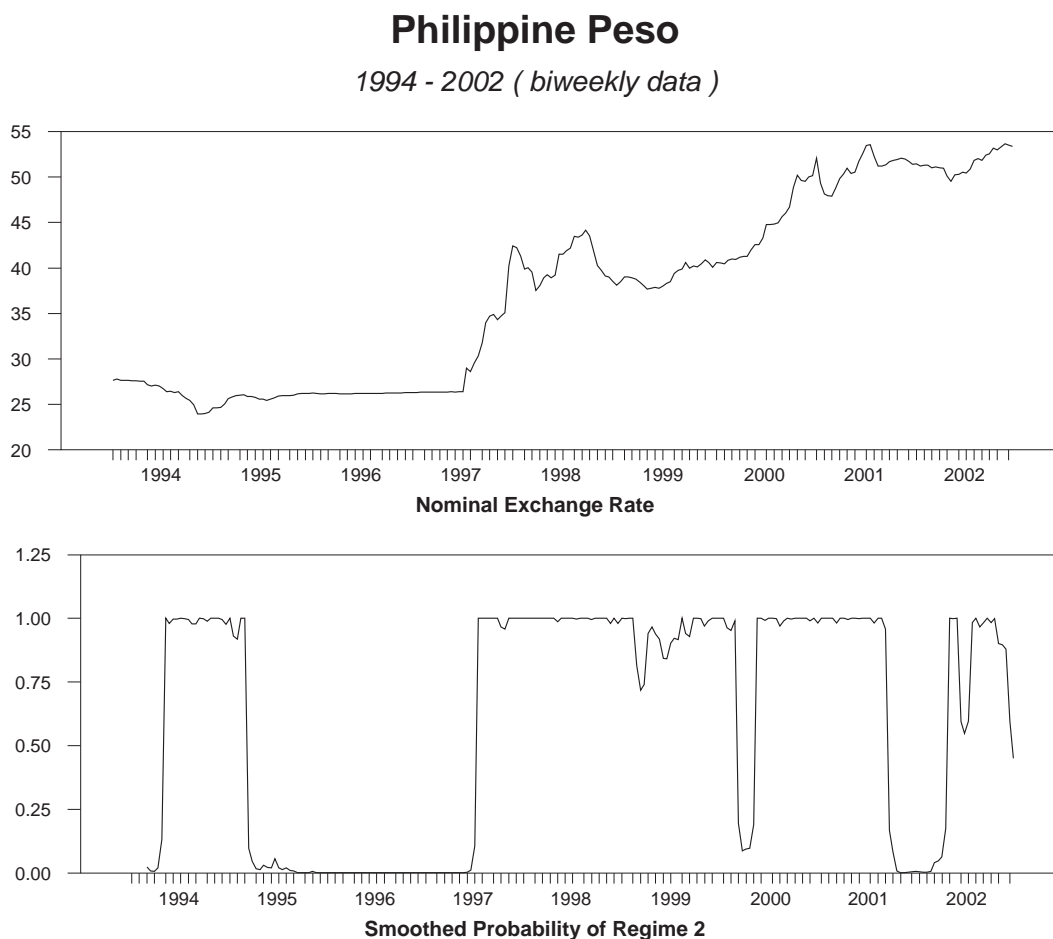


圖 6: 原始匯率走勢與全期機率圖 — 菲律賓披索

期間 $(1 - p_{22})^{-1} = 24.390$, 菲律賓披索呈現出短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態的波動行爲。延伸模型 3 通過了各項自我相關和異質性變異的診斷性檢查, 假設檢定統計量 $H_0^A = 399.936$ 拒絕隨機漫步的虛無假設, 菲律賓披索持平狀態與貶值狀態間的隨機轉換過程具有馬可夫性質; 另外假設檢定統計量 $H_0^B = 2.822$ 在 0.1 的顯著水準下拒絕兩平均成長率相等的虛無假設。我們以延伸模型 3 所估計出的全期機率對照菲律賓披索名目匯率的走勢畫出圖 6, 可看出其一旦進入貶值狀態就會持續相當長的時間, 1997 年以前有一段長時間的貶值狀態, 以後有三段且持續的特性更明顯, 平均而言呈現出短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態的波動行爲。

4.3.2 智利披索

表 F 1 整理了智利披索基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值, 表 F 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 1 通過了各項自我相關以及異質性變異的診斷性檢查, 估計出狀態 1 平均成長率 $\mu_1 = -0.042$ 且不顯著小於零, 是爲持平狀態, 持續爲持平狀態的機率 $p_{11} = 0.943$, 平均期數 $(1 - p_{11})^{-1} = 17.544$; 狀態 2 平均成長率 $\mu_2 = 0.373$ 且顯著大於零, 是爲貶值狀態, 持續爲貶值狀態的機率 $p_{22} = 0.968$, 平均期數 $(1 - p_{22})^{-1} = 31.250$, 智利披索呈現出短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態的波動行爲。另外延伸模型 1 假設檢定統計量 $H_0^A = 309.745$ 大於顯著水準爲 0.05 下的 $\chi^2(1)$ 臨界值 3.84, 拒絕虛無假設爲隨機漫步的波動行爲, 持平狀態與貶值狀態的隨機轉換過程有馬可夫性質; 假設檢定統計量 $H_0^B = 5.873$ 亦拒絕虛無假設, 表示兩相異狀態下智利披索之平均貶值或平均升值程度有顯著不同。

我們以延伸模型 1 所估計出的全期機率對照智利披索名目匯率走勢畫出圖 7, 可看出從西元 1997 年一直到 2002 年長期持續爲貶值狀態, 只在 1998 年有短暫持平狀態曾經出現, 之前則是約一半時間爲持續持平, 一半時間爲持續貶值的狀況; 總的來說貶值狀態的存續能力高於持平狀態, 智利披索呈現出短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態的波動行爲。

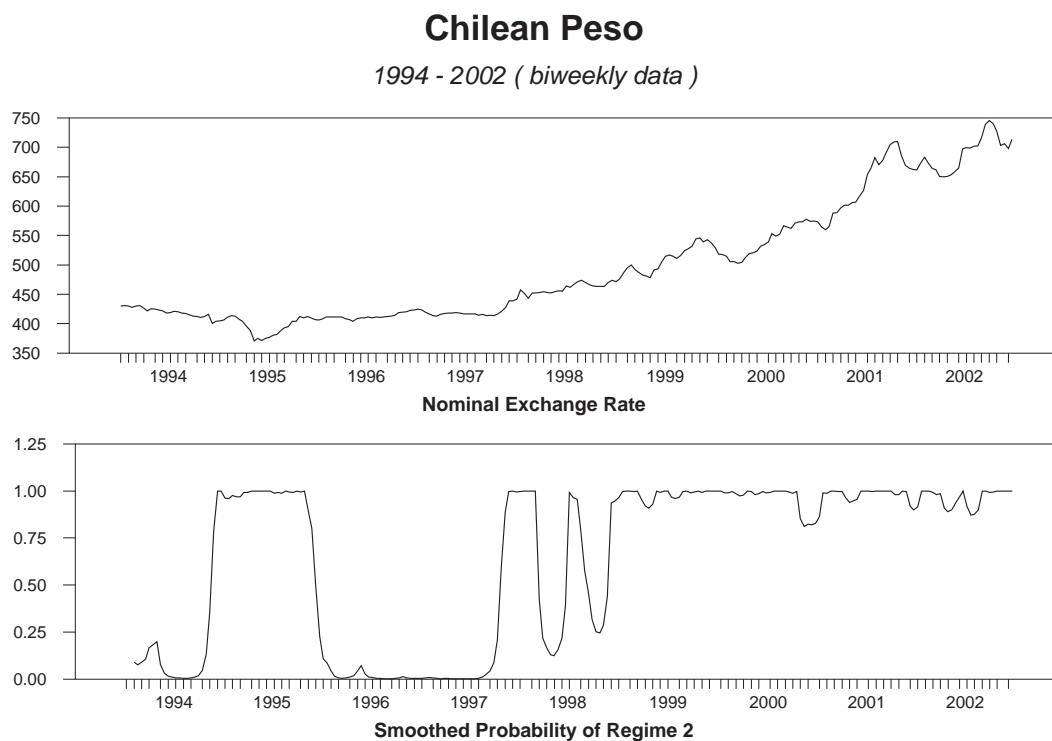


圖 7： 原始匯率走勢與全期機率圖 — 智利披索

4.3.3 祕魯新索爾

表 G 1 整理了祕魯新索爾基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值, 表 G 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 2 通過了各項自我相關以及異質性變異的診斷性檢查, 估計出狀態 1 平均成長率 $\mu_1 = -0.002$ 不顯著小於零, 是為持平狀態, 持續為持平狀態的機率 $p_{11} = 0.881$, 平均期數 $(1 - p_{11})^{-1} = 8.403$; 狀態 2 平均成長率 $\mu_2 = 0.381$ 顯著大於零, 是為貶值狀態, 持續為貶值狀態的機率 $p_{22} = 0.902$, 平均期數 $(1 - p_{22})^{-1} = 10.204$, 祕魯新索爾呈現出短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態的波動行爲。另外延伸模型 2 假設檢定統計量 $H_0^A = 84.188$ 大於顯著水準為 0.05 下的 $\chi^2(1)$ 臨界值 3.84, 拒絕虛無假設為隨機漫步的波動行爲, 祕魯新索爾持平狀態與貶值狀態的隨機轉換過程有馬可夫性質; 假設檢定統計量 $H_0^B = 11.946$ 亦拒絕虛無假設, 表示兩相異狀態下祕魯新索爾之平均貶值或平均升

