

台灣貨幣政策法則之檢視

陳旭昇*

國立台灣大學經濟學系

吳聰敏

國立台灣大學經濟學系

關鍵詞: 貨幣政策法則、匯率市場干預

JEL 分類代號: E58, F31, F37

* 聯繫作者: 陳旭昇, 國立台灣大學經濟學系, 台北市 100 中正區徐州路 21 號。電話: (02) 2351-9641 分機 481; 傳真: (02) 2321-5704; E-mail: sschen@ntu.edu.tw。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。中山經研所專題討論會上的建議與意見, 我們受益良多, 僅在此表達謝意。此外, 作者感謝兩位匿名審稿人的寶貴意見。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」(計畫編號: 95R0064-AH03-01)所提供之研究補助。

摘 要

本文的目的是分析台灣 1981 年以來的貨幣政策法則 (monetary policy rule)。透過估計貨幣政策反應函數, 我們有如下的發現: (1) 1981–1997 年, 台灣央行的貨幣政策可用貨幣成長率法則 (money growth rule) 予以刻劃, 反之, 1998–2008 年, 則以利率法則 (interest rate rule) 較能適切說明台灣貨幣政策。(2) 台灣央行於 1999 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。

1. 前言

本文的目的是估計 1981 年以來台灣的貨幣政策反應函數。自從 Taylor (1993) 之後，關於貨幣政策法則 (monetary policy rule) 的研究如風起雲湧般大量出現。Taylor 的研究關注的是最適的貨幣政策法則。他認為貨幣政策的目的是在控制物價膨脹率，以及降低實質產出之波動。此外，依循 1980 年代初期以來關於法則與權衡 (rule versus discretion) 之研究，他主張央行應依循法則執行貨幣政策。在 Taylor (1993, 1999) 的研究中，針對美國聯邦準備銀行 (以下簡稱 Fed) 之貨幣操作，他提出最適的貨幣政策法則，並以之檢驗美國長期貨幣政策。

根據此一法則，Taylor (2007) 檢視 Fed 在 2001 年以後之貨幣政策，認為 Fed 的政策太過寬鬆，並導致美國房地產價格的泡沫，而這也是美國 2008 年爆發次貸危機 (subprime mortgage crisis) 的主要原因之一。但是，此一結論仍有爭議，原因是 Taylor (1993) 所提議的利率法則是否為最適的貨幣政策法則，文獻上並無定論。例如，McCallum (2000) 即另提議以貨幣基數為基礎的貨幣成長率法則，並以美國、英國，以及日本為對象作比較研究，結果發現兩種法則之結論雖然大體相同，但並不完全一致。

目前看來，理論的發展在短時間內可能無法提出大家都同意的最適法則。然而，由實證面來看，學者亦嘗試以計量方法估計央行的貨幣政策反應函數 (monetary policy reaction function)，藉以探討是否存在一個實證上的反應函數可以刻劃央行的貨幣政策執行。舉例來說，Clarida et al. (1998) 就以計量分析方法估計德國與英美等國之貨幣政策反應函數。我們可以藉由貨幣反應函數的估計，了解央行如何調整貨幣總計數或是利率以因應經濟情勢之變化。

本文的目的不是要尋找台灣的最適貨幣法則，而是要了解台灣自 1980 年代初期以來的貨幣政策主要是依循特定之反應函數，或者主要是央行的權衡？我們依循 Clarida et al. (1998) 的作法，嘗試估計台灣是否存在貨幣政策反應函數。若存在的話，我們進一步分析貨幣政策反應函數之特性。以下為了行文方便，我們使用「貨幣法則」來稱呼央行的貨幣反應函數。台灣是一個

小型開放經濟,我們特別想要了解的是,台灣的貨幣政策中,匯率是否是央行決策的重要變數。此外,根據陳旭昇與吳聰敏(2008)的研究,台灣央行對於外匯市場的干預在某些時段曾有「阻升不阻貶」的非對稱行為,本文也將深入分析此一問題。

2. 台灣央行貨幣政策法則

根據台灣《中華民國中央銀行之制度與功能》(中央銀行, 2003),「貨幣政策係指中央銀行經由調控貨幣總計數或利率水準等以達成總體經濟目標」(頁 29),而政策擬定的最終目標則包括「維持物價穩定與促進經濟成長」(頁 29)。為了達成此最終目標,台灣央行選擇貨幣總計數(M_2)做為中間目標變數,依據經濟成長率與物價膨脹率的目標值來擬定貨幣成長目標區間,並以準備貨幣做為操作工具。

2.1 貨幣政策反應函數

如果使用貨幣成長率法則(money growth rule)的概念,台灣央行所宣稱的貨幣政策可寫成

$$\Delta M_t^* = \Delta M^* + \gamma_p(E_t \pi_{t+k} - \pi^*) + \gamma_y(E_t y_t - \bar{y}_t), \quad (1)$$

其中 ΔM_t^* 為貨幣總計數 M_2 之年成長率目標值: $\Delta M_t^* = (\log(M_{2t}^*) - \log(M_{2t-4})) \times 100$ 。¹ π_{t+k} 為第 t 期到第 $t+k$ 期之間的物價上漲率, $\pi_{t+k} = \log(CPI_{t+k}) - \log(CPI_t)$ 。 $E_t(\cdot) = E(\cdot | \Omega_t)$ 代表央行在設定貨幣政策時,已知的資訊集合 Ω_t 所形成的條件期望值,則 $E_t(\pi_{t+k}) - \pi^*$ 為央行的預期物價膨脹率與其目標值之差距。 y_t 為實質 GDP 對數值, \bar{y}_t 代表潛在實質 GDP (potential real GDP) 之對數值,故 $y_t - \bar{y}_t$ 代表產出缺口(output gap)。

¹ 我們選擇的資料頻率為季,並計算 M_2 的年成長率而非季成長率,其原因在於央行所宣告的目標區是貨幣總計數年成長率。

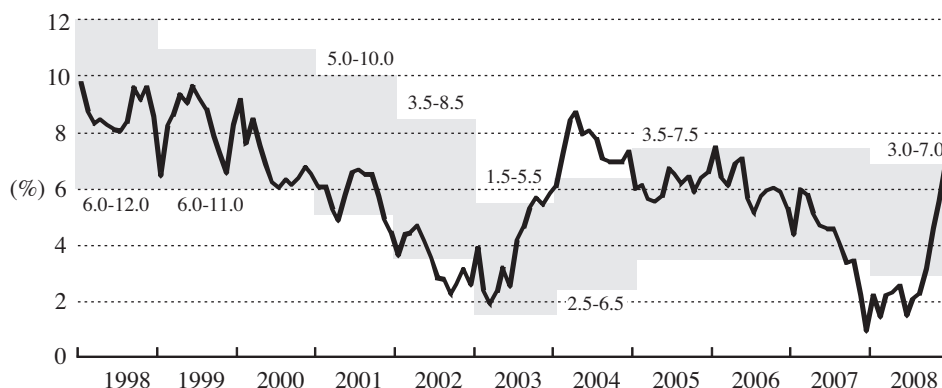


圖 1 M₂ 貨幣成長率與目標區

由於央行在制訂貨幣政策時，主計處對於該季的實質 GDP 尚未統計出來，因此對於產出必須做出預期， $E_t y_t - \bar{y}_t$ 則為預期產出與潛在產出之差異（產出缺口）。以上之設定稱為前瞻性（forward-looking）的貨幣政策法則，因為央行政策考慮了未來重要變數之變動。當預期物價膨脹率上升時，央行緊縮貨幣以對抗物價膨脹（ $\gamma_p < 0$ ），而當預期產出低於潛在產出時，央行也會寬鬆貨幣以刺激景氣（ $\gamma_y < 0$ ）。 $\Delta M_t^* = \Delta M^*$ 代表當預期物價膨脹率以及產出與目標值一致時（ $E_t \pi_{t+k} - \pi^* = E_t y_t - \bar{y}_t = 0$ ），央行所偏好（但我們無法觀察到）的固定貨幣成長率。

