

## 小型開放經濟下央行的匯市干預與管理浮動匯率制度

吳 博 欽

中原大學國際貿易學系  
中壢市普仁 22 號

潘 聖 潔

中國技術學院國際貿易學系  
台北市文山區興隆路 3 段 56 號

(Received: August 27, 2003; Accepted: November 5, 2003)

### 摘要

本文利用小型開放經濟模型建立我國央行外匯市場干預（直接干預、沖銷干預及間接干預）的「量化」指標，並探討其採行管理浮動匯率制度的內涵。實證上應用三階段最小平方法進行估計，並以 1990 年至 2002 年間的月資料進行分析。結果顯示近十三年來央行的平均直接干預指數為 0.7106，平均沖銷干預指數為 0.6585，說明央行明顯進行外匯市場干預，讓匯價緩慢朝向其長期均衡值收斂。在 1996 至 2002 年期間，央行在台海飛彈危機、亞洲金融風暴、兩國論與核四停建等事件都採取逆風而立的高度干預政策，並視事件的嚴重性與持續期間長短採取不同的干預政策，其中以亞洲金融風暴期間的干預程度最大。

關鍵詞：外匯市場壓力，直（間）接與沖銷干預係數，三階段最小平方法。

### 壹、緒論

自 1973 年布列頓森林體制(Bretton Woods System)崩潰後，固定匯率制度瓦解，世界主要工業國家紛紛改採浮動匯率制度，藉由價格機能的運作，以達到外匯市場均衡。由於價格機能加重匯率的波動性，影響各國經濟的穩定，迫使貨幣當局積極介入外匯市場干預匯率，以穩定匯率，故各國乃逐漸修正為管理浮動匯率制度(managed floating exchange rate system)。

在管理浮動匯率制度下，匯率與外匯準備會同時變動，政府藉由買賣外匯以直接干預(direct intervention)匯率的行為勢必導致國內貨幣供給的變動，進而影響國內的就業與物價。為避免直接干預匯市而影響國內貨幣市場的穩定，貨幣當局經常同時透過公開市場操作以影響國內信用水準，消弭外匯準備增減變動對國內貨幣供給的影響。由於買賣

債券會改變國內利率水準，引起國際資本移動，並導致國內經濟產生變化。因此，最適的匯率與匯率政策是相當難以掌控的，必須視經濟結構、外生干擾因素與政策當局的目的而定(Boyer, 1978; Roper and Turnovsky, 1980; O'Connell, 1986)。以台灣為例，經濟發展以出口導向的對外貿易為主，經濟成長極為依賴美國消費市場所帶來的順差，故美元波動將造成我國匯率的運動，加以兩岸情勢不穩定的干擾，我國央行在穩定匯率的目標下，所面對的外匯市場壓力(exchange market pressure，簡稱EMP)、干預匯市程度與管理浮動匯率制度的內涵如何均是本文欲研究的方向。

Girton and Roper (1976)首先提出外匯市場壓力的概念，將其定義為外匯市場超額供需的總量，並以貨幣學派的模型估算之。此後，許多研究均以 Girton and Roper 的概念進行實證分析 (Kim, 1985；蔡麗玲，1989；Burdekin and Burkett，

1990；Lee and Wohar，1992）。然而Girton and Roper的理論基礎為高度限制的貨幣模型，視兩國利差為外生變數，且資產為完全替代，使外匯市場壓力指標無法應用於其他理論模型中。Eichengreen, et al. (1995)認為利率高低會導致國際間投機性資本的移動，進而影響各國匯率變動，故應該將利率變動視為內生變數<sup>1</sup>。Eric et al. (2001)則認為央行採取公開市場買進操作，一方面使證券價格上升，利率下降；另一方面社會大眾的財富因持有的證券價格上揚而增加，將增加消費，刺激投資與提升產出。因此，在貨幣學派的理論模型中額外加入財富因素，重新推導外匯市場壓力的公式。

在干預指標方面，由於各國央行多數不願承認干預匯市的行動或公佈匯市干預的數量，故國內文獻多數以外匯存底變動為央行干預指標的替代變數（楊碧人，1985；黃瓊如，1992；張淑菁，1994；謝豐鎮，1997；吳宗欣，1999），並選擇匯率變動、落後期干預、國內外利率差距、實質有效匯率指數、匯市買賣超金額等變數，分析其對干預指標的影響。然而外匯存底的變化並非只反映央行的干預行為，尚且包括經常帳、資本帳與金融帳的變動，故外匯存底變動並非干預行為的合適替代變數。

其後Weymark (1997)接受Girton and Roper對外匯市場壓力的定義，認為唯有透過匯率的「價格」調整，或外匯準備的「數量」調整，才能消除外匯市場的超額供需。由於Girton and Roper以本國信用創造影響貨幣供給為出發點，視國外因素為外生變數，且只著重在國內交易市場對外匯所產生的供需上。有鑑於此，Weymark以小型開放經濟模型，將國外利率等因素視為內生變數，另發展出衡量干預程度的指標。該干預指數是外匯干預可直接觀察的數量除以修正Girton and Roper的外匯市場壓力之數值，亦即外匯市場壓力在外匯市場干預下被減

