

# 央行「阻升不阻貶」? — 再探台灣匯率不對稱干預政策

陳旭昇\*

本文的目的在於檢視台灣中央銀行是否在外匯市場執行不對稱干預政策。我們先以結構性自我向量迴歸 (SVAR) 模型認定出外生的結構性匯率衝擊 (structural exchange rate shock), 然後將其分解成升值衝擊 (appreciation shock) 與貶值衝擊 (depreciation shock), 藉以進一步探討央行是否在外匯市場上採用不對稱的匯率干預政策。透過檢視 1989:M5–2012:M2 的月資料, 實證結果發現, 如果匯率干預政策是爲了因應實質匯率衝擊, 央行在 1998 年 3 月前後的匯率干預政策有很大的不同。在 1989 年 5 月到 1998 年 2 月之間, 央行對於外匯市場的干預較小。反之, 證據顯示在 1998 年 3 月之後, 央行對於實質匯率確有顯著的「阻升不阻貶」之行爲。而以全樣本期間 1989:M5–2012:M2 的資料來看, 整體而言我們亦發現央行「阻升不阻貶」的實證證據。此外, 如果匯率干預政策是爲了因應名目匯率衝擊, 我們發現實證結論不變, 央行在 1998 年 3 月前後的匯率干預政策有顯著不同: 1998 年 3 月之前, 無顯著干預匯市證據, 1998 年 3 月之後, 證據顯示央行執行「阻升不阻貶」政策。

**關鍵詞:** 中央銀行, 外匯市場干預, 阻升不阻貶

**JEL 分類代號:** F31, E58

## 1 前言

自從美國 2007 年爆發次貸風暴以來, 一連串的金融危機事件席捲全球, 美

---

\*作者爲國立台灣大學經濟學系教授。作者感謝兩位匿名審稿人之寶貴意見。

國與世界上多數國家因而陷入經濟衰退的泥沼。雖然美國國家經濟研究局 (National Bureau of Economic Research, NBER) 在 2010 年 9 月 20 日宣告, 美國自 2007 年 12 月開始的經濟衰退已於 2009 年 6 月結束, 但是美國以及全球經濟復甦的速度相當緩慢, 二次衰退的警訊亦時時浮現。為了振興經濟, 世界各國莫不使出渾身解數, 採用各種不同政策以刺激景氣。然而, 在此顛簸的復甦過程中, 各國的總體經濟政策難免有以鄰為壑的情況發生。美國聯準會理事主席柏南克 (Ben S. Bernanke) 在 2010 年 11 月 19 日於德國法蘭克福所舉行的央行研討會 (Central Banking Conference) 中, 直指新興國家為了增加出口以刺激經濟成長, 刻意壓低本國貨幣幣值的做法不利於全球經濟復甦。在演講中, 柏南克報告若干國家實質有效匯率變動與外匯存底變動之關係, 並據此說明了四個新興經濟體 (泰國, 新加坡, 台灣與香港) 匯率變動偏低而外匯存底累積過多, 有過度干預外匯市場以阻止本國貨幣升值之嫌。<sup>1</sup>

有趣的是, 台灣的中央銀行馬上於 2010 年 11 月 19 日發布新聞稿, 說明「該文稿圖 8 提供新興經濟體實質有效匯率指數 (REER) 之變動率及國際準備增加數相對 GDP 的比率。經查其數據與事實有所出入」, 特予以澄清。<sup>2</sup> 央行新聞稿中以外匯存底成長率作為衡量指標, 強調「我國並未干預匯市以阻升新台幣」。

根據中央銀行年報 (2010), 央行對於外匯市場的管理, 採取所謂的「彈性匯率政策」:

“本行採行具彈性之「管理式浮動匯率制」(managed float regime), 新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定; 惟如因季節性或偶發因素干擾外匯市場正常運作時, 本行將適時調節, 以維持外匯市場秩序。”

然而, 對於這樣的官方說詞, 實務界卻常有不同看法。根據市場上的經驗, 許多人發現央行常有阻止新台幣升值的作為, 卻較少有阻止貶值之行動。

<sup>1</sup> 柏南克表示: “The relationship evident in the graph suggests that the economies that have most heavily intervened in foreign exchange markets have succeeded in limiting the appreciation of their currencies.” 參見 Bernanke (2010)。

<sup>2</sup> 參見中央銀行新聞稿第 227 號。

我們若簡單以「阻升新台幣」為關鍵字，在聯合知識庫搜尋 1998 年初至 2012 年 5 月 23 日的聯合報系報紙新聞，共可查得 233 筆資料。相反地，若簡單以「阻貶新台幣」為關鍵字，則只有 12 筆資料。若以「助升新台幣」為關鍵字，可查得 3 筆資料，而「助貶新台幣」卻有 12 筆資料。此外，張元晨 (2007) 整理央行干預匯市報導並篩選出其樣本期間 (2001 年 4 月 16 日至 2003 年 8 月 5 日的日資料) 中，共有 140 次央行干預匯市的明確報導。其中，央行阻止新台幣升值的日期共有 104 天，其餘的只有 36 天是阻止新台幣貶值。因此，市場上對於央行「阻升不阻貶」的說法不脛而走，並屢屢造成爭辯焦點，佔據媒體版面。舉例來說，2011 年 9 月 23 日，在台大經濟系與公共經濟中心所舉辦的研討會中，央行前副總裁許嘉棟抨擊央行「阻升不阻貶」的匯率政策，央行則立即在新聞稿 (第 183 號) 中指名回擊。<sup>3</sup> 值得注意的是，當媒體、業界或是學界批評「央行阻升不阻貶」時，相信並非以字面上 (literally) 的意義：「央行在外匯市場上只阻止升值，並不阻止貶值」予以詮釋。相反地，應該是「央行不願台幣升值，願意台幣貶值，故平均而言，央行在新台幣升值時採逆風干預的次數較多，在新台幣貶值時，採放任不管的次數較多。」因此，以條件均數 (conditional mean) 的概念來思考所謂的「阻升不阻貶」應該較為適當。也就是說，當統計分析發現央行干預外匯市場 (買賣外匯) 的「平均行為」顯著地受到新台幣升值衝擊影響，卻未顯著受到新台幣貶值衝擊所影響，我們就稱為「阻升不阻貶」。相信這是一個較為公允客觀的評價方式，畢竟央行不可能也不該「在外匯市場上只阻止升值，卻不阻止貶值」。在本文中，我們將央行在外匯市場上的干預會因新台幣升值或貶值衝擊而異的行為稱作「不對稱干預」。因此，「阻升不阻貶」可視為央行在外匯市場上不對稱干預行為的一種。<sup>4</sup>

事實上，在缺乏嚴謹的實證分析下，實務界與傳播媒體對於央行「阻升不阻貶」的偏見，似乎無法得到堅實的佐證。亦即在「升值時採逆風干預的次數較多；貶值時，放任不管的次數較多」的敘述中，所謂的「較多」是

<sup>3</sup>媒體報導見諸於：「新台幣匯率阻升不阻貶？彭淮南舌戰許嘉棟！」(鉅亨網)「阻升不阻貶？彭淮南回嗆許嘉棟」(聯合新聞網)「台幣阻升不阻貶，央行：毫無根據」(自由時報)「遭批阻升不阻貶，央行駁斥」(中廣新聞網)。

<sup>4</sup>其他可能的不對稱干預行為包括「阻貶不阻升」，「阻升重於阻貶」，以及「阻貶重於阻升」等。我們將在實證模型的討論中，給予「不對稱干預」明確的定義。

否具有統計上的顯著性？此外，學術界對此議題的研究結果亦存在著很大的歧見。在台灣從事央行匯率政策研究，由於無法取得干預資料（央行外匯買賣資料），往往造成學者們霧裡看花，各執一詞。本文期待能在此議題上扮演「承先啟後」之角色，爬梳國內外文獻的看法，並提供最新的實證結果。因此，本文的第一個重點在於，回顧國內外對於台灣央行在外匯市場上是否有不對稱干預的文獻。接下來，我們進一步提供實證分析，檢視央行自從1989年以來，是否有「阻升不阻貶」的實際 (*de facto*) 行爲。

## 2 台灣央行不對稱干預之文獻

近年來，關於台灣央行外匯市場干預的研究可參見楊雅惠與許嘉棟 (2005)，張元晨 (2007)，Lee and Lai (2011)，以及 Ouyang and Rajan (2011)。然而，這些研究並沒有探討央行是否在外匯市場採用不對稱干預政策。<sup>5</sup> Shen and Chen (2004) 是早期探討央行不對稱干預政策之研究。他們透過馬可夫轉換模型 (Markov-switching model) 檢視1983–2001年的新台幣對美元匯率動態 (雙週資料)，發現新台幣匯率在升值時會有「長幅擺盪」(long swing) 現象，在貶值時則會有「短期擺盪」(short swing) 現象。他們將這樣的實證結果解讀成央行在升值時採取阻升政策 (slowdown policy)；貶值時則消極面對，採不阻貶政策 (let-it-go policy)。透過新台幣匯率動態解讀央行政策的還有陳旭昇與吳聰敏 (2008)。根據1980:M12–2004:M12的月資料，陳旭昇與吳聰敏 (2008) 以一簡單的貨幣匯率模型建構均衡匯率，並與實際匯率比較。結果發現，1980–1987年以及1997–2004年之間，新台幣對美元匯率明顯低估，並稱之為「阻升政策」。他們進一步檢視匯率以及外匯存底之變動資料，可知這兩段期間台灣的匯率變動較小，外匯存底變動幅度較大，此結果隱含央行的積極干預阻升，卻未積極阻貶。黃惠君等 (2012) 以不同假設下的貨幣匯率模型建構均衡匯率，並發現不一樣的實證結果：央行在1980:M12–1987:M5之期間採新台幣阻升政策，在1987:M06–1997:M11之期間採阻貶政策，至於1997:M12–2010:M6則採維持匯率均衡穩定政策。<sup>6</sup> 然而，上述檢視匯率動態的研究都只能提供央行

