

## 台幣匯率對我國經濟金融活動之影響\*

王 泓 仁\*\*

### 摘 要

關鍵詞：匯率；外匯市場操作；進出口；資本移動；SVAR

#### (一) 研究背景與目的

我國為小型開放經濟體，匯率影響甚鉅，實有必要深入探討其變動對我國經濟及金融活動之影響，作為中央銀行執行貨幣政策之參據。

#### (二) 研究方法與步驟

本研究使用月資料，以結構式向量自我迴歸（SVAR）模型估計匯率與主要經濟金融變數間的短期關係，並計算變數間的衝擊反應函數。我們亦以迴歸分析方法，採用與上相同的月資料，探討匯率、匯率波動、及預期匯率對於本國進口及出口的影響。我們也用相同的分析方法，採用季資料，分析匯率、匯率波動、及預期匯率對於資本移動的影響。研究的步驟為：

1. 建構一個包含八個經濟與金融變數的

SVAR 模型，其中包含匯率及央行的外匯操作變數，以探討匯率對重要變數的影響。

2. 採用變數間的短期關係，作為 SVAR 模型的認定條件。仔細處理模型變數可能含有單根的問題，及模型變數落遲期數的選擇。

3. 估計模型參數後，進一步計算變數間的衝擊反應函數，及預測誤差變異分解。

4. 從事模型設定敏感性分析，包括刪除變數，及改變模型落遲期數。

5. 以迴歸模型，分析匯率、匯率波動、及預期匯率對於本國進口及出口的影響。匯率波動變數主要由一 GARCH 模型的估計結果建構而得，而預期匯率主要由上述 SVAR 模型的估計結果建構而得。

6. 以迴歸模型，分析匯率、匯率波動、及預期匯率對於本國資本移動的影響。

#### (三) 實証分析主要結論

---

\* 本文係節錄自民國 93 年度中央銀行委託研究計畫報告，全文完成於 94 年元月。作者感謝吳致寧教授、林金龍教授、林建甫教授，以及中央銀行梁發進副總裁、經研處施燕處長、施遵驊副處長、李光輝研究員、汪建南研究員、侯德潛研究員、程玉秀研究員、盧志敏研究員等對本文給予的指正與建議。張德存先生在資料的蒐集與整理等研究事項上，提供卓越的協助，在此一併致謝。本文所有論點，純屬個人意見，與中央銀行與個人服務單位無關。文中如有任何錯誤，作者當負全責。

\*\* 作者現任中央研究院經濟研究所副研究員，台大經濟系兼任副教授。

1. 短期內匯率的變動，受到央行持有國外資產淨額改變的影響十分顯著；長期的變動，則受到本國產出相當大的影響。匯率的改變，除了引起進出口貿易的變化之外，更顯著的影響國內的隔夜拆款利率。匯率與隔夜拆利率之間的相互影響關係，在模型中考慮了央行的外匯市場操作時，更加的明顯。

2. 實際匯率與預期匯率水準，對於商品進出口皆有顯著且符合理論預期的影響方向，而其中對於進口的影響效果更具統計顯著性。此外，匯率波動的增加，將不利於我國商品的出口。

3. 匯率的上升，對於減少國人對外證券

投資、及增加外人對我直接投資的效果，皆十分顯著，而預期匯率的上升，則使兩種方向的直接投資皆增加。

匯率的波動，則普遍對各類型的資金流出入，產生負面作用。

本研究的結果表示，匯率政策與貨幣政策有相當密切的連動關係。而因為匯率的水準、波動、以及市場對匯率的預期，皆對本國的進出口貿易及資本流動有重要的影響，因此宣示並貫徹維持匯率穩定的決心，不僅將有助於減少匯率波動帶來的對經濟活動的影響，亦可減低市場預期心理的形成，降低其對匯率與貨幣政策效果帶來的不確定性。

## 一、前言

我國為一小型開放經濟體系，國內經濟活動與國外經濟情勢的關連性十分密切，而新台幣兌外幣的匯率即在這個國內與國外經濟活動的交互作用中，扮演重要的角色。以進出口貿易而言，國外部門對於我國出口品的偏好，可透過進出口供需的變化而反應在匯率上；另一方面，若非貿易因素使新台幣匯率發生改變，則此結果亦可能影響到國外部門對本國出口商品的需求。由此可見，對一個小型開放的經濟體系而言，匯率的變動可能是國內外經濟活動調整後的內生結果，但亦可能是引起經濟活動改變的外生因素。

就本國情況而言，在屬於非貿易因素的外生匯率變化中，中央銀行（下稱央行）於

外匯市場的操作，是一個重要的因素。理論上，央行的外匯操作可以是為了達成某特定政策目的，而此行動可能改變匯率水準；但在另一方面，外匯操作亦可能是對當前匯率變化做出的反應（Kim 2003）。因此，在探討匯率的影響及決定因素時，央行的外匯操作是必須考慮的重要變數，且由於兩者之間具有的相互影響關係，匯率和外匯政策必須一起聯合分析，才能得到較正確的結果。

本研究的目的一，在於探討匯率的外生變動，是否會對國內經濟及金融變數產生顯著影響。為達成上述研究目的，我們從多種不同角度做模型分析。分析方法之一是一個結構式向量自我迴歸（structural vector

autoregressive; 以下簡稱 SVAR) 模型為主，探討匯率與總體變數與金融政策變數之間的關係。我們採用本國 1989 年 5 月至 2003 年 12 月共計 176 筆的月資料，本研究估計了一個包含八個變數的 SVAR 模型，再根據估計結果討論政策意義。在此模型中，將央行外匯操作因素納入考慮，是其特點之一。

除了上述研究方法之外，本研究亦以一般的迴歸分析法，探討匯率波動 (exchange rate volatility) 及預期匯率對於進出口貿易及資本流動的影響。理論上，匯率波動帶來的收益風險，將影響進出口業者及投資業者的交易意願；雖然國外有不少相關的研究，但對此一效果仍缺少一致的共識 (McKenzie

1999)。在預期匯率方面，由匯率預期引發的投機行為，常引起資金的大幅流動，而預期匯率的變動，亦可能引起進出口商品的跨期替代。因此，在本研究中，我們特別探討上述兩因素對進出口貿易及資本流動的影響。

本文內容的安排順序如下。第 2 節探討外生的匯率變動，對於經濟變數的影響效果。我們在此介紹 SVAR 模型，並以此做為主要的分析工具。估計了主要的模型之後，我們亦以不同的模型設定或假設，做敏感度分析。第 3 節探討匯率、匯率波動、及預期匯率對進出口貿易的影響；第 4 節以類似方法，探討匯率相關變數對於資本移動的影響。第 5 節為結論。

## 二、匯率與主要經濟金融變數間關係的分析

在本節，我們探討外生的匯率變動對於國內重要經濟變數的影響。如同前言所述，央行外匯操作是影響匯率變動的重要因素，所以在此採用的模型，將把央行的外匯政策考慮在內。我們以一個包含下列八個變數的 SVAR 模型為主要分析工具：央行外匯操作代理變數、貨幣政策變數、貨幣總計數、物價、產出、匯率、出口對進口比例、及貿易條件；這些變數的定義將於後解釋。由於 SVAR 模型在國內已發表文獻中尚不多見，因此我們將此模型概述如下。

### 計量模型：SVAR

一個包含個  $k$  變數、 $p$  個落遲期的 SVAR 模型，可以下式表示：

$$A y_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^p A_i L^i y_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

其中  $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$  為一個向量， $A$  及  $A_1$  至  $A_p$  為一  $k \times k$  矩陣， $\mu_0$  為一  $k \times 1$  的截距項向量， $L^i$  為落遲運算子， $\varepsilon_t$  為一  $k \times 1$  具白噪音性質的結構性隨機變數向量，其中  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = D$ 。應說明的是， $A$  矩陣描述了各變數之間的同期影響效果，而我們在模型估計中，將利用限制變數間同期影響效果的方法，來達到對模型參數認定的目的。

對於結構式模型，其對應的縮減式模型

(下以 VAR 代)，可由(1)式乘以  $A^{-1}$  而得：

$$\begin{aligned} y_t &= A^{-1}\mu_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}A_i L^i y_t + A^{-1}\varepsilon_t \\ &= \gamma_0 + \sum_{i=1}^p B_i L^i y_t + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

此 VAR 模型亦可進一步簡化表示為

$$B(L)y_t = \gamma_0 + u_t \quad (3)$$

其中  $B(L) = I_k - \sum_{i=1}^p B_i L^i$ 。此縮減式殘差項的共變異矩陣為

$$\begin{aligned} E[u_t u_t'] &= A^{-1} E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] A^{-1'} \\ &= A^{-1} D A^{-1'} \\ &= \Omega \end{aligned} \quad (4)$$

$\Omega$  矩陣不僅包含了原結構隨機變數共變異矩陣 (D) 的參數，同時亦將此結構模型的同期相關限制的訊息 (矩陣) 包含在內，因此在模型參數的估計上，扮演重要的角色。

#### 估計方法

估計 SVAR 模型(1)的方法之一，是先以最小平方方法(OLS)估計其縮減式模型(2)，得到  $\hat{u}_t$ ，據此計算  $\hat{\Omega} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$ ，然後再從中估計 A 及 D 中的參數。例如，若我們假設  $u_t$  具多變數常態分配，則 A 及 D 的參數估計值可由極大化下列濃縮對數概似函數 (concentrated log-likelihood function) 求解：

$$\begin{aligned} L(A, D) &= -\frac{nk}{2} \ln(2\pi) + \frac{n}{2} \ln(|W|^2) \\ &\quad - \frac{n}{2} \text{tr}(W' W \hat{\Omega}) \end{aligned} \quad (5)$$

其中  $n$  為樣本數， $k$  為 SVAR 模型中內生變數數目，而  $w = D^{-\frac{1}{2}} A$ 。

上述以 OLS 估計(2)的作法，只有在各迴

歸式皆有相同的解釋變數且係數不受限制時才可為之。若各式變數有所不同 (例如，某些係數被假設為 0)，或對模型參數加入其它限制條件，則此時必須將所有式子一起估計 (system estimation) (2) 式。

#### 模型認定 (identification) 問題

若不對(1)式的 SVAR 模型參數加以限制，則從(2)及(5)式得到的估計結果，將對應多組不同的結構參數解 ( $\hat{u}_0, \hat{A}, \hat{D}$ )，而使該模型不具有唯一解，無法達到模型認定的目的。要解決此問題，就必須對此模型的結構參數做限制。文獻中一個常用的方法，乃針對 A 矩陣的元素做限制。而由於 A 代表的是各變數間的同期影響效果，因此對 A 矩陣的元素做限制，即等同於規範了變數間的同期影響關係。例如，若我們由理論或實務經驗得知，在同期內  $y_{it}$  並不直接影響  $y_{jt}$ ，則我們可令  $A[i, j] = 0$ ，而這就成為模型參數的認定條件之一。然而在大多數的情況之下，加入認定條件仍不能保證模型將可被完全認定 (just identified)，此時我們就必須對模型做過度認定的統計檢驗，以確保模型使用的認定假設的合理性。

由於對 A 矩陣元素的限制，等同於規範了各變數間在短期 (一期) 內的關係，因此針對 A 矩陣而產生的限制條件，亦稱為對 SVAR 模型的短期限制 (short-run restrictions)。文獻中有相當多的研究皆採用這種短期限制做為 SVAR 模型的認定條件，其中

包括有 Blanchard and Watson (1986)、Bernanke (1986)、Gali and Hammour (1991)、Cushman and Zha (1997)、Gordon and Leeper (1994)、Kim (2001, 2003)、Kim and Roubini (2000)、Sims and Zha (1995, 1999)等等，而本研究採用的模型，亦同樣以短期限制來求得模型的認定。

事實上，文獻中常用的以變數遞迴排序 (recursive ordering) 作為模型認定的方法，乃是短期限制的一個特例。在此特例中，A 矩陣為一下三角矩陣，而其代表的意義即在於若  $i < j$ ，則  $y_{it}$  會對 (同期的)  $y_{jt}$  有影響，

但  $y_{jt}$  則不會在同期對  $y_{it}$  產生影響；由此亦可知，在遞迴排序模型中，變數的排序隱含了重要的經濟意義。雖然 A 為下三角矩陣的模型可被完全認定，估計方法可以簡化許多，但這種純粹以變數排序來決定變數間同期影響關係的作法，顯得十分缺乏彈性，而其隱含的經濟意義，亦較難有說服力。因此，在 SVAR 模型中採用較靈活的短期限制條件，就成為受到研究者歡迎的方法。

### 實證模型設定

根據(1)式，本研究的實證模型設定可表示如下：

$$\begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{16} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & 0 & a_{26} & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{43} & a_{44} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & a_{55} & 0 & 0 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & a_{66} & a_{67} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{76} & a_{77} & a_{78} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{86} & 0 & a_{88} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} FX \\ R \\ M2 \\ P \\ Y \\ ER \\ TRD \\ TOT \end{bmatrix} = \mu_0 + \sum_{i=1}^p A_i L^i \begin{bmatrix} FX \\ R \\ M2 \\ P \\ Y \\ ER \\ TRD \\ TOT \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon^{FX} \\ \varepsilon^R \\ \varepsilon^{M2} \\ \varepsilon^P \\ \varepsilon^Y \\ \varepsilon^{ER} \\ \varepsilon^{TRD} \\ \varepsilon^{TOT} \end{bmatrix}, \quad (6)$$