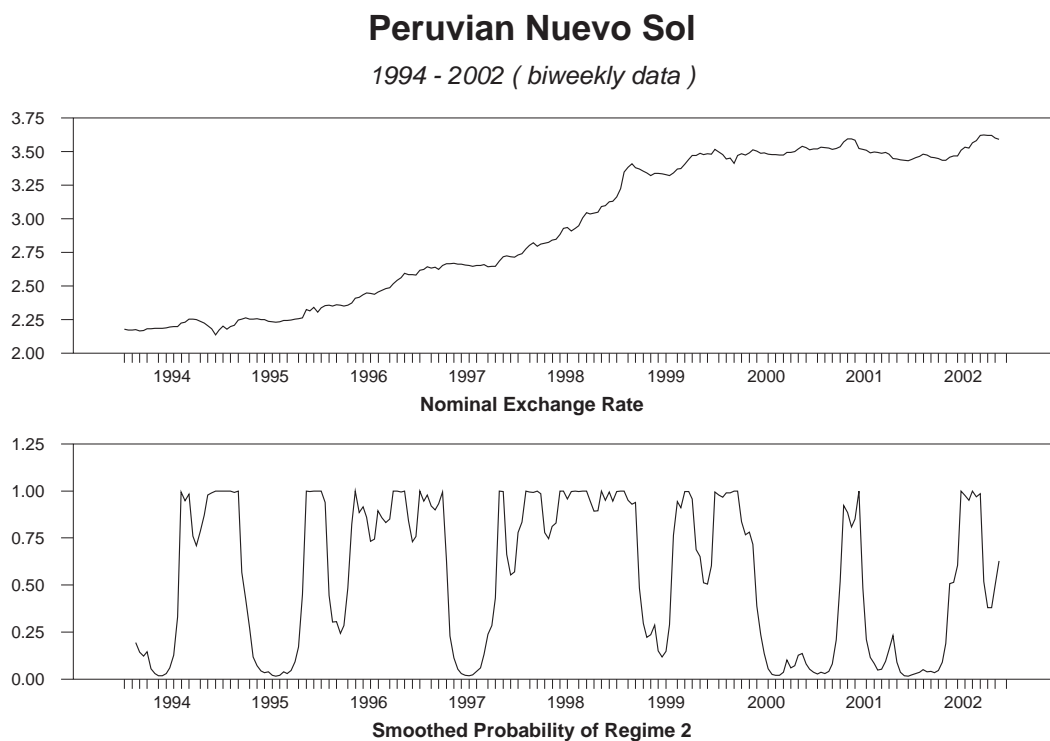


圖 8： 原始匯率走勢與全期機率圖 — 祕魯新索爾

值程度有顯著不同。

我們用延伸模型 2 所估計出的全期機率對照祕魯新索爾名目匯率走勢畫出圖 8, 由圖中可看出祕魯新索爾進入持平狀態不久後就會轉換成爲貶值狀態, 轉入貶值狀態之後將持續較久時間, 祕魯新索爾呈現出短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態的波動行爲。

4.4 長期擺盪小貶狀態兼有短期擺盪大貶狀態

4.4.1 墨西哥披索

表 H 1 整理了墨西哥披索基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值, 表 H 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 2 通過了各項自我相關以及異質性變異的診斷性

檢查, 估計出平均成長率 $\mu_1 = 0.152$ 顯著大於零, 狀態 1 為小貶狀態, 持續為小貶狀態的機率 $p_{11} = 0.984$, 平均持續期數 $(1 - p_{11})^{-1} = 62.500$; 平均成長率 $\mu_2 = 5.890$ 顯著大於零, 狀態 2 為大貶狀態, 持續為大貶狀態的機率 $p_{22} = 0.798$, 平均持續期數 $(1 - p_{22})^{-1} = 4.950$, 墨西哥披索呈現出長期擺盪小貶狀態兼有短期擺盪大貶狀態的波動行爲。另外延伸模型 2 假設檢定統計量 $H_0^A = 55.393$ 大於顯著水準為 0.05 下的 $\chi^2(1)$ 臨界值 3.84, 拒絕虛無假設為隨機漫步的波動行爲, 墨西哥披索小貶狀態與大貶狀態的隨機轉換過程有馬可夫性質; 假設檢定統計量 $H_0^B = 3.968$ 並無法拒絕兩相異狀態平均成長率有顯著不同。

我們以延伸模型 2 所估計出的全期機率對照墨西哥披索名目匯率走勢畫出圖 9, 可看出除了 1994 ~ 1995 年和 1998 年曾經出現短暫大幅貶值的情況, 大部分處於小貶的狀態。西元 1994 年墨西哥爆發了著名的龍舌蘭危機 (tequila crisis), 由於墨西哥披索的高估使經

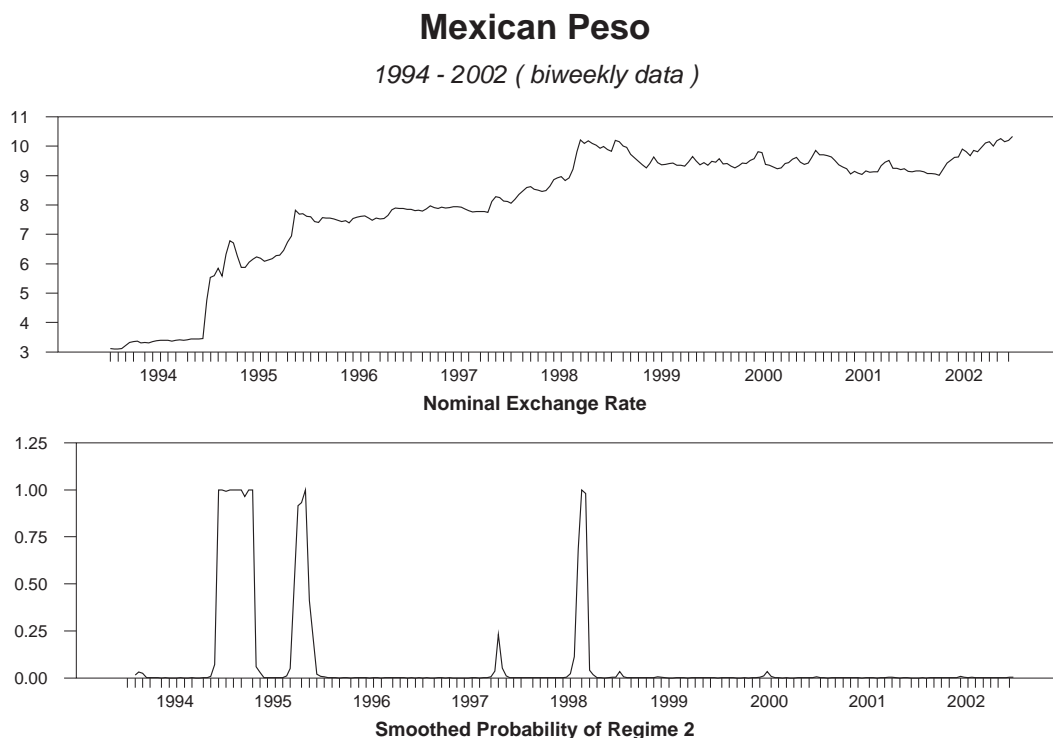


圖 9: 原始匯率走勢與全期機率圖 — 墨西哥披索

表 4: 墨西哥西元 1993 ~ 2001 年經常帳與外國人投資

單位: 億美元

| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 |
|---------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 經常帳 | -234 | -297 | -16 | -25 | -77 | -161 | -140 | -178 | -177 |
| 外國人直接投資 | 44 | 110 | 95 | 92 | 128 | 119 | 125 | 142 | 247 |
| 外國人證券投資 | 289 | 82 | -97 | 35 | 60 | -2 | 63 | 43 | 10 |
| 外國人其它投資 | 41 | 23 | -29 | -21 | 2 | 0.7 | -3 | -0.1 | -0.1 |

來源: IMF International Financial Statistics Online —<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>—。

常帳入超在 1993 年已達 234 億美元 (參照表 4) 約佔 GDP 的 6 % , 1994 年更擴大為 297 億美元接近 GDP 的 10 % , 只能靠著外資大量的流入來融通。然而外在與內在的因素, 讓國際投資者對墨西哥的信心從 1994 年初開始漸漸減弱, 外在因素為美國為預防通貨膨脹從 1994 年 2 月起連續 7 次調高利率, 內在因素為經常帳持續惡化與國內政局動盪不安, 使國際投資人體認到墨西哥經濟前景並不樂觀 (彭淮南, 1995)。因為流入墨西哥的外資中有許多共同基金 (mutual fund)、避險基金 (hedge fund) 以及退休基金 (pension fund) 為投資債卷的短期外資, 此部份屬於表 4 中的外國人證券投資一項, 可看出危機發生後 1994 年大幅減少為 82 億美元, 1995 年更轉為淨流出。因為沒有信心而流出的外資使得墨西哥貨幣當局為支撐匯率目標區的上限大量的耗損了外匯存底, 表 M 中墨西哥外匯存底在 1994 年僅剩下 63 億美元。另外在 1998 年所出現的大貶狀態也有經常帳逆差惡化, 外國人證券投資轉為淨流出的情形, 不過因為 1995 年墨西哥已改採浮動匯率制度 (Berg、Borensztein and Mauro, 2002), 所以外匯存底並未有再次大幅減少的情形。

4.4.2 哥倫比亞披索

表 I 1 整理了哥倫比亞披索基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值, 表 I 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 1 通過了各項自我相關以及異質性變異的診斷性檢查, 估計出平均成長率 $\mu_1 = 0.263$ 顯著大於零, 持續為小貶狀態的機率 $p_{11} = 0.957$, 平

均持續期數 $(1 - p_{11})^{-1} = 23.256$; 平均成長率 $\mu_2 = 1.059$ 顯著大於零, 持續為大貶狀態的機率 $p_{22} = 0.918$, 平均持續期數 $(1 - p_{22})^{-1} = 12.195$, 呈現出哥倫比亞披索有長期擺盪小貶狀態兼有短期擺盪大貶狀態的波動行爲。另外延伸模型 1 假設檢定統計量 $H_0^A = 250.330$ 大於顯著水準為 0.05 下的 $\chi^2(1)$ 臨界值 3.84, 拒絕虛無假設為隨機漫步的波動行爲, 小貶狀態與大貶狀態的隨機轉換過程有馬可夫性質; 假設檢定統計量 $H_0^B = 4.813$ 也拒絕兩狀態平均成長率相等的虛無假設, 哥倫比亞披索在小貶狀態與大貶狀態的平均升值或貶值幅度並不相同。我們用延伸模型 1 所估計出的全期機率對照哥倫比亞披索名目匯率畫出圖 10, 可看出除了受到 1999 年南美洲最大經濟體巴西的危機所影響而有較長的大貶狀態持續外, 哥倫比亞披索大部分為小幅貶值的狀態, 而在 1999 年後哥倫比亞也改採浮動匯率制度, 遭遇危機的拉丁美洲貨幣都會有相同的反應 (Berg、Borensztein and Mauro, 2002)。