台灣央行自 1992 年開始公告 M₂ 成長目標區，本年度之 M₂ 貨幣成長率目標區是於上一年底宣布。圖 1 畫出台灣 1998–2008 年間之 M₂ 成長率目標區。早期設定的 M₂ 成長率目標區之上下幅度空間為 6%，近年來縮小為 4%。但是實際之成長率有時會高於或低於原先設定之目標區。舉例來說，2003–2004 上半年，M₂ 成長率不斷上升，2004 年之 M₂ 成長率大幅超出原來設定的目標區，而 2007 年之 M₂ 成長率則低於目標區。造成此現象的原因，可能是貨幣需求的非預期地增減，然而，另一個可能性則是央行的匯率政策所致。

依據台灣的「中央銀行法」，央行的任務有四項：(1) 促進金融穩定，(2) 健全銀行業務，(3) 維護對內與對外幣值之穩定，(4) 協助經濟發展。因為「對外幣值穩定」是台灣央行的任務之一，故干預匯率是央行的職責。1986 年之後，台灣由固定匯率制度改為管理浮動匯率制度。央行對外宣稱，匯率政策是「動態穩定」政策。依據央行的解釋，這是指匯率政策的目的是降低匯率

之波動程度。貨幣供給成長率或名目利率高低會影響資本流動,進而影響匯率水準,因此,第(1)式中的貨幣成長率法則應修正為:

$$\Delta M_t^* = \Delta M^* + \gamma_p(E_t \pi_{t+k} - \pi^*) + \gamma_y(E_t y_t - \bar{y}_t) + \gamma_e(E_t \Delta e_t - \Delta e^*), \quad (2)$$

其中,匯率變動 $\Delta e_t = (\log(S_t) - \log(S_{t-1})) \times 100$, S_t 為名目匯率季平均值。

式(2)假設,央行為維持匯率之動態穩定,對於匯率變動有一目標值: Δe^* 。在此,我們進一步假設 $\Delta e^* = 0$,亦即央行偏好匯率水準不變。但若假設 $\Delta e^* \neq 0$ 並不會影響我們的估計結果。

台灣央行召開理事會以決定貨幣政策的時間為季末,會議召開時,當季之匯率平均值為已知,因此 $E_t \Delta e_t = \Delta e_t$ 。根據以上討論,式(2)可改寫成

$$\Delta M_t^* = \Delta M^* + \gamma_p(E_t \pi_{t+k} - \pi^*) + \gamma_y(E_t y_t - \bar{y}_t) + \gamma_e \Delta e_t, \quad (3)$$

當 $\gamma_e < 0$, 代表央行採取逆風干預 (lean against the wind), 亦即匯率升值時 ($\Delta e_t < 0$), 央行會以寬鬆貨幣政策使利率下降, 透過資金外流, 達到阻止匯率升值之目標。目前文獻中已有不少開放經濟下的貨幣政策法則的相關研究, 如 Clarida et al. (1998), 以及 Clarida (2001) 均有相似的模型設定。此外, 理論模型如 Smets and Wouters (2002) 對於央行損失函數之建構, 亦可做為第(2)式或第(3)式之設定動機與經濟意涵。

在式(3)的貨幣成長率法則下, 央行為了短期的匯率阻升, 可能因而犧牲長期物價穩定之目標。事實上, 這種「顧此失彼」的政策在文獻上已有討論。Dueker and Fischer (1996) 以馬可夫轉換模型檢視瑞士的貨幣政策, 他們發現瑞士的貨幣當局往往會為了因應匯率變動而無法達成其貨幣目標區。Ho and Lin (2005) 檢視台灣的實際 M_2 成長率, M_2 目標區, 以及新台幣對美元匯率走勢, 結果發現當新台幣幣值顯著走升或走貶時, 實際 M_2 成長率常會錯失其目標區。

依循 Clarida et al. (1998) 以及大多數估計貨幣政策反應函數之實證文獻, 我們在此進一步假設央行不會貿然地大幅增加或減少貨幣成長率, 亦即央行會有如下的政策平滑 (policy smoothing) 行為:

$$\Delta M_t = (1 - \rho)\Delta M_t^* + \rho\Delta M_{t-1} + u_t, \quad \rho \in [0, 1]. \quad (4)$$

這種政策平滑的行為也可解釋成當央行面臨多變的經濟情勢, 在無法完全預知未來情況下的學習行為。式 (4) 中 u_t 為外生隨機衝擊, 代表貨幣政策具有不確定性的部分。此外, 其他可能影響貨幣總計數的因素如金融創新 (financial innovation), 金融自由化 (financial liberation) 等, 也反映在 u_t 的變動。

為了配合央行以 M_2 做為標靶之宣稱, 我們選擇 M_2 估計貨幣政策反應函數, 並假設影響貨幣需求之因素反應在 u_t 的變動上。然而, 貨幣基數 MB 才是央行能夠精確控制的貨幣供給額, 因此, 以下我們將同時分析 M_2 與 MB 兩項變數。

式 (3) 與式 (4) 可以改寫成:

$$\Delta M_t = \alpha_0 + \alpha_1\Delta M_{t-1} + \alpha_2\pi_{t+k} + \alpha_3(y_t - \bar{y}_t) + \alpha_4\Delta e_t + \varepsilon_{Mt}, \quad (5)$$

其中 $\alpha_0 = (1 - \rho)(\Delta M^* - \gamma_p\pi^*)$, $\alpha_1 = \rho$, $\alpha_2 = (1 - \rho)\gamma_p$, $\alpha_3 = (1 - \rho)\gamma_y$, $\alpha_4 = (1 - \rho)\gamma_e$, 以及 $\varepsilon_{Mt} = (1 - \rho)[\gamma_p(E_t\pi_{t+k} - \pi_{t+k}) + \gamma_y(E_ty_t - y_t)] + u_t$ 。理論上, 我們期待 $\alpha_1 > 0$, 而 $\alpha_2 < 0$, $\alpha_3 < 0$, 且 $\alpha_4 < 0$ 。

同理, 如果央行採取的貨幣政策法則並不是貨幣法則, 而是利率法則, 在類似的設定下, 亦即,

$$R_t^* = R^* + \lambda_p(E_t\pi_{t+k} - \pi^*) + \lambda_y(E_ty_t - \bar{y}_t) + \lambda_e\Delta e_t, \quad (6)$$

以及

$$R_t = (1 - \phi)R_t^* + \phi R_{t-1} + v_t, \quad \phi \in [0, 1], \quad (7)$$

則我們所要估計的式子為:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2\pi_{t+k} + \beta_3(y_t - \bar{y}_t) + \beta_4\Delta e_t + \varepsilon_{Rt}, \quad (8)$$

其中 R_t 為隔夜拆款利率,² $\beta_0 = (1 - \phi)(R^* - \lambda_p\pi^*)$, $\beta_1 = \phi$, $\beta_2 = (1 - \phi)\lambda_p$, $\beta_3 =$

² 另一個利率資料的選擇為類似於美國國庫券利率 (Treasury Bill rates) 之十年期中央政府公債

$(1-\phi)\lambda_y, \beta_4 = (1-\phi)\lambda_e$, 以及 $\varepsilon_{Rt} = (1-\rho)[\delta_p(E_t\pi_{t+k} - \pi_{t+k}) + \delta_y(E_t y_t - y_t)] + v_t$ 。理論上預期 $\beta_1 > 0$, 而 $\beta_2 > 0, \beta_3 > 0$, 且 $\beta_4 > 0$ 。

台灣央行對外宣告匯率政策的目的是降低匯率波動幅度, 但是, 民間部門與學術界有不同的解讀, 認為央行匯率政策同時有阻止新台幣升值之效果。因此, 對於式 (5) 與式 (8) 中的匯率變動 Δe_t , 值得做進一步的說明。

