

台灣匯率制度初探

陳旭昇·吳聰敏*

本文的目的是分析台灣1980年以來的匯率政策。台灣央行宣稱,匯率政策的目標是追求「動態穩定」,但一般咸認,防止升值也是央行的主要政策。本研究以匯率及外匯存底變動的資料證實以上的看法。央行的匯率干預是否有效,文獻上一直有爭議。本文的實証分析發現,阻升政策對於經濟成長並無明顯助益,而央行的匯率干預政策也無法有效地穩定匯率波動。最後,我們發現央行的匯率干預,特別是1986–1989年間的「緩升政策」,造成龐大損失。

關鍵詞: 匯率制度, 匯率政策, 央行干預

JEL 分類代號: E58, F31, F37

每一個國家的匯率制度並非長久不變。從1945年 Bretton Woods system 成立到1971年之間,工業化國家多採取固定匯率制度,在此26年之間,日圓與馬克對美元之匯率幾乎是固定的。Bretton Woods system 瓦解之後,日圓與馬克對美元大幅升值。1971年,日圓兌美元匯率為358圓,2004年升值為102圓。1971年1美元兌換4.0馬克,在1999年歐元成立的前夕,匯率變為1.8。就台灣而言,1972年之前,新台幣對美元匯率大體固定在40元;1973–82年之間新台幣略為升值,之後又調整回40元。1986年開始新台幣升值較為明顯,這可能是台灣採取管理浮動匯率制度的起點。

匯率制度的轉變,不管是從固定變為管理浮動,或是從管理浮動變為固定,有時候是央行主動選擇的結果;有時候則是央行迫於形勢,不得不

*兩位作者分別為國立台灣大學經濟學系助理教授與教授。台大經濟系,輔大經濟系,清華經濟系,中央經濟系專題討論會上的批評意見,我們受益良多,僅在此表達謝意。此外,作者感謝三位匿名審稿人的寶貴意見。吳聰敏為台灣中央銀行理事,但本文乃個人研究論文,不代表央行立場。陳旭昇感謝國立台灣大學人文社會高等研究院「全球化研究總計畫」所提供之研究補助(計畫編號: 95R0064-AH03-01)。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 36:2 (2008), 147–182。
國立台灣大學經濟學系出版

作轉變。1986年台灣匯率制度的轉變主要是因為美國施加壓力,並非央行的主動選擇。不過,事後看來,一個國家迫於情勢改變匯率制度,不必然表示對該國之經濟成長不利。舉例來說, Bretton Woods system 於 1971 年終止,工業化國家改採管理浮動匯率制度之後,經濟成長是否因而受到顯著影響? 學者的研究發現,匯率制度由固定轉變為管理浮動對於實質面並無顯著的負面影響。¹

本文分析1980–2004年之間台灣的匯率制度與匯率政策,重點在於探討匯率制度的轉變,以及匯率干預政策的效益與成本。台灣央行的匯率干預政策有兩個重點,第一是降低匯率波動幅度;第二是阻止新台幣升值。其中,阻升政策在1980–1987以及1998–2004之間尤其顯著。

匯率制度選擇的基本思考是:那一種制度對於經濟發展最有利? 觀察各國匯率制度之轉變可發現,低所得國家多釘住一國際通用貨幣(如美元,德國馬克或日圓),高所得國家則較放任匯率浮動(Rogoff et al., 2004)。以上的觀察提供一個可能性:一國在經濟發展的不同階段可能適合採用不同的匯率制度。台灣經濟快速成長,平均每人所得已接近已開發國家水準,匯率政策是否應作調整? 調整的方式為何? 這都是央行所必須面對的重要課題。

本文的架構如下。第1節扼要說明台灣自1980年以來的匯率制度。第2節利用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,為方便討論,本文稱此為「阻升政策」。檢視匯率以及外匯存底之變動資料,可知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。第3節檢視央行干預政策之效果。結果發現,阻升政策對於經濟成長並無明顯助益。此外,我們也發現央行的干預並無法有效地穩定匯率波動。經濟政策有其效益,但也有成本。第4節估算央行干預外匯市場所產生的未實現成本(unrealized loss)。第5節為總結。

1 台灣的匯率制度與政策

台灣的貨幣政策中,利率政策與匯率政策同具重要性。就2000–2005年間

¹參見 Rogoff et al. (2004) 對於相關文獻之檢討。

之利率政策而言，台灣的利率水準與美國利率的相關性極高。大抵而言，美國央行降息之後，台灣央行會跟進；同理，美國央行升息時，台灣央行也會跟進。這一方面反映台灣的景氣波動與美國景氣的高度相關，也反映國際間資本市場日漸開放的事實。

相較之下，台灣的匯率政策迥異於美國。1990年代初期以來，美國所採的制度較接近浮動匯率制度，聯邦準備銀行對於匯率很少直接干預。但是，台灣央行的匯率政策則相當不同。依據《中央銀行年報》(2003年版，頁105)，台灣央行係執行「動態穩定」之匯率政策：

新台幣匯率制度為管理浮動制 (managed float)，原則上係由市場供需決定匯率水準。若有季節性及偶發性 (如短期資金大量進出) 因素干擾，導致市場供需失衡，造成匯率過度波動，致未能反映我國經濟基本情勢時，本行將會適度調節，以維持新台幣匯率之動態穩定。

央行以「動態穩定」一詞描述匯率政策的特點，但這個名詞並非經濟學研究文獻上所通用。若根據《年報》之說明，動態穩定政策是指將匯率控制在均衡水準附近，避免出現過度波動。

匯率為何會過度波動？再依據《年報》之說明，季節性及偶發性 (如短期資金大量進出) 因素干擾可能造成市場「供需失衡」，並造成匯率過度波動。經濟學的供需失衡的概念，係指市場因為某種原因，價格無法迅速調整到均衡水準的現象。相較於一般的商品市場或勞動市場，外匯市場供需的資訊相當透明，匯率變動快速，應該不易出現供需失衡的狀態。因此，《年報》中之「供需失衡」，指的應該是「均衡匯率」的大幅波動。²

動態穩定政策的目標是在減低匯率的波動幅度。新台幣升值時，央行買入美元以抑制新台幣升值；反之，貶值時，央行賣出美元。如果動態穩定政策是以均衡價位為基準，央行的外匯交易應該是買入與賣出大約各有一半的機會。換言之，在動態穩定政策下，短期間內央行的外匯存底可能增加，也可能減少；但不應該出現長期持續累積或長期持續減少的現象。2000年底，台灣的外匯存底是1,067.4億美元，2004年底增加2.26倍，變

²在2005年，央行的報告中似已不再使用「供需失衡」的字眼，例如，彭淮南 (2005)。

成2,417.4億美元。除非我們把這四年間的變動視為是「短期變動」,否則央行近年來之匯率政策與宣稱的動態穩定政策並不一致。因此,除了降低波動幅度之外,台灣的匯率政策應該還有其他特點。

台灣的外匯存底持續地大幅增加,表示央行經常在市場買入外匯,這有壓抑新台幣升值的效果。這種讓幣值低估 (under-valued) 的政策並非台灣所特有,許多開發中國家為了提高其出口競爭力,經常採取類似的政策。《中央銀行年報》中雖然未見明說,但壓低新台幣幣匯率的政策也不是秘密。新台幣出現升值趨勢時,經濟部會首長常提出關切,「新台幣沒有升值的理由」,或者「台灣如果要維持成長,新台幣不應升值太多」。事實上,阻止新台幣升值可說是台灣財經政策的一個傳統。1986–89年新台幣升值期間,經濟部長李達海在電視節目中公開發言,「新台幣兌美元的匯率,以30比1為最後防線」(《聯合報》,1987年8月5日)。

2 匯率干預

欲驗證央行是否長期壓低新台幣價位,方法之一是比較實際匯率與均衡匯率。建構均衡匯率的方法在文獻上相當的多,結果也不盡相同。若根據《中央銀行年報》的說法,央行關切的是「反映經濟基本情勢」的均衡匯率。因此,一個以經濟基本情勢 (fundamentals) 決定均衡匯率的貨幣模型,是一個合理的選擇。

以模型的預測能力而言,均衡匯率的貨幣模型並非最佳的實證模型。Meese and Rogoff (1983) 即指出,在樣本外預測 (out-of-sample forecasts) 上,貨幣模型甚至不如簡單的隨機漫步模型 (random walk models)。經過20年後,Rogoff (2001) 回顧相關文獻發現,結論並無太大改變。不過,Rapach and Wohar (2004) 指出,以個別國家的資料來看,貨幣模型無法解釋匯率之波動。但若使用 panel tests,貨幣模型之解釋能力會上升。本文的目的並非尋找最佳模型,而是試圖推估央行宣稱的「反映我國經濟基本情勢的均衡匯率」,因此,我們選擇貨幣匯率模型建構均衡匯率。

考慮以下之貨幣匯率模型,購買力平價條件為:

$$e_t = p_t - p_t^*, \quad (1)$$

其中, e 為名目匯率, p 代表本國物價, p^* 為外國物價。以下的討論中, 除了利率與物價膨脹率之外, 其餘變數皆取對數值。貨幣供需均衡條件為:

$$m_t - p_t = \alpha_1 y_t - \alpha_2 i_t, \quad (2)$$

$$m_t^* - p_t^* = \alpha_1 y_t^* - \alpha_2 i_t^*, \quad (3)$$

等號左邊為實質貨幣供給, m 為名目貨幣供給; 等號右邊為貨幣需求函數, y 為產出, i 為名目利率。加上星號代表國外的經濟變數。由於名目利率等於實質匯率加上預期物價膨脹率 ($i_t = r_t + \pi_t^e$), (2) 式與 (3) 式可改寫成

$$m_t - p_t = \alpha_1 y_t - \alpha_2 r_t - \alpha_2 \pi_t^e, \quad (4)$$

$$m_t^* - p_t^* = \alpha_1 y_t^* - \alpha_2 r_t^* - \alpha_2 \pi_t^{e*}, \quad (5)$$

假設國內外實質利率相等 ($r_t = r_t^*$), 將 (4) 式與 (5) 式代入 (1) 式可得:

$$e_t = (m_t - m_t^*) - \alpha_1 (y_t - y_t^*) + \alpha_2 (\pi_t^e - \pi_t^{e*}). \quad (6)$$