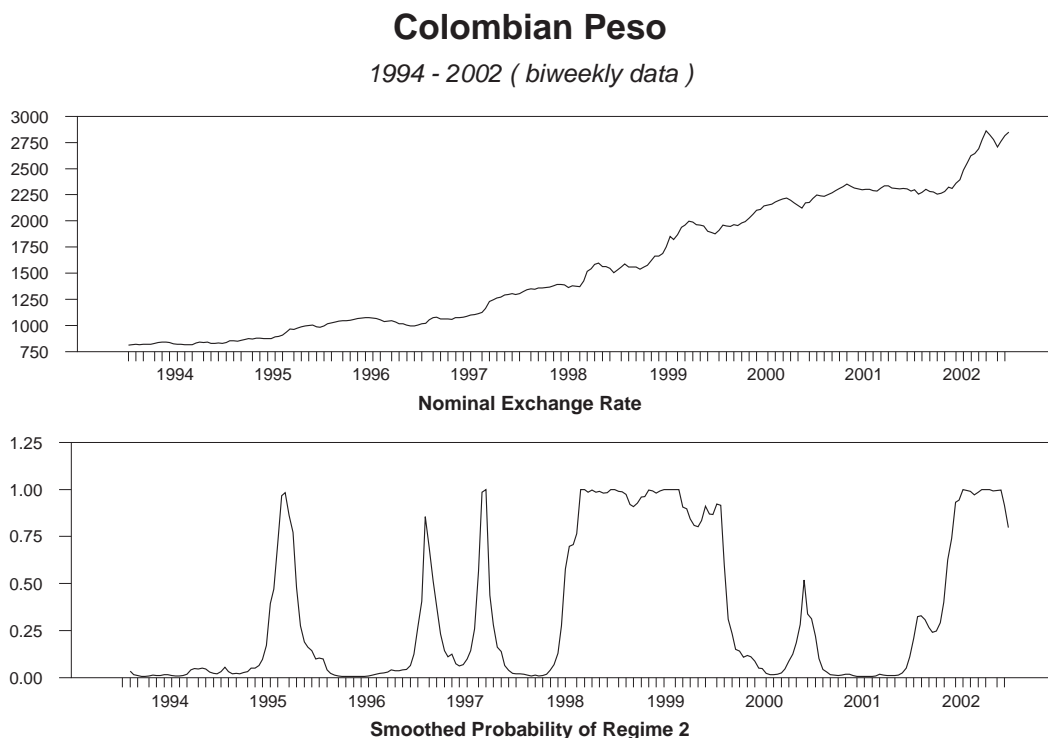


圖 10: 原始匯率走勢與全期機率圖 — 哥倫比亞披索

4.5 對稱擺盪

4.5.1 印尼盾

表 J 1 整理了印尼盾基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值, 表 J 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 2 通過了各項自我相關以及異質性變異的診斷性檢查, 估計出平均成長率 $\mu_1 = 0.140$ 顯著大於零, 狀態 1 為小貶狀態, 持續為小貶狀態的機率 $p_{11} = 0.993$, 持續的平均期數 $(1 - p_{11})^{-1} = 142.857$; 平均成長率 $\mu_2 = 3.759$ 顯著大於零 狀態 2 為大貶狀態, 持續為大貶狀態的機率 $p_{22} = 0.989$, 持續的平均期數 $(1 - p_{22})^{-1} = 90.909$, 印尼盾呈現出對稱擺盪的波動行為。另外假設檢定統計量 $H_0^A = 5057.384$ 拒絕隨機漫步的虛無假設, 印尼盾兩個相異狀態的隨機轉換過程有馬可夫性質; 假設檢定統計量 $H_0^B = 0.756$ 也拒絕

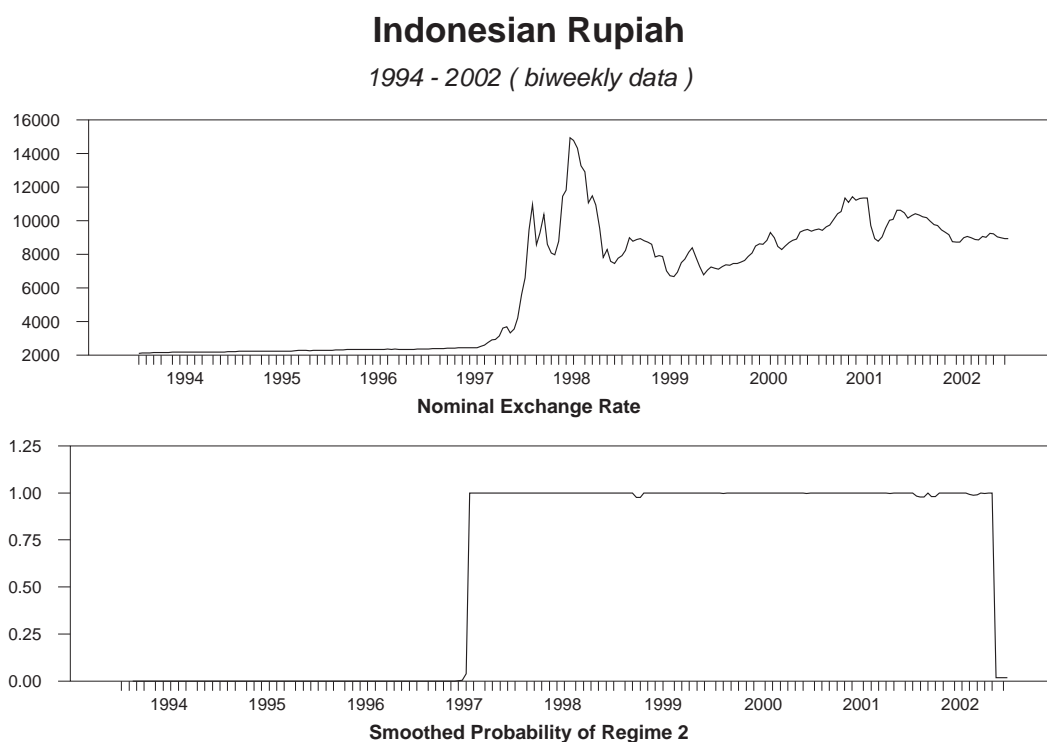


圖 11: 原始匯率走勢與全期機率圖 — 印尼盾

表 5: 印尼西元 1993 ~ 2001 年經常帳與外國人投資

單位: 億美元

| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 |
|---------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 經常帳 | -21 | -28 | -64 | -77 | -49 | -41 | -58 | -80 | -69 |
| 外國人直接投資 | 20 | 21 | 43 | 62 | 47 | -4 | -27 | -46 | -33 |
| 外國人證券投資 | 18 | 39 | 41 | 50 | -26 | -19 | -18 | -19 | -2 |
| 外國人其它投資 | 22 | -15 | 24 | 2 | -28 | -74 | -13 | -13 | -40 |

來源: IMF International Financial Statistics Online —<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>—。

虛無假設, 印尼盾在小貶狀態與大貶狀態的平均升值或貶值幅度有顯著不同。

我們以延伸模型 2 所估計出的全期機率對照印尼盾名目匯率畫出圖 11, 可看出以西元 1997 年中為一分水嶺, 受到泰國所爆發的金融風暴所拖累, 當年 8 月 14 日印尼中央銀行不再干預印尼盾匯率使其自由浮動,¹⁷ 其後印尼盾就持續處於一個有較大平均貶值幅度的狀態。由表 5 可知印尼也有經常帳連年入超的情形, 再者因為 1997 之後印尼的政經局勢並不穩定且常有暴亂的發生, 外國投資者對此肯定感到相當不安, 外國人直接投資、外國人證券投資和外國人其他投資三項 1997 之後連年皆為淨流出。所以印尼盾在此段期間歷經一次的狀態轉換並在不同的狀態中分別持續甚久, 呈現出長期擺盪小貶狀態兼有長期擺盪大貶狀態的對稱擺盪波動行為。

4.5.2 巴西里爾

表 K 1 整理了巴西里爾基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值, 表 K 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 3 估計出平均成長率 $\mu_1 = 0.284$ 顯著大於零, 狀態 1 為小貶狀態, 持續為小貶狀態的機率 $p_{11} = 0.967$, 持續的平均期數 $(1 - p_{11})^{-1} = 30.303$; 平均成長率 $\mu_2 = 1.816$ 顯著大於零, 狀態 2 為大貶狀態, 持續為大貶狀態的機率 $p_{22} = 0.980$, 持續的平均期數 $(1 - p_{22})^{-1} = 50.000$, 與基準模型一致呈現出巴西里爾有對稱擺盪的波動行為。另

¹⁷同註 4。

外假設檢定統計量 $H_0^A = 1140.980$ 拒絕隨機漫步的虛無假設, 巴西里爾在小貶狀態與大貶狀態之間的隨機轉換過程有馬可夫性質; 假設檢定統計量 $H_0^B = 31.606$ 也拒絕虛無假設, 巴西里爾在小貶狀態與大貶狀態的平均升值幅度或平均貶值幅度有顯著不同。

我們以延伸模型 3 所估計出的全期機率對照巴西里爾名目匯率畫出圖 12, 巴西在西元 1994 年 7 月起施行所謂里爾計劃 (real plan), 重新發行貨幣里爾, 結合高利率的配套措施里爾匯率將釘住美元以抑制國內通貨膨脹的問題, 雖然有成功的壓低了通貨膨脹, 但因為偏高的幣值也造成了巨額經常帳入超和與外債利息激增相關的政府財政赤字問題 (鍾世靜, 1999)。西元 1999 年初的巴西金融危機即為其政府財政的困窘所引爆, 1 月上旬巴西第三大州地方政府宣佈將延期償還所負債務, 加上 1 月 13 日巴西央行宣佈將里爾的交易區間向上修正, 相當於貶值了 8%。但是發出了政府不再堅決維持匯率不變的訊號後,

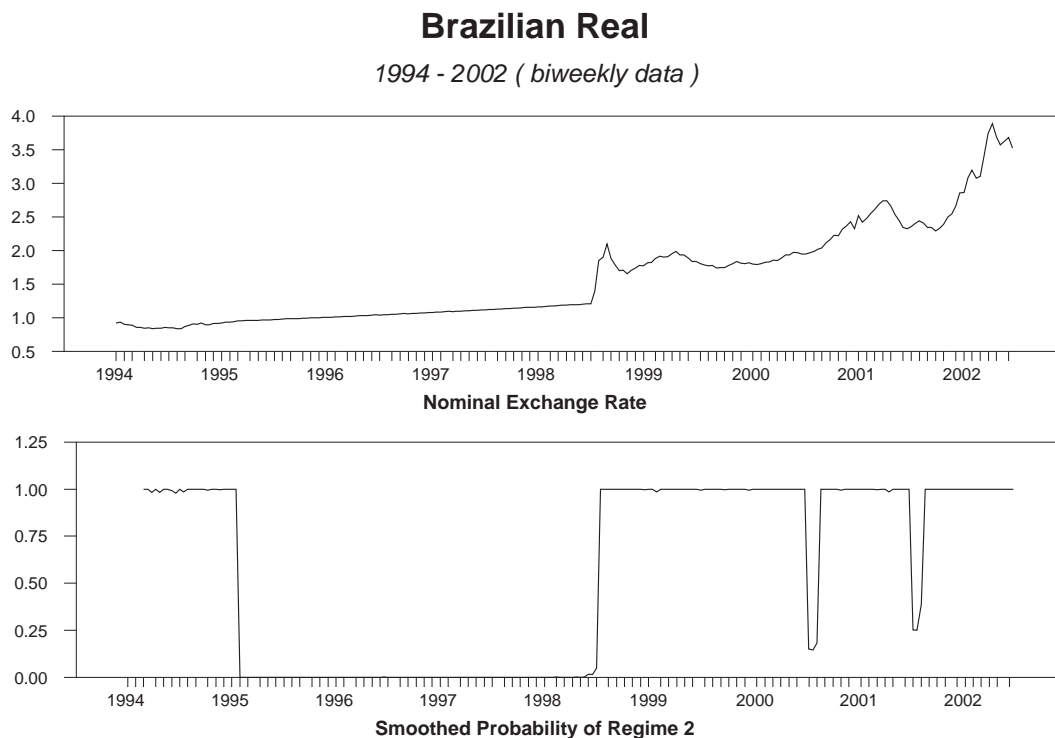


圖 12: 原始匯率走勢與全期機率圖 — 巴西里爾

這樣的貶值幅度仍不足以滿足市場的預期,於是里爾開始大貶,甚至由於國際投資者將拉丁美洲皆視為一共同體的印象下,紛紛撤出此一地區,連累了其他拉丁美洲的國家。而和1994年墨西哥危機所不同的是,巴西央行很快的在1月18日宣佈採取自由浮動匯率,並沒有在外匯存底即將見底時才不得以讓其浮動,其做法頗類似1997年10月的台灣中央銀行。由圖中可看出自1999年到2000年間為一持續大幅貶值的狀態,其後也曾有兩次短暫的小幅貶值狀態的出現,平均而言大貶狀態均會持續一段長時間,加上1999年前一段長時間持續的小貶狀態,巴西里爾呈現出長期擺盪小貶狀態兼有長期擺盪大貶狀態的對稱擺盪波動行爲。