輕的比例。它的優點在於包含所有可能的管理浮動匯率制度，且可應用於衡量多邊干預活動上。由於外匯市場壓力無法直接取得觀察資料，必須由特定的經濟模型估算出。

此外，為了避免本國貨幣因外匯市場失衡而產生貶值，央行會賣出國際準備，此舉卻造成國內貨幣供給減少，利率上升，不利經濟發展。因此，央行經常在進行匯市干預的同時，會在貨幣市場採取反向操作，增加貨幣供給，形成所謂的沖銷性干預(sterilized intervention)。Obstfeld (1983)，Rogoff (1984)，Loopesko (1984)，Natividad (1990)及Flood and Marion (1996)均以風險貼水的觀念，證明在資產具有不完全替代性下，沖銷干預政策將會有效影響匯率。

綜合上述，本文應用Weymark (1997)所建立的小型開放總體經濟模型<sup>2</sup>，衡量我國央行利用不同干預政策(含直接干預、沖銷干預及間接干預活動)所產生的外匯市場壓力及外匯干預指數。其次，根據實證分析所獲得的干預指標，評估我國央行在幾次重大事件發生時所面對通貨危機的規模，及採行管理浮動匯率制度的內涵。

本文後續內容如下，第二節介紹實證模型並推導各種外匯市場壓力與干預指標，作為實證分析的依據。第三節為資料來源與實證方法。第四節為實證結果分析。最後為結論與建議。

## 貳、實證模型

依據Girton and Roper (1976)的定義，當外匯市場中對本國貨幣有超額需求（供給）時，即產生本國貨幣升（貶）值壓力，央行會透過調整匯率或外匯準備的方式，消除外匯市場失衡的狀況。因此，外匯市場壓力是由匯率變動與外匯準備變動所組成的。然而，在開放的經濟體系中，許多外生干擾因

<sup>1</sup> 有一些研究認為利率不應該作為計算外匯市場壓力指數的成分，其理由包括：(1)許多開發中國家利率資料並不完整(Sachs, et al., 1996)；(2)一國因通貨危機而遭受攻擊時，會面臨貨幣貶值與外匯存底減少的情形，然而利率上升導致外匯存底減少與貨幣貶值，兩者相關性很大(Giancarlo, et al., 1998)；(3)許多開發中國家的利率水準常受政府干預而非由市場機制決定(Kaminsky, et al., 1998；龔尚智與李宗培，1999)，故以匯率變動率與外匯準備變動率的加權平均值，並以樣本期間的匯率變動率與外匯準備變動率的標準差之倒數作為權數。但台灣在1990至2001年期間並不存在這些現象。

<sup>2</sup> Weymark (1995, 1997), Siso and Sweeney (1996)均利用類似的模型進行相關的分析。儘管小型開放經濟模型的設定方式相當多，然而本文的目的在於嘗試將央行的干預行為予以量化，且Weymark模型的設定尚稱合理，故以該模型進行分析，未來或許可改用其他模型以評估之。

素會間接影響匯率，故必須透過適當的模型將這些因素納入考量，以期更精確地計算出央行干預匯率所需調整外匯準備的最適權數。至於干預指標是以外匯市場壓力為中心，定義為外匯準備變動與外匯市場壓力變動的比例，或者消除一單位外匯市場壓力需動用多少單位的外匯準備。

## 一、小型開放總體經濟模型

為了衡量我國央行在各種干預政策下的外匯市場壓力與外匯市場干預指數，本文應用 Weymark (1997)所建立的小型開放經濟模型進行推導。其取對數後的模型內容如下：

$$y_t = \bar{y} + \alpha \{p_t - E[p_t | t-1]\} + v_t^y \quad (1)$$

$$p_t = a_t p_t^n + (1-a_t) p_t^{tr} \quad (2)$$

$$p_t^{tr} = p_t^* + e_t \quad (3)$$

$$i_t = i_t^* + E[e_{t+1}|t] - e_t \quad (4)$$

$$m_t^d = p_t + b_1 y_t - b_2 i_t + v_t^m \quad (5)$$

$$m_t^s = m_{t-1}^s + \Delta d_t + \Delta r_t \quad (6)$$

$$\Delta r_t = -\rho_t \Delta e_t \quad (7)$$

其中  $t$  為時間， $y_t$  為國內實質產出， $\bar{y}$  為國內實質產出的平均值， $p_t$  為國內物價水準， $p_t^n$  為非貿易財價格， $p_t^{tr}$  為貿易財價格， $i_t$  為國內的利率水準， $i_t^*$  為國外利率， $e_t$  為匯率水準，即一單位外國貨幣兌換本國貨幣單位數量。 $m_t^d$  和  $m_t^s$  分別代表貨幣需求與供給， $\Delta d_t$  為國內信用的變動數量， $\Delta r_t$  為外匯準備的變動數量， $v_t$  為隨機變數，右上角  $y$  與  $m$  則分別定義為產出與貨幣需求的隨機項。 $E$  為預期因子，利用(t-1)其資訊對相關變數 ( $p_t$  與  $e_t$ ) 作預期。

(1)式為財貨市場均衡式，說明產出與未預期的國內物價水準呈正相關；(2)式定義本國物價為貿易財價格與非貿易財價格的加權平均值，此將有助於推估多邊干預指標；(3)式為由貿易財價格所形成的

購買力評價說(purchasing power parity)；(4)式為在國內外資產為完全替代及理性預期的假設下，未拋補利率評價說(uncovered interest rate parity)；(5)式表示本國貨幣需求決定於國內物價、產出及利率水準；(6)式說明當期貨幣供給為其前期貨幣存量、當期國內信用變動及當期外匯準備變動數量的加總；(7)式說明貨幣當局為反映匯率變動，所需付出外匯準備的變動數量。(6)與(7)式提供在開放經濟體系下，探討最適政策研究中對貨幣供給的設定進行修正。不同於其它探討最適干預的研究，此模型未將所有國內信用變動視為干預活動的形式。此外，(7)式也不同於以往標準的政策反應函數之設定，允許反應係數( $-\rho_t$ )隨時間而變動。