2.2 匯率干預, 沖銷與貨幣政策

央行對於匯市的干預可以分為「直接干預」與「間接干預」, 前者係指央行進入外匯市場直接進行外匯買賣, 藉以影響匯率; 後者係指央行採取貨幣政策引導利率改變, 透過本國與外國資產利差的改變, 進而改變匯率。我們在之前解釋式 (2) 時, 假設央行採間接干預。但實際上, 在本研究所涵蓋期間的某些時段內, 台灣央行曾經積極地直接干預外匯市場。因此, 我們必須對於式 (2) 做更進一步的討論。

現在假設 $t-1$ 期之匯率為 32 元, t 期之匯率將會根據市場供需狀況, 升值為 30 元, 亦即 $\Delta e_t < 0$ 。若央行面對此匯率可能升值, 央行並不直接干預, 而是採取寬鬆貨幣政策引導利率下降, 以達到抑止匯率升值之目的, 則 $\gamma_e < 0$ (M_t 增加) 或是 $\lambda_e > 0$ (R_t 下降) 顯示央行的間接干預。相反的, 若央行直接買入外匯資產藉以阻升, 讓 t 期貨幣升值較少, 甚或貶值, 此時 Δe_t 反映的是央行直接干預的效果。

台灣央行有鑄幣權, 也擁有鉅額的外匯存底, 能夠在外匯市場大量地買入或賣出外匯, 直接干預匯率。不過, 台灣外匯市場交易金額龐大, 央行不見得能完全控制匯率的變動。如果新台幣面臨升值的壓力時, 央行直接干預的效果不能完全消除升值的壓力, 則匯率之變動方向與央行未干預時相同, 但是升值幅度會縮小。此時, 央行可能同時採取寬鬆貨幣政策(間接干預), 以減輕新台幣升值的壓力。央行的直接干預未能完全消除新台幣升值(亦即不完全直接干預)有兩種可能性, 我們分別稱之為(1) 不完全干預, 以及(2) 干預不完全成功, 前者係指央行原本就未打算抵銷(offset)所有的外匯市場的供

次級市場利率。由於此利率較不易受銀行資金供需影響, 較能反映貨幣政策。然而, 由於資料的樣本點過少(樣本起始點為1995年), 我們遂採用隔夜拆款利率。

表 1 匯率直接干預與沖銷（以新台幣升值為例）對於匯率及貨幣政策之影響

	Δe_t	ΔM_t^s	ΔR_t
(a) 完全直接干預與完全沖銷	0	0	0
(b) 完全直接干預與部分沖銷	0	+	-
(c) 不完全直接干預與完全沖銷	-	0	0
(d) 不完全直接干預與部分沖銷	-	+	-

說明：+ 代表增加，- 代表減少，0 代表維持不變。

需變動，後者係指央行想達成 $\Delta e_t = 0$ ，卻無法成功。然而，從資料上我們無從區辨此兩種可能性。

在新台幣出現升值的壓力時，央行直接干預是發行新台幣在外匯市場買入美元。因此，直接干預會導致貨幣發行增加。一般而言，央行會同時採取沖銷政策（sterilization），發行定期存單以回收部分或全部的新台幣。因此，若央行的直接干預不完全，而且央行完全沖銷，則其他條件不變時，式 (5) 中之 $\Delta e_t < 0$ ，但 ΔM_t （或是 ΔR_t ）將等於 0。這是表 1 的政策 (c)。反之，若直接干預不完全，故央行輔以間接干預政策，只部分沖銷新發行之貨幣，則 $\Delta e_t < 0$ ，而 ΔM_t 將大於 0（或是 $\Delta R_t < 0$ ）。這是表 1 的政策 (d)，此時我們預期 $\gamma_e < 0$ ($\lambda_e > 0$)。

Lavigne (2008) 分析某些亞洲國家的央行採取部分沖銷政策的理由之一是，沖銷政策有財政成本。當沖銷用的定期存單之利率高於外匯資產孳息利率時，央行的淨利息支出會上升。央行的利息支出增加，最終變成政府的財政負擔，這可能使央行不願發行足夠的定期存單來沖銷。此外，Lavigne (2008) 亦指出，若定期存單的利率低於市場利率，而商業銀行在央行的壓力之下，被迫購買大量定期存單時，這猶如政府對商業銀行課徵額外租稅，金融機構的中介功能將被削弱。考慮此負面影響，也可能促使央行從事部分沖銷。³

若央行執行其所宣稱的「動態穩定」政策，而非採取固定匯率政策 ($\Delta e_t = 0$)，表示央行進行不完全直接干預。此時，若央行以間接干預政策輔助，這是表 1 的政策 (d)，我們預期 $\gamma_e < 0$ ($\lambda_e > 0$)。反之，若央行採政策 (c)，則其他

³ 2001–2008 年之間，台灣外匯資產孳息利率遠高於定期存單利率，因此這段期間台灣央行可能沒有採取部分沖銷政策的動機。

條件不變時, γ_e 與 λ_e 之值將等於零。

2.3 估計方法

顯而易見地, 由於 ε_{Mt} 與 ε_{Rt} 中包含預測誤差項 ($E_t \pi_{t+k} - \pi_{t+k}$ 與 $E_t y_t - y_t$), ε_{Mt} 與 ε_{Rt} 將不符合迴歸分析所要求的外生性假設, 從而直接以最小平方方法估計第 (5) 式與第 (8) 式並不適當。依循 Clarida et al. (1998), 我們以被解釋變數以及物價膨脹率, 產出, 匯率等變數之落後期作為工具變數, \mathcal{I}_t , 符合以下假設:

$$E(\varepsilon_{Mt}|\mathcal{I}_t) = 0, \quad E(\varepsilon_{Rt}|\mathcal{I}_t) = 0.$$

接下來, 我們透過 Hansen et al. (1996) 所介紹的疊代動差法 (iterative generalized method of moments) 估計第 (5) 式與第 (8) 式, 亦即 GMM 估計式 θ 極小化以下評選函數 (criterion function):

$$\hat{\theta}_{GMM} = \arg \min_{\theta} J(\theta) = \arg \min_{\theta} n \bar{g}_n(\theta)' \mathbf{W}_n \bar{g}_n(\theta), \quad (9)$$

其中 $g_t(\theta)$ 為動差條件式, \mathbf{W}_n 為加權矩陣 (weight matrix)。以第 (5) 式為例,

$$g_t(\theta) = (\Delta M_t - \alpha_0 - \alpha_1 \Delta M_{t-1} - \alpha_2 \pi_{t+k} - \alpha_3 (y_t - \bar{y}_t) - \alpha_4 \Delta e_t) \mathcal{I}_t, \\ \bar{g}_n(\theta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n g_t(\theta),$$

其中 $\theta = [\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4]$, $\hat{g}_t = g_t(\hat{\theta}^1)$, $\hat{\theta}^1$ 為設定 $\mathbf{W}_n = \mathbf{I}$ 時的第一階段迴歸係數估計式。接下來我們重複以 $\mathbf{W}_n = [\text{Var}(\hat{\theta}^{j-1})]^{-1}$ 更新加權矩陣以得到迴歸係數估計式 $\hat{\theta}^j$, 直到迴歸係數估計式 $\hat{\theta}$ 收斂為止。迴歸係數估計式的變異數-共變數矩陣 $\text{Var}(\hat{\theta})$ 則是以 Newey-West HAC 估計式估計之。⁴

⁴ 在 Hansen et al. (1996) 所提出的方法中, 有另一個估計式: 連續更新動差法 (continuous-updating generalized method of moments)。然而, 一如 Hansen et al. (1996) 所指出, 雖然在某些情境下, 連續更新動差法具有較佳小樣本性質, 但是在估計上連續更新動差法未必是最佳選擇 (“... from the standpoint of obtaining point estimates, we see no particular advantage to using continuous updating

以上係遵循 Clarida et al. (1998) 的作法，將各變數之預測誤差 ($E_t \pi_{t+k} - \pi_{t+k}$, $E_t y_t - y_t$) 放在誤差項，進而以工具變數估計之。然而，這並不是估計貨幣政策反應函數的唯一方法。事實上，如果我們可以得到市場物價膨脹預期與產出缺口預期的問卷資料 (survey data)，則我們可以用市場預期來當作央行預期的代理變數 (proxy)，可惜這樣的資料在台灣並不可得，故無法採取此一作法。