由 (6) 式, 準縮減式之實證模型 (quasi-reduced form empirical model) 可寫成:

$$e_t = A + B'_0 X_t + B'_1 X_{t-1} + \cdots + B'_k X_{t-k}, \quad (7)$$

其中 $X_t \equiv \{(m_t - m_t^*), (y_t - y_t^*), (\pi_t - \pi_t^*), \phi_t\}$, 即代表反映本國與外國經濟基本情勢的總體變數。³ 貨幣匯率模型是建立在 PPP 成立的假設上。一般的實証分析通常以 CPI 作為物價指數, 其中包含貿易財與非貿易財。但是, PPP 條件可能對貿易財是成立的, 而對非貿易財則不成立。處理此問題的方法之一是在 (6) 式中所考慮的變數之外, 另外放入貿易財與非貿易財的相對價格 $\phi_t \equiv (p_t^T - p_t^N) - (p_t^{T*} - p_t^{N*})$ 。⁴ 實証上, 我們遵從 Chinn and Meese (1995) 的作法, 將變數 ϕ_t 由以下的方法予以近似:

$$\phi_t \approx \log \left[\frac{\text{PPI}/\text{CPI}}{\text{PPI}^*/\text{CPI}^*} \right].$$

³我們以實際的物價膨脹率 (π_t) 作為預期物價膨脹率 (π_t^e) 的替代變數。值得一提的是, 有的實証研究將名目利率與物價膨脹率同時納入 X_t 。我們的估計顯示, 是否放入名目利率並不會影響結論。

⁴貿易財與非貿易財的相對價格與 Balassa-Samuelson effect 的研究文獻有關。這是指當一個國家貿易財部門相對於非貿易財部門的生產力較另一國家高時, 其一般物價水準亦會較高, 進而造成實質匯率下降 (real appreciation)。

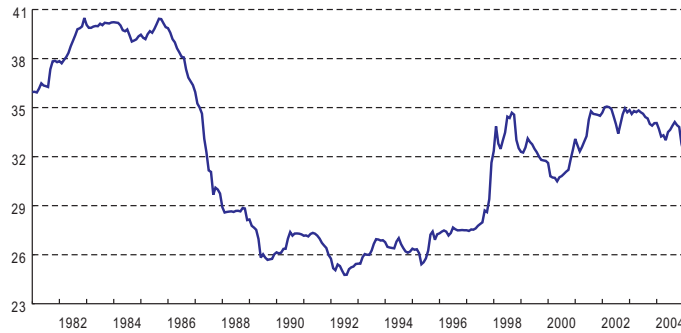


圖 1: 新台幣對美元匯率 (NT\$/US\$)

其中, PPI 為生產者物價指數, CPI 為消費者物價指數。

本文實証分析採用1980:12–2004:12之月資料,⁵ 以工業生產指數作為產出 (y_t) 的替代變數。⁶ 台灣的利率採用貨幣市場利率 (commercial paper rate)。因為利率資料的起點是1980:12, 我們便以之為實證期間起點。在進行估計之前, 我們先檢視樣本期間的新台幣對美元匯率之變動 (詳見圖 1)。在1983–85年之間, 新台幣匯率大約固定在40元。1986年以後新台幣匯率之變動較為明顯。1986年6月日平均匯率為38.1元, 12月上升為36.0元; 1987年12月再升為28.9元。

由實際政策之討論可知, 1986年開始台灣由固定匯率制度轉變為管理浮動匯率, 在此之前, 市場上普遍認為新台幣相對於美元是低估的。因此, 在進入管理浮動匯率之後, 新台幣一路升值, 到了1989年12月, 匯率為26.1元。1990–97之間, 匯率大約維持在25–27元之間。1997年的亞洲金融危機之後, 新台幣對美元開始貶值。此一波之貶值可能反映基本經濟情勢, 也可能是央行政策的改變。

1980年代中期的匯率制度轉變不必然會改變匯率的時間數列性質。不過, 為了避免因參數有結構性變動導致實証結果的重大改變, 我們首先對新台幣匯率作結構性改變檢定。本文採用 Andrews and Ploberger (1994)

⁵我們利用 RATS 所提供的 X11 對於具有季節性的數列 (台灣工業生產指數與貨幣供給) 作季節調整。

⁶我們亦考慮實質國內生產 (Real GDP), 利用 DP 演算法將季資料轉換成月資料。估計結果無重大改變, 惟 $m_t - m_t^*$ 與 $y_t - y_t^*$ 之係數變成不具統計上的顯著性。

表 1: Andrews and Ploberger (1994) 結構性改變檢定

	statistics	<i>p</i> -value	breaking date
Sup-LM	25.959	0.00565	1989:08
Exp-LM	10.413	0.00274	1989:08

的方法，檢定所用的近似大樣本 p 值 (approximate asymptotic p -values) 是以 Hansen (1997) 之方法計算，檢定結果報告於表 1。在 1% 顯著水準下，新台幣匯率的時間數列在 1989:8 發生了結構性改變。因此，以下的實証分析將檢視三個樣本期間：1980:12–1989:8 (期間 1)，1989:9–2004:12 (期間 2)，以及 1980:12–2004:12 (全期間)。

此外，為了確認數列的恆定性 (stationarity)，我們採用考慮結構性改變的 Zivot and Andrews (1992) 單根檢定，結果如表 2 所示。根據表 2， e 、 $(m - m^*)$ 與 $(y - y^*)$ 與 ϕ 為 $I(1)$ 數列，而 $(\pi - \pi^*)$ 則為 $I(0)$ 。⁷ 由於 e 、 $(m - m^*)$ 與 $(y - y^*)$ 與 ϕ 為 $I(1)$ 數列，我們進一步採用 Gregory and Hansen (1996) 考慮結構性改變的共積檢定 (cointegration test)，接果發現這些 $I(1)$ 變數並無共積關係。⁸ 由於變數之間並無共積關係，因此，在估計貨幣匯率模型時，我們遵循一般的作法，將匯率，貨幣供給，產出與相對價格等變數均取一階差分，且不考慮誤差修正項 (error correction)。落後期數 (lags) 則簡單地設定為 $k = 1$ 。⁹

我們將均衡匯率之估計結果列於表 3，以全期間而言，除了 $\pi_t - \pi_t^*$ 以及 ϕ_{t-1} 之外，其餘係數均具統計上的顯著性。不過， $m_t - m_t^*$ 與 $m_{t-1} - m_{t-1}^*$ 係數之符號與理論之預測相反，兩者都是負值。另外，若依式 (6)， $m_t - m_t^*$ 之係數應為 1，而常數項之係數應為 0。表 2 中，常數項之估計值大於 0，但其值甚小，接近於 0。 ϕ_t 之係數為正值，且顯著異於 0，隱含貿易財與非貿易財相對價格的變動可能是 PPP 不成立的原因之一。

以上之結果與大部分對於貨幣匯率模型之實証結果並無不同。如下文

⁷此結果與採用一般的 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定一致。

⁸我們得到的 Gregory-Hansen t 值為 -3.77 ，在臨界值 -6.51 (1%) 與 -6.00 (5%) 下，均無法拒絕無共積關係的虛無假設。

⁹選取其他的落後期數對於實証結果並無重大影響。

表 2: Zivot and Andrews (1992) 單根檢定

變數	統計值	
	原數列	一階差分
e_t	-4.34	-12.57
$m_t - m_t^*$	-4.42	-6.62
$y_t - y_t^*$	-3.21	-15.87
$\pi_t - \pi_t^*$	-16.09	-12.18
ϕ_t	-3.36	-15.36

拒絕具有單根的臨界值分別為 -5.57 (1%) 以及 -5.08 (5%)。

表 3: 均衡匯率之估計

	1980:12–2004:12		1980:12–1989:8		1989:9–2004:12	
	Estimates	Std Error	Estimates	Std Error	Estimates	Std Error
Constant	0.0026***	0.0007	0.0003	0.0016	0.0032***	0.0008
$\Delta(m_t - m_t^*)$	-0.1104**	0.0507	-0.0955	0.0797	-0.0693	0.0737
$\Delta(m_{t-1} - m_{t-1}^*)$	-0.1202**	0.0506	-0.0134	0.0787	-0.1761**	0.0749
$\Delta(y_t - y_t^*)$	-0.0615***	0.0153	-0.0171	0.0293	-0.0780***	0.0180
$\Delta(y_{t-1} - y_{t-1}^*)$	-0.0435***	0.0151	-0.0293	0.0291	-0.0436**	0.0179
$\pi_t - \pi_t^*$	0.7119***	0.0874	0.8580***	0.2076	0.6754***	0.0989
$\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*$	0.0400	0.0848	-0.1378	0.1945	0.0912	0.0953
$\Delta\phi_t$	0.9831***	0.0718	1.2695***	0.2084	0.9427***	0.0760
$\Delta\phi_{t-1}$	0.0292	0.0720	-0.0700	0.1954	0.0482	0.0773

說明: *, **, *** 分別代表10%, 5%以及 1% 的統計顯著性。

所述, 台灣央行對於外匯市場的干預相當積極, 這可能是理論與實際資料不符合的另一個原因。不過, 我們仍再次強調, 本文的主要目的並不是在尋找最佳實證模型, 只是以一個符合央行宣稱的模型來驗證「反映我國經濟基本情勢的均衡匯率」。

2.1 阻升政策

以 1980:12–2004:12 全樣本的估計為例, 我們將實際匯率與估計的均衡匯率數列繪於圖 2。(若以期間 1 與期間 2 之迴歸結果繪圖, 結果並無顯著不

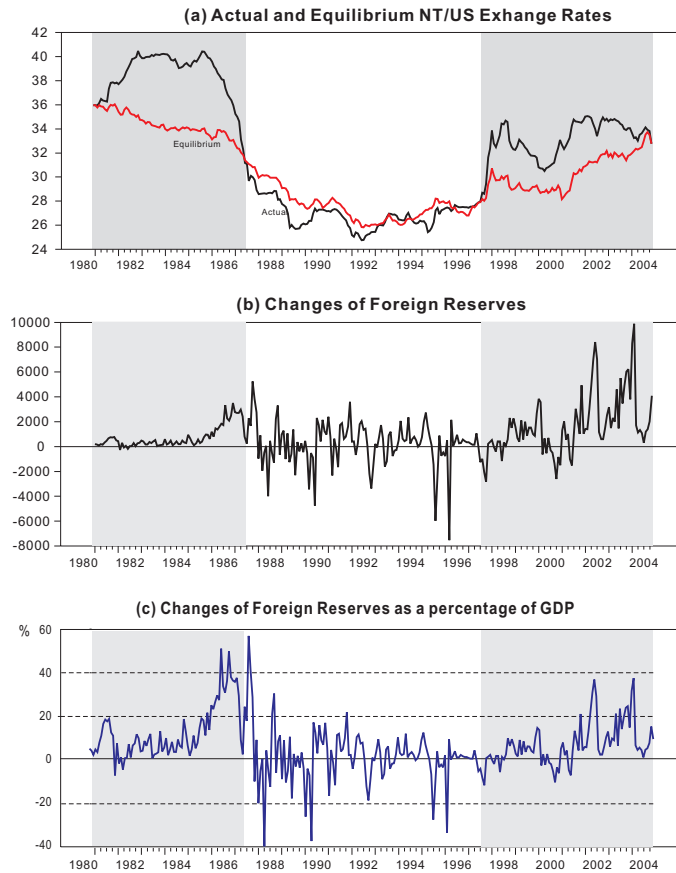


圖 2: 匯率與外匯存底之變動 (1980:12–2004:12)