4.5.3 阿根廷披索

表 K 1 整理了阿根廷披索基準模型與延伸模型 1 至延伸模型 4 的參數估計值,表 K 2 報告各模型診斷性檢查的結果。延伸模型 1 估計出平均成長率 $\mu_1 = -0.000$ 不顯著小於零,狀態 1 為持平狀態,持續為持平狀態的機率 $p_{11} = 0.996$,持續的平均期數 $(1 - p_{11})^{-1} = 250.000$; 平均成長率 $\mu_2 = 4.336$ 顯著大於零 狀態 2 為貶值狀態,持續為貶值狀態的機率 $p_{22} = 0.990$,持續的平均期數 $(1 - p_{22})^{-1} = 100.000$,延伸模型 1 呈現出阿根廷披索有長期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態的波動行爲。另外假設檢定統計量 $H_0^A = 3714.765$ 拒絕隨機漫步的虛無假設,阿根廷披索在持平狀態與貶值狀態之間的隨機轉換過程有馬可夫性質;假設檢定統計量 $H_0^B = 7.945$ 也拒絕虛無假設,阿根廷披索在持平狀態與貶值狀態的平均升值幅度或平均貶值幅度有顯著不同。

我們以延伸模型 1 所估計出的全期機率對照阿根廷披索名目匯率畫出圖 13,可看出在西元 2001 年以前為持續持平的狀態,因為 1990 年代初期起阿根廷所採用的是嚴格釘住 (hard peg) 美元的匯率制度 (Berg、Borensztein and Mauro, 2002),兌換的比率是阿根廷披索和美元 1:1 的等值兌換。可是阿根廷的問題與巴西如出一轍,為了壓制通貨膨脹所採用的匯率制度使得幣值有高估的現象,導致經常帳的連年逆差 (參照表 6),加上外債負擔龐大,過度依賴外來資本以進行擴張財政政策的結果導致西元 2002 年阿根廷的破產。¹⁸ 由

¹⁸參考西元 2002 年 1 月 16 日中國時報時論廣場。

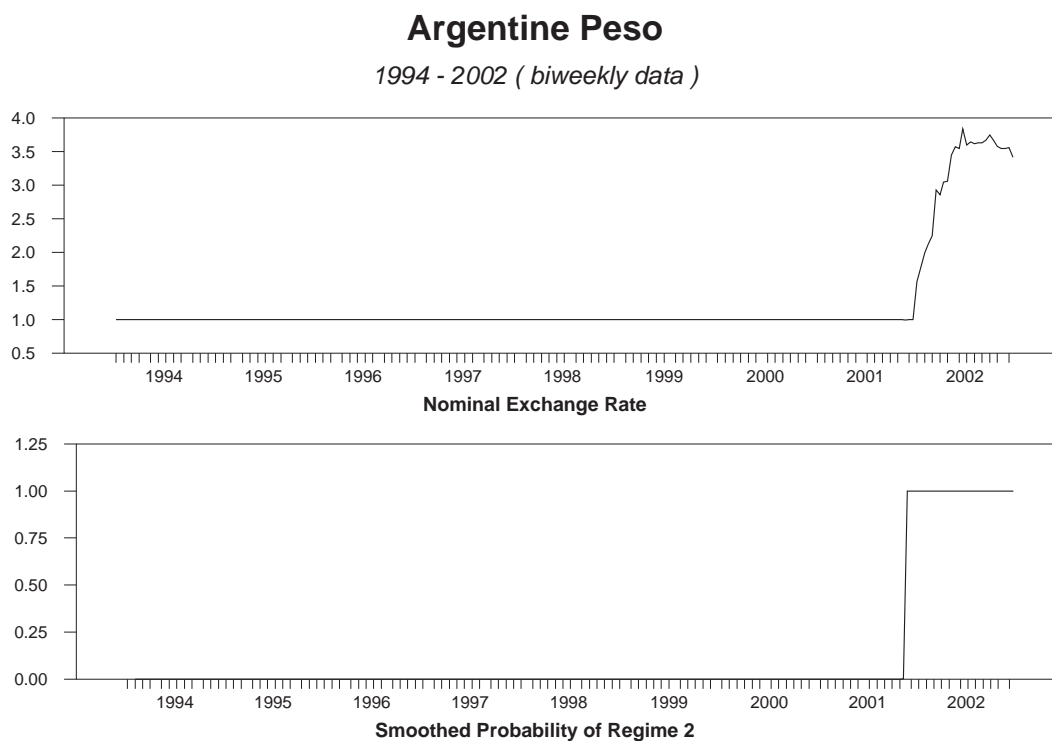


圖 13: 原始匯率走勢與全期機率圖 — 阿根廷披索

表 6 也可看出自 1999 年開始外國人證券投資一項即轉為淨流出, 外國人其他投資一項也在 2001 年轉為淨流出, 阿根廷 2002 年初的破產是有跡可尋的。而表 M 中阿根廷外匯存底在 2001 年和 2002 年也有顯著的減少, 在無力繼續維持等值兌換美元的匯率制度下, 阿根廷只好於西元 2002 年 1 月 7 日宣佈廢除等值兌換美元的釘住匯率制度改為暫時的雙重匯率制度, 企業界出口貨物的匯率貶值 40%, 一般民衆兌換美元的匯率則自由浮動。¹⁹ 於是在 2001 年以前阿根廷披索處於長期持續的持平狀態, 之後則為貶值狀態, 呈現出長期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態的對稱擺盪波動行為。

¹⁹參考西元 2002 年 1 月 8 日中國時報第九版國際焦點。

表 6: 阿根廷西元 1993 ~ 2001 年經常帳與外國人投資

單位: 億美元

| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 |
|---------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 經常帳 | -82 | -112 | -52 | -68 | -122 | -145 | -119 | -89 | -46 |
| 外國人直接投資 | 28 | 36 | 56 | 69 | 92 | 73 | 240 | 117 | 32 |
| 外國人證券投資 | 353 | 98 | 47 | 121 | 117 | 107 | -48 | -13 | -95 |
| 外國人其它投資 | -108 | 35 | 71 | 19 | 83 | 54 | 18 | 23 | -55 |

來源: IMF International Financial Statistics Online —<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>—。

5 結論

本文主要的目的在研究開發中國家匯率的波動行爲,以亞洲以及拉丁美洲西元 1994 ~ 2002 年間 12 種流通貨幣爲對象,包括新台幣、韓元、新加坡幣、印尼盾、泰銖、菲律賓披索、墨西哥披索、智利披索、巴西里爾、祕魯新索爾、哥倫比亞披索和阿根廷披索,所採匯率資料頻率爲雙週。在 Engel and Hamilton (1990) 兩狀態隨機分段趨勢模型的刻畫下,它們多數出現非對稱擺盪的不對稱擺盪波動行爲;整理於表 7 中,有長期擺盪持平狀態兼有短期擺盪貶值狀態、短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態或是長期擺盪小貶狀態兼有短期擺盪大貶狀態。表現出第一種不對稱擺盪波動行爲的皆爲亞洲國家貨幣,而表現出第二種不對稱擺盪波動行爲的除菲律賓披索外皆爲拉丁美洲貨幣,第三種不對稱擺盪波動行爲都是拉丁美洲貨幣;另外印尼盾、巴西里爾和阿根廷披索則是呈現對稱擺盪的波動行爲。此外在假設檢定上,各貨幣均拒絕各期狀態變數間獨立跳動的虛無假設 H_0^A ; 大部分也拒絕“有異質性變異數之隨機漫步”的虛無假設 H_0^B , 除韓元與新加坡幣以外。顯示我們所用的隨機分段趨勢模型較之於傳統的隨機漫步模型,更能描繪出開發中國家匯率波動的特性。

又其波動特性顯然與 Engel and Hamilton (1990)、Engel (1994) 主要工業化國家所呈現出的對稱擺盪波動行爲不一樣,而是有長期擺盪和短期擺盪共存的現象;特別如幾段少數的長期擺盪狀態間夾雜著更多的短期擺盪狀態,反映出開發中國家對於衝擊較爲敏感的體質。除了經濟基本面的強度不若主要工業化國家以外,這也可能與西元 1990 年以來自由化脚步過快使資金橫衝直撞所帶來的影響。再從另一個角度來看,開發中國家的匯率比較容易成爲其貨幣當局的一個政策工具,如基於出口導向 (export-oriented) 的考量,部分開發中國家會偏好貨幣的貶值多過於升值;亦或是考慮國內通貨膨脹的問題,部分開發中

國家會偏好不要貶值。大致上而言，他們的共同點就是不情願其匯率很忠實的來反應當時經濟基本面的狀況。如此看來，若開發中國家匯率的波動，真如我們所觀察的並不是完整的長期擺盪狀態互相轉換而已，那麼對所謂在技術分析者的準則下，所認為長期擺盪的波動型態有助於預測且可獲利的情形 (Marsh, 2000)，將不會發生在開發中國家。但是事實勝於猜測，近年來開發中國家貨幣遭到投機炒作的不在少數，這可能就和貨幣當局的能力有相當大的關係了，如當一國外匯存底為數並不多時，自然無法持續不斷的進行干預的動作來和投機力量對抗，因為他們只能印自己的鈔票，而不能印美元。另有一說法是其所採總體經濟政策內外不一致所導致的後果，所謂內外不一致如對內降低利率或大印鈔票採擴張的貨幣政策，對外卻不願意貨幣貶值使得名目匯率高估，這樣持續矛盾的政策，終將有可能釀成不好收拾的貨幣危機。

除了我們所認定出現的不對稱擺盪波動行為，對於呈現對稱擺盪的印尼盾、巴西里爾和阿根廷披索，我們在這裡分別對其提出可能的解釋；印尼盾在 1997 ~ 2002 年間被認定為同一狀態，可是期間由其名目匯率走勢圖仍有明顯可觀察到的趨勢變化，或許可嚐試三個狀態的馬可夫轉換模型來得到更好的結果。而巴西里爾和阿根廷披索在全期機率所認定的狀態 1 中，皆為其貨幣當局只允許匯率有極小變化的限制下，甚至阿根廷披索在西元 2001 年前匯率幾乎是固定不變的，兩貨幣出現這樣的結果其實也不令人意外。最後我們總結實證所獲得的結果，開發中國家的名目匯率波動似乎並無法呈現較為簡潔的對稱長期擺盪型態；而是在兩狀態下，某一特定狀態常出現來打斷另一狀態的運行，顯現出長短期擺盪交錯的不對稱擺盪波動行為。