<sup>5</sup>如上一節所述，張元晨 (2007) 是透過篩選新聞報導，判別央行阻升與阻貶的日期。

<sup>6</sup>黃惠君等 (2012) 的實證結論顯然與央行的官方說法較為一致。

不對稱干預的間接證據。

另一種探討央行不對稱干預的切入方式是由央行的貨幣政策法則出發。透過估計央行的貨幣政策反應函數，我們可以進一步探討央行的貨幣政策是否因面對新台幣升貶而有不同的反應。沈中華與徐千婷 (2000) 利用馬可夫轉換模型與1986:M2–1999:M3的月資料估計一個貨幣基數政策法則，結果發現在這段樣本期間中，央行只有兩次面對新台幣大幅升值時 (1986:M2–1986:M10 以及 1991:M8–1992:M5)，提高了貨幣基數反應函數中匯率目標的權重。而陳旭昇與吳聰敏 (2010) 則估計一個門檻模型 (Threshold Model)，透過1998Q1–2008Q2的季資料發現，央行於1998年後可能採用不對稱的非線性利率法則。亦即新台幣升值時，干預外匯市場，採寬鬆貨幣政策；新台幣貶值時，央行不阻貶，甚或可能推波助瀾地助貶。而姚睿，朱俊虹，與吳俊毅 (2010) 亦發現，採用即時資料 (real time data) 估計含匯率變動之不對稱利率法則時，當新臺幣貶值時，央行可能進一步採寬鬆的貨幣政策讓貶值幅度擴大。相反的，吳致寧等 (2011) 在考慮所謂的偏誤修正變數 (bias correction terms) 於門檻模型後發現，央行不論在新台幣升值或貶值時，均採取阻升又阻貶的逆風干預政策。林依伶，張志揚，與陳佩玗 (2012) 則延續上述研究，考慮新台幣大幅升值，大幅貶值以及小幅升貶值三種不同的區間，亦發現央行在新台幣大幅升值或貶值期間皆採逆勢干預的貨幣政策。<sup>7</sup>

然而，在上述以央行的貨幣政策法則出發的研究中，所面臨最大的問題是 (1) 在央行完全沖銷下，利率政策法則所解釋的只有央行的間接干預，無法捕捉央行買賣外匯的直接干預行為；(2) 如果央行採取的是不完全沖銷干預，則利率或是貨幣總計數的變動可能只是反映了一小部份未沖銷的直接干預。<sup>8</sup> 事實上，台灣的央行在外匯市場上直接買賣外匯才是其最重要且影響力最大的干預方式，唯有在不沖銷的情況下，利率政策法則才能捕捉到較多的直接干預訊息。但是我們知道，為了避免物價膨脹壓力，大部分央行所執行的操作都是沖銷干預或是不完全沖銷干預，如果我們試圖從

<sup>7</sup> 吳致寧等 (2011) 以及林依伶，張志揚，與陳佩玗 (2012) 的實證結論也與央行官方說法較為一致。

<sup>8</sup> 參見陳旭昇與吳聰敏 (2010, 2.2節)，之討論。

利率政策法則中檢視央行是否有不對稱干預行為，顯然有許多重要資訊已然流失。

因此，想要直接了解央行的干預政策，就應該透過檢視匯率以及央行買賣外匯的干預指標之間的互動。晚近研究中，僅有王泓仁 (2005) 試圖將央行干預指標與匯率同時放入一個結構性自我向量迴歸模型 (structural vector autoregressive model, SVAR) 中，並藉此探討外生的結構性匯率衝擊如何影響央行干預指標。透過衝擊反應函數 (impulse response function) 分析發現，央行所採取的是逆風干預政策。然而，王泓仁 (2005) 並未考慮可能存在的不對稱干預。因此，本文的主要目的就是要透過 SVAR 模型認定出外生的結構性匯率衝擊 (structural exchange rate shock)，然後將其分解成升值衝擊 (appreciation shock) 與貶值衝擊 (depreciation shock)，藉以進一步探討央行是否在外匯市場上採用不對稱的匯率干預政策。

### 3 實證模型

在本節中，我們將匯率衝擊 (exchange rate shocks) 分成貶值衝擊 (depreciation shocks) 與升值衝擊 (appreciation shocks)，並藉以分析不同衝擊 (貶值或升值) 是否會對央行干預外匯市場的行為有不同的影響。我們考慮以下的實證模型：

$$FXI_t = \alpha + \sum_{j=1}^P \rho_j FXI_{t-j} + \sum_{i=0}^q \left( \beta_i^+ e_{t-i}^{Q+} + \beta_i^- e_{t-i}^{Q-} \right) + u_t, \quad (1)$$

其中， $e_t^{Q+}$  與  $e_t^{Q-}$  分別為新台幣貶值衝擊與升值衝擊， $FXI_t$  則為央行干預指標。<sup>9</sup> 亦即，如果我們以  $e_t^Q$  代表以間接報價 (indirect quote) 的新台幣匯率結構性衝擊， $e_t^Q > 0$  代表貶值衝擊而  $e_t^Q < 0$  代表升值衝擊，則貶值衝擊定義為  $e_t^{Q+} \equiv \max[0, e_t^Q]$ ，升值衝擊定義為  $e_t^{Q-} \equiv \min[0, e_t^Q]$ 。

因此，如果央行執行逆風干預 (leaning against the wind)，則我們期待  $\beta_0^+ < 0$  與  $\beta_0^- < 0$ ：當新台幣貶值時，進行賣匯操作；升值時，進行買匯操

<sup>9</sup>值得一提的是，由於台灣央行並未公布外匯市場干預資料，央行干預指標  $FXI_t$  的計算將因人而異，因此，對於如何建構央行干預指標遂成爲一個重要的議題，我們將在第4節有詳細的討論。

作。相反的，當央行執行順風干預 (leaning with the wind)，則  $\beta_0^+ > 0$  與  $\beta_0^- > 0$ 。此外，當央行執行不對稱干預時，我們期待  $\beta_0^+ \neq \beta_0^-$ 。

我們除了關注央行是否對於新台幣升貶值時，執行不對稱干預，本文進一步探討的重點在於央行是否「阻升不阻貶」，亦即，給定  $\beta_0^+ \neq \beta_0^-$  之下，我們對於迴歸係數有如下的進一步解讀：

1. 如果  $\hat{\beta}_0^+ < 0$ ,  $\hat{\beta}_0^- < 0$  均具統計顯著性，且  $|\hat{\beta}_0^+| < |\hat{\beta}_0^-|$ ，代表央行採取逆風干預政策，但阻升的力道大於阻貶的力道，我們稱之為「阻升重於阻貶」，算是一種弱形式的「阻升不阻貶」。
2. 如果  $\hat{\beta}_0^- < 0$  且具統計顯著性，而  $\beta_0^+ = 0$  的虛無假設無法被拒絕，我們稱之為「阻升不阻貶」，亦即強形式的「阻升不阻貶」。
3. 如果  $\hat{\beta}_0^+ > 0$ ,  $\hat{\beta}_0^- < 0$  且均具統計顯著性，我們稱之「阻升助貶」。

依照相同邏輯，我們亦可定義「阻貶重於阻升」，「阻貶不阻升」，以及「阻貶助升」。

簡言之，我們是以迴歸模型來分析央行是否「阻升不阻貶」，而迴歸分析所探討的是條件均數 (conditional mean) 的概念。因此，如果我們做出「央行阻升不阻貶」的結論時，並不能也不該以字面上 (literally) 的意義：「央行在外匯市場上只阻止升值，並不阻止貶值」予以詮釋。而一個較為適當的解讀是，當我們以迴歸分析發現「央行阻升不阻貶」時，是指平均而言，央行干預外匯市場 (買賣外匯) 的「平均行為」顯著地受到新台幣升值衝擊影響，反之，則代表該「平均行為」不會顯著地受到新台幣貶值衝擊影響。

接下來，我們說明如何估計新台幣匯率的結構性衝擊。我們在此應用結構式自我向量迴歸模型 (SVAR)：

$$y_t = D_0 y_t + D_1 y_{t-1} + \cdots + D_k y_{t-k} + e_t,$$

其中， $y_t$  為  $n \times 1$  的向量， $e_t$  為  $n \times 1$  的結構性衝擊向量 (structural shock vector)。由於  $e_{jt}$  為結構性衝擊，故  $\Lambda = \text{Var}(e_t) = E(e_t e_t')$  為一對角矩陣，而對角線之上元素為  $\text{diag}(\Lambda) = [\text{Var}(e_{1t}), \text{Var}(e_{2t}), \cdots, \text{Var}(e_{nt})]'$ 。此結構式自我向量迴歸模型所對應的縮減式自我向量迴歸模型 (reduced form vector autoregressive model) 為

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \cdots + \Phi_k y_{t-k} + \varepsilon_t,$$