同。)表 3 是將變數取一階差分之迴歸結果。因此，繪製均衡匯率圖形時，我們須選定某一時點之匯率水準。圖 2 (a) 是假設 1980 年 12 月之均衡匯率等於實際匯率所繪出。若期初之均衡匯率比實際匯率高或低，則均衡匯率圖形將有所不同。

圖 (b) 為外匯存底之變動，(c) 為外匯存底之變動占各月 GDP 之比率。¹⁰ 央行買賣一單位外匯對於匯率之影響，視外匯市場之規模而定。圖 (c) 假設外匯市場之規模與 GDP 成正比，故以外匯存底變動占 GDP 之比

¹⁰GDP 月資料係由季資料間接估算而得。

率代表央行對外匯市場之干預程度。綜合實際/均衡匯率之差異以及央行外匯存底之變動,我們認定1980:12–1987:6與1997:8–2004:12兩段期間,因為央行的阻升政策使新台幣幣值低估。¹¹

綜上所述,我們並非只是從單一向來認定 (identify) 阻升期與非阻升期,而是試圖以多方面的證據 (實際/均衡匯率之差異以及央行外匯存底之變動) 來印證我們的看法。

台灣央行宣稱其匯率政策的目標是動態穩定,但以上的分析顯示,至少在1980:12–1987:6與1997:8–2004:12期間,防止新台幣升值是匯率政策重要的一部分。防止新台幣升值的方法是由央行在外匯市場上大量購入外匯,此項干預措施可能同時具有降低匯率波動 (動態穩定) 的效果。但顯而易見的是,在央行的匯率政策中,存在著一項「做而不宣」的動作: 防止新台幣升值。

2.2 動態穩定

根據上一小節的分析,1980年代初期以來有兩段期間,台灣匯率政策的重點是防止新台幣升值。不過,央行本身宣稱的政策目標是「動態穩定」,也就是降低匯率波動的幅度。事實上,這兩種政策並非台灣所特有,許多採取管理浮動匯率制度的國家都有類似的干預政策,只是程度不同。一般而言,央行干預較積極的國家,匯率變動的幅度較少,外匯存底的變動幅度則較大。

Calvo and Reinhart (2002) 蒐集39個國家的資料,分析比較其匯率、外匯存底、與利率之變動。研究發現,已開發國家,如美國、澳洲、日本、瑞典等,對於匯率的干預較少;開發中國家,如韓國、巴西、印尼、新加坡等,對於匯率的干預較多。在1980:3–1997:10之間,南韓每月匯率變動小於2.5%的機率是97.6%。在19個號稱採用管理浮動匯率的國家中排名第4,僅次於波利維亞 (Bolivia),印尼,與埃及。台灣不在 Calvo and Reinhart (2002) 分析的樣本內,但以1980:1–1997:12之資料計算,匯率變動小

¹¹這樣的結論係由全樣本估計所得。事實上,如前所述,在均衡匯率的建構中,以全期間或是期間1與期間2所建構的均衡匯率並無顯著不同,對於央行阻升期的認定並無影響。這樣的結果除了說明結構性的變動造成的參數變動並不會重大影響我們對阻升期的認定,亦證明了我們的實証結果具相當的頑強性 (robustness)。

表 4: 波動指標

Period (1)	Probability that the monthly change is		
	Within a ±2.5 percent band:		Greater than ±4 percent:
	Exchange rate (2)	Reserve (3)	Nominal interest rate (4)
1980:12–2004:12	93.08	66.09	85.12
1980:12–1987:06	93.67	32.91	93.67
1987:07–1997:07	95.87	78.51	96.69
1997:08–2004:12	88.76	78.65	61.79

於 2.5% 的機率是 96.0%，排名應為第 5。若依央行本身之計算，2002 年底至 2005 年 3 月之間，新台幣匯率（對美元）之波動幅度比星幣、韓元、日圓、及歐元都要低。¹²

根據上一小節的討論，圖 2 可區分為三段時期：其一為 1980:12–1987:6 與 1997:8–2004:12 的阻升時期（陰影所顯示部分），中間的 1987:7–1997:7 時期似無明顯的阻升政策，但可能有所謂的「動態穩定」政策。我們遵循 Calvo and Reinhart (2002) 的作法，將這三段時期的匯率、外匯存底、與利率之變動計算出來。接下來，我們分別把匯率與外匯存底波動落於正負 2.5 個百分點之內的機率，以及利率波動落於正負 4 個百分點之外的機率求算出來，列於表 4。

由匯率變動來看，這三段時期的波動都不大。變動幅度小於正負 2.5% 區間內的機率分別為 93.67%，95.87%，與 88.76%。與 Calvo and Reinhart (2002) 所列舉的已開發國家來比較，美國為 58.7%，日本為 61.2%，顯示央行的干預程度極鉅。然而，即使我們根據跨國資料的比較發現，台灣的匯率變動相對於這些已開發國家而言，較為穩定。這樣的發現，並不必然隱含央行的「動態穩定」政策奏效。一個可能的假說是，如果央行不進場干預，匯率的波動情形可能會比目前實際資料所呈現的匯率波動更加穩定。

¹²從 2002 年底到 2005.3.7 之間，星幣的平均波動幅度是新台幣的 1.6 倍，韓元的平均波動幅度是 2.3 倍，日圓是 3.3 倍，歐元是 3.8 倍。波動幅度係指「匯率變動計算過去 20 天期之標準差」，參見彭淮南 (2005)，頁 13。

有關央行干預的政策效果,我們將在下一節有更深入的探討。

至於外匯存底的變動落在正負 2.5% 內的機率,在 1980:12–1987:6 期間僅 32.91%,代表央行在該段期間透過外匯存底大量干預匯市。然而,從外匯存底的變動來看,1997:8–2004:12 與 1987:7–1997:7 兩段期間並無顯著差異。最後,由名目利率變動的觀點來看,1980:12–1987:6 與 1987:7–1997:7 兩段期間有著較大的波動,意味著較多的干預。

3 匯率干預之效果

上一節的分析指出,台灣匯率政策的兩個重點是阻止新台幣升值及降低匯率波動。本節將分析匯率干預政策是否有效?各國的央行對於匯率干預的程度因所採取的匯率制度而異。因此,我們首先回顧匯率制度與經濟成長關係的文獻,再分析台灣的匯率政策。

3.1 匯率制度與經濟成長

匯率制度與政策的基本考量是經濟成長。另一個重要的考量是,匯率的波動是否引起產出的波動。早期的實證研究發現,匯率制度與經濟成長及其波動之間並無顯著相關。此一文獻最經典的文章為 Baxter and Stockman (1989)。該文的研究顯示,14 個 OECD 國家的工業產出成長率之標準差 (standard deviation) 在 1973 年 Bretton Woods system 崩潰前後樣本期間並無顯著差異。如果將開發中國家考慮進來,同一研究亦發現,進出口貿易波動也不會因匯率制度變遷而有所不同。Flood and Rose (1995) 稱此一結果為 “the Baxter and Stockman classic exchange rate regime neutrality result”。後續的實證研究大多有相同的發現,亦即,經濟基本情勢 (包含經濟成長率) 並不受匯率制度所影響。

然而,在分析經濟成長是否會受匯率制度變遷影響的問題前,有一個重要的問題必須先解決:如何分類 (classify) 一個國家的匯率制度?這個問題之所以重要是因為不同的分類會導致不同的實證結果;而一個不符事實的分類將會誤導我們的結論。一般的研究中,多以兩種方式來做匯率制度的分類:一為依據 IMF 所出版的匯率制度報告,二為以匯率的波動作為匯率制度的替代變數。第一種方法的缺點在於,IMF 所出版的匯率制度報告係

由會員國自行向 IMF 報告其匯率制度, 因而有名實不符的狀況發生。亦即, 會產生宣稱的匯率制度 (*de jure* exchange rate regime) 與實際的匯率制度 (*de facto* exchange rate regime) 之差異。但是, Calvo and Reinhart (2002) 與 McKinnon (2001) 等人的研究發現, 這種名實不符的情況十分多見。至於以匯率的波動作爲匯率制度的替代變數雖然可以避免名實不符的缺點, 但是僅考慮匯率的波動顯然不足以刻畫匯率制度的全貌。

近年來, 許多研究開始嘗試建構實際的匯率制度的分類方法, 其中尤以 Ghosh et al. (2002), Levy-Yeyati and Sturzenegger (2005) 以及 Reinhart and Rogoff (2004) 最爲卓著。學者也利用這些匯率制度分類來探討匯率制度與經濟成長之間的關係。Levy-Yeyati and Sturzenegger (2003) 應用 Levy-Yeyati and Sturzenegger (2005) 的分類方法分析世界183個國家, 樣本期間爲1974–2000年。結果發現, 對於開發中國家而言, 匯率制度越僵化 (less flexible), 經濟成長率越低, 且國民所得的波動越大。對於先進國家來說, 匯率制度與經濟成長則無顯著相關。相反的, Dubas et al. (2005) 則以其發展的有效匯率分類法 (effective exchange rate classifications) 檢視工業化國家與非工業化國家, 並得到與 Levy-Yeyati and Sturzenegger (2003) 相反的結果: 對非工業化國家而言, 匯率制度越穩定, 經濟成長率越高。

Husain et al. (2005) 與 Rogoff et al. (2004) 則利用 Reinhart and Rogoff (2004) 的分類方法, 更進一步探討在不同的所得水準以及金融制度健全程度下, 匯率制度與經濟成長之間的關係。作者蒐集分析世界131個國家的匯率政策資料, 樣本期間爲1940–2001年。相較於其他研究僅將世界各國分類爲先進國家 (advanced country) 與開發中國家 (developing country) 兩大類, 作者把131個樣本國家分爲三大類: 先進國家, 新興市場 (emerging market), 及開發中國家。匯率制度則區分爲5大類: fixed, limited flexibility, managed floating, freely floating, 與 freely falling。