此外，我們也可以利用向量自我迴歸模型 (VAR) 建構央行對於物價膨脹率，以及產出缺口的預期模型，進而得到央行對於此兩變數預期的時間序列後，再將其代入貨幣政策反應函數予以估計。然而，這樣的做法必須對於央行的預期模型有所假設，VAR 模型中要放哪些其他的經濟變數都必須主觀地設定。此外，利用計量上最適的模型設定（如預測誤差極小）所找出的預期時間序列，又未必就是央行的真正的預期，而兩階段的估計可能又會將第一階段的估計誤差帶到下一階段。基於上述提及之限制與缺點，我們遂採用 Clarida et al. (1998) 的估計方法。

3. 資料與實證結果

本文採用 1981 年第 1 季到 2008 年第 2 季的季資料，資料大多來自主計處總體統計資料庫。貨幣總計數 (M_2)，消費者物價指數 (CPI)，新台幣兌美元匯率 (S_t)，以及金融業隔夜拆款利率 (R_t) 的原始資料為月資料，我們以簡單平均法將月資料轉成季資料。潛在產出對數值 \bar{y}_t 係將實質國內生產毛額對數值 (y_t) 以 Hodrick-Prescott filter 求得。⁵ 貨幣基數 (MB) 資料則取自中央銀行。

Clarida et al. (1998) 指出，第 (5) 式與第 (8) 式的設定隱含貨幣成長率，通貨膨脹率，產出缺口，匯率變動率以及利率均為 $I(0)$ 的時間序列。因此，我們必須先對這些數列進行單根檢定。我們採用 Augmented Dickey-Fuller (ADF)

when minimizing GMM criterion functions.”) 因此，基於連續更新動差法計算繁複的缺點，我們在此使用疊代動差法。

⁵ 實質國內生產毛額先以 X_{11} 法做季節調整。我們也嘗試以不同方法估計潛在產出，包括 Baxter-King 的 band-pass filter，以及簡單的線性與二次式固定趨勢，所得到的實證結果與利用 Hodrick-Prescott filter 之結果一致。

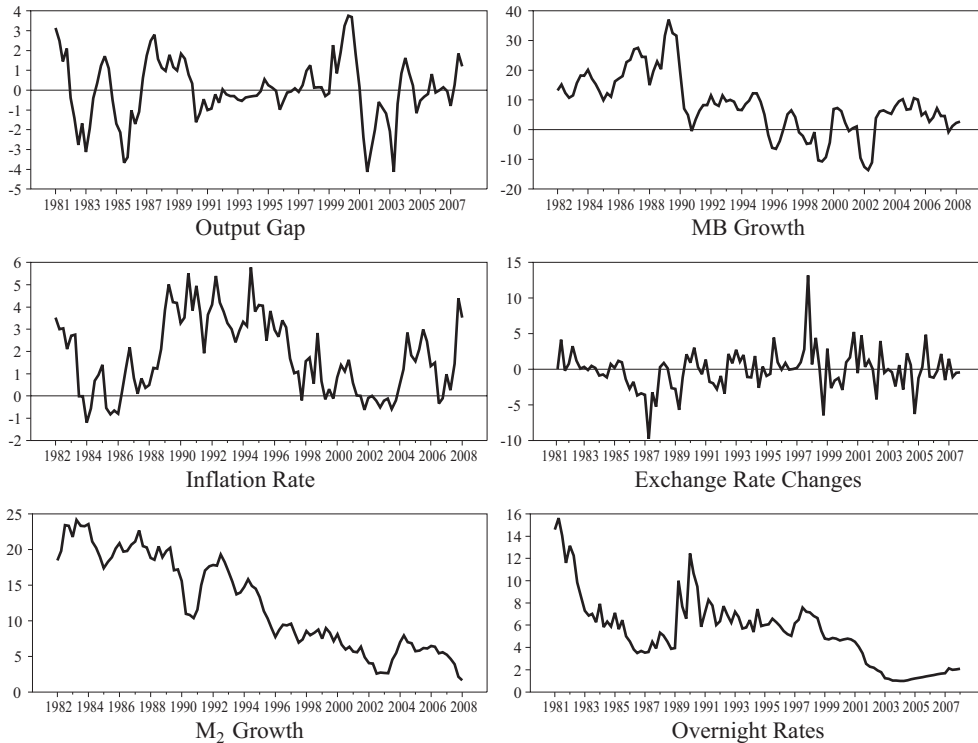


圖 2 產出缺口 (Output Gap), 物價膨脹率 (Inflation Rate), M_2 成長率 (M_2 Growth), MB 成長率 (MB Growth), 匯率變動 (Exchange Rate Changes), 以及隔夜拆款利率 (Overnight Rates)

檢定 Phillips-Perron (PP) 檢定, 以及 DF-GLS 檢定, 增廣項的最適落後期數係由 Bayesian Information Criteria 所決定。一般來說, 我們在單根檢定的設定上都只考慮截距項, 然而, 根據圖 2, 貨幣成長率與利率似乎具有一固定時間趨勢, 我們在檢定貨幣成長率與利率時, 也考慮同時放入截距項與固定時間趨勢項。檢定結果如表 2 所示, 大部分的情形下, 所有變數均能拒絕具有單根之虛無假設。⁶

⁶ 唯一的例外為 DF-GLS 單根檢定檢視利率的結果。事實上, 如果我們考慮央行的貨幣政策工具是利率變動而非利率時, 主要的實證結果並沒有太大改變。而在未考慮時間趨勢項時, 貨幣成長率則只有以 DF-GLS 單根檢定可以拒絕單根的虛無假設。整體而言, 將迴歸模型中的變數視為定態, 應該是一個合理的做法。

表 2 ADF, PP 與 DF-GLS 單根檢定

變數	檢定統計值			
	ADF	PP	DF-GLS	
ΔM_t (M ₂)	-1.14	-0.72	-1.69*	不含時間趨勢項
	-3.27*	-3.74**	-3.01**	含時間趨勢項
ΔM_t (MB)	-1.98	-2.46	-2.03**	不含時間趨勢項
	-2.61	-3.17*	-2.65*	含時間趨勢項
R_t	-3.31**	-3.00**	-0.291	不含時間趨勢項
	-3.60**	-3.51**	-1.94	含時間趨勢項
π_{t+1}	-3.53***	-10.30***	-2.79**	不含時間趨勢項
$y_t - \bar{y}_t$	-4.91***	-4.35***	-2.28**	不含時間趨勢項
Δe_t	-5.09***	-8.50***	-5.11**	不含時間趨勢項

說明: ADF 與 PP 單根檢定含時間趨勢項的臨界值分別為 -4.05(1%), -3.46(5%), -3.15(10%); 不含時間趨勢項的臨界值分別為 -3.49(1%), -2.89(5%), -2.58(10%)。DF-GLS 檢定含時間趨勢項的臨界值分別為 -3.48(1%), -2.89(5%), -2.57(10%); 而不含時間趨勢項的臨界值分別為 -2.58(1%), -1.95(5%), -1.62(10%)。*, ** 以及 *** 分別代表於 10%, 5% 和 1% 的顯著水準下拒絕單根虛無假設。

3.1 迴歸分析結果: 1981–2008

表 3 列出估計結果, 樣本期間是 1981–2008。除了 $k = 1$ 之外 (亦即假設央行關心一季的物價膨脹率), 我們還考慮 $k = 4$ (亦即假設央行關心一年的物價膨脹率) 以做為模型韌性檢視 (robustness check)。J-stat 為 Hansen (1982) 過度認定限制 (overidentifying restriction) 的 J 統計量, 其漸進分配為卡方分配。當 J 統計量超過臨界值時, 代表拒絕工具變數具外生性之虛無假設, 而 p -value 為 J 統計量的檢定 p 值。