將(1)至(4)代入(5)式的貨幣需求方程式，並利用(6)式，可獲的貨幣市場均衡式(8)

$$\begin{aligned} \Delta d_t + \Delta r_t &= a_t(1+ab_1)\Delta p_t^n + (1-a_t)(1+ab_1)\Delta p_t^* \\ &+ [b_2 + (1-a_t)(1+ab_1)]\Delta e_t - b_2\Delta i_t^* - b_2\Delta E[e_{t+1}|t] \\ &- a_t\alpha b_1\Delta E[p_t^n|t-1] - (1-a_t)\alpha b_1\Delta E[p_t^*|t-1] \\ &+ (1-a_t)\Delta E[e_t|t-1] + u_t \end{aligned} \quad (8)$$

其中  $u_t = b\Delta v_t^y + \Delta v_t^m$

為了瞭解如何調整匯率才能使貨幣市場回復均衡。將(7)式代入(8)式，可得到(9)式

$$\Delta e_t = \frac{1}{\beta_t} \{X_t - b_2\Delta E[e_{t+1}|t] - (1-a_t)\alpha b_1\Delta E[e_t|t-1]\} \quad (9)$$

其中  $\beta_t = -[\rho_t + b_2 + (1-a_t)(1+ab_1)]$

$$\begin{aligned} X_t &= [a_t(1+\alpha b_1)\Delta P_t^n + (1-a_t)(1+\alpha b_1)\Delta P_t^* \\ &- a_t\alpha b_1\Delta E[p_t^n|t-1] - b_2\Delta i_t^* - (1-a_t)\alpha b_1\Delta E[p_t^*|t-1] \\ &+ u_t - \Delta d_t] \end{aligned}$$

由(9)式可知，匯率變化由國內非貿易財價格的變化( $\Delta p_t^n$ )、國外價格的變化( $\Delta p_t^*$ )、國外利率的變化( $\Delta i_t^*$ )、國內信用的變化( $\Delta d_t$ )、隨機產出( $\Delta v_t^y$ )及貨幣

需求干擾( $\Delta v_t^m$ )，政策當局對 $\rho_t$ 的選擇以及結構參數( $b_1$ 、 $b_2$ 、 $a_t$ 、 $\alpha$ )聯合決定。

## 二、外匯市場壓力與干預指標

### 1. 直接干預

直接干預是指央行僅以外匯準備進行買賣而干預匯價，此時國內貨幣供給與外匯準備間存在對應關係，且國內利率因受到貨幣供給的影響而改變，但央行不會利用改變國內信用以影響匯率。根據前述Girton and Roper (1976)的定義，外匯市場壓力是由匯率與外匯準備的變動所組成，故可表示為：

$$EMP_t = \Delta_{et} + \eta_t \Delta_{rt} \quad (10)$$

其中 $\Delta_{rt}$ 為外匯準備變動數量， $\eta_t = -\partial \Delta e_t / \partial \Delta r_t$ 為特定模型下的轉換因子<sup>3</sup>(model-specific conversion factor)，亦即外匯準備變動一單位對匯率的影響，經由 $\eta_t$ 可將匯率及外匯準備合成一個代表外部失衡的單一衡量指標。換言之，外匯市場壓力表示外匯市場的超額供需必須經由匯率與外匯存底變動將其消除。

利用(10)式即可定義出直接干預指標( $\omega_t$ )為：

$$\omega_t = \frac{\eta_t \Delta_{rt}}{EMP_t} \text{ 或 } \omega_t = \frac{\Delta_{rt}}{1 / \eta_t \Delta_{et} + \Delta_{rt}} \quad (11)$$

(11)式表示外匯市場壓力經由干預( $\eta_t \Delta_{rt}$ )被消除的比率。在估計干預指標時，必須有外匯準備變動、匯率變動及 $\eta_t$ 彈性值等資料。由於 $\eta_t$ 不易觀察，必須估計( $\eta_t = -\partial \Delta e_t / \partial \Delta r_t$ )。Weymark (1997)的小型開放經濟模型提供了推估 $\eta_t$ 值的途徑。

將 $\Delta r_t = -\rho_t \Delta e_t$ 代入(9)式，即可得到(12)式：

$$\Delta e_t = \frac{-\{X_t - b_2 \Delta E[e_{t+1}|t] - (1 - a_t) \alpha b_1 \Delta E[e_t|t-1]\} + \Delta r_t}{[b_2 + (1 - a_t)(1 + \alpha b_1)]} \quad (12)$$

(12)式對 $\Delta r_t$ 進行偏微分即求得 $\eta_t = -\partial \Delta e_t / \partial \Delta r_t = -[b_2 + (1 - a_t)(1 + \alpha b_1)]^{-1}$ ，其中 $X_t$ 為外生變數與 $\Delta r_t$ 無關，且 $\Delta E[e_{t+1}|t]$ 與 $\Delta E[e_t|t-1]$ 是固定的。將(7)式

與(9)式代入(10)，再利用(9)式，可得到式(13)，觀察匯率變化與匯市壓力二者間的關係。

$$\Delta e_t = \frac{b_2 + (1 - a_t)(1 + \alpha b_1)}{[\rho_t + b_2 + (1 - a_t)(1 + \alpha b_1)]} EMP_t \quad (13)$$