作者指出, 一國匯率制度之選擇必須考量兩項因素: 國際資本流動日趨擴大以及國內金融制度是否健全。匯率制度愈僵化 (rigid), 如 fixed 或 limited flexibility 制度, 發生匯兌危機的機會越高。不過, 這個結論並非對所有國家一體適用。事實上, 實証研究發現開發中國家採取 fixed 或 limited flexibility 制度, 對於控制物價膨脹是有幫助的。作者認爲, 其中一項重要

的原因是開發中國家的市場較少與國際資本接觸，採取 limited flexibility 制度的負面影響較小。

新興市場則有不同的結論。新興市場的所得較高，金融制度較為成熟，國際資本之流進與流出無可避免，若採取 limited flexibility 制度，發生匯兌危機的機率會升高。更重要的是，根據 131 個國家的樣本所作的分析，採取不同匯率制度國家的實質經濟表現，在統計上並無顯著不同。作者的結論是，對於新興市場而言，匯率制度轉向 freely floating 有助於經濟成長。

台灣不在以上研究的樣本中，但依其分類標準，台灣與韓國、新加坡一樣，屬於新興市場，匯率制度應歸類在 managed floating。由上一節的分析，台灣央行對於匯率的干預相當積極，因此制度上可能比較偏向 limited flexibility。在新興市場中，台灣與新加坡的平均每人所得屬於較高者，金融制度較為成熟，金融市場也較開放。因此，台灣是否應減少對匯率之干預，是值得探討的問題。以下兩小節分別就阻升政策與匯率穩定政策之效果進行分析。

3.2 阻升政策之效果

如上所述，央行干預匯率的主要動機是促進成長與降低產出波動。台灣是一個小型開放體系。新台幣升值時，政府官員的焦慮溢於言表，央行應干預市場的主張也不斷出現。支持阻升政策者都認為，出口對經濟成長佔有舉足輕重的角色，故主張透過阻升政策以刺激出口，進而提高成長率。

「阻止升值以刺激出口，進而導引經濟成長」的論點建立在 3 個條件上：(1) 央行的干預能影響匯率，(2) 低匯率可促進出口，(3) 出口增加可提升經濟成長。顯然，如果第 1 個條件不成立，亦即，央行的干預無法影響匯率，則即使條件 (3) 成立，匯率干預也無法產生預期的效果。我們將在下一小節較仔細地探討條件 (1)。本小節先分析出口與經濟成長的關係。

關於出口與經濟成長之關係，黃台心 (2002) 對於相關文獻有詳細的介紹。他並以台灣 1951–2001 的年資料進行分析，結果發現台灣的資料與「出口導引經濟成長」的假說一致。出口增加為何能導引經濟成長？黃台心 (2002, 頁 465) 整理文獻上的看法，其中原因包括出口增加使資源配置更有效率，規模經濟充分發揮，以及出口擴張後，外匯管制措施得以放鬆，

甚至完全解除。根據上一節的分析，從1980年底以來，阻升政策在1980–1987以及1997–2004期間較為明顯；1987–1997之間的干預可能以降低匯率波動為主。若阻升政策能壓低匯率，出口廠商的報價會下降，但進口原料的價格反而相對上升。因此，出口廠商所創造的附加價值可能上升，也可能下降。反之，若廠商的原料是進口而來，而生產的商品主要供國內市場消費，則除非商品價格同幅提高，否則阻升政策將降低其附加價值。¹³

事實上，以個別國家時間序列來分析出口與經濟成長之間的關係，實証結果的證據力稍嫌薄弱，較佳的切入方式應為追蹤資料 (panel data) 之研究。Reppas and Christopoulos (2005) 利用22個非洲及亞洲的開發中國家建構追蹤資料，樣本期間涵蓋1969–1999年。¹⁴ 實証結果發現，經濟成長造成出口擴張，反之卻不然。亦即，根據一個較為可靠的追蹤資料之研究，「出口導引經濟成長」的假說並不成立。作者進而質疑出口擴張政策的有效性。

綜合以上的分析，「出口導引經濟成長」的假說在跨國的資料中並不成立。本文的目的在於探討台灣的匯率政策對於出口與經濟成長之關係的可能影響，我們將繼續以台灣的資料作為實証分析的對象，然而，我們認知個案分析的侷限性。底下我們參照黃台心 (2002) 的作法，除了出口變數之外，我們另外考慮固定資本形成與貿易條件兩個變數。其中，固定資本形成為資本存量的代理變數 (proxy)，貿易條件則代表了本國產品的價格競爭力。¹⁵ 黃台心 (2002) 的實証分析使用年資料，本研究則使用1980:Q4–2004:Q4經季節調整的季資料。所有變數均以對數形式呈現，分別為： $lgdp_t$ (產出)， $lfix_t$ (固定資本形成)， $lexp_t$ (出口) 以及 $ltot_t$ (貿易條件)。其中，貿易條件 (tot_t) 定義為出口物價指數除以進口物價指數。

在進行分析之前，我們必須先對這些變數的時間數列性質有所了解。我

¹³新台幣升值時出口商品報價提高，這在短期之內不利於出口廠商與國外廠商競爭。但新台幣升值對於國內消費者與進口廠商是有利的，故採取阻升政策表示央行較重視出口部門。

¹⁴樣本包含 Cameroon, Central Africa Republic, Ivory Coast, Gabon, Ghana, Kenya, Madagascar, Mauritius, Morocco, Senegal, S. Africa, Togo, India, Indonesia, Korea, Malaysia, Nepal, Pakistan, Philippines, Singapore, Sri Lanka, 與 Thailand。

¹⁵黃台心 (2002) 指出，如果再將勞動生產力或總就業水準變數納入，將使模型的估計結果不符理論預期。

表 5: ADF Tests

變數	統計值	
	原數列	一階差分
lgdp	-2.45	-7.25
lfix	-0.83	-5.12
lexp	-1.97	-4.78
ltot	-1.54	-4.92

拒絕具有單根的臨界值分別為
-3.50 (1%) 以及 -2.89 (5%)。

表 6: Cointegration Tests: Trace Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.195376	39.25	47.21	54.46
At most 1	0.134318	19.25	29.68	35.65
At most 2	0.049889	5.98	15.41	20.04
At most 3	0.013777	1.28	3.76	6.65

們首先採用Andrews and Ploberger (1994) 的結構改變檢定, 結果發現產出, 固定資本形成, 出口與貿易條件均無結構性改變之證據。¹⁶ 因此, 我們在此僅考慮一般的單根與共積檢定。根據表5的單根檢定顯示, 所有變數為 $I(1)$ 數列。我們進而採用 Johansen (1995) 的共積檢定 (cointegration test) 並報告於表6與表7。¹⁷ 結果顯示, 無論是跡檢定 (Trace test) 或是最大特性根檢定 (Maximun Eigenvalue test), 均指出這些 $I(1)$ 變數並無共積關係。因此, 我們將變數取一階差分, 且不考慮誤差修正項 (error correction)。

¹⁶產出, 固定資本形成, 出口與貿易條件等時間數列之 Sup-LM 統計量的 p-value 分別為0.12, 0.42, 0.85以及0.31; 而 Exp-LM 統計量的 p-value 則分別為0.14, 0.26, 0.72以及0.18, 均無法拒絕沒有結構性改變的虛無假設。

¹⁷無論是單根檢定或是共積檢定, 最適的落後期數均以 Akaike criterion 選取。

表 7: Cointegration Tests: Max-eigenvalue Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.195376	20.00	27.07	32.24
At most 1	0.134318	13.27	20.97	25.52
At most 2	0.049889	4.71	14.07	18.63
At most 3	0.013777	1.28	3.76	6.65

我們首先考慮以下的模型 A:

$$\begin{aligned} \text{dlgdp}_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \text{dlgdp}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} \text{dlfix}_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} \text{dlexp}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{4j} \text{dltot}_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

根據 Akaike criterion, 最適的落後期數為 $p = 4$ 。模型 A 的估計結果列於表 8 中的第 (1) 欄。由表 8 可以得知, 前一期的出口成長 (dlexp_{t-1}) 對於經濟成長的效果為正向且具統計上的顯著。當出口增加 1% 時, 使國內生產毛額將上升 0.09%。此結果與黃台心 (2002) 一致, 顯示「出口導引經濟成長假說」適用於台灣。至於前一期固定資本形成與貿易條件對所得成長具有負影響但不具統計顯著性。

接下來, 為了解阻升政策是否影響出口與經濟成長的關係, 我們考慮以下的模型 B:

$$\begin{aligned} \text{dlgdp}_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \text{dlgdp}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} \text{dlfix}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} \text{dlexp}_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^p \beta_{4j} \text{dltot}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{5j} \text{Dum}^* \text{dlexp}_{t-j} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

其中, Dum_t 為虛擬變數,

$$\text{Dum}_t = \begin{cases} 1 & \text{1980:Q4–1987:Q2 or 1997:Q3–2004:Q4} \\ 0 & \text{其他期間} \end{cases}$$

表 8: Growth Regression

	(1) Model A		(2) Model B	
	Estimates	Std Error	Estimates	Std Error
$dlgdp_{t-1}$	0.1402	0.1539	0.1148	0.1599
$dlgdp_{t-2}$	0.0770	0.1697	0.0952	0.1725
$dlgdp_{t-3}$	0.4005**	0.1683	0.4089**	0.1731
$dlgdp_{t-4}$	0.3713**	0.1702	0.3307*	0.1776
$dlfix_{t-1}$	-0.0548	0.0360	-0.0592	0.0375
$dlfix_{t-2}$	0.0366	0.0372	0.0380	0.0384
$dlfix_{t-3}$	-0.0828**	0.0364	-0.0907**	0.0371
$dlfix_{t-4}$	-0.0691**	0.0340	-0.0680**	0.0343
$dlexp_{t-1}$	0.0944**	0.0480	0.0886	0.0766
$dlexp_{t-2}$	-0.0634	0.0487	0.0433	0.0768
$dlexp_{t-3}$	-0.0380	0.0468	-0.0215	0.0764
$dlexp_{t-4}$	-0.0835*	0.0454	-0.0706	0.0767
$dltot_{t-1}$	-0.0319	0.0725	-0.0511	0.0779
$dltot_{t-2}$	0.0791	0.0801	0.0938	0.0819
$dltot_{t-3}$	-0.0403	0.0793	-0.0425	0.0797
$dltot_{t-4}$	0.1303*	0.0753	0.1489*	0.0782
Constant	0.0043	0.0034	0.0038	0.0036
$(D*dlexp)_{t-1}$			0.0310	0.0759
$(D*dlexp)_{t-2}$			-0.1352*	0.0746
$(D*dlexp)_{t-3}$			-0.0085	0.0776
$(D*dlexp)_{t-4}$			0.0045	0.0814

