

台灣利率法則之估計—即時資料 v.s. 修正資料

吳若瑋*

中正大學經濟學系

吳致寧

中山大學經濟研究所

中正大學經濟學系

*聯繫作者。

台灣利率法則之估計—即時資料 v.s. 修正資料

摘要

本文探討央行貨幣政策行為之資料訊息問題，為此本文建構可適用於估計台灣利率法則之即時資料，並以此估計央行之利率法則。實証結果指出，利率自迴歸係數、產出缺口及通膨缺口對利率之影響在不同名目匯率變動率之期間下皆為正，此顯示利率法則具平滑性且央行採取反景氣循環的貨幣政策法則。在匯率變動率大於門檻值之期間，匯率變動率對名目利率之影響不顯著為正，然在匯率變動率小於門檻值之期間，匯率變動率對名目利率之影響則顯著為正，顯示央行之貨幣政策具阻升不阻貶之傾向。

關鍵字：利率法則，即時資料，反景氣循環，門檻模型。

第一節 緒論

央行之貨幣政策應依循特定之法則或是央行之權衡？Taylor(1993)認為貨幣政策的目的是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。在特定的參數設定下，Taylor發現其所提出之利率反應函數在描述美國貨幣當局1987年至1992年間聯邦基金利率走勢上有良好表現。此後利率法則一直是總體經濟、貨幣經濟與國際金融領域上之重要研究議題。

文獻上不少學者探討台灣央行貨幣政策的反應函數，Shen and Hakes (1995)以非線性門檻模型檢定台灣在1971-1991年的利率法則，其實証結果指出在低通膨區間，利率只對產出有反應，央行採逆風向操作；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，至於利率對匯率的反應，則呈現顯著負向的關係。Shen (2000)指出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改變。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。陳旭昇與吳聰敏(2010)指出在 1998年後利率法則較能說明台灣央行之貨幣政策，且此一時期之利率法則具非線性。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。吳致寧等(2011)指出央行採取反景氣循環的貨幣政策法則及逆風向干預之貨幣政策。林依伶等(2012)指出央行對於新台幣升值或貶值時的容忍度略為不同，且央行在新台幣大幅升值或貶值期間皆採逆勢干預的貨幣政策。

前述相關文獻皆以修正資料進行分析，然有許多學者指出在利率法則之實証分析中應以即時資料進行分析方能得到正確之結果(Orphanides, 2001, Clausen and Meier, 2003, Gerberding et al., 2005, Sauer and Sturm, 2007, Nijolsko-Rzhevskyy, 2008與Conrad et al., 2010)。此乃因修正資料往往在事後幾年內才會完成當時之最終修正版資料，而以此來分析貨幣當局之政策行為，忽略了貨幣當局政策的目的，是在即時地因應當下及未來經濟環境，制定合宜之貨幣政策，以維持經濟穩定，因此以修正資料進行分析時，不但無法正確顯示貨幣當局於政策制定時所掌握之現狀與其因應手段，反而會造成分析結果與貨幣當局所宣稱之行為不一致(Orphanides, 2001, Clausen and Meier, 2003與Gerberding et al., 2005)。

研究台灣利率法則之相關實證文獻大都採修正資料的一個主要原因在於，台灣並無相關單位建構可適用於利率法則估計之即時資料庫。有鑑於此，姚睿等

(2010)建構台灣2000第四季至2008第四季之即時資料庫，並據以探討台灣央行之利率法則，其實証結果指出以修正資料進行估計，往往會造成參數估計值之顯著性不佳或反應係數符號不合理，而即時資料之估計結果則指出，央行貨幣政策具前瞻性且具不對稱性，面對負向實質產出缺口時央行之政策反應較為積極。在考慮匯率對利率之影響具不對稱性之法則模型中，其實証結果指出央行採助貶之貨幣政策。

本文之目的與姚睿等(2010)相同，即在探討央行貨幣政策之資料訊息問題。然本文與其之主要差異在於本文嚴謹地建構一較長期間(約34年)之即時資料，且採用合適的計量方法來估計非線性利率法則模型。簡言之，本文以行政院主計總處(以下簡稱主計總處)公告之當季預報資料，並輔以歷史資料、修正資料、初步統計量作為產出缺口估計之用，然姚睿等(2010)則採用前季初步統計量，再輔以歷史資料作為估計產出缺口之用。此外本文依循Taylor(1993)以產出平減指數來計算通膨。由於利率法則模型之建構考慮了變數間之同期關係，因此本文考量了部分同期變數間可能具內生性，進而以一般化動差法(*generalized method of moments, GMM*)進行估計，然姚睿等(2010)則未考慮此問題。

