經　濟　論　文
中央研究院經濟研究所
39:3(2011),307–338

再論台灣非線性利率法則

吳致寧
國立中山大學經濟研究所
暨國立中正大學經濟學系

李慶男
國立中山大學經濟研究所

張志揚 *
中央銀行經濟研究處

林依伶
中央銀行經濟研究處

陳佩玗
中央銀行經濟研究處

林雅淇
國立中正大學經濟學系

關鍵詞: 泰勒法則、貨幣政策、政策慣性假說、遺漏變數假說、門檻模型
JEL 分類代號: C26, E43, E58

---

* 聯繫作者: 張志揚, 中央銀行經濟研究處, 台北市 100 中正區羅斯福路一段 2 號。電話: (02) 2357-1773; 傳真: (02) 2357-1974; E-mail: cychang@mail.cbc.gov.tw。作者感謝陳旭昇與吳聰敏教授提供其程式碼, 供作者參考, 並提供諸多寶貴意見。中央銀行經濟研究處同仁在論文撰寫過程中之協助與建議及兩位評審委員與責任編輯委員對本文初稿之建議與意見, 在此亦一併致謝。最後感謝「財團法人台北外匯市場發展基金會」對本研究計畫之補助。文中若有任何失誤, 概由作者負責。本文結論係個人意見, 不代表作者服務單位立場。

摘　　要

本文以具內生解釋變數及內生門檻變數之門檻模型重新探討台灣央行自 1998 年後之非線性利率法則。實證結果指出, 央行採取反景氣循環的貨幣政策法則, 匯率穩定為央行貨幣政策的重要目標, 貨幣政策對經濟變數有不對稱的反應及門檻估計值為正。匯率變動之絕對值增加在新台幣貶值期間使利率上升, 然在新台幣升值期間則使利率下跌, 此反映出央行採逆風向干預之貨幣政策, 前述結論具實證上之穩健性。

1. 緒論

Taylor（1993）認為央行貨幣政策的目的在控制通貨膨脹率及實質產出的波動, 主張央行應依循法則執行貨幣政策。據此, 有許多學者從實證之角度探討央行之貨幣政策反應函數, 藉此了解是否可透過實證上之反應函數來了解央行貨幣政策之執行（Shen and Hakes, 1995; Clarida et al., 1998; Kazanas and Tzavalis, 2009）。另外透過央行貨幣政策反應函數之估計, 吾人可瞭解央行貨幣政策主要係依循特定之反應函數或是央行之權衡。

文獻上有很多學者探討台灣央行貨幣政策的反應函數, Shen and Hakes（1995）指出由於台灣央行宣稱其貨幣政策最主要目標在維持物價穩定, 其次是在維持物價穩定之下, 刺激經濟成長, 因此他們以非線性門檻模型檢定台灣在 1971–1991 年的利率法則, 並以通貨膨脹率為門檻變數, 分為四個區間。在低通膨區間, 利率只對產出有反應, 採逆風向操作; 在高通膨區間, 利率只對通膨有顯著正向關係, 但對產出則無顯著關係。這和央行所宣稱的目標一致, 亦即在沒有通貨膨脹之疑慮下, 才會對產出有反應。但利率對匯率的反應, 則呈現顯著為負的關係。Shen（2000）探討台灣在 1970–1994 年的貨幣政策是否受所得、通膨及失業率的影響。結果發現, 央行採取反景氣循環的貨幣政策法則, 且央行對於所得和通膨之反應係數顯著地隨時間而變動, 在景氣蕭條時, 央行採較強的權衡性法則。Huang and Shen（2002）則發現, 台灣在 1971–1998 年間的貨幣政策對經濟變數有不對稱反應: 當通貨膨脹高時, 央行採取緊縮的貨幣政策, 但若通貨膨脹低時, 則不採取反應; 當經濟成長率下降時, 央行顯著採取寬鬆的政策, 但面對上升的經濟成長率時, 則不採取反應。Chang（2005）在傳統泰勒法則中, 另考慮匯率及股價兩個因素, 檢定台灣在 1980 年第三季至 2003 年第二季間央行採取的貨幣法則。在衝擊反應函數分析中, 利率對通膨缺口和股價缺口有顯著的正向反應, 但對於產出缺口及匯率缺口的反應, 則皆不顯著, 此外變異分解也得到相同的結果。此顯示台灣央行最重要的政策目標在維持通膨穩定。

Mohanty and Klau（2004）檢定開放經濟下的泰勒法則, 由於新興國家為維持貿易財部門的競爭力、維持金融穩定, 因此將匯率視為重要的貨幣政策目

標。Mohanty and Klau（2004）以 13 個新興國家（包含台灣）為樣本, 在線性模型檢定下發現, 大部分國家貨幣政策對通膨及匯率有顯著反應, 尤其是匯率; 13 個國家的貨幣政策對匯率皆有顯著反應, 其反應程度有時甚至大於對通膨的反應。這顯示了新興國家較不能接受浮動匯率制度（fear of floating）。在非線性模型檢定下, 大部分國家的貨幣政策對於通貨緊縮的反應不顯著, 但面對通貨膨脹時, 則顯著地提高利率。上述文獻指出央行採取反景氣循環的貨幣政策法則, 且貨幣政策對經濟變數有不對稱的反應, 同時匯率穩定亦為重要的貨幣政策目標。

晚近, 陳旭昇與吳聰敏（2010）（以下簡稱陳–吳（2010））指出央行之貨幣政策在 1998 年之前可以貨幣成長率法則予以描繪, 然在 1998 年之後則以利率法則較能說明台灣之貨幣政策。此外其亦指出 1998 年後之利率法則可以非線性之門檻模型來刻劃。他們的實證結果指出新台幣升值時, 央行採寬鬆貨幣政策以扼阻新台幣升值; 然當新台幣貶值時, 央行不阻貶, 甚或可能推波助瀾的助貶。

然而 Shen and Hakes（1995）、Mohanty and Klau（2004）及陳–吳（2010）均未考慮內生門檻變數對其模型參數估計之影響, 因此陳–吳（2010）等文獻在非線性利率法則分析上之結論, 很可能受其忽略相關偏誤修正變數（bias correction terms）所致。為此, 本文之主要目的在以具內生解釋變數及內生門檻變數之門檻模型重新探討台灣央行自 1998 年後之非線性利率法則。實證結果指出, 不論是在匯率變動率大於或小於其門檻值之期間, 匯率變動率對名目利率之影響皆為正。亦即匯率變動絕對值增加在新台幣貶值期間使利率上升, 然在新台幣升值期間則使利率下跌, 此反映出央行不論在新台幣升值或貶值期間皆採逆風向干預之貨幣政策, 此一結論具實證上之穩健性。

本文之編排描述如下。第一節為緒論。第二節為理論模型, 吾人設定一非線性利率法則, 其中模型之解釋變數及門檻變數皆具內生性。第三節為模型之估計與檢定方法介紹。第四節為實證分析, 第五節為結論。

2. 理論模型

有關利率平滑調整之泰勒法則模型設定, 文獻上有兩種不同假說（hypothe-

sis）；其一為政策慣性假說（policy inertia hypothesis），另一為遺漏變數假說（omitted variable hypothesis）。政策慣性假說之學者認為當利率之干擾出現時央行不會在當期充分反應, 而是以緩慢逐步的方式讓利率往其均衡調整。文獻上認為央行之所以會採利率平滑調整之主要理由包括: 避免因政策過度調整所導致之金融不穩定（Goodfriend, 1987）; 利率之緩慢調整讓央行能較充分與市場人士溝通其政策, 進而有助於短期利率預測, 增加政策之有效性（Goodhart, 1999; Woodford, 1999; Goodfriend, 1991); 經濟結構之不確定性導致央行在政策執行上趨於保守（Orphanides, 2003; Rudebusch, 2001; Smets, 1998）; 及避免央行經常出現政策反轉, 導致形象受損（Goodhart, 1999）。

Rudebusch（2002, 2006）及 Welz and Österholm（2005）則指出, 前述之政策慣性假說在實證上的表現並不理想。相反的 Rudebusch 認為央行之貨幣法則除了受膨脹缺口與產出缺口之影響外, 亦可能受其他具序列相關變數之影響。然在泰勒法則之估計中若忽略了這些變數之影響將導致殘差呈現序列相關。Gerlach-Kristen（2004）試圖檢定政策慣性假說及遺漏變數假說之有效性, 然其實證結果指出在解釋美國之利率平滑變動上, 上述兩種假設皆具重要性。

由於台灣央行在貨幣政策之執行上相當謹慎且低調, 不僅未曾宣告其是否採特定之貨幣法則, 亦未曾宣告影響其貨幣法則之因素為何。一個比較合理之假設為, 在調整貨幣政策時央行除了觀察膨脹缺口與產出缺口外, 亦參酌相關經濟指標, 然這些相關經濟指標卻不為經濟學家所知悉, 因此吾人不能排除本文利率法則之設定中, 遺漏了其他重要解釋變數的可能性。故本文將政策慣性假說及遺漏變數假說之精神, 融入台灣利率法則模型之設定中。

遵循 Taylor（1993）, 吾人假設央行利率法則受到通貨膨脹缺口、產出缺口之影響。然根據我國中央銀行法, 維護對內及對外幣值之穩定為央行經營目標之一, 相關文獻亦指出匯率穩定為台灣央行貨幣政策之重要目標（Mohanty and Klau, 2004; 陳旭昇與吳聰敏, 2010）, 故吾人亦假設匯率變動為利率反應函數中之一解釋變數。就經濟意義而言, 台灣係一小型經濟, 外貿依存度高, 國際景氣與金融環境之急劇變化及熱錢之短期進出等因素, 皆對匯率之穩定構成威脅, 當外在干擾出現而影響到匯率穩定時, 央行在貨幣政策上之反應理應迅速, 以維持貿易財部門的競爭力及金融穩定, 因此匯率變動與央行貨幣政策間不應存有明顯之時間落差。故在利率反應函數中, 本文

在解釋變數中加入當期而非落後期之匯率變動。最後參酌 Rudebusch（2002, 2006）考慮其他重要但被計量經濟學家遺漏之重要解釋變數。據此, 吾人將央行之利率法則描述如下:

$$\tilde{R}_t = \tilde{R} + \gamma_p(\mathrm{E}_t\pi_{t+k} - \tilde{\pi}) + \gamma_y(\mathrm{E}_t y_t - \overline{y}_t) + \gamma_e(\Delta e_t - \Delta\tilde{e}_t) + \gamma_\nu \mathrm{cb}_t, \qquad (1)$$

$$R_t = (1-\rho)\tilde{R}_t + \rho R_{t-1} + \nu_t, \qquad 0 \le \rho < 1, \qquad (2)$$