其中,  $\varepsilon_t$  為迴歸殘差向量。對於任意  $j = 1, 2, \dots, k$ ,  $\Phi_j = (I - D_0)^{-1} D_j$ , 且結構性衝擊與迴歸殘差之間的關係為

$$(I - D_0)^{-1} e_t = A_0^{-1} e_t = \varepsilon_t,$$

其中  $A_0 = (I - D_0)$ 。我們令向量  $y_t = [R_t, M_t, CPI_t, IP_t, Q_t, PCM_t]'$ , 其中,  $R_t$  為金融業拆款市場隔夜拆款利率,  $M_t$  為貨幣總計數 M2 (期末),  $CPI_t$  為消費者物價基本分類指數 (總指數),  $IP_t$  為工業生產指數 (總指數, 不含土石採取業),  $Q_t$  為新台幣實質有效匯率 (間接報價,  $\Delta Q_t > 0$  代表新台幣實質貶值),  $PCM_t$  為原物料商品價格。

我們在此使用新台幣實質有效匯率而非新台幣對美元匯率的原因是, 央行在考量是否進場干預匯率時, 注重的是出口商品貿易的國際競爭力。因此, 透過使用實質有效匯率資料, 我們能夠更加適切地捕捉央行對於新台幣幣值變化之因應。所有的變數除了利率與央行干預指標之外, 皆予以取對數, 利率則為原始數值。

模型所認定的結構性衝擊分別為利率政策 (傳統貨幣政策) 衝擊 ( $e_t^{MP}$ ), 貨幣需求衝擊 ( $e_t^{MD}$ ), 物價衝擊 ( $e_t^{CPI}$ ), 產出衝擊 ( $e_t^Y$ ), 匯率衝擊 ( $e_t^Q$ ), 以及原物料商品價格衝擊 ( $e_t^{PCM}$ )。一如多數景氣循環的實證研究, 利率, 貨幣, 物價與產出都是總體 SVAR 模型中典型的經濟變數, 加入原物料商品價格則是為了要捕捉貨幣政策制定當局對於物價膨脹預期的因應。至於模型中同時考慮利率與貨幣供給可以讓我們將貨幣政策衝擊與貨幣需求衝擊分辨出來。最後, 加入實質匯率可以讓我們認定 (identify) 出匯率結構性衝擊, 而這也是本文的重點所在。我們的認定條件如下:<sup>10</sup>

<sup>10</sup>我們在此將認定條件限制在  $D_0$  矩陣上, 這樣的作法稱為短期限制。在 SVAR 的文獻中, 另有將認定條件限制在  $D_0, D_1, \dots, D_k$  上, 稱之為長期限制, 參見 Keating (1992) 與 Gottschalk (2001) 之討論。



$$\begin{aligned}
 A_0 y_t &= \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & 0 & 0 & 0 & a_{16} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & a_{56} \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_t \\ M_t \\ \text{CPI}_t \\ \text{IP}_t \\ Q_t \\ \text{PCM}_t \end{bmatrix} \\
 &= D_1 y_{t-1} + \cdots + D_k y_{t-k} + \begin{bmatrix} e_t^{\text{MP}} \\ e_t^{\text{MD}} \\ e_t^{\text{CPI}} \\ e_t^Y \\ e_t^Q \\ e_t^{\text{PCM}} \end{bmatrix}.
 \end{aligned}$$

SVAR 模型體系中的第一式代表央行的利率政策函數，該式假設央行的利率設定會參考預期的未來物價變化（以原物料商品價格捕捉），以及反映貨幣需求的總和貨幣量。第二式的實質貨幣需求則依循傳統的總體經濟理論，為利率以及產出的函數。第三與第四式分別代表實質經濟活動（物價與產出），其中物價與產出因為具有調整的遲滯性，並不會立即受到貨幣政策與財務市場變化所影響，唯有實質面的衝擊會馬上影響到物價（譬如天災造成供給短缺，造成物價上漲）。第五式說明實質匯率受到各種名目與實質衝擊之影響。這樣的假設與 Eichenbaum and Evans (1995) 等探討實質匯率動態的文獻一致。最後一式則代表了財務市場（原物料市場），我們假設原物料價格除了不會即期因應新台幣實質匯率衝擊外（ $a_{65} = 0$ ），會對所有同期衝擊做出因應，正突顯出財務市場上資訊的快速流通並立即反應在資產價格上。<sup>11</sup> 以上的認定條件與大多數探討貨幣政策的 SVAR 模型雷同（如 Gordon and Leeper (1994) 以及 Kim and Nouriel (2000)），進一步的相關討論可參見 Kim (2003)。

<sup>11</sup>在此認定條件下， $a_{65} = 0$ ， $a_{56} \neq 0$ 。我們也會在實證結果穩健度測試時，考慮另一個可能性： $a_{65} \neq 0$ ， $a_{56} = 0$ 。亦即，匯率會立刻影響原物料價格，但原物料價格不會立即影響匯率。

#### 4 資料敘述

本研究的資料樣本期間為1989:M5–2012:M2, 合計共274筆月資料。我們選擇1989年5月作為樣本起始點的原因在於, 台灣在1989年4月廢止中心匯率制度, 讓銀行間外匯交易匯率自由化, 匯率由外匯市場供給與需求決定, 爾後僅受中央銀行買賣外匯的操作性干擾。

關於匯率干預指標的衡量, 由於台灣央行並未公布干預資料, 一般的研究都以外匯存底 (金融統計月報表1) 或是央行國外資產 (金融統計月報表8) 的變動量當作央行匯率干預的替代變數。然而, 上述兩變數都沒有剔除匯率影響因素。在本文中, 我們遵循王泓仁 (2005) 的做法, 使用已剔除匯率變動因素的「準備貨幣增減因素 — 國外資產」(金融統計月報表4), 並以央行國外資產在1986年12月的存量為起始值, 將「準備貨幣增減因素 — 國外資產」此資料的流量累加, 以得到一個排除掉匯率影響的央行國外資產存量之衡量, 並進而以其變動率來當作央行匯率干預的替代變數。<sup>12</sup> 然而, 在實證的穩健度分析中, 我們也會考慮一般常用的外匯存底與國外資產變動。至於原物料商品價格, 我們採用原物料商品價格指數 (不含燃料), 但是我們也會使用原油價格 (世界均價) 當作穩健度分析。

我們的資料來源分別來自中央銀行統計資料, AREMOS 台灣經濟統計資料庫, 主計處總體統計資料庫, 國際貨幣基金會 — 國際金融統計, 以及國際清算銀行。詳細描述參見表1, 而資料的時間序列走勢則繪製於圖1中。BIS 所提供的有效匯率資料為直接報價 (direct quote), 我們將其取倒數, 以符合一般習慣常用的間接報價: 新台幣有效匯率上升代表新台幣貶值, 反之, 代表新台幣升值。<sup>13</sup> 所有的變數除了利率與國外資產變動, 皆為對數值, 利率則為原始數值。在取對數之前, 我們對於消費者物價指數, 工業生產指數, 以及貨幣總計數 M2 的原始值予以季節調整。<sup>14</sup>

<sup>12</sup>王泓仁 (2005) 係中央銀行委託研究計畫, 發表前已受到央行官員之指教與評論, 故此變數應該是在央行內部干預資料無法取得的情況下, 最佳的替代變數。若  $X_0$  代表1986年12月的央行國外資產,  $\Delta Z_t$  代表準備貨幣增減因素 (國外資產), 則  $FXI_t = \Delta \log[X_0 + \sum_{s=1}^t \Delta Z_s] \times 100$ 。

<sup>13</sup>我們可以直接取倒數的原因是因為 BIS 係以幾何加權平均 (geometric weighted averages) 的方式計算有效匯率。

<sup>14</sup>我們利用 RATS 所提供的 X11 作季節調整。

表 1: 資料來源

|         | 資料名稱   | 資料來源                       |
|---------|--|----------------------------|
| $R_t$   | 金融業拆款市場隔夜拆款利率                                    | 央行統計資料 — 金融統計 — 重要金融指標     |
| $M_t$   | 貨幣總計數 M2 (期末)                                    | 同上                         |
| $CRM_t$ | 準備貨幣增減因素 — 國外資產                                  | AREMOS-FSM (MRCH@FOR.m)    |
| $CPI_t$ | 消費者物價基本分類指數 (總指數)                                | 主計處總體統計資料庫                 |
| $IP_t$  | 工業生產指數 (總指數, 不含土石採取業)                            | 同上                         |
| $PC_t$  | 原物料商品價格指數 (不含燃料)<br>(Non-Fuel Commodities Index) | 國際貨幣基金會 — 國際金融統計 (IMF-IFS) |
| $OP_t$  | 原油價格 (世界均價)<br>(Petroleum: Average Crude Price)  | 同上                         |
| $Q_t$   | 新台幣實質有效匯率  | 國際清算銀行 (BIS)               |

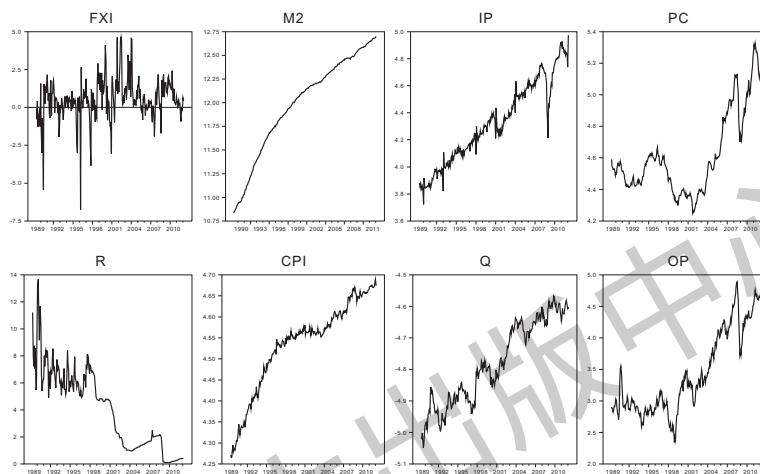


圖 1: 時間序列資料: FXI 央行國外資產 (排除匯率影響) 變動, R 隔夜拆款利率, M2 貨幣總計數, CPI 消費者物價指數, IP 工業生產指數, Q 新台幣實質有效匯率, PC 原物料商品價格指數 (不含燃料), OP 原油價格