表 7: 結論整理

| | 拒絕 H_0^A | 拒絕 H_0^B | 波動行爲 | | |
|--------|------------|------------|-------|------|------|
| | | | 不對稱擺盪 | | 對稱擺盪 |
| | | | 型態 1 | 型態 2 | 型態 3 |
| 新台幣 | ○ | ○ | ✓ | | |
| 韓元 | ○ | × | ✓ | | |
| 新加坡幣 | ○ | × | ✓ | | |
| 泰銖 | ○ | ○ | ✓ | | |
| 菲律賓披索 | ○ | ○ | | ✓ | |
| 智利披索 | ○ | ○ | | ✓ | |
| 祕魯新索爾 | ○ | ○ | | ✓ | |
| 墨西哥披索 | ○ | ○ | | | ✓ |
| 哥倫比亞披索 | ○ | ○ | | | ✓ |
| 印尼盾 | ○ | ○ | | | ✓ |
| 巴西里拉 | ○ | ○ | | | ✓ |
| 阿根廷披索 | ○ | ○ | | | ✓ |

說明 1：不對稱擺盪型態 1 爲長期擺盪持平狀態兼有短期擺盪貶值狀態，不對稱擺盪型態 2 爲短期擺盪持平狀態兼有長期擺盪貶值狀態，不對稱擺盪型態 3 爲長期擺盪小貶狀態兼有短期擺盪大貶狀態。

說明 2： H_0^A ： $p_{11} = 1 - p_{22}$, $\mu_1 \neq \mu_2$, $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ ； H_0^B ： $\mu_1 = \mu_2$, $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ 。

參考文獻

- [1] 朱雲鵬 (1999), 亞洲金融風暴之後的台灣經濟政策研討會背景報告, 《台灣經濟預測與政策》, 第三十卷第一期, 第 85 ~ 89 頁。
- [2] 沈中華 (2000), 40 分鐘學會匯率危機預測, 新陸出版。
- [3] 吳中書 (1999), 亞洲金融風暴後金融政策之審思, 《台灣經濟預測與政策》, 第三十卷第一期, 第 127 ~ 140 頁。
- [4] 李榮謙 (1997), 國際貨幣與金融, 智勝出版。
- [5] 屈筱琳 (1998), 金融風暴後韓國經濟結構改革與經濟情勢之探討, 《中央銀行季刊》, 第二十卷第三期, 第 47 ~ 63 頁。
- [6] 胡春田 (1999), 由東亞金融風暴看資本帳之結構問題與開放政策—中、泰、印、韓之比較, 《中央銀行季刊》, 第二十一卷第三期, 第 13 ~ 48 頁。
- [7] 許嘉棟 (1998a), Taiwan's strategies in response to the Asian financial crisis, 《中央銀行季刊》, 第二十卷第二期, 第 5 ~ 10 頁。
- [8] 許嘉棟 (1998b), Taiwan and the Asian financial crisis, 《中央銀行季刊》, 第二十卷第二期, 第 11 ~ 16 頁。
- [9] 彭淮南 (1995), 墨西哥金融危機, 《中央銀行季刊》, 第十七卷第一期, 第 11 ~ 16 頁。
- [10] 鍾世靜 (1999), 巴西金融危機的剖析, 《國際金融參考資料》, 第四十四輯, 第 105 ~ 110 頁。

- [11] Berg, A. , E. Borensztein and P. Mauro (2002), An evaluation of monetary regime options for Latin America, IMF working paper, No. wp211.
- [12] Cheung, Y.W. and M.D. Chinn (1997), Integration, cointegration and the forecast consistency of structural exchange rate models, NBER working paper, No. w5943.
- [13] Diebold, F.X. and J.A. Nason (1990), Nonparametric exchange rate prediction?, *Journal of International Economics*, 28, 315 ~ 332.
- [14] Durland, J.M. and T.H. Mccurdy (1994), Duration-dependent transitions in a markov model of U.S. GNP growth, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 279 ~ 288.
- [15] Engel, C. (1992), Can the markov switching model forecast exchange rates, NBER working paper, No. w4210.
- [16] Engel, C. (1994), Can the markov switching model forecast exchange rates, *Journal of International Economics*, 36, 151 ~ 165.
- [17] 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, 4, 689 ~ 713.
- [18] Filardo, A.J. (1994), Business-cycle phrases and their transitional dynamics, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299 ~ 308.
- [19] Frenkel, J.A. (1976), A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence, *Scandinavian Journal of Economics*, 78, 2, 200 ~ 224.
- [20] Ghysels, E. (1994), On the periodic structure of the business cycle Markov-switching model, *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 289 ~ 298.
- [21] Hamilton, J.D. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and business cycle, *Econometrica*, 57, 357 ~ 384.

- [22] Hamilton, J.D. (1990), Analysis of time series subject to changes in regime, *Journal of Econometrics*, 43, 39 ~ 70.
- [23] Hamilton, J.D. (1996), Specification testing in Markov-switching time series models, *Journal of Econometrics*, 70, 127 ~ 157.
- [24] 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.
- [25] 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.
- [26] Hinkle, L. and P. Montiel (1999), *Exchange Rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press.
- [27] Hernández, L. and P. Montiel (2001), Post-crisis exchange rate policy in five Asian countries: Filling in the “hollow middle” ?, IMF working paper, No. wp170.
- [28] Kilian, L. and M.P. Taylor (2001), Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates?, the Center for Economic Policy Research, working paper.
- [29] Kim, C.J. (1994), Dynamic linear models with Markov-switching, *Journal of Econometrics*, 60, 1 ~ 22.
- [30] Kirikos, D.G. (2000), Forecasting exchange rates out of sample: Random walk vs markov switching regimes, *Applied Economics Letters*, 7, 133 ~ 136.
- [31] Klaassen, F. (2001), Long swings in the exchange rates: are they really in the data?, CentER Tilburg University, discussion paper No. 9908.
- [32] MacDonald, R. and I. Marsh (1999), *Exchange Rate Modelling*, Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics, Vol. 37.
- [33] Marsh, I.W. (2000), High-frequency markov switching models in the foreign exchange market, *Journal of Forecasting*, 19, 123 ~ 134.

- [34] Meese, R.A. and K. Rogoff (1983), Empirical exchange rate models of the seventies—do they fit out of sample?, *Journal of International Economics*, 14, 3 ~ 24.
- [35] Shen, C.H. and S.W. Chen (2002), Long swing in appreciation and short swing in depreciation—do they exist in Asian foreign exchange? and why?, working paper.
- [36] Taylor, M.P. (1995), The economics of exchange rates, *Journal of Economic Literature*, 33, 13 ~ 47.
- [37] White, H. (1987), Specification testing in dynamic models, *Advances in Econometrics*, Fifth world congress, Vol. 1, Cambridge University Press.
- [38] Yoo, J.S. and M.J. Kim (1998), Contagion and reverse contagion: the case of the Korean financial crisis, *Journal of Economic Research*, 3, 21 ~ 40.
- [39] Yoon, G. (1998), Forecasting with structural change: why is the random walk so damned difficult to beat?, *Applied Economics Letters*, 5, 41 ~ 42.