以及

$$E[\varepsilon \varepsilon'] = D = I_8 \quad (7)$$

上兩式中，所有變數的下標  $t$  已予省略。變數的符號、定義、與來源分別為：FX：央行持有國外資產淨額 (中華民國台灣地區金融統計月報之表四，準備貨幣變動因素；此數字已剔除匯率影響因素) (註 1) 變動率 ( $\times 100$ )；R：銀行隔夜拆款利率 (下稱隔夜拆利率；中華民國台灣地區金融統計月

報)；M2：貨幣總量 (中華民國台灣地區金融統計月報) 變動率 ( $\times 100$ )；P：取自然對數之消費者物價指數 (中華民國台灣地區物價統計月報)；Y：取自然對數之工業生產指數 (中華民國台灣地區工業生產統計年報)；ER：台幣兌美元匯率 (台幣/美元；中華民國台灣地區金融統計月報)；TRD：外貿比例 (出口/進口；中華民國台灣地區進出口貿易統計月報)；TOT：貿易條件 (出口

價格/進口價格；中華民國台灣地區物價統計月報)。除了上列的內生變數之外，此模型尚包括下列外生變數：(a) 季虛擬變數；(b) 亞洲金融危機虛擬變數，其值從 1997 年 10 月開始等於 1，其餘為 0；以及 (c) 農曆年前、中、後之假期變數 (holiday regressors)。Lin and Liu (2003) 發現農曆年效果對本國許多經濟變數有顯著影響，因此建議以 Bell and Hillmer (1983) 的方法，用假期變數控制農曆年前、中、後對變數的影響。本文即採用了此建議，以美國統計局 Brain Monsell 提供的程式 ([http://www.census.gov/srd/www/x12a/x12down\\_pc.html#x12other](http://www.census.gov/srd/www/x12a/x12down_pc.html#x12other))，得到假

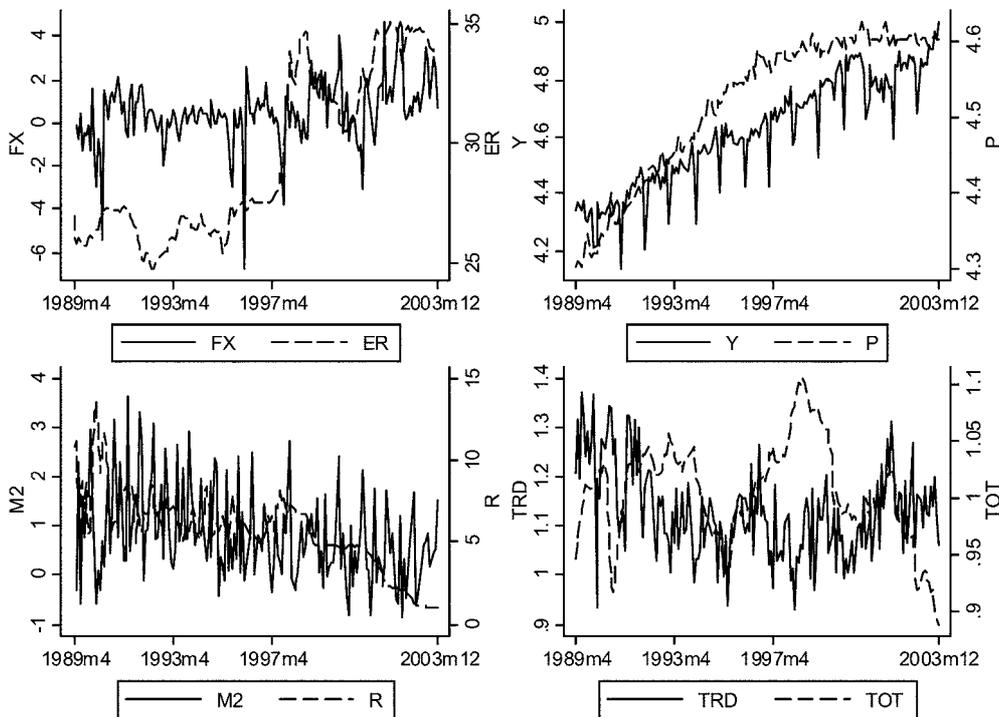
期變數，用於模型估計之中。

資料樣本期間為自 1989 年 5 月起至 2003 年 12 月止的共 176 筆月資料。選擇使用 1989 年 5 月起的資料，乃因我國在 1989 年 4 月廢止了新臺幣對美元加權平均中心匯率制度，不再有上下限的規定，亦取消銀行與顧客間的議價限制；這種種措施使外匯市場較趨向市場機制，也較能符合本研究的目的。此模型使用變數的時間序列圖形繪於圖 1。

#### 認定條件

此模型的第一條式子代表央行的外匯市場操作函數。由於央行實際於外匯市場買賣的資料並不可得，因此我們以央行持有的國

圖 1：SVAR 模型變數時間序列圖形



外資產淨額變化率為衡量外匯操作的變數。此式假設央行的外匯操作，主要是反應當期匯率的變化，因此 ER 對 FX 會有同期的影響。其它變數對 FX 的影響，則是透過落遲期產生。(註 2)

模型的第二條式子，是央行貨幣政策函數，而以隔拆利率為衡量貨幣政策的變數。此式假設央行的貨幣政策注重物價 (P) 的穩定，而欲達成此目的，總和貨幣量 M2 為重要的參考標的。因此，此式假設 P 及 M2 會對 R 產生同期的影響效果。此外，若央行的外匯操作沒有被完全沖銷，則 FX 亦有可能對短期市場利率有同期影響，因此我們需於式中對此可能效果加以控制。除了貨幣政策函數的考量外，我們另外亦根據利率平價說中利率與匯率的關係，讓 ER 亦可能在同期影響 R。在此函數中，產出 (Y) 對貨幣政策的影響主要透過落遲期達成，而這與 Gordon and Leeper (1994)、Sims and Zha (1995)、及 Kim (2003) 的假設一致。

模型的第三條式子為貨幣需求函數，其設定乃根據貨幣數量學說，另外再加上貨幣流通速度受利率影響的假設，因此讓  $a_{32}$ 、 $a_{33}$ 、 $a_{34}$  及  $a_{35}$  等係數不為 0。我們亦曾考慮名目匯率在同月影響貨幣需求的可能性，而讓  $a_{36} \neq 0$ ，但此設定下的模型估計結果，有不合理論預期的結果，因此我們限制  $a_{36}=0$ 。

第四及第五條式子設定物價及產出的影響關係式。我們除了讓物價有可能受到同期

貨幣需求 (M2) 的影響之外，其它變數對物價及產出的影響，皆假設有時間遲延的特性。時間遲延的假設普遍的被相關文獻採用，主要乃因許多總體實證研究皆發現物價與產出的調整頗為遲緩 (sluggish)，而這則可能是因為契約限制或調整成本等等因素，使得廠商並不會立刻對事前未預期到的衝擊做出可觀察到的反應。我們曾考慮匯率在當月對物價的轉嫁 (pass through) 效果，而讓  $a_{46} \neq 0$ ，但結果顯示該估計係數並不顯著；這可能表示物價的轉嫁效果並非在當月顯現出來。此外，我們亦嘗試過讓 TRD 對 Y 有同期影響 (即  $a_{57} \neq 0$ )，但此設定下的若干衝擊反應函數出現有悖常理的結果，因此亦不再將此設定納入。

模型的第六式為新台幣兌美元匯率的決定函數。此式的設定，隱含當期匯率的變動受到資本移動與對外貿易的影響，而資本移動與對外貿易又與國內各項經濟活動有關，因此，我們讓總體經濟變數的同期影響係數不為 0。除此之外，我們假設當期匯率亦受到央行在外匯市場操作的影響。在以總體變數控制了資本移動與對外貿易的影響效果之後，外生的買進美元的市場操作產生的衝擊，將使匯率下跌。模型的第七式為出進口比例 (TRD)，而第八式為貿易條件 (TOT)。由於本國的進出口物價主要決定於國際市場，且出口量亦受到世界景氣的影響較大，因此我們以較簡略的方式設定此二

函數。

除了上述的認定條件之外，我們亦把各條式子的殘差項變異數一般化（normalize）為 1（即(7)式），以此做為模型認定條件的一部份。文獻中有不少文章採用相同的方法，其中包括 Sims and Zha（1999）。文獻中另有的不同作法，是將 A 矩陣的對角線元素一般化為 1，但不針對殘差項變異數做限制。從代數運算上，可很容易看出由這兩種假設得到的模型，具有等價關係，兩模型估計出的參數可以特定的方式相互轉換。唯一需注意的是，若用本文的方法，則在解釋第  $j$  個變數 ( $y_{jt}$ ) 的衝擊反應函數時，需參照  $\hat{a}_{jj}$  的正負號，才能有正確的解釋。例如，若  $\hat{a}_{jj} < 0$ ，則依一般方式、以第  $j$  式殘差的增加為衝擊（impulse）來計算其它變數的反應時，其對應的是  $y_{jt}$  減少時產生的衝擊反應，而非增加時的衝擊反應。

#### 變數單根與共整合

在以遞迴排序為模型認定方法的 VAR 文獻中，對於變數是否具單根、變數間是否有共整合關係，有相當多的討論。綜合而言，對於一個未加限制的 VAR 模型，若變數具有單根甚至存在共整合關係，則針對這些特性、將 VAR 模型予以修正後，可得到較有效率的模型估計。（註 3）

儘管單根及共整合關係的認定，對於 VAR 模型有潛在的重要性，但是其對 SVAR 模型的影響，卻未見有清楚的探討。可能亦

是因此之故，文獻中對於如何處理 SVAR 模型變數中的單根及共整合關係，並沒有深入、系統性的討論，而所有使用與本文相同結構的 SVAR 實証文獻，皆是直接以變數的水準值進行估計。Christiano et al. (1999) 是極少數探討在 SVAR 中加入共整合關係的文章之一；然而在該文章的模型中，SVAR 的短期限制是一種較特殊的、稱為區塊外生（block exogenous）的限制，而它只是本研究使用的短期限制的一個特例，也因此，Christian et al. 為該模型發展出的估計方法，並不能用在本研究的模型中。由於區塊外生限制與遞迴排序頗為類似，再加上該方法似尚未發展成熟，使用者幾希，因此本研究不考慮採用該種模型。此外，我們亦不考慮將所有變數取差分的方式，因為在無法確定變數間之共積關係之前，將所有變數取差分可能造成過度差分等設定誤差問題。

在另一方面，Toda and Yamamoto (1995) 引用相關研究結果指出，由於單根檢定的 power 相當低，而在一般常見的樣本大小之下，共整合檢定亦非十分可靠，因此以單根及共整合檢定為根據所建立的 VAR 模型可能會有嚴重的事前檢定誤差（pretest biases）。Toda and Yamamoto 進一步指出，除非研究者關心的對象正是變數間的長期關係，否則即使變數間存在單根或共整合，亦可以用其它的模型設定方法，得到對模型係數合理的假設檢定，並避免事前檢定誤差的問題。Toda

and Yamamoto 建議的方法，是採用  $p+d_{\max}$  做為模型內生變數的落遲期數，其中  $p$  為以一般方法選定的模型落遲期數，而  $d_{\max}$  為變數中可能存在的最大積數（integration）。由於一般認為總體時間序列較可能是  $I(1)$ ，因此通常  $d_{\max}=1$ 。

在本研究中，我們主要依循目前 SVAR 文獻的作法，將變數直接用於模型估計，而不考慮共整合等問題。然而我們亦更進一步，依照 Toda and Yamamoto 的建議，採用  $p+d_{\max}$  做為模型變數的落遲期數，以增加模型分析的可靠性。

#### 落遲期數的選擇

對於模型中落遲期數（ $p$ ）的選擇，文獻中似乎沒有很一致的作法。例如，同樣使用月資料的 SVAR 模型，Cushman and Zha (1997) 選用 12 期落遲期，Gordon and Leeper (1994)、Kim and Roubini (2000)、Kim (2003) 皆選用 6 期，而他們皆沒有提供選用該期數的理由。在本研究中，我們首先以 SBIC（Schwartz Bayesian Information Criterion）以及 HQIC（Hannan Quinn Information Criterion）兩個統計量，做為選取落遲期數的參考。在最大落遲期數為 13 期的前提下，此二統計量均顯示  $p=1$  為最適落遲期數。然而在  $p=1$  的設定下，以 LM 檢定法（Johansen 1995）檢定模型殘差項，發現無法通過白噪音的檢定。為此，我們從 SBIC 及 HQIC 選定的  $p=1$  開始，逐漸增加模型的落遲期數，直

到殘差項具有理想的白噪音性質；據此而選定的落遲期數為  $p=4$ 。最後，根據 Toda and Yamamoto (1995) 增加 1 期落遲期數的建議，決定本模型中的內生變數各具有 5 期落遲期。

最後說明的是，我們在估計 VAR 的共變異矩陣  $\Omega$  時，採用了小樣本的調整方法，亦即是使用  $1/(n-\bar{m})$  而非  $1/n$ ，其中  $\bar{m}$  為  $k$  條式子中平均每式包含的參數數目。由於 A 矩陣元素的估計式是  $\hat{\Omega}$  的函數（見(5)式），因此這個調整會影響主要參數的估計結果。我們發現，經過小樣本調整的估計結果較為理想。