說明: 變數定義 (取對數) 為: $lgdp_t$ (產出), $lfix_t$ (固定資本形成), $lexp_t$ (出口) 以及 $ltot_t$ (貿易條件); 各變數前之字母 d 代表一階差分。D 為虛擬變數。

*, **, *** 分別代表 10%, 5% 以及 1% 的統計顯著性。

根據圖 2 所區分的時期, 令 $Dum_t = 1$ 代表央行阻升政策時期 (1980:Q4–1987:Q2 與 1997:Q3–2004:Q4); $Dum_t = 0$ 另代表「動態穩定」政策的 1987:Q3–1997:Q2 時期。

在模型 B 中, 我們考慮了 Dum 與 $lexp$ 的交乘項。如果該交乘項的係

數顯著，則代表了阻升政策會改變出口對經濟成長的影響力。亦即，在阻升政策下，出口對經濟成長的影響為 $\beta_{3j} + \beta_{5j}$ 而非 β_{3j} 。我們將模型 B 的估計結果報告於表 8 中的欄 (2)。在模型 B 中，(Dum*dlexp) 的係數除了 β_{52} 外均不顯著。此外，聯合檢定 $H_0: \beta_{51} = \beta_{52} = \beta_{53} = \beta_{54} = 0$ 的 F 值與 p -value 分別為 0.885 與 0.477。這樣的結果表示，阻升政策並不會 (統計上) 顯著改變出口對經濟成長的影響力。

3.3 阻升政策與經濟成長

為檢驗「阻升促進出口，出口提升成長」的論點，上一小節分析阻升是否改變出口與成長之關係。另外一種分析方法是遵循 Baxter and Stockman (1989) 的作法，直接分析不同制度 (regime) 下的經濟成長率。Lin and Lee (2002) 利用香港及台灣 1975:Q1–2000:Q4 的季資料，檢視匯率制度與總體經濟表現。實證結果與 Baxter and Stockman (1989) 的發現一致：匯率制度與總體經濟表現並沒有任何系統性的相關性。

以上的分析比較固定匯率與浮動匯率制度下之經濟表現。我們目的是比較阻升期與非阻升期。因此，我們將樣本期間劃分為兩段：阻升期與非阻升期，分析比較這兩段期間的經濟成長狀況是否存在顯著之差異。

由於影響經濟成長的因素眾多，單純地比較兩段期間經濟成長率的非條件均值 (unconditional mean) 並不具任何意義。我們必須控制住其他相關變數對經濟成長的影響後，再對該兩段期間的條件均值 (conditional mean) 進行比較。我們仍以上一小節之模型 A (式 (8)) 為基礎。為了分析阻升期與非阻升期之差異，我們在基本模型中加入虛擬變數，變成模型 C:

$$\begin{aligned} \text{dlgdp}_t = & \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \text{dlgdp}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} \text{dlfix}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} \text{dlexp}_{t-j} \\ & + \sum_{j=1}^p \beta_{4j} \text{dltot}_{t-j} + \beta_5 \text{Dum}_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

其中， Dum_t 為虛擬變數，

$$\text{Dum}_t = \begin{cases} 1 & 1980:Q4-1987:Q2 \text{ or } 1997:Q3-2004:Q4 \\ 0 & \text{其他期間} \end{cases}$$

表 9: Growth Regression

	(1) Model A		(2) Model C		(3) Model D	
	Estimates	Std Error	Estimates	Std Error	Estimates	Std Error
dlgdp _{t-1}	0.1402	0.1539	0.1199	0.1557	0.0081	0.1674
dlgdp _{t-2}	0.0770	0.1697	0.0321	0.1770	-0.1086	0.1936
dlgdp _{t-3}	0.4005**	0.1683	0.3575**	0.1751	0.2235	0.1902
dlgdp _{t-4}	0.3713**	0.1702	0.3542**	0.1715	0.2526	0.1797
dlfix _{t-1}	-0.0548	0.0360	-0.0632*	0.0372	-0.0440	0.0385
dlfix _{t-2}	0.0366	0.0372	0.0297	0.0380	0.0507	0.0396
dlfix _{t-3}	-0.0828**	0.0364	-0.0888**	0.0371	-0.0698*	0.0383
dlfix _{t-4}	-0.0691**	0.0340	-0.0738**	0.0345	-0.0623*	0.0347
dlexp _{t-1}	0.0944**	0.0480	0.1067**	0.0499	0.1227**	0.0502
dlexp _{t-2}	-0.0634	0.0487	-0.0416	0.0543	-0.0202	0.0551
dlexp _{t-3}	-0.0380	0.0468	-0.0177	0.0520	0.0018	0.0526
dlexp _{t-4}	-0.0835*	0.0454	-0.0717	0.0472	-0.0604	0.0471
dltot _{t-1}	-0.0319	0.0725	-0.0398	0.0731	-0.0591	0.0731
dltot _{t-2}	0.0791	0.0801	0.0866	0.0806	0.0806	0.0797
dltot _{t-3}	-0.0403	0.0793	-0.0383	0.0794	-0.0588	0.0794
dltot _{t-4}	0.1303*	0.0753	0.1476*	0.0777	0.1470*	0.0768
Constant	0.0043	0.0034	0.0067	0.0044	0.0124	0.0055
Dum _t			-0.0030	0.0033		
Dum _{1t}					0.0003	0.0038
Dum _{2t}					-0.0072*	0.0041

說明: 變數之定義同表 8。*, **, *** 分別代表 10%, 5% 以及 1% 的統計顯著性。

模型 C 的估計結果請見表 9 第 (2) 欄, 阻升政策對於經濟成長有著不顯著的負面影響。經濟成長在阻升期與非阻升期的條件均值分別為 0.0037 與 0.0067。

以上的結果隱含 1980:Q4–1987:Q2 與 1997:Q3–2004:Q4 這兩段阻升期對經濟成長具有相同的影響 (symmetric effects)。為了捕捉可能存在的不對稱效果, 我們進一步考慮模型 D:

$$\text{dlgdp}_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \text{dlgdp}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} \text{dlfix}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} \text{dlexp}_{t-j}$$

$$+ \sum_{j=1}^p \beta_{4j} dltot_{t-j} + \beta_5 Dum_{1t} + \beta_6 Dum_{2t} + \varepsilon_t$$

其中, Dum_{1t} 與 Dum_{2t} 為虛擬變數,

$$Dum_{1t} = \begin{cases} 1 & 1980:Q4-1987:Q2 \\ 0 & \text{其他期間} \end{cases}$$

$$Dum_{2t} = \begin{cases} 1 & 1997:Q3-2004:Q4 \\ 0 & \text{其他期間} \end{cases}$$

模型 D 的估計結果列於表 9 中的第 (3) 欄。我們發現, 1980:Q4–1987:Q2 的阻升期對於經濟成長有正的影響但並不顯著。反之, 1997:Q3–2004:Q4 的阻升期對於經濟成長有顯著的負面影響。¹⁸

以上的結果指出, 阻升匯率政策並不能促進經濟成長。不過, 我們認知到, 不同的模型設定將影響我們的結論。欲探討阻升匯率政策 (或是低估本國幣值政策) 對經濟成長的影響, 有賴跨國追蹤資料 (panel data) 的探討, 才能得到更為堅實 (concrete) 的結論。

3.4 干預能否影響匯率?

上一小節的分析方法直接比較阻升期與非阻升期之經濟成長率, 因此, 無法釐清其中可能的影響管道。相對而言, 3.2 節則分析一般所認知的「貶值—出口—成長」之影響管道是否存在。結果發現, 阻升政策並不影響出口與成長之關係。但如果央行的干預能影響匯率, 進而達到降低匯率波動的穩定效果, 則透過干預匯率促進成長的力量仍然存在。本小節即分析此一問題。

前面圖 2 將實際/均衡匯率與外匯存底之變動並列, 似乎隱含央行的干預能影響匯率。但實際上, 匯率干預是否有效, 學者之間仍有爭論。為分析干預政策是否有效, 研究者區分沖銷性干預 (sterilized intervention) 與非沖銷性干預。前者是指央行為了干預匯率而購入外匯之後, 隨即又進行沖銷動作以維持國內貨幣供給的穩定。顯然, 在非沖銷性干預政策中, 國內

¹⁸在 1997–2004 阻升期經濟成長率下降的另一個解釋是, 阻升政策是為了提振景氣。若經濟成長率下降時, 央行會較積極地採取阻升政策, 則阻升期虛擬變數之係數將為負值。

貨幣供給會隨著干預政策而變動,進而可能影響利率與匯率等變數。Sarno and Taylor (2001) 的文獻回顧指出,研究者的共識是,非沖銷性干預的確會造成匯率的變動;但沖銷性干預是否有效則無定論。

由央行所發行的定期存單餘額之累積可知,在1997–2004年的阻升政策中,央行執行的是沖銷性干預。但是,在1980–1987年的阻升政策中,沖銷政策並不完全,致使國內貨幣供給的增加超乎正常水準。若依以上所歸納之文獻結論,1980–1987期間之干預的確影響匯率,但1997–2004間之干預則尚難確定。Fatum and Hutchison (2003b) 利用德國央行與美國央行所公開的外匯買賣資料,探討干預政策能否影響匯率,結論是,在短期內(1個月內),干預政策的確影響匯率。他們以同樣方法分析日本與美國之匯率,也得到類似的結論(Fatum and Hutchison, 2003a)。因為台灣央行干預外匯市場之資料尚未公開,我們無法仿照上述作法分析台灣匯率干預之效果。但若綜合文獻之結論,央行的阻升政策可能有效,但只有短期效果。

除了阻升政策之外,台灣匯率政策的另一個重點是降低匯率的波動幅度,也就是央行所說的「動態穩定」政策。「動態穩定」政策有效嗎?文獻上關於此一問題的研究也相當多,例如, Dominguez (1993, 1998, 1999), Hung (1997), Beine et al. (2002)。Beine et al. (2003) 歸納晚近的實証研究結果指出, (a) 干預能影響匯率水準之証據並不強; (b) 干預政策反而使匯率波動加大。根據結論 (a), 央行干預政策可能只有短暫的效果, 而結論 (b) 則質疑「動態穩定」政策之效果。不過, 他們進一步以 regime-switching model 研究美元對德國馬克及美元對日圓的匯率, 卻發現干預政策可能降低匯率波動。本小節依據其計量方法分析央行的干預是否能降低匯率的波動。

