

# 新台幣低估與80年代台灣的貿易 順差及外匯累積

李秀雲\*

在國際金融的理論中，故意低估一國幣值會有擴大該國經常帳盈餘的效果，本文以較少先驗假設的時間數列模型，分析這是否為80年代台灣大量貿易順差與外匯累積的主要原因。仿照 Bohn (1991) 由一條政府預算限制式推導出變數共積關係的作法，我在 VARMA 模型中考慮進開放體系的預算限制式與總體變數共積之性質，並對1982年第一季到1992年第四季台灣資料進行實証。本文在單根檢定與變異數分解、衝擊反應函數分析上，均增列信任區間以彌補小樣本估計難以精確之缺陷。實証結果為：台幣貶值率在說明對台灣進出口佔外匯資產比例的波動上，其重要性遠不如進出口比外匯本身，且這個結果是具有頑強性的；在相對價格中，台幣貶值率與國內通貨膨脹率最多只有在二年以內的解釋力可超過國外通貨膨脹率，長期來講，外國通貨膨脹之解釋力較高、衝擊時效較長的可能性是超過台幣貶值率與國內通貨膨脹率。而台幣貶值率是說明外匯累積波動重要因素的論點，也不具有頑強性。假定歷史重演，唯獨1986年以後台幣未曾升值，透過動態模擬重製前述變數，本文發現它們的實際值都落在模擬值95%之信賴區間內，顯示新台幣的幣值重估並未造成台灣進出口與外匯累積的顯著改變。

## 1. 前言

在國際金融的理論中，貶值 (devaluation) 或故意低估一國幣值 (undervalue currencies) 有與外國產品價格上漲相同之效果，在 Marshall-Lerner 條件成立的前提之下，這會擴大一國經常帳的盈餘，<sup>1</sup> 同時若該國之總和供給

\*作者為中正大學經濟系副教授。本研究承行政院國科會專題研究計劃 (NSC82-0301-H-194-010) 補助，在此致謝。本刊評審之批評與建議，更對本文有直接之助益，作者非常感謝。當然文中任何缺誤，均由作者自行負責。

<sup>1</sup>當然也非所有的文獻都支持貶值可以改善經常帳，賴景昌 (1993) 對各學派、各模型下的貶值效果，有清楚的說明。

僅為國內物價之增函數，貶值因為增加對國內產品之總和需求，至少在短期也會有使該國所得增加的效果 (De Grauwe 1983, ch.9)。<sup>2</sup> 80年代前期之台灣似乎正處於這種情況，缺乏彈性之新台幣匯率，快速的經濟成長與巨額之貿易順差，以及因此累積之大量外匯資產，這一切不禁讓人懷疑台灣的表現，多少來自幣值的低估。我們最大的出口國自不待言，因此1986年以後每次美國財政部對台幣匯率的評估報告，就成為我方在中美貿易談判時的重大壓力來源。本文的目的不在於討論新台幣匯率的均衡水準或台幣曾否被低估，而是嘗試經由統計檢定，判斷「(若真如美方所言台幣是被低估的，) 新台幣幣值的變化是否確為台灣貿易收支與外匯資產變動之主要原因」。

由總體角度來看台灣進出口行為的實證分析有兩類：第一類本質上是屬於靜態模型，<sup>3</sup> 模型中或是未考慮到國內外資本之跨期調整，或是雖考慮資本內生累積，卻將對未來變數之預期設定為外生或靜態 (static expectation)，導致變數之預期設定與模型解出之時徑不符，違背了理性預期之精神。(前者譬如 Moreno 1989; Fry 1990, 後者如戴台馨 1989)，第二類是在理性預期的基礎上對整個經濟結構做一般均衡設定，同時考慮最適化行為與跨期市場均衡來進行動態分析，像是李秀雲 (1992) 對台灣貿易條件之於其淨出口的研究。但在假說檢定上，此類理性預期的最適化模型為了其假說可被檢定，常無可避免地加入許多簡化之輔助假說，以致於遭到統計上的拒絕。

本文不擬建立結構模型，因為台灣的對外貿易表現是否來自幣值低估，1986年以後台幣的大幅升值又對我們進出口產生何種程度之影響，一個資料導向之時間數列模型，應該可以客觀的告訴我們這些答案。在研究方法上，本文雖盡量不對結構模型做假設，讓資料來說明變數之間影響的重要程度，但任何經濟理論皆無法拒絕的預算限制式則是本模型必須要考慮的限制，換言之，本文所使用的分析方法是透過一個滿足開放體系預算限制式與定義式的時間數列模型進行。當然國外因素、政府的財經政策、各種自由化措施都會對台灣的經濟成長、貿易順差與外匯累積產生影響，但由於幣值低估一直是美國懷疑台灣高速經濟成長與大量貿易盈餘的原因之一，幣值重估 (revaluation of currencies) 更是80年代後期中美談判的重點，故本文將針對新台幣幣值變動對台灣進出口與外匯累積的影響進行研究。

<sup>2</sup>Rodriguez (1980) 則從資產平衡學派 (portfolio-balance approach) 的觀點，證明在浮動匯率體制下有貿易收支盈餘的國家，該國幣值是低於其長期均衡水準的。

<sup>3</sup>依照 McCallum (1989, ch.5) 之定義。

本文的分析期間限制在 1981:4 — 1992:4，選擇這個樣本期間的主要理由是：在 1981 年夏天以前，台灣根本還是一個外匯資產淨值小於零的債務國（李秀雲 1992），也沒有鉅額之出超，我們的貿易對手國從未抗議台灣幣值是否低估，外匯累積也不會引起困擾。需加說明的是：本文所指之外匯資產係包括央行之外匯存底與民間之國外資產總價值，這個總值是反映台灣真正擁有之國外財富淨值。其他原因則包括：（1）我們大致可避開能源危機衝擊的問題，專注於 1981 年以後匯率變動對台灣進出口與外匯累積之影響。（2）模型中隨後將說明對數的進口值、出口值與外匯資產間之共積（cointegration）限制，我們需要正值之外匯資產方能做對數轉換，所以本文將樣本期間之始期選定在台灣已成為債權國的中華民國 70 年第四季。（3）由於 80 年代末台幣兌美元匯率反而貶值（1989:3–1990:2），為避免切斷匯率貶值之效果，<sup>4</sup> 因此本文的樣本期間延長到民國 81 年第四季結束。研究方法則是採用向量自我迴歸與移動平均（VARMA）模型，以較無先驗假設的時間數列模型表現各變數互相影響的動態關係，與一般時間數列模型不同的是：我在 VARMA 體系中加入任何理論假說均無法拒絕的開放體系預算限制式（經常帳收入等於外匯資產之增加）。Bohn (1991) 是從一條政府的預算限制式，推導出政府支出、稅收與公債的共積關係，再透過估計由相關變數構成之受限 VAR 模型來分析假說，本文則從開放體系之預算限制式，推導對數的進口值、出口值與外匯資產間之共積限制，並以此受限模型之估計結果討論變數間的影響，特別是其中匯率變動對外匯累積與與貿易收支的解釋能力。以下第二部份介紹開放體系之預算限制式及其共積隱含；第三部份說明相關變數資料來源與其定態性質分析，變數共積性質檢定，並且依檢定結果，確定計量模型中之變數；第四部份為 VARMA 模型之認定、估計及相關實証結果，即衝擊反應函數、變異比例分解、參數穩定性檢定與動態模擬實驗，最後為總結。本文在單根檢定與變異數分解、衝擊反應函數分析上，均增列信任區間以彌補小樣本估計難以精確之缺陷，所有分析結果亦根據信任區間做結論。

## 2. 開放體系之預算限制式

### 2.1 符號說明和以變數對數值表現之預算限制式

無論貿易收支決定的理論為何，開放體系的預算限制必須成立。以下該開放體

<sup>4</sup>一般國家貿易若存在 J 曲線效果，匯率變動的長期效果約在第三年後展現（賴景昌 1993）。

系(『本國』)之  $t$  期期末外匯資產存量為  $B_t$  (以下簡稱外匯), 商品與勞務之出口為  $X_t$ , 商品與勞務之進口為  $M_t$ , 則它們構成之預算限制式為

$$B_t = (1 + r_{t-1}^*)B_{t-1} + X_t - M_t + \epsilon_t \quad (1)$$

式中  $r_{t-1}^*$  為該開放體系國外資產在第  $t$  期期初所獲得之報酬率,  $\epsilon_t$  為除了進出口與國外資產茲息收入以外, 亦能構成外匯資產累積的部份, 如外國人對我們的無償移轉淨值、及會計上之誤差與遺漏等, 它加上本國之出口減去進口, 再加上期初國外資產茲息收入, 就成為期末可擁有的國外資產存量。令  $\frac{\epsilon_t}{B_{t-1}} = \epsilon'_t$ , 如果本國是一個債權國, 則本國之外匯成長率可以表示成  $\Delta b_t$ , 此處  $b_t$  定義為取自然對數之外匯存量, 本文對任一變數  $A_t$ ,  $\Delta A_t$  定義為  $A_t - A_{t-1}$ , 故第 (1) 式又可寫成

$$\Delta b_t = r_{t-1}^* + \frac{X_t}{B_{t-1}} - \frac{M_t}{B_{t-1}} + \epsilon'_t \quad (2)$$

假設  $\epsilon'_t$  具有平均數為零的定態 (stationary) 性質。<sup>5</sup> 在各變數以本國產品價值衡量時, 外匯資產之實質報酬率 ( $r_{t-1}^*$ ) 實際上等於以國外商品價值衡量之實質國外利率 ( $r_{t-1}^f$ ), 加上外國通貨膨脹率 ( $\pi_t^f$ ), 與本國幣值貶值率 ( $\Delta e_t$ ), 再減去本國的通貨膨脹率 ( $\pi_t$ ), 本文定義  $e_t$  為取自然對數之匯率, 故  $\Delta e_t$  就是  $t-1$  期到  $t$  期之間本國貨幣相對於外幣的貶值率 ( $\pi_t^f + \Delta e_t - \pi_t$  等於本國產品相對於外國產品的實質匯率貶值率), 再令  $x_t$  與  $m_t$  分別為取自然對數之出口值與進口值, 將上式對數的進出口佔外匯比例分別對其長期恆定 (steady state) 之平均水準, 做線型漸近展開後, (2) 式可改寫如下:<sup>6</sup>

$$\begin{aligned} \Delta b_t &= r_{t-1}^* + \tau - \tau' + \frac{X}{B}(x_t - b_{t-1}) - \frac{M}{B}(m_t - b_{t-1}) + \epsilon'_t \\ &= (r_{t-1}^f + \pi_t^f + \Delta e_t - \pi_t) + \tau - \tau' + \frac{X}{B}x_t - \frac{M}{B}m_t \\ &\quad - \tau b_{t-1} + \epsilon'_t \end{aligned} \quad (3)$$