其中 $\tilde{R}_t$ 為目標利率, R_t 為名目利率, π_{t+k} 為第 t 期到 $t+k$ 期間之通貨膨脹率, $\tilde{\pi}$ 為央行之通貨膨脹率目標值, $\mathrm{E}_t \equiv \mathrm{E}(.|I_t)$ 為條件預期運算元, 其中 I_t 為第 t 期之訊息集合, y_t 為實質產出, $\overline{y}_t$ 為潛在產出, 故 $y_t - \overline{y}_t$ 及 $\pi_{t+k} - \tilde{\pi}$ 分別為產出缺口及通膨缺口, Δe_t 為匯率變動率, $\Delta\tilde{e}_t$ 為央行之目標匯率變動, cb_t 為被計量經濟學家遺漏的其他重要解釋變數, 本文假設其具一階移動平均（first-order moving average, MA（1））序列, 即 $\mathrm{cb}_t = \varepsilon_t + \eta_\varepsilon \varepsilon_{t-1}$。[1] 此外 ν_t, ε_t 為 i.i.d. 隨機變數, 其平均數為 0, 變異數分別為 σ_ν^2 及 σ_ε^2, 且 $\mathrm{E}(\varepsilon_t\nu_t) = 0$。陳–吳（2010）假設 $\Delta\tilde{e}_t = \Delta e = 0$, 亦即央行偏好匯率目標值不變, 在此吾人先遵循其假設, 然在實證分析中, 吾人將放寬此一假設以檢驗本文實證結果之穩健性。上述模型中若吾人假設 $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ 則式 (1)、(2) 退化成政策慣性假說之模型, 此即陳–吳（2010）模型。相反的若吾人假設 $\rho = 0$ 且 $\sigma_\nu^2 = 0$ 則式 (1)、(2) 退化成遺漏變數假說之模型。

將式 (1) 代入式 (2), 可得:

$$R_t = \delta_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 \pi_{t+k} + \delta_3(y_t - \overline{y}_t) + \delta_4 \Delta e_t + \varepsilon_t^R, \qquad (3)$$

其中, $\delta_0 = (1-\rho)(\tilde{R} - \gamma_p\tilde{\pi})$, $\delta_1 = \rho$, $\delta_2 = (1-\rho)\gamma_p$, $\delta_3 = (1-\rho)\gamma_y$, $\delta_4 = (1-\rho)\gamma_e$

[1] Rudebusch（2002, 2006）假設被計量經濟學家遺漏的其他重要解釋變數具一階自我迴歸（AR（1））模型, 因此當考慮了被遺漏之相關變數後, 利率之干擾項亦具一階自我迴歸模型之序列相關。本文若依循 Rudebusch 之自迴歸假設, 此時解釋變數之落後期將與當期之利率之干擾項具相關性, 則在以一般動差法估計模型時將產生困擾, 因為此時解釋變數之落後期將不再為合適之工具變數。由於 Rudebusch（2002）指出以 AR（1）來描述干擾項之行為, 係計量分析上之簡便近似（a convenient econometric approximation）, 為兼顧 Rudebusch（2002, 2006）之精神及實證上之可行性, 本文進而假設式 (1) 之 cb_t 具一階移動平均, MA（1）。

及 $\varepsilon_t^R = (1-\rho)[\gamma_p(\mathrm{E}_t\pi_{t+k} - \pi_{t+k}) + \gamma_y(\mathrm{E}_t y_t - y_t)] + (1-\rho)\gamma_\nu \mathrm{cb}_t + \nu_t$。令 $\eta_t = (1-\rho)\gamma_\nu \mathrm{cb}_t + \nu_t$, 則 η_t 亦為一 MA（1）序列, 即 $\eta_t = u_t + \eta_u u_{t-1}$（Hamilton, 1994, p. 102）, 因此吾人可將式 (3) 之殘差項 (ε_t^R) 改寫為:

$$\varepsilon_t^R = (1-\rho)[\gamma_p(\mathrm{E}_t\pi_{t+k} - \pi_{t+k}) + \gamma_y(\mathrm{E}_t y_t - y_t)] + u_t + \eta_u u_{t-1}.$$

式 (3) 之利率法則與傳統文獻不同的是其同時考慮了政策慣性 ($\rho \neq 0, \sigma_v \neq 0$) 及允許具序列相關之遺漏變數 ($\sigma_\varepsilon^2 \neq 0$)。

理論上吾人預期 $\delta_1 > 0$、$\delta_2 > 0$ 及 $\delta_3 > 0$, 亦即當通膨缺口上升, 反映通貨膨脹率高於其目標值, 央行採緊縮之貨幣政策（利率上升）以抑制通貨膨脹。當產出缺口上升, 反映實質產出高於潛在產出, 即景氣過熱, 此時央行採緊縮之貨幣政策以減少實質產出之增加, 亦即央行採反景氣循環之貨幣政策。此外, 當新台幣貶值率增加時, 若央行提高利率, 此將擴大本國與外國間之利差（如果本國利率高於外國利率）, 加速國外資本移入台灣, 或縮小本國與外國間之利差（如果本國利率低於外國利率）, 減緩本國資本外移, 此皆減緩新台幣之貶值壓力, 則吾人稱央行採逆風向干預之貨幣政策, 此時 $\delta_4 > 0$。反之若央行於新台幣貶值率增加之際, 調降利率, 此將縮小國內、外間之利差以減少資本內流, 或擴大國內、外間之利差以加速國內資本外移, 進而加速新台幣之貶值, 則吾人稱央行採順風向干預之貨幣政策, 此時 $\delta_4 < 0$。

為考慮一具利率平滑之非線性利率法則, 吾人以下列之門檻模型來描述:

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \varepsilon_{1t}^R, \qquad \Delta e_t \geq \gamma, \\ R_t &= \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \varepsilon_{2t}^R, \qquad \Delta e_t < \gamma, \qquad (4) \\ \Delta e_t &= X_t'\theta + v_t. \end{aligned}$$

其中 $y_t^g \equiv (y_t - \overline{y}_t)$ 為產出缺口, γ 為門檻值, X_t 為門檻變數 (Δe_t) 之工具變數。雖然 Δe_t 為可觀測之門檻變數, 但門檻值 γ 為未知。由於本文之主要目的之一在探討央行係採行順風向或逆風向干預之貨幣政策, 且當期名目匯率變動

亦為利率反應函數之解釋變數, 因此本文以當期名目匯率變動 (Δe_t) 為模型之門檻變數, 故本文之門檻變數具內生性。雖然內生性門檻變數之出現, 增加了模型在估計與檢定上之複雜性, 然就本文之目的而言, 當期名目匯率變動是較合適之門檻變數選擇。[2]

此外吾人假設誤差項 ($\varepsilon_{1t}^R, \varepsilon_{2t}^R, v_t$) 之共變異矩陣有如下之特性: $\mathrm{E}(\varepsilon_{1t}^R \varepsilon_{2t}^R) = 0$、$\mathrm{E}(\varepsilon_{1t}^R v_t) = \sigma_{\varepsilon_1,v} \neq 0$、$\mathrm{E}(\varepsilon_{2t}^R v_t) = \sigma_{\varepsilon_2,v} \neq 0$、$\mathrm{E}[(\varepsilon_{it}^R)^2] = \sigma_i^2 > 0, i = 1, 2$、$\mathrm{E}(\varepsilon_{1t}^R) = 0$、$\mathrm{E}(\varepsilon_{2t}^R) = 0$。前述假設顯示, 門檻變數為內生且 ε_t^R 具異質性。根據上述模型之設定可知 $Z_t^* = (\pi_{t+k}, y_t^g, \Delta e_t)'$ 為內生解釋變數, 即 $\mathrm{E}(Z_t^* \varepsilon_{it}^R) \neq 0$, $i = 1, 2$。就經濟意義而言, 名目匯率變動透過利率法則, 固然影響利率, 然本國利率之變化透過未拋補利率平價, 亦將影響名目匯率。因此名目匯率變動應為模型中之內生解釋變數。令 $Z_t = (R_{t-1}, Z_t^{*\prime})'$ 為式 (4) 中之解釋變數。在誤差項 (ε_t^R) 包含 η_t 且其為一 MA (1) 序列下, 吾人可知 $\mathrm{E}(Z_t \varepsilon_{it}^R) \neq 0$, $i = 1, 2$, 此顯示式 (4) 之解釋變數 (Z_t) 亦皆具內生性。若吾人假設 $\mathrm{E}(\varepsilon_{1t}^R v_t) = 0$、$\mathrm{E}(\varepsilon_{2t}^R v_t) = 0$ 及 $\mathrm{E}[(\varepsilon_{1t}^R)^2] = \mathrm{E}[(\varepsilon_{2t}^R)^2] = \sigma^2$ 則上述模型退化為 Caner and Hansen (2004) 之模型, 即解釋變數具內生性, 然門檻變數具外生性。然在一些特殊例子下, 模型之解釋變數及門檻變數皆具外生性, 此即為 Hansen (2000) 之模型所適用之情形。

式 (4) 之 α_1 與 β_1, α_2 與 β_2, α_3 與 β_3 及 α_4 與 β_4 分別為在匯率變動率大於或小於其門檻值 ($\Delta e_t \geq \gamma$ v.s. $\Delta e_t < \gamma$) 下之前期名目利率、通膨缺口、產出缺口及匯率變動率分別對名目利率之影響係數。由於本文之重點在探討央行係採順風向或逆風向匯率干預之貨幣政策, 本文對 α_4 與 β_4 之經濟意義加以說明。當 $\gamma = 0$ 時 $\Delta e_t \geq 0$ 代表新台幣貶值期間, 而 $\Delta e_t < 0$ 則代表新台幣升值期間, 然當 $\gamma \neq 0$ 時, α_4 與 β_4 之經濟意義在 $\Delta e_t \geq \gamma$ 及 $\Delta e_t < \gamma$ 之

[2] 或有學者認為匯率變動到央行真的改變貨幣政策之間, 存在著時間落差, 故從經濟之合理性及降低實證上之複雜性考量, 認為以名目匯率變動之落後期為模型之解釋變數及門檻變數, 或為較佳之選擇。然在本文之架構中, 名目匯率變動之落後期並非為合適之門檻變數, 主要理由有二。首先本文模型考慮了政策慣性假說及遺漏變數假說之精神, 因此反應函數之殘差具一階移動平均, 此時 Δe_{t-1} 亦為內生變數 (請參閱 3.2 節之說明), 因此若以 Δe_{t-1} 為解釋變數及門檻變數, 則實證上仍擺脫不了變數具內生性之糾纏。其次, 在本文模型之設定下, Δe_{t-2} 固然可被視為外生變數, 然由於本文模型為季模型, 若使用 Δe_{t-2} 為解釋變數及門檻變數, 則表示貨幣政策是對半年前的匯率做政策反應, 從央行實務的角度而言, 這明顯不合理。實證上作者亦估計以 Δe_{t-2} 為解釋變數及門檻變數之門檻模型, 實證結果亦發現 Δe_{t-2} 對名目利率並無明顯影響。有興趣之讀者可向作者索取實證結果。