表 3 的主要結果如下。首先, α_1 與 β_1 的估計值都在統計顯著的 0.83 到 0.96 之間, 代表央行對於政策平滑給予相當高的權數。這樣的結果與 Clarida et al. (1998, 表 1) 對於工業化國家的估計結果一致。其次, 在 M₂ 與 MB 成長率法則中, α_2 之估計值小於 0, 但不顯著, 表示貨幣政策對於物價膨脹率之變動有所反應, 但不明顯。 α_3 之估計值也有類似的結果, 估計值都不顯著異於 0, 表示央行貨幣政策對產出缺口並無明顯的因應。

表 3 台灣貨幣政策法則估計: 1981Q1–2008Q2

	M ₂ 成長率法則		MB 成長率法則			利率法則	
	$k = 1$	$k = 4$	$k = 1$	$k = 4$		$k = 1$	$k = 4$
α_0	0.36 (0.32)	0.60* (0.36)	1.45** (0.74)	1.61* (0.97)	β_0	-0.05 (0.21)	-0.08 (0.22)
α_1	0.96*** (0.02)	0.95*** (0.03)	0.83*** (0.06)	0.83*** (0.07)	β_1	0.96*** (0.04)	0.95*** (0.04)
α_2	-0.21 (0.24)	-0.11 (0.14)	-0.89 (0.89)	-0.25 (0.55)	β_2	0.43** (0.21)	0.15* (0.08)
α_3	-0.16 (0.10)	-0.13 (0.11)	0.33 (0.40)	0.34 (0.40)	β_3	0.14* (0.07)	0.13* (0.07)
α_4	-0.21** (0.09)	-0.25*** (0.10)	-1.34*** (0.32)	-1.33*** (0.35)	β_4	-0.06 (0.06)	-0.04 (0.06)
J -stat	13.26	13.50	11.00	11.63	J -stat	20.10	17.48
p -value	0.72	0.70	0.86	0.82	p -value	0.27	0.42
ρ_{M_2}, ρ_{MB}	0.96	0.93	0.89	0.89	ρ_R	0.88	0.86

說明: 估計的貨幣法則為 $\Delta M_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta M_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 (y_t - \bar{y}_t) + \alpha_4 \Delta e_t + \varepsilon_{Mt}$, 利率法則為 $R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 (y_t - \bar{y}_t) + \beta_4 \Delta e_t + \varepsilon_{Rt}$ 。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。 J -stat 為 Hansen (1982) 過度認定限制的 J 統計量, p -value 則為 J 統計量的檢定 p 值。 $\rho_M = \text{Corr}(\Delta M_t, \hat{\Delta M}_t)$ 以及 $\rho_R = \text{Corr}(R_t, \hat{R}_t)$ 為實際值與配適值的相關係數。

相對而言, α_4 之估計值顯著小於 0。若央行採取表 1 之政策 (c), α_4 之估計值應等於 0。反之, 若採取政策 (d), 亦即, 對匯率採取不完全直接干預, 再加上部分沖銷, α_4 之估計值應小於 0。因此, 表 3 的結果與政策 (d) 相符。Clarida et al. (1998) 對於 G_3 以及 E_3 國家的研究, 德國, 日本, 英國, 以及義大利的央行雖然對於外匯市場也有做出貨幣政策因應, 但是其因應係數極小。⁷ 最後, J 統計量均無法拒絕工具變數外生性的虛無假設, 代表我們所選擇的工具變數是合理的 (valid instruments)。

接下來, 我們來檢視利率法則的估計結果。首先, 利率法則中, 物價膨脹與產出缺口之反應係數 β_2 與 β_3 估計值之正負符號均符合預測, 並具有 10% 以上的統計顯著性。但是, 匯率變動的因應不顯著異於 0, 此與政策 (c) 一

⁷ 唯一例外為法國。

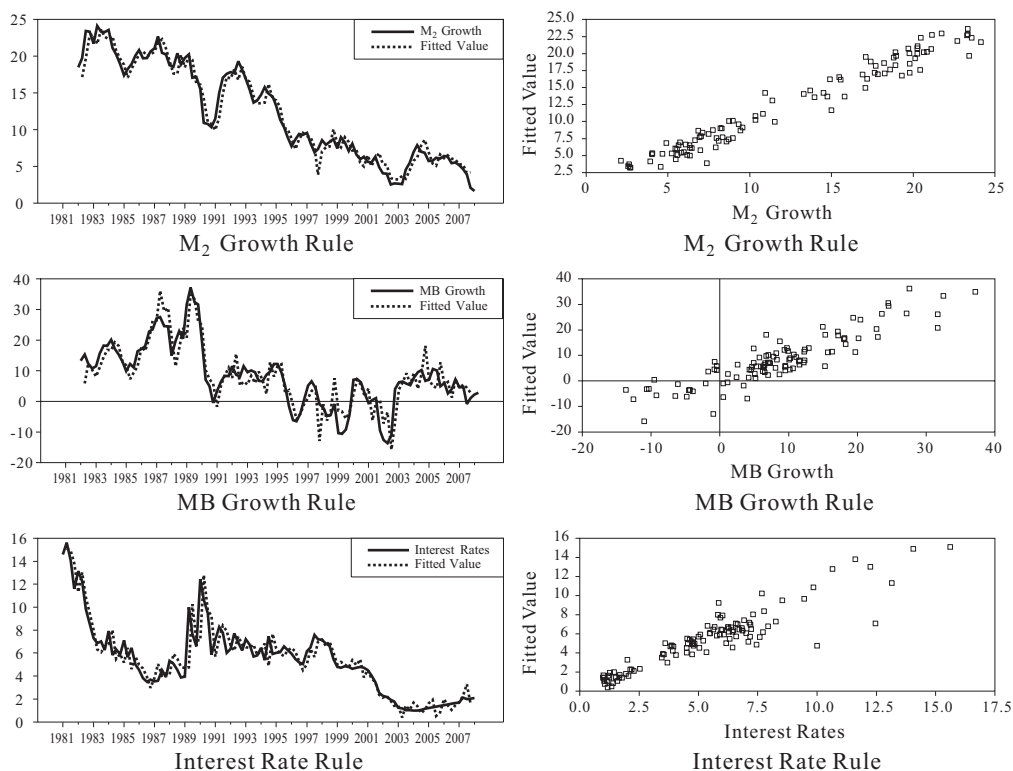


圖3 M₂ 成長率法則 (M₂ Growth Rule), MB 成長率法則 (MB Growth Rule), 利率成長率法則 (Interest Rate Rule), 及其配適值 (Fitted Value): 1981Q₁–2008Q₂

致, 但與貨幣成長率法則的結果不一致。我們將在下一節進一步探討這個問題。

表4最底下一列算出實際值與配適值之簡單相關係數。當 $k = 1$ 時, $\rho_{M_2} = 0.96$, $\rho_{MB} = 0.89$, 而 $\rho_R = 0.88$, 因此, M₂ 成長率法則的配適度最佳, 而利率法則的配適度不如 M₂ 成長率法則。而 MB 成長率法則的配適度亦不如 M₂ 成長率法則。圖3畫出以上三個法則的實際值與配適值的時間序列圖, 以及 XY 散佈圖。