注意到我們在估計 SVAR 模型時，並未考慮變數的整合階次 (order of integration)，以及體系中變數之間可能存在的共整合關係 (cointegration)。其理由在於，由於單根與共整合檢定的檢定力不足，以檢定結果建立的 VAR 模型可能存在預先檢定誤差 (pretest biases) 問題。因此，我們依循過去應用 SVAR 模型探討景氣循環，貨幣政策，與匯率干預的文獻，直接考慮變數的水準值於 SVAR 體系中。參見 Leeper, Sims, and Zha (1996), Hanson (2004), Sims and Zha (2006), Kim (1999) and Kim (2003), 以及 Kim and Nouriel (2000) and Kim and Nouriel (2008)。

## 5 實證結果

### 5.1 衝擊反應分析

本節報告我們所獲得的實證結果。在考慮最大的落後期數為8期之下，根據赤池氏資訊準則 (Akaike information criterion, AIC) 以及貝氏資訊準則 (Bayesian information criterion, BIC)，均建議 SVAR 模型的最適落後期數為  $k = 2$ 。如果我們以 LR 檢定來決定，選擇最適落後期數為  $k = 8$ 。因此，我們的基準模型設定 (benchmark) 為  $k = 2$ ，但我們也會考慮  $k = 8$ 。

在報告主要的實證結果之前，我們先繪製出 SVAR(2) 模型的衝擊反應函數，藉以判斷此 SVAR 模型的估計結果是否符合理論預期或是經濟直覺。我們將專注於各個變數因應貨幣政策衝擊以及匯率衝擊之反應函數。<sup>15</sup>

圖2為各個變數因應傳統貨幣政策衝擊之反應函數。當央行採取緊縮貨幣政策 (利率上升)，導致貨幣需求下降，產出於第一期後開始下跌，亦即符合所謂的流動性效果 (liquidity effect)。原物料價格亦因需求疲軟而於第二期後下跌，而物價在第四期後開始下跌，亦即此 SVAR 模型之估計結果並沒有出現緊縮貨幣政策導致物價不斷上漲 (persistent increases) 的價格謎團。此外，根據利率平價，本國利率上升將吸引資金流入，促使新台幣升值。

---

<sup>15</sup>SVAR(8) 模型的衝擊反應函數並無明顯不同，有興趣的讀者可以向作者索取 SVAR(2) 模型中的其他衝擊反應函數，以及 SVAR(8) 模型下的衝擊反應函數。

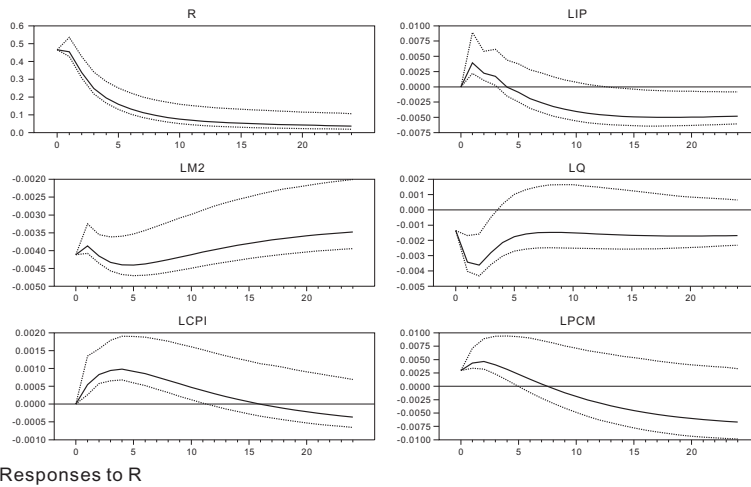


圖 2: 衝擊反應函數: 因應利率政策衝擊 ( $e_t^{MP}$ ), 虛線為 95% 信賴區間。R 隔夜拆款利率, LM2 貨幣總計數, LCPI 消費者物價指數, LIP 工業生產指數, LQ 新台幣實質有效匯率, LPCM 原物料商品價格

圖3畫出匯率衝擊的影響。根據 SVAR 的認定條件, 所有變數都不會因為匯率衝擊而有立即顯著反應, 但是值得注意的是, 產出會在第 4 期後上升, 代表匯率實質貶值確實有益於產出成長。

## 5.2 不對稱干預之實證分析

我們接下來透過將結構性的匯率衝擊分解成貶值衝擊與升值衝擊後, 進一步探討不對稱的干預政策。圖4畫出根據 SVAR 模型所認定出的結構性的匯率衝擊,  $e_t^Q$ 。

我們將  $e_t^Q$  分解成  $e_t^{Q+}$  與  $e_t^{Q-}$  後, 估計迴歸式 (1)。我們考慮  $p = 1$  而  $q = 0$  以及  $p = q = 4$ , 然而考慮其他的  $p, q$  值並不會影響結論。表2報告了主要的實證結果。括號內為迴歸係數估計式的 Newey-West HAC 標準差。<sup>16</sup> 第 (1)–(3) 欄中的匯率衝擊來自 SVAR(2), 而第 (4)–(6) 欄中的匯率衝擊則來自 SVAR(8)。其中, 為了與「不對稱干預」的實證模型 (第 (1) 式) 做比較, 我們進一步估計以下的「對稱干預」實證模型:

<sup>16</sup>斷截參數 (truncation parameter)  $m$  的選取為:  $m = 0.75(T)^{(1/3)}$  (取至整數)。

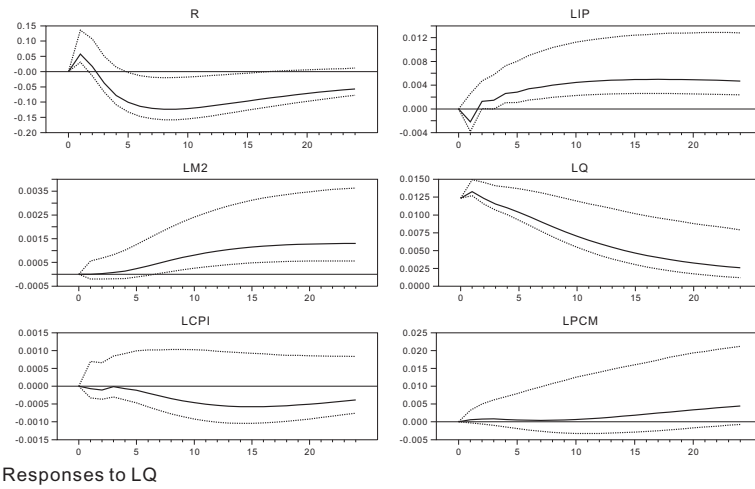


圖 3: 衝擊反應函數: 因應匯率衝擊 ( $e_t^Q$ ), 虛線為 95% 信賴區間。R 隔夜拆款利率, LM2 貨幣總計數, LCPI 消費者物價指數, LIP 工業生產指數, LQ 新台幣實質有效匯率, LPCM 原物料商品價格

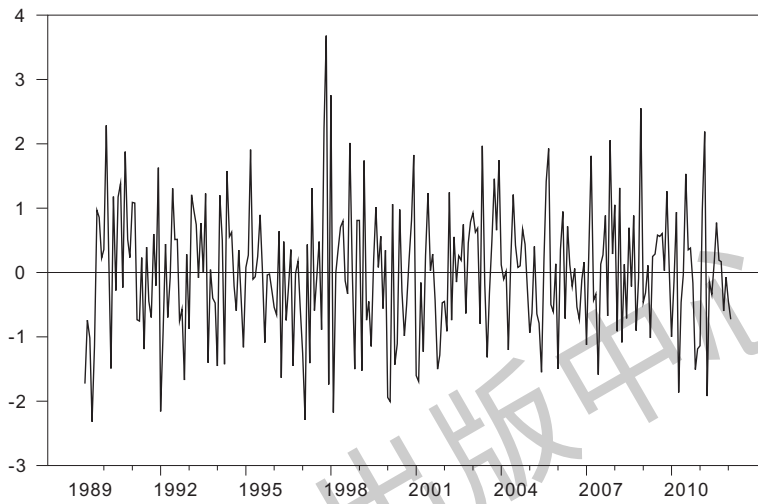


圖 4: 匯率衝擊 ( $e_t^Q$ )

$$FXI_t = \alpha + \rho_1 FXI_{t-1} + \beta_0 e_t^Q + u_t,$$

並將結果報告於第 (1) 欄。顯而易見地, 在未將  $e_t^Q$  拆解成貶值衝擊 ( $e_t^{Q+}$ )