以即時資料進行估計，本文之實証結果指出，利率自迴歸係數為正但小於1且當產出缺口及通膨缺口上升(下跌)時，名目利率亦上升(下跌)，即利率法則具平滑性且央行採取反景氣循環的貨幣政策法則。在名目匯率變動率大於門檻值期間，名目匯率變動率對名目利率之影響不顯著為正，然在名目匯率變動率小於門檻值期間，匯率變動率對名目利率之影響則顯著為正，顯示央行之貨幣政策具阻升不阻貶之傾向。本文之部分結論與姚睿等(2010)之結論有明顯差異，主要原因應為本文所建構之即時資料較姚睿等(2010)為長，且在模型之估計中本文考慮部

分變數具內生性之事實。

本文編排如下。第一節為緒論。第二節為利率法則模型建構及其估計方法之描述。第三節為資料描述與即時資料庫之建構。第四節為實證分析，第五節為結論。

第二節 利率法則

Taylor (1993)發現在特定的參數設定下，僅考慮通貨膨脹與產出缺口的簡單線性利率法則模型，可正確描述 1987 年至 1992 年間美國聯邦基金利率的走勢。據此，吾人將 Taylor(1993)之利率法則描述如下：

$$R_t = \pi_t + r^* + 0.5(\pi_t - \tilde{\pi}) + 0.5y_t^g,$$

其中， R_t 為名目利率， r^* 為均衡體系下之實質利率， π_t 為通貨膨脹率， $\tilde{\pi}$ 為央行設定之通貨膨脹率目標值； y_t^g 為產出缺口，即實質產出偏離潛在產出的幅度， $y_t^g = 100 \times \ln(Y_t / \tilde{Y}_t) = y_t - \tilde{y}_t$ ，其中 Y_t 為實質產出， \tilde{Y}_t 為潛在產出， y_t 為取對數後之實質產出， \tilde{y}_t 為取對數後之潛在產出。

Orphanides (1998), Goodhart (1999) and Rudebusch(2001)等學者認為當利率之干擾出現時央行不會在當期充分反應，而是讓利率緩慢往其均衡調整。此外考量到貨幣政策施行後其對平抑通貨膨脹的效果具延遲性，因此為維持經濟穩定，中央銀行可能採行前瞻性的貨幣政策，而非同期或後顧式的貨幣政策，此外 Orphanides(2003)亦指出前瞻性利率法則模型之表現較後顧式模型佳，因此本文依循 Clarida, Gali and Gertler(1998)之前瞻性模型的設定，將前式改寫如下：

$$\tilde{R}_t = \tilde{R} + \gamma_p (\pi_{t+k,c}^e - \tilde{\pi}_c) + \gamma_y (y_t^e - \tilde{y}_t^e) + v_t, \quad (1)$$

$$R_t = (1-\rho)\tilde{R}_t + \rho R_{t-1} + v_t, \quad 0 \leq \rho < 1, \quad (2)$$

其中， $v_t \stackrel{iid}{\sim} (0, \sigma_v^2)$ ， $u_t \stackrel{iid}{\sim} (0, \sigma_u^2)$ 且 $E(v_t u_t) = 0$ 。 \tilde{R}_t 為目標利率， \tilde{R} 為目標利率之長期均衡值， $\pi_{t+k,c}^c \equiv E_t \pi_{t+k,c}$ 為在第 t 期之訊息集合下央行對 $(t+k)$ 期通貨膨脹率之預測值，其中 $E_t \equiv E(\cdot | I_t)$ 為條件預期運算元， $I_t = \{R_t, \pi_{t-1,c}, y_{t-1}^e, x_{t-1}, I_{t-1}\}$ 為第 t 期之訊息集合，訊息集合中 x_t 為預測單位參考之其他變數，例如名目與實質匯率、經濟成長率、貨幣成長率、外國利率等。當 $k=0$ 時， $\pi_{t,c}^c$ 為央行之當期預期通貨膨脹率，若 $k>0$ 時， $\pi_{t+k,c}^c$ 為央行對未來通貨膨脹之預測值，貨幣當局的行為具前瞻性。由於主計總處第 t 期所公佈之實質產出資料，包括第 $t-1$ 期實質產出及第 t 期實質產出之預測值，令 $y_t^c = E_t y_t$ 為第 t 期取對數後之預期實質產出， \tilde{y}_t^c 為取對數後之潛在產出，故 $y_t^c - \tilde{y}_t^c$ 與 $\pi_{t+k,c}^c - \tilde{\pi}_c$ 分別為產出缺口與通貨膨脹缺口。將式 (1) 帶入式 (2)，可得：