式中  $\tau$  定義為  $\frac{X-M}{B}$ ,  $\tau' = \frac{X}{B} \ln \frac{X}{B} - \frac{M}{B} \ln \frac{M}{B}$ , 未帶時間註標的  $\frac{X}{B}$ 、 $\frac{M}{B}$  分別代表  $\frac{X_t}{B_{t-1}}$ 、 $\frac{M_t}{B_{t-1}}$  的長期恆定平均值。(2) 式是對長期均衡之進出口比外匯

<sup>5</sup>  $\epsilon'_t$  落後三期之 ADF t 檢定值為  $-9.6$ , PP 檢定之  $Z(\hat{\alpha})$  值為  $-28.7$ , 均拒絕單根之存在。

<sup>6</sup> 對推導過程有疑問的讀者, 可向作者索取數學附錄。

對數值展開，而非對長期均衡的進出口水準對數值展開，理由如下：第一、從資料的角度——無論是已開發工業國與亞洲新興工業國家的統計資料，出口、進口與外匯資產均非停滯，而是表現出持續成長之現象；<sup>7</sup> 第二、無論是外生成長或是內生成長的總體模型，產出與其支用要素，<sup>8</sup> 即使在長期也不會停止在一個固定水準，反而是收斂到一穩定成長率，這就是所謂的經濟體系長期恆定成長 (steady-state growth)。<sup>9</sup> 因為預測台灣進口、出口、外匯資產之長期恆定水準並不固定，所以我們不是對固定之  $X, M, B$  對數值展開，而是對  $\frac{X}{B}, \frac{M}{B}$  的對數值展開。

## 2.2 開放體系預算限制之共積隱含

Bohn (1991) 分析政府的預算限制式，因為政府赤字 (支出 - 稅收 + 公債利息支付) 等於當期公債的發行量，而赤字與各期公債發行量均為定態變數，所以他得出政府支出、稅收與公債存量共積之性質。本文開放體系的預算限制亦有相同特徵，依照 Engle & Granger (1987) 之定義，一個時間數列需經  $d$  次差分後方為定態，稱為  $d$  級積 (integrated of order  $d$ )，記為  $I(d)$ ，而不同級數時間數列之線性組合，其級數至多等於原時間數列中級數最高者，一組時間數列原本均為  $I(d)$ ，但其線性組合卻為  $I(d - b)$ ，則稱其為  $d, b$  級共積，記為  $CI(d, b)$ 。假設資產的實質報酬率是具有定態性質的，且外匯資產之存量遞增而成長率固定，則  $b_t$  為  $I(1)$ ， $\Delta b_t$  為  $I(0)$ ， $r_{t-1}^*$  為  $I(0)$ ，由第 (3) 式可知  $x_t, m_t$  與  $b_{t-1}$  應為  $CI(1, 1)$ ，換句話說，第 (3) 式隱含  $x_t, m_t, b_{t-1}$  具有共積關係，其共積向量為  $(\frac{X}{B}, -\frac{M}{B}, -\tau)$ 。

雖然預算限制式有著變數共積之隱函，但如我們完全無法賦予其經濟含意，討論共積難免給人純賣弄計量技巧之嫌。事實並非如此，在開放成長模型的架構下，總體變數中的出口值、進口值與外匯資產平均來講並不會停滯，而是會收斂到相同的成長速度。如果理論正確，這表示 (對數的) 出口佔外匯比例與 (對數的) 進口佔外匯比例應該會有定態的性質。也就是  $b_{t-1}, x_t, m_t$  共積之

<sup>7</sup>台灣  $\ln X, \ln M, \ln B$  之檢定結果是無法拒絕單根，而  $\ln \frac{X}{B-1}, \ln \frac{M}{B-1}, \Delta b$  之單根檢定結果均拒絕單根存在，詳見本文第三部份。

<sup>8</sup>即消費、投資、進口、出口等實質變數。

<sup>9</sup>「恆定成長」是依 King、Plosser and Rebelo (1988) 的定義，該文是在封閉模型下得出一國產出、投資與消費之同比例成長性質，而本文的開放成長體系下則還包括進出口與外匯資產，這部份推導因節省篇幅未予列出，有興趣之讀者可向作者索取。

統計性質，還可再細分為兩個次共積 (sub cointegration)，因為

$$\frac{X}{B}x_t - \frac{M}{B}m_t - \tau b_{t-1} = \frac{X}{B}(x_t - b_{t-1}) - \frac{M}{B}(m_t - b_{t-1}) \quad (4)$$

當  $x_t$  與  $b_{t-1}$ 、 $m_t$  與  $b_{t-1}$  均為  $CI(1,1)$ ，其共積向量又都是  $(1, -1)$ ，那麼自然  $\frac{X}{B}x_t - \frac{M}{B}m_t - \tau b_{t-1}$  是一個定態變數，換句話說， $x_t, m_t, b_{t-1}$  共積，而且共積向量為  $(\frac{X}{B}, -\frac{M}{B}, -\tau)$ ，實際上是來自  $x_t$  與  $b_{t-1}$ 、 $m_t$  與  $b_{t-1}$  分別共積，且共積向量均為  $(1, -1)$ 。李秀雲 (1992) 曾指出 1983 年以來台灣淨出口佔國外資產比例之定態性質，本文之分析則進一步建構在出口比外匯、進口比外匯均為定態的前提下，故各變數的單根與共積檢定就成為第三部份討論之重點。

### 3. 資料說明與計量模型中變數之確定

由第 (3) 式可知，本研究所使用的變數至少應包括外國實質利率、(對數) 外國物價水準、(對數) 新台幣名目有效匯率、(對數) 本國產品物價水準、(對數) 進口值與出口值以及 (對數) 外匯資產存量。本節在此將說明上述資料之來源，進行各變數的單根與共積檢定，並依此建立包括上述七變數之時間數列模型。

#### 3.1 資料來源說明

在台灣變數方面，新台幣名目有效匯率是先以台灣對七大工業國、韓國及香港共九個地區之各期貿易量，計算出各國匯率在各期之對應權數，<sup>10</sup> 再據此算出貿易量加權之名目有效匯率，台灣對各國貿易金額之統計來自財政部統計處發行之《中華民國台灣地區進出口貿易統計月報》，新台幣兌美元匯率與其他八個地區兌美元匯率可以從中央銀行之 *Financial Statistics, Taiwan District, the Republic of China* 與 IMF 刊行之 *International Financial Statistics (IFS)* 獲得。國內產品價格則以 GDP 平減指數替代，進出口值則是包括了商品與勞務的實質進出口價值，資料來源均為行政院主計處之《中華民國台灣地區國民所得統計》。至於國外資產存量的資料，因為中央銀行發佈之 *Financial Statistics, Taiwan District, the Republic of China*，只有銀行之外匯與黃金準備統計，缺乏非金融性私部門持有量的統計，故我們

<sup>10</sup>中國大陸囿於資料限制，所以未列於內。

需要估算台灣的總外匯數量。一般的算法是先將始期該國經常帳收入中之國外利息收入淨額除以當期外國利率，還原成國外資產淨額，再透過經常帳盈餘累加各期國外資產存量資料 (Dooley 1988, Sheffrin and Woo 1990, 李秀雲 1992)，台灣國外資產利息收入與經常帳盈餘來自中央銀行 *Balance of Payments, Taiwan District, the Republic of China*。80 年代以前台灣絕大部份外匯資產在美國，所以還原本金所用之外國利率就採用美國國庫券利率，資料來源為 IMF 之 *IFS*。在世界利率的資料來源方面，由於美國紐約有全世界最發達的金融市場，美元為國際貨幣，加上美方是我國最大的貿易伙伴；且根據中央銀行年報，美國國庫券利率亦為央行存放外匯資金於我銀行在美分行時使用的市場利率。Mendoza (1991)，李秀雲 (1992) 均以美國三個月期國庫券利率當作名目的世界利率，相對的，再以美國消費者物價指數之上漲率當外國的通貨膨脹率，計算出事後的實質利率。本文同樣地用美國實質利率來替代世界實質利率。美國的利率與物價均可由國際貨幣基金會 (IMF) 公佈的 *IFS* 獲得。基於台灣貿易對手主要均為工業國的考量，文中外國物價水準則採用工業國之消費者物價指數表示，資料同樣來自 IMF 之 *IFS*。因為台灣是在 1981 年夏季，才從一個債務國轉變成債權國，之後我們才有外匯加速累積的情形，所以我們將 1981 年第四季作為時間數列之始期，來分析台灣的進出口與外匯累積情形。所有資料係未經季節處理之原始資料。

### 3.2 變數之定態性質檢定

為應用現有的漸近分配理論 (asymptotic distribution theory) 來做計量分析，我們先討論上述變數的定態性質。本文利用 ADF 單根檢定 (augmented Dickey-Fuller test) 以及 Phillips (1987) 與 Phillips and Perron (1988) 之 PP 檢定，考慮殘差項序列相關 (serial correlation) 與異質性 (heteroscedasticity) 來修正 DF 統計，並增列 Stock (1991)  $\hat{\rho}$  之信任區間，以彌補小樣本估計之不精確。

雖然 Fuller (1976) 提出  $\hat{\rho}$  之  $t$  統計與  $T(\hat{\rho} - 1)$  統計 ( $T$  為觀察點數)，兩種檢定方法，Said and Dickey (1984, p.605) 指出後者擴張應用到 ADF 時，缺乏獨立於模型參數之極限分配，故文中 ADF 統計檢定採用 Fuller (1976, p.373) 的  $t$  檢定法，而對應之 PP 統計則為  $Z(t_{\hat{\alpha}})$  檢定法。至於 ADF 檢定與 PP 檢定之優劣，似尚無定論，適當的選擇要看被檢定變數的移動平均係數正負而定 (Phillips and Perron 1988; 黃柏農 1993)，因