解釋上則較複雜, 因為還需要考慮 $\gamma > 0$ 或 $\gamma < 0$ 之情形, 為便於解釋 α_4 與 β_4 之經濟意義, 本文在此暫時假設 $\gamma = 0$。在 $\gamma = 0$ 之假設下, α_4 可解釋為新台幣貶值率之變動對利率之影響, 而 β_4 則可解釋為新台幣升值率之變動對利率之影響。若 α_4 與 β_4 皆為正, 則顯示在新台幣貶值期間, 新台幣貶值率增加 1%（匯率變動之絕對值增加 1%）時, 利率上升 α_4%, 此將擴大本國與外國之利差（如果本國利率高於外國利率）, 加速資本移入本國, 或縮小本國與外國間之利差（如果本國利率低於外國利率）, 減緩本國資本外移, 此皆減緩新台幣之貶值壓力。然在新台幣升值期間, 匯率變動之絕對值增加 1%（新台幣升值率增加 1%）時, 利率下降 β_4%, 此將縮小本國與外國間之利差, 或擴大本國與外國間之利差, 以加速國內資本外移, 進而減緩新台幣升值壓力。此顯示不論新台幣貶值或升值, 央行對名目匯率採逆風向干預之貨幣政策, 亦即央行採「阻升阻貶」之貨幣政策。然當 $\alpha_4 < 0$ 且 $\beta_4 > 0$, 則表示央行在新台幣貶值時採順風向干預之貨幣政策（利率下降）, 然在新台幣升值時採逆風向干預之貨幣政策（利率上升）, 亦即央行採「阻升助貶」之貨幣政策。若 $\alpha_4 > 0$、$\beta_4 < 0$, 則表示央行採「助升阻貶」之貨幣政策, 最後若 α_4、β_4 皆小於零, 則顯示央行採「助升助貶」之貨幣政策。

3. 模型之估計與檢定

在門檻模型之相關文獻中, Hansen（1996, 2000）考慮一解釋變數與門檻變數皆為外生之門檻模型, 並指出先透過分格搜尋（grid search）來估計門檻值, 再依據所估計之門檻值以最小平方法估計門檻模型之參數。當門檻模型之解釋變數具內生性時, Caner and Hansen（2004）提出嚴謹之估計、檢定方法, 及討論相關統計式之極限分配性質。在解釋變數具內生性, 然門檻變數具外生性之前提下, Caner and Hansen（2004）提出下列三步驟之估計方法。首先以內生變數對工具變數進行迴歸, 進而求得內生變數之估計值, 其次將模型之內生變數以其估計值取代, 並以分格搜尋的方法在不同之可能門檻值下以最小平方法估計門檻模型並求得估計殘差之誤差平方和（sum of squared residuals, SSR(γ)）。透過最小 SSR 法則找出門檻值之估計值 ($\hat{\gamma}$), 即 $\hat{\gamma} = \arg\min_{\gamma \in \Gamma} \mathrm{SSR}(\gamma)$, 其中 Γ 為門檻值之可能集合。Caner and Hansen（2004）證明 $\hat{\gamma}$ 具一致性。最後

在所估計之門檻值 ($\hat{\gamma}$) 下, 將樣本分割成兩個次樣本, 再分別以一般化動差法（generalized method of moments, GMM）或兩階段最小平方法（two stage least square, TSLS）進行模型參數之估計。

Kourtellos et al.（2007）指出當門檻模型之解釋變數及門檻變數皆具內生性時, 以 Caner and Hansen（2004）之方法進行估計將產生因忽略相關偏誤修正變數所造成之偏誤, 進而導致估計式不具一致性。為此 Kourtellos et al.（2007）討論在此一情形下, 模型之正確設定、估計方法及估計式之大樣本特性。

為說明 Kourtellos et al.（2007）之估計方法, 吾人將式 (4) 改寫如下:

$$\begin{aligned} R_t = {} & (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \varepsilon_{1t}^R) \times 1(v_t \geq \gamma - X_t'\theta) \\ & + (\beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \varepsilon_{2t}^R) \times 1(v_t < \gamma - X_t'\theta), \end{aligned} \tag{5}$$

$1(v_t \geq \gamma - X_t'\theta)$ 為一指標變數, 其值為 1, 如果 $v_t \geq \gamma - X_t'\theta$; 其值為零, 如果 $v_t < \gamma - X_t'\theta$。相同的, $1(v_t < \gamma - X_t'\theta)$ 之值為 1, 如果 $v_t < \gamma - X_t'\theta$, 反之則為零。因為門檻變數具內生性, Kourtellos et al.（2007）指出在 ε_{it}^R 與 v_t 為聯合常態分配（joint normal distribution）且具非對角共變異矩陣之假設下, 式 (4) 應再包含偏誤修正變數: 反轉米勒比率（inverse Mills ratio）。亦即:

$$\begin{aligned} R_t = {} & (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}) \times 1(v_t \geq \gamma - X_t'\theta) \\ & + (\beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}) \times 1(v_t < \gamma - X_t'\theta), \end{aligned} \tag{6}$$

其中, $\lambda_{1t}(\gamma - X_t'\theta) = \dfrac{\phi(\gamma - X_t'\theta)}{1 - \Phi(\gamma - X_t'\theta)}$, $\lambda_{2t}(\gamma - X_t'\theta) = \left[-\dfrac{\phi(\gamma - X_t'\theta)}{\Phi(\gamma - X_t'\theta)} \right]$, 且 $\phi(\bullet)$ 與 $\Phi(\bullet)$ 分別為常態分配之機率密度函數與累積機率密度函數; $\mathrm{E}[(\zeta_{it})^2] = \sigma_{\zeta_i}^2$, $i = 1, 2$; 此外 ζ_{it} 與 v_t 無關, 即 $\mathrm{E}(\zeta_{it} v_t) = 0$, $i = 1, 2$。值得注意的是在式 (6) 下, $\mathrm{E}(\zeta_{it} v_t) = 0$, $i = 1, 2$。亦即式 (4) 中因內生門檻變數所造成 $\mathrm{E}(\varepsilon_{1t}^R v_t) = \sigma_{\varepsilon_1, v} \neq 0$ 和 $\mathrm{E}(\varepsilon_{2t}^R v_t) = \sigma_{\varepsilon_2, v} \neq 0$ 的迴歸估計問題, 現在已因加入反轉米勒比率而獲得解決。因此若以 Caner and Hansen（2004）之方法直接估計式 (4) 或式 (5), 所得之估計式不具一致性, 此乃因其忽略相關偏誤修正變數（式 (6) 下的反轉米勒比率）所致（Kourtellos et al., 2007; Heckman, 1979）。

在加入反轉米勒比率以解決門檻變數具內生性所造成之問題後, 式(6)即回復到Caner and Hansen（2004）的模型架構（即只剩解釋變數具內生性）。因為式(6)的解釋變數包括利率反應函數式(5)的解釋變數及反轉米勒比率, 且此一反轉米勒比率滿足Caner and Hansen（2004, p. 819, 假設1）在推導迴歸式, 如式(6), 之參數估計式和假設檢定統計式之大樣本理論時, 對解釋變數之要求。因此Kourtellos et al.（2007, p. 7）指出, 此時可依Caner and Hansen（2004）的證明方法證明式(6) 之一般化動差法或兩階段最小平方法估計式具一致性。

3.1 模型門檻參數之估計

遵循Kourtellos et al.（2007）之方法, 吾人將上述模型之估計步驟描述如下:

(1) 令 $Z_t = (R_{t-1}, y_t^g, \pi_{t+k}, \Delta e_t)'$ 為模型之內生變數, 將內生變數 (Z_t) 對工具變數 (X_t) 進行迴歸, 進而求得 Z_t 之估計值 $\hat{Z}_t$, 將式(6) 中內生變數 Z_t 以 $\hat{Z}_t$ 取代, 因此式(6) 可改寫如下:

$$R_t = (\alpha_0 + \alpha_1 \hat{R}_{t-1} + \alpha_2 \hat{\pi}_{t+k} + \alpha_3 \hat{y}_t^g + \alpha_4 \Delta \hat{e}_t + \alpha_5 \hat{\lambda}_{1t} + \zeta_{1t}) \times 1(\Delta e_t \geq \gamma)$$
$$+ (\beta_0 + \beta_1 \hat{R}_{t-1} + \beta_2 \hat{\pi}_{t+k} + \beta_3 \hat{y}_t^g + \beta_4 \Delta \hat{e}_t + \beta_5 \hat{\lambda}_{2t} + \zeta_{2t}) \times 1(\Delta e_t < \gamma). \quad (7)$$

(2) 給定一個 $\gamma \in \Gamma$, 其中 Γ 為門檻值之可能集合, 則本文最小平方法估計上式, 然後計算估計殘差之誤差平方和 (SSR(γ)), 則門檻值之估計值為在所有可能之門檻值中, 使得SSR為最小之門檻值, 亦即:

$$\hat{\gamma} = \arg\min_{\gamma \in \Gamma} \mathrm{SSR}(\gamma).$$

Kourtellos et al.（2007）證明以最小SSR 準則所選取之門檻估計值 $(\hat{\gamma})$ 具一致性。

(3) 在所估計之門檻估計值 $(\hat{\gamma})$ 下, 將樣本分割成兩個次樣本, 再分別以一般化動差法或兩階段最小平方法進行模型參數之估計。

3.2 模型斜率參數一般化動差法之估計

由第二節之討論可知, 由於式 (4) 之 $\varepsilon_{1t}^R, \varepsilon_{2t}^R$ 分別包含 $\eta_t(=(1-\rho)\gamma_\nu \mathrm{cb}_t+\nu_t)$ 且其為一 MA(1) 序列, 故 $\mathrm{E}(Z_t\varepsilon_{it}^R) \neq 0,\ i=1,2$。此顯示式 (4) 之解釋變數 (Z_t) 具內生性, 因此本文以 GMM 估計式 (4)。在討論工具變數之選擇時, 吾人假設 $\mathrm{E}_t(\pi_t\varepsilon_{it}^R) \neq 0,\ i=1,2$。就經濟意義而言, 當期通貨膨脹上升, 使得實質貨幣供給減少, 利率上升, 此外央行為穩定物價, 亦將採緊縮性之貨幣政策, 進而使得利率上升。另一方面, 利率上升使得投資成本增加, 進而造成投資及總需求減少, 使得通貨膨脹減緩。據此, 吾人假設 $\mathrm{E}_t(\pi_t\varepsilon_{it}^R) \neq 0$。由於 η_t 為一 MA(1) 序列, 故 $\mathrm{E}_t(R_{t-1}\varepsilon_{it}^R) \neq 0$, $\mathrm{E}_t(\pi_{t-1}\varepsilon_{it}^R) \neq 0$, $\mathrm{E}_t(y_{t-1}^g\varepsilon_{it}^R) \neq 0$ 及 $\mathrm{E}_t(\Delta e_{t-1}\varepsilon_{it}^R) \neq 0$, 因此 $R_{t-1}, y_{t-1}^g, \pi_{t-1}$ 及 Δe_{t-1}, 不可為模型之工具變數, 故本文之工具變數為 $X_t=(R_{t-2}, R_{t-3}, R_{t-4}, y_{t-2}^g, y_{t-3}^g, y_{t-4}^g, \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, \pi_{t-4}, \Delta e_{t-2}, \Delta e_{t-3}, \Delta e_{t-4}, \Delta M_{t-2}, \Delta M_{t-3}, \Delta M_{t-4}, \Delta \mathrm{MB}_{t-2}, \Delta \mathrm{MB}_{t-3}, \Delta \mathrm{MB}_{t-4})'$, 其中, ΔM_t 為 M2 之年增加率, $\Delta \mathrm{MB}_t$ 為貨幣基數 (monetary base) 之年增加率。[3] 在式 (6) 之 ε_{it}^R 包含 η_t 且其為一 MA(1) 序列, 本文之工具變數 (X_t) 符合以下假設:

$$\mathrm{E}(X_t\varepsilon_{it}^R)=0, \qquad i=1,2.$$

在所估計之門檻值 $(\hat{\gamma})$ 之下, 吾人分割樣本並利用 GMM 估計式 (6) 之模型參數。

$$\hat{\Psi}_{GMM}=\arg\ \min_{\Psi}\ n\overline{g}_n(\Psi)'W_t\overline{g}_n(\Psi),$$