將(10)式等號兩邊同除EMP且移項，並將(13)式代入其中，可得到(14)式

$$\omega_t = 1 - \frac{\Delta e_t}{EMP_t} = \frac{\rho_t}{\rho_t + b_2 + (1 - a_t)(1 + \alpha b_1)} \quad (14)$$

其中 $-\infty < \omega_t < +\infty$

由(13)式及(14)式得知， $\rho_t$ 與 $\omega_t$ 及 $\Delta e_t$ 與 $EMP_t$ 之間，均存在系統性的關係。當 $0 < \rho_t < \infty$ 且 $0 < \omega_t < 1$ 時，表示為中間匯率制度(intermediate exchange rate system)，此時匯率雖然與無政策干預下的匯率同向變化，但是其變化幅度卻較小。當 $\rho_t < -[b_2 + (1 - a_t)(1 + \alpha b_1)]$ 時， $\omega_t > 1$ ，政策當局對本國貨幣採取積極的貶值措施，在國內貨幣有超額需求(供給)下，外匯存底的變動( $\Delta r_t$ )會超過(低於)國內貨幣的超額需求。在 $-[b_2 + (1 - a_t)(1 + \alpha b_1)] < \rho_t < 0$ 下，則 $\omega_t < 0$ ，且 $\omega_t$ 與 $\rho_t$ 呈正相關，表示當本國通貨產生超額需求(供給)時，央行反而採取緊縮(擴張)干預政策。

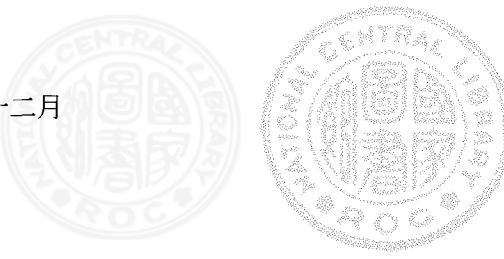
### 2. 沖銷干預

假設央行為避免外匯市場調整影響國內貨幣供給而採行沖銷政策，此時利率評價說與貨幣供給的決定式必須重新修正，因為在資本完全移動下沖銷干預是無效的(Natividad, 1990; Flood and Marion, 1996)。換言之，為反映沖銷干預政策的有效性，必須允許存在資本不完全移動的現象，此隱含利率評價說的內容必須額外加入一項外生的風險溢酬( $\delta_t$ ) (risk premium)，故(4)式改為(4-1)式

$$i_t = i_t^* + E[e_{t+1}|t] - e_t + \delta_t \quad (4-1)$$

此外，由於沖銷行為是避免外匯市場調整對國內貨幣市場的干擾，故會影響國內貨幣供給變動，此時(6)式的貨幣供給存量改為(6-1)式

<sup>3</sup> 事實上此時是成立的。



$$m_t^s = m_{t-1}^s + \Delta d_t + \Delta d_t^s + \Delta r_t \quad (6-1)$$

其中  $\Delta d_t^s$  為央行採沖銷性干預政策造成國內信用變動的數量。

若將風險溢酬設定為沖銷數量的函數，例如  $\Delta\delta_t = k\Delta r_t = -k\rho_t\Delta e_t$ <sup>4</sup>，其中  $k \in [0,1]$  為沖銷干預比例，則(10)式改為(10-1)式

$$EMP_t^s = \Delta e_t + \eta_t^s \Delta r_t \quad (10-1)$$

其中  $\eta_t^s = (1 + kb_2)\eta_t$ ，表示當干預政策含沖銷行為時 ( $k > 0$ )， $\eta_t^s > \eta_t$ ，此時  $\eta_t^s$  將低估干預程度。換言之，當考慮央行的沖銷干預行為及資產供給對風險溢酬的敏感性時，直接干預下的會低估外匯市場壓力。此外，沖銷干預指數表示為(11-1)式

$$\omega_t^s = \frac{\eta_t^s \Delta r_t}{EMP_t^s} \quad (11-1)$$

### 3. 間接干預(indirect intervention)

在上述的直接干預政策下，外匯市場干預反映在  $\Delta\gamma_t = -\rho_t\Delta e_t$  上，此時視國內信用變動為外生的。若央行使用國內信用變動作為間接外匯市場干預的工具時，則貨幣當局的反應函數(7)式改為(7-1)式

$$[\lambda\Delta d_t + \Delta r_t] = -\rho_t\Delta e_t \quad (7-1)$$

其中  $\lambda$  表示國內信用變動屬於間接外匯市場干預所貢獻的部分。至於外匯市場壓力指數則為

$$EMP(\lambda)_t = \Delta e_t + \eta_t[\lambda\Delta d_t + \Delta r_t] \quad (10-2)$$

若  $\lambda > 0$ ，則總干預活動（含直接與間接干預）為

$$\omega(\lambda)_t = \frac{\eta_t[\lambda\Delta d_t + \Delta r_t]}{EMP(\lambda)_t} = \frac{[\lambda\Delta d_t + \Delta r_t]}{(\frac{1}{\eta_t})(\Delta e_t) + [\lambda\Delta d_t + \Delta r_t]} \quad (11-2)$$

直接干預指數與間接干預指數的差異決定於  $\lambda$

值，故如何估計  $\lambda$  值即成為關鍵的問題。一般而言，只要央行不完全仰賴間接外匯市場干預，則可由  $\Delta d_t$  與  $\Delta r_t$  的符號所產生潛在計算誤差之嚴重性看出一些端倪(Weymark, 1997)。若國內信用與外匯準備經常出現反向變動，則  $\lambda$  值不顯著異於零，因為央行不太可能用直接外匯市場干預以抵銷間接外匯市場干預所產生的效果。反之，若國內信用與外匯準備出現同向變動，則國內信用的變動加強直接外匯市場干預對國內通貨的衝擊效果。