表 2: 實證結果: 央行外匯市場不對稱干預之估計 (1989:M5–2012:M2)

|                                 | k = 2               |                     |                     | k = 8               |                     |                     |
|---------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                                 | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 | (5)                 | (6)                 |
| $e_t^Q$                         | -0.134<br>(0.090)   |                     |                     | -0.127<br>(0.084)   |                     |                     |
| $e_t^{Q+}$                      |                     | 0.072<br>(0.119)    | 0.092<br>(0.111)    |                     | 0.103<br>(0.109)    | 0.121<br>(0.113)    |
| $e_t^{Q-}$                      |                     | -0.359<br>(0.160)** | -0.375<br>(0.154)** |                     | -0.354<br>(0.169)** | -0.396<br>(0.174)** |
| $e_{t-1}^{Q+}$                  |                     |                     | 0.158<br>(0.134)    |                     |                     | 0.122<br>(0.143)    |
| $e_{t-1}^{Q-}$                  |                     |                     | 0.054<br>(0.120)    |                     |                     | 0.087<br>(0.133)    |
| $e_{t-2}^{Q+}$                  |                     |                     | 0.194<br>(0.115)*   |                     |                     | 0.180<br>(0.139)    |
| $e_{t-2}^{Q-}$                  |                     |                     | 0.144<br>(0.120)    |                     |                     | 0.050<br>(0.113)    |
| $e_{t-3}^{Q+}$                  |                     |                     | 0.170<br>(0.096)*   |                     |                     | 0.101<br>(0.112)    |
| $e_{t-3}^{Q-}$                  |                     |                     | 0.013<br>(0.130)    |                     |                     | 0.059<br>(0.111)    |
| $e_{t-4}^{Q+}$                  |                     |                     | -0.193<br>(0.145)   |                     |                     | -0.096<br>(0.110)   |
| $e_{t-4}^{Q-}$                  |                     |                     | 0.150<br>(0.114)    |                     |                     | 0.094<br>(0.114)    |
| $FXI_{t-1}$                     | 0.437<br>(0.097)*** | 0.448<br>(0.093)*** | 0.349<br>(0.092)*** | 0.435<br>(0.097)*** | 0.448<br>(0.093)*** | 0.353<br>(0.094)*** |
| $FXI_{t-2}$                     |                     |                     | 0.112<br>(0.049)**  |                     |                     | 0.103<br>(0.052)**  |
| $FXI_{t-3}$                     |                     |                     | 0.164<br>(0.068)**  |                     |                     | 0.176<br>(0.077)**  |
| $FXI_{t-4}$                     |                     |                     | -0.002<br>(0.054)   |                     |                     | -0.009<br>(0.056)   |
| Constant                        | 0.314<br>(0.086)*** | 0.139<br>(0.102)    | 0.049<br>(0.181)    | 0.314<br>(0.085)*** | 0.128<br>(0.106)    | 0.008<br>(0.185)    |
| $\bar{R}^2$                     | 0.201               | 0.207               | 0.250               | 0.200               | 0.208               | 0.238               |
| $\chi^2(\beta_0^+ = \beta_0^-)$ |                     | 3.831               | 5.178               |                     | 3.742               | 4.384               |
| p-value                         |                     | 0.050               | 0.023               |                     | 0.053               | 0.036               |

註: 迴歸模型為  $FXI_t = \alpha + \sum_{j=1}^P \rho_j FXI_{t-j} + \sum_{i=0}^q (\beta_i^+ e_{t-i}^{Q+} + \beta_i^- e_{t-i}^{Q-}) + u_t$ , 被解釋變數  $FXI_t$  為央行外匯市場干預指標, 以央行剔除匯率影響因素的國外資產變動率衡量。括弧內為標準差。\*, \*\* 以及 \*\*\* 分別代表係數估計式具有10%, 5%和1%的顯著性。 $\chi^2$  為檢定不對稱干預 ( $\beta_0^+ = \beta_0^-$ ) 之檢定量, p-value 為其 p 值。

與升值衝擊 ( $e_t^{0-}$ ) 之下, 我們得到的估計值  $\hat{\beta}_0 < 0$ , 亦即, 央行執行的是阻升又阻貶的逆風干預, 然而此估計並不具顯著性。如果我們進一步考慮央行面對貶值衝擊與升值衝擊時會有不同反應, 則第 (2) 欄中的發現就饒富趣味。實證結果顯示,  $\hat{\beta}_0^+ \neq \hat{\beta}_0^-$  且根據  $\chi^2$  檢定, 我們可以拒絕  $\beta_0^+ = \beta_0^-$  的虛無假設, 亦即, 證據顯示央行在外匯市場上執行不對稱干預。

我們進一步分析可以發現, 央行在面對新台幣升值衝擊時, 一如預期的干預買匯:  $\hat{\beta}_0^- < 0$ , 且估計結果具統計顯著性。相反的, 當新台幣貶值時, 央行竟然也會買匯 ( $\hat{\beta}_0^+ > 0$ ), 這似乎暗示著「助貶」行為之存在。但是此 (可能的) 順風干預並不具統計上的顯著性, 因此, 根據我們在第3節的討論,  $\hat{\beta}_0^- < 0$  且具統計顯著性, 而  $\beta_0^+ = 0$  的虛無假設無法被拒絕, 意味著央行執行「阻升不阻貶」政策。上述實證結果並不因考慮  $p = q = 4$  而改變, 也不因估計 SVAR 模型時, 改變落後期數為  $k = 8$  而改變。簡言之, 根據 1989:M5–2012:M2 的資料, 我們發現央行「阻升不阻貶」的實證證據。

接下來, 我們將樣本分成兩個子樣本期間: 1989:M5–1998:M2, 以及 1998:M3–2012:M2, 藉以檢視央行匯率政策是否因不同總裁在位而不同。<sup>17</sup> 根據表3, 我們有如下幾個有趣的發現。首先, 第 (1)–(3) 欄中的點估計值與全樣本所得到的結果一致:  $\hat{\beta}_0 < 0$ ,  $\hat{\beta}_0^+ > 0$  而  $\hat{\beta}_0^- < 0$ 。然而, 三者均不具統計上的顯著性。事實上, 根據 1989:M5–1998:M2 的資料, 只有很小部分的央行國外資產變動可以被其落後項或是匯率衝擊所解釋 ( $\bar{R}^2 = 0.005$ )。這樣的結果似乎意味著, 在 1989:M5–1998:M2 之間, 央行對於外匯市場的干預極弱, 使得國外資產變動不但受到匯率衝擊的影響很小, 其持續性 (persistence) 亦很低。

相對的, 根據第 (4)–(6) 欄中的實證結果, 我們發現央行不對稱干預之證據 (拒絕虛無假設  $\beta_0^+ = \beta_0^-$ )。此外, 估計值  $\hat{\beta}_0^-$  顯著地為負, 而  $\hat{\beta}_0^+$  則不具統計顯著性。亦即, 實證證據顯示央行於 1998:M3 之後, 為了因應實質匯率衝擊而對於外匯市場的干預頗深, 且執行的是「阻升不阻貶」政策。

總而言之, 利用子樣本期間來作分析比較, 我們不難發現央行在 1998 年 3 月前後的匯率干預政策有很大的不同。在 1989 年 5 月到 1998 年 2 月,

<sup>17</sup> 在我們的樣本期間中的央行總裁分別為謝森中 (1989:M6–1994:M5), 梁國樹 (1994:M6–1995:M3), 許遠東 (1995:M3–1998:M2), 以及彭淮南 (1998:M2–迄今)。



表 3: 實證結果: 央行外匯市場不對稱干預之估計 (子樣本期間)

|                                 | 1989:M5-1998:M2 (k = 2) |                   |                    | 1998:M3-2012:M2 (k = 2) |                      |                      |
|---------------------------------|-------------------------|-------------------|--------------------|-------------------------|----------------------|----------------------|
|                                 | (1)                     | (2)               | (3)                | (4)                     | (5)                  | (6)                  |
| $e_t^Q$                         | -0.053<br>(0.123)       |                   |                    | -0.201<br>(0.097)**     |                      |                      |
| $e_t^{Q+}$                      |                         | 0.119<br>(0.173)  | 0.052<br>(0.166)   |                         | 0.041<br>(0.157)     | 0.115<br>(0.144)     |
| $e_t^{Q-}$                      |                         | -0.249<br>(0.232) | -0.232<br>(0.236)  |                         | -0.458<br>(0.156)*** | -0.483<br>(0.152)*** |
| $e_{t-1}^{Q+}$                  |                         |                   | 0.185<br>(0.182)   |                         |                      | 0.341<br>(0.155)**   |
| $e_{t-1}^{Q-}$                  |                         |                   | 0.163<br>(0.156)   |                         |                      | 0.007<br>(0.175)     |
| $e_{t-2}^{Q+}$                  |                         |                   | 0.157<br>(0.138)   |                         |                      | 0.254<br>(0.146)*    |
| $e_{t-2}^{Q-}$                  |                         |                   | 0.048<br>(0.182)   |                         |                      | 0.219<br>(0.148)*    |
| $e_{t-3}^{Q+}$                  |                         |                   | 0.241<br>(0.159)   |                         |                      | 0.161<br>(0.114)     |
| $e_{t-3}^{Q-}$                  |                         |                   | -0.248<br>(0.204)  |                         |                      | 0.173<br>(0.143)     |
| $e_{t-4}^{Q+}$                  |                         |                   | -0.478<br>(0.341)  |                         |                      | -0.028<br>(0.110)    |
| $e_{t-4}^{Q-}$                  |                         |                   | -0.118<br>(0.232)  |                         |                      | 0.291<br>(0.127)**   |
| $FXI_{t-1}$                     | 0.148<br>(0.145)        | 0.160<br>(0.141)  | 0.150<br>(0.132)   | 0.549<br>(0.082)***     | 0.556<br>(0.081)***  | 0.434<br>(0.101)***  |
| $FXI_{t-2}$                     |                         |                   | 0.022<br>(0.057)   |                         |                      | 0.186<br>(0.106)*    |
| $FXI_{t-3}$                     |                         |                   | 0.200<br>(0.089)** |                         |                      | 0.031<br>(0.111)     |
| $FXI_{t-4}$                     |                         |                   | 0.028<br>(0.063)   |                         |                      | -0.011<br>(0.067)    |
| Constant                        | 0.039<br>(0.137)        | -0.119<br>(0.193) | -0.197<br>(0.354)  | 0.393<br>(0.099)***     | 0.203<br>(0.123)*    | 0.078<br>(0.169)     |
| $\bar{R}^2$                     | 0.005                   | 0.004             | 0.005              | 0.333                   | 0.342                | 0.386                |
| $\chi^2(\beta_0^+ = \beta_0^-)$ |                         | 1.309             | 0.848              |                         | 3.802                | 6.549                |
| p-value                         |                         | 0.253             | 0.357              |                         | 0.051                | 0.010                |