為不知道變數移動平均係數真正為何，我們的樣本期間又不長，故以下我們將採 ADF 與 PP 檢定並列的方式，<sup>11</sup> 並報告 Stock (1991) 根據變數 ADF 檢定結果所推自我迴歸最大根 ( $\hat{\rho}$ ) 的 80% 信任區間，一起來判斷變數之定態性質。<sup>12</sup> 正如 Stock (1991) 所指出的：光做單根檢定其實不能看出資料持續性的抽樣差異，許多變數的自我迴歸最大根信任區間都很寬，這信任區間是包含了單根「1」，但同時也包含了許多遠離 1 的值 (p.451)。所以當某個變數的信任區間非常寬，表示要從該特定樣本期間的單根檢定來判斷其持續性，結果是無法精確的，我們必須從信任區間來獲得更多的訊息。各變數之單根檢定結果列於表 1。表中 ADF 檢定與 PP 檢定結果不盡一致，信任區間最寬的四個變數 (外匯資產變量、外國實質利率、外匯資產的實質報酬率與台灣的外匯資產存量)，除了外匯資產變量之 ADF 檢定、PP 檢定與信任區間都指向變數為定態外，其他三個變數 ADF 檢定與 PP 檢定結果都正好相反，我們必須進一步藉助信任區間來判斷其定態與否。在 5% 的顯著水準下，我們發現理論上應具非定態性質之本國物價、外國物價、名目有效匯率、進口值、與出口值，它們在統計檢定上均無法拒絕單根之存在， $\hat{\rho}$  的信任區間亦包含了單根「1」。唯一意外的結果是外匯存量，儘管它在 80 年代是呈一路上升的趨勢，PP 檢定卻拒絕了單根假說。<sup>13</sup> 剛才我們指出，它的  $\hat{\rho}$  信任區間很寬，表示我們不易由樣本期間的單根檢定精確地判斷其定態性質，以致 ADF 與 PP 檢定有相反的結果，但是由其 80% 的信任區間的確包含了單根在內，顯示它為非定態變數應當比它是定態更為可信。至於理論為定態的國外實質利率，它的 ADF 檢定與 PP 檢定結果雖然相反，但是由其自我迴歸最大根的 80% 信任區間已小於一，表示該最大根小於一的機率在 90% 以上 (單尾檢定)，所以我們把國外實質利率當成不具單根的定態變數，應該要比假設它們為非定態變數來的可靠。<sup>14</sup>

<sup>11</sup>對於 ADF 檢定與 PP 檢定中落後期數的選擇，Schwert (1987) 根據經驗法則得到最適之落後期數應等於  $\text{Int}\{12(\frac{T}{100})\}$ ，黃柏農 (1993) 則認為最佳之落後期數應為  $kT^{\frac{1}{4}}$ ， $1.13 < k < 3.76$ ，依據上述原則，本文各變數單根檢定之落後期數均在 3 到 9 之間。

<sup>12</sup>文中根據 Fuller (1976) ADF 單尾檢定之 95% 信任區間無法拒絕單根的變數，依 Stock 附表所列其自我迴歸最大根的 90% 信任區間，同樣都包含了「1」。因為自我迴歸最大根的 90% 信任區間與 ADF 檢定結果相同，所以表 1 改列 80% 之信任區間。

<sup>13</sup>Phillips and Perron (1988) 和 Phillips and Quliaris (1990) 曾指出  $Z(\hat{\alpha})$  檢定力強過  $Z(t_{\hat{\alpha}})$ ，若換成以 PP 檢定中之  $Z(\hat{\alpha})$  檢定，則其統計值  $-3.4$  明顯的落入  $-12.5$  之臨界值內，無法拒絕單根存在。

<sup>14</sup>King, Plosser, Stock and Watson (1991) 也得到不同的檢定方法下，實質利率單根性質迥異的結果。



表1 變數之單根檢定 (樣本期間 1981:4–1992:4)

1.	外國實質利率 ( $r^f$ )	ADF 檢定: -3.15*	PP 檢定: -3.28	$\rho$ 信任區間: (0.41, 0.94)
2.	外國物價水準 ( $p^f$ )	ADF 檢定: -0.34*	PP 檢定: -1.89*	$\rho$ 信任區間: (1.01, 1.08)
3.	名目有效匯率 ( $e$ )	ADF 檢定: -0.60*	PP 檢定: 0.03*	$\rho$ 信任區間: (0.99, 1.08)
4.	本國物價水準 ( $p$ )	ADF 檢定: 1.75*	PP 檢定: 0.40*	$\rho$ 信任區間: (1.05, 1.11)
5.	台灣之出口值 ( $x$ )	ADF 檢定: -1.68*	PP 檢定: -0.95*	$\rho$ 信任區間: (0.80, 1.05)
6.	台灣之進口值 ( $m$ )	ADF 檢定: -0.01*	PP 檢定: -0.06*	$\rho$ 信任區間: (1.02, 1.08)
7.	台灣外匯資產 ( $b$ )	ADF 檢定: -1.82*	PP 檢定: -22.29	$\rho$ 信任區間: (0.74, 1.06)
8.	外匯資產變量 ( $\Delta b$ )	ADF 檢定: -3.29	PP 檢定: -6.03	$\rho$ 信任區間: (0.32, 0.77)
9.	外匯實質報酬率 ( $r^*$ )	ADF 檢定: -2.62*	PP 檢定: -4.39	$\rho$ 信任區間: (0.55, 0.99)
1.	出口比外匯 ( $x - b_{-1}$ )	ADF 檢定: -6.75	PP 檢定: -12.25	$\rho$ 信任區間: ( $\dots, \dots$ )
2.	進口佔比匯 ( $m - b_{-1}$ )	ADF 檢定: -3.71	PP 檢定: -11.02	$\rho$ 信任區間: (0.17, 0.66)

\* 表在95%之信任區間內, 無法拒絕單根假說。

$\dots$  表示該數列自我迴歸最大根之上(下)界已遠小於一, 超過 Stock (1991) 附表範圍。

由於台灣的外匯、進出口均有隨時間而成長的現象，對應的開放體系預算限制式，第 (3) 式，就隱含了  $b_t, x_t, m_t$  之間的共積關係。通常資產的實質報酬率是具有定態性質的，這可由表 1 中， $r_t^*$  在 PP 檢定下具有定態性質，且其自我迴歸最大根小於一的機率在 90% 以上，得到支持。而  $b_t$  若為  $I(1)$ ，則  $\Delta b_t$  理應為  $I(0)$ ，剛才我們說過外匯資產變量的定態性質可獲資料支持。既然  $\Delta b_t$  為  $I(0)$ ， $r_{t-1}^*$  為  $I(0)$ ，所以第 (3) 式隱含  $x_t, m_t, b_{t-1}$  具有共積關係，其共積向量為  $(\frac{X}{B}, -\frac{M}{B}, -\tau)$ 。至於前一節所提次共積之檢定，可令  $s_x$  為 (對數的) 出口佔外匯比例， $s_m$  為 (對數的) 進口佔外匯比例 ( $s_{xt} \equiv x_t - b_{t-1}$ ,  $s_{mt} \equiv m_t - b_{t-1}$ )，我們直接以  $s_x$  與  $s_m$  這兩個新變數之單根檢定，來看它們是否滿足定態之要求。檢定結果恰如理論所預測，均能支持它們的定態性質 (見表 1 下方)，所以我們可以了解， $x_t, m_t, b_{t-1}$  共積，而且共積向量為  $(\frac{X}{B}, -\frac{M}{B}, -\tau)$ ，實際上是來自  $x_t$  與  $b_{t-1}$ 、 $m_t$  與  $b_{t-1}$  分別共積，且共積向量均為  $(1, -1)$ ，這正是我們剛才得到的檢定結果： $s_{xt}$  與  $s_{mt}$  之單根檢定，其實正是  $x_t$  與  $b_{t-1}$ ， $m_t$  與  $b_{t-1}$  分別具有共積性質的檢定。

### 3.3 計量模型相關變數之確定

雖然由第 (3) 式之導出，我們認為經濟個體之訊息集中，至少應該包括  $\{r_{t-i}^f, p_{t-i}^f, e_{t-i}, p_{t-i}, x_{t-i}, m_{t-i} \text{ 與 } b_{t-i}\}_{i=0}^{\infty}$  等變數，在設定 VARMA 模型時，我們卻不能將不具定態性質之變數直接放入模型中，如果直接將非定態之變數取差分，則又會遭遇以下兩個難題，第一，將共積之變數通通取差分會導致時間數列模型之過度差分；第二，理論上的限制式，第 (3) 式，並不是描述所有差分過變數之關係式，關於這些問題，在 Campbell (1987) 一文有詳細的說明。模仿 Campbell 的作法，我們先將所有變數對其平均數取離差，以去除常數項，接著考慮  $x_t - b_{t-1}$  與  $m_t - b_{t-1}$  之定態性質，我們可以設定下列之 VARMA 模型，

$$Z_t = C(L)Z_{t-1} + D(L)V_t \quad (5)$$

式中  $Z_t = (r_{t-1}^f, \pi_t^f, \Delta e_t, \pi_t, x_t - b_{t-1}, m_t - b_{t-1}, \Delta b_t)'$ ，而  $C(L) = C_1 + C_2L + C_3L^2 + \dots + C_pL^{p-1}$ ， $D(L) = D_0 + D_1L + D_2L^2 + \dots + D_qL^q$ ， $p$  為 VAR 之落後級數， $q$  為 VMA 之落後級數，而  $C_i, i = 1, 2, \dots, p$ ， $D_i, i = 0, 1, \dots, q$ ，各是一  $7 \times 7$  之係數矩陣， $V_t$  是序列無關之殘差項，

$V_t = (v_{1t} \ v_{2t} \ \cdots \ v_{7t})'$ , 因為我們已把共積之變數, 用其定態之線型組合函數 (linear combination) 代入, 所以 (5) 式就是滿足定態要求又不至於過度差分之模型。

雖然一般時間數列模型較可避免聯立方程模型之誤設問題 (misspecification), 但預算限制式卻仍是 VARMA 模型在解釋變數關係時, 必須要滿足的, 取過離差且考慮共積限制之第 (3) 式可重新表示如下:

$$\Delta b_t = r_{t-1}^f + \pi_t^f + \Delta e_t - \pi_t + \frac{X}{B}(x_t - b_{t-1}) - \frac{M}{B}(m_t - b_{t-1}) + \epsilon_t' \quad (6)$$

第 (6) 式告訴我們的是: 外國實質利率, 加上實質匯率的變化, 再加上進出口值佔期初外匯資產比例, 與外匯的累積率之間, 只有一些平均數為零之殘差項。本文的 VARMA 模型將在滿足第 (6) 式的限制之下, 估計第 (5) 式的各迴歸係數值。