在國際金融理論中, 匯率的波動主要來自以下三種因素: (1) 市場基本面的波動 (volatility in market fundamentals), (2) 預期的變動 (changes in expectations) 以及 (3) 投機活動 (speculative activities)。我們可以由一個簡單的理性預期匯率資產定價模型 (asset-pricing model) 來討論這些因素:

$$e_t = (1 - \delta) \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j E(f_{t+j} | \Omega_t), \quad (9)$$

其中, e_t 為名目匯率, Ω_t 為第 t 期的資訊集合, δ 為折現因子 (discount factor), 而 f_t 就是第 t 期的基本面總體經濟變數。¹⁹

首先, 市場基本面 f_t 包含實質產出, 利率水準以及貨幣政策等總體經濟變數, f_t 的變動將直接影響匯率的波動。相對而言, 預期的變動則是透過 Ω_t 的改變影響匯率的波動。預期的變動可能來自於 (a) 對未來市場基本面預期的改變, 以及 (b) 市場參與者對自己的預期的信心程度 (亦即對於自己預期的正確性有多大把握)。舉例來說, 如果投資人對於自己的預期充滿不確定感, 則任何新的資訊進入市場, 都會使投資人不斷更新他的預期, 進而不斷改變其買進賣出的交易決策, 最終造成匯率的波動。最後, 匯率的波動可能來自與市場基本面 (現今的基本面或是預期的未來基本面) 完全無關的投機活動。譬如, 自我預言實現的匯價變動 (self-fulfilling exchange rate movements) 或是雜訊交易行為 (noise trading) 的存在等。

至於探討央行的外匯市場干預如何影響匯率的波動, 事實上就是探討央行干預如何影響上述三種因素。如果央行所執行的是沖銷性干預, 則干預政策並不會造成第一項基本面因素的變動。然而, 無論是沖銷性干預或是非沖銷性干預, 央行的干預 (以下以 I_t 表示) 會將 (9) 式改變成:

$$e_t = (1 - \delta) \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j E(f_{t+j} | \Omega_t + I_t). \quad (10)$$

此時, 央行的干預行為或是央行的干預宣告, 就如同是一個進入資訊集合的「訊號」(signal), $\Omega_t + I_t > \Omega_t$ 。而央行的干預可能增加或是降低匯率的波動, 端賴 I_t 的性質而定。

舉例來說, 如果央行明白宣示要捍衛匯率, 或是以行動表示捍衛匯率的決心。倘若央行的宣示或行動是可信 (credible) 且明確 (unambiguous), 而外匯市場又是具有效率性, 則央行的干預可以降低匯率的波動。反之, 倘若央行的宣示或行動是不可信 (not credible) 且模糊 (ambiguous), 投資人對於央行政策充滿狐疑, 則匯率的波動反而會因為央行干預所導致的不確定感而擴大。值得一提的是, 外匯市場是否具效率對於央行的干預效果亦有決定性的影響。如果外匯市場不具有效率性, 即便央行的宣示或行動

¹⁹(9) 式可由許多匯率決定的理論模型所導出。例如, Money-Income models, 以及 Taylor-Rule models 等, 參見 Engel and West (2005) 之討論。

是可信且明確, 央行干預亦無法降低匯率的波動 (參見 Dominguez (1998) 之討論)。

因此, 理論上央行的干預可能增加或是降低匯率的波動。在本小節的實證分析上, 我們將以 Hamilton (1989) 所提出的 Markov switching model 來檢視央行的干預是否能穩定匯率波動。Markov switching model 為探討匯率波動時, 所廣為應用的模型, 在近來的研究中十分常見, 參見 Engel and Hamilton (1990), Engel (1994), Engel and Hakkio (1996) 等。此外, 將 Markov switching model 應用於匯率危機模型 (currency crisis) 可見於 Jeanne and Masson (2000), Cerra and Saxena (2002), Tillmann (2002), Mariano et al. (2002), 以及 Chen (2006)。至於將 Markov switching model 應用於央行對匯率干預的研究首見於 Beine et al. (2003)。在探討央行干預如何影響匯率波動的文獻中, 多以 GARCH Model 作為實證模型。根據 Beine et al. (2003) 的想法, 使用 Markov switching model 的好處在於該模型能夠考慮政策執行時的市場起始狀態 (initial state of the market)。亦即透過模型的估計可以分辨出, 給定外匯市場高或低波動的不同起始狀態時, 其政策效果是否不同。如果起始狀態會影響干預政策之效果, 則使用單一狀態 (single-regime) 的 GARCH Model 所估計出來的, 可能只是不同狀態下的平均效果。²⁰

茲考慮以下的簡單的匯率實證模型:

$$\varphi(B)x_t = \mu_{S_t} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim \text{i.i.d. } \mathcal{N}(0, \sigma_{S_t}^2), \quad (11)$$

其中, $\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p$, B 為落後運算子 (lag operator)。 $x_t = \log(e_t) - \log(e_{t-1})$ 為名目匯率的變動率。 μ_{S_t} 及 $\sigma_{S_t}^2$ 分別為狀態相依 (state dependent) 的平均數與變異數, S_t 為無法觀察到的狀態變數 (state variable)。在此, 我們假設實證模型為一雙狀態的 Markov switching model, 其中 $S_t = H$ 代表高匯率波動 (不穩定) 狀態; 反之, $S_t = L$ 則代表匯率低波動 (穩定) 狀態。狀態的轉換矩陣設定為:

$$P(I_{t-1}) = \begin{bmatrix} p_t^{HH}(I_{t-1}) & 1 - p_t^{LL}(I_{t-1}) \\ 1 - p_t^{HH}(I_{t-1}) & p_t^{LL}(I_{t-1}) \end{bmatrix}, \quad (12)$$

²⁰相關討論參見 Beine et al. (2003)。

其中, $p_t^{ij}(I_{t-1}) = P(s_t = j | s_{t-1} = i, I_{t-1})$, I_t 為央行干預金額。

我們進一步將狀態轉換機率寫成

$$p_t^{HH}(I_{t-1}) = \frac{\exp\{\alpha_0 + \alpha_1 I_{t-1}\}}{1 + \exp\{\alpha_0 + \alpha_1 I_{t-1}\}}, \quad (13)$$

$$p_t^{LL}(I_{t-1}) = \frac{\exp\{\beta_0 + \beta_1 I_{t-1}\}}{1 + \exp\{\beta_0 + \beta_1 I_{t-1}\}}. \quad (14)$$

因此, 如果央行干預有助於穩定匯率波動, 亦即 $(\partial P^{HH} / \partial I_{t-1}) < 0$ 與 $(\partial P^{LL} / \partial I_{t-1}) > 0$, 則我們預期 $\hat{\alpha}_1 < 0$, $\hat{\beta}_1 > 0$ 。反之, 如果央行干預反而提高匯率波動程度, 亦即 $(\partial P^{HH} / \partial I_{t-1}) > 0$ 與 $(\partial P^{LL} / \partial I_{t-1}) < 0$, 則我們預期 $\hat{\alpha}_1 > 0$, $\hat{\beta}_1 < 0$ 。

央行外匯存底的變動有幾個因素。除了央行為干預匯率所作的買賣操作之外, 還包括外匯資產孳息, 以及各主要幣別之外匯資產間的匯率變動。台灣的央行並未公布其外匯買賣之細節, 故我們無法得知央行之干預金額。以下的分析中, 我們只好以外匯存底變動的絕對值 $|\Delta r_t|$ 作為央行干預金額, I_t 的替代變數。我們對不同的樣本期間: 1980:12–1989:8 (期間1), 1989:9–2004:12 (期間2) 以及 1980:12–2004:12 (全期) 進行估計, 並將估計結果列於表 10。

由表 10, 首先觀察到的是, 運用 Markov switching model, 我們可以將新台幣對美元匯率的時間數列以「高期望值 — 高變異」與「低期望值 — 低變異」的狀態轉換予以刻劃。以 1980:12–2004:12 的估計為例, 「高期望值 — 高變異」狀態的期望值與變異數分別為 -0.01 與 3.21 , 而「低期望值 — 低變異」狀態的期望值與變異數則為 -0.04 與 0.21 。不過, 期望值之估計值都不顯著。

接著我們發現, 無論是根據那一段樣本期間, 我們都得到了 $\hat{\alpha}_1 > 0$ 且 $\hat{\beta}_1 < 0$ 的估計結果; 不過, 前一估計值並不顯著。 $\hat{\beta}_1 < 0$ 表示當外匯市場處於穩定狀態時, 央行干預會提高其進入高波動狀態的機率。反之, $\hat{\alpha}_1 > 0$ 則表示當外匯市場處於不穩定狀態時, 央行干預會提高其持續停留在高波動狀態的機率。此縮減式 (reduced-form) 的估計結果亦與萬哲鈺 (2000) 以 GARCH 模型進行估計所得到的結論一致: 央行的干預並無法有效降低匯率的波動程度, 反而會加劇其不穩定性! 事實上, 以上的結果與多數的實證文獻的結果相符。

表 10: Markov switching model

	1980:12–2004:12		1980:12–1989:8		1989:9–2004:12	
	Estimates	Std Error	Estimates	Std Error	Estimates	Std Error
μ_H	−0.01	0.18	0.06	0.48	0.30	0.28
μ_L	−0.04	0.06	−0.07	0.12	−0.07	0.09
φ_1	0.39***	0.05	0.41***	0.07	0.34***	0.06
φ_2			0.12**	0.06		
σ_H^2	3.21	0.53	4.24	1.45	2.98	0.69
σ_L^2	0.21	0.04	0.21	0.05	0.23	0.10
α_0	0.85**	0.41	0.16	0.70	0.77	0.66
β_0	2.27***	0.43	3.67***	1.00	1.84***	0.57
α_1	0.02	0.02	0.02	0.05	0.02	0.03
β_1	−0.04*	0.02	−0.15**	0.06	−0.02	0.03
LogLik	−128.4995		−25.5843		−95.8828	

說明：*，** 與 *** 分別代表10%，5% 與 1%的統計顯著性。最適的落後期 p 係以 Schwarz criterion 選取。

上面已經說明，若外匯市場具有效率性，而且央行的宣示或行動是可信且明確，則干預政策可以降低匯率的波動。循此角度解釋，對於外匯市場的交易者而言，央行的宣示或行動可能是模糊或不盡可信的，匯率干預行動提高了匯市的不確定性，導致匯率波動擴大。梁國樹 (1997) 曾指出：

穩定的政策減少人們的不確定性，而能做出理想之決策。若政策不明確，且經常有新而不同的政策說明，則將引起各種猜測，而增加不確定性。最近央行不僅發言甚多，其所指政策方向又常改變，且多「鬆中帶緊、緊中帶鬆」之類不明確之用語。今後最好能改為具體、明確而且不隨便更改的政策目標乃至政策法則。