#### 估計結果

我們以 1989 年 5 月至 2003 年 12 月共 176 筆月資料估計模型。根據模型估計的結果，我們進一步以概似比例統計量， $LR=2(LL_{VAR}-LL_{SVAR})$  其中  $LL$  為對應模型的對數概似值，來檢定此模型採用的認定條件是否合理（Amisano and Giannini 1993, p.38-39）。結果顯示，限制條件為合理的虛無假設並不能被拒絕；該統計量為  $\chi^2(10)=8.357$ ，而顯著水準為 0.594。

表 1 列出了同期影響係數的估計值。幾乎所有具統計顯著性的估計係數，其正負號皆與理論預期相同。例如， $\hat{\alpha}_{16}/\hat{\alpha}_{11}>0$ ，表示當匯率上升（新台幣貶值）時，央行將在同期拋售外匯以穩定匯率，而這使得央行國外淨資產下降。 $\hat{\alpha}_{21}/\hat{\alpha}_{22}>0$  表示央行的外匯操作沒有在當期被完全沖銷，而在買進外匯時，

表 1：同期相關影響係數估計值（落遲期數=5）

變數名稱	係數	標準誤	變數名稱	係數	標準誤
a <sub>11</sub>	-0.694***	0.167	a <sub>61</sub>	-0.361*	0.212
a <sub>16</sub>	-2.429***	0.688	a <sub>62</sub>	0.468	0.371
a <sub>21</sub>	0.365**	0.170	a <sub>63</sub>	0.127	0.132
a <sub>22</sub>	1.273***	0.160	a <sub>64</sub>	18.592	19.368
a <sub>23</sub>	0.127	0.165	a <sub>65</sub>	4.262***	1.534
a <sub>24</sub>	8.057	32.771	a <sub>66</sub>	1.754**	0.756
a <sub>26</sub>	-0.176	0.541	a <sub>67</sub>	4.401	2.764
a <sub>32</sub>	0.080	0.381	a <sub>76</sub>	-0.990*	0.516
a <sub>33</sub>	0.311	0.684	a <sub>77</sub>	16.997***	1.114
a <sub>34</sub>	-131.563***	15.919	a <sub>78</sub>	7.715	7.910
a <sub>35</sub>	-3.334**	1.536	a <sub>86</sub>	-0.611***	0.229
a <sub>43</sub>	1.605***	0.153	a <sub>88</sub>	101.266***	5.477
a <sub>44</sub>	32.105	55.488			
a <sub>55</sub>	18.895***	1.022			

\*\*\*：1%顯著水準；\*\*：5%顯著水準；\*：10%顯著水準。

使國內利率下跌。 $\hat{\alpha}_{61} / \hat{\alpha}_{66} < 0$  表示央行國外資產的增加，使台幣貶值、匯率上升； $\hat{\alpha}_{65} / \hat{\alpha}_{66} > 0$  則表示國內生產指數的增加，亦將使同期台幣升值。在出進口比例方面，若匯率上升，則對出口較有利，因此 $\hat{\alpha}_{76} / \hat{\alpha}_{77} < 0$ 。

#### 衝擊反應圖形

圖 2 至圖 4 為此模型計算出的衝擊反應函數圖形，反應時間為 24 期；圖中虛線為衝擊反應的 90% 信賴區間。衝擊的大小，乃以改變一邊際單位衡量。

圖 2 為各變數對央行持有國外資產成長率 (FX) 減少一邊際單位的衝擊產生的反應。當產生國外資產減少的衝擊時，國內利

率 (R) 在當期及下一期即明顯上升；這可能顯示央行並沒有完全沖銷外匯操作對貨幣市場的影響。央行釋出外匯、買進台幣的外生衝擊，亦使匯率下降，而此效果在最初三期具有 10% 以上的統計顯著性。外匯操作衝擊亦讓外貿的出進口比值 (TRD) 在當期顯著減少；這應是反應出前述匯率下滑、台幣升值造成的結果。

圖 3 為各變數對隔拆利率 (R) 增加的衝擊產生的反應。當產生緊縮性的貨幣政策衝擊時，M2 有減緩的趨勢，且在衝擊後的第三期產生具統計顯著性的效果。而匯率 (ER) 對利率上升的衝擊，有十分顯著的反應：在

圖 2：各變數對央行國外資產減少之衝擊產生的反應（落遲期數=5）

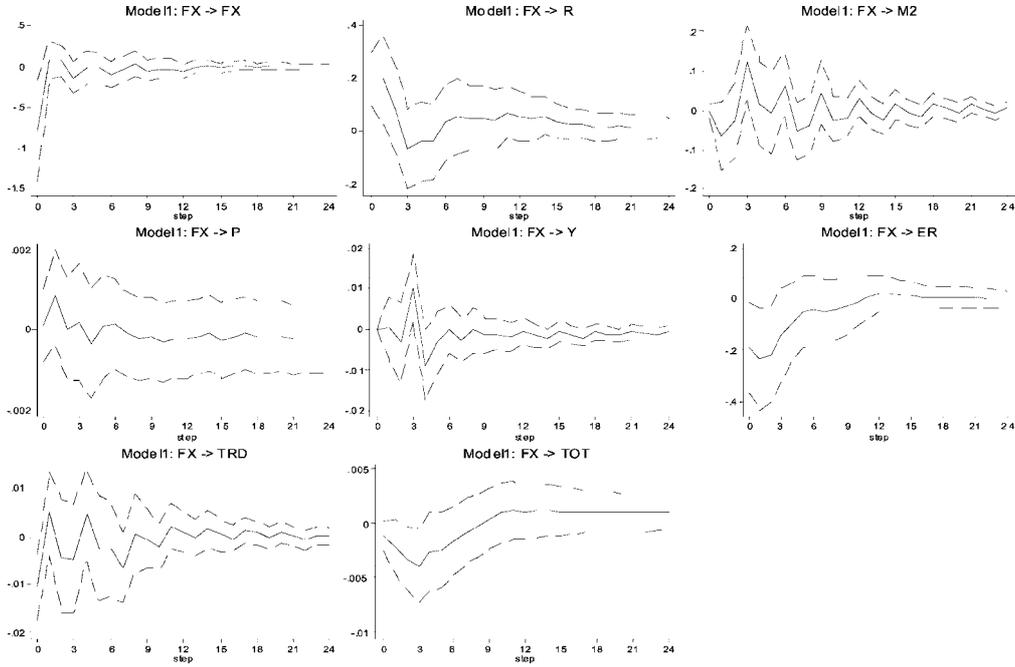


圖 3：各變數對隔拆利率上升之衝擊產生的反應（落遲期數=5）

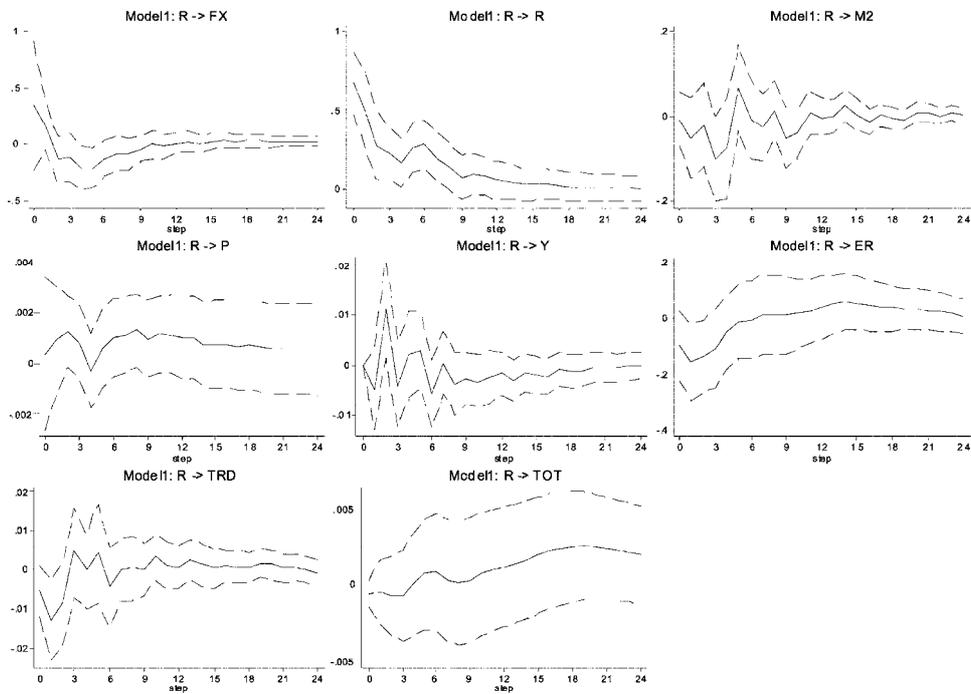
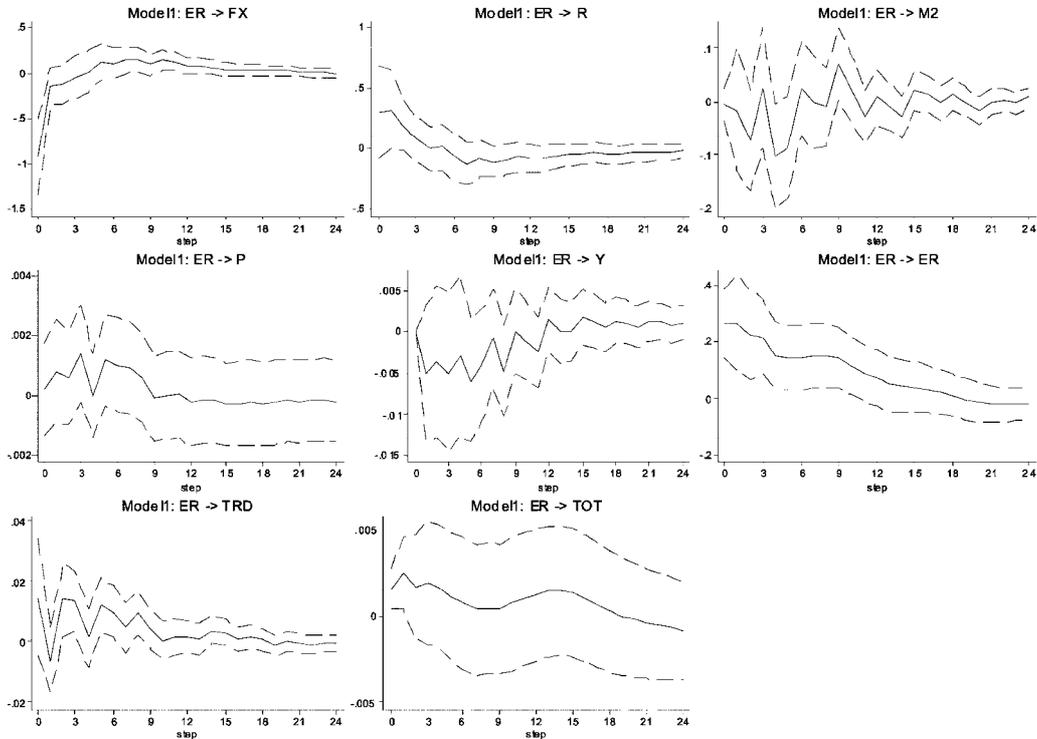


圖 4：各變數對匯率上升之衝擊產生的反應（落遲期數=5）



衝擊發生的同期，匯率即顯著下滑（新台幣升值），而這效果在隨後的 2 個月內具有統計顯著性。圖 4 為各變數對匯率（ER）上升之衝擊產生的反應。當產生匯率上升（台幣貶值）時，外匯存底在當期顯著減少，顯示央行為穩定匯率而在短期內於外匯市場買進新台幣而釋出外匯。匯率上升亦使國內利率在短期內有上升的趨勢，符合利率平價的假說。此外，台幣貶值有利出口，因此 TRD 在衝擊的初期有明顯增加。

由於篇幅的限制，我們無法列出所有變數的衝擊及反應圖形。有興趣的讀者，可向作者索取詳細的有關各變數的衝擊反應數

據。

#### 預測誤差變異分解（forecast error variance decomposition；FEVD）

除了衝擊反應函數之外，我們亦可以 FEVD 的方法，探討某一特定變數，如何受到模型中所有個變數的衝擊的影響。第  $s$  個變數在第  $t$  期的 FEVD，即在顯示該變數在  $t+s$  期的預測誤差變異  $\text{var}(y_{jt+s} - \hat{y}_{jt+s} | t)$  中，能被各變數的衝擊  $(\varepsilon_{t+1}, \dots, \varepsilon_{t+s})$  所解釋的比例。

表 2 為 FEVD 的分析結果，表中顯示的是各變數的變異中，能夠被其它變數所解釋的部分。我們摘要列出其中第 1、6、12、及 24 期的結果。由表中可看出，對於央行國外