#### 4. 實証結果分析

本文將採用最大概似估計法 (MLE) 來估計受限 VARMA ( $p, q$ ) 模型中的係數。關於模型的認定上, 因為我們的樣本長度有限, VARMA 中除了  $\Delta b$  受限於第 (6) 式, 需估參數較少外, 我們另外加入一些零值限制來節省自由度。假設各變數之 MA 部份只有對應自身前期誤差項之係數無限制, 其他變數預測誤差則無影響力 (係數為零), 再假設小型開放體系的總體變數不足以解釋世界變數之變動, 所以外國實質利率與通貨膨脹兩迴歸式中, 對應台灣總體變數之迴歸係數皆為零, 往後文中所指的時間數列模型即包括上述這些限制。<sup>15</sup> 至於模型中自我迴歸落後級數  $p$  與移動平均落後級數  $q$  之選擇為: 先假設  $q$  為零, 接著檢定  $p$  值等於 1 時, 各式之殘差項是否具有序列相關的性質, 因為殘差若具有純噪音 (white noise) 的特質, 則本文不需設定比 VAR(1) 更複雜之時間數列模型。Godfrey (1978, 1988) 針對解釋變數中含有外生與落後變數的迴歸殘差, 提出一套檢定「殘差不具序列相關性」的 LM (Lagrange Multiplier) 檢定, 檢定方法是先在殘差為純噪音的虛無假說下, 用 OLS 估計, 當對立假說為「殘差是 AR( $n$ ) 或 MA( $n$ )」, 就以 OLS 估計殘差當被解釋變數, 解釋變數包括原解釋變數與 OLS 估計殘差的落後 1 至  $n$  期, 檢

<sup>15</sup>模型中待估之參數, 請參見附錄。

表2 VAR(1) 模型之迴歸殘差性質分析

Godfrey 之序列相關 LM 檢定:

$$y_t = z_t' \beta + u_t$$

$H_0$ :  $u_t$  為純噪音,  $H_1$ :  $u_t$  為 MA(1), 令  $\hat{u}_t$  為上式 OLS 估計之殘差項, 則迴歸

$$\hat{u}_t = z_t' b + \alpha \hat{u}_{t-1} + v_t$$

	檢定是否 $\alpha = 0$ ?	
1. $r_{-1}^f$	$\chi^2(1) = 1.1$	顯著水準=0.29
2. $\pi^f$	$\chi^2(1) = 6.6$	顯著水準=0.01*
3. $\Delta e$	$\chi^2(1) = 0.7$	顯著水準=0.40
4. $\pi$	$\chi^2(1) = 1.0$	顯著水準=0.33
5. $x - b_{-1}$	$\chi^2(1) = 2.7$	顯著水準=0.10
6. $m - b_{-1}$	$\chi^2(1) = 1.9$	顯著水準=0.17
7. $\Delta b'$	$\chi^2(1) = 13.4$	顯著水準=0.00*

表中  $\Delta b'_t \equiv \Delta b_t - r_{t-1}^f - \pi_t^f - \Delta e_t + \pi_t$ 。令  $y_t$  依序為計量模型中之第一到 6 個被解釋變數,  $z_t$  為其對應附錄 A 部份之解釋變數, 最後當  $y_t$  為  $\Delta b'_t$  時,  $z_t$  則為  $x_t - b_{t-1}$  與  $m_t - b_{t-1}$ 。

定殘差的落後 1 至  $n$  期迴歸係數是否顯著, 檢定方法與結果列於表 2。因為檢定發現仍有部份變數之迴歸殘差是序列相關的, 所以本文的時間數列模型至少應擴充成 VARMA(1,1)。聯立估出 VARMA(1,1) 的參數後, 再根據 Godfrey (1988, p.121) 的 F 檢定方法, 來測定是否「殘差具有一級以上的移動平均性質」。檢定方法是先在殘差為 MA(1) 的虛無假說下, 估計原迴歸模型並算出殘差, 當對立假說為「殘差是 MA(1 +  $n$ )」時, 可以將落後 2 到 1 +  $n$  期的殘差也加入此時的迴歸式當解釋變數, 重新以最小平方迴歸, 看落後 2 至 1 +  $n$  期的殘差迴歸係數是否顯著。檢定方法與結果列於表 3, 在檢定落後二期之殘差迴歸係數是否為零時, 我們發現所有迴歸式的 F 檢定都不顯著, 所以 VARMA(1,1) 的設定應該已得到殘差非序列相關的性質。接下來我們以 Breusch-Pagan 檢定來測試此模型之殘差是否存在異質

性 (heteroscedasticity), 檢定方法為以 VARMA(1,1) 殘差之平方為被解釋變數, 找出可能的相關變數來迴歸之。我們選擇的變數除了前述序列相關檢定中原有的解釋變數外, 還加上國外利率與外國通貨膨脹之乘積、台灣進出口比外匯的乘積兩個新變數。如果殘差的確不具有異質性, 那麼以上變數的解釋能力都應該不顯著。檢定方法與結果亦列於表3, 由於所有迴歸式  $\chi^2$  檢定均不顯著, 整體而言, 我們可以接受 VARMA(1,1) 之模型設定。最大概似之參數估計結果列於表4, 以下我們將利用這個結果來進行相關分析。

#### 4.1 變異數分解與衝擊反應函數

本文將共變異數矩陣透過 Choleski 要素轉換 (Choleski Factorization), 以求得相互獨立之衝擊。因為 Choleski 轉換是利用 OLS, 依序將殘差迴歸以得到互相獨立之衝擊項, 所以迴歸式的順序非常重要, 外生性質越強烈的變數, 就應該擺在越前面 (Sims, 1980)。本文的基準模型 (benchmark) 順序如下:  $(r_{-1}^f, \pi^f, \Delta e, \pi, (x - b_{-1}), (m - b_{-1}), \Delta b)$ , 此因 (1) 小型開放體系不能影響外國經濟, 所以外國變數優先排列於模型前方。(2) 本文主題在分析台灣的出口、進口、與外匯累積是受何因素影響而變動, 所以我把這三個變數當成外生性最弱的變數, 被排在最後面; 而外匯資產調整式的殘差主要導因於統計誤差, 外匯累積係因經常帳之盈餘, 所以它排最後。(3) 剩下的匯率貶值率與通貨膨脹率在中間, 而匯率貶值率又因為具有央行政策變數的性質, 也是造成台灣的出口、進口、與外匯累積變動的頭號嫌疑犯, 故它的位置放在本國通貨膨脹率之前, 成為位置最前的國內變數。

為了彌補小樣本估計之偏誤, 增加實証結果的可信度, 本文根據第 (6) 式估計係數的共變異矩陣, 透過 1,000 次的蒙地卡羅試驗 (Monte Carlo test) 模擬找出衝擊反應函數、變異數分解之平均值與 95% 信任區間。<sup>16</sup> 另一方面, 經濟理論告訴我們, 一國均衡的價格與數量是同時決定的內生性變數, 所以本文也將分析台灣的匯率貶值率、通貨膨脹率與出口比外匯、進口比外匯, 與外匯累積率順序互調後實証結果差異。

因為整個變異數分解大致在 20 期後達到穩定之比例, 我們將衝擊發生後半年的結果當做「短期效果」、衝擊發生後二年的結果當做「中期效果」, 至於

<sup>16</sup>信任區間具有以下兩個特性: 就衝擊反應函數而言, 因為計量模型採用定態的變數, 各變數對不同衝擊的反應理應與日俱減, 故其長期效果必不會顯著的異於零; 其次, 用蒙地卡羅試驗抽樣所得之變異數分解信任區間, 不見得會界於 100% 與 0% 之間, 如同 Runkle (1987) 與 Sims (1987) 之處理方式, 本文將下界為負值之數, 以零取代。

表3 VARMA(1,1) 模型之迴歸殘差性質分析

Godfrey 之序列相關 F 檢定:

$$y_t = z_t' \beta + u_t$$

$H_0: u_t$  為 MA(1),  $H_1: u_t$  為 MA(2), 令  $\hat{\varepsilon}_t$  為 VARMA(1,1) 模型估計之殘差項, 則迴歸

$$y_t = z_t' b + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2} + v_t$$

檢定是否  $\alpha_2 = 0$ ?

1.	$r_{-1}^f$	$F(1, 38) = 2.8$	顯著水準=0.10
2.	$\pi^f$	$F(1, 38) = 2.2$	顯著水準=0.14
3.	$\Delta e$	$F(1, 33) = 2.9$	顯著水準=0.10
4.	$\pi$	$F(1, 33) = 3.6$	顯著水準=0.07
5.	$x - b_{-1}$	$F(1, 33) = 2.9$	顯著水準=0.10
6.	$m - b_{-1}$	$F(1, 33) = 3.9$	顯著水準=0.06
7.	$\Delta b'$	$F(1, 38) = 0.3$	顯著水準=0.60

Breusch-Pagan 之異質性 LM 檢定:

令  $\hat{\varepsilon}_t$  為 VARMA(1,1) 模型估計之殘差項, 則迴歸

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = w_t' b + v_t$$

檢定是否  $b = 0$ ?