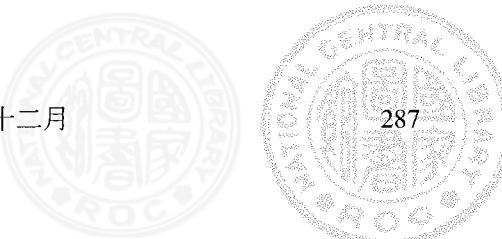
### 三、資料來源與實證方法

本文使用的資料期間為 1990 年 1 月至 2002 年 12 月，共計 156 筆月資料。各變數的資料內容及來源如表 1 所示。沈中華，李紀珠與李建興(1999)提到以工業生產指數作為國內生產毛額的替代變數存在一些缺點，包括：(1) 工業生產指數與實質 GDP 並非呈現穩定的線性關係；(2) 近年來由於台灣產業結構的改變，第二級產業佔國內生產毛額之比重日益下滑，故僅代表生產面的工業生產指數已不適合代表國內生產毛額的實際變動；(3) 以工業指數權數法來估計各月國內生產毛額，將使 2 月份的 GDP 產生估計低估，而 1 月份與 3 月份的 GDP 產生高估現象。因此，本文將實質 GDP 季資料利用模糊距離權數法<sup>5</sup>(Fuzzy Distance Weighting Method)轉化為月資料來衡量國內實所得。

本文採用三階段最小平方法之估計(three-stage least square estimation, 3SLS)估計第二節中聯立方程式的實證模型。首先利用普通最小平方法估計應變數  $y_t$  與  $p_t$  的縮減式(reduced-form)，亦即將  $y_t$  與  $p_t$  對方程式體系中所有的前定變數(predetermined variables)進行迴歸，以估計出應變數的配適值  $\hat{y}_t$  與  $\hat{p}_t$ ，使配適值與誤差項是彼此獨立的，且估計值滿足一致性。其次，以第一階段得到的配適值  $\hat{y}_t$  與  $\hat{p}_t$  替代方程式體系中的  $y_t$  與  $p_t$ ，再利用普通最小平方法估計出結構化模型的原始方程式，此時所得的估計值將具有一致性與漸近常態估計。一旦估計出 2SLS 參數值之後，再利用每一條方程式的殘差值估算跨

<sup>4</sup> 將風險溢酬變動設定為外匯準備變動的某一分比，主要是因為經由央行的沖銷干預可降低持有外匯與國內信用的風險，此如同給予利息套利者額外的風險溢酬。

<sup>5</sup> 參閱沈中華，李紀珠與李建興(1999)一文， p9。



方程式(cross-equation)的一致性變異數與共變異數。最後則可獲得可行的一般化最小平方(feasible generalized least squares, FGLS)參數估計值<sup>67</sup>。

## 肆、實證結果分析

### 一、小型開放總體模型結構式估計

在衡量央行的干預指數時，必須獲得  $\eta_t$  及  $\eta_t^s$  值，亦即需要求出貨幣需求的所得與利率彈性值 ( $b_1$  與  $b_2$ )、非預期價格變動對產出的影響( $\alpha$ )及  $(1 - a_t)$  等參數值。這些參數可利用(1)式與(5)式聯立方程式估計出。將各變數取對數後，接著以 3SLS 估計小型開放總體模型中，國內財貨市場與貨幣市場均衡式 ((1)與(5)式) 的參數值：

$$y_t = \bar{y} + \alpha[p_t - E[p_t | t-1]] + v_t^y \quad (1)$$

$$m_t^d = p_t + b_1 y_t - b_2 i_t + v_t^m \quad (5)$$

由於財貨市場均衡式中涉及對物價的理性預期，故本文先利用 ARMA 模型對物價  $p_t$  進行估計<sup>8</sup>，找出顯著影響本期物價  $p_t$  的物價與誤差項的落遲項。根據本文的檢定結果顯示，前三期物價對當期物價的影響是顯著的，故將(1)式改為(1-1)式：

$$yt = \bar{y} + \alpha_1 p_t + \alpha_2 p_{t-1} + \alpha_3 p_{t-2} + \alpha_4 p_{t-3} + v_t^y \quad (1-1)$$

接著估計財貨與貨幣市場均衡式(1-1)與(5)式，其結果如表 2 所示。由表 2 得知，(1)式中的  $\alpha$  值是將(1-1)式中的  $\alpha_1$ ， $\alpha_2$ ， $\alpha_3$  與  $\alpha_4$  加總而成，亦即  $\alpha = 0.2814$ 。

### 二、干預指標的分析

由表 2 得知， $\alpha = 0.2814$ 、 $b_1 = 0.0953$ 、 $b_2 = 3.6207$ ，利用此數據可計算  $\eta_t$  值( $\eta_t = -[b_2 + (1 - a_t)(1 + ab_1)^{-1}]$ )及干預指數，其中  $(1 - a_t)$  值係由進出口總額除以國內生產毛額所計算出。如表 3 所示，以我國 1990 年至 2002 年的月資料估計結果顯示：直接干預的平均值<sup>9</sup>為 -0.7386，其中干預指標介於 0.7 至 1 的高度干預範圍者有 35 個月，干預值大於 1 屬於過度干預者有 28 個月，直接干預的平均干預指數  $\bar{\omega}$  為 0.7106，顯示這段期間我國央行明顯的進行外匯市場干預。