表 2：預測誤差變異分解（落遲期數=5）

反應變數	期數	衝擊變數							
		FX	R	M2	P	Y	ER	TRD	TOT
FX	1	0.363	0.070	0.005	0.002	0.022	0.503	0.034	0.000
	6	0.277	0.114	0.018	0.044	0.086	0.391	0.053	0.017
	12	0.254	0.115	0.017	0.046	0.103	0.386	0.054	0.024
	24	0.247	0.113	0.017	0.050	0.110	0.381	0.055	0.028
R	1	0.065	0.751	0.006	0.013	0.005	0.149	0.010	0.000
	6	0.061	0.602	0.036	0.027	0.004	0.153	0.065	0.052
	12	0.059	0.587	0.037	0.047	0.005	0.155	0.059	0.050
	24	0.058	0.520	0.032	0.080	0.006	0.152	0.054	0.097
M2	1	0.000	0.000	0.055	0.943	0.002	0.000	0.000	0.000
	6	0.034	0.040	0.073	0.653	0.116	0.040	0.023	0.021
	12	0.047	0.043	0.076	0.622	0.112	0.046	0.028	0.025
	24	0.049	0.044	0.076	0.611	0.116	0.048	0.028	0.029
P	1	0.000	0.003	0.933	0.033	0.031	0.001	0.000	0.000
	6	0.007	0.031	0.702	0.023	0.106	0.034	0.054	0.042
	12	0.006	0.060	0.573	0.020	0.191	0.034	0.088	0.028
	24	0.005	0.058	0.510	0.018	0.282	0.022	0.082	0.022
Y	1	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
	6	0.050	0.042	0.028	0.039	0.745	0.025	0.038	0.033
	12	0.049	0.053	0.037	0.045	0.704	0.033	0.037	0.042
	24	0.051	0.055	0.048	0.048	0.680	0.034	0.038	0.046
ER	1	0.289	0.078	0.006	0.003	0.024	0.562	0.038	0.000
	6	0.193	0.078	0.004	0.092	0.221	0.331	0.077	0.004
	12	0.150	0.059	0.005	0.101	0.244	0.341	0.078	0.022
	24	0.130	0.064	0.005	0.127	0.223	0.304	0.070	0.077
TRD	1	0.032	0.009	0.001	0.000	0.003	0.062	0.888	0.005
	6	0.033	0.052	0.038	0.100	0.067	0.129	0.552	0.029
	12	0.038	0.050	0.039	0.105	0.087	0.148	0.492	0.042
	24	0.036	0.048	0.044	0.117	0.086	0.141	0.455	0.072
TOT	1	0.013	0.003	0.000	0.000	0.001	0.025	0.002	0.956
	6	0.048	0.002	0.002	0.062	0.025	0.022	0.037	0.803
	12	0.035	0.003	0.017	0.137	0.074	0.016	0.028	0.691
	24	0.033	0.031	0.017	0.155	0.074	0.017	0.030	0.642

資產成長率的變化，匯率是最主要影響因素，能解釋 FX 的 38 % 以上的變動，而利率亦能解釋其 11 % 以上的變動。就隔拆利率 R 而言，除了自身的變動因素外，就屬匯率為最主要的解釋變異因素，其能解釋 15 % 左右的利率變異；這表現出匯率與利率之間的緊密關係。其次則為 FX 及 TRD，顯示出外匯市場及貿易部門對於短期利率的影響力。對於物價的變化，M2 具有絕對的影響力，其解釋了物價 50 % 以上的變異，顯示出物價的變動主要是貨幣現象。

對於匯率的「短期」變化，除了其本身未被解釋的變動因素外，就屬央行國外資產為最主要影響因素，其能解釋第一期內的 29 % 的變動；其次則是國內短期利率的影響力。然而匯率中長期的變動，則受到產出

(Y) 相當大的影響。由此可見，匯率的短期變化，可以由匯率及利率政策的改變來解釋，然而中長期的變化，則與本國的產出有很大的關係。

#### 敏感性分析：不同的模型設定

##### 去除 FX

由前列主要模型的結果，我們發現外匯干預是解釋匯率變動的主要因素之一。然而在一般對於匯率變動效果的研究中，常忽略了外匯干預的影響。為了進一步探究一般觀察到的匯率變動對總體經濟變數的影響，我們將原模型中的外匯操作變數 (FX) 去除，重新估計。在此更改後的模型中，匯率的衝擊將可能是央行外匯操作的結果。

此模型的同期相關係數列於表 3，預測誤差變異分解列於表 4，而各變數對匯率衝擊產

表 3：同期相關影響係數估計值（落遲期數=5, 沒有 FX）

變數名稱	係數	標準誤	變數名稱	係數	標準誤
a <sub>22</sub>	1.070**	0.536	a <sub>62</sub>	0.633	0.460
a <sub>23</sub>	0.059	0.390	a <sub>63</sub>	0.043	0.192
a <sub>24</sub>	42.408	57.221	a <sub>64</sub>	28.855	48.837
a <sub>26</sub>	-1.259	1.362	a <sub>65</sub>	3.944**	1.646
a <sub>32</sub>	-0.449	0.780	a <sub>66</sub>	2.485***	0.474
a <sub>33</sub>	-0.517	0.628	a <sub>67</sub>	4.604	4.187
a <sub>34</sub>	115.196***	36.976	a <sub>76</sub>	-1.029	0.775
a <sub>35</sub>	2.834	1.777	a <sub>77</sub>	16.788***	1.420
a <sub>43</sub>	-1.506***	0.217	a <sub>78</sub>	8.572	8.062
a <sub>44</sub>	-42.993	54.609	a <sub>86</sub>	-0.593**	0.239
a <sub>55</sub>	18.789***	1.016	a <sub>88</sub>	102.309***	5.534

\*\*\*：1%顯著水準；\*\*：5%顯著水準；\*：10%顯著水準。

表 4：預測誤差變異分解（落遲期數=5, 沒有 FX）

反應變數	期數	衝擊變數						
		R	M2	P	Y	ER	TRD	TOT
R	1	0.698	0.118	0.026	0.001	0.146	0.011	0.000
	6	0.512	0.153	0.048	0.005	0.139	0.079	0.064
	12	0.496	0.153	0.057	0.009	0.140	0.074	0.070
	24	0.431	0.132	0.091	0.014	0.152	0.067	0.112
M2	1	0.010	0.092	0.892	0.003	0.002	0.000	0.000
	6	0.033	0.122	0.663	0.107	0.034	0.022	0.020
	12	0.038	0.124	0.636	0.111	0.034	0.033	0.023
	24	0.038	0.125	0.623	0.119	0.034	0.035	0.026
P	1	0.086	0.785	0.084	0.026	0.018	0.001	0.000
	6	0.128	0.577	0.051	0.099	0.052	0.053	0.039
	12	0.149	0.451	0.035	0.183	0.055	0.101	0.026
	24	0.127	0.393	0.032	0.276	0.036	0.111	0.025
Y	1	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
	6	0.038	0.022	0.047	0.781	0.040	0.041	0.032
	12	0.047	0.041	0.051	0.741	0.043	0.040	0.037
	24	0.049	0.059	0.051	0.716	0.044	0.041	0.040
ER	1	0.244	0.000	0.000	0.029	0.675	0.051	0.000
	6	0.191	0.001	0.082	0.235	0.397	0.090	0.004
	12	0.146	0.004	0.091	0.252	0.393	0.090	0.025
	24	0.142	0.007	0.121	0.228	0.347	0.080	0.075
TRD	1	0.029	0.000	0.000	0.003	0.080	0.881	0.006
	6	0.037	0.074	0.089	0.070	0.140	0.564	0.026
	12	0.038	0.073	0.098	0.095	0.151	0.506	0.039
	24	0.038	0.078	0.113	0.094	0.143	0.466	0.068
TOT	1	0.010	0.000	0.000	0.001	0.027	0.002	0.960
	6	0.020	0.002	0.069	0.028	0.037	0.042	0.802
	12	0.017	0.009	0.142	0.080	0.027	0.033	0.692
	24	0.047	0.007	0.164	0.082	0.022	0.033	0.645

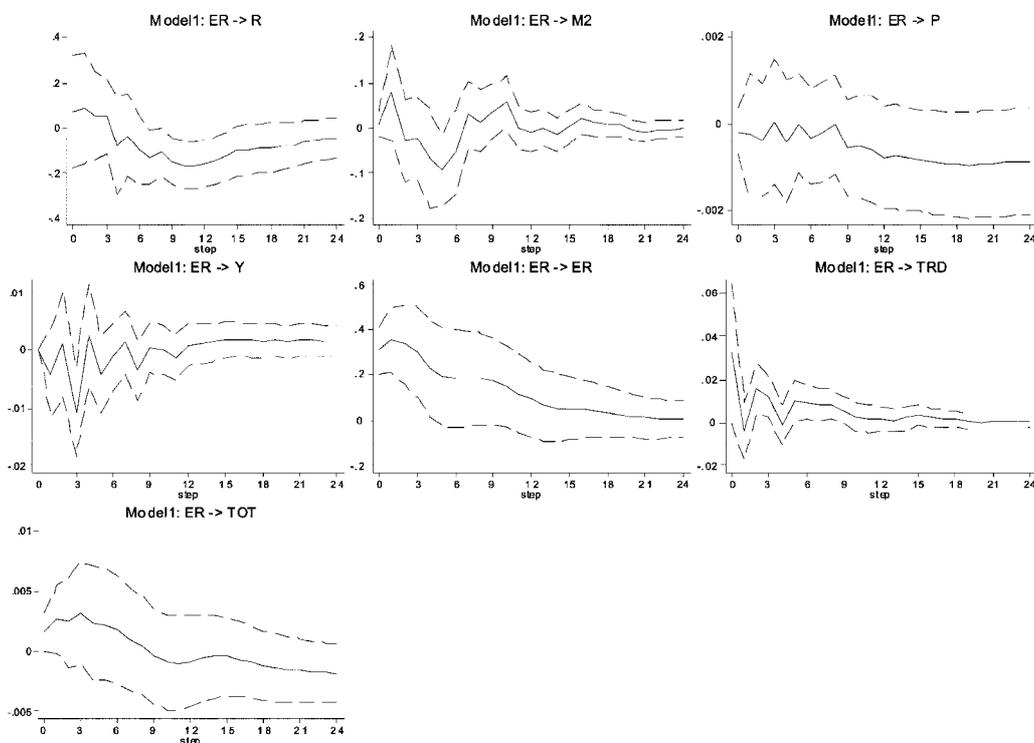
生的反應繪於圖 5。表 4 顯示，刪除 FX 之後，匯率變異中未能被模型變數解釋的部分，大幅提高，在短期尤然。而對於長期的變異，除了 Y 仍具有相當影響力之外，R 亦扮演重要的角色。就反應衝擊圖形來看，若將圖 5 與圖 4 相較，我們發現，把 FX 從模型中去除，對於匯率的衝擊反應函數，沒有明顯影響。

上述有關 ER 衝擊反應的結果，似乎頗令人意外。我們之前發現，FX 是解釋 ER 變異的一個主要變數，因此若將 FX 從模型中去除，ER 衝擊對其它變數的效果，應更加顯著；但結果似非如此。兩個可能的原因解釋

如下：第一，外匯操作可能亦是一個內生性質很高的變數，它主要是被動因應市場的變動（例如貿易順差逆差、貨幣政策等）造成的對 ER 的影響，而非主動去改變匯率水準的外生變數。在這個假說之下，FX 與模型其它變數具有高相關性，使得當我們在計算 ER 的「直交」衝擊時，外匯操作對匯率的影響將被排除在外（因為与其它變數內生相關），而如此得到的 ER 的直交衝擊，就與上小節的模型中所得相似。

第二個可能原因，是 ER 在目前模型中的衝擊，主要來自於央行外匯操作（FX）的外生因素，但央行的外匯操作常伴以貨幣市場

圖 5：去除 FX 後之模型，各變數對匯率上升之衝擊產生的反應（落遲期數=5）



的沖銷政策，而該政策的目的是在於維持貨幣市場不受外匯操作的影響，因此使得外匯操作引起的匯率改變（即此處 ER 主要的衝擊來源），並不會對國內重要經濟指標產生重大影響。這樣的結果，使得我們難以從現實資料數據中，精確的探討匯率變動本身（per se）對經濟變數的影響。

改變落遲期數

本文模型落遲期數採用  $p=5$ ，雖然滿足殘差項具白噪音的特性，但從 SBIC 及 HQIC 的角度來看，並非最有效率的選擇。在此小節，我們考慮  $p=2$  的模型，其為 SBIC 及 HQIC 選擇的落遲期（1 期）再加上 Toda and Yamamoto (1995)建議的  $d_{MAX}(=1)$ 。

此模型的同期相關係數的估計結果，列於表 5 中。這些估計係數所寓含的經濟意義，與主要模型相當類似；例如， $\hat{\alpha}_{21}/\hat{\alpha}_{22}>0$ ， $\hat{\alpha}_{11}/\hat{\alpha}_{12}>0$ ， $\hat{\alpha}_{31}/\hat{\alpha}_{32}<0$ ， $\hat{\alpha}_{41}/\hat{\alpha}_{42}>0$  等等。對於衝擊反應函數圖形，我們發現與先前  $p=5$  的圖形相較， $p=2$  的衝擊曲線除了較為平滑之外，其餘並無明顯的差異，包括顯著性在內。

表 6 列出此模型的預測誤差變異分解結果。在將模型落遲期由 5 期減為 2 期之後，變數的預測誤差變異分解產生了改變。最明顯的變化，是 R 及 ER 解釋其它變數變異的能力普遍下降。此外，除了 Y 和 TRD，其它變數的變異由自身解釋的比例皆增加，亦即能被模型中其它變數解釋的比例皆下降。與