1.	$r_{-1}^f$	$\chi^2(4) = 7.0$	顯著水準=0.14
2.	$\pi^f$	$\chi^2(4) = 0.9$	顯著水準=0.93
3.	$\Delta e$	$\chi^2(9) = 7.5$	顯著水準=0.58
4.	$\pi$	$\chi^2(9) = 11.4$	顯著水準=0.25
5.	$x - b_{-1}$	$\chi^2(9) = 5.0$	顯著水準=0.84
6.	$m - b_{-1}$	$\chi^2(9) = 7.4$	顯著水準=0.60
7.	$\Delta b'$	$\chi^2(4) = 0.5$	顯著水準=0.97

表中  $\Delta b'_t \equiv \Delta b_t - r_{t-1}^f - \pi_t^f - \Delta e_t + \pi_t$ 。令  $y_t$  依序為計量模型中之第一到6個被解釋變數,  $z_t$  為其對應附錄 A 部份之解釋變數, 最後當  $y_t$  為  $\Delta b'_t$  時,  $z_t$  則為  $x_t - b_{t-1}$  與  $m_t - b_{t-1}$ 。 $w_t$  則定義為  $z_t$  再加上國外利率與國外通膨乘積, 與台灣進出口比外匯乘積, 這兩個新變數之變數向量。

表4 VARMA(1,1) 之最大概似估計結果

	$f_{-2}^f$	$\pi_{-1}^f$	$\Delta e_{-1}$	$\pi_{-1}$	$x - b_{-1-1}$	$m - b_{-1-1}$	$\Delta b_{-1}$
1. $r_{-1}^f$	0.81	0.40	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
2. $\pi^f$	0.0	0.78	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
3. $\Delta e$	2.08	0.96	-0.87	0.03	-0.16	0.14	0.15
4. $\pi$	1.16	0.16	-0.16	-0.16	-0.07	0.06	0.07
5. $x - b_{-1}$	-2.01	-7.83	0.17	0.72	1.08	-0.06	-1.19
6. $m - b_{-1}$	-5.70	-3.89	0.23	0.40	0.21	0.78	-0.89
7. $\Delta b^e$	2.41	0.45	-0.71	0.32	0.19	-0.12	-0.08

$\frac{x}{B} = 0.44, \frac{M}{B} = 0.41$ , 對數最大概似值=1307.41

	$\varepsilon_{1-1}$	$\varepsilon_{2-1}$	$\varepsilon_{3-1}$	$\varepsilon_{4-1}$	$\varepsilon_{5-1}$	$\varepsilon_{6-1}$	$\varepsilon_{7-1}$	$\varepsilon_1$	$\varepsilon_2$	$\varepsilon_3$	$\varepsilon_4$	$\varepsilon_5$	$\varepsilon_6$	$\varepsilon_7$
1. $r_{-1}^f$	-0.39	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
2. $\pi^f$	0.0	-0.48	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
3. $\Delta e$	0.0	0.0	1.24	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0
4. $\pi$	0.0	0.0	0.0	-1.31	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0
5. $x - b_{-1}$	0.0	0.0	0.0	0.0	0.58	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0
6. $m - b_{-1}$	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.44	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0
7. $\Delta b^e$	-0.39	-0.48	1.24	1.31	0.18	-0.10	-0.41	1.0	1.0	1.0	-1.0	0.31	-0.23	1.0

a. 本行數值係由參數之估計結果, 代入第 (6) 式所求算。

衝擊發生後五年的結果就稱做「長期效果」。在變異數分解方面，為方便說明，我們將世界利率與外國通貨膨脹率的衝擊加總成「國外因素衝擊」，在國內因素方面，台幣貶值率與國內通貨膨脹率之衝擊，因為會影響國內外產品之相對價格而被之歸納為「國內價格因素衝擊」，剩下來的進出口佔外匯比例變動應可歸諸來自實質面產出或所得之衝擊，故名之為「國內所得衝擊」。

時間數列模型之變異數分解有一個普遍現象，那就是在小樣本的限制下，許多變數變異數分解的信任區間都很寬，往往95%信任區間的下界是一個很小的比例，而95%信任區間的上界卻是一個很高的比例，這表示我們無法從有限的樣本期間，精確地判斷出該衝擊的解釋力是大還是小，不過我們還是可以從其集中區域，判斷它的相對解釋能力(Sims, 1987)。本文樣本期間內外國通貨膨脹率在解釋台灣進出口比外匯波動時，就有上述之現象。台灣進出口佔外匯比例與外匯累積率之變異數分解結果列於表5。在台灣出口比外匯的波動上，國內所得因素平均一向超過價格因素與國外因素，是最重要的解釋因素(以長期效果為例，國內所得因素、價格因素與國外因素平均各說明出口比外匯波動的44%、29%、26%，這表示所得因素能解釋44%以上波動的機率有二分之一，而由95%信任區間可知，價格因素與國外因素分別有高達97.5%以上的機率解釋能力是低於40%與46%的)。以細項的衝擊來看，相對價格中之匯率貶值率的短期解釋能力最大，然後其重要性逐漸降低；長期來講，外國通貨膨脹率是除了出口本身外最大之衝擊來源，它平均單獨解釋出口比外匯變化之23% (外國通貨膨脹、台幣貶值率與國內通貨膨脹率解釋比重的下界差不多，分別為6%、8%、6%，但其上界分別為40%、28%、16%，表示外國通貨膨脹解釋能力最強的可能性最高)。進口比外匯的變異分解情況類似，即國內所得因素是最重要的解釋因素，另外國內價格因素的重要性又小於國外因素(以長期效果為例，所得因素能解釋49%以上波動的機率有二分之一，而國外因素則有97.5%以上的機率解釋能力是低於52%的。另外，國外因素能解釋29%以上波動的機率也是二分之一，而價格因素卻有97.5%以上的機率解釋能力是低於29%的。)以細項的衝擊來看，相對價格中之國內通貨膨脹率的短期解釋能力最大，然後其重要性逐漸降低；長期來講，外國通貨膨脹率是除了進口本身外最大之衝擊來源，它平均單獨解釋進口比外匯變化之25% (台幣貶值率與國內通貨膨脹率解釋比重的上界分別只有11%、22%)。在說明外匯累積的波動上，國內價格因素似乎是最重要的解釋因素，所得因素則居次(以長期效果為例，價格因素有97.5%以上的機率解釋能力是高於35%的，



表5 基準模型 ( $r_{-1}^f, \pi^f, \Delta e, \pi, x - b_{-1}, m - b_{-1}, \Delta b$ ) 變異數分解

	國外因素							國內因素				其他因素 外匯累積率 (7)	
	外國實質		外國通貨		價格因素			所得因素		進口比外匯 (6)	(5)+(6)		
	利率 (1)	(2)	膨脹率 (2)	利率 (1)+(2)	台幣貶值率 (3)	通貨膨脹 (4)	出口比外匯 (3)+(4)	出口比外匯 (5)					
$x - b_{-1}$													
短期	0.26 (0.4; 0.1)	16.49 (17.9; 15.1)	16.74 (18.1; 15.3)	28.40 (32.2; 24.6)	10.98 (12.9; 9.1)	39.38 (41.9; 36.9)	41.19 (43.7; 38.7)	1.06 (3.0; 0.0)	42.25 (44.9; 39.6)	1.63 (2.3; 1.0)			
中期	1.37 (6.0; 0.0)	14.66 (24.1; 5.2)	16.03 (26.9; 5.1)	22.57 (29.1; 16.0)	12.36 (16.5; 8.2)	34.92 (40.2; 29.6)	37.37 (44.2; 30.5)	10.39 (20.9; 0.0)	47.76 (57.9; 37.6)	1.29 (1.9; 0.7)			
長期	3.07 (10.7; 0.0)	22.74 (39.7; 5.8)	25.82 (45.7; 5.9)	18.00 (28.2; 7.8)	11.22 (16.0; 6.4)	29.22 (39.6; 18.9)	30.33 (41.5; 19.1)	13.59 (28.1; 0.0)	43.92 (57.7; 30.1)	1.05 (1.7; 0.4)			
$m - b_{-1}$													
短期	1.23 (2.1; 0.4)	11.62 (13.1; 10.1)	12.85 (14.7; 11.0)	9.65 (12.2; 7.1)	20.95 (22.9; 19.0)	30.61 (32.8; 28.4)	25.60 (29.0; 22.2)	29.62 (34.4; 24.9)	55.21 (58.2; 52.2)	1.34 (1.9; 0.8)			
中期	2.60 (7.9; 0.0)	14.66 (27.9; 1.4)	17.25 (30.8; 3.7)	7.00 (11.8; 2.2)	17.90 (23.6; 12.2)	24.90 (30.6; 19.2)	20.29 (27.4; 13.2)	36.66 (48.2; 25.1)	56.95 (68.0; 46.0)	0.90 (1.4; 0.4)			
長期	4.08 (11.8; 0.0)	25.15 (45.8; 4.5)	29.22 (51.9; 6.6)	5.71 (11.4; 0.0)	14.90 (21.6; 8.3)	20.62 (28.9; 12.3)	16.34 (24.5; 8.2)	33.11 (47.5; 18.8)	49.45 (65.8; 33.1)	0.71 (1.2; 0.2)			
$\Delta b$													
短期	0.31 (1.3; 0.0)	9.81 (15.7; 3.9)	10.12 (16.0; 4.3)	34.70 (44.5; 24.9)	19.62 (28.3; 11.0)	54.32 (61.7; 46.9)	14.26 (25.5; 3.0)	3.01 (7.9; 0.0)	17.27 (27.0; 7.6)	18.29 (28.6; 7.9)			
中期	1.08 (2.9; 0.0)	10.16 (16.2; 4.1)	11.24 (17.4; 5.1)	32.70 (42.6; 22.8)	18.09 (26.4; 9.8)	50.79 (60.0; 41.5)	19.15 (29.4; 8.9)	4.19 (10.5; 0.0)	23.34 (35.4; 11.2)	14.63 (23.2; 6.1)			
長期	1.70 (5.0; 0.0)	12.72 (23.2; 2.3)	14.42 (26.3; 2.5)	30.35 (41.7; 19.0)	17.42 (25.7; 9.1)	47.77 (60.4; 35.2)	18.42 (27.2; 9.7)	5.94 (14.1; 0.0)	24.36 (35.9; 12.8)	13.46 (22.0; 4.9)			

1. 括弧內為1,000次 Monte Carlo 模擬實驗95%之信任區間, 括弧上方為其平均值。

2. 樣本期間為 1981:4-1992:4。

幾乎已超過國內所得因素與國外因素 95% 信任區間的上界；所得因素能解釋 24% 以上波動的機率有二分之一，國外因素則有 97.5% 以上的機率解釋能力是低於 26% 的)。以細項的衝擊來看，相對價格中之匯率貶值率的解釋能力無論在短中長期均為最大的，其 95% 信任區間的下界都高過其它衝擊的平均值，此外，外匯累積率長期變動之 13% 是由自身的衝擊解釋。

為了測試上述結果之頑強性 (robustness)，我嘗試了國內變數殘差在 Choleski 矩陣之各種順序。<sup>17</sup> 我們發現，只要台幣貶值率或國內通貨膨脹率的順序朝後調整，國內價格因素對進出口比外匯與外匯累積率波動的解釋力，就會被國內所得因素的解釋力所取代。以匯率貶值率與國內通貨膨脹率都在所得因素之後的變異數分解來說明，無論短期、中期或長期，價格因素對進出口比外匯波動的解釋能力 95% 信任區間的上界幾乎沒有突破 5% 的，成為微不足道的解釋因素，它對外匯累積率波動的解釋力雖是顯著的 (信任區間的下界在 5% 以上)，但其信任區間的上界 (27%) 還不如所得因素解釋能力的下界 (42%)。