註: 迴歸模型為  $FXI_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \rho_j FXI_{t-j} + \sum_{i=0}^q (\beta_i^+ e_{t-i}^{Q+} + \beta_i^- e_{t-i}^{Q-}) + u_t$ , 被解釋變數  $FXI_t$  為央行外匯市場干預指標, 以央行剔除匯率影響因素的國外資產變動率衡量。括弧內為標準差。\*, \*\* 以及 \*\*\* 分別代表係數估計式具有10%, 5%和1%的顯著性。 $\chi^2$  為檢定不對稱干預 ( $\beta_0^+ = \beta_0^-$ ) 之檢定量, p-value 為其 p 值。

沒有顯著證據證明央行會爲了因應實質匯率衝擊而干預外匯市場，亦即央行對於外匯市場的干預較小。反之，證據顯示在1998年3月之後，央行對於新台幣實質匯率確有顯著的「阻升不阻貶」之行爲。

## 6 穩健度分析

爲了測試我們的實證結果是否具有穩健度 (robustness)，我們考慮以下不同的設定。

1. 不同的央行干預指標衡量。我們在基準設定中，使用「已剔除匯率變動因素」的準備貨幣 (國外資產) 變動來建構央行干預指標衡量。在此，我們沿用過去文獻常見的央行干預指標：央行國外資產變動與外匯存底變動，以作爲央行干預指標的其他衡量方式。央行國外資產資料取自金融統計月報表 8，而外匯存底資料則取自金融統計月報表 1。<sup>18</sup> 我們將基準設定的央行干預指標 (FXI 1)，央行國外資產變動 (FXI 2)，以及外匯存底變動 (FXI 3) 畫在圖5中。這三個指標的相關係數分別爲：Corr(FXI 1, FXI 2)=0.57, Corr(FXI 1, FXI 3)=0.84, 以及 Corr(FXI 2, FXI 3)=0.62。
2. 不同的 SVAR 模型認定假設。在基準設定中，認定條件假設  $A_0$  矩陣中  $a_{65} = 0, a_{56} \neq 0$ 。亦即，基準設定假設原物料商品價格不會影響匯率，而原物料商品價格卻會受到匯率影響。在此，我們考慮一個對稱的設定： $a_{65} \neq 0, a_{56} = 0$  以檢查實證結果的穩健度。
3. 不同的原物料商品價格衡量。基準設定使用原物料商品價格指數 (不含燃料) 當作原物料商品價格衡量。我們將進一步使用原油價格 (世界均價) 來檢視實證結論是否會因此而不同。

表4報告穩健度分析的結果。其中，欄位 (a) 與 (b) 呈現以央行國外資產變動與外匯存底變動作爲央行干預指標的實證結果，而欄位 (c) 與 (d) 則是分別報告了設定  $a_{65} \neq 0, a_{56} = 0$  以及以原油價格當作原物料商品價格衡

<sup>18</sup>外匯存底可於央行統計資料 — 金融統計 — 重要金融指標取得；央行國外資產則由 AREMOS-FSM 取得 (code: ACBC@FOR.m)。

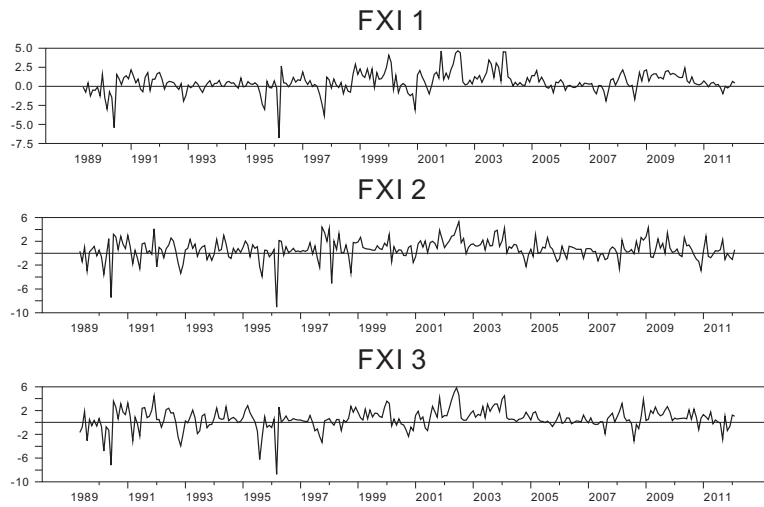


圖 5: 不同的央行干預指標衡量: FXI 1 (「已剔除匯率變動因素」的準備貨幣 (國外資產) 變動), FXI 2 (央行國外資產變動), FXI 3 (外匯存底變動)

量的估計值。一如之前分析, 我們把樣本分為全樣本 (1989:M5–2012:M2) 以及兩個子樣本 (1989:M5–1998:M2, 1998:M3–2012:M2)。表 4 的結果顯示, 我們之前的主要實證結論具有相當之穩健性, 在 1998 年 3 月之後, 除了欄位 (a) 之外, 欄位 (c) 以及 (d) 都發現央行明確地「阻升不阻貶」, 而欄位 (b) 甚至有顯著「助貶阻升」( $\hat{\beta}_0^+ > 0$ ,  $\hat{\beta}_0^- < 0$ ) 之證據。至於在 1989 年 5 月到 1998 年 2 月, 實證結果則呈現若干差距: 欄位 (a) 與 (b) 發現央行在面對貶值衝擊時 ( $e_t^D > 0$ ), 有顯著「助貶」行為 ( $\hat{\beta}_0^+ > 0$ ), 而欄位 (c) 與 (d) 則沒有發現央行顯著干預匯市之證據。

## 7 名目匯率與不對稱干預

在基準設定中, 我們假設央行干預政策會因應實質匯率衝擊。其理由在於, 如果央行干預匯市的目的是為了影響出口與經濟成長等實質經濟活動, 央行應該會重視的是實質匯率。然而, 央行亦可能只是單純追求名目匯率穩定。因此, 我們在此考慮另外一個可能性, 假設央行買賣外匯干預時, 所考慮的是名目匯率衝擊。我們所使用的名目有效匯率資料也是取自 BIS。

表 4: 穩健度分析

|                                 | (a)                  |                     |                     | (b)                  |                     |                     |
|---------------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|                                 | 1989:M5–<br>2012:M12 | 1989:M5–<br>1998:M2 | 1998:M3–<br>2012:M2 | 1989:M5–<br>2012:M12 | 1989:M5–<br>1998:M2 | 1998:M3–<br>2012:M2 |
| $e_t^{Q+}$                      | 0.61<br>(0.20)***    | 1.30<br>(0.23)***   | 0.02<br>(0.20)      | 0.42<br>(0.17)***    | 0.54<br>(0.33)*     | 0.36<br>(0.19)**    |
| $e_t^{Q-}$                      | 0.33<br>(0.24)       | 0.46<br>(0.29)      | 0.10<br>(0.25)      | -0.20<br>(0.21)      | -0.005<br>(0.33)    | -0.33<br>(0.17)**   |
| $FXI_{t-1}$                     | 0.05<br>(0.09)       | -0.15<br>(0.08)*    | 0.25<br>(0.10)***   | 0.37<br>(0.10)***    | 0.18<br>(0.13)      | 0.53<br>(0.09)***   |
| Constant                        | 0.49<br>(0.17)***    | -0.03<br>(0.26)     | 0.67<br>(0.20)***   | 0.14<br>(0.16)       | -0.14<br>(0.32)     | 0.18<br>(0.14)      |
| $\bar{R}^2$                     | 0.08                 | 0.23                | 0.06                | 0.14                 | 0.04                | 0.29                |
| $\chi^2(\beta_0^+ = \beta_0^-)$ | 0.65                 | 4.00                | 0.04                | 3.78                 | 1.04                | 5.15                |
| $p$ -value                      | 0.42                 | 0.05                | 0.84                | 0.05                 | 0.31                | 0.02                |
|                                 | (c)                  |                     |                     | (d)                  |                     |                     |
|                                 | 1989:M5–<br>2012:M12 | 1989:M5–<br>1998:M2 | 1998:M3–<br>2012:M2 | 1989:M5–<br>2012:M12 | 1989:M5–<br>1998:M2 | 1998:M3–<br>2012:M2 |
| $e_t^{Q+}$                      | 0.07<br>(0.12)       | 0.12<br>(0.17)      | 0.04<br>(0.16)      | 0.05<br>(0.12)       | 0.10<br>(0.17)      | 0.01<br>(0.15)      |
| $e_t^{Q-}$                      | -0.36<br>(0.16)**    | -0.25<br>(0.23)     | -0.46<br>(0.16)***  | -0.38<br>(0.16)**    | -0.31<br>(0.26)     | -0.41<br>(0.15)***  |
| $FXI_{t-1}$                     | 0.45<br>(0.09)***    | 0.16<br>(0.14)      | 0.56<br>(0.08)***   | 0.44<br>(0.09)***    | 0.16<br>(0.14)      | 0.55<br>(0.08)***   |
| Constant                        | 0.14<br>(0.10)       | -0.12<br>(0.19)     | 0.21<br>(0.12)*     | 0.15<br>(0.10)       | -0.13<br>(0.21)     | 0.23<br>(0.12)**    |
| $\bar{R}^2$                     | 0.21                 | 0.004               | 0.34                | 0.21                 | 0.01                | 0.34                |
| $\chi^2(\beta_0^+ = \beta_0^-)$ | 3.79                 | 1.33                | 3.70                | 3.62                 | 1.37                | 2.95                |
| $p$ -value                      | 0.05                 | 0.25                | 0.05                | 0.06                 | 0.24                | 0.09                |