$$R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)(\gamma_0 + \gamma_\pi \pi_{t+k,c}^c + \gamma_y y_t^{e,s}) + \mu_t, \quad (3)$$

其中 $\gamma_0 = \tilde{R} - \gamma_\pi \tilde{\pi}_c$ ， $y_t^{e,s} = y_t^c - \tilde{y}_t^c$ 為實質產出缺口。 $\mu_t = (1-\rho)v_t + u_t$ ， $\mu_t \stackrel{iid}{\sim} (0, \sigma_\mu^2)$ 。 γ_π 與 γ_y 分別為央行對於預期通貨膨脹率與實質產出缺口的反應係數，由於央行兼具維持物價穩定之法定職責，因此 γ_π 與 γ_y 之合理值皆應為正值 ($\gamma_\pi > 0$ 與 $\gamma_y > 0$)。在利率平滑性之假設下， ρ 的合理範圍應介於 0 與 1 之間。 $y_t^{e,s}$ 及 $\pi_{t+k,c}^c$ 為央行於制定貨幣政策時對產出缺口與通貨膨脹之預測值，若央行公佈其對產出缺口與通貨膨脹之預期值，則此二變數皆為外生變數(Orphanides 2001)。此乃因若央行公佈了 $y_t^{e,s}$ 及 $\pi_{t+k,c}^c$ ，則此二變數在央行於季底進行貨幣決策時，屬於外在週知之已知訊息，與央行貨幣政策間不存在同期影響，無論央行的貨幣決策為緊縮或寬鬆，都不會影響已經公佈的預測值，因此預測之產出缺口與通貨膨脹變數

與貨幣政策變數間不存在內生性問題，此時吾人可以非線性最小平方法來估計式(3)之結構參數。然由於央行並未公佈其對產出缺口與通膨之預測值，本文假設央行對此二變數之預測與主計總處之預測相同，故本文採用之即時資料為主計總處於第 t 期公佈之第 t 期(當季)之預期實質產出與第 $(t+k)$ 期之預期通貨膨脹率 ($\pi_{t+k,c}^e = \pi_{t+k}^e$)，此二變數係主計總處根據其於第 t 期公佈之第 $(t-1)$ 期實質產出初步統計量及其他相關經濟變數所推估之產出與通膨預期值。

若以修正資料進行估計，則吾人可將式(3)改寫成

$$R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)(\alpha_0 + \alpha_\pi \pi_{t+k}^e + \alpha_y y_t^e) + \varepsilon_t, \quad (4)$$

其中 $y_t^e \equiv y_t - \tilde{y}_t$ 為實質產出缺口， $\varepsilon_t = (1-\rho)[\gamma_0 + \gamma_\pi \pi_{t+k}^e + \gamma_y y_t^e] + \mu_t$ 。由於修正資料為經事後修正之統計量，且央行之貨幣政策宣告後，其宣告效果與同季之經濟變數間存在同期影響，因而這些變數間可能產生同期相關，故在式(4)中 π_{t+k} 及 y_t^e 應被視為內生變數，此時吾人以 GMM 來估計模型(4)之結構參數。

根據台灣的中央銀行法，維護對內與對外幣值之穩定是中央銀行的主要任務之一，陳旭昇與吳聰敏(2010)指出維持匯率穩定亦是中央銀行貨幣政策之重要目標之一。因此在探討央行之貨幣政策行為時，本文考慮名目匯率變動率對貨幣政策的影響。本文參考陳旭昇與吳聰敏(2010)假設央行之匯率目標值不變 ($\Delta \tilde{s}_t = 0$)，進而討論央行是否採行逆風向干預之貨幣政策，因此本文將式(3)改寫為：

$$R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)(\gamma_0 + \gamma_\pi \pi_{t+k}^e + \gamma_y y_t^e + \gamma_s \Delta s_t) + \upsilon_t, \quad (5)$$