從變異數分解結果，我們可以看出各種國內外衝擊在說明台灣進出口與外匯累積波動上之相對重要性：就台灣進出口波動而言，不論順序與期間如何，國內所得因素都是解釋進出口波動最多的，國內價格因素的影響力則非常依賴其排列順序。如果我們不強調匯率貶值率政策變數的身份與所得因素的內生性，也就是把國內所得因素的位置提前到國內價格因素之前時，無論期間長短，國內價格因素對進出口比外匯波動的解釋能力完全不顯著 (信任區間的上界在 5% 以下)，如果我們強調匯率政策變數的身份與所得因素的內生性，把國內所得因素的位置放在國內價格因素之後時，匯率貶值率或國內通貨膨脹率之說明能力在短期間重要性超過國外因素的可能性較高，長期來講，國外通貨膨脹率的說明能力則相對更重要。Moreno (1989) 說台灣之競爭優勢來自匯率者少，來自國內相對於國外較低之通貨膨脹者多，本文肯定國外通貨膨脹率是所得因素以外，最能解釋台灣進出口波動的長期要素，但對國內價格因素解釋台灣進出口波動的相對能力持保留的態度，國內通貨膨脹對出口波動的解釋能力並未顯著地超過匯率貶值率，且整個國內價格因素的解釋能力並未肯定地超過國外因素與國內所得因素的影響力。至於解釋台灣外匯累積率變動

<sup>17</sup> 五個國內變數的順序分別如下：1.  $(\Delta e, \pi, s_m, s_x, \Delta b)$ , 2.  $(\pi, \Delta e, s_x, s_m, \Delta b)$ , 3.  $(\pi, \Delta e, s_m, s_x, \Delta b)$ , 4.  $(\Delta e, s_x, s_m, \pi, \Delta b)$ , 5.  $(\pi, s_x, s_m, \Delta e, \Delta b)$ , 6.  $(s_x, s_m, \Delta e, \pi, \Delta b)$ , 7.  $(s_m, s_x, \pi, \Delta e, \Delta b)$ , 8.  $(\Delta e, s_x, s_m, \Delta b, \pi)$ , 9.  $(\Delta e, \Delta b, \pi, s_x, s_m)$ ，限於篇幅，本文未列出它們的變異數分解結果，但歡迎向作者索取。

方面，國內價格因素解釋能力較強的結果不具頑強性，我們的樣本期間並無法肯定地判別國內價格因素與所得因素的相對重要性。

從衝擊反應函數圖，我們可以看出各種國內外衝擊所造成台灣進出口與外匯累積變動之大小、方向與持續程度。為方便比較不同衝擊來源之相對影響力，本文計算各衝擊項在始期增加1%單位的影響，例如發生1%通貨膨脹。依照基準模型所做1,000次模擬之出口佔外匯比例、進口佔外匯比例、與外匯累積率的平均衝擊反應函數繪於圖1。由於國外通貨膨脹率之衝擊相對大於其他衝擊數倍，所以圖中縱軸左方刻度用於衡量國外通貨膨脹率的衝擊程度，縱軸右方刻度用於衡量其他衝擊的程度。由圖1-1出口佔外匯比例之衝擊反應函數圖可知，台幣貶值提高大抵有增加出口佔外匯比例之效果，但其衝擊的幅度相對於其他衝擊來源並不大，且持續性也不強；所有衝擊中僅有出口比外匯本身顯著地持續到一年以上（95%信任區間為1.6% ~ 0.0%），各個衝擊的長期效果都已不能顯著地異於零，但其中外國通貨膨脹率的衝擊信任區間（8.3% ~ -24.0%）明顯地偏向對出口之負面效果，可能是造成變異數分解時，國外通貨膨脹率解釋力較高的原因。圖1-2進口佔外匯比例之衝擊反應圖與圖1-1類似，即各個衝擊的長期效果都已不能顯著地異於零，但其中外國通貨膨脹率的衝擊信任區間（6.7% ~ -21.6%）明顯地偏向對進口之負面效果。衝擊的中期效果能顯著地異於零者有國外通貨膨脹率（-1.5% ~ -24.2%）與進口比外匯本身（1.6% ~ 0.0%）。在圖1-3外匯累積率之衝擊反應函數圖中，出口比外匯是唯一衝擊持續一年以上還顯著的，其他衝擊中，台幣貶值率衝擊的信任區間（0.6% ~ -0.1%）雖不顯著地異於零，但其明顯偏向對外匯累積之正面影響，長期來講，所有的衝擊效果都已不顯著（正負區間寬度差不多）。

#### 4.2 蒙地卡羅試驗模擬台幣未升值的進出口與外匯

變異數分解與衝擊反應函數之分析結果告訴我們：台幣貶值率變動在說明台灣進出口佔外匯比例與外匯累積率變動上，似乎並不是特別的重要。讀者可能會懷疑：新台幣兌美元匯率從1985年的40:1大幅升值到1992年的25:1，計量分析卻顯示這對我們貿易收支與外匯累積沒有顯著的影響，是否意味85年以後台灣的各種自由化措施與國外景氣變化，正好抵消了台幣升值的效果？台幣若不升值，則外匯累積更多？這個問題可以換一個角度來答，假設其他國外因素、國內物價因素等維持走勢不變，唯有新台幣幣值未曾在1986年以後重估，台灣的進出口與外匯累積會不會因新台幣未升值與實際資料有顯著差

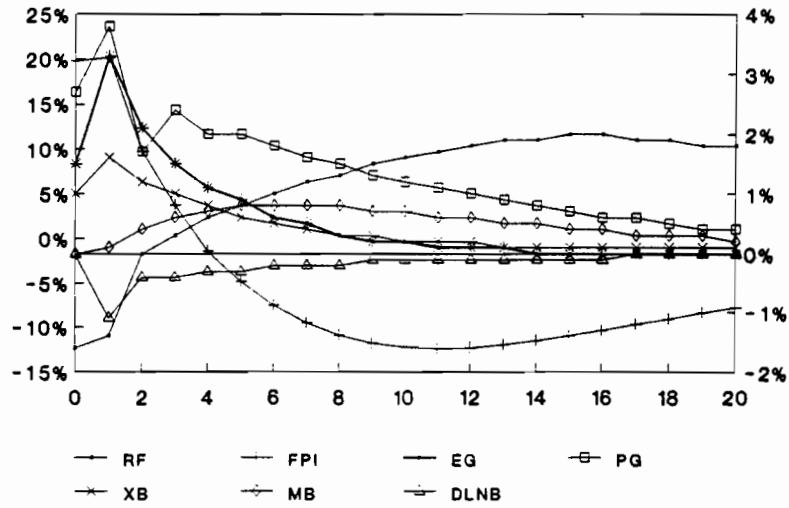


圖 1-1 台灣出口比外匯受外生衝擊之反應函數  
落後 0 到 20 季之平均衝擊反應

- \* RF 是外國實質利率 ( $r^f$ )
- \* FPI 是外國通貨膨脹率 ( $\pi^f$ )
- \* EG 代表台幣貶值率 ( $\Delta e$ )
- \* PG 代表國內的通貨膨脹率 ( $\pi$ )
- \* XB 為對數的出口比外匯 ( $x - b_{-1}$ )
- \* MB 為對數的進口比外匯 ( $m - b_{-1}$ )
- \* DLNB 代表外匯累積率 ( $\Delta b$ )

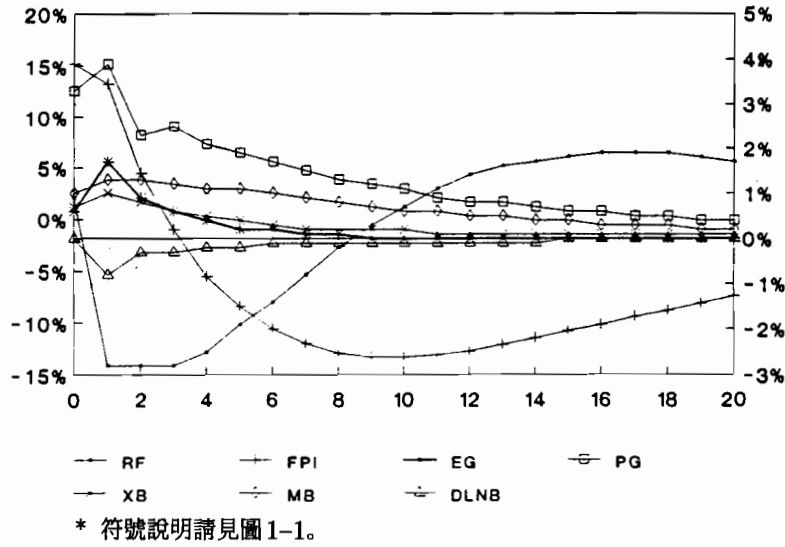


圖1-2 台灣進口比外匯受外生衝擊之反應函數  
落後0到20季之平均衝擊反應

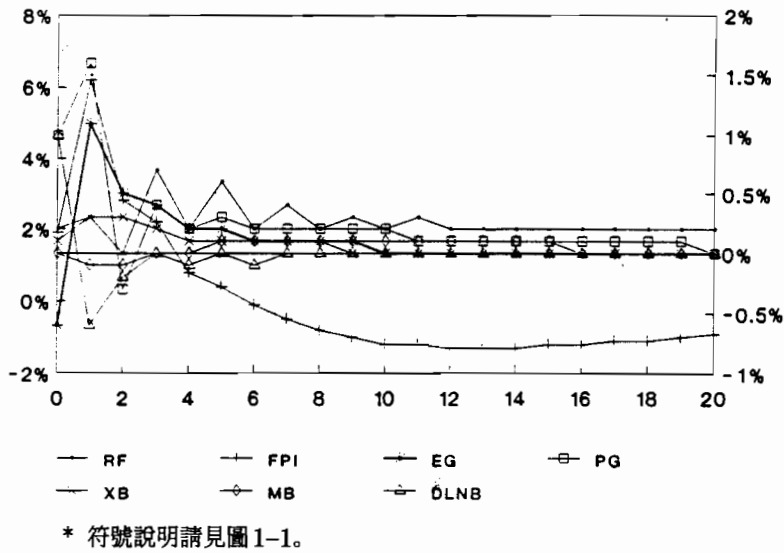


圖1-3 台灣外匯資產累積率受外生衝擊之反應函數  
落後0到20季之平均衝擊反應

異？故接下來我們可以做一個模擬實驗，透過前面估算之 VARMA 係數，模擬台幣未升值下之台灣進出口佔外匯比例與外匯累積率。模擬之前，我們必須先確定匯率對進出口迴歸係數之穩定性。許多文獻均強調台灣近年來的結構轉變問題，如果真有顯著地結構轉變，我們自然不能把結構轉變前後的資料放在一起，還想估出穩定之迴歸係數。本文在此用  $\chi^2$  檢定來作判斷，以  $\alpha_{53}$ 、 $\alpha_{63}$  分別代表原 VARMA 模型中，對應出口與進口佔外匯比例受台幣貶值率影響的迴歸係數，令 1986 年第 3 季台幣大幅升值以後的這兩個係數分別為  $\alpha_{53} + \delta_{xe}$  與  $\alpha_{63} + \delta_{me}$ ，我們的虛無假說為：

$$H_0 : \delta_{xe} = \delta_{me} = 0,$$

對立假說為它們不等於零，估計結果則列於表 6。由未受限模型與受限模型對數最大似值之差距所求算之  $\chi^2$  值為 0.86，小於 95% 顯著水準下之臨界值 5.99，所以我們不能拒絕以上兩係數未曾發生顯著改變之假說。<sup>18</sup>