表 A 1: 新台幣 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| μ_1 | -0.021 (0.029) | -0.018 (0.034) | -0.022 (0.035) | -0.029 (0.032) | -0.026 (0.034) |
| μ_2 | 0.362 (0.178) | 0.276 (0.190) | 0.280 (0.192) | 0.453 (0.224) | 0.406 (0.212) |
| σ_1^2 | 0.070 (0.020) | 0.067 (0.018) | 0.071 (0.019) | 0.104 (0.017) | 0.100 (0.017) |
| σ_2^2 | 2.279 (0.453) | 2.376 (0.496) | 2.490 (0.544) | 3.057 (0.696) | 2.980 (0.679) |
| p_{11} | 0.776 (0.057) | 0.790 (0.058) | 0.798 (0.056) | 0.851 (0.039) | 0.843 (0.041) |
| p_{22} | 0.595 (0.110) | 0.555 (0.096) | 0.548 (0.098) | 0.496 (0.105) | 0.497 (0.106) |
| $\log L$ | -20.761 | -5.004 | -5.765 | -3.912 | -3.653 |
| ϕ_1 | | 0.256 (0.054) | 0.276 (0.051) | 0.311 (0.043) | 0.324 (0.043) |
| ϕ_2 | | | -0.025 (0.038) | -0.016 (0.040) | -0.022 (0.040) |
| ϕ_3 | | | | -0.144 (0.041) | -0.162 (0.044) |
| ϕ_4 | | | | | 0.056 (0.039) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 4.464 | 4.762 | 4.950 | 6.711 | 6.369 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 2.469 | 2.247 | 2.212 | 1.984 | 1.988 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 A 2: 新台幣 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 8.863 | 0.880 | 0.996 | 2.603 | 2.311 |
| | [0.00] | [0.35] | [0.32] | [0.11] | [0.13] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 9.988 | 0.124 | 0.192 | 0.443 | 0.088 |
| | [0.00] | [0.73] | [0.66] | [0.51] | [0.77] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 18.172 | 1.270 | 1.507 | 3.532 | 2.647 |
| | [0.00] | [0.53] | [0.47] | [0.17] | [0.27] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 5.932 | 4.798 | 4.337 | 0.651 | 0.117 |
| | [0.01] | [0.03] | [0.04] | [0.42] | [0.73] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.165 | 1.090 | 1.915 | 2.270 | 2.222 |
| | [0.68] | [0.30] | [0.17] | [0.13] | [0.14] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 6.107 | 5.784 | 6.228 | 2.915 | 2.323 |
| | [0.05] | [0.06] | [0.04] | [0.23] | [0.31] |
| H_0^A | 7.157 | 7.618 | 7.590 | 8.174 | 7.579 |
| | [0.01] | [0.01] | [0.01] | [0.00] | [0.01] |
| H_0^B | 4.327 | 2.489 | 2.577 | 4.591 | 4.172 |
| | [0.04] | [0.11] | [0.11] | [0.03] | [0.04] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 B 1: 韓元 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| μ_1 | 0.031 (0.064) | 0.026 (0.091) | 0.026 (0.091) | 0.038 (0.099) | 0.043 (0.099) |
| μ_2 | 0.643 (0.793) | 0.944 (0.811) | 0.929 (0.838) | 1.078 (0.857) | 1.101 (0.877) |
| σ_1^2 | 0.613 (0.091) | 0.490 (0.064) | 0.494 (0.065) | 0.497 (0.069) | 0.498 (0.069) |
| σ_2^2 | 30.976 (7.060) | 20.216 (4.392) | 20.228 (4.429) | 20.744 (4.658) | 20.805 (4.652) |
| p_{11} | 0.968 (0.018) | 0.968 (0.016) | 0.968 (0.016) | 0.968 (0.016) | 0.968 (0.016) |
| p_{22} | 0.878 (0.069) | 0.900 (0.054) | 0.899 (0.054) | 0.897 (0.054) | 0.898 (0.054) |
| $\log L$ | -188.917 | -172.605 | -172.916 | -172.989 | -173.052 |
| ϕ_1 | | 0.382 (0.060) | 0.386 (0.067) | 0.388 (0.068) | 0.384 (0.068) |
| ϕ_2 | | | -0.008 (0.058) | -0.028 (0.069) | -0.027 (0.067) |
| ϕ_3 | | | | 0.045 (0.067) | 0.028 (0.070) |
| ϕ_4 | | | | | 0.034 (0.055) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 31.250 | 31.250 | 31.250 | 31.250 | 31.250 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 8.197 | 10.000 | 9.901 | 9.709 | 9.804 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 B 2: 韓元 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 9.261 | 0.026 | 0.040 | 0.101 | 0.071 |
| | [0.00] | [0.87] | [0.84] | [0.75] | [0.79] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 10.676 | 2.212 | 2.327 | 2.318 | 1.988 |
| | [0.00] | [0.14] | [0.13] | [0.13] | [0.16] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 19.779 | 2.625 | 2.716 | 2.373 | 2.008 |
| | [0.00] | [0.27] | [0.26] | [0.31] | [0.37] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 5.201 | 5.174 | 5.031 | 4.224 | 4.434 |
| | [0.02] | [0.02] | [0.02] | [0.04] | [0.04] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 2.589 | 3.445 | 3.498 | 3.446 | 3.384 |
| | [0.11] | [0.06] | [0.06] | [0.06] | [0.07] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 7.879 | 9.149 | 9.230 | 8.301 | 8.487 |
| | [0.02] | [0.01] | [0.01] | [0.02] | [0.01] |
| H_0^A | 112.062 | 194.321 | 192.909 | 195.222 | 196.208 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |
| H_0^B | 0.585 | 1.303 | 1.184 | 1.524 | 1.495 |
| | [0.44] | [0.25] | [0.28] | [0.22] | [0.22] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 C 1: 新加坡幣 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| μ_1 | -0.053 (0.058) | -0.091 (0.070) | -0.096 (0.064) | -0.105 (0.065) | -0.102 (0.066) |
| μ_2 | 0.334 (0.232) | 0.164 (0.170) | 0.201 (0.170) | 0.223 (0.184) | 0.231 (0.187) |
| σ_1^2 | 0.385 (0.056) | 0.176 (0.056) | 0.191 (0.051) | 0.186 (0.047) | 0.181 (0.045) |
| σ_2^2 | 2.535 (0.678) | 1.319 (0.261) | 1.375 (0.271) | 1.436 (0.296) | 1.441 (0.290) |
| p_{11} | 0.984 (0.014) | 0.916 (0.043) | 0.926 (0.041) | 0.917 (0.043) | 0.914 (0.043) |
| p_{22} | 0.938 (0.045) | 0.922 (0.054) | 0.916 (0.058) | 0.900 (0.066) | 0.898 (0.064) |
| $\log L$ | -66.599 | -57.204 | -55.437 | -54.836 | -54.675 |
| ϕ_1 | | 0.315 (0.069) | 0.315 (0.072) | 0.322 (0.070) | 0.328 (0.070) |
| ϕ_2 | | | -0.041 (0.066) | -0.059 (0.068) | -0.070 (0.067) |
| ϕ_3 | | | | 0.046 (0.068) | 0.047 (0.067) |
| ϕ_4 | | | | | 0.025 (0.057) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 62.500 | 11.905 | 13.514 | 12.048 | 11.628 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 16.129 | 12.821 | 11.905 | 10.000 | 9.804 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 C 2: 新加坡幣 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 4.056 | 0.095 | 0.007 | 0.010 | 0.000 |
| | [0.04] | [0.76] | [0.93] | [0.92] | [0.98] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 3.743 | 1.855 | 1.367 | 1.038 | 1.044 |
| | [0.05] | [0.17] | [0.24] | [0.31] | [0.31] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 7.850 | 3.768 | 2.048 | 1.770 | 1.529 |
| | [0.02] | [0.15] | [0.36] | [0.41] | [0.47] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 1.859 | 1.318 | 0.974 | 0.942 | 1.448 |
| | [0.17] | [0.25] | [0.32] | [0.33] | [0.23] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 1.912 | 1.595 | 1.837 | 1.823 | 1.967 |
| | [0.17] | [0.21] | [0.18] | [0.18] | [0.16] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 3.854 | 2.952 | 2.678 | 2.648 | 3.317 |
| | [0.15] | [0.23] | [0.26] | [0.27] | [0.19] |
| H_0^A | 311.255 | 99.776 | 91.342 | 69.911 | 74.810 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |
| H_0^B | 2.483 | 1.701 | 2.427 | 2.648 | 2.673 |
| | [0.12] | [0.19] | [0.12] | [0.10] | [0.10] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 D 1: 泰銖 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| μ_1 | -0.029 (0.039) | -0.047 (0.055) | -0.041 (0.056) | -0.048 (0.053) | -0.049 (0.053) |
| μ_2 | 0.671 (0.406) | 0.857 (0.535) | 0.836 (0.535) | 1.276 (0.487) | 1.194 (0.522) |
| σ_1^2 | 0.182 (0.045) | 0.163 (0.028) | 0.163 (0.028) | 0.150 (0.027) | 0.153 (0.028) |
| σ_2^2 | 13.349 (2.441) | 10.236 (1.690) | 10.240 (1.701) | 10.774 (1.866) | 10.666 (1.871) |
| p_{11} | 0.935 (0.024) | 0.950 (0.024) | 0.950 (0.024) | 0.932 (0.028) | 0.934 (0.029) |
| p_{22} | 0.878 (0.046) | 0.920 (0.040) | 0.919 (0.040) | 0.887 (0.052) | 0.891 (0.054) |
| $\log L$ | -142.446 | -133.976 | -134.485 | -133.729 | -134.416 |
| ϕ_1 | | 0.326 (0.067) | 0.317 (0.075) | 0.394 (0.082) | 0.391 (0.097) |
| ϕ_2 | | | 0.011 (0.056) | 0.015 (0.045) | 0.017 (0.052) |
| ϕ_3 | | | | -0.089 (0.040) | -0.078 (0.048) |
| ϕ_4 | | | | | -0.020 (0.041) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 15.385 | 20.000 | 20.000 | 14.706 | 15.152 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 8.197 | 12.500 | 12.346 | 8.850 | 9.174 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 D 2: 泰銖 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 1.954 [0.16] | 2.750 [0.10] | 2.927 [0.09] | 3.357 [0.07] | 3.695 [0.05] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 11.681 [0.00] | 0.171 [0.68] | 0.208 [0.65] | 0.269 [0.60] | 0.532 [0.47] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 13.663 [0.00] | 2.821 [0.24] | 2.968 [0.23] | 3.884 [0.14] | 4.816 [0.09] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.669 [0.41] | 0.045 [0.83] | 0.027 [0.87] | 0.574 [0.45] | 0.438 [0.51] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 15.245 [0.00] | 4.019 [0.04] | 5.263 [0.02] | 4.150 [0.04] | 4.410 [0.04] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 15.659 [0.00] | 4.052 [0.13] | 5.265 [0.07] | 4.509 [0.10] | 4.657 [0.10] |
| H_0^A | 193.761 [0.00] | 250.709 [0.00] | 249.213 [0.00] | 133.492 [0.00] | 122.711 [0.00] |
| H_0^B | 2.939 [0.09] | 2.896 [0.09] | 2.719 [0.10] | 7.515 [0.01] | 5.703 [0.02] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 E 1: 菲律賓披索 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| μ_1 | 0.045 (0.033) | 0.015 (0.048) | 0.025 (0.052) | 0.016 (0.040) | 0.011 (0.052) |
| μ_2 | 0.493 (0.220) | 0.488 (0.279) | 0.437 (0.293) | 0.458 (0.259) | 0.489 (0.255) |
| σ_1^2 | 0.093 (0.017) | 0.109 (0.023) | 0.101 (0.026) | 0.070 (0.015) | 0.090 (0.028) |
| σ_2^2 | 5.905 (0.828) | 5.227 (0.713) | 5.151 (0.723) | 4.767 (0.598) | 5.174 (0.730) |
| p_{11} | 0.902 (0.039) | 0.938 (0.029) | 0.938 (0.029) | 0.943 (0.030) | 0.942 (0.027) |
| p_{22} | 0.906 (0.041) | 0.942 (0.027) | 0.944 (0.027) | 0.959 (0.023) | 0.950 (0.025) |
| $\log L$ | -142.150 | -138.078 | -137.038 | -137.363 | -136.630 |
| ϕ_1 | | 0.253 (0.087) | 0.250 (0.086) | 0.253 (0.068) | 0.263 (0.087) |
| ϕ_2 | | | 0.026 (0.062) | 0.099 (0.067) | 0.039 (0.074) |
| ϕ_3 | | | | -0.097 (0.057) | 0.027 (0.069) |
| ϕ_4 | | | | | -0.120 (0.058) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 10.204 | 16.129 | 16.129 | 17.544 | 17.241 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 10.638 | 17.241 | 17.857 | 24.390 | 20.000 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 E 2: 菲律賓披索 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 2.837 | 0.195 | 0.168 | 0.029 | 0.002 |
| | [0.09] | [0.66] | [0.68] | [0.86] | [0.96] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 6.765 | 0.298 | 0.378 | 0.053 | 0.066 |
| | [0.01] | [0.59] | [0.54] | [0.82] | [0.80] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 9.622 | 0.423 | 0.465 | 0.118 | 0.068 |
| | [0.01] | [0.81] | [0.79] | [0.94] | [0.97] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 9.573 | 13.303 | 15.964 | 1.830 | 17.479 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.18] | [0.00] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.932 | 0.307 | 0.454 | 0.792 | 0.203 |
| | [0.33] | [0.58] | [0.50] | [0.37] | [0.65] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 10.496 | 13.421 | 16.169 | 2.455 | 17.595 |
| | [0.01] | [0.00] | [0.00] | [0.29] | [0.00] |
| H_0^A | 135.932 | 351.679 | 363.024 | 399.936 | 455.788 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |
| H_0^B | 4.033 | 2.803 | 1.896 | 2.822 | 3.267 |
| | [0.04] | [0.09] | [0.17] | [0.09] | [0.07] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 F 1: 智利披索 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| μ_1 | -0.034 (0.055) | -0.042 (0.070) | -0.036 (0.074) | -0.033 (0.075) | -0.021 (0.067) |
| μ_2 | 0.356 (0.123) | 0.373 (0.155) | 0.375 (0.163) | 0.377 (0.162) | 0.357 (0.148) |
| σ_1^2 | 0.215 (0.039) | 0.201 (0.040) | 0.197 (0.046) | 0.186 (0.046) | 0.155 (0.037) |
| σ_2^2 | 2.211 (0.272) | 2.072 (0.255) | 2.048 (0.253) | 2.033 (0.249) | 2.075 (0.270) |
| p_{11} | 0.952 (0.030) | 0.943 (0.037) | 0.937 (0.041) | 0.930 (0.041) | 0.901 (0.052) |
| p_{22} | 0.972 (0.019) | 0.968 (0.022) | 0.967 (0.023) | 0.966 (0.022) | 0.950 (0.032) |
| $\log L$ | -132.170 | -126.396 | -126.531 | -126.600 | -123.733 |
| ϕ_1 | | 0.235 (0.066) | 0.226 (0.069) | 0.230 (0.070) | 0.278 (0.073) |
| ϕ_2 | | | 0.055 (0.065) | 0.068 (0.067) | 0.051 (0.061) |
| ϕ_3 | | | | -0.019 (0.065) | 0.003 (0.056) |
| ϕ_4 | | | | | -0.134 (0.055) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 20.833 | 17.544 | 15.873 | 14.286 | 10.101 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 35.714 | 31.250 | 30.303 | 29.412 | 20.000 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 F 2: 智利披索 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 2.931 | 0.262 | 0.465 | 0.667 | 0.307 |
| | [0.09] | [0.61] | [0.50] | [0.41] | [0.58] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 13.609 | 0.073 | 0.030 | 0.070 | 2.101 |
| | [0.00] | [0.79] | [0.86] | [0.79] | [0.15] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 16.226 | 0.266 | 0.588 | 0.779 | 2.273 |
| | [0.00] | [0.88] | [0.75] | [0.68] | [0.32] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.558 | 0.698 | 0.477 | 0.210 | 0.049 |
| | [0.46] | [0.40] | [0.49] | [0.65] | [0.83] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.070 | 0.236 | 0.402 | 0.597 | 1.270 |
| | [0.79] | [0.63] | [0.53] | [0.44] | [0.26] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 0.616 | 0.929 | 0.869 | 0.793 | 1.356 |
| | [0.73] | [0.63] | [0.65] | [0.67] | [0.51] |
| H_0^A | 464.000 | 309.745 | 251.604 | 258.671 | 124.902 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |
| H_0^B | 8.266 | 5.873 | 5.212 | 5.221 | 5.204 |
| | [0.00] | [0.02] | [0.02] | [0.02] | [0.02] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 G 1: 祕魯新索爾 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|-------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| μ_1 | -0.017 (0.036) | 0.001 (0.042) | -0.002 (0.045) | -0.012 (0.045) | -0.007 (0.045) |
| μ_2 | 0.390 (0.085) | 0.382 (0.099) | 0.381 (0.101) | 0.381 (0.098) | 0.380 (0.097) |
| σ_1^2 | 0.087 (0.016) | 0.088 (0.016) | 0.088 (0.017) | 0.091 (0.018) | 0.089 (0.018) |
| σ_2^2 | 0.758 (0.105) | 0.742 (0.107) | 0.722 (0.104) | 0.700 (0.100) | 0.701 (0.100) |
| p_{11} | 0.880 (0.048) | 0.885 (0.047) | 0.881 (0.049) | 0.876 (0.051) | 0.875 (0.051) |
| p_{22} | 0.896 (0.047) | 0.900 (0.049) | 0.902 (0.048) | 0.901 (0.049) | 0.900 (0.049) |
| $\log L$ | -3.781 | -0.608 | -1.066 | -1.103 | -0.725 |
| ϕ_1 | | 0.186 (0.066) | 0.165 (0.069) | 0.179 (0.072) | 0.180 (0.072) |
| ϕ_2 | | | 0.071 (0.066) | 0.106 (0.069) | 0.109 (0.071) |
| ϕ_3 | | | | -0.090 (0.077) | -0.095 (0.074) |
| ϕ_4 | | | | | -0.017 (0.055) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 8.333 | 8.696 | 8.403 | 8.065 | 8.000 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 9.615 | 10.000 | 10.204 | 10.101 | 10.000 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 G 2: 祕魯新索爾 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 1.784 [0.18] | 0.011 [0.91] | 0.001 [0.98] | 0.136 [0.71] | 0.258 [0.61] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 3.394 [0.07] | 0.295 [0.59] | 0.017 [0.90] | 0.019 [0.89] | 0.015 [0.90] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 5.122 [0.08] | 0.624 [0.73] | 0.031 [0.98] | 0.146 [0.93] | 0.311 [0.86] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.097 [0.76] | 0.048 [0.83] | 0.055 [0.81] | 0.132 [0.72] | 0.081 [0.78] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 6.659 [0.01] | 4.076 [0.04] | 3.759 [0.05] | 4.375 [0.04] | 4.316 [0.04] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 6.756 [0.03] | 4.085 [0.13] | 3.787 [0.15] | 4.468 [0.11] | 4.371 [0.11] |
| H_0^A | 86.208 [0.00] | 86.660 [0.00] | 84.188 [0.00] | 79.094 [0.00] | 76.848 [0.00] |
| H_0^B | 18.340 [0.00] | 12.391 [0.00] | 11.946 [0.00] | 12.844 [0.00] | 12.596 [0.00] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 H 1: 墨西哥披索 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| μ_1 | 0.141 (0.086) | 0.160 (0.097) | 0.152 (0.091) | 0.136 (0.083) | 0.119 (0.075) |
| μ_2 | 4.661 (2.047) | 4.652 (2.429) | 5.890 (2.880) | 4.703 (2.050) | 4.047 (1.711) |
| σ_1^2 | 1.423 (0.173) | 1.425 (0.168) | 1.450 (0.155) | 1.407 (0.155) | 1.345 (0.148) |
| σ_2^2 | 75.320 (25.782) | 72.559 (25.045) | 75.494 (27.436) | 72.873 (25.240) | 73.783 (25.536) |
| p_{11} | 0.980 (0.012) | 0.981 (0.011) | 0.984 (0.010) | 0.982 (0.011) | 0.982 (0.011) |
| p_{22} | 0.767 (0.113) | 0.781 (0.109) | 0.798 (0.103) | 0.798 (0.102) | 0.786 (0.107) |
| $\log L$ | -218.602 | -216.257 | -214.129 | -211.435 | -206.399 |
| ϕ_1 | | 0.120 (0.061) | 0.164 (0.069) | 0.136 (0.061) | 0.112 (0.062) |
| ϕ_2 | | | -0.108 (0.054) | -0.063 (0.053) | -0.065 (0.053) |
| ϕ_3 | | | | -0.113 (0.051) | -0.086 (0.053) |
| ϕ_4 | | | | | -0.084 (0.052) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 50.000 | 52.632 | 62.500 | 55.556 | 55.556 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 4.292 | 4.566 | 4.950 | 4.950 | 4.673 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 H 2: 墨西哥披索 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 6.914 [0.01] | 4.343 [0.04] | 1.814 [0.18] | 0.903 [0.34] | 0.553 [0.46] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 1.494 [0.22] | 1.257 [0.26] | 0.551 [0.46] | 0.000 [1.00] | 0.389 [0.53] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 8.432 [0.01] | 6.505 [0.04] | 2.944 [0.23] | 1.003 [0.61] | 0.700 [0.70] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.447 [0.50] | 0.743 [0.39] | 1.045 [0.31] | 0.791 [0.37] | 0.017 [0.90] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 4.730 [0.03] | 0.029 [0.87] | 0.190 [0.66] | 0.022 [0.88] | 1.468 [0.23] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 5.155 [0.08] | 0.764 [0.68] | 1.259 [0.53] | 0.807 [0.67] | 1.476 [0.48] |
| H_0^A | 40.304 [0.00] | 45.356 [0.00] | 55.393 [0.00] | 55.635 [0.00] | 49.404 [0.00] |
| H_0^B | 4.878 [0.03] | 3.420 [0.06] | 3.968 [0.05] | 4.943 [0.03] | 5.219 [0.02] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 I 1: 哥倫比亞披索 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-------------------|
| μ_1 | 0.248 (0.078) | 0.263 (0.103) | 0.263 (0.105) | 0.268 (0.107) | 0.268 (0.103) |
| μ_2 | 1.208 (0.290) | 1.059 (0.343) | 1.074 (0.352) | 1.075 (0.357) | 1.096 (0.347) |
| σ_1^2 | 0.736 (0.107) | 0.624 (0.111) | 0.633 (0.111) | 0.635 (0.113) | 0.653 (0.116) |
| σ_2^2 | 3.741 (0.715) | 3.205 (0.595) | 3.228 (0.603) | 3.229 (0.604) | 3.256 (0.620) |
| p_{11} | 0.960 (0.020) | 0.957 (0.024) | 0.957 (0.023) | 0.957 (0.024) | 0.958 (0.024) |
| p_{22} | 0.909 (0.049) | 0.918 (0.042) | 0.918 (0.042) | 0.917 (0.043) | 0.916 (0.045) |
| $\log L$ | -158.555 | -146.332 | -146.483 | -146.414 | -146.309 |
| ϕ_1 | | 0.328 (0.065) | 0.321 (0.070) | 0.320 (0.072) | 0.320 (0.071) |
| ϕ_2 | | | 0.017 (0.065) | 0.013 (0.078) | 0.012 (0.078) |
| ϕ_3 | | | | 0.014 (0.066) | 0.026 (0.069) |
| ϕ_4 | | | | | -0.047 (0.069) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 25.000 | 23.256 | 23.256 | 23.256 | 23.810 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 10.989 | 12.195 | 12.195 | 12.084 | 11.905 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 1 2: 哥倫比亞披索 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 14.053 | 0.158 | 0.213 | 0.244 | 0.202 |
| | [0.00] | [0.69] | [0.64] | [0.62] | [0.65] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 4.029 | 0.288 | 0.258 | 0.280 | 0.303 |
| | [0.04] | [0.59] | [0.61] | [0.60] | [0.58] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 17.687 | 0.291 | 0.276 | 0.306 | 0.308 |
| | [0.00] | [0.86] | [0.87] | [0.86] | [0.86] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 1.577 | 0.542 | 0.629 | 0.489 | 0.617 |
| | [0.21] | [0.46] | [0.43] | [0.48] | [0.43] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.002 | 1.578 | 1.510 | 1.495 | 1.371 |
| | [0.97] | [0.21] | [0.22] | [0.22] | [0.24] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 1.589 | 1.940 | 1.953 | 1.811 | 1.833 |
| | [0.45] | [0.38] | [0.38] | [0.40] | [0.40] |
| H_0^A | 206.197 | 250.330 | 244.727 | 239.853 | 223.052 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |
| H_0^B | 9.652 | 4.813 | 4.763 | 4.555 | 5.082 |
| | [0.00] | [0.03] | [0.03] | [0.03] | [0.02] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 J 1: 印尼盾 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| μ_1 | 0.154 (0.033) | 0.148 (0.042) | 0.140 (0.055) | 0.132 (0.056) | 0.123 (0.054) |
| μ_2 | 0.918 (0.641) | 0.661 (0.798) | 3.759 (0.673) | 3.523 (0.618) | 3.429 (0.637) |
| σ_1^2 | 0.090 (0.014) | 0.087 (0.013) | 0.093 (0.014) | 0.087 (0.013) | 0.087 (0.013) |
| σ_2^2 | 58.422 (6.976) | 53.052 (6.367) | 56.197 (6.872) | 54.784 (6.689) | 54.256 (6.616) |
| p_{11} | 0.994 (0.008) | 0.992 (0.009) | 0.993 (0.008) | 0.991 (0.010) | 0.992 (0.009) |
| p_{22} | 0.993 (0.008) | 0.990 (0.009) | 0.989 (0.009) | 0.988 (0.010) | 0.989 (0.009) |
| $\log L$ | -303.160 | -292.996 | -297.674 | -292.951 | -293.189 |
| ϕ_1 | | 0.271 (0.058) | 0.385 (0.053) | 0.353 (0.061) | 0.355 (0.059) |
| ϕ_2 | | | 0.037 (0.054) | -0.015 (0.057) | 0.006 (0.070) |
| ϕ_3 | | | | 0.105 (0.047) | 0.121 (0.052) |
| ϕ_4 | | | | | -0.054 (0.054) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 166.667 | 125.000 | 142.857 | 111.111 | 125.000 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 142.857 | 100.000 | 90.909 | 83.333 | 83.333 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 J 2: 印尼盾 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 2.671 [0.10] | 0.976 [0.32] | 3.682 [0.06] | 7.887 [0.00] | 4.499 [0.03] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 8.624 [0.00] | 1.679 [0.20] | 1.982 [0.16] | 2.790 [0.09] | 0.636 [0.43] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 11.310 [0.00] | 2.692 [0.26] | 4.865 [0.09] | 8.705 [0.01] | 4.777 [0.09] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.878 [0.35] | 0.114 [0.74] | 0.001 [0.97] | 0.588 [0.44] | 0.113 [0.74] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 13.521 [0.00] | 5.893 [0.02] | 2.505 [0.11] | 2.680 [0.10] | 3.741 [0.05] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 14.403 [0.00] | 5.987 [0.05] | 2.507 [0.29] | 3.221 [0.20] | 3.849 [0.15] |
| H_0^A | 5963.937 [0.00] | 4798.151 [0.00] | 5057.384 [0.00] | 3335.741 [0.00] | 4696.973 [0.00] |
| H_0^B | 1.418 [0.23] | 0.415 [0.52] | 29.467 [0.00] | 30.756 [0.00] | 27.496 [0.00] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 K 1: 巴西里爾 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| μ_1 | 0.277 (0.014) | 0.281 (0.021) | 0.286 (0.021) | 0.284 (0.014) | 0.284 (0.016) |
| μ_2 | 0.820 (0.341) | 0.811 (0.367) | 0.620 (0.387) | 1.816 (0.271) | 1.405 (0.325) |
| σ_1^2 | 0.017 (0.003) | 0.020 (0.006) | 0.022 (0.004) | 0.021 (0.003) | 0.021 (0.003) |
| σ_2^2 | 15.591 (1.906) | 14.802 (1.866) | 14.588 (1.847) | 16.421 (2.264) | 14.601 (1.948) |
| p_{11} | 0.985 (0.012) | 0.985 (0.012) | 0.985 (0.012) | 0.967 (0.020) | 0.985 (0.012) |
| p_{22} | 0.994 (0.006) | 0.994 (0.006) | 0.994 (0.006) | 0.980 (0.014) | 0.994 (0.006) |
| $\log L$ | -127.880 | -125.296 | -122.408 | -122.019 | -117.432 |
| ϕ_1 | | 0.135 (0.103) | 0.147 (0.073) | 0.157 (0.056) | 0.152 (0.071) |
| ϕ_2 | | | 0.105 (0.072) | 0.028 (0.051) | 0.097 (0.071) |
| ϕ_3 | | | | -0.276 (0.037) | -0.138 (0.068) |
| ϕ_4 | | | | | -0.090 (0.066) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 66.667 | 66.667 | 66.667 | 30.303 | 66.667 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 166.667 | 166.667 | 166.667 | 50.000 | 166.667 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 K 2: 巴西里爾 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 8.777 | 15.355 | 8.586 | 15.014 | 10.434 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 8.961 | 6.130 | 0.852 | 0.102 | 6.277 |
| | [0.00] | [0.01] | [0.36] | [0.75] | [0.01] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 17.937 | 15.747 | 8.973 | 15.027 | 17.780 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.01] | [0.00] | [0.00] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.173 | 0.039 | 0.230 | 0.015 | 0.169 |
| | [0.68] | [0.84] | [0.63] | [0.90] | [0.68] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 17.392 | 20.387 | 16.317 | 10.474 | 18.666 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 17.583 | 20.655 | 16.839 | 10.475 | 18.684 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.01] | [0.00] |
| H_0^A | 4352.425 | 4449.670 | 4181.178 | 1140.980 | 4357.621 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |
| H_0^B | 2.523 | 2.073 | 0.748 | 31.606 | 11.761 |
| | [0.11] | [0.15] | [0.39] | [0.00] | [0.00] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 L 1: 阿根廷披索 — 參數估計值