在沖銷干預方面， $\eta_t^s$  平均值<sup>10</sup>為 -0.4012，由於我國近十年間的利率水準大部份時間是高於美國，只有在 1999 年 8 月至 2001 年 6 月期間略低於美國。在利差大於匯差的情況下，會吸引資本往我國移動；一旦央行面臨匯市干預時，所需買賣外匯準備的數量相較直接干預為少，導致沖銷干預的平均干預指數  $\bar{\omega}$ ，只有 0.6585，且介於 0.7 至 1 的高度干預範圍減少為 32 個月，而大於 1 的過度干預亦只有 23 個月。

在 1995 年至 2002 年期間，我國的匯率受到台海飛彈危機、兩國論等國內因素，以及亞洲金融風暴

表 1 資料的衡量方式與來源

變數名稱	符號	衡量方式	資料來源
國內實質產出	y	實質 GDP 季資料利用模糊距離權數法轉化為月資料。	臺灣經濟新報；本文估算
國內物價水準	p	1996 年為基期的消費者物價指數	中華民國物價統計月報
貨幣供給	m	廣義貨幣供給額 M2 月資料	金融統計月報
國內利率水準	i	一銀一個月期定期存款利率	同上
匯率	e	新台幣兌美元即期匯率月均值	教育部 AREMOS 經濟統計資料庫
外匯準備	r		臺灣經濟新報
國內信用	d	以全體金融機構放款總額	同上

<sup>67</sup> Weymark (1997) 採用 2SLS 方法估計，本文則採用 3SLS 進行估計，可將聯立方程式殘差項間之相關性排除。

<sup>7</sup> 感謝匿名審查者之建議，Hsiao(1997)一文認為利用 3SLS 估計傳統結構聯立模型，則不必考慮單根或共整合問題。

<sup>8</sup> 參閱 Davidson and Mackinnon (1993)，p329-341。



等區域性金融危機的外來因素干擾，使新台幣兌美元匯率相較於 1990 年至 1994 年期間波動更大。本文將進一步依據實證結果對應這些事件的發生期間，央行的干預行為進行分析。

如表 4 所示，在五次重大事件發生期間，新台幣兌美元匯率約略呈現升值現象<sup>11</sup>，然而升值幅度卻不大，且對應的直接干預指標值幾乎是超越或趨近於一，顯示在這些事件發生時，央行曾試圖以高度的直接干預政策維持匯率穩定。就干預指標（含直接干預、間接干預及沖銷干預）而言，最高者為亞洲金融風暴事件，其次為中共試射飛彈危機，此二者干預指標均超過一。然而在亞洲金融風暴發生時，直接、間接與沖銷干預指標差異甚大，顯示央行同時採行此三種干預政策；在政府宣佈核四停建時，央行會利用沖銷干預政策以穩定國內貨幣市場，間接干預政策則不明顯。至於中共試射飛彈、「兩國論」與美國 911 事件發生時，央行採直接干預政策，卻無法分辨其是否採行沖銷與間接干。

### 三、我國管理浮動匯率制度之內涵

由表 3 得知，1990 年至 2002 年間所估計的平均直接干預指數  $\bar{w}$  為 0.7106，證明我國央行是採取高度干預的管理浮動匯率制度。換言之，當匯率偏離長期均衡值時，我國央行會排除約 71.06% 的外匯市場壓力，讓匯率緩慢的朝向長期均衡值收斂，故新台幣兌美元匯率的平均時間路徑(time path)如(15)式所示。

$$e_t = e_{t-1} - 0.2894(e_{t-1} - \tilde{e}) \quad (15)$$

$\tilde{e}$  表示完全浮動匯率的均衡值，且  $EMP_t = e_{t-1} - \tilde{e}$ 。<sup>12</sup>(15)式的一般調整式表示為

$$e_t = (e_0 - \tilde{e})(0.7106)^t + \tilde{e} \quad (16)$$

其中  $e_0$  為期初匯率值。(16)式表示央行干預活動允許漸近收斂至完全浮動匯率( $\tilde{e}$ )。此外，就沖銷干

表 2 財貨與貨幣市場均衡式估計結果

	財貨市場		貨幣市場	
變數	係數	t 值	係數	t 值
常數項	15.8769***	138.7408	-	-
$p$	5.8074***	2.7004	-	-
$p(-1)$	-8.1798***	-2.5960	-	-
$p(-2)$	2.1559**	2.0748	-	-
$p(-3)$	0.5981*	1.8434	-	-
$m$	-	-	-	-
$y$	-	-	-0.0953***	4.0875
$i$	-	-	3.6207***	25.5804
R-squared	0.8859		0.3973	
Adjusted R-squared	0.8658		0.3805	

\*\*\*，\*\* 與 \* 分別表示在 1%，5% 與 10% 的顯著水準下顯著者。

<sup>9</sup> 國內信用變動量包含央行因為間接干預而造成的信用變動，故利用此變動量所衡量的（總）干預指標包含直接干預與間接干預。為了進一步將總干預指標分離為直接干預與間接干預指標，由(11-2)式，本文將  $\lambda$  分別以 0.05、0.1 與 0.2 進行模擬估計。由於其結果差異不大，故文中以此三種模擬狀況下的平均值作為推算直接干預與間接干預之基礎。