其中， $\Delta s_t = 100 \times \ln(S_t/S_{t-1})$ 定義為名目匯率變動率， S_t 為新台幣兌美元匯率。理論上吾人預期 $\gamma_\pi > 0$ 及 $\gamma_y > 0$ ，亦即當通貨膨脹壓力增加時，通膨缺口上升，央行傾向採行緊縮的貨幣政策，藉由調升利率，提高資金之使用成本，以抑制熱絡

之景氣，進而達到抑制通貨膨脹的目標；然當產出缺口為負時，表示實質產出低於潛在產出，景氣有衰退的隱憂，此時央行應採行寬鬆的貨幣政策，透過降低利率，降低資金使用成本以刺激景氣，亦即央行應採反景氣循環之貨幣政策法則。此外，當新台幣升值率增加時，若央行調降利率，在本國利率高於外國時，此將縮小本國與外國間之利差，減緩國外資金流入國內。反之，在本國利率低於外國時，此將造成本國與外國間之利差擴大，加速本國資本流出，此減緩新台幣升值之壓力，亦即央行採逆風向干預之貨幣政策，此時 $\gamma_s > 0$ 。反之若 $\gamma_s < 0$ ，則吾人稱央行採順風向干預之貨幣政策。因此以即時資料估計式(5)時，雖然 $y_t^{e,s}$ 及 π_{t+k}^e 皆為外生變數，然 Δs_t 應被視為內生變數，此乃因央行調整利率的同時，亦可能透過資本流動來影響名目匯率，故本文視 Δs_t 為內生變數。若以修正資料進行估計，則吾人可將式(5)改寫成：

$$R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)(\gamma_0 + \gamma_\pi \pi_{t+k}^e + \gamma_y y_t^{e,s} + \gamma_s \Delta s_t) + \varepsilon_t, \quad (6)$$

此時 π_{t+k} ， $y_t^{e,s}$ 及 Δs_t 皆為內生變數，因此本文以 GMM 來估計式(5)與式(6)模型之結構參數。

陳旭昇與吳聰敏(2010)、吳致寧等(2011)、姚睿等(2010)及林依伶等(2012)皆指出名目匯率上升與下降期間，央行之利率法則具不對稱性，因此本文以下列門檻模型來描述具利率平滑性之非線性利率法則：

$$\begin{aligned} R_t &= \rho_1 R_{t-1} + (1-\rho_1)(\alpha_{1,0} + \alpha_{1,\pi} \pi_{t+k}^e + \alpha_{1,y} y_t^{e,s} + \alpha_{1,s} \Delta s_t) + \varepsilon_{1,t}, & \Delta s_t \geq \gamma, \\ R_t &= \rho_2 R_{t-1} + (1-\rho_2)(\alpha_{2,0} + \alpha_{2,\pi} \pi_{t+k}^e + \alpha_{2,y} y_t^{e,s} + \alpha_{2,s} \Delta s_t) + \varepsilon_{2,t}, & \Delta s_t < \gamma. \end{aligned} \quad (7)$$

其中， Δs_t 為可觀測之門檻變數， γ 為未知之門檻值。此外本文假設 $\varepsilon_{1,t} \stackrel{iid}{\sim} (0, \sigma_{1,\varepsilon}^2)$ 與

$\varepsilon_{2,t} \stackrel{iid}{\sim} (0, \sigma_{2,\varepsilon}^2)$ ，且 $E(\varepsilon_{1,t} \varepsilon_{2,t}) = 0$ 。在門檻模型的設定上，我們假設利率反應係數在

名目匯率變動大於門檻值($\Delta s_t \geq \gamma$)之期間不同於其在名目匯率變動小於門檻值($\Delta s_t < \gamma$)之期間。亦即央行之貨幣政策具不對稱性。考慮上述具利率平滑性之非線性利率法則時，吾人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。為方便解釋起見，吾人假設 $\gamma = 0$ ，故 $\Delta s_t \geq 0$ 代表新台幣貶值期間，而 $\Delta s_t < 0$ 則代表新台幣升值期間。若 $\alpha_{1,s}$ 與 $\alpha_{2,s}$ 皆為正，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 $\alpha_{1,s} < 0$ 且 $\alpha_{2,s} > 0$ ，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 $\alpha_{1,s} > 0$ 、 $\alpha_{2,s} < 0$ ，則表示央行採「助升阻貶」之貨幣政策，最後若 $\alpha_{1,s}$ 、 $\alpha_{2,s}$ 皆小於零，則顯示央行採「助升助貶」之貨幣政策。¹