| param. | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|---------------------|--------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| μ_1 | -0.002 (0.002) | -0.000 (0.002) | -0.001 (0.001) | -0.000 (0.002) | -0.000 (0.004) |
| μ_2 | 3.477 (1.544) | 4.336 (1.538) | 1.136 (0.068) | 6.592 (0.612) | 9.921 (1.441) |
| σ_1^2 | 0.001 (0.000) | 0.001 (0.000) | 0.000 (0.000) | 0.001 (0.000) | 0.001 (0.000) |
| σ_2^2 | 83.786 (20.034) | 115.148 (30.664) | 94.433 (22.557) | 113.614 (31.617) | 114.209 (32.063) |
| p_{11} | 0.960 (0.015) | 0.996 (0.004) | 0.951 (0.015) | 0.988 (0.009) | 0.994 (0.006) |
| p_{22} | 0.814 (0.073) | 0.990 (0.015) | 0.738 (0.076) | 0.928 (0.064) | 0.951 (0.048) |
| $\log L$ | 507.501 | 504.876 | 536.276 | 496.393 | 484.571 |
| ϕ_1 | | -0.303 (0.061) | -0.096 (0.001) | -0.120 (0.003) | -0.062 (0.011) |
| ϕ_2 | | | -0.001 (0.005) | -0.052 (0.005) | -0.083 (0.051) |
| ϕ_3 | | | | 0.050 (0.004) | 0.136 (0.018) |
| ϕ_4 | | | | | 0.199 (0.054) |
| $(1 - p_{11})^{-1}$ | 25.000 | 250.000 | 20.408 | 83.333 | 166.667 |
| $(1 - p_{22})^{-1}$ | 5.376 | 100.000 | 3.817 | 13.889 | 20.408 |