表 4 台灣貨幣政策法則估計：子樣本期間

	M ₂ 成長率法則				MB 成長率法則				利率法則			
	子樣本期間一		子樣本期間二		子樣本期間一		子樣本期間二		子樣本期間一		子樣本期間二	
	1981Q ₁ -1997Q ₄	1998Q ₁ -2008Q ₂	1981Q ₁ -2008Q ₂	1981Q ₁ -1997Q ₄	1981Q ₁ -1997Q ₄	1981Q ₁ -2008Q ₂	1981Q ₁ -1997Q ₄	1981Q ₁ -2008Q ₂	1981Q ₁ -1997Q ₄	1981Q ₁ -1997Q ₄	1981Q ₁ -2008Q ₂	1981Q ₁ -2008Q ₂
α_0	1.60* (0.85)	0.42 (0.64)		1.97* (1.16)	0.09 (0.78)	β_0			0.84 (0.82)		0.10 (0.06)	
α_1	0.89*** (0.05)	0.90*** (0.10)		0.83*** (0.07)	0.85*** (0.11)	β_1			0.84*** (0.13)		0.92*** (0.02)	
α_2	-0.36 (0.26)	0.19 (0.22)		-0.57 (0.70)	0.65 (1.10)	β_2			0.33 (0.26)		0.11** (0.06)	
α_3	-0.33** (0.16)	0.04 (0.10)		-0.52 (0.51)	0.53 (0.45)	β_3			0.17 (0.14)		0.09*** (0.02)	
α_4	-0.23*** (0.10)	-0.13*** (0.06)		-1.00*** (0.25)	-0.56* (0.31)	β_4			0.04 (0.08)		0.02 (0.02)	
J -stat	14.25	25.75		17.31	19.64	J -stat			23.84		25.14	
p -value	0.65	0.08		0.43	0.29	p -value			0.12		0.09	
ρ_{M_2}, ρ_{MB}	0.95	0.83		0.91	0.80	ρ_R			0.78		0.99	

說明：同表 3。

3.2 分期估計結果

依據台灣「中央銀行法」，貨幣政策是由理監事會議決定。但截至目前為止，台灣央行的理監事都屬兼任，這表示台灣的貨幣政策主要決定於央行總裁。Caporale and Grier (2000, 2005a, 2005b)發現，美國的貨幣政策會因Fed總裁更替而有所不同。Clarida et al. (2000)的研究也顯示，美國的貨幣政策在Volcker接掌Fed前後有極大之變化。Kuttner and Posen (2007)分析高所得國家央行總裁更換之經驗，發現貨幣市場對於央行總裁人選有不同的反應，表示民間也預期央行總裁人選對於貨幣政策有重要影響。

陳旭昇與吳聰敏(2008, 圖2)發現，1987–1997年之間，台灣央行外匯存底有增有減；但是，大約從1998年初開始，台灣外匯存底出現長期持續增加之趨勢，這表示央行在外匯市場買多賣少。1998年2月，彭淮南就任央行總裁，外匯存底快速累積應該是反映新上任總裁對於外匯政策的看法。在貨幣政策方面，台灣央行迄今為止依舊宣稱其貨幣政策目標為 M_2 成長率。Taylor (1993)在發表其研究時，美國Fed也宣稱是以 M_2 為目標，但他認為Fed的實際操作目標是聯邦資金利率(federal funds rate)。Clarida et al. (1998, pp. 1043–1044)則認為美國Fed早在1980年代初期就改以聯邦資金利率為操作目標。

台灣央行貨幣政策之操作若參考美國，則可能早在1990年代中期也逐漸轉成以名目利率為操作目標。前面圖2中的隔夜拆款利率，自從1998年之後，利率的走勢相對平穩而波動較小，這或許是央行改以名目利率為操作工具所造成。若是如此，1990年代中期以前，貨幣成長率目標比較能說明台灣的貨幣政策；之後則可能以利率法則較有解釋力。此外，依循Caporale and Grier (2000, 2005a, 2005b)，以及Clarida et al. (2000)的想法，台灣央行的貨幣政策於1998年彭淮南上任後可能有所改變。因此，以下我們將樣本分為1981Q1–1997Q4以及1998Q1–2008Q2兩段期間進行分析。

表4報告了1981Q1–1997Q4以及1998Q1–2008Q2所估計的貨幣成長率法則與利率法則。因為 $k = 4$ 之結果與 $k = 1$ 之結果大致相同，為節省篇幅，本表僅報告 $k = 1$ 之估計結果。由表4最底下一列的估計值與實際值的相關係數可知，比較前後兩段樣期間， ρ_{M_2} 由0.95減為0.83， ρ_{MB} 由0.91減為0.80。反之， ρ_R 則由0.78上升為0.99。因此， M_2 成長率法則與MB成長率法則在前段

表 5 台灣貨幣成長率法則與利率法則估計 (考慮物價膨脹率落後項)

	M ₂ 成長率法則	MB 成長率法則		利率法則
	1981Q ₁ –1997Q ₄	1981Q ₁ –1997Q ₄		1998Q ₁ –2008Q ₂
α_0	1.69* (0.97)	2.43* (1.32)	β_0	0.11* (0.07)
α_1	0.89*** (0.05)	0.82*** (0.07)	β_1	0.91*** (0.02)
α_2	-0.39 (0.29)	-0.81 (0.77)	β_2	0.09 (0.07)
α_3	-0.32** (0.17)	-0.42 (0.52)	β_3	0.10*** (0.02)
α_4	-0.23*** (0.10)	-0.97*** (0.25)	β_4	0.02 (0.02)
α_5	-0.04 (0.22)	-0.42 (0.59)	β_5	-0.03 (0.05)
J -stat	14.13	17.12	J -stat	25.66
p -value	0.59	0.38	p -value	0.06
ρ_{M_2}, ρ_{MB}	0.95	0.91	ρ_R	0.99

說明: 估計的貨幣成長率法則為 $\Delta M_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta M_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+2} + \alpha_3 (y_t - \bar{y}_t) + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \pi_{t-1} + \varepsilon_{Mt}$, 估計的利率法則為 $R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+2} + \beta_3 (y_t - \bar{y}_t) + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \pi_{t-1} + \varepsilon_{Rt}$, 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。 J -stat 為 Hansen (1982) 過度認定限制的 J 統計量, p -value 則為 J 統計量的檢定 p 值。

樣本期間與實際資料較相符, 相反的, 名目利率法則在後段樣本期間的解釋能力較好。換言之, 台灣的貨幣政策法則似乎在 1998 年初隨著新上任總裁就任而出現轉換。表 4 的估計結果顯示, 在 1998Q₁–2008Q₂ 期間, 名目利率法則似乎比貨幣成長率法則更能解釋央行的貨幣政策。不過, β_4 估計值仍不顯著異於 0, 我們將在下一節進一步分析這個問題。

最後, 我們考慮了物價膨脹率的落後項於 1981Q₁–1997Q₄ 的貨幣成長率法則估計, 以及 1998Q₁–2008Q₂ 的利率法則估計, 結果列於表 5 (僅考慮 $k = 1$)。此一設定是為了檢視央行是否有後顧式 (backward-looking) 的政策制定行為, 並藉此檢定我們前瞻性設定的合理性 (參見 Clarida et al. (1998))。表 5 顯

示，無論是在貨幣成長率法則或是利率法則，物價膨脹率落後項的係數均不具統計上的顯著性，意指央行是以前瞻的方式，而非後顧的觀點來面對物價上漲以及制定貨幣政策法則。

綜合以上所述，如以 $k = 1$ 為例，我們將估計值代入第 (3) 式與第 (6) 式，台灣的貨幣政策法則可以描繪如下：

(1) 1981Q₁–1997Q₄ 為 M_2 貨幣成長率法則：

$$\Delta M_t^* = \Delta M^* - 3.44(E_t \pi_{t+1} - \pi^*) - 3.08(E_t y_t - \bar{y}_t) - 2.16 \Delta e_t, \quad (10)$$

(2) 1998Q₁–2008Q₂ 為利率法則：

$$R_t^* = R^* + 1.30(E_t \pi_{t+1} - \pi^*) + 1.11(E_t y_t - \bar{y}_t) + 0.25 \Delta e_t. \quad (11)$$

4. 台灣 1998 年後的貨幣政策法則：非線性利率法則

陳旭昇與吳聰敏（2008）的研究指出，台灣央行在外匯市場上的干預可能具有不對稱性，也就是說，央行對於新台幣升值或是貶值會有不同的反應。以央行總裁的發言來作間接印證，2005 年 4 月新台幣升值時，央行總裁彭淮南 4 月 22 日發出說帖，強調「新台幣就基本面來看，沒有大幅升值空間」（經濟日報，2005）。反之，新台幣貶值時，「中央銀行總裁彭淮南 20 日表示，匯率反映供需機制，不能硬性逆勢操作，只能順勢減少波動變化」（東森新聞報，2005）。