其中, 動差條件式 $g_t(\Psi)=(R_t-\alpha_0-\alpha_1\Delta R_{t-1}-\alpha_2\pi_{t+k}-\alpha_3 y_t^g-\alpha_4\Delta e_t-\alpha_5\lambda_{1t})X_t$, 當 $\Delta e_t \geq \gamma$; 然當 $\Delta e_t < \gamma$, 則 $g_t(\Psi)=(R_t-\beta_0-\beta_1\Delta R_{t-1}-\beta_2\pi_{t+k}-\beta_3 y_t^g-\beta_4\Delta e_t-\beta_5\lambda_{2t})X_t$。$\overline{g}_n(\Psi)=1/n\sum_{t=1}^n g_t(\Psi)$; W_t 為加權矩陣 (weight matrix)。在 $\Delta e_t \geq \gamma$ 之狀態下, $\Psi=(\alpha_0,\alpha_1,\alpha_2,\alpha_3,\alpha_4,\alpha_5)'$, 然在 $\Delta e_t < \gamma$ 之

[3] 本文遵循陳–吳 (2010) 於工具變數中考慮 ΔM_t 及 $\Delta \mathrm{MB}_t$ 之落後變數, 同時定義 $\pi_t=p_t-p_{t-k}$, $k=1,\cdots,4$, 其中 p_t 為取對數後之價格水準。

狀態下, $\Psi = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5)'$。加權矩陣 (W_t) 為 $\{X_t \varepsilon_t^R(\Psi_0)\}$ 在初始估計值 Ψ_0 下之長期共變異矩陣的異質且具序列相關之一致性（heteroskedasticity and autocorrelation consistent, HAC）估計式。迴歸係數估計式的變異－共變異矩陣 $\mathrm{Var}(\hat{\Psi})$ 則是以 Newey-West HAC 估計式估計之。

3.3 模型之非線性檢定

式 (6) 之門檻模型中, 若虛無假設 $H_0 : \alpha_i = \beta_i$ 及 $\sigma^2_{\zeta_1} = \sigma^2_{\zeta_2}$, $\forall i = 0, \cdots, 5$ 成立, 則門檻模型退化為一線性模型。因此利率法則之非線性檢定, 即檢定上述之虛無假設是否成立。因為式 (6) 的解釋變數包含利率反應函數（式 (5)）的解釋變數及反轉米勒比率, 如前所述, 由於此一反轉米勒比率滿足 Caner and Hansen（2004, p. 819, 假設 1）在推導式 (6) 參數之假設檢定統計式的大樣本理論時, 對解釋變數之要求。因此本文可以利用 Caner and Hansen（2004）所建議的 sup$W$ 檢定式, 探討上述虛無假設 H_0 是否成立。由於 sup$W$ 之極限分配不具樞紐性（nonpivotal）,[4] Caner and Hansen（2004）建議藉由模擬分析來模擬 sup$W$ 之有限樣本分配（finite sample distribution）。

本文首先遵循 Caner and Hansen（2004）之方法建構檢定統計式。令 $\gamma = \gamma_1 \in \Gamma$, 在 $\gamma = \gamma_1$, 將樣本分割成兩個次樣本, 再分別以一般化動差法估計式 (6) 模型之參數, 可得 $\hat{\alpha}(\gamma_1) = (\hat{\alpha}_0(\gamma_1), \cdots, \hat{\alpha}_5(\gamma_1))$, $\hat{\beta}(\gamma_1) = (\hat{\beta}_0(\gamma_1), \cdots, \hat{\beta}_5(\gamma_1))$, $\hat{\alpha}(\gamma_1)$ 與 $\hat{\beta}(\gamma_1)$ 之共變異矩陣 $\mathrm{V}(\hat{\alpha}(\gamma_1))$, $\mathrm{V}(\hat{\beta}(\gamma_1))$, 及估計殘差 $\hat{\zeta}_t(\gamma_1)$。在此固定之 γ_1 下, 檢定虛無假設 H_0 之瓦德（Wald）統計量為:

$$W_n(\gamma_1) = (\hat{\alpha}(\gamma_1) - \hat{\beta}(\gamma_1))'[\mathrm{V}(\hat{\alpha}(\gamma_1)) + \mathrm{V}(\hat{\beta}(\gamma_1))]^{-1}(\hat{\alpha}(\gamma_1) - \hat{\beta}(\gamma_1)).$$

其次, 在不同之 γ 設定下重覆前述步驟, 吾人可得 $W_n(\gamma_1), W_n(\gamma_2), \cdots$。最後 Caner and Hansen（2004）建議以上述統計量之最大值做為檢定虛無假設 H_0 之統計量, 亦即:

[4] 極限分配具樞紐性指該分配為已知之分配且不包含擾攘參數（nuisance parameters）。

$$\sup W = \sup_{\gamma \in \Gamma} W_n(\gamma). \tag{8}$$

其次, 本文遵循 Caner and Hansen (2004) 所建議之模擬方法來模擬 sup$W$ 之有限樣本分配。茲將模擬步驟說明如下:

(1) 吾人自標準常態分配 $N(0,1)$ 中抽取隨機變數 ξ_t。

(2) 在 $\gamma = \gamma_1$ 下, 令 $R_t^* = \hat{\zeta}_t(\gamma_1) \cdot \xi_t$, R_t^* 為模擬之 R_t, 其中 $\hat{\zeta}_t(\gamma_1)$ 為前述之估計殘差。

(3) 透過 $R_t^*, R_{t-1}^*, y_t^g, \pi_{t+k}, \Delta e_t$, 吾人重新估計式 (6), 可得 $\hat{\alpha}^*(\gamma_1), \beta^*(\gamma_1), \mathrm{V}(\alpha^*(\gamma_1)), \mathrm{V}(\beta^*(\gamma_1))$, 進而吾人可求得:

$$\tilde{W}_n(\gamma_1) = (\alpha^*(\gamma_1) - \beta^*(\gamma_1))'(\mathrm{V}(\alpha^*(\gamma_1)) + \mathrm{V}(\beta^*(\gamma_1)))^{-1}(\alpha^*(\gamma_1) - \beta^*(\gamma_1)).$$

(4) 在不同之 γ 值下, 重覆步驟 (2) 及 (3) 吾人可計算出 $\sup\tilde{W} = \sup_{\gamma \in \Gamma} \tilde{W}_n(\gamma)$。根據 Caner and Hansen (2004), 吾人可知 $\sup\tilde{W}$ 與 sup$W$ 有相同之極限分配。

(5) 重覆步驟 (1) 至 (4) 共 1,000 次, 吾人可求得 sup$W$ 之有限樣本分配。

4. 實證分析

4.1 資料描述

本文之樣本期間始於 1981 年第 1 季而終於 2008 年第 2 季, 資料期間與陳–吳 (2010) 相同, 資料來自主計處總體統計資料庫及中央銀行。資料包括貨幣總計數 (M2)、貨幣基數 (MB)、消費者物價指數 (CPI)、新台幣兌美元匯率 (E)、實質國內生產毛額 (GDP, 2006 年為基期) 及金融業隔夜拆款利率 (R)。吾人以簡單平均法將 CPI、R 之月平均資料及 M2、MB 之月底數資料轉為季資料。GDP 為季平均資料, E 則為季底資料。透過 Hodrick-Prescott 濾器 (filter), 吾人自實質國內生產毛額對數值 (y_t) 中求算出潛在產出對數值 ($\overline{y}_t$)。本文之資料期間, 資料來源與資料定義皆與陳–吳 (2010) 相同。

4.2 前期利率變數 (R_{t-1}) 之內生性檢定

進行實證分析前, 吾人須確保變數具恆定性, 由於本文之資料期間與資料定義皆與陳–吳（2010）相同, 他們已於文章中透過單根檢定發現通貨膨脹率、隔夜拆款利率, 貨幣年增率及匯率變動率等變數具恆定性, 因此本文不再重複資料恆定性之分析, 直接認定資料具恆定性並進行相關實證分析。本文模型同時考慮了遺漏變數假說及政策慣性假說, 因此在利率法則中前期利率變數 (R_{t-1}) 為內生變數。在進行門檻模型估計之前, 本文先檢定 R_{t-1} 是否具內生性。

Baum et al.（2003）建議以 Durbin-Wu-Hausman（DWH）檢定來驗證變數是否具內生性。[5] 為此本文將式 (3) 之利率法則描述如下:

$$R_t = \delta_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 \pi_{t+k} + \delta_3 (y_t - \overline{y}_t) + \delta_4 \Delta e_t + \varepsilon_t^R,$$

其中, ε_t^R 包含一階移動平均之 η_t 之干擾項, 故 $R_{t-1}, \pi_{t+k}, y_t^g$ 及 Δe_t 均為內生變數。此時模型之工具變數為 X_t, 令 $\hat{\delta} = (\hat{\delta}_0, \hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2, \hat{\delta}_3, \hat{\delta}_4)'$, 則透過 GMM 估計吾人可得 $\hat{\delta}^X$ 及 $\text{Var}(\hat{\delta}^X)$。然若 R_{t-1} 為外生, 亦即在本文模型之設定上, 吾人假設 η_t 為一 i.i.d.。此時模型之工具變數為 $F_t = (X_t', R_{t-1}, \pi_{t-1}, y_{t-1}^g, \Delta e_{t-1})'$。透過 GMM 估計, 吾人可得 $\hat{\delta}^F$ 及 $\text{Var}(\hat{\delta}^{\text{F}})$。

當 R_{t-1} 為外生之虛無假設為真時, $\hat{\delta}^X$ 及 $\hat{\delta}^F$ 皆具一致性。然當前述之虛無假設不成立時, $\hat{\delta}^X$ 仍具一致性但 $\hat{\delta}^F$ 則不具一致性。因此 R_{t-1} 具外生性之虛無假設, 可以 DWH 統計量檢定之:

$$\text{DWH} = (\hat{\delta}^X - \hat{\delta}^F)'(\text{Var}(\hat{\delta}^X) - \text{Var}(\hat{\delta}^F))^{-1}(\hat{\delta}^X - \hat{\delta}^F),$$

上述之 DWH 統計量在虛無假設為真時, 為自由度等於1 之卡方分配。本文之實證結果顯示 DWH = 12.41, 亦即, 在 5% 之顯著水準下, 棄卻 R_{t-1} 具外生性之虛無假設, 此亦間接支持本文模型設定 η_t 為一階移動平均序列之正確性。

[5] 檢定統計量之詳細說明請參閱 Durbin（195）、Wu（1973）及 Hausman（1978）。

4.3 門檻模型估計結果

陳–吳（2010）指出央行之貨幣政策在 1998 年之前可以貨幣成長率法則來刻劃, 而在 1998 年以後, 則以利率法則來描繪較貼切。此外其亦指出 1998 年後之利率法則具非線性。據此, 吾人以陳–吳（2010）之資料期間（1998Q2–2008Q2）重新估計台灣之非線性利率法則。