註: (a) 央行外匯市場干預指標以央行國外資產變動率衡量; (b) 央行外匯市場干預指標以央行外匯存底變動率衡量; (c) 認定條件為:  $a_{65} \neq 0, a_{56} = 0$ ; (d) 原物料商品價格以原油價格 (世界平均) 衡量。括弧內為標準差。\*, \*\* 以及 \*\*\* 分別代表係數估計式具有10%, 5% 和1% 的顯著性。 $\chi^2$  為檢定不對稱干預 ( $\beta_0^+ = \beta_0^-$ ) 之檢定量,  $p$ -value 為其  $p$  值。

圖6畫出取對數後之 (間接報價) 新台幣名目有效匯率 (實線) 與新台幣實質有效匯率 (虛線), 兩變數的相關係數為0.984。

我們將央行因應名目匯率衝擊之實證結果報告於表5中。根據 AIC 與 BIC, SVAR 的最適落後期數為  $k = 2$ 。在此我們僅報告  $q = 0$  以及  $p = 1$  下的結果, 但是考慮不同的  $p, q$  設定不會明顯影響結論。我們可由表5發

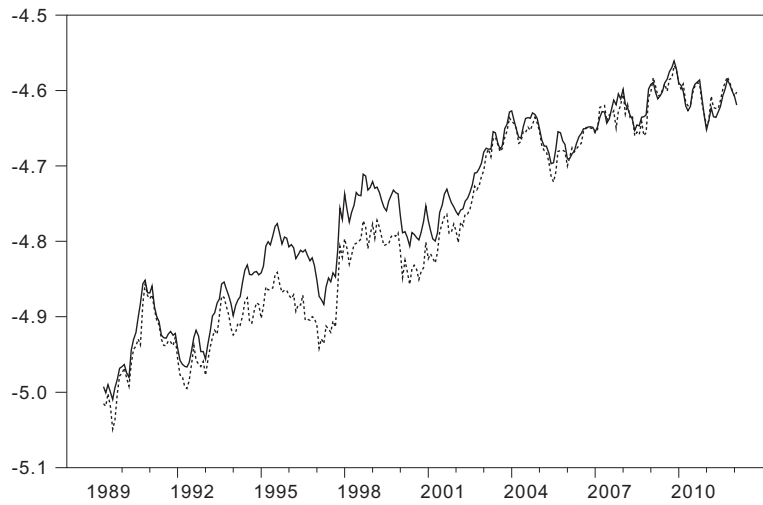


圖 6: 新台幣名目有效匯率 (實線) vs. 新台幣實質有效匯率 (虛線)

表 5: 考慮名目有效匯率衝擊

|                                 | (1)                 | (2)               | (3)                  |
|---------------------------------|---------------------|-------------------|----------------------|
|                                 | 1989:M5–2012:M2     | 1989:M5–1998:M2   | 1998:M3–2012:M2      |
| $e_t^{Q+}$                      | 0.112<br>(0.105)    | 0.206<br>(0.156)  | 0.096<br>(0.147)     |
| $e_t^{Q-}$                      | -0.352<br>(0.168)** | -0.241<br>(0.227) | -0.535<br>(0.181)*** |
| $FXI_{t-1}$                     | 0.454<br>(0.094)*** | 0.158<br>(0.144)  | 0.573<br>(0.080)***  |
| Constant                        | 0.125<br>(0.113)    | -0.153<br>(0.198) | 0.145<br>(0.138)     |
| $\bar{R}^2$                     | 0.206               | 0.007             | 0.349                |
| $\chi^2(\beta_0^+ = \beta_0^-)$ | 4.073               | 1.843             | 5.276                |
| $p$ -value                      | 0.044               | 0.175             | 0.022                |

註: 括弧內為標準差。\*, \*\* 以及 \*\*\* 分別代表係數估計式具有10%, 5%和1%的顯著性。 $\chi^2$  為檢定不對稱干預 ( $\beta_0^+ = \beta_0^-$ ) 之檢定量,  $p$ -value 為其  $p$  值。

現, 實證結果與我們的主要結果一致: 央行在 1989:M5–1998:M2 並未顯著干預外匯市場, 而在 1998 年 3 月之後, 我們發現央行「阻升不阻貶」的顯著證據。

## 8 結語

本文的目的在於檢視台灣央行是否在外匯市場執行不對稱干預政策。我們先以結構性自我向量迴歸 (SVAR) 模型認定出外生的結構性匯率衝擊 (structural exchange rate shock), 然後將其分解成升值衝擊 (appreciation shock) 與貶值衝擊 (depreciation shock), 藉以進一步探討央行是否在外匯市場上採用不對稱的匯率干預政策。

我們檢視 1989:M5–2012:M2 的月資料。實證結果發現, 如果匯率干預政策是爲了因應實質匯率衝擊, 央行在 1998 年 3 月前後的匯率干預政策有很大的不同。在 1989 年 5 月到 1998 年 2 月之間, 央行對於外匯市場的干預較小。反之, 證據顯示在 1998 年 3 月之後, 央行確有顯著的「阻升不阻貶」之行爲。而以全樣本期間 1989:M5–2012:M2 的資料來看, 整體而言我們發現央行「阻升不阻貶」的實證證據。以上結論不因假設匯率干預政策是爲了因應名目匯率衝擊而不同。

值得再次強調的是, 我們以迴歸模型來分析央行是否「阻升不阻貶」, 而迴歸分析所探討的是條件均數 (conditional mean) 的概念。因此, 當我們做出「央行阻升不阻貶」的結論時, 並不代表字面上 (literally) 的意義: 「央行在外匯市場只阻止升值, 不阻止貶值」。相反的, 當我們以迴歸分析發現「央行阻升不阻貶」時, 是指平均而言, 央行干預外匯市場 (買賣外匯) 的「平均行爲」顯著地受到新台幣升值衝擊影響, 反之, 則代表該「平均行爲」不會顯著地受到新台幣貶值衝擊影響。此外, 本文的目的在於透過實證分析 (positive analysis) 檢視央行是否「阻升不阻貶」, 但是並不意圖給予此政策規範分析 (normative analysis)。

最後, 由於台灣央行並未公佈匯市干預之歷史資料。在無法取得實際干預資料的情況下, 我們只能遵循目前我們所知文獻中最好的做法, 利用已剔除匯率變動因素的「準備貨幣增減因素 — 國外資產」來作爲央行干預的替代變數。基於資料的侷限性, 我們必須提醒讀者小心地詮釋本文的實證結果。我們要在這呼應陳旭昇與吳聰敏 (2008) 的建議以及黃惠君等 (2012) 的「部分」建議,<sup>19</sup> 期待央行能夠公布歷史干預資料。

<sup>19</sup>由於黃惠君等 (2012) 的作者中包含央行官員 (黃慧君與汪建南), 是故對此建議有「不同意見表達」。

根據黃惠君等 (2012) 結論中的「不同意見表達」, 作者首先洋洋灑灑地引用一堆國外學者研究 (Vitale, 1999, p. 247), (Neely, 2001, p. 7), (Ferré and Manzano, 2009, p. 379 and 387), 認為「央行匯率政策有多元性考量, 常不宜揭露干預資訊, 且揭露可能會影響市場預期」。但是這樣的說詞顯然是在混淆視聽, 因為過去文獻如 (陳旭昇與吳聰敏, 2008, 頁 176) 是在呼籲央行公佈外匯市場干預的「歷史資料」, 而非要求央行公布其「近期, 即期或未來」明確的干預目標值或是操作狀況等干預資料。經我們仔細閱讀作者所提及的文獻, 我們並不會在上述那些研究中讀到任何論點主張央行不該公布外匯市場干預的「歷史資料」。事實上, 黃惠君等 (2012) 引用了 Sarno and Taylor (2001) 的說明, 強調央行是否應該採取秘密干預 (亦即不公布即期干預目標值或是操作狀況等干預資料), 在文獻上存在正反兩面意見, 然而, 黃惠君等 (2012) 卻忽略了 Sarno and Taylor (2001) 亦提及央行不願公布干預歷史資料的行為令人難以理解:

“While arguments may exist in favor of the secrecy of official intervention, it is unclear why central banks have not been interested for a long time in releasing data to researchers ex post,”  
— (Sarno and Taylor, 2001, p. 851)