<sup>10</sup> 由於  $\eta_t^s = (1 + kb_2)$ ，令  $\Delta\delta_t = k\Delta r_t = -k\rho_t\Delta e_t$ ，且以遠期匯率替代  $E[e_{t+1}|t]$ ，再利用利率評價公式計算風險溢酬求出  $k$  值。



預而言，平均沖銷干預指數 $\bar{\omega}_t^s$ 為0.6585，表示在沖銷干預下，我國央行會利用沖銷干預方式排除約65.85%的外匯市場壓力，讓匯率朝長期均衡值收斂，故新台幣兌美元匯率的平均時間路徑為(17)式

$$e_t = e_{t-1} - 0.3415(e_{t-1} - \tilde{e}) \quad (17)$$

(17)式的一般調整形式可表示為：

$$e_t = (e_0 - \tilde{e})(0.6585)^t + \tilde{e} \quad (18)$$

## 伍、結論

Burdekin and Burkett (1990)對加幣外匯市場壓力的驗證指出，當央行在外匯市場進行干預時，外匯市場的變化會反映在外匯市場壓力的變動幅度上，

而非僅止於匯率的移動。有鑑於此，本文應用小型開放經濟模型及理性預期建立外匯市場壓力及干預指標（含直接干預、沖銷干預及間接干預），將影響匯率波動的經濟變數納入開放經濟模型中，找出經濟變數間的運動關係。文中並利用「模糊距離權數法」推估月GDP值，以期更精確衡量央行對外匯市場的月干預程度。

實證結果顯示，1990至2002年間平均直接干預指數為0.7106，平均沖銷干預指數為0.6585，顯示我國央行採取管理浮動匯率制度，且明顯進行外匯市場干預。換言之，在直接（沖銷）干預下，央行會以消除約71%(66%)的外匯市場壓力，讓匯率隨時間緩慢朝向完全浮動匯率均衡值移動。

在近幾年對我國外匯市場產生顯著影響的五個事件中，央行會視其嚴重性採取不同的干預政策，且隨著匯率的貶值幅度愈大，央行會採取更廣泛的

表3 相關干預指數彙整結果(1990.01-2002.12)

項目	直接干預	沖銷干預
$\eta$ 平均值	-0.7386	-0.4012
平均干預指數( $\bar{\omega}_t$ ) <sup>a</sup>	0.7106	0.6585
$0.7 < \omega_t < 1.0$ 的樣本數（比率） <sup>b</sup>	38(24.31%)	35(22.22%)
$\omega_t > 1$ 的樣本數（比率）	30(19.44%)	25(15.97%)

資料來源：受篇幅的限制，僅摘錄重要結論，若有需要可進一步提供詳細內容。

a：排除  $\eta$  值大於或小於 -3 的極端值；b：Weymark (1997) 認為  $\omega_t$  值超過 0.7 時為高度干預。

表4 外匯市場干預指標一五次重大事件之比較

事件	發生時間	匯率	外匯準備	國內信用	直接干預	沖銷干預	間接干預*		
		變動率	變動率	變動率			5%	10%	20%
飛彈危機	1996/3	-0.009	-0.087	0.005	1.157	1.152	1.165	1.168	1.172
金融風暴	1997/8	-0.002	-0.011	0.015	1.432	1.121	1.832	11.075	0.021
兩國論	1999/9	-0.001	0.015	0.008	0.887	0.895	0.899	0.906	0.914
核四風暴	2000/8	0.000	-0.004	-0.003	0.9657	1.0143	0.935	0.937	0.942
911 事件	2001/9	-0.001	0.018	-0.002	0.9052	0.9010	0.9042	0.9003	0.8979

資料來源：受篇幅的限制，僅摘錄重要結論，若有需要可進一步提供詳細內容。\*：在衡量間接干預時，本文分別以  $\lambda$  為 5%、10% 及 20% 模擬之。

<sup>a</sup> 這些事件發生時，匯率的短期波動幅度較大，然而由於本文採用月資料進行分析，且央行已經進行干預措施，故所計算出的匯率變動率不大。



干預政策。以亞洲金融風暴為例，直接干預與沖銷干預指標均超過一，相對於其他事件發生時的新台幣兌美元匯率微幅升值，顯示央行在面對匯率大幅貶值時，會同時採取直接、間接與沖銷干預以遏止新台幣匯率貶值；在面對影響政經情勢只有一、兩個月的核四停建事件中，央行會利用沖銷干預政策以穩定國內貨幣市場；至於飛彈危機、兩國論及美國911事件突發的短暫衝擊，央行便採取直接干預政策，以消除市場預期貶值心理。

屬於區域性通貨危機的亞洲金融風暴，造成亞洲各國貨幣競相貶值，央行在面對此一事件時直接干預程度相當高，干預指數高達1.432，是1990年至2002年平均直接干預程度0.7106的兩倍，顯示央行在遭遇貨幣危機時會不斷擴大干預程度。因此，本文認為採用長期平均直接干預程度的兩倍值，「或許」可作為定義貨幣危機的臨界值，並作為未來判斷貨幣危機的參考指標。

本文所建立的干預指標是依據結構模型設定而定，一旦模型的內容更改，其數值將作變動。由於本文首次嘗試以簡單而基礎的小型開放總體模型對我國外匯市場的壓力與干預建立量化指標，故未來可應用其他結構模型對各種干預指標進行測量，以評估其與本文的結論之差異性。其次，可利用本文所建立的模型與干預指標分析其他發生過金融危機的其他國家，以期能建立更一般化的金融預警指標。此外，未來亦可將研究期間延長，以進一步分析不同期間的干預程度是否有異，或者金融市場愈開放，干預程度愈高。