以即時資料估計式(7)時，模型之解釋變數中 $y_t^{e,s}$ 及 π_{t+k}^e 皆為外生變數，而 Δs_t 為內生變數。以修正資料估計式(7)時，則模型中之解釋變數 y_t^e ， π_{t+k} 及 Δs_t 皆為內生變數，因此無論採用即時資料或修正資料，吾人皆需考慮內生解釋變數及內生門檻變數對估計係數之影響。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。

為說明在即時資料下 Kourtellos et al. (2007)之估計方法，吾人首先將式(7)改寫如下：

¹ 詳細的說明請參閱陳旭昇與吳聰敏(2010)及吳致寧等(2011)。

$$R_t = [\rho_1 R_{t-1} + (1-\rho_1)(\alpha_{1,0} + \alpha_{1,\pi} \pi_{t+k}^e + \alpha_{1,y} y_t^{e,g} + \alpha_{1,s} \Delta \hat{s}_t) + \alpha_{1,\lambda} \hat{\lambda}_{1t} + \varepsilon_{1,t}] \times I(\Delta s_t \geq \gamma) \\ + [\rho_2 R_{t-1} + (1-\rho_2)(\alpha_{2,0} + \alpha_{2,\pi} \pi_{t+k}^e + \alpha_{2,y} y_t^{e,g} + \alpha_{2,s} \Delta \hat{s}_t) + \alpha_{2,\lambda} \hat{\lambda}_{2t} + \varepsilon_{2,t}] \times I(\Delta s_t < \gamma) \quad (8)$$

其中 $\Delta \hat{s}_t$ 為透過工具變數 X_t 所求得之 Δs_t 之估計值， $\hat{\lambda}_{1t}(\gamma - X_t' \theta) = \frac{\phi(\gamma - X_t' \theta)}{1 - \Phi(\gamma - X_t' \theta)}$ ，

$\hat{\lambda}_{2t}(\gamma - X_t' \theta) = [-\frac{\phi(\gamma - X_t' \theta)}{\Phi(\gamma - X_t' \theta)}]$ ，此二項為反轉米勒比率 (inverse Mill's ratio)，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。其次給定一個 $\gamma \in \Gamma$ ，其中 Γ 為門檻值之可能集合，以最小平方法估計上式，然後計算估計殘差之誤差平方和 ($SSR(\gamma)$)，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：

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

最後在所估計之門檻估計值 ($\hat{\gamma}$) 下，將樣本分割成兩個次樣本，再以 GMM 進行模型參數之估計。有關 Kourtellos et al. (2007)估計方法之詳細說明請參閱 Kourtellos et al. (2007)及吳致寧等(2011)。

第三節 資料描述與建構

在實證分析上本文所需之變數包括金融業隔夜拆款利率、30 天期商業本票利率、實質國內生產毛額(RGDP)、國內生產毛額平減指數與新台幣兌美元匯率。有關物價指數之代理變數，文獻常見的代理變數包括消費者物價指數及國內生產毛額平減指數，由於後者所涵蓋之範圍較前者廣，可更恰當地反映整體經濟的物價，故本文以國內生產毛額平減指數為物價指數之代理變數。² 式(1)之利率法

² 根據台灣主計總處的公告，消費者物價指數是月頻率資料，每個月的消費者物價指數會在下個月 5 日公布，且經第一次公告後鮮少有修正的動作，因此採用消費者物價指數來進行討論時，訊息問題影響甚微。