表 1 為式 (6) 之估計結果, 其顯示當 $k = 1$ 時, 模型之斜率估計係數 (α_i's, β_i's) 皆為正, 與理論預期相吻合, 此外門檻估計值為正且 J 統計量無法棄卻工具變數具過度認定之虛無假設。此反映不論匯率變動率在大於或小於其門檻值之期間, 央行皆採平滑調整之貨幣政策; 同時膨脹缺口或產出缺口增加亦皆使名目利率上升, 亦即央行採反景氣循環之貨幣政策法則。值得注意的是, 不論是在匯率變動率大於或小於其門檻值之期間, 匯率變動率對名目利率之影響皆為正。亦即當匯率變動之絕對值增加時, 在新台幣貶值加劇的期間 ($\Delta e_t > \hat{\gamma}$), 央行提高利率, 此將擴大本國與外國間之利差（如果本國利率高於外國利率）, 加速國外資本移入台灣, 或縮小本國與外國間之利差（如果本國利率低於外國利率）, 減緩本國資本外移, 此皆減緩新台幣之貶值壓力。在新台幣升值或溫和貶值之期間 ($\Delta e_t < \hat{\gamma}$), 本文分別討論匯率變動之絕對值在新台幣溫和貶值期間 ($\hat{\gamma} > \Delta e_t > 0$) 及新台幣升值期間 ($\Delta e_t < 0$) 對名目利率之影響。首先在新台幣溫和貶值期間, 當匯率變動之絕對值增加, 央行提高利率, 此將加速國外資本移入, 或減緩本國資本外移, 因而減緩新台幣貶值壓力。其次在新台幣升值期間, 匯率變動之絕對值增加（即 Δe_t 下降）, 央行降低利率, 此將縮小國內、外間之利差以減少資本內流, 或擴大國內、外間之利差以加速國內資本外移, 進而減緩新台幣升值壓力。由上述之說明可知, 在新台幣升值期間 ($\Delta e_t < 0$), 匯率變動之絕對值增加使得利率下跌, 然在新台幣貶值期間 ($\Delta e_t > 0$) 匯率變動之絕對值增加使得利率上升, 亦即反映央行不論在新台幣升值或貶值期間皆採逆風向干預之貨幣政策。此外 J 統計量亦無法棄卻具過度認定之動差條件。當 $k = 2$、3、4 時, 前述結論並未受到影響。不僅解釋變數之符號在新台幣貶值加劇之期間或在新台幣升值或溫和貶值之期間皆為正, 且解釋變數對利率之非線性影響亦被支持。此外央行採逆風向干預之貨幣政策法則並未受到新台幣升、貶值的影響而

表 1　門檻模型估計－門檻變數為 Δe_t

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}, \qquad \Delta e_t \geq \gamma.$$
$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}, \qquad \Delta e_t < \gamma.$$
$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t.$$

	$k=1$		$k=2$		$k=3$		$k=4$	
$\hat{\alpha}_0$	−0.306*	(0.000)	−0.210*	(0.001)	−0.151*	(0.001)	−0.395*	(0.000)
$\hat{\alpha}_1$	0.909*	(0.000)	0.891*	(0.000)	0.914*	(0.000)	0.911*	(0.000)
$\hat{\alpha}_2$	0.092*	(0.027)	0.066*	(0.001)	0.035*	(0.035)	0.058*	(0.000)
$\hat{\alpha}_3$	0.121*	(0.000)	0.137*	(0.000)	0.135*	(0.000)	0.122*	(0.000)
$\hat{\alpha}_4$	0.125*	(0.000)	0.124*	(0.000)	0.092*	(0.000)	0.130*	(0.000)
$\hat{\alpha}_5$	−0.014	(0.764)	−0.039*	(0.054)	−0.068	(0.135)	0.033	(0.222)
J_1	4.841	(0.436)	6.181	(0.289)	5.755	(0.451)	7.124	(0.310)
$\hat{\beta}_0$	0.046*	(0.018)	−0.080*	(0.024)	0.041	(0.353)	−0.035	(0.324)
$\hat{\beta}_1$	0.942*	(0.000)	0.973*	(0.000)	0.954*	(0.000)	0.964*	(0.000)
$\hat{\beta}_2$	0.062*	(0.000)	0.153*	(0.000)	0.063*	(0.001)	0.083*	(0.000)
$\hat{\beta}_3$	0.062*	(0.000)	0.032*	(0.001)	0.057*	(0.000)	0.062*	(0.000)
$\hat{\beta}_4$	0.030*	(0.000)	0.049*	(0.000)	0.051*	(0.000)	0.058*	(0.000)
$\hat{\beta}_5$	−0.079*	(0.026)	−0.011	(0.621)	0.009	(0.421)	−0.036*	(0.036)
J_2	9.702	(0.784)	8.065	(0.886)	9.221	(0.817)	8.828	(0.842)
$\hat{\gamma}$	1.294		1.294		1.294		1.294	

註: 括號內的數字為 p 值。* 代表在 10% 之顯著水準下, 棄卻虛無假設。X_t 為工具變數。$\lambda_{1t} = \dfrac{\phi(\gamma - X_t'\theta)}{1 - \Phi(\gamma - X_t'\theta)}$, $\lambda_{2t} = -\dfrac{\phi(\gamma - X_t'\theta)}{\Phi(\gamma - X_t'\theta)}$ 為反轉米勒比率, 其中 $\phi(\bullet)$ 與 $\Phi(\bullet)$ 分別為常態分配之機率密度函數與累積機率密度函數。J_1 與 J_2 分別為在 $\Delta e_t \geq \hat{\gamma}$ 與 $\Delta e_t < \hat{\gamma}$ 之次樣本下, GMM 估計之 J 統計量。J 統計量為檢定工具變數具過度認定之虛無假設的統計量。GMM 估計工具變數為$R_t, y_t^g, \pi_t, \Delta e_t, \Delta M_t$ 及 $\Delta \mathrm{MB}_t$ 之落後 2 至 4 期變數。

有所改變, 亦即 $\hat{\alpha}_4$ 與 $\hat{\beta}_4$ 皆為正。

接下來吾人探討前述結論的穩健性。由於陳–吳（2010）假設 $\gamma = 0$, 為與其結論相比較, 吾人亦假設 $\gamma = 0$, 進而將估計結果列於表 2。表 2 之結果大致與表 1 之結果吻合, 即相關解釋變數如 $R_{t-1}, y_t^g, \pi_{t+k}$ 對利率之影響在新台幣貶值加劇之期間或在新台幣升值或溫和貶值之期間皆與理論預期相符。

表 2　門檻模型估計－門檻變數為 Δe_t 且門檻值為零

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}, \qquad \Delta e_t \geq 0.$$
$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}, \qquad \Delta e_t < 0.$$
$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t.$$

	$k=1$		$k=2$		$k=3$		$k=4$	
$\hat{\alpha}_0$	−0.093*	(0.087)	−0.055	(0.126)	−0.031	(0.407)	−0.208*	(0.003)
$\hat{\alpha}_1$	0.956*	(0.000)	0.955*	(0.000)	0.951*	(0.000)	0.967*	(0.000)
$\hat{\alpha}_2$	0.071*	(0.028)	0.010	(0.413)	0.007	(0.580)	0.056*	(0.005)
$\hat{\alpha}_3$	0.102*	(0.000)	0.102*	(0.000)	0.100*	(0.000)	0.096*	(0.000)
$\hat{\alpha}_4$	0.021*	(0.038)	0.010	(0.227)	0.010*	(0.097)	0.027*	(0.007)
$\hat{\alpha}_5$	0.031	(0.215)	0.038*	(0.014)	0.008	(0.713)	0.113*	(0.006)
J_1	10.046	(0.759)	9.100	(0.825)	8.179	(0.880)	9.198	(0.818)
$\hat{\beta}_0$	0.068*	(0.005)	−0.077*	(0.009)	0.130*	(0.000)	0.115*	(0.000)
$\hat{\beta}_1$	0.920*	(0.000)	0.971*	(0.000)	0.923*	(0.000)	0.899*	(0.000)
$\hat{\beta}_2$	0.097*	(0.000)	0.150*	(0.000)	0.058*	(0.000)	0.033*	(0.000)
$\hat{\beta}_3$	0.024*	(0.000)	0.014*	(0.001)	0.027*	(0.000)	0.042*	(0.000)
$\hat{\beta}_4$	0.020*	(0.001)	0.045*	(0.001)	0.043*	(0.000)	0.013*	(0.076)
$\hat{\beta}_5$	−0.104*	(0.000)	−0.047*	(0.025)	−0.005	(0.486)	−0.049*	(0.001)
J_2	9.202	(0.818)	10.552	(0.721)	8.650	(0.853)	10.466	(0.727)
$\hat{\gamma}$	0.000		0.000		0.000		0.000	

註: 同表 1。

除了 $k = 2$ 外, 央行逆風向干預的貨幣政策並未受到新台幣升、貶值期間的影響而有所改變。

本文以隔夜拆款利率做為利率之代理變數, 然台灣隔夜拆款市場之規模相對小, 或許有學者認為隔夜拆款利率並非為利率之合適代理變數, 為考慮此一因素, 吾人以 30 天期之商業本票利率做為利率之代理變數, 並將實證結果列於表 3。表 3 指出在 $k = 1$、2、3 之下, 通膨缺口對利率之影響在新台幣匯率變動高於門檻值之期間分別為負、正、正, 但皆不顯著。另外, 在 $k = 2$ 時匯率變動率對利率之影響為負且顯著。此外, 表 3 之結果基本上與表 1 相同。

表 3　門檻模型估計－門檻變數為 Δe_t 且利率為商業本票利率

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}, \qquad \Delta e_t \geq \gamma.$$
$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}, \qquad \Delta e_t < \gamma.$$
$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t.$$

	$k=1$		$k=2$		$k=3$		$k=4$	
$\hat{\alpha}_0$	−0.317*	(0.001)	0.056*	(0.051)	−0.329*	(0.001)	−0.425*	(0.000)
$\hat{\alpha}_1$	0.887*	(0.000)	0.949*	(0.000)	0.887*	(0.000)	0.917*	(0.000)
$\hat{\alpha}_2$	−0.008	(0.754)	0.001	(0.985)	0.002	(0.872)	0.059*	(0.001)
$\hat{\alpha}_3$	0.157*	(0.000)	0.113*	(0.000)	0.159*	(0.000)	0.144*	(0.000)
$\hat{\alpha}_4$	0.137*	(0.000)	−0.016*	(0.023)	0.141*	(0.000)	0.136*	(0.000)
$\hat{\alpha}_5$	0.051	(0.122)	−0.041*	(0.085)	0.039	(0.289)	0.034	(0.244)
J_1	6.219	(0.399)	7.227	(0.780)	5.938	(0.312)	3.915	(0.562)
$\hat{\beta}_0$	0.016	(0.596)	−0.108*	(0.016)	−0.009	(0.849)	−0.052	(0.183)
$\hat{\beta}_1$	0.939*	(0.000)	0.978*	(0.000)	0.957*	(0.000)	0.963*	(0.000)
$\hat{\beta}_2$	0.067*	(0.000)	0.192*	(0.000)	0.076*	(0.000)	0.080*	(0.000)
$\hat{\beta}_3$	0.067*	(0.000)	0.020*	(0.006)	0.056*	(0.000)	0.065*	(0.000)
$\hat{\beta}_4$	0.023*	(0.058)	0.067*	(0.000)	0.047*	(0.001)	0.057*	(0.002)
$\hat{\beta}_5$	−0.166*	(0.003)	0.004	(0.920)	−0.046	(0.209)	−0.076*	(0.029)
J_2	9.490	(0.798)	9.468	(0.800)	9.512	(0.797)	9.522	(0.796)
$\hat{\gamma}$	1.294		0.319		1.294		1.294	