### 謝詞

感謝兩位匿名審查委員提供寶貴的修正意見。

### 參考文獻

吳宗欣(1999)，我國中央銀行貨幣政策與匯率變動之相關性研究，《大葉大學事業經營所碩士論文》。  
沈中華，李紀珠與李建興(1999)，台灣貨幣需求函數結構改變的金融變數轉折區間值之研究：變數模糊時間序列的應用，《台灣經濟學會年會論文》。  
張淑菁(1994)，台灣地區外匯市場干預行為之實證分析，《中興大學經研所碩士論文》。  
黃瓊如(1992)，中央銀行外匯市場干預行為之研究—臺

灣之實證分析，《逢甲大學經研所碩士論文》。  
楊碧人(1985)，外匯市場干預法則之實證，《台灣大學工商管理所碩士論文》。

蔡麗玲(1989)，臺灣匯率水準的決定及外匯市場的調整，《東吳大學經濟研究所碩士論文》。

謝豐鎮(1997)，外匯干預與沖銷措施之實證研究，《中正大學國經所碩士論文》。

龔尚智、李宗培(1999)，國際貨幣危機預警指標之選取與績效之評估，《輔仁學誌—法管理學院之部》，29，1-19。

Boyer, R. (1978), Optimal foreign exchange market intervention, *Journal of Political Economy*, Dec., 1045-1055.

Burdekin, R.C.K. and P. Burkett (1990), A re-examination of the monetary model of exchange market pressure: Canada 1963-1988, *Review of Economics and Statistics*, 72, 677-681.

Davidson, R. and J.G. Mackinnon (1993), *Estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press.

Eric, J.P., V.H. Charlotte and A. Pentecost (2001), Measuring and estimating exchange market pressure in the EU, *Journal of International Money and Finance*, 20, 401-418.

Eichengreen, B., K. Andrew and C. Wypiosz (1995), Exchange market mayhem: the antecedents and aftermath of speculative attacks, *Economic Policy*, 21, 249-312.

Flood, R. and N. Morion (1996), Perspectives on the recent currency crisis literature, NBER, 6380.

Girton, L. and D. Roper (1976), A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience, *American Economic Review*, 67, 537-548.

Hsiao, C. (1997), Cointegration and dynamic simulation equations model, *Econometrica*, 65, 3, 647-670.

Kaminsky, G., Saul Lizondo and C.M. Reinhart (1998), Leading indicators of currency crises, IMF staff papers, 45, 1-48.

Kim, I. (1985), Exchange market pressure in Korea: an application of the Girton-Roper monetary model, *Journal of Money, Credit and Banking*, 17, 2, 258-263.

Lee, B.S. and M.E. Wohar (1992), An application of the Girton-Roper monetary model of exchange market pressure: the Japanese experience, 1959-1991, *International Economic Journal*, 5, 993-1013.

Loopesko, B.E. (1984), Relationships among exchange



- rates, intervention and interest rates: an empirical investigation, *Journal of International Money and Finance*, 3, 257-77.
- Natividad, F. and J.A. Stone (1990), A general equilibrium model of exchange market intervention with variable sterilization, *Journal of International Economics*, 29, 133-145.
- Obstfeld, M. (1983), The effectiveness of foreign-exchange intervention: recent experience 1985-1988, NBER, 2796.
- Rogoff, K. (1984), On the effect of sterilized intervention : an analysis of weekly data, *Journal of Monetary Economics*, 14, 89-161.
- Roper, D. and J. Turnovsky (1980), Optimal exchange market intervention in a simple stochastic macro model, *Canadian Journal of Economics*, May, 296-309.
- Sachs, J., T. Aaron and A. Velasco (1996), Financial crises in emerging markets: the lessons from 1995, NBER, 5576.
- Siöö, B. and R.J. Sweeney (1996), Foreign exchange intervention: new methods and results on the profitability of central bank intervention. Working paper, Gothenburg School of Economics, Gothenburg Sweden.
- Weymark, D.N. (1995), Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada, *Journal of International Economics*, 39, 273-295.
- Weymark, D.N. (1997), Measuring the degree of exchange market intervention in a small open economy, *Journal of International Money and Finance*, 16, 55-79.

## The Measures of Exchange Market Intervention and Managed Floating Exchange Rate System in a Small Open Economy

PO-CHIN WU

Department of International Trade  
Chung Yuan Christian University  
Chung-Li 320, Taiwan, ROC

SHENG-CHIEH PAN

Department of International Trade  
Chung Kuo Institute of technology  
56, Xing-Long Road, Section III, Taipei, Taiwan, ROC

### ABSTRACT

This paper adopts a small open macroeconomic model with rational expectation to measure Central Bank's various intervention indices and discuss the implication of Taiwan's managed floating exchange rate system. In empirical study, we employ three-stage least square approach to estimate the simultaneous equations system and derive three kinds of intervention indices. Sample period ranges from 1990.01 to 2002.12. The empirical results show that average direct intervention index is 0.7106 and sterilized intervention index is 0.6585 for last thirteen years. It is apparent that Taiwan's Central Bank intervenes foreign exchange market to make the foreign exchange rate converge to its long-run equilibrium slowly. In recent five important events influencing exchange rate apparently, the degree of intervention in Asia currency crises is the largest. In addition, the intervention policy adopted by Central Bank depends on the duration and seriousness of event.

**Keywords:** *exchange market pressure, (in) direct intervention index, sterilized intervention index, 3SLS.*