說明: 圓括弧內數值為標準誤。

表 L 2: 阿根廷披索 — 模型診斷性檢查與假設檢定

| Wald test | Benchmark | Extended 1 | Extended 2 | Extended 3 | Extended 4 |
|----------------------------------|-----------|------------|------------|------------|------------|
| Autocorrelation test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 26.802 | 1.297 | 6.035 | 6.248 | 6.523 |
| | [0.00] | [0.25] | [0.01] | [0.01] | [0.01] |
| Autocorrelation test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 1.499 | 3.057 | 0.777 | 0.065 | 0.790 |
| | [0.22] | [0.08] | [0.38] | [0.80] | [0.37] |
| Joint autocorrelation test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 28.222 | 4.060 | 6.153 | 6.248 | 7.549 |
| | [0.00] | [0.13] | [0.05] | [0.04] | [0.02] |
| ARCH test for state 1 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 13.144 | 0.087 | 0.054 | 0.456 | 6.707 |
| | [0.00] | [0.77] | [0.82] | [0.50] | [0.01] |
| ARCH test for state 2 | | | | | |
| $\chi^2(1)$ | 0.243 | 0.746 | 1.735 | 0.332 | 0.257 |
| | [0.62] | [0.39] | [0.19] | [0.56] | [0.61] |
| Joint ARCH test | | | | | |
| $\chi^2(2)$ | 13.393 | 0.763 | 1.787 | 0.918 | 7.096 |
| | [0.00] | [0.68] | [0.41] | [0.63] | [0.03] |
| H_0^A | 100.947 | 3714.765 | 76.914 | 183.311 | 356.816 |
| | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |
| H_0^B | 5.075 | 7.945 | 275.956 | 116.163 | 47.376 |
| | [0.02] | [0.00] | [0.00] | [0.00] | [0.00] |

說明: 方括弧內數值為 p-value。

表 M: 外匯存底

單位: 億美元

| | 1993 | 1994 | 1995 | 1996 | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 |
|------|------|------|------|------|------|------|-------|-------|-------|-------|
| 台灣 | 836 | 925 | 903 | 880 | 835 | 903 | 1,062 | 1,067 | 1,222 | 1,617 |
| 南韓 | 202 | 256 | 327 | 340 | 204 | 520 | 740 | 961 | 1,028 | 1,213 |
| 新加坡 | 484 | 582 | 687 | 768 | 713 | 749 | 768 | 801 | 754 | 820 |
| 泰國 | 245 | 293 | 360 | 377 | 262 | 288 | 341 | 320 | 324 | 380 |
| 菲律賓 | 47 | 60 | 64 | 100 | 73 | 92 | 132 | 131 | 134 | 131 |
| 智利 | 96 | 131 | 141 | 150 | 176 | 159 | 146 | 150 | 144 | 153 |
| 祕魯 | 34 | 70 | 82 | 106 | 110 | 96 | 87 | 84 | 87 | 93 |
| 墨西哥 | 251 | 63 | 168 | 194 | 288 | 318 | 318 | 355 | 447 | 506 |
| 哥倫比亞 | 79 | 80 | 83 | 98 | 98 | 87 | 80 | 89 | 102 | 107 |
| 印尼 | 113 | 121 | 137 | 183 | 166 | 227 | 264 | 285 | 272 | 305 |
| 巴西 | 306 | 371 | 497 | 583 | 508 | 426 | 348 | 325 | 357 | 377 |
| 阿根廷 | 138 | 143 | 143 | 181 | 223 | 248 | 263 | 251 | 146 | 105 |

資料來源: 新台幣外匯存底取自中央銀行網站 —<http://www.cbc.gov.tw/>—, 其它取自 IMF International Financial Statistics Online —<http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>—。

說明: 國際貨幣基金定義三種範圍之外匯存底 (1) 外匯準備總額: 包括外匯存底、特別提款權 (special drawing rights, SDR)、在 IMF 準備部位及黃金, (2) 不包括黃金之外匯準備, (3) 單純外匯存底; 表中所列為第二種。