註: 同表 1。

本文在式 (6) 中假設利率法則受名目匯率缺口 ($\Delta e_t - \Delta \tilde{e}_t$) 之影響, 截至目前為止, 本文假設 $\Delta \tilde{e}_t = \Delta \tilde{e} = 0$。然央行的行為很可能受名目匯率變動與非固定之目標匯率變動間差距之影響。為此本文假設央行之目標匯率為均衡匯率, 故目標匯率變動等於均衡匯率變動, 同時分別以購買力平價及利率平價來衡量均衡匯率。首先, 當以購買力平價來衡量均衡匯率, 則 $\Delta \tilde{e}_t = \pi_t - \pi_t^{us}$, 其中 π_t 與 π_t^{us} 分別為台灣與美國之通貨膨脹率, 此時名目匯率之變動與均衡匯率變動之差距即為實質匯率變動 ($\Delta q_t = \Delta e_t - \Delta \tilde{e}_t$), 進而吾人可將名目匯率缺口以實質匯率之變動來表示, 據此吾人將式 (6) 改寫如下:

表 4　門檻模型估計－解釋變數為名目匯率缺口 (Δq_t)

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta q_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}, \qquad \Delta e_t \geq \gamma.$$
$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta q_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}, \qquad \Delta e_t < \gamma.$$
$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t.$$

	$k=1$		$k=2$		$k=3$		$k=4$	
$\hat{\alpha}_0$	−0.061	(0.134)	−0.039*	(0.025)	−0.020*	(0.809)	0.018	(0.862)
$\hat{\alpha}_1$	0.906*	(0.000)	0.914*	(0.000)	0.918*	(0.000)	0.911*	(0.000)
$\hat{\alpha}_2$	0.031*	(0.063)	0.042*	(0.005)	0.010	(0.693)	−0.033*	(0.004)
$\hat{\alpha}_3$	0.119*	(0.000)	0.135*	(0.000)	0.124*	(0.000)	0.142*	(0.000)
$\hat{\alpha}_4$	0.065*	(0.000)	0.071*	(0.000)	0.058*	(0.013)	0.050*	(0.024)
$\hat{\alpha}_5$	−0.074*	(0.012)	−0.124*	(0.001)	−0.096	(0.121)	−0.098*	(0.014)
J_1	5.546	(0.353)	4.406	(0.622)	6.390	(0.270)	5.415	(0.492)
$\hat{\beta}_0$	0.026	(0.300)	−0.096*	(0.052)	0.020	(0.804)	−0.073	(0.143)
$\hat{\beta}_1$	0.941*	(0.000)	0.969*	(0.000)	0.954*	(0.000)	0.963*	(0.000)
$\hat{\beta}_2$	0.048*	(0.024)	0.137*	(0.000)	0.065	(0.108)	0.087*	(0.000)
$\hat{\beta}_3$	0.067*	(0.000)	0.042*	(0.001)	0.071*	(0.004)	0.069*	(0.000)
$\hat{\beta}_4$	0.018	(0.155)	0.059*	(0.001)	0.065*	(0.029)	0.065*	(0.004)
$\hat{\beta}_5$	−0.099*	(0.028)	−0.057*	(0.057)	0.008	(0.871)	−0.057*	(0.087)
J_2	9.738	(0.781)	8.355	(0.870)	9.462	(0.800)	9.815	(0.776)
$\hat{\gamma}$	1.294		1.294		1.294		1.294	

註: 同表 1。

$$R_t = (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta q_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}) \times 1(v_t \geq \gamma - X_t' \theta)$$
$$+ (\beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta q_t + \alpha_6 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}) \times 1(v_t < \gamma - X_t' \theta),$$

表 4 之實證結果指出, 在 $k = 3$ 及 4 時, 通膨缺口對利率之影響 ($\hat{\alpha}_2$) 分別為: 正但不顯著及負且顯著。$\hat{\beta}_4$ 在 $k = 1$ 時為正但不顯著。此外表 4 所呈現之結果與表 1 無異。實證結果再一次發現, 央行之逆風向干預貨幣政策並未受到新台幣升、貶值期間的影響而有所改變。

其次, 當以利率平價來衡量均衡匯率, 則 $\Delta \tilde{e}_t = R_{t-1} - R_{t-1}^{us}$, 其中$R_t^{us}$ 為

表 5　門檻模型估計－解釋變數為名目匯率缺口 (Δe_t^d)

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t^d + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}, \qquad \Delta e_t \geq \gamma.$$
$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t^d + \beta_5 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}, \qquad \Delta e_t < \gamma.$$
$$\Delta e_t = X_t'\theta + v_t; \quad \Delta e_t^d = \Delta e_t - (R_{t-1} - R_{t-1}^{us}).$$

	$k=1$		$k=2$		$k=3$		$k=4$	
$\hat{\alpha}_0$	−0.341*	(0.000)	−0.217*	(0.046)	−0.176*	(0.039)	−0.171	(0.121)
$\hat{\alpha}_1$	0.960*	(0.000)	0.930*	(0.000)	0.937*	(0.000)	0.926*	(0.000)
$\hat{\alpha}_2$	0.205*	(0.001)	0.098*	(0.035)	0.002	(0.787)	−0.021	(0.247)
$\hat{\alpha}_3$	0.063*	(0.000)	0.087*	(0.003)	0.092*	(0.000)	0.094*	(0.000)
$\hat{\alpha}_4$	0.106*	(0.000)	0.091*	(0.005)	0.063*	(0.003)	0.057*	(0.002)
$\hat{\alpha}_5$	−0.180*	(0.000)	−0.140*	(0.040)	−0.076*	(0.054)	−0.020	(0.793)
J_1	6.056	(0.301)	7.995	(0.157)	6.374	(0.272)	6.212	(0.286)
$\hat{\beta}_0$	0.005	(0.816)	−0.119*	(0.000)	−0.003	(0.876)	−0.085*	(0.006)
$\hat{\beta}_1$	0.949*	(0.000)	0.981*	(0.000)	0.961*	(0.000)	0.973*	(0.000)
$\hat{\beta}_2$	0.059*	(0.007)	0.123*	(0.000)	0.044*	(0.006)	0.062*	(0.000)
$\hat{\beta}_3$	0.034*	(0.001)	0.009	(0.265)	0.037*	(0.000)	0.051*	(0.000)
$\hat{\beta}_4$	0.024*	(0.000)	0.039*	(0.000)	0.035*	(0.000)	0.043*	(0.000)
$\hat{\beta}_5$	−0.082*	(0.031)	−0.021	(0.274)	0.006	(0.694)	−0.034	(0.189)
J_2	9.840	(0.774)	8.483	(0.863)	8.425	(0.866)	8.946	(0.834)
$\hat{\gamma}$	1.294		1.294		1.294		1.294	

註: 同表 1。

美國利率。[6] 此時名目匯率之變動與均衡匯率變動之差距即為利率平價之差異 ($\Delta e_t^d = \Delta e_t - (R_{t-1} - R_{t-1}^{us})$), 據此吾人將式 (6) 改寫如下:

$$R_t = (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t^d + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}) \times 1(v_t \geq \gamma - X_t'\theta)$$
$$+ (\beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t^d + \alpha_6 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}) \times 1(v_t < \gamma - X_t'\theta),$$

表 5 之實證結果顯示, 通膨缺口對利率之影響 ($\hat{\alpha}_2$), 在 $k = 3$ 及 4 時分別為正

[6] 未拋補利率平價指出 $\Delta e_t = (R_{t-1} - R_{t-1}^{us}) + u_t$, 其中 $u_t = \Delta e_t - E_{t-1}\Delta e_t$, 故本文以 $R_{t-1} - R_{t-1}^{us}$ 做為均衡匯率之代理變數, 其中 R_t 為台灣金融業隔夜拆款利率, R_t^{us} 為美國聯邦基金利率（federal fund rate）。

表 6　門檻模型估計－門檻變數為實質匯率 (Δq_t)

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}, \qquad \Delta q_t \geq \gamma.$$
$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}, \qquad \Delta q_t < \gamma.$$
$$\Delta q_t = X_t' \theta + v_t.$$

	$k=1$		$k=2$		$k=3$		$k=4$	
$\hat{\alpha}_0$	−0.222*	(0.006)	0.113	(0.244)	−0.260*	(0.003)	−0.159*	(0.000)
$\hat{\alpha}_1$	0.915*	(0.000)	0.904*	(0.000)	0.917*	(0.000)	0.958*	(0.000)
$\hat{\alpha}_2$	0.094*	(0.006)	0.044	(0.200)	0.053*	(0.019)	0.047*	(0.001)
$\hat{\alpha}_3$	0.110*	(0.000)	0.092*	(0.009)	0.091*	(0.001)	0.095*	(0.000)
$\hat{\alpha}_4$	0.122*	(0.000)	0.063	(0.116)	0.120*	(0.001)	0.020*	(0.092)
$\hat{\alpha}_5$	−0.056	(0.162)	−0.138*	(0.044)	−0.050	(0.294)	0.225*	(0.004)
J_1	3.520	(0.475)	4.560	(0.472)	3.928	(0.269)	10.050	(0.759)
$\hat{\beta}_0$	0.032	(0.352)	−0.038	(0.597)	0.031	(0.406)	0.039*	(0.064)
$\hat{\beta}_1$	0.934*	(0.000)	0.956*	(0.000)	0.942*	(0.000)	0.923*	(0.000)
$\hat{\beta}_2$	0.096*	(0.000)	0.115*	(0.000)	0.053*	(0.084)	0.026*	(0.000)
$\hat{\beta}_3$	0.064*	(0.000)	0.052*	(0.003)	0.077*	(0.000)	0.040*	(0.000)
$\hat{\beta}_4$	0.027*	(0.007)	0.043*	(0.001)	0.040*	(0.002)	0.013*	(0.002)
$\hat{\beta}_5$	−0.238*	(0.028)	−0.170*	(0.014)	−0.051	(0.254)	−0.060*	(0.000)
J_2	9.691	(0.784)	8.116	(0.883)	10.133	(0.752)	8.426	(0.866)
$\hat{\gamma}$	2.434		2.261		2.434		−0.240	

註: 同表 1。

及負但皆不顯著, 在 $k = 2$ 時, 產出缺口對利率之影響 ($\hat{\beta}_3$) 為正但不顯著。此外, 表 5 之結果與表 1 同。

再者, 本文亦考慮以實質匯率為門檻變數, 亦即央行關心名目匯率與均衡匯率之差距。表 6 指出在 $k = 2$ 時, 通膨缺口與名目匯率變動率對名目利率之影響 ($\hat{\alpha}_2, \hat{\alpha}_4$) 皆為正, 但不顯著。此外表 6 之結果與表 1 同。