表 5：同期相關影響係數估計值（落遲期數=2）

變數名稱	係數	標準誤	變數名稱	係數	標準誤
a <sub>11</sub>	0.825***	0.052	a <sub>61</sub>	0.159	0.145
a <sub>16</sub>	1.372**	0.532	a <sub>62</sub>	-0.099	0.170
a <sub>21</sub>	-0.232***	0.067	a <sub>63</sub>	0.002	0.103
a <sub>22</sub>	-1.222***	0.127	a <sub>64</sub>	-8.415	9.839
a <sub>23</sub>	0.136	0.246	a <sub>65</sub>	-3.092**	1.400
a <sub>24</sub>	35.876	27.843	a <sub>66</sub>	-1.948***	0.707
a <sub>26</sub>	-0.242	0.387	a <sub>67</sub>	-9.207	5.600
a <sub>32</sub>	0.431	0.307	a <sub>76</sub>	-2.026**	0.912
a <sub>33</sub>	0.544	0.528	a <sub>77</sub>	13.546***	3.797
a <sub>34</sub>	105.957***	19.607	a <sub>78</sub>	5.773	9.420
a <sub>35</sub>	2.737**	1.383	a <sub>86</sub>	-0.402	0.276
a <sub>43</sub>	1.210***	0.261	a <sub>88</sub>	102.484***	5.502
a <sub>44</sub>	-38.219	50.768			
a <sub>55</sub>	18.131***	0.972			

\*\*\*：1%顯著水準；\*\*：5%顯著水準；\*：10%顯著水準。

表 6：預測誤差變異分解（落遲期數 = 2）

反應變數	期數	衝擊變數							
		FX	R	M2	P	Y	ER	TRD	TOT
FX	1	0.794	0.000	0.001	0.000	0.003	0.137	0.064	0.000
	6	0.623	0.030	0.017	0.080	0.023	0.136	0.086	0.005
	12	0.593	0.031	0.018	0.077	0.028	0.153	0.096	0.005
	24	0.586	0.031	0.018	0.076	0.028	0.155	0.099	0.007
R	1	0.063	0.843	0.088	0.001	0.003	0.001	0.001	0.000
	6	0.098	0.697	0.048	0.020	0.006	0.014	0.021	0.094
	12	0.079	0.571	0.039	0.073	0.006	0.053	0.036	0.143
	24	0.068	0.463	0.042	0.121	0.006	0.061	0.048	0.191
M2	1	0.001	0.012	0.093	0.893	0.002	0.000	0.000	0.000
	6	0.021	0.025	0.104	0.765	0.020	0.033	0.024	0.008
	12	0.021	0.026	0.104	0.758	0.020	0.033	0.025	0.014
	24	0.022	0.025	0.105	0.753	0.020	0.032	0.024	0.019
P	1	0.007	0.089	0.717	0.171	0.016	0.000	0.000	0.000
	6	0.004	0.026	0.550	0.337	0.068	0.002	0.013	0.001
	12	0.002	0.016	0.546	0.346	0.065	0.001	0.022	0.001
	24	0.001	0.011	0.553	0.339	0.064	0.001	0.028	0.003
Y	1	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000	0.000	0.000
	6	0.011	0.017	0.070	0.158	0.642	0.032	0.016	0.055
	12	0.010	0.018	0.097	0.214	0.541	0.028	0.017	0.076
	24	0.009	0.014	0.147	0.261	0.440	0.025	0.025	0.079
ER	1	0.028	0.002	0.005	0.001	0.016	0.648	0.300	0.001
	6	0.020	0.006	0.013	0.025	0.069	0.528	0.336	0.002
	12	0.018	0.011	0.013	0.039	0.064	0.489	0.347	0.020
	24	0.020	0.011	0.021	0.062	0.060	0.451	0.324	0.051
TRD	1	0.019	0.001	0.003	0.000	0.011	0.433	0.531	0.002
	6	0.027	0.043	0.045	0.155	0.025	0.337	0.364	0.003
	12	0.026	0.045	0.052	0.144	0.033	0.337	0.354	0.009
	24	0.026	0.045	0.065	0.140	0.033	0.325	0.342	0.022
TOT	1	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.012	0.006	0.981
	6	0.018	0.001	0.003	0.084	0.013	0.009	0.019	0.855
	12	0.023	0.001	0.004	0.132	0.009	0.010	0.012	0.809
	24	0.026	0.001	0.003	0.158	0.006	0.020	0.013	0.772

$p=5$  的結果相較，我們認為  $p=2$  模型雖然對同期相關係數的估計與之前結果頗為一致，

但它似乎較無法充分捕捉到變數間的動態影響關係。

### 三、匯率、匯率波動、及預期匯率對進出口貿易的影響

在此節，我們探討匯率因素對於本國進出口貿易的影響。我們考慮的匯率因素包括有：匯率水準、匯率波動、以及預期匯率。匯率波動的衡量，將以一個匯率的 GARCH 模型為基礎，而預期匯率的計算，則是以 VAR 模型的估計結果為主。

匯率波動對於進出口的影響，與於貿易商的風險偏好有關。匯率波動造成收入及支出不確定性；若貿易商的效用函數為凹 (concave) 函數、為風險趨避者，則不確定性的存在，將降低預期效用，進而減少從事交易的意願。若貿易商為風險愛好者，則預期收益的不確定性，反而可能使得交易增加。文獻中對於此議題已有相當多的實證研究，但結論相當分歧。例如，在同樣以 generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH) 模型為匯率波動計算基礎的研究中，Kroner and Lastrapes (1993) 分析美、英、日、法、德等五個已開發國家的資料，發現匯率波動對進出口的影響係數符號並不穩定，且通常不具統計顯著性；Holly (1995) 以英國出口資料為例，發現匯率波動對出口有小的正向的影響力；而 Qian and Varangis (1994) 分析美、英、日、加、荷、澳、及瑞典等國資料，發現係數符號有正亦有負，

並不穩定。其它詳細的文獻回顧可見 McKenzie (1999)。

除了匯率波動之外，我們亦探討市場的匯率預期心理，對於進出口貿易的影響。若進出口貿易產生的收入與支出並非即期，則對於未來匯率走勢的預期，將影響當期的進出口貿易決策。因此，除了匯率水準與匯率波動之外，我們亦考慮預期匯率對進出口貿易的影響。

#### 實證模型

基本的模型設定可以下式表示：

$$W=f(Y, TOT, ER, v, ER^e, Z) \quad (8)$$

其中  $W$  可分別為進口量 ( $IMP$ ，中華民國台灣地區進出口貿易統計月報) 與出口量 ( $EXP$ ，同上)， $Y$ 、 $TOT$ 、及  $ER$  的意義則與本研究先前的定義相同， $ER^e$  為預期匯率， $v$  為衡量匯率波動的變數，而  $Z$  則為包含其它外生變數的向量，包括季虛擬變數 ( $QD$ )、時間趨勢 ( $t$ )、亞洲金融風暴虛擬變數 ( $crisis$ )、及農曆年假期變數 ( $HOL$ )。主要變數的時間趨勢圖繪於圖 6 與圖 7。

我們採用  $ER$  的 GARCH(1,1) 模型來做為估計匯率波動 ( $v$ ) 的基礎 (Kroner and Lastrapes 1993)。(註 4) 經由 Phillips-Perron 的單根檢定法，我們無法拒絕  $ER$  具有單根的假

圖 6：匯率 (ER) 與匯率波動 (vol)：月資料

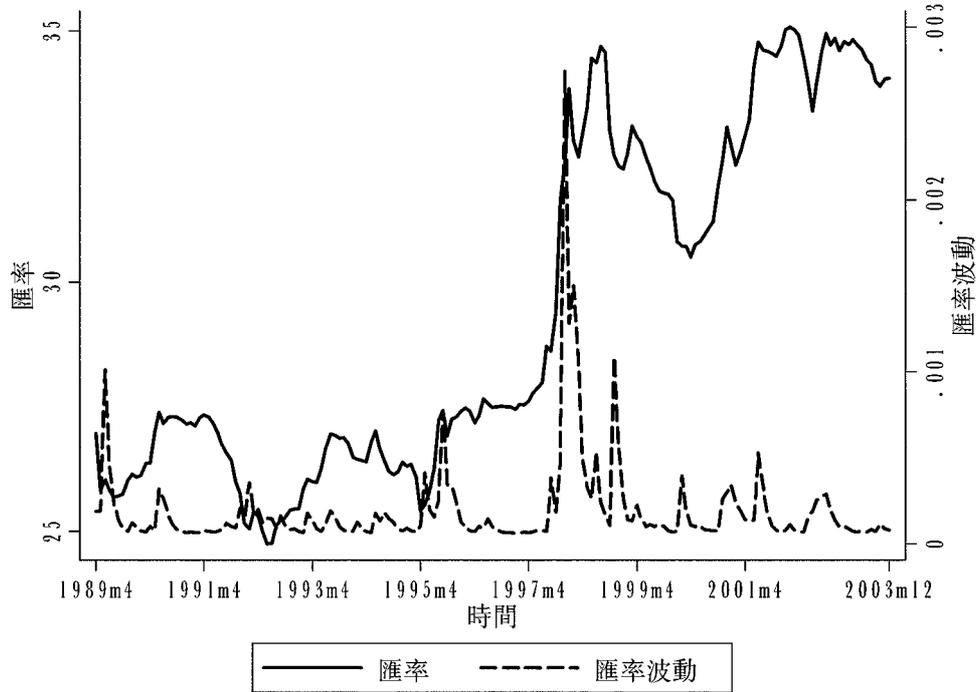
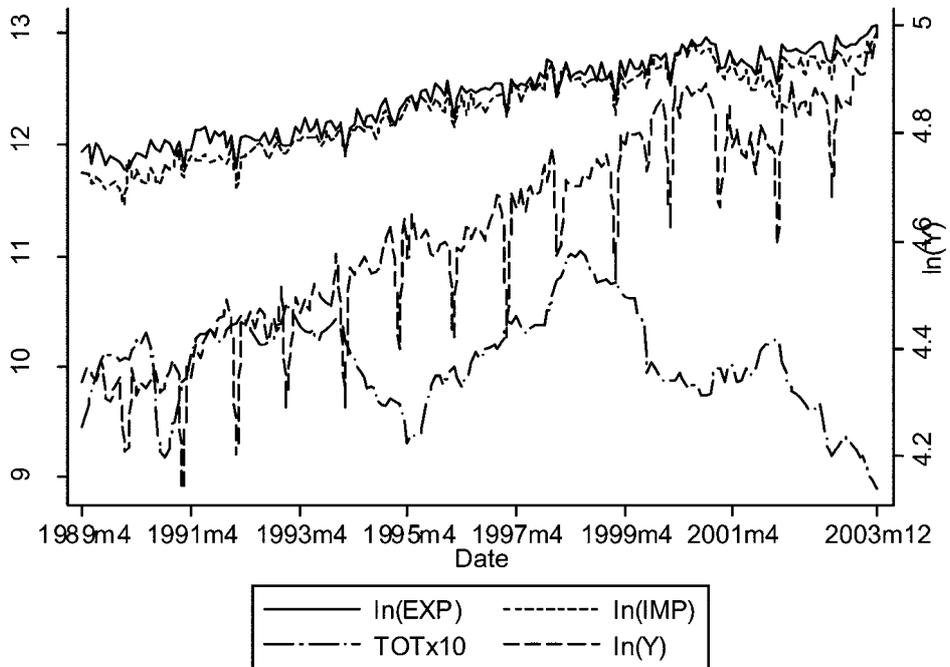


圖 7：進出口、貿易條件、產出：時間序列



設，因此  $ER$  無法直接用於 GARCH 模型的估計；我們因而以  $ER$  的成長率，估計  $ER$  成長率的波動。此 GARCH(1,1) 模型的估計結果如下：

$$\begin{aligned} \Delta \ln(ER_t) &= 0.012 + \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= 0.384 + 0.479\varepsilon_{t-1}^2 + 0.367\sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (9)$$

其中  $\sigma_t^2$  為  $\varepsilon_t$  具有的常態分配中的變異數。除了常數項 0.012 之外，其餘估計值皆具有 1% 的統計顯著性。匯率波動的估計值，即為該模型的條件變異估計數： $v = \hat{\sigma}_t^2$ 。

對於預期匯率的估計，我們以 SVAR 的模型設定估計相對應的 VAR 模型，而以估計的結果，針對  $ER$  變數做樣本內  $h$  期的動態預測 (h-step ahead dynamic forecast)。我們估計了  $h=1, 3, 6$  的動態預測，其分別代表對一個月後、一季後、及半年後的匯率預測值。

以下的實證模型估計，以  $h=3$  的預期匯率值為主。(註 5)

在實際估計模型之前，我們先對式內的變數做單根檢定，其檢定結果列於表 7。根據 Phillips-Perron 的檢定統計量，我們無法拒絕 TOT、 $\ln(ER)$ 、及  $\ln(ER^e)$  具有單根的虛無假設，因此我們對這些變數取一階差分，以求得穩定的時間序列。進口貿易的實證模型設定如下：

$$\begin{aligned} \ln(IMP_t) &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i^1 \ln(IMP_{t-i}) + \sum_{i=0}^5 \alpha_i^2 \ln(Y_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=0}^5 \alpha_i^3 \Delta TOT_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \alpha_i^4 \Delta \ln(ER_{t-i}) \\ &+ \sum_{i=0}^5 \alpha_i^5 v_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \alpha_i^6 \Delta \ln(ER_{t-i}^{e,t+3}) \\ &+ g(Z_t; \delta) + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (10)$$