既然 86 年以後的台幣兌美元升值（與其他國內外因素），並未明顯改變對應進出口佔外匯比例受台幣名目有效匯率貶值率影響之迴歸係數，我們可以較放心地用前面的估計結果模擬台幣未曾升值的影響，首先我們算出 1981:4 到 1986:2 這段期間台幣有效匯率貶值率之變異數與台幣兌美元匯率之平均值，將我們估計之 VARMA 共變異數矩陣當中，台幣貶值率變異數部份以前述變異數取代，假設 1986:3 以後台幣兌美元仍維持前述之平均匯率，我們可以求算 1986:3 以後之貿易加權台幣有效匯率貶值率，再將設算的台幣有效匯率貶值率與其他變數代入 VARMA 模型當中，就可以進行蒙地卡羅試驗，重複 1,000 次的動態模擬，由於實際資料都落入模擬值 95% 的信賴區間，顯示台幣即使未曾對美元升值，今天我們的進出口與外匯累積也不會有太顯著之差異（台灣進出口佔外匯比例與外匯累積率之模擬結果繪於圖 2），<sup>19</sup> 既然台灣的進出口表現不因台幣幣值重估而改變，台幣曾否被低估，應當也不是解釋台灣大量貿易順差與快速外匯累積的關鍵因素。

<sup>18</sup>比較好的檢定結構轉變問題，應當是對模型中的每一迴歸係數都做上述設定，重新估計與檢定，但這種方式在一個包含 N 個變數之 VARMA(p, q) 來講，它消耗之自由度是  $2 \times N^2 \times (p + q)$  個，這也是本文有限之資料長度所無法採用的。

<sup>19</sup>這段期間台灣出口比外匯、進口比外匯與外匯累積率之變異數分別為 0.56, 0.54, 0.01，模擬值的平均變異數則分別為 0.66, 0.68, 0.01；前述三變數落後一期的自我相關係數分別為 0.89, 0.88, 0.78，模擬值的平均自我相關係數則分別為 0.87, 0.87, 0.63；前述三變數與台幣貶值率之相關係數分別為 0.39, 0.42, 0.43，而模擬值與模擬的台幣貶值率相關係數平均為 0.20, 0.19, 0.28。

表6 考慮結構轉變之最大概似估計結果

	$f_{-2}^f$	$\pi_{-1}^f$	$\Delta e_{-1}$	$\pi_{-1}$	$x - b_{-1-1}$	$m - b_{-1-1}$	$\Delta b_{-1}$
1. $r_{-1}^f$	0.81	0.40	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
2. $\pi^f$	0.0	0.79	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
3. $\Delta e$	2.08	0.96	-0.87	0.03	-0.16	0.14	0.15
4. $\pi$	1.16	0.16	-0.16	-0.16	-0.07	0.06	0.07
5. $x - b_{-1}$	-1.72	-8.28	0.50	0.74	1.05	-0.04	-1.18
6. $m - b_{-1}$	-5.39	-3.60	0.57	0.40	0.22	0.77	-0.91
7. $\Delta b^e$	2.43	0.25	-0.69	0.33	0.18	-0.10	-0.07

$\frac{\chi}{B} = 0.50, \frac{M}{B} = 0.41, \delta_{ze} = -0.52, \delta_{me} = -0.49$ , 對數最大概似值=1307.84.

	$\varepsilon_{1-1}$	$\varepsilon_{2-1}$	$\varepsilon_{3-1}$	$\varepsilon_{4-1}$	$\varepsilon_{5-1}$	$\varepsilon_{6-1}$	$\varepsilon_{7-1}$	$\varepsilon_1$	$\varepsilon_2$	$\varepsilon_3$	$\varepsilon_4$	$\varepsilon_5$	$\varepsilon_6$	$\varepsilon_7$
1. $r_{-1}^f$	-0.40	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
2. $\pi^f$	0.0	-0.48	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
3. $\Delta e$	0.0	0.0	1.24	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0
4. $\pi$	0.0	0.0	0.0	-1.31	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0
5. $x - b_{-1}$	0.0	0.0	0.0	0.0	0.64	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0	0.0
6. $m - b_{-1}$	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.50	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0
7. $\Delta b^e$	-0.40	-0.48	1.24	1.31	0.20	-0.11	-0.41	1.0	1.0	1.0	-1.0	0.31	-0.23	1.0

a. 本行數值係由參數之估計結果, 代回第(6)式所求算。

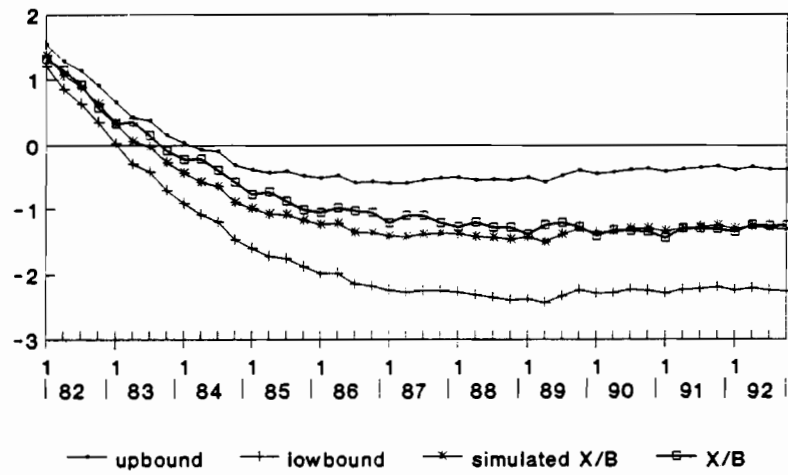


圖 2-1 模擬的台灣出口佔外匯資產比例  
1982:1-1992:4

- \* upbound: 模擬結果95%信任區間之上界
- \* lowbound: 模擬結果95%信任區間之下界
- \* simulated (變數): 模擬結果之平均值
- \* (變數): 實際資料