接著, 吾人將樣本期間延長至 2010 年第二季, 表 7 之實證結果顯示, 除了在 $k = 1$、2、3 時, 通膨缺口對利率之影響分別為為負、正、正但不顯著, 其餘之結果與表 1 同。$\hat{\alpha}_4$ 與 $\hat{\beta}_4$ 皆顯著為正, 顯示央行之逆風向干預貨幣政策不因新台幣之升、貶值而有所不同, 且此一結論不受 k 之影響。

表 7　門檻模型估計－門檻變數為 Δe_t 且樣本期間延長至 2010Q2

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}, \qquad \Delta e_t \geq \gamma.$$
$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}, \qquad \Delta e_t < \gamma.$$
$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t.$$

	$k=1$		$k=2$		$k=3$		$k=4$	
$\hat{\alpha}_0$	−0.140*	(0.000)	−0.147*	(0.000)	−0.150*	(0.000)	−0.255*	(0.000)
$\hat{\alpha}_1$	0.900*	(0.000)	0.897*	(0.000)	0.902*	(0.000)	0.905*	(0.000)
$\hat{\alpha}_2$	−0.004	(0.772)	0.012	(0.151)	0.010	(0.116)	0.036*	(0.015)
$\hat{\alpha}_3$	0.133*	(0.000)	0.137*	(0.000)	0.133*	(0.000)	0.130*	(0.000)
$\hat{\alpha}_4$	0.076*	(0.000)	0.084*	(0.000)	0.080*	(0.000)	0.096*	(0.000)
$\hat{\alpha}_5$	0.012	(0.608)	0.001	(0.931)	0.003	(0.783)	0.040*	(0.051)
J_1	6.275	(0.617)	5.620	(0.690)	5.810	(0.669)	5.539	(0.785)
$\hat{\beta}_0$	0.034*	(0.038)	−0.027	(0.328)	0.091*	(0.000)	−0.011	(0.635)
$\hat{\beta}_1$	0.941*	(0.000)	0.958*	(0.000)	0.937*	(0.000)	0.964*	(0.000)
$\hat{\beta}_2$	0.073*	(0.000)	0.129*	(0.000)	0.041*	(0.002)	0.087*	(0.000)
$\hat{\beta}_3$	0.029*	(0.000)	0.011*	(0.016)	0.031*	(0.000)	0.037*	(0.000)
$\hat{\beta}_4$	0.014*	(0.038)	0.038*	(0.001)	0.033*	(0.006)	0.058*	(0.000)
$\hat{\beta}_5$	−0.065*	(0.005)	−0.027	(0.121)	−0.014	(0.295)	−0.009	(0.443)
J_2	10.528	(0.723)	8.930	(0.836)	10.206	(0.747)	9.276	(0.813)
$\hat{\gamma}$	1.294		1.294		1.294		1.294	

註: 同表 1。

最後, 陳–吳（2010）考慮一受限之門檻模型, 亦即假設式 (6) 中之 $\alpha_0 = \beta_0$, $\alpha_1 = \beta_1$, $\alpha_2 = \beta_2$, $\alpha_3 = \beta_3$, 且門檻值為 0。然其忽略了門檻變數之內生性。在考慮門檻變數之內生性下, 吾人將此一受限之內生門檻模型表示如下:

$$\begin{aligned} R_t = {} & (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}) \times 1(v_t \geq -X_t'\theta) \\ & + (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}) \times 1(v_t < -X_t'\theta), \end{aligned}$$

陳–吳（2010）在 1998 年第一季至 2008 年第二季之樣本期間下加入虛擬變數, 進而以 GMM 進行估計。為與其結果相比較, 吾人在此亦採用相同之方法進

表 8　陳–吳（2010）模型估計－門檻變數為 Δe_t 且門檻值為零

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \zeta_{1t}, \qquad \Delta e_t \geq 0.$$
$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \zeta_{2t}, \qquad \Delta e_t < 0.$$
$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t.$$

	$k=1$		$k=2$		$k=3$		$k=4$	
$\hat{\alpha}_0$	−0.018	(0.278)	−0.034	(0.176)	0.023	(0.247)	−0.052*	(0.012)
$\hat{\alpha}_1$	0.937*	(0.000)	0.944*	(0.000)	0.943*	(0.000)	0.943*	(0.000)
$\hat{\alpha}_2$	0.098*	(0.000)	0.074*	(0.000)	0.043*	(0.001)	0.043*	(0.000)
$\hat{\alpha}_3$	0.056*	(0.000)	0.065*	(0.000)	0.064*	(0.000)	0.070*	(0.000)
$\hat{\alpha}_4$	0.022*	(0.013)	0.018	(0.389)	0.006	(0.171)	0.014*	(0.008)
$\hat{\beta}_4$	0.020*	(0.004)	0.028	(0.172)	0.033*	(0.000)	0.014*	(0.000)
$\hat{\alpha}_5$	−0.014	(0.180)	0.005	(0.804)	−0.038	(0.093)	0.047*	(0.000)
$\hat{\beta}_5$	−0.121*	(0.000)	−0.089*	(0.000)	−0.027*	(0.025)	−0.062*	(0.000)
J	11.119	(1.000)	10.891	(1.000)	11.081	(1.000)	11.155	(1.000)
$\hat{\gamma}$	0.000		0.000		0.000		0.000	

註: 同表 1。

行估計, 並將估計結果列於表 8 中。表 8 之實證結果指出, 央行採反景氣循環之貨幣政策法則, 此一結論不受 k 之影響。此外在 $k = 1$、4 時 $\hat{\alpha}_4$ 與 $\hat{\beta}_4$ 皆顯著為正, 此反映出央行採逆風向干預之貨幣政策法則。值得一提的是陳–吳（2010）指出「台灣央行於 1998 年後可能採用不對稱的非線性利率法則, 亦即新台幣升值時, 干預外匯市場, 採寬鬆貨幣政策; 新台幣貶值時, 央行不阻貶, 甚或可能推波助瀾的助貶」。然本文的實證結果卻與其大相逕庭, 本文之實證結果指出, 新台幣升值時央行採寬鬆貨幣政策以阻升, 然當新台幣貶值時, 央行則採緊縮貨幣政策以阻貶, 且此一結論具穩健性。簡言之, 本文之實證結果並未發現明顯證據顯示央行採「阻升助貶」之貨幣政策。為何本文之估計結果與陳–吳（2010）之結果大相逕庭? 本文將在 4.5 節中討論。

4.4　利率法則之非線性檢定

式 (6) 之門檻模型中, 若虛無假設 $H_0 : \alpha_i = \beta_i$ 及 $\sigma^2_{\zeta_1} = \sigma^2_{\zeta_2}, \forall i = 0, \cdots, 5$ 成立, 則門檻模型退化為一線性模型。因此利率法則之非線性檢定, 即檢定

表 9　利率法則之非線性檢定

	$k=1$	$k=2$	$k=3$	$k=4$
sup$W$	0.087	0.015	0.695	0.710

註: 表中之數字為 sup$W$ 統計量之 p 值。本文以 3.3 節之模擬方法來模擬 sup$W$ 統計量之有限樣本分配。

上述之虛無假設是否成立。本文利用式 (8) 之 sup$W$ 統計式來檢定上述虛無假設。由於 sup$W$ 具非傳統之極限分配, 吾人遵循 Caner and Hansen（2004）之模擬方法來模擬 sup$W$ 之有限樣本分配。表 9 之實證結果指出當 $k = 1$、2 時, sup$W$ 統計量分別在 10% 及 5% 之顯著水準下, 棄卻前述虛無假設, 然在 $k = 3$、4 之下, 則無法棄卻前述虛無假設。因此在線性模型被棄卻的前提下 ($k = 1$、2), 表 2 至表 8 顯示本文由表 1 中所歸納之實證結論具穩健性。

4.5　陳–吳（2010）之檢視

本文無意批判陳–吳（2010）一文, 事實上陳旭昇與吳聰敏教授在本文撰寫過程中提供諸多協助與寶貴意見, 且亦提供其程式碼, 及原始資料供作者參考, 這對本文之完成有很大幫助。本文目的在介紹具內生門檻變數之門檻模型估計法及非線性檢定法, 並強調忽略此一內生性對實證模型及估計結果之影響。

陳–吳（2010）考慮下列門檻模型:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + u_t^R, \qquad \Delta e_t \geq 0,$$

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + u_t^R, \qquad \Delta e_t < 0.$$

在估計時, 陳–吳（2010）以一般化動差估計法估計下列模型:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 (\Delta e_t \times D_t) + u_t^R,$$

其中 $D_t = 1$ 如果 $\Delta e_t \geq 0$, 否則 $D_t = 0$。本文認為陳–吳（2010）在估計上有

下列值得斟酌之處。

首先, 陳–吳（2010）之文章中雖未明確說明其所使用的工具變數為何, 然根據其所提供之程式, 吾人可知, 其所使用之工具變數包含 π_t, y_t^g, Δe_t 之落後 1 至 4 期變數及 R_t, ΔM_t, $\Delta \mathrm{MB}_t$ 之落後 2 至 4 期變數, 亦即陳–吳（2010）之工具變數 $F_t = (y_{t-1}^g, y_{t-2}^g, y_{t-3}^g, y_{t-4}^g, \pi_{t-1}, \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, \pi_{t-4}, \Delta e_{t-1}, \Delta e_{t-2}, \Delta e_{t-3}, \Delta e_{t-4}, R_{t-2}, R_{t-3}, R_{t-4}, \Delta M_{t-2}, \Delta M_{t-3}, \Delta M_{t-4}, \Delta \mathrm{MB}_{t-2}, \Delta \mathrm{MB}_{t-3}, \Delta \mathrm{MB}_{t-4})'$。然由其模型與其工具變數之設定, 吾人可知其文中之內生變數 (Z_t) 包含了 R_{t-1}, y_t^g, π_{t+k} 及 Δe_t。[7] 陳–吳（2010）假設名目匯率變動 (Δe_t) 具內生性, 就經濟意義而言, 此一假設具正當性, 因為名目匯率變動透過利率法則, 影響利率, 然本國利率之變化透過未拋補利率平價, 亦將影響匯率, 因此名目匯率變動應為模型中之內生變數。由於 Δe_t 亦為模型中之門檻變數, 故門檻變數亦為內生變數, 然當門檻變數具內生性時, Kourtellos et al.（2007）指出估計模型應包含反轉米勒比率, 即式 (6) 中之 λ_{1t} 及 λ_{2t}。然陳–吳（2010）模型中並未包含此反轉米勒比率, 這導致陳–吳（2010）在實證上產生因忽略相關偏誤修正變數所造成之偏誤, 此將導致偏誤之估計係數。此外, 陳–吳（2010）假設其門檻值為零 $(\gamma = 0)$, 此一設定過於任意（ad-hoc）, 此將影響到其模型估計結果之正確性。