為了捕捉這種非線性的利率法則，我們考慮以下具有門檻效果（threshold effect）的利率法則：

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 (y_t - \bar{y}_t) + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 (\Delta e_t \times D_t) + \varepsilon_{Rt}, \quad (12)$$

其中 D_t 為虛擬變數（dummy variable）

$$D_t = \begin{cases} 1, & \text{當 } \Delta e_t \geq 0, \\ 0, & \text{當 } \Delta e_t < 0. \end{cases}$$

在以上的設定下, β_4 代表央行對新台幣升值 ($\Delta e_t < 0$) 時之反應, $\beta_4 + \beta_5$ 則代表央行對貶值 ($\Delta e_t > 0$) 之反應。上一節的討論中, 我們假設央行實施「動態穩定」政策, 外匯市場的直接干預不完全, 並且只作部分沖銷, 則預期 β_4 之值大於 0。⁸

在面對新台幣貶值時, 若央行採取相同的逆風干預政策, 則央行會在外匯市場出售外匯, 買入新台幣; 同時發行新台幣, 買入定期存單, 以維持貨幣供給數量。如果央行的外匯干預不完全, 新台幣仍會貶值, 但幅度較小。同時, 若買入定期存單所發行之新台幣不足以讓新台幣數量維持原先水準, 則貨幣供給將會下降, 或者利率上升 $\Delta R_t > 0$ 。因此, 所謂的「阻升不阻貶」政策有幾個可能性:

- (1) 新台幣貶值時, 央行不介入外匯市場, 故 $\Delta e_t > 0, \Delta R_t = 0$ 。
- (2) 新台幣貶值時, 央行僅進行小規模的不完全干預, 則 Δe_t 上升幅度較小; 而且央行僅作部分反沖銷, 故貨幣供給下降, R_t 上升。
- (3) 新台幣貶值時, 央行不僅不阻止貶值, 甚至以寬鬆貨幣政策讓貶值幅度擴大, 此時, $\Delta R_t < 0$ 。

在第 (3) 種情況下, $\Delta e_t > 0$, 而 $\Delta R_t < 0$, 故 $\beta_4 + \beta_5$ 之值會小於 0。

表 6 列出估計結果。以 $k = 1$ 為例, $\hat{\beta}_4 = 0.08$, 且在 1% 水準顯著。相較而言, 在前面表 4 中, $\hat{\beta}_4 = 0.02$, 但不顯著異於 0。其次, $\hat{\beta}_5 = -0.13$, 而且在 1% 水準顯著。此證據支持央行採用不對稱的非線性利率法則。最後, 我們得到 $\hat{\beta}_4 + \hat{\beta}_5 < 0$ 的估計結果, 代表新台幣貶值時, 央行非但沒有調升利率阻貶, 似乎還採寬鬆貨幣政策讓貶值幅度擴大。

我們同時檢定 $H_0 : \beta_4 + \beta_5 = 0$, 並將 χ^2 統計量與其 p 值報告於表 6 中。我們發現在大部分的情況下 ($k = 2, 3, 4$), 我們都能拒絕 $\beta_4 + \beta_5 = 0$ 的虛無假設, 亦即央行助貶的證據具有統計上的顯著性。不過, 表 6 中, β_2 之估計值並不顯著異於 0, 反之, 前面表 4 中之 β_2 估計值則顯著大於 0。

⁸ 若再進一步輔以間接干預 (擴大本國與外國之利差), 則反應係數 β_4 之值會更大。

表 6 台灣非線性利率法則估計: 1998Q1–2008Q2

	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$
β_0	0.21*** (0.08)	0.21** (0.09)	0.21** (0.09)	0.22** (0.13)
β_1	0.92*** (0.02)	0.93*** (0.02)	0.93*** (0.02)	0.92*** (0.02)
β_2	0.06 (0.06)	0.05 (0.05)	0.05 (0.05)	0.02 (0.05)
β_3	0.11*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.12*** (0.02)
β_4	0.08*** (0.03)	0.08*** (0.03)	0.08*** (0.03)	0.08*** (0.03)
β_5	-0.13** (0.06)	-0.15*** (0.05)	-0.15*** (0.05)	-0.14*** (0.05)
J -stat	17.84	16.38	17.80	12.45
p -value	0.33	0.43	0.34	0.71
χ^2 -stat	2.21	3.84	3.78	3.96
p -value	0.13	0.05	0.05	0.05
ρ_R	0.99	0.99	0.99	0.98

說明: 估計的利率法則為 $R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 (y_t - \bar{y}_t) + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 (\Delta e_t \times D_t) + \varepsilon_{Rt}$, $D_t = 1$ 當 $\Delta e_t \geq 0$; $D_t = 0$ 當 $\Delta e_t < 0$, 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。 J -stat 為 Hansen (1982) 過度認定限制的 J 統計量, χ^2 -stat 為檢定虛無假設 $\beta_4 + \beta_5 = 0$ 之卡方統計量。 p -value 則為 J 統計量與卡方統計量的檢定 p 值。

為了進一步證明不對稱的非線性利率法則存在, 我們計算以下的準概似比率檢定量 (quasi likelihood ratio, QLR):

$$QLR = J^R - J^U, \quad (13)$$

其中 J^R 與 J^U 為線性利率法則 (式 (8)) 與非線性利率法則 (式 (12)) 的 iterative GMM 的最小評選函數 (式 (9)), 而虛無假設就是利率法則為線性。我們以 Nonparametric Bootstrap 的方法模擬 QLR 統計量的虛無 Bootstrap 分配及其 Bootstrap p 值。⁹ 計算方法如下:

⁹ 嚴格來說, 應該稱做 Semi-Parametric Bootstrap。

表 7 準概似比率檢定量

	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$
QLR 統計量	7.3001	12.26855	10.9196	10.3656
Bootstrap p 值	0.0060	0.0003	0.0004	0.0008

說明: 虛無假設為線性利率法則。Bootstrap p 值係由 10,000 次重抽的 Nonparametric Bootstrap 方法所得。

- (1) 首先估計線性利率法則並將殘差值存錄下來。
- (2) 利用 Nonparametric Bootstrap 對殘差進行重抽, 得到一組 Bootstrap 殘差。
- (3) 將 Bootstrap 殘差以及其他解釋變數代入線性利率法則估計式, 得到一組 Bootstrap 利率序列。
- (4) 利用此 Bootstrap 利率序列重新估計線性利率法則與非線性利率法則, 並求算一組 Bootstrap QLR 統計量。
- (5) 重複以上步驟 (2) 到步驟 (4) 共計 10,000 次, 以求得 QLR 統計量的 Bootstrap p 值。

我們所得到的 QLR 統計量與 Bootstrap p 值如表 7 所示。顯而易見地, 檢定結果都能拒絕線性的虛無假設。以上的結果表示, 台灣央行採用不對稱的非線性利率法則: 新台幣升值時, 干預外匯市場, 採寬鬆貨幣政策, 以減少升值幅度; 新台幣貶值時, 央行甚或可能推波助瀾地助貶。

最後, 為了檢查我們非線性利率法則的韌性 (robustness), 我們考慮央行不只對當期匯率波動作反應, 也可能對前期匯率波動反應。亦即考慮以下非線性利率法則:

$$\begin{aligned}
 R_t = & \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 (y_t - \bar{y}_t) + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 (\Delta e_t \times D_t) \\
 & + \beta_6 \Delta e_{t-1} + \beta_7 (\Delta e_{t-1} \times D_{t-1}) + \varepsilon_{Rt},
 \end{aligned} \tag{14}$$