其中  $\Delta \ln(ER)_t^{e,t+3}$  為在第  $t$  期時，對第  $t+3$  期匯率水準的預期，再換算為成長率， $Z_t$  為一個

表 7：Phillips-Perron 單根檢定

變數	Trend	Z(t)統計量	McKinnon approximate p-value for Z(t)
$\ln(EXP_t)$	Yes	-8.193	0.000
$\ln(IMP_t)$	Yes	-9.986	0.000
$\ln(y_t)$	Yes	-10.969	0.000
$TOT_t$	No	-1.694	0.434
$\ln(ER_t)$	Yes	-2.471	0.343
$v_t$	No	-6.970	0.000
$\ln(y_t^{US})$	Yes	-0.898	0.956
$\ln(ER_t^{e,t+3})$	Yes	-2.193	0.494

\* 虛無假設：該變數具有單根。

\* 檢定時是否包含時間趨勢，乃由該變數與一時間趨勢的迴歸結果決定。

包含下列變數的向量：季節虛擬變數、時間趨勢、亞洲金融風暴虛擬變數、及農曆年假期變數； $\delta$  為對應  $Z_t$  的參數向量，而  $g(\cdot)$  為  $Z_t$  的線性函數；其餘變數的定義均與之前相同。我們主要關心的，是  $\Delta \ln(ER_{t-i})$ 、 $v_{t-i}$ 、及  $\Delta \ln(ER_{t-i}^{e,t-1})$  的估計係數；其餘變數乃是用來控制其它對進出口可能產生影響的因素。

對於模型落遲期數的選擇，我們先選定一個足夠大的落遲期數  $p$ ，然後以  $F$  檢定的方式，依次檢定  $p-1$ 、 $p-1$  和  $p-2$ 、 $p-1$  和  $p-2$  和  $p-3$  等落遲期變數的聯合顯著性，直到排除了包含  $p-j$  落遲期變數時， $F$  檢定為顯著為止；此時應選定  $p-j$  為模型的落遲期數。當我們以  $p=7$  開始時，選定的落遲期數為 3 期。

然而在此設定下，我們不能通過殘差項為白噪音的檢定（Ljung-Box 統計檢定）。在殘差項必須為白噪音的考量下，我們最後選定模型變數的最大落遲期數為 6 期。此外，模型中包含  $v_t$  及  $\Delta \ln(ER_{t-i}^{e,t-1})$  的當期及落遲一期變數，主要因為此二變數對觀察到的進出口值的影響，可能因貨物運送等因素，而有遞延效果。我們亦曾對此二變數加入更多落遲期，但它們幾乎無任何效果可言。

出口貿易的實証模型如下：

$$\begin{aligned} \ln(EXP_t) = & \beta_0 + \sum_{i=1}^5 \beta_i^2 \ln(EXP_{t-i}) + \sum_{i=0}^5 \beta_i^3 \ln(Y_{t-i}) \\ & + \sum_{i=0}^5 \beta_i^4 \Delta TOT_{t-i} + \sum_{i=0}^5 \beta_i^5 \Delta \ln(ER_{t-i}) \\ & + \sum_{i=0}^5 \beta_i^6 \Delta \ln(Y_{t-i}^{US}) + \sum_{i=0}^1 \beta_i^7 v_{t-i} \end{aligned}$$

圖 8：匯率（ER）與匯率波動（v）：季資料

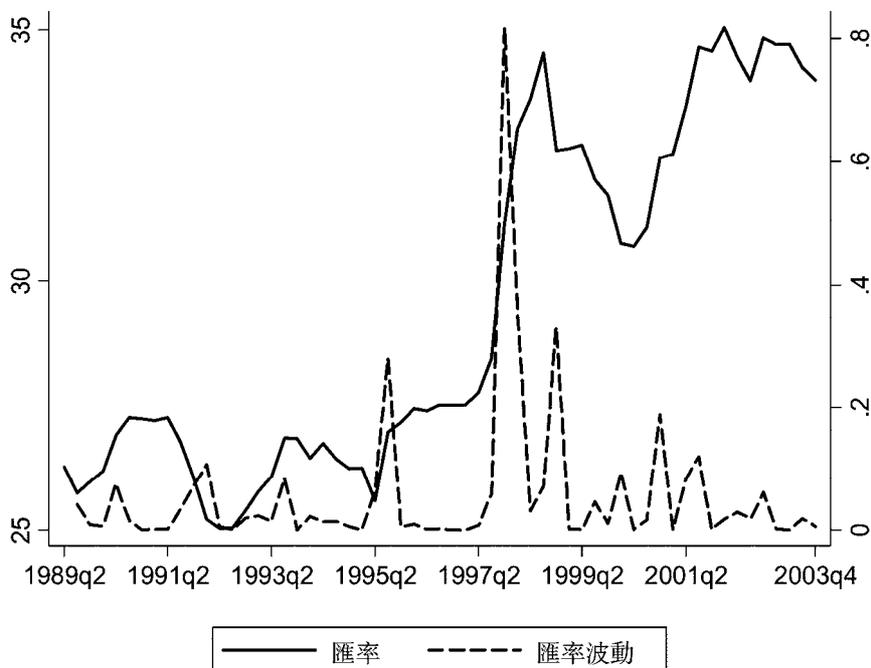
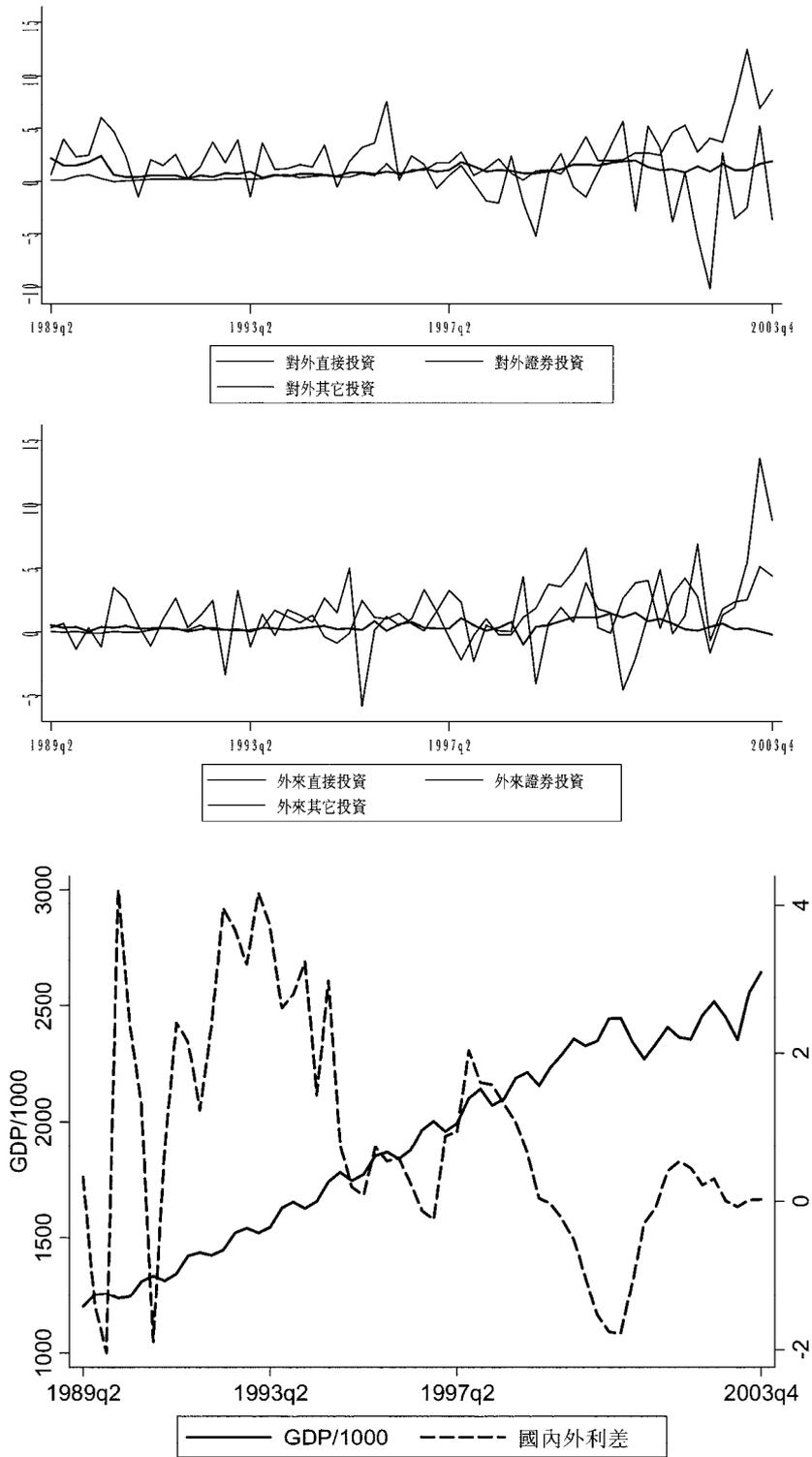


圖 9：其它季資料時間序



$$+\sum_{i=0}^l \beta_i^8 \Delta \ln(ER_{t-i}^{e,t+3-i}) + g(Z_t; \theta) + \varepsilon_t, \quad (11)$$

此模型與(10)式相似，差別僅在於將  $IMP_t$  替換為  $EXP_t$ ，並另外考慮到我國出口主要受到世界景氣的影響，因此增加了美國工業生產指數於模型中。由於此變數具單根特性，因此我們以其成長率 ( $\Delta \ln(Y_t^{US})$ ) 做為估計變

數。

估計結果

此二模型主要變數的估計結果，列於表 8 中。完整的估計結果，可向作者索取。根據估計結果，當期匯率上升（台幣貶值），會使進口在當期有顯著下降，符合理論預期。

表 8：匯率對進口及出口貿易的影響：部分估計結果

	ln( $IMP_t$ )			ln( $EXP_t$ )		
$\Delta \ln(ER_t)$	-0.224 (0.513)	-1.377* (0.786)	-1.337* (0.785)	0.685 (0.463)	0.866 (0.734)	0.974 (0.731)
$\Delta \ln(ER_{t-1})$	0.456 (0.583)	1.899** (0.921)	1.529 (0.954)	-0.309 (0.556)	-0.520 (0.900)	-0.712 (0.938)
$\Delta \ln(ER_{t-2})$	-0.236 (0.579)	-0.332 (0.611)	-0.359 (0.624)	0.999* (0.524)	0.902 (0.590)	1.196* (0.605)
$\Delta \ln(ER_{t-3})$	0.396 (0.537)	0.470 (0.512)	0.410 (0.520)	0.768 (0.484)	0.639 (0.497)	0.793 (0.499)
$\Delta \ln(ER_{t-4})$	0.583 (0.568)	0.285 (0.560)	0.132 (0.574)	0.004 (0.504)	-0.020 (0.531)	0.006 (0.543)
$\Delta \ln(ER_{t-5})$	0.564 (0.557)	0.727 (0.566)	0.732 (0.574)	0.216 (0.495)	-0.070 (0.536)	0.115 (0.540)
$\Delta \ln(ER_{t-6})$	-0.275 (0.537)	-0.075 (0.555)	-0.112 (0.555)	0.001 (0.457)	-0.078 (0.516)	-0.037 (0.513)
$v_t$	46.709 (29.199)		42.413 (28.367)	23.114 (27.237)		20.605 (27.865)
$v_{t-1}$	-13.040 (29.547)		-12.688 (28.863)	-54.722** (27.564)		-56.719** (28.421)
$\Delta \ln(ER)_t^{e,t+3}$		1.516* (0.796)	1.527* (0.798)		-0.370 (0.763)	-0.367 (0.756)
$\Delta \ln(ER)_{t-1}^{e,t+2}$		-0.597 (0.699)	-0.541 (0.705)		0.435 (0.674)	0.319 (0.673)
$R^2$	0.97	0.97	0.97	0.98	0.97	0.97

括弧中數字為標準誤。\*\*\*：1%顯著水準；\*\*：5%顯著水準；\*：10%顯著水準

雖然匯率變動落遲期的係數或有正負，惟大多不具統計顯著性。另一方面，二期（兩個月）前匯率的上升，則明顯使得當期出口增加。此時間遲延的現象，有可能反應的是訂貨與到貨之間的時間差距。

匯率的波動，對進口的影響並不明顯，然而匯率波動的落遲期，對於出口的負面效果則是十分顯著。此外，當預期三個月後的匯率會上升（預期新台幣貶值）時，當期的進口顯著增加，而當期的出口雖有減少的趨勢，惟效果並不顯著。

除了估計上述的模型估計之外，我們亦探討不同的變數衡量方法，是否會對估計結果產生明顯影響。對於匯率波動，我們考慮以下列平均移動法衡量之（Klassen 2004）：

$$v_i = \frac{1}{\tau} \sum_{j=1}^{\tau} (ER_{t-i} - ER_{t-i-j}) \quad (12)$$

其中設定 $\tau=18$ 。重新估計進口與出口模型的結果顯示，匯率波動之係數的正負號與先前結果完全相同，但都不具統計顯著性。設定 $\tau=12$ 或 $\tau=24$ 的結果，亦十分類似。