則，探討的是同期變數間的關係，然而其中除了短期利率與名目匯率外³，吾人無法同時取得與利率相對應之時點下，可用以估計通貨膨脹與實質產出缺口之資料，此乃因主計總處統計資料公告時間上的延遲。⁴ 換句話說，同一時點下我們無法即時地取得能正確反應當下經濟環境現況的經濟資料。根據實質產出與產出平減指數內涵資料訊息的差異，此二變數之資料可細分為即時資料與修正資料。有關台灣之實質產出與產出平減指數之修正資料取自主計總處統計資料庫(最後更新日期為 2011 年 11 月)，而 30 天期商業本票利率，金融業隔夜拆款利率與新台幣兌美元匯率則取自中央銀行，至於實質產出與產出平減指數之即時資料，則因台灣並無相關資料庫之建構，因此本文根據主計總處所出版之國民經濟動向統計季報，來建構所需之即時資料以利研究進行。由於主計總處所出版之國民經濟動向統計季報最早可追溯至 1978 年第二季，故本文所建構之即時資料的樣本期間為 1978 第二季至 2011 年第四季。主計總處於 1987 年 2 月後之季刊中始定期公佈未來一季之物價預測值，因此本文於實証分析時之有效資料(就前瞻性利率法則模型而言)始於 1987 第一季。由於台灣於 1989 年 7 月後始完全開放銀行利率自由化，因此 1990 年後台灣金融自由化的程度較高，故本文實証分析之樣本期間遂為 1990 年第一季至 2011 年第三季。以下詳細說明即時資料之建構。

台灣即時資料之建構

爲了能更準確地分析央行貨幣政策行爲，本文試圖建構台灣之即時資料，吾人以主計總處初次公告之資料做爲即時資料的依據。有關台灣國民所得之資料，主計總處所統計的資料於每年 2 月、5 月、8 月與 11 月下旬以新聞稿的方式公告，

³ 利率與匯率資料爲即時資料而非修正資料。

⁴ 根據台灣主計總處的公告，實質國內生產毛額與產出平減指數爲季頻率的資料，此類統計資料最早的公布時間是在該季結束後 2 個月，且在後續的一季至五年內，都還會進行事後修正。若遇會計與統計制度的改變，主計總處更會進行大規模的調整。

並同時收錄於同月份發行之國民經濟動向統計季報中。由於新聞稿之資料始於 2001 年 2 月。⁵ 然由於該新聞稿中所公告之統計資料，可同時在主計總處所發行之國民經濟動向統計季報中取得，且該刊物於 1978 年 5 月即已發行，因此本文遂轉由國民經濟動向統計季報中蒐集並建構所需之即時統計資料。

吾人於實證分析時所需之物價與實質產出可以分別由國民經濟動向統計季報中第二部分的表二與表三「國民生產與國民所得」中取得。國民經濟動向統計季報資料表中的統計資料具有四種不同意義，以下吾人以 2011 年 5 月份的季報為例，輔以產出變數，並令 ${}_t Y_s$ 為第 t 期公布第 s 期之 Y 資料依序說明之。(1) 無任何標記之資料，表示該統計值與上期季刊中公佈之統計值相同，亦即沒有經過修正，吾人在此稱之為歷史資料，由資料庫中取得之資料，大多數為此種類型之資料。⁶ (2) 標記為 p 的資料，表示為本期前一季產出的初步統計量，即 2011 年第一季產出(${}_t Y_{t-1}$)的初步統計量。(3) 標記為 r 的資料，表示先前已經公告的產出資料，但於本期修正後之資料，即針對 2010 年第四季(${}_t Y_{t-2}$)與之前幾季(${}_t Y_{t-2-k}$ ， $k \geq 1$)之資料的修正值。(4) 標記為 f 的資料，表示對未來產出的預測值，即主計總處利用最新公告的初步統計量，對當季(2011 年第二季)與未來幾季之產出(${}_t Y_t^f$ 與 ${}_t Y_{t+k}^f$ ， $k \geq 0$)進行預測後之預測值，而當季之預測值又稱為即時預報值。

研究者若是透過資料庫取得有關台灣產出資料，其中除最新幾季的資料外，均屬前述主計總處公告之歷史資料。然要以何種資料作為本文分析央行利率法則之即時資料，才得以正確解讀央行行為？由於本文主要探討央行貨幣政策行為之

⁵ 姚睿等(2010)從主計總處公告之新聞稿建構台灣之即時資料。

⁶ 根據台灣主計總處的公告，實質國內生產毛額與產出平減指數在公告後的一季至五年內，都還會進行事後修正，因此本文雖將季刊中無任何標記之統計值稱之為歷史資料，但