其次, 就陳–吳（2010）所使用之工具變數而言, 其假設 R_{t-1} 為內生變數, 然為何 R_{t-1} 可被視為內生變數? 陳–吳（2010）並未說明。本文在台灣利率法則模型之設定上融合了政策慣性假說及遺漏變數假說之精神, 此時式 (3) 之利率干擾項 (ε_t^R) 包含具一階移動平均之干擾項 (η_t)。此時 $\mathrm{E}(Z_t \varepsilon_{it}^R) \neq 0$, 故本文說明為何 R_{t-1} 可被視為內生變數。此外在本文的模型設定下, 合適的工具變數應為 $R_t, \pi_t, y_t^g, \Delta e_t, \Delta M_t$ 及 $\Delta \mathrm{MB}_t$ 之落後 2 至 4 期變數, 即 $X_t = (R_{t-2}, R_{t-3}, R_{t-4}, y_{t-2}^g, y_{t-3}^g, y_{t-4}^g, \pi_{t-2}, \pi_{t-3}, \pi_{t-4}, \Delta e_{t-2}, \Delta e_{t-3}, \Delta e_{t-4}, \Delta M_{t-2}, \Delta M_{t-3}, \Delta M_{t-4}, \Delta \mathrm{MB}_{t-2}, \Delta \mathrm{MB}_{t-3}, \Delta \mathrm{MB}_{t-4})'$。亦即陳–吳（2010）不應將 y_{t-1}^g, π_{t-1} 及

[7] 或許陳–吳（2010）假設 R_{t-1} 及 Δe_t 為外生變數, 如果 R_{t-1} 及 Δe_t 被視為外生變數, 則此二變數不應對工具變數迴歸。然一般常用之軟體如 EViews 或 RATS, 在 GMM 估計之設計上, 並無辨識, 模型中之解釋變數何者為內生變數, 何者為外生變數之功能。因此為區別模型中部分變數為內生變數之方法為將模型中之外生變數加入工具變數中（Hamilton, 1994, pp. 238–239）。因此 EViews 之使用手冊在有關 GMM 估計之說明中, 特別指出模型中之外生變數須加入工具變數中。然陳–吳（2010）之工具變數並未包含 R_{t-1} 及 Δe_t, 由此可判斷陳–吳（2010）將 R_{t-1} 及 Δe_t 視為內生變數。

Δe_{t-1} 視為工具變數。此外在模型之估計中, 陳–吳（2010）以GMM 進行估計, 模型之解釋變數為 $R_{t-1}, y_t^g, \pi_{t+k}, \Delta e_t$, 及 $\Delta e_t \times D_t$, 而工具變數為 F_t。值得注意的是在門檻模型之估計上, 當解釋變數為內生且門檻變數為外生時, 若將模型以虛擬變數設定之方式表示, 亦即在模型中考慮解釋變數及虛擬變數與解釋變數之交叉項, 此時工具變數若包含工具變數與虛擬變數之交叉項 $(F_t \times D_t)$, 則虛擬變數設定模型之估計值與 Caner and Hansen（2004）方法之估計值相同（此可由 Caner and Hansen（2004）之程式得到驗證）。[8,9]

5. 結論與建議

Taylor（1993）認為央行貨幣政策的目的在控制通貨膨脹率及實質產出的波動, 主張央行應依循法則執行貨幣政策。自從 Taylor（1993）發表了此一具開創性之論文後, 有關貨幣法則之相關研究一直是貨幣經濟與國際金融領域上之重要研究課題。本文的目的在以具內生解釋變數及內生門檻變數之門檻模型探討台灣央行自 1998 年後之非線性利率法則。實證模型之特色除了允許內生解釋變數及內生門檻變數外, 亦考慮利率法則中可能因忽略了其他具序列相關變數之影響, 而導致殘差呈現序列相關之現象。實證結果指出, 央行採取反景氣循環的貨幣政策法則, 且匯率穩定亦為央行貨幣政策的重要目標之一, 此外貨幣政策對經濟變數有不對稱的反應。不論是在匯率變動率大於或小於其門檻值之期間, 匯率變動率對名目利率之影響皆為正。亦即匯率變動絕對值增加, 在新台幣貶值期間使利率上升, 然在新台幣升值期間則使利率下跌, 此反映出央行不論在新台幣升值或貶值期間皆採逆風向干預之貨幣政策, 前述結論具實證上之穩健性。陳旭昇與吳聰敏（2010）指出台灣央行之貨幣政策自 1998 年後明顯「阻升助貶」, 本文亦指出前述結論可能源自其忽略了在內生門檻變數模型下所應包含之相關偏誤修正變數所致。

---

[8] 換言之不論所選取之工具變數為何, 工具變數需包含工具變數與虛擬變數之交叉項 $(F_t \times D_t)$, 否則虛擬變數設定模型之估計值將與 Caner and Hansen（2004）方法之估計值相異。

[9] 本文亦以 GMM 估計陳–吳（2010）之模型, 但不考慮反轉米勒比率, 然考慮工具變數與虛擬變數之交叉項。實證結果指出當 $k = 1$、2、4 時 $\hat{\alpha}_4$ 為正但不顯著, 但當 $k = 3$ 時 $\hat{\alpha}_4$ 為負但亦不顯著。然 $\hat{\beta}_4$ 為正且顯著, 不論 $k = 1$、2、3、4。前述實證結果並未在文中表列, 然有興趣之讀者可向作者索取。

本文採用兩制度門檻模型來探討台灣央行自 1998 年後之非線性利率法則。從實務之角度而言, 央行在新台幣匯率小幅波動, 新台幣大幅貶值及大幅升值之區間所採取之對策有所不同。因此名目匯率對利率之影響在上述不同之匯率波動區間亦應有所不同。故在探討央行是否採逆風向干預貨幣政策之議題上, 三制度之不對稱區間門檻模型(band threshold model)應為一較合適之模型。然本文之所以未採三制度模型之主要理由為(1)為使本文之結果能與陳–吳(2010)之結果相比較, 故吾人在資料頻率、樣本期間及實證模型之選擇上皆與陳–吳(2010)相同。(2) 本文實證分析之資料為 1998 年至 2008 年之資料, 由於樣本數有限, 使得本文在三制度不對稱區間門檻模型之估計上受到限制。本文後續研究重點之一為藉由三制度之不對稱區間門檻模型探討央行之非線性貨幣政策法則並以月資料來進行估計。

參考文獻

陳旭昇與吳聰敏(2010),「台灣貨幣政策法則之檢視」,《經濟論文》, 38, 33–59。[Chen, S.-S. and T.-M. Wu (2010), "Assessing Monetary Policy in Taiwan," *Academia Economic Papers*, 38, 33–59.]

Baum, C. F., M. E. Schaffer, and S. Stillman (2003), "Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing," *The Stata Journal*, 3, 1–31.

Caner, M. and B. E. Hansen (2004), "Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model," *Econometric Theory*, 20, 813–843.

Chang, H. S. (2005), "Estimating the Monetary Policy Reaction Function for Taiwan: A VAR Model," *International Journal of Applied Economics*, 2, 50–61.

Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler (1998), "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence," *European Economic Review*, 42, 1033–1067.

Durbin, J. (1954), "Errors in Variables," *Review of the International Statistical Institute*, 22, 23–32.

Gerlach-Kristen, P. (2004), "Interest-Rate Smoothing: Monetary Policy Inertia or Unobserved Variables?" *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 4, Article 3.

Goodfriend, M. (1987), "Interest-Rate Smoothing and Price Level Trend Stationarity," *Journal*

of Monetary Economics, 19, 335–348.

Goodfriend, M. (1991), "Interest Rates and the Conduct of Monetary Policy," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 34, 7–30.

Goodhart, C. (1999), "Central Bankers and Uncertainty," *Bank of England Quarterly Bulletin*, 39, 102–121.

Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Hansen, B. E. (1996), "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis," *Econometrica*, 64, 413–430.

Hansen, B. E. (2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica*, 68, 575–604.

Hausman, J. (1978), "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, 46, 1251–1271.

Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47, 153–161.

Huang, H. C. and C. H. Shen (2002), "Estimation of Taiwan's Binary Monetary Policy Reaction Function," *Journal of Economic Studies*, 29, 222–239.

Kazanas, T. and E. Tzavalis (2009), "Threshold Models for Monetary Policy Rules for the Euro Area," Working Paper, Bank of Greece.

Kourtellos, A., T. Stengos, and C. M. Tan (2007), "THRET: Threshold Regression with Endogenous Threshold Variables," Working Paper, Rimini Centre for Economic Analysis.

Mohanty, M. S. and M. Klau (2004), "Monetary Policy Rules in Emerging Market Economics: Issues and Evidence," *BIS Working Papers*, No. 149.

Orphanides, A. (2003), "Monetary Policy Evaluation with Noisy Information," *Journal of Monetary Economics*, 50, 605–631.

Rudebusch, G. D. (2001), "Is the Fed Too Timid? Monetary Policy in an Uncertain World," *Review of Economics and Statistics*, 83, 203–217.

Rudebusch, G. D. (2002), "Term Structure Evidence on Interest-Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia," *Journal of Monetary Economics*, 49, 1161–1187.

Rudebusch, G. D. (2006), "Monetary Policy Inertia: Fact or Fiction?" *International Journal of Central Banking*, 2, 85–135.

Shen, C. H. (2000), "Estimation of a Taiwan Monetary Reaction Function with Time Varying Parameters," *Applied Economics*, 32, 459–466.

Shen, C. H. and D. R. Hakes (1995), "Monetary Policy as a Decision-Making Hierarchy: The Case of Taiwan," *Journal of Macroeconomics*, 17, 357–368.

Smets, F. (1998), "Output Gap Uncertainty: Does It Matter for the Taylor Rule?" *BIS Working Papers*, No. 60.

Taylor, J. B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.

Welz, P. and P. Österholm (2005), "Interest-Rate Smoothing versus Serially Correlated Errors in Taylor Rules: Testing the Tests," Working Paper, Uppsala University.

Woodford, M. (1999), "Optimal Monetary Policy Inertia," *The Manchester School*, 67, 1–35.

Wu, D.-M. (1973), "Alternative Tests of Independence between Stochastic Regressors and Disturbances," *Econometrica*, 41, 733–750.

THE RE-EXAMINATION OF THE NON-LINEAR INTEREST RATE RULE IN TAIWAN

Jyh-Lin Wu
Institute of Economics
National Sun Yat-Sen University
and Department of Economics
National Chung Cheng University

Ching-Nun Lee
Institute of Economics
National Sun Yat-Sen University

Chih-Yang Chang *
Department of Economic Research
Central Bank of the Republic of China (Taiwan)

Yi-Ling Lin
Department of Economic Research
Central Bank of the Republic of China (Taiwan)

Pei-Yu Chen
Department of Economic Research
Central Bank of the Republic of China (Taiwan)

Ya-Chi Lin
Department of Economics
National Chung Cheng University

Keywords: Taylor rule, Monetary policy, Policy inertia hypothesis, Omitted variable hypothesis, Threshold model
JEL classification: C26, E43, E58

---

* Correspondence: Chih-Yang Chang, Department of Economic Research, Central Bank of the Republic of China (Taiwan), Taipei 100, Taiwan. Tel: (02) 2357-1773; Fax: (02) 2357-1974; E-mail: cychang@mail.cbc.gov.tw.

ABSTRACT

This paper applies a threshold model with endogenous threshold and explanatory variables to re-examine the nonlinear interest rate rule of the central bank of the Republic of China (Taiwan) since 1998. Empirical results indicate that the central bank adopts a counter-cyclical monetary policy rule, and exchange rate stability is an important target in the conducted policy. Besides, monetary policies have asymmetric effects on macro variables and the estimated threshold value is positive. An increase in the exchange rate change, measured in its absolute value, increases the interest rate under a depreciation regime, but it decreases the interest rate under an appreciation regime. This reflects that the central bank conducted a monetary policy to lean against the wind. Furthermore, the above mentioned results are robust empirically.