我們亦嘗試使用「世界貿易量：總進口」（IMF, International Financial Statistics）替代出口模型中的 $Y_{US}$ 。如此估計的結果，使得出口模型中匯率波動與預期匯率的係數負號皆無改變，但都不具統計顯著性。其它主要變數的估計結果，亦無明顯的改變。

此小節的估計結果，顯示出實際及預期匯率的波動，對於進出口貿易有顯著的影響，而在控制了匯率水準之後，匯率的波動亦對於出口產生不良影響。

#### 四、匯率、匯率波動、及預期匯率對資本移動的影響

在此節，我們延續上節的分析方式，探討匯率、匯率波動、以及預期匯率對於本國資本移動的影響，其中資本移動的分類包括有：

- KO\_inv:本國居民對外直接投資，
- KO\_fin:本國居民對外證券投資，
- KO\_oth:本國居民對外其它投資，
- KI\_inv:外人來台直接投資，
- KI\_fin:外人來台證券投資，
- KI\_oth:外人來台其它投資。

上列變數數據來源於中華民國台灣地區金融統計月報。與之前不同的是，這些變數

只有季頻率的資料，因此以下我們皆以季資料估計模型。樣本時間為自1989年第二季至2003年第4季。

在國內相關研究中，吳中書（1999）探討資本移動對名目及實質匯率的影響，發現外資的匯出入的確顯著影響我國的匯率水準。李光輝等人（2000）則發現外資買賣超的變動在當月與我國股價的變動有非常顯著的正向互動關係。田慧琦（2001）研究我國資本帳管制對資本移動數量與波動的影響，發現資本帳管制降低證券投資類資本移動的數量，亦減少直接投資與外人來台證券投資

的波動。在匯率波動方面，雖然波動加大可能因不確定因素，減少廠商對外投資意願，但亦有可能會在規避匯率風險的考量下，擴大及分散在海外的投資；因此匯率波動的影響，在理論上並無定論。

#### 模型設定

居民對外投資的模型設定可如下表示：

$$KO = f(GDP, RDiff, ER, v, ER^e, \Gamma, Z), \quad (13)$$

其中  $KO$  代表三種不同的衡量資本流出的變數， $GDP_t$  為國內生產毛額， $RDiff_t$  為國內隔拆利率與美國聯邦資金利率（federal funds rates）間之利差（前者減後者），再減去預期台幣貶值率（此處我們採理性預期的假設，而以實際貶值率計算），為採月平均後的季資料， $ER_t$  為新台幣兌美元匯率的季資料， $v_t$  及  $ER_t^{e,t+1}$  則分別為季頻率的匯率波動及預期匯率，其計算方式將於後解釋； $\Gamma_t$  的設定因不同的投資類別而有異，將於後說明； $Z_t$  的設定為一個包含下列變數的向量：季節虛擬變數、時間趨勢、及亞洲金融風暴虛擬變數。

此模型假設對外投資的數量受到國內生產毛額的影響；在其它條件不變的情況之下， $GDP$  愈高，對外投資應愈多。 $RDiff$  衡量的是考慮預期匯率變動後的國內外利差，其代表對外投資的相對機會成本；機會成本愈高，對外投資應減少。在匯率變數方面，實際與預期匯率的高低影響對國外資產的購買力，而匯率波動亦影響投資決策。

關於匯率波動變數（ $v_t$ ），我們並不如同前節、使用 GARCH 模型來計算，因為 GARCH 模型一般用於較高頻率的資料，以捕捉資料中可能具有的變異群聚（clustering）的現象，而不適宜用於較低頻的季資料。見諸相關文獻，將 GARCH 模型使用於季資料來求得匯率變異的作法，相當少見。因此，在此節我們使用下列方式計算季頻率的匯率波動：

$$v_t = 100 \times (ER_t - ER_{t-1})^2 \quad (14)$$

對於預期匯率變數（ $ER_t^{e,t+1}$ ），則是以上節月頻率的預期匯率值，以其季平均來計算。詳細的做法，是將以月資料計算的  $h=6$  的匯率預期值，做季頻率的平均，而這相當於是對兩季以後的匯率作預期。（註 6）

不同投資類型可能受到不同因素所決定；例如，由於我國近年來對中國大陸的直接投資成長相當快，而其中勞動工資的差異是一個重要因素，因此我們在對外直接投資的模型中，我們令  $\Gamma_t = \{\Delta \ln(Wdiff_t)\}$ ，其中  $Wdiff_t$  是兩岸平均薪資的差距（台灣薪資減去大陸薪資，以美元衡量），而  $\Delta \ln(Wdiff_t)$  則是該變數取對數後再取差分。此外，我國對外金融投資的多寡，可能和國內股市報酬的高低有關，因此在對外金融投資的模型中，我們令  $\Gamma_t = \{\Delta \ln(TSI_t)\}$ ，其中  $TSI_t$  為台股加權股價指數的季平均值。這裡隱含的假設是股市報酬與股價指數的高低有關。在「其它」類別的對外投資模型中，我們令  $\Gamma_t = \{\Delta \ln(Wdiff_t)\}$ ，

$\Delta \ln(TSI_t)$  }。

$$+g(Z_t; \delta) + \varepsilon_t \quad (15)$$

模型變數的單根檢定結果，列於表 9 中。結果顯示，我們無法拒絕  $\ln(GDP_t)$ 、 $\ln(ER_t)$ 、 $\ln(ER_t^{e,t+1})$ 、 $\ln(Wdiff_t)$ 、及  $\ln(TSI_t)$  具有單根的虛無假設。對於這些變數，我們採用其成長率於模型中。(註 7) 模型變數落遲期數的選擇方法亦如同前節所述，而最後選定的落遲期數為 3 期。該實證模型因此設定為：

$$\begin{aligned}
 KO_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i^2 KO_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \alpha_i^3 \Delta \ln(GDP_{t-i}) \\
 & + \sum_{i=0}^3 \alpha_i^4 RDiff_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \alpha_i^5 \Delta \ln(ER_{t-i}) \\
 & + \sum_{i=0}^3 \alpha_i^6 \Gamma_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \alpha_i^7 v_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \alpha_i^8 \Delta \ln(ER_{t-i}^{e,t+2-i})
 \end{aligned}$$

值得說明的是，因為此節考慮的 6 個被解釋變數中，有 5 個變數同時具有正值及負值，無法對其取自然對數，因此為了使分析方式有一致性，所有的被解釋變數都不取自然對數。這些資本移動變數的衡量單位為 10 億美元。

外人對我國投資的模型，表示如下：

$$KI = f(TSI, RDiff, ER, v, ER^e, \Phi, Z), \quad (16)$$

這裡使用的變數皆與上同。我們假設外人來台直接投資的決策中，當地（我國）的經濟發展與成長速度是考慮因素之一，因此

表 9：Phillips-Perron 單根檢定

變數	Trend	Z(t)統計量	McKinnon approximate p-value for Z(t)
$KO\_inv_t$	Yes	-4.160	0.005
$KO\_fin_t$	Yes	-2.940	0.149
$KO\_oth_t$	Yes	-7.758	0.000
$KI\_inv_t$	Yes	-4.607	0.001
$KI\_fin_t$	Yes	-3.757	0.019
$KI\_oth_t$	Yes	-8.118	0.000
$\ln(GDP_t)$	Yes	-2.083	0.555
$RDiff_t$	Yes	-3.598	0.030
$\ln(ER_t)$	Yes	-2.400	0.380
$v_t$	No	-5.591	0.000
$\ln(ER_t^{e,t+2})$	Yes	-2.579	0.290
$\ln(Wdiff_t)$	Yes	-2.031	0.584
$\ln(TSI_t)$	No	-2.580	0.097

\* 虛無假設：該變數具有單根。

\* 檢定時是否包含時間趨勢，乃由該變數與一時間趨勢的迴歸結果決定。

在外人直接投資的模型中，我們令  $\Phi = \{\Delta \ln(GDP_t)\}$ 。此外，外人來台證券投資的多寡，與我國股票市場的表現有重要關係，因此我們令  $\mathbf{B} = \{\Delta \ln(TSI_t)\}$ 。最後，在外人來台的它類投資模型中， $\mathbf{B} = \{\Delta \ln(GDP_t), \Delta \ln(TSI_t)\}$ 。

外資來台投資的模型設定如下：

$$\begin{aligned}
 KI_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^3 \beta_i^2 KI_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \beta_i^3 \Delta \ln(TSI_{t-i}) \\
 & + \sum_{i=0}^3 \beta_i^4 RDiff_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \beta_i^5 \Delta \ln(ER_{t-i}) \\
 & + \sum_{i=0}^3 \beta_i^6 \mathbf{B}_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_i^7 v_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_i^8 \Delta \ln(ER_{t-i}^{e_{t+2-i}}) \\
 & + g(\mathbf{Z}_t; \theta) + \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (17)$$

#### 估計結果

在估計模型時，我們對每一個應變數估計了兩個模型。第一個模型包括了所有列於(15)及(17)式的變數。然而考慮到季資料可用的樣本點較少（52筆），可能造成參數的估計不夠精確，因此我們在第二個模型中採用了較少的變數，以進一步瞭解究竟主要參數估計值的不顯著，是因模型自由度較低所造成，還是該變數本身缺乏解釋能力。

第二模型變數的選擇，主要是依據第一個模型估計的結果為參考，刪除不顯著的變數。我們採用的方法，是從第一模型估計結果中  $t$  值最低（最不具統計顯著性）的變數開始，以 F 檢定檢測其顯著性；若 F 檢定的  $p$  值（顯著水準）高於 0.8，則再加入次低  $t$  值的變數做聯合檢定。此步驟持續下去，直到被排除變數的聯合統計顯著性低於 0.8、或是刪除變數的數目已達變數總數的三分之一。

變數刪除的另外條件，是刪除之後的模型，其殘差仍需通過白噪音的檢驗。此外，因為匯率波動及預期匯率乃此模型的主要探討變數，而  $\mathbf{Z}_t$  中的變數為控制季節性等因素的變數，因此這些變數皆不在刪除之列。由以上方法篩選後保留下來的變數，即為第二模型的迴歸變數。

模型(15)的部分重要變數估計結果列於表 10 中；完整的估計結果可向作者索取。如該表所示，國內 GDP 的當期及三期前的成長率，對於對外直接投資有顯著的正向作用，而代表投資機會成本的利差的增加，其落遲一期的效果則是顯著減少對外直接投資。此二變數對國人的對外證券及它類投資則沒有明顯的解釋能力。在匯率變動方面，當期及落遲三期的匯率上升（新台幣貶值），使得當期的對外證券投資顯著減少。我們亦發現當期匯率的上升反而使得它類的對外投資增加。它類投資主要是國內銀行的海外操作，在匯率上升（美元升值）時，一般大眾在銀行的外匯存款增加，銀行為運用資金，可能將其多出的外匯在海外存放，因此造成匯率上升時，對外投資增加的現象。

在這裡考慮的三類對外投資中，預期匯率僅對於直接對外投資有顯著影響。估計結果顯示，若預期兩季後匯率將上升 1%，則當期的對外直接投資約增加 65 億美元，效果十分顯著。該預期匯率變數的落遲期，亦對於對外投資有顯著的作用。就匯率波動而

表 10：居民對外投資模型估計結果：部分重要變數

	$KO\_inv_t$		$KO\_fin_t$		$KO\_oth_t$	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\Delta \ln(GDP_t)$	6.199* (3.408)	5.644** (2.724)	4.527 (20.490)		-83.696 (56.729)	-65.475 (39.932)
$\Delta \ln(GDP_{t-1})$	3.657 (4.005)		-13.289 (22.858)		-83.056 (80.018)	-72.638 (51.211)
$\Delta \ln(GDP_{t-2})$	3.387 (3.988)		-8.674 (23.316)		-29.336 (88.525)	
$\Delta \ln(GDP_{t-3})$	8.486** (3.695)	7.549** (3.012)	23.279 (23.833)		-18.231 (72.347)	
$RDiff_t$	0.049 (0.053)	0.042 (0.040)	-0.232 (0.264)		-0.669 (0.806)	-0.634 (0.392)
$RDiff_{t-1}$	-0.124* (0.061)	-0.131*** (0.045)	0.274 (0.300)		0.033 (1.003)	
$RDiff_{t-2}$	0.003 (0.044)		0.228 (0.289)	0.162 (0.143)	-0.135 (0.894)	
$RDiff_{t-3}$	-0.055 (0.039)	-0.039 (0.028)	-0.142 (0.231)		-0.129 (0.770)	
$\Delta \ln(ER_t)$	0.988 (2.086)		-22.533* (12.109)	-19.390* (10.565)	77.883* (41.985)	78.182*** (27.273)
$\Delta \ln(ER_{t-1})$	-1.705 (2.539)		-5.173 (10.839)		24.370 (43.116)	17.965 (27.458)
$\Delta \ln(ER_{t-2})$	0.434 (2.429)		10.901 (9.170)	9.518 (6.858)	-15.899 (41.860)	-28.714 (19.848)
$\Delta \ln(ER_{t-3})$	-1.203 (2.199)		-25.704** (9.593)	-23.029*** (7.458)	-8.115 (39.684)	
$v_t$	-0.946** (0.428)	-0.751** (0.294)	0.624 (2.221)	0.077 (1.889)	-5.608 (7.356)	-5.924 (5.238)
$v_{t-1}$	-0.804** (0.349)	-0.787*** (0.285)	1.711 (2.008)	1.204 (1.507)	-10.506* (5.300)	-10.896** (4.250)
$\Delta \ln(ER_t^{e,t+2})$	6.299** (2.515)	6.774*** (1.856)	-0.407 (13.352)	-1.143 (11.413)	11.818 (38.909)	13.875 (29.630)
$\Delta \ln(ER_{t-1}^{e,t+2-1})$	5.901** (2.673)	5.680** (2.166)	12.941 (15.266)	9.900 (11.378)	-40.319 (42.754)	-44.361 (32.551)
$R^2$	0.89	0.88	0.87	0.86	0.60	0.58