本小節之實証結果支持其論點。

4 干預的成本

根據 Friedman (1953) 的想法，央行在外匯市場上是否獲利可視為央行干預是否有效的一個指標。其理由相當簡單，如果央行能夠控制匯價，則投

機客之損失，即為央行獲利之所在。因此，估算央行在外匯市場上干預所造成的利潤（或損失），亦可據以衡量央行執行匯率政策的績效表現。

以上的論點是從投資利潤的角度出發。不過，在執行阻升政策期間，追求利潤可能不是央行的唯一目標，甚至可能不是主要目標。在1986–1989期間，台灣央行的阻升政策出現一特別的名詞，即所謂的「緩慢升值」政策。在美國的壓力之外，央行不得不放棄固定匯率政策，讓新台幣升值。但是，央行又認為新台幣不宜一次升足，理由是緩慢升值才能讓國內的出口廠商有適應調整的空間。若此一說法屬實，則阻升政策的主要目標是在創造出口廠商的調整空間，外匯買賣之利潤/損失並非主要目標。

緩慢升值政策是在新台幣升值之際大量買入美元，一旦美元對新台幣貶值，央行即出現損失。在緩慢升值政策之初，美元匯率在1986年中約38元，此後，新台幣一路升值，到了1989年底變成26.1元。同樣的，由外匯存底之累積判斷，央行在1998–2004年之間也採取阻升新台幣之政策。不過，此一期間匯率之變動不若前一期間之一路升值，而是有上下起伏。1998年6月，匯率為34.4元，2004年底新台幣小幅升值為32.2元。如果未來新台幣再升值，央行阻升政策之損失將擴大；反之，若新台幣貶值，損失會減少，甚至出現利潤。央行的損失就是全體納稅人的損失。阻升政策讓出口廠商與投機者獲得利益，但全體納稅人付出成本。由此角度來看，緩升或阻升政策造成財富重分配。

本小節嘗試估算匯率干預政策之利潤/損失。我們遵從 Sarno and Taylor (2001) 的建議，將央行的累計利潤/損失， z_t ，計算如下：

$$z_t = \underbrace{\sum_{k=1}^t f_k (e_t - e_k)}_{z_{1t}} + \underbrace{\sum_{k=1}^t e_k (i_k^* - i_k) \sum_{j=1}^k f_j}_{z_{2t}} \quad (15)$$

z_t 係由 z_{1t} 與 z_{2t} 所構成。其中， z_{1t} 為價差所造成的利潤/損失；而 z_{2t} 則是利息成本。其中， f_k 為央行在第 k 期所購買的外匯， e_t 與 e_k 分別為第 t 期及第 k 期期末匯率（一單位美元的新台幣價格）。 i_k^* 與 i_k 分別為第 k 期的國外與國內利率。因此， z_t 的意義為，自第1期起算，累計到第 t 期時的總利潤/損失。顯然， z_t 之值與最終期 t 有關。若 t 期新台幣價位較高，則計算出來之 z_t 之損失會較大，或者利潤會較低。

由於我們無法取得央行外匯買賣的確切資料, 因此只能以外匯存底的變動 Δr_t 來作為 f_t 的替代變數。雖然台灣的央行干預是影響外匯存底變動的主要原因, 卻不是唯一的因素。因此, Δr_t 並非 f_t 的完美替代變數。然而, 在央行公開其資料之前, 這是我們唯一的選擇。另外值得一提的是, 由於無法取得央行的實際買賣資料, 我們所能估算的利潤/損失為未實現利潤/損失 (unrealized profit/loss), 而非已實現之利潤/損失。

我們將 1980:12–2004:12 期間, 價差的累計利潤/損失 (z_{1t}), 累計利息成本 (z_{2t}), 總累計利潤/損失 (z_t) 以及利差 ($i_t^* - i_t$) 繪於圖 3。估算的基期 (k) 為 1980:12。在此期間, 央行干預的價差損失為新台幣 3,525.15 億元, 利差損失為新台幣 1,811.72 億元。總損失則為新台幣 5,336.87 億元, 約為 2004 年 12 月 GDP 的 61%。²¹

圖 3 顯示, 匯率干預之損失主要是因為 1986–1989 期間的「緩慢升值」政策。若以 1986:1 為基期重新計算, 則 1986:1–1989:12 期間央行因「高買價, 低賣價」造成的隱含損失高達新台幣 4,135.88 億元。²² 所幸在這段期間美的利率水準高於台灣, 產生因利差造成的未實現利潤為新台幣 867.33 億元。加總起來, 央行在緩升政策期間蒙受了新台幣 3,268.55 億元的龐大損失, 約為 1989 年 12 月 GDP 的 95%。最後, 我們計算 1998 年以來匯率政策之未實現利潤/損失。若以 1999:1 為基期, 則 1999:1 到 2004:12 期間央行干預的總損失為 1,899.81 億元, 約為 2004 年 12 月 GDP 的 22%。

為了與其他國家作一對照比較, 我們以日本為例, 檢視其央行干預的利潤/損失。日本在 Bretton Woods system 崩潰後, 由於對美大量出超, 使得日圓在 1980 年間面臨強大的升值壓力。爾後日本採用了傾向於自由浮動的匯率政策。我們以同樣的方法估算日本央行干預的利潤, 並將 z_{1t} , z_{2t} , z_t 以及 ($i_t^* - i_t$) 繪於圖 4。由圖 4 可知, 日本在外匯市場干預上獲致大量的未實現利潤。這與 Ito (2002) 以日本銀行買進賣出的實際干預資料所得到的結果一致, 印証了日本在干預政策上獲致了龐大的利潤。²³

²¹ GDP 之月資料係考慮長期成長趨勢, 由季資料折算而得。

²² 此一估算值與央行本身之估算相符。1988 年, 央行總裁張繼正說明, 截至 1987 年底為止, 央行外匯資產淨額因匯率變動所生的損失達新台幣 4,635 億元。參見《經濟日報》, 1988 年 2 月 6 日之報導。

²³ 事實上, 日本的干預政策就是鮮少干預而採取傾向於自由浮動之政策。相關討論, 參見 Chen and Taketa (2006)。

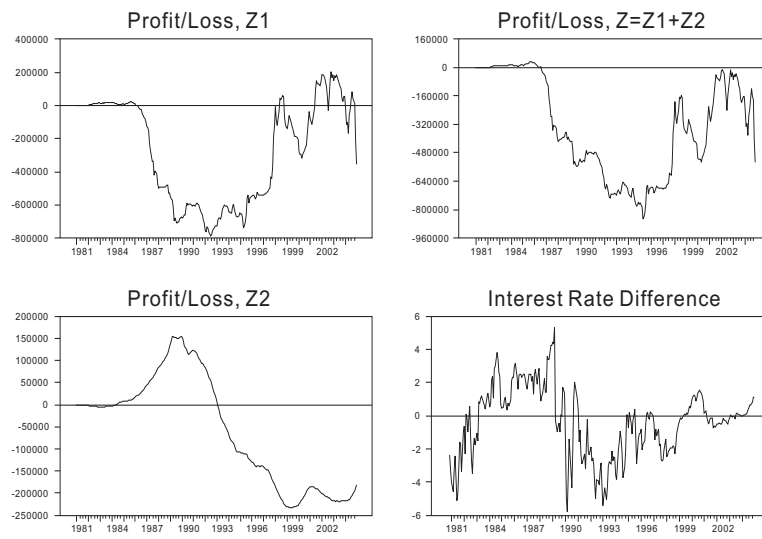


圖 3: 台灣央行干預未實現累計利潤/損失 (1980:12–2004:12)

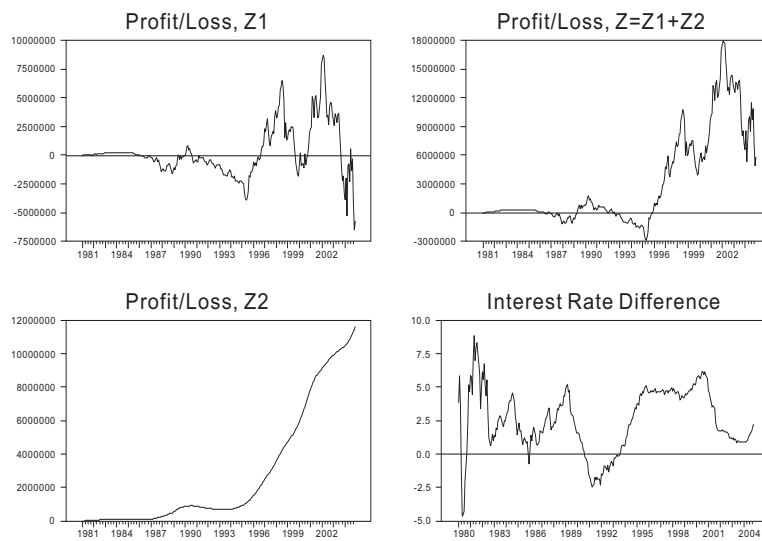


圖 4: 日本銀行干預未實現累計利潤/損失 (1980:12–2004:12)

5 結語

本文研究台灣的匯率制度與政策。首先，我們檢視自1980年以來台灣匯率政策之內容，我們發現，台灣央行不僅是執行其所宣稱的「動態穩定」政策，另一個重要的政策是「防止新台幣升值」。央行的匯率干預是否有效，文獻上一直有許多的爭議。本文對台灣匯率政策的實証分析發現，阻升政策對於經濟成長並無明顯助益，而央行的匯率干預政策也無法有效地穩定匯率波動。最後，我們發現央行的匯率干預，特別是1986–1989年間的「緩升政策」，造成龐大損失。

本文分析央行干預外匯市場之效果。無論是關於匯率干預政策是否能夠穩定匯率波動，或是估計央行匯率干預的損失，我們都需要有央行干預匯市之資料。不過，截至本文研究為止，台灣央行尚未公佈匯市干預之歷史資料。在無法取得實際資料的情況下，我們只能遵循目前我們所知文獻中最常見的作法，以外匯存底變動來作為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証結果。我們衷心期待，台灣央行能夠與先進國家如美、日、德等國一樣，公佈匯市干預的歷史資料。此一作法一方面可促進央行決策的透明化，使得一般社會大眾得以檢驗央行干預成效，另一方面，亦有裨益於學界對於匯率與外匯市場之研究。

台灣財經政策的長期演變中，有一條清楚的主軸，那就是由管制走向開放。產業政策如此，股市與匯市政策也是如此。而台灣的經驗並非偶然。由高所得國家的經驗來看，不管是大國或小國，不管是開放程度有多大，也莫不是如此。顯然，在某些情況下，制度必須隨著經濟的發展而演變。依 Rogoff et al. (2004, 頁 36–7) 之實証分析，新興市場的匯率政策逐步轉向開放，對於經濟成長是有利的。這也許是台灣未來匯率政策轉變的方向。