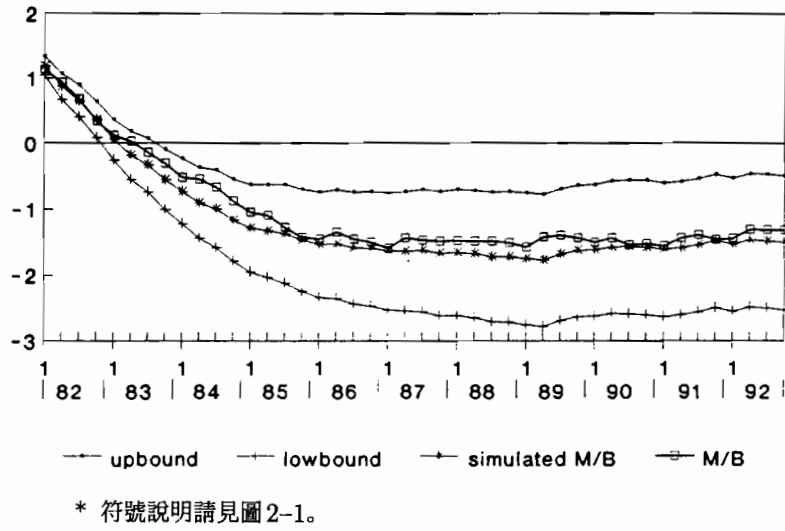


圖2-2 模擬的台灣進口佔外匯資產比例  
1982:1-1992:4

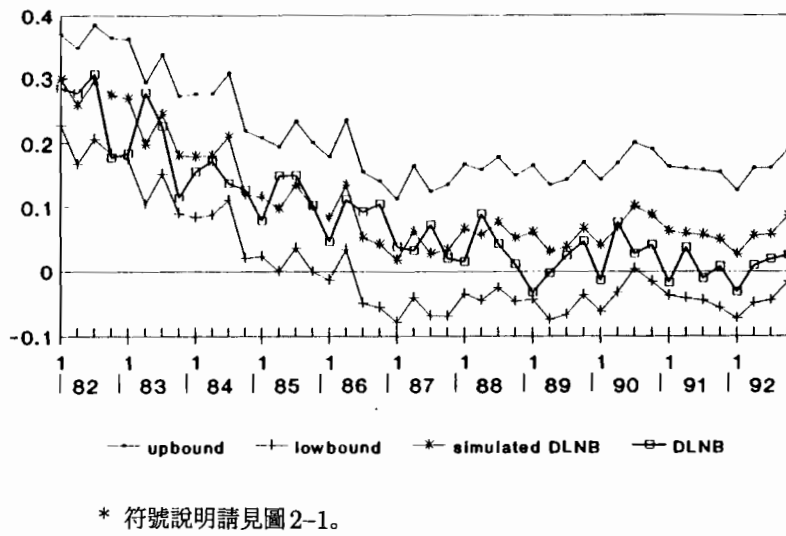


圖2-3 模擬的台灣外匯資產累積率  
1982:1-1992:4

## 5. 結論

台灣在80年前期大量貿易盈餘伴隨著快速外匯累積是否因台幣幣值的被低估而起？1986年以後台幣幣值之重估是否又造成了台灣進出口與外匯累積表現之改變？本文以較無先驗假設的時間數列模型分析其影響，與一般資料導向模型不同的是：我在模型中考慮進開放體系的預算限制式與總體變數共積之性質。經由該預算限制式式左為外匯存量之一次差分，式右卻為進口、出口、與外匯存量之線型組合可知，出口值、進口值與外匯存量之間隱藏著共積的性質，資料性質之分析應證了這點，同時由該預算限制式可知，我們的時間數列模型中至少應包含外國實質利率、外國通貨膨脹率、新台幣名目有效匯率貶值率、台灣產品的通貨膨脹率、出口值佔外匯資產比例、進口值佔外匯資產比例、與台灣外匯資產增加率這七個變數，本文在單根檢定與變異數分解、衝擊反應函數分析上，均增列信任區間以彌補小樣本估計難以精確之缺陷，所有分析結果亦根據信任區間做結論。針對1981:4 — 1992:4的台灣，我們得到以下結論：第一、變異數解析結果顯示新台幣貶值對進出口波動的解釋能力有限 — 台幣貶值率的重要性並無法通過敏感度分析，將其置於所得因素之後，會導致它對進出口比外匯波動之解釋比例無法超過5%。將其置於所得因素之前，其解釋力依舊小於進出口比外匯本身的解釋力，而且由信任區間可知，台幣貶值率的長期重要性低於外國通貨膨脹率的可能性亦較高。另一方面，國內價格因素解釋台灣外匯累積率變動能力較強的結果亦不具有頑強性。第二、衝擊反應函數分析結果顯示新台幣貶值衝擊對進出口變動的解釋能力有限 — 台幣貶值率加速對台灣出口佔外匯比例與進口佔外匯比例之衝擊相較其他衝擊，幅度不大，持續性也不強。第三、對於1986年中以後，台幣升值是否造成進出口對台幣貶值率變動反應的結構性轉變， $\chi^2$  檢定發現並不顯著；第四、假定台幣幣值未曾重估，進行VARMA模型的動態模擬，我們發現無論是台灣實際的進口佔外匯比例、出口佔外匯比例、或是外匯累積率，都落在模擬值95%之信賴區間內，顯示台幣升不升值都不會造成台灣進出口與外匯累積的顯著差異。

對於「新台幣低估造成80年代台灣大量貿易順差與巨額外匯累積」之指控，本文利用時間數列模型讓台灣的資料自己開口說：不是的！這個結果可能令許多人失望，但絕非意外。首先我們都同意進出口財的相對價格變化會影響貿易收支（至於影響力大小則見仁見智），但新台幣兌美元貶值不表示新台

幣名目有效匯率亦同幅貶值,更重要的,它不代表實質匯率的貶值。<sup>20</sup>事實上,變異數分解與衝擊反應函數都告訴我們:相對價格中外國通貨膨脹率的變動才是影響台灣進出口的重要因素,Moreno (1989)亦指稱台灣的競爭優勢非來自匯率。其次,計量分析也顯示國內所得因素的衝擊最能解釋進出口變化,影響力最大最久,這正和出口導向型成長理論的主張相合:透過出口擴張來引進新技術、從做中學,形成生產規模報酬遞增的效果,提高勞動生產率,加強產品的國際競爭力,進一步提高生產與出口,形成良性循環。本文研究結果顯示:新台幣低估並非造成80年代台灣大量貿易順差與巨額外匯累積之主因,而技術創新與勞動力提高等生產面因素,可能才是解釋上述現象的重要原因。

---

<sup>20</sup>若國幣兌美元貶值就表示實質匯率亦同幅貶值,以阿根廷1989年3月兌美元匯率尚不到20,同年8月竟貶值到655,她應該可以締造國際收支盈餘的世界紀錄了。

附錄：時間數列模型中之待估參數與零值限制

	A: 解釋變數 (前期變數)										B: 解釋變數 (前期殘差)						
	$f_{t-2}^f$	$\pi_{t-1}^f$	$\Delta e_{t-1}$	$\pi_{t-1}$	$x_{t-1}$	$m - b_{t-1}$	$m - b_{t-1}$	$\Delta b_{t-1}$	$\varepsilon_{1,t-1}$	$\varepsilon_{2,t-1}$	$\varepsilon_{3,t-1}$	$\varepsilon_{4,t-1}$	$\varepsilon_{5,t-1}$	$\varepsilon_{6,t-1}$	$\varepsilon_{7,t-1}$		
1. $\pi_{t-1}^f$	?	?	0	0	0	0	0	?	0	0	0	0	0	0	0		
2. $\pi_t^f$	?	?	0	0	0	0	0	0	?	0	0	0	0	0	0		
3. $\Delta e_t$	?	?	?	?	?	?	?	0	0	?	0	0	0	0	0		
4. $\pi_t$	?	?	?	?	?	?	?	0	0	0	?	0	0	0	0		
5. $x_{t-1}$	?	?	?	?	?	?	?	0	0	0	0	?	0	0	0		
6. $m - b_{t-1}$	?	?	?	?	?	?	?	0	0	0	0	0	0	?	0		

待估參數還有第 (6) 式:  $\Delta b_t = \pi_{t-1}^f + \Delta e_t + \pi_t^f + \Delta e_t - \pi_t + \frac{\Sigma}{B}(x_t - b_{t-1}) - \frac{M}{B}(m - b_{t-1}) + \varepsilon_{7t} + \beta_7 \varepsilon_{7,t-1}$  中對應前期  $\varepsilon_7$  之迴歸係數與  $\frac{\Sigma}{B}$ ,  $\frac{M}{B}$  兩結構參數。

## 參考文獻

- 李秀雲 (1992) 〈經濟成長、國內外景氣波動與小型開放體系之貿易收支 — 台灣的實證分析〉, 台大經研所博士論文。
- 黃柏農 (1993) 〈滯留期數與移動平均項次對 ADF 與 PP 檢定法的影響 — 使用 Monte Carlo 模擬分析〉, 中研院經濟研究所出版, 《經濟論文》, 21:1, 117-49。
- 賴景昌 (1993) 《國際金融理論: 基礎篇》, 台北: 茂昌圖書有限公司。
- 戴台馨 (1989) 〈經濟自由化之總體效果 — 台灣之模擬分析〉, 《台灣銀行季刊》, 41:1。
- Bohn, Henning (1991) "Budget Balance through Revenue or Spending Adjustment? some historical evidence for the United States," *Journal of Monetary Economics*, 27, 333-59.
- Campbell, John Y. (1987) "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of Permanent Income Hypothesis," *Econometrica*, 55:6.
- De Grauwe, Paul (1983) *Macroeconomic Theory for the Open Economy*, Hampshire: Gower Publishing Company.
- Dooley, Michael P. (1988) "Capital Flight — A Response to Differences in Financial Risks," IMF Staff Paper No.35.
- Engle, Robert F. and C.W.J. Granger (1987) "Cointegrating and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55:2, 251-76.
- Fry, Maxwell J. (1990) "Taiwan's Current Account Surplus: Incipient Dutch Disease?" *International Economic Journal*, 4:3.
- Fuller, W.A. (1976) *Introduction to Statistical Time Series*, New York: Wiley.
- Godfrey, L.G. (1978) "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables," *Econometrica*, 46, 1293-302.
- Godfrey, L.G. (1988) *Misspecification Tests in Econometrics: The Lagrange Multiplier Principle and Other Approaches*, Cambridge University Press.
- King, Robert, Charles I. Plosser and Sergio T. Rebelo (1988) "Production, Growth and Business Cycles: I. the Basic Neoclassical Model," *Journal of Monetary Economics*, 21, 195-232.
- King, R.G., C.I. Plosser, J.H. Stock and M.W. Watson (1991)

- “Stochastic Trends and Economic Fluctuations,” *American Economic Review*, 81:4, 819–40.
- Mendoza, Enrique G. (1991) “Real Business Cycles in a Small Open Economy,” *American Economic Review*, 81:2.
- Moreno, Ramon (1989) “Exchange Rates and Trade Adjustment in Taiwan and Korea,” *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 30–48.
- McCallum, Bennett T. (1989) *Monetary Economics: Theory and Policy*, Macmillan Publishing Company, New York.
- Phillips, P.C.B. (1987) “Time Series Regressions with a Unit Root,” *Econometrica*, 55, 277–301.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988) “Testing for a Unit Root in Time Series Regressions,” *Biometrika*, 65, 335–46.
- Phillips, P.C.B. and S. Quliaris (1990) “Asymptotic Properties of Residuals Based Tests for Cointegration,” *Econometrica*, 58:1.
- Rodriguez, Carlos Alfredo (1980) “The Role of Trade Flows in Exchange Rate Determination: A Rational Expectations Approach,” *Journal of Political Economy*, 88:6.
- Runkle, David E. (1987) “Vector Autoregressions and Reality,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 5:4, 437–42.
- Said, S.E. and D.A. Dickey (1984) “Testing for Unit Roots in Autoregression Moving Average Models of Unknown Order,” *Biometrika*, 71, 599–607.
- Schwert, G.W. (1987) “Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data,” *Journal of Monetary Economics*, 20, 73–103.
- Sheffrin, Steven M. and Wing Thye Woo (1990) “Testing an Optimizing Model of the Current Account via the Consumption Function,” *Journal of International Money and Finance*, 9, 220–33.
- Sims, Christopher A. (1980) “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48, 1–48.
- Sims, Christopher A. (1987) “Comment on ‘Vector Autoregressions and Reality’ by Runkle,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 5:4, 443–9.
- Stock, James H. (1991) “Confidence Intervals for the Largest Autoregressive Root in U.S. Macroeconomic time series,” *Journal of Monetary Economics*, 28, 435–59.

The "Undervalued" New Taiwan Dollars and the Immense  
Accumulation of Foreign Assets of Taiwan in the 1980s

Hsiu-Yun Lee

*Department of Economics, National Chung Cheng University*

It is often argued that a devaluation of one economy leads to a current account surplus by improving its competitiveness. We question whether the high performance of Taiwan in the 1980s was primarily caused by the "devaluation" of her currency. This paper examines this issue by using a time series model which incorporates an open economy's budget constraint and cointegration among macro variables. Since the standard statistics may be imprecise in a small sample, in drawing our conclusion we also provide the confidence intervals in unit root tests, variance decompositions and impulse response analysis. It is shown that the depreciation of NT dollars did not play a crucial role in explaining the ratios of Taiwan's exports to foreign assets and her imports to foreign assets, and the accumulation rates of her foreign assets during the period of 1982:1-92:4. The evidence also suggest that changes in foreign inflation and domestic productivity factors rather than the depreciation rates are the driving forces behind changes in these ratios and rates.