括弧中數字為標準誤。\*\*\*：1%顯著水準；\*\*：5%顯著水準；\*：10%顯著水準。

表 11：外人對我國投資模型估計結果：部分重要變數

	$KI\_inv_t$		$KI\_fin_t$		$KI\_oth_t$	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
$\Delta \ln(TSI_t)$			6.024** (2.276)	4.627** (1.703)	-4.103 (4.521)	-4.062 (2.726)
$\Delta \ln(TSI_{t-1})$			-2.804 (1.982)	-2.784* (1.489)	3.271 (3.638)	1.116 (2.541)
$\Delta \ln(TSI_{t-2})$			0.335 (1.943)		4.199 (3.694)	4.493* (2.451)
$\Delta \ln(TSI_{t-3})$			0.307 (1.936)		0.531 (3.497)	
$RDiff_t$	-0.084 (0.051)	-0.068* (0.034)	0.010 (0.300)		-0.577 (0.573)	-0.292 (0.288)
$RDiff_{t-1}$	0.033 (0.064)		-0.228 (0.356)		0.337 (0.614)	
$RDiff_{t-2}$	-0.057 (0.054)	-0.053 (0.036)	0.386 (0.328)		-0.043 (0.644)	
$RDiff_{t-3}$	-0.014 (0.040)		-0.365 (0.243)	-0.189 (0.155)	0.313 (0.458)	0.318 (0.262)
$\Delta \ln(ER_t)$	4.684* (2.377)	5.054** (2.024)	19.126 (14.176)	13.292 (11.306)	-65.403** (23.938)	-63.437*** (17.651)
$\Delta \ln(ER_{t-1})$	-1.800 (2.561)		-8.253 (13.716)		30.546 (26.222)	27.572 (19.450)
$\Delta \ln(ER_{t-2})$	-2.867 (1.883)	-3.405** (1.549)	-1.986 (11.130)		-13.732 (21.939)	
$\Delta \ln(ER_{t-3})$	-0.504 (2.042)		-17.900 (10.596)	-15.485* (8.276)	12.957 (21.091)	
$v_t$	-2.047*** (0.446)	-1.993*** (0.370)	1.393 (2.680)	1.278 (2.215)	-0.583 (4.563)	0.186 (3.293)
$v_{t-1}$	-0.178 (0.504)	-0.349 (0.346)	-3.651 (2.381)	-3.405* (1.744)	-4.444 (3.582)	-4.718 (3.063)
$\Delta \ln(ER_t^{e,t+2})$	4.213 (2.751)	4.422* (2.450)	-37.828** (15.853)	-33.571** (13.813)	33.195 (27.058)	27.528 (21.474)
$\Delta \ln(ER_{t-1}^{e,t+1})$	7.420** (3.225)	5.976** (2.612)	-10.942 (19.229)	-10.636 (13.801)	23.411 (29.668)	20.448 (24.710)
$R^2$	0.79	0.78	0.67	0.63	0.58	0.54

括弧中數字為標準誤。\*\*\*：1%顯著水準；\*\*：5%顯著水準；\*：10%顯著水準。

言，其對於對外直接投資及它類投資，皆具有顯著的負面作用：波動愈大，此兩類的投資愈少。

比較此表中第 1 模型（包含所有變數）及第 2 模型（刪除部分不顯著變數）的結果，可以發現，刪除部分不顯著變數後，對於重要變數估計結果的影響，甚為有限。因此，部分變數不具統計顯著性的原因，應不是單純的自由度不足的問題。

模型(17)的部分重要變數估計結果列於表 11；完整的估計結果可向作者索取。表中顯示，當期台股指數成長率的增加，則是使同期的外人證券投資增加。雖然該變數落遲一

期的效果為負，但由該變數當期及落遲期的累積效果來看，台股指數對外人證券投資的影響仍為正向。匯率的改變，則對外人直接投資、及其它投資有顯著影響。雖然我們發現匯率上升會增加直接投資的資金流入，符合預期，但它卻減少了外人對我國的它類投資。在預期匯率方面，若預期兩季後的匯率將上升，則當期的外人直接投資增加，但是使當期的外人證券投資減少。最後，匯率的波動則普遍減少當期外人對我國的三種類別的投資，而此效果對外人直接投資最為顯著與一致。

## 五、結 論

在本研究中，我們首先探討了外生匯率變動對於國內經濟變數的影響。我們估計了一個包含八個變數的 SVAR 模型，而其中包含了央行的外匯政策函數。分析結果顯示，短期內匯率的變動，受到央行持有國外資產淨額改變的影響十分顯著；長期的變動，則受到本國產出相當大的影響。此外，匯率的改變，除了引起進出口貿易的變化之外，更顯著的影響國內的隔夜拆款利率。更進一步言，我們發現匯率與隔拆利率之間存在密切的相互影響關係；值得注意的是，此相互影響關係，在模型中考慮了央行國外資產因素（FX）時，更加的凸顯出來，而這可能表示 FX 變數在相關分析中的重要性。

本研究亦發現，實際匯率與預期匯率水準，對於商品進出口皆有顯著且符合理論預期的影響方向，而其中對於進口的影響效果更具統計顯著性。預期匯率的效果，可能反應出匯率對於進出口的跨期替代行為。此外，估計結果也顯示出，匯率波動的增加，將不利於我國商品的出口。

匯率因素對於資本的流出入亦見顯著效果。實證結果顯示，匯率的上升，對於減少國人對外證券投資、及增加外人對我直接投資的效果，皆十分顯著，而預期匯率的上升，則使兩種方向直接投資皆增加。我們也發現，匯率的波動，普遍的對各類型的資金流出入，產生負面作用。

本研究的結果表示，匯率政策與貨幣政策有相當密切的連動關係。而因為匯率的水準、波動、以及市場對匯率的預期，皆對本國的進出口貿易及資本流動有重要的影響，因此宣示並貫徹維持匯率穩定的決心，不僅將有助於減少匯率波動帶來的對經濟活動的影響，亦可減低市場預期心理的形成，降低其對匯率與貨幣政策效果帶來的不確定性。

## 附 註

- (註 1) 金融統計月報表四的數據，是央行國外資產的變動額（流量）。我們以央行國外資產在 1987 年的淨額（存量）為起始點，將上述表四的流量累加，成為另一衡量央行國外資產淨額的數據，而以此為模型變數。我們不直接使用央行公布之國外資產淨額存量，乃因該數據並無剔除匯率變動因素。
- (註 2) 在此處，我們假設國際貿易（TRD）對 FX 的影響，有時間遲延的特性，是透過落遲期產生，因此設定 $\alpha_{17} = 0$ 。時間遲延的原因中，出（進）口商未立即結售（購）外匯是一個重要原因。我們亦曾嘗試讓 TRD 對 FX 產生當期影響（ $\alpha_{17} \neq 0$ ），但這使得整個模型的估計結果十分不合理；這表示 $\alpha_{17} = 0$  是一個重要的模型認定條件。
- (註 3) Phillips (1998) 進一步說明，對於一個未加限制的 VAR 模型，若未將單根或共整合的特性納入模型中，則衝擊反應函數等模型統計量在遠期（long horizon）的估算值將不具一致性。Phillips 另指出，若欲改善模型估計，其前提是先能準確的判斷單根及共整合向量的數目；若因不易判別而有失誤，則將徒勞無功。
- (註 4) 此模型的估計係分為兩個階段進行：第一階段先估計出匯率波動變數，第二階段再將此變數代入主要模型的估計中。此種二階段的估計法廣為相關文獻所採用，但其無可避免的將高估匯率波動及預期匯率係數的  $t$  值；這是在審視估計結果時，必須注意的地方。在下節的模型中，除了匯率波動變數之外，另外還有預期匯率變數，亦是採這種兩階段估計法，因此也有相同的問題。
- (註 5) 我們亦曾利用匯率具 random walk 的特性，以 rolling regression 的方式，將迴歸式 $\Delta ER_t = \alpha + \varepsilon_t$ 的估計結果，計算預期匯率的估計值。我們嘗試過將 rolling window 設為 3、6、及 12 期，以之估計 1 到 6 期後的預期匯率。然而以此方法得到的預期匯率估計值，與真實值或以 VAR 為基礎得到的預測值，相關係數非常低，且用於進出口模型的估計時，亦不具任何的顯著性。因此，我們不將估計結果列於本文中。
- (註 6) 我們曾嘗試以 180 天期遠期匯率做為預期匯率的替代變數。此遠期匯率變數與文中使用的預期匯率變數的相關係數達 0.967。若使用該變數於模型中，則主要變數的估計係數的符號並無受到太大影響，但大都不具統計顯著性。
- (註 7) 被解釋變數中，KO\_fin 的單根假設在邊際的顯著水準上被拒絕。我們從分析的一致性著眼，仍然以其水準值做估計。該模型迴歸殘差的檢定結果，不能拒絕殘差為白噪音的虛無假設。

## 參考文獻

- 田慧琦 (2001) 「資本帳管制對我國資本移動與股、匯市波動之影響」，中央銀行季刊，第二十三卷，第二期，頁 61-80。
- 李光輝、歐興祥、張炳耀 (2000) 「外資與我國股市互動關係之探討」，中央銀行季刊，第二十二卷，第四期，頁 67-79。
- 吳中書(1999) 『台灣匯率與資本移動關聯性之探討』，中央銀行季刊，第二十一卷，第二期，頁 48-63。
- Amisano, Gianni, and Carlo Giannini. (1997) Topics in structural VAR econometrics. Second edition. Springer.
- Bell, W.R., and S.C. Hillmer. (1983) "Modeling Time Series with Calendar Variation", *Journal of the American Statistical Association* 78, 526-534.
- Bernanke, Ben S. (1986) "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 25, pp. 49-99

- Blanchard, Olivier J., and Mark W. Watson (1986) Are Business Cycles All Alike? in Robert Gordon ed., *The American Business Cycle: Continuity and Change*. National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles series, vol. 25.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans (1999) Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? in Taylor and Woodford eds. *Handbook of Macroeconomics*, vol 1A.
- Cushman, David O., and Tao Zha. (1997) "Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates", *Journal of Monetary Economics* 39, pp. 433-48.
- Gordon, David B., and Eric M. Leeper. (1994) "The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification", *Journal of Political Economy* 102, pp. 1228-47.
- Holly, Sean. (1995) "Exchange Rate Uncertainty and Export Performance: Supply and Demand Effects", *Scottish Journal of Political Economy* 42, pp. 381-91.
- Johansen, Soren (1995) *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford University Press.
- Keating, John W. (2002) "Structural Inference with Long-Run Recursive Empirical Models", *Macroeconomic Dynamics* 6, pp. 266-83.
- Kim, Soyoung. (2001) "International Transmission of U.S. Monetary Policy Shocks: Evidence from VAR's", *Journal of Monetary Economics* 48, pp. 339-72.
- Kim, Soyoung. (2003) "Monetary Policy, Foreign Exchange Intervention, and the Exchange Rate in a Unifying Framework", *Journal of International Economics* 60, pp. 355-86.
- Kim, Soyoung, and Nouriel Roubini. (2000) "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach", *Journal of Monetary Economics* 45, pp. 561-86.
- Klassen, Franc (2004) "Why is it so difficult to find an effect of exchange rate risk on trade?" *Journal of International Money and Finance* 23, pp. 817-839.
- Kroner, Kenneth F., and William D. Lastrapes. (1993) "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced Form Estimates Using the GARCH-in-Mean Model", *Journal of International Money and Finance* 12, pp. 298-318.
- Lin, Jin-Lung, and Tian-Syh Liu. (2003) "Modeling Lunar Calendar Holiday Effects in Taiwan", *台灣經濟政策與預測* 33, pp.1-37.
- McKenzie, Michael D. (1999) "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows", *Journal of Economic Surveys* 13, pp. 71-106.
- Nielsen, Bent (2001) "Order determination in general vector autoregressions." Working Paper, Department of Economics, University of Oxford and Nuffield College.
- Phillips, Peter C. B. (1998) "Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VARs", *Journal of Econometrics* 83, pp. 21-56.
- Qian, Ying, and Panos Varangis. (1994) "Does Exchange Rate Volatility Hinder Export Growth?", *Empirical Economics* 19, pp. 371-96
- Sims, Christopher A. (1986) "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?", *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 10, pp. 2-16
- Sims, Christopher A., and Tao Zha. (1995) Does Monetary Policy Generate Recessions? Using Less Aggregate Price Data to Identify Monetary Policy, Working paper. Yale University, New Haven.
- Sims, Christopher A., and Tao Zha. (1999) "Error Bands for Impulse Responses", *Econometrica* 67, pp. 1113-55.
- Toda, Hiro Y., and Taku Yamamoto (1995) "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes", *Journal of Econometrics* 66, pp. 225-250.