附錄

表 11: 資料來源

變數	資料名稱	來源	資料庫編碼
r_t	外匯存底 (Taiwan)	Datastream	TWRESERVA
	外匯存底 (Japan)	IFS	158.1L.DZF...
i_t	本國利率 (Taiwan, commercial paper rate)	Datastream	TWCPM30D
	本國利率 (Japan, call money rate)	IFS	15860B..ZF...
i_t^*	外國利率 (U.S., Treasury Bill rate)	Datastream	USGBILL3
e_t	匯率 (NT\$/US\$)	金融統計月報	ae
	匯率 (Yen/US\$)	IFS	158..AE.ZF...
y_t	Real GDP (Taiwan)	主計處	2134
y_t^*	Real GDP (U.S.)	NIPA Table	Table 1.1.6
IM_t	進口 (Taiwan)	NIAQ, AREMOS	IM01
EXP_t	出口 (Taiwan)	NIAQ, AREMOS	EX01
CPI_t	消費者物價指數 — 總指數 (Taiwan)	主計處	27PC0
WPI	躉售物價指數 — 總指數 (Taiwan)	主計處	27PW0
CPI_t^*	Consumer Prices (U.S.)	IFS	11164...ZF...
PPI_t^*	Producer Prices Index (U.S.)	IFS	11163...ZF...
m_t	M2 (Taiwan)	中央銀行	
m_t^*	M2 (U.S.)	IFS	11159MBCZF...
IP_t	工業生產指數 (Taiwan)	IND, AREMOS	JC
MPI_t	進口物價指數 (Taiwan)	PRICE, AREMOS	MPI
XPI_t	出口物價指數 (Taiwan)	PRICE, AREMOS	XPI
fix_t	固定資本形成 (Taiwan)	NIAQ, AREMOS	IFIX01

參考文獻

- 梁國樹 (1997), “對當前貨幣政策之看法”, 收錄於侯金英 (編), 《貨幣金融政策建言》, 164–167, 台北: 遠流。
- 彭淮南 (2005), “新台幣匯率持續升值, 對產業之生存與發展造成衝擊, 應如何因應”, 2005年3月14日中央銀行總裁在立法院財政委員會報告。
- 黃台心 (2002), “出口與經濟成長的因果關係: 台灣的實證研究”, 《經濟論文叢刊》, 30(4), 465–490。

- 萬哲鈺 (2000), “中央銀行台北外匯市場干預行為分析”, 《台灣經濟學會年會論文集》, 109–125。
- Andrews, Donald W. K. and Ploberger, Werner (1994), “Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative”, *Econometrica*, 62(6), 1383–1414.
- Baxter, Marianne and Stockman, Alan C. (1989), “Business cycles and the exchange-rate regime: Some international evidence”, *Journal of Monetary Economics*, 23(3), 377–400.
- Beine, Michel, Benassy-Quere, Agnes, and Lecourt, Christelle (2002), “Central bank intervention and foreign exchange rates: New evidence from figarch estimations”, *Journal of International Money and Finance*, 21(1), 115–144.
- Beine, Michel, Laurent, Sebastien, and Lecourt, Christelle (2003), “Official central bank interventions and exchange rate volatility: Evidence from a regime-switching analysis”, *European Economic Review*, 47(5), 891–911.
- Calvo, Guillermo A. and Reinhart, Carmen M. (2002), “Fear of floating”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(2), 379–408.
- Cerra, Valerie and Saxena, Sweta Chaman (2002), “Contagion, monsoons, and domestic turmoil in Indonesia’s currency crisis”, *Review of International Economics*, 10(1), 36–44.
- Chen, Shiu-Sheng (2006), “Revisiting the interest rate-exchange rate nexus: A Markov switching approach”, *Journal of Development Economics*, 79(1), 208–224.
- Chen, Shiu-Sheng and Taketa, Kenshi (2006), “An assessment of Weymark’s measures of exchange market intervention: The case of Japan”, Bank of Japan IMES discussion paper.
- Chinn, Menzie D. and Meese, Richard A. (1995), “Banking on currency forecasts: How predictable is change in money?”, *Journal of International Economics*, 38(1-2), 161–178.
- Dominguez, Kathryn M. (1993), “Does central bank intervention increase the volatility of foreign exchange rates?”, NBER working paper, w4532.
- (1998), “Central bank intervention and exchange rate volatility”, *Journal of International Money and Finance*, 17(1), 161–190.
- (1999), “The market microstructure of central bank intervention”, NBER working paper, w7337.
- Dubas, Justin M., Lee, Byung-Joo, and Mark, Nelson C. (2005), “Effective exchange rate classifications and growth”, NBER working paper,

- w11272.
- Engel, Charles (1994), "Can the Markov switching model forecast exchange rates?", *Journal of International Economics*, 36, 151–165.
- Engel, Charles and Hakkio, Craig (1996), "The distribution of exchange rates in the EMS", *International Journal of Finance and Economics*, 1, 55–67.
- Engel, Charles and Hamilton, James D. (1990), "Long swings in the dollar: Are they in data and do markets know it?", *American Economic Review*, 80, 689–713.
- Engel, Charles and West, Kenneth D. (2005), "Exchange rates and fundamentals", *Journal of Political Economy*, 113, 485–517.
- Fatum, Rasmus and Hutchison, Michael M. (2003a), "Effectiveness of official daily foreign exchange market intervention operations in Japan", NBER working paper, 9648.
- (2003b), "Is sterilised foreign exchange intervention effective after all? An event study approach", *Economic Journal*, 113(April), 390–411.
- Flood, Robert P. and Rose, Andrew K. (1995), "Fixing exchange rates a virtual quest for fundamentals", *Journal of Monetary Economics*, 36(1), 3–37.
- Friedman, Milton (1953), "The case for flexible exchange rates", in Milton Friedman (ed.), *Essays in Positive Economics*, 157–203, Chicago: University of Chicago Press.
- Ghosh, Atish R, Gulde, Anne-Marie, and Wolf, Holger C (2002), *Exchange rate regimes: Choices and consequences*, Cambridge and London: MIT Press.
- Gregory, Allan W. and Hansen, Bruce E. (1996), "Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1), 99–126.
- Hamilton, James D. (1989), "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", *Econometrica*, 57, 357–384.
- Hansen, Bruce E. (1997), "Approximate asymptotic p values for structural-change tests", *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(1), 60–67.
- Hung, Juann H. (1997), "Intervention strategies and exchange rate volatility: A noise trading perspective", *Journal of International Money and Finance*, 16(5), 779–793.
- Husain, Aasim M, Mody, Ashokaa, and Rogoff, Kenneth S (2005), "Ex-

- change rate regime durability and performance in developing versus advanced economies”, *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 35–64.
- Ito, Takatoshi (2002), “Is foreign exchange intervention effective?: The Japanese experiences in the 1990s”, NBER working paper, w8914.
- Jeanne, Olivier and Masson, Paul (2000), “Currency crises, sunspots and Markov-switching regimes”, *Journal of International Economics*, 50, 327–350.
- Johansen, Soren (1995), “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive model”, *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- Levy-Yeyati, Eduardo and Sturzenegger, Federico (2003), “To float or to fix: Evidence on the impact of exchange rate regimes on growth”, *American Economic Review*, 93(4), 1173–1193.
- (2005), “Classifying exchange rate regimes: Deeds versus words”, *European Economic Review*, 49(6), 1603–1635.
- Lin, Kenneth S. and Lee, Hsiu-Yun (2002), “The political economy of exchange rate regimes: Evidence from Hong Kong and Taiwan”, *Asian Economic Journal*, 16(1), 1–15.
- Mariano, Roberto S., Abiad, Abdul G., Gultekin, Bulent, Shabbir, Tayyeb, and Tan, Augustine (2002), “Markov chains in predictive models of currency crises—with applications to southeast Asia”, Penn Institute Economic Research, working paper 02-013.
- McKinnon, Ronald I. (2001), “After the crisis, the East Asian dollar standard resurrected: An interpretation of high-frequency exchange-rate pegging”, in J. Stiglitz and S. Yusuf (eds.), *Rethinking the East Asian Miracle*, World Bank and Oxford University Press.
- Meese, Richard and Rogoff, Kenneth (1983), “Empirical exchange rate models of the 1970’s: Do they fit out of sample?”, *Journal of International Economics*, 14, 3–24.
- Rapach, David E. and Wohar, Mark E. (2004), “Testing the monetary model of exchange rate determination: A close look at panels”, *Journal of International Money and Finance*, 23, 867–895.
- Reinhart, Carmen M and Rogoff, Kenneth S (2004), “The modern history of exchange rate arrangements: A reinterpretation”, *Quarterly Journal of Economics*, 119(1), 1–48.
- Reppas, Panayiotis A. and Christopoulos, Dimitris K. (2005), “The export-output growth nexus: Evidence from African and Asian countries”, *Jour-*

- nal of Policy Modeling*, 27(8), 929–940.
- Rogoff, Kenneth (2001), “The failure of empirical exchange rate models: No longer new, but still true”, *Economic Policy Web Essay*, URL: <http://www.economics.harvard.edu/faculty/rogoff/papers>.
- Rogoff, Kenneth S., Husain, Aasim M., Mody, Ashoka, Brooks, Robin, and Oomes, Nienke (2004), *Evolution and Performance of Exchange Rate Regimes*, Washington, D.C.: International Monetary Fund, IMF Occasional Paper, 229.
- Sarno, Lucio and Taylor, Mark P. (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.
- Tillmann, Peter (2002), “Information disparities and the probability of currency crises: Empirical evidence”, Manuscript, University of Cologne.
- Zivot, Eric and Andrews, Donald (1992), “Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

投稿日期: 2006年1月6日, 接受日期: 2007年3月8日

An Investigation of Exchange Rate Policy in Taiwan

Shiu-Sheng Chen

Department of Economics, National Taiwan University

Tsong-Min Wu

Department of Economics, National Taiwan University

This paper investigates the exchange rate policy in Taiwan since 1980. We identify two important policies adopted by the Taiwanese central bank: stabilization and devaluation policies, and then analyze their efficacy and impact. The empirical results suggest that the devaluation policy does not cause output growth. Moreover, the stabilization policy fails to reduce exchange rate volatility. Finally, we have shown a huge unrealized loss from official intervention, especially during so called the “adjustment-period” in 1986–1989.

Keywords: exchange rate regime, exchange rate policy, official intervention.
JEL classification: E58, F31, F37