其中 D_t 與式 (12) 中的虛擬變數之定義相同。表 8 中所報告的估計結果顯示, 即使考慮前期匯率波動, 央行利率法則的不對稱行為沒有改變 (亦即 $\hat{\beta}_4 > 0$, $\hat{\beta}_5 < 0$ 且 $\hat{\beta}_4 + \hat{\beta}_5 < 0$)。但是值得注意的是, 前期匯率波動的係數 (β_6 與 β_7) 均不具統計顯著, 亦即證據說明了央行對於匯率波動的因應相當即時且迅速, 這樣的結果亦十分符合直覺。

表 8 台灣非線性利率法則估計（考慮前期匯率波動）：1998Q₁–2008Q₂

	$k = 1$	$k = 2$	$k = 3$	$k = 4$
β_0	0.14 (0.10)	0.15 (0.10)	0.26** (0.11)	0.14 (0.16)
β_1	0.90*** (0.02)	0.91*** (0.02)	0.91*** (0.02)	0.91*** (0.02)
β_2	0.11 (0.07)	0.08 (0.05)	0.04 (0.05)	0.04 (0.05)
β_3	0.11*** (0.02)	0.11*** (0.02)	0.12*** (0.02)	0.12*** (0.02)
β_4	0.05 (0.03)	0.06* (0.03)	0.08*** (0.03)	0.06** (0.03)
β_5	-0.05 (0.07)	-0.09 (0.06)	-0.12** (0.06)	-0.09* (0.05)
β_6	0.01 (0.03)	0.01 (0.03)	0.03 (0.03)	-0.001 (0.03)
β_7	0.04 (0.05)	0.02 (0.05)	-0.03 (0.05)	0.03 (0.05)
J -stat	15.96	16.27	16.85	14.10
p -value	0.32	0.30	0.26	0.44
ρ_R	0.91	0.92	0.92	0.91

說明：估計的利率法則為 $R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 (y_t - \bar{y}_t) + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 (\Delta e_t \times D_t) + \beta_6 \Delta e_{t-1} + \beta_7 (\Delta e_{t-1} \times D_{t-1}) \varepsilon_{Rt}$, $D_t = 1$ 當 $\Delta e_t \geq 0$; $D_t = 0$ 當 $\Delta e_t < 0$, 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。 J -stat 為 Hansen (1982) 過度認定限制的 J 統計量, p -value 則為 J 統計量的檢定 p 值。

5. 結論

本文的目的是分析台灣 1981 年以來的貨幣政策法則。文獻上對於貨幣政策法則之探討, 方向之一是在找出最適貨幣政策法則, Taylor (1993) 是其中的代表作。另一個研究方向的目的則是在確認貨幣政策是否依特定法則執行, 或者主要是由央行的權衡所決定。本文之研究屬於後者。

本文利用 1981Q₁–2008Q₂ 期間的貨幣成長率與隔夜拆款利率, 估計 M₂ 貨幣成長率, MB 成長率, 以及名目利率之反應函數。我們發現, 在 1998 年初

前後兩段期間之反應函數不同。在 1981–1997 年間, M_2 成長率法則較能描述央行的政策; 反之, 1998–2008 年間, 利率法則較能描繪央行的貨幣政策。1998 年 2 月, 彭淮南就任央行總裁, 因此, 1998–2008 年間貨幣政策與前此不同, 可能反應新上任總裁的作風。

與大部分國家一樣, 央行的 M_2 成長率與名目利率會對預期物價膨脹率, 產出缺口之變動作出反應。此外, 央行的貨幣政策也會因應匯率之變動。本文的估計結果顯示, 在新台幣面臨升值壓力時, 央行的作法如下: 央行會直接干預外匯市場, 減輕新台幣升值的幅度, 再經由間接干預, 透過貨幣成長率上升 (名目利率下降), 以進一步減輕升值的力量。

最後, 本文的分析結果顯示, 1998 年之後, 央行可能採取不對稱的非線性利率法則。亦即, 新台幣面臨升值壓力時, 央行積極干預外匯市場, 買進外匯資產, 並採寬鬆貨幣政策。反之, 新台幣面臨貶值壓力時, 央行不阻貶, 甚或可能推波助瀾地助貶。

參考文獻

- 中央銀行 (2003), 《中華民國中央銀行之制度與功能》, 台北: 中央銀行。
- 東森新聞報 (2005), 「彭淮南: 匯率反映供需, 不能逆勢操作」, 東森新聞報, 2005 年 10 月 20 日。
- 陳旭昇與吳聰敏 (2008), 「台灣匯率制度初探」, 《經濟論文叢刊》, 36(2), 147–182。
- 經濟日報 (2005), 「人民幣看漲, 央行神經緊繃」, 經濟日報, 2005 年 4 月 23 日。
- Caporale, T. and K. B. Grier (2000), “Political Regime Change and the Real Interest Rate,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 32(3), 320–334.
- Caporale, T. and K. B. Grier (2005a), “How Smart Is My Dummy? Time Series Tests for the Influence of Politics,” *Political Analysis*, 13(1), 77–94.
- Caporale, T. and K. B. Grier (2005b), “Inflation, Presidents, Fed Chairs, and Regime Shifts in the U.S. Real Interest Rate,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(6), 1153–1163.
- Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler (1998), “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence,” *European Economic Review*, 42(6), 1033–1067.
- Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler (2000), “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stabil-

- ity: Evidence and Some Theory,” *The Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147–180.
- Clarida, R. H. (2001), “The Empirics of Monetary Policy Rules in Open Economies,” *International Journal of Finance and Economics*, 6(4), 315–323.
- Dueker, M. and A. M. Fischer (1996), “Inflation Targeting in a Small Open Economy: Empirical Results for Switzerland,” *Journal of Monetary Economics*, 37, 89–103.
- Hansen, L. P. (1982), “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators,” *Econometrica*, 50(4), 1026–1054.
- Hansen, L. P., J. Heaton, and A. Yaron (1996), “Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 14(3), 262–280.
- Ho, T.-K. and Y.-H. Lin (2005), “What Does the Central Bank of Taiwan Really Target?” Working Paper, National Chung Cheng University.
- Kuttner, K. N. and A. S. Posen (2007), “Do Markets Care Who Chairs the Central Banks?” *NBER Working Paper*, No. 13101.
- Lavigne, R. (2008), “Sterilized Intervention in Emerging-Market Economies: Trends, Costs, and Risks,” Discussion Paper, Bank of Canada.
- McCallum, B. T. (2000), “Alternative Monetary Policy Rules: A Comparison with Historical Settings for the United States, the United Kingdom, and Japan,” *Economic Quarterly, Federal Reserve Bank of Richmond*, 86(1), 1483–1530.
- Smets, F. and R. Wouters (2002), “Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy,” *Journal of Monetary Economics*, 49(5), 947–981.
- Taylor, J. B. (1993), “Discretion versus Policy Rules in Practice,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- Taylor, J. B. (1999), “A Historical Analysis of Monetary Policy Rule,” in J. B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rule*, 319–347, Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Taylor, J. B. (2007), “Housing and Monetary Policy,” Working Paper, Stanford University.

ASSESSING MONETARY POLICY IN TAIWAN

Shiu-Sheng Chen*

Department of Economics
National Taiwan University

Tsong-Min Wu

Department of Economics
National Taiwan University

Keywords: Monetary policy, Official intervention

JEL classification: E58, F31, F37

* Correspondence: Shiu-Sheng Chen, Department of Economics, National Taiwan University, Taipei 100, Taiwan. Tel: (02) 2351-9641 ext. 481; Fax: (02) 2321-5704; E-mail: sschen@ntu.edu.tw.

ABSTRACT

This paper investigates monetary policy in Taiwan since 1981. We estimate the monetary policy reaction functions, including the money growth rule (McCallum Rule) and the interest rate rule (Taylor Rule). The following empirical findings are obtained. First, it is suggested that a money growth rule is more appropriate to describe the monetary policy reaction from 1981–1997, while an interest rate rule seems to have a better fit for the period from 1998 to 2008. Second, there may exist nonlinearity in the interest rate rule after 1998. The policy rule switches between different regimes, which depends on whether the NT dollar/US dollar exchange rates appreciate or depreciate.