再者, 作者又說, 「用歷史干預資訊評估匯率政策, 因管理浮動匯率政策的多元性考量, 不易公允掌握其複雜隱密的動機。」這樣的說法也令人費解。事實上, 我們對於央行有何「複雜隱密的動機」不感興趣, 從學術研究的角度來看, 我們感興趣的是諸如「央行的匯率干預政策是否有效?」「央行是否阻升不阻貶?」「央行干預政策的利得 (或損失) 有多高?」等實事求是之問題。因此, 透過公布干預的「歷史資料」, 可以讓學者掌握更多資訊來探討這些議題。

基本上, 如果是近期資料, 或許為了維持干預政策之有效性, 或是避免影響市場預期, 央行不便公布相關資訊, 這可以體諒; 但是一如 Sarno and Taylor (2001) 的質疑, 我們無法理解為何台灣央行不願公布外匯買賣的歷史資料。事實上, 不侷限於先進國家, 世界上有許多國家 (包含開發中國家) 的央行已經公布外匯干預的歷史資料, 舉例來說, 如澳洲, 瑞士, 德國, 義大利, 日本, 墨西哥, 土耳其以及美國等國家, 都公布該國外匯市場干預的歷

史資料,而這些資料也都可以輕易地在美國聖路易斯 FED 的研究部門網站 (Federal Reserve Economic Data, FRED) 取得。公布這些歷史資料,顯然沒有為這些國家帶來任何明顯的危害。因此,我們依然要不厭其煩地呼籲央行能夠公布外匯干預買賣的歷史資料,俾利學術界對於新台幣匯率動態以及央行匯率政策之研究。

#### 參考文獻

- 王泓仁 (2005), “台幣匯率對我國經濟金融活動之影響,” 《中央銀行季刊》, 27, 13–46。(Wang, Hung-Jen (2005), “The Impacts of NT Dollar Exchange Rates on Taiwan’s Economy,” *Quarterly Reviews*, Central Bank of the Republic of China (Taiwan), 27, 13–46.)
- 吳致寧, 李慶男, 張志揚, 林依伶, 陳佩玗, 與林雅淇 (2011), “再論台灣非線性利率法則,” 《經濟論文》, 39, 307–338。(Wu, Jyh-Lin, Ching-Nun Lee, Chih-Yang Chang, Yi-Ling Lin, Pei-Yu Chen, and Ya-Chi Lin (2011), “The Re-Examination of the Non-linear Interest Rate Rule in Taiwan,” *Academia Economic Papers*, 39, 307–338.)
- 沈中華與徐千婷 (2000), “權衡性貨幣回饋法則: 以台灣為例,” 《經濟論文》, 28, 339–367。(Shen, Chung-Hua and Sarah Chien-ting Hsu (2000), “Discretionary Monetary Feedback Rule: The Taiwan Case,” *Academia Economic Papers*, 28, 339–367.)
- 林依伶, 張志揚, 與陳佩玗 (2012), “台灣利率法則之實證研究 — 考慮匯率變動之不對稱性效果,” 《中央銀行季刊》, 34, 39–62。(Lin, Yi-Ling, Chih-Yang Chang, and Pei-Yu Chen (2012), “An Empirical Investigation on Taiwan’s Asymmetric Interest Rate Policy Rules,” *Quarterly Reviews*, Central Bank of the Republic of China (Taiwan), 34, 39–62.)
- 姚睿, 朱俊虹, 與吳俊毅 (2010), “台灣泰勒法則估計之資料訊息問題,” 《台灣經濟預測與政策》, 41, 85–119。(Yau, Ruey, Chun-Hung Chu, and Jyun-Yi Wu (2010), “The Real-time Information Problem in Estimating Taiwan’s Taylor Rules,” *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 41, 85–119.)



- 張元晨 (2007), “銀行間新台幣兌美元外匯交易流動性與交易成本的分析: 台北與元太外匯經紀公司的比較,” 《中山管理評論》, 15, 299–322。(Chang, Yuan-Chen (2007), “Liquidity and Trading Costs in the NTD/USD Interbank Foreign Exchange Market: Taipei versus Cosmos inc.,” *Sun Yat-Sen Management Review*, 15, 299–322.)
- 陳旭昇與吳聰敏 (2008), “台灣匯率制度初探,” 《經濟論文叢刊》, 36, 147–182。(Chen, Shiu-Sheng and Tsong-Min Wu (2008), “An Investigation of Exchange Rate Policy in Taiwan,” *Taiwan Economic Review*, 36, 147–182.)
- (2010), “台灣貨幣政策法則之檢視,” 《經濟論文》, 38, 33–59。(Chen, Shiu-Sheng and Tsong-Min Wu (2010), “Assessing Monetary Policy in Taiwan,” *Academia Economic Papers*, 38, 33–59.)
- 黃惠君, 吳致寧, 汪建南, 與吳若瑋 (2012), “再探台灣匯率制度,” 《經濟論文叢刊》, 40, 261–288。(Wu, Jyh-Lin, Hui-Chun Huang, Chien-Nan Wang, and Ro-Wei Wu (2012), “Revisiting to Taiwan’s Foreign Exchange Rate Policies,” *Taiwan Economic Review*, 40, 261–288.)
- 楊雅惠與許嘉棟 (2005), “新台幣匯率與央行干預行為,” 《台灣經濟預測與政策》, 35, 23–41。(Yang, Ya-Hwei and Jia-Dong Shea (2005), “The New Taiwan Dollar Exchange Rate and Central Bank Intervention,” *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 35, 23–41.)
- Bernanke, Ben S. (2010), “Rebalancing the Global Recovery,” *Sixth European Central Bank Central Banking Conference, Frankfurt, Germany*.
- Eichenbaum, Martin and Charles L. Evans (1995), “Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates,” *Quarterly Journal of Economics*, 110, 975–1009.
- Ferré, Montserrat and Carolina Manzano (2009), “When Do Central Banks Prefer to Intervene Secretly?” *International Journal of Finance and Economics*, 14, 378–393.
- Gordon, David B. and Eric M. Leeper (1994), “The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification,” *Journal of Political Economy*, 102, 1228–1247.
- Gottschalk, Jan (2001), “An Introduction Into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR Models,” Kiel

- Working Papers 1072, Kiel Institute for the World Economy, URL: <http://ideas.repec.org/p/kiel/kieliw/1072.html>.
- Hanson, Michael S. (2004), "The 'Price Puzzle' Reconsidered," *Journal of Monetary Economics*, 51, 1385–1413.
- Keating, John W. (1992), "Structural Approaches to Vector Autoregressions," *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 37–57.
- Kim, Soyoung (1999), "Do Monetary Policy Shocks Matter in the G-7 Countries? Using Common Identifying Assumptions About Monetary Policy Across Countries," *Journal of International Economics*, 48, 387–412.
- (2003), "Monetary Policy, Foreign Exchange Intervention, and the Exchange Rate in A Unifying Framework," *Journal of International Economics*, 60, 355–386.
- Kim, Soyoung and Roubini Nouriel (2000), "Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with A Structural VAR Approach," *Journal of Monetary Economics*, 45, 561–586.
- (2008), "Twin Deficit Or Twin Divergence? Fiscal Policy, Current Account, and Real Exchange Rate in the U.S.," *Journal of International Economics*, 74, 362–383.
- Lee, Hsiu-Yun and Hung-Pin Lai (2011), "A Structural Threshold Model of the Exchange Rate Under Optimal Intervention," *Journal of International Money and Finance*, 30, 931–946.
- Leeper, Eric M., Christopher A. Sims, and Tao Zha (1996), "What Does Monetary Policy Do?" *Brookings Papers on Economic Activity*, 27, 1–78.
- Neely, Christopher J. (2001), "The Practice of Central Bank Intervention: Looking Under the Hood," *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, 83, 1–10.
- Ouyang, Alice Y. and Ramkishen S. Rajan (2011), "Reserve Accumulation and Monetary Sterilization in Singapore and Taiwan," *Applied Economics*, 43, 2015–2031.
- Sarno, Lucio and Mark P. Taylor (2001), "Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If So, How Does It Work?" *Journal of Economic Literature*, 39, 839–868.
- Shen, Chung-Hua and Shyh-Wei Chen (2004), "Long Swing in Appreciation and Short Swing in Depreciation and Does the Market Not Know it? — The Case of Taiwan," *International Economic Journal*, 18, 195–213.

Sims, Christopher A. and Tao Zha (2006), “Does Monetary Policy Generate Recessions?” *Macroeconomic Dynamics*, 10, 231–272.

Vitale, Paolo (1999), “Sterilised Central Bank Intervention in the Foreign Exchange Market,” *Journal of International Economics*, 49, 245–267.

投稿日期: 2012年6月5日, 接受日期: 2012年11月1日

## Does the Central Bank of Taiwan Intervene in the Foreign Exchange Market Asymmetrically?

Shiu-Sheng Chen

*Department of Economics, National Taiwan University*

This paper investigates whether the Central Bank of the Republic of China (Taiwan) intervenes in the foreign exchange market asymmetrically. After identifying the structural exchange rate shocks using a structural VAR model, we decompose the exchange rate shocks into positive shocks (depreciation shocks) and negative shocks (appreciation shocks). We then examine whether depreciation and appreciation shocks have asymmetric effects on official intervention in the foreign exchange market. We confirm the existence of an asymmetry in central bank foreign exchange intervention responses to currency appreciations versus depreciations in Taiwan.

Keywords: asymmetric intervention, central bank.

JEL classification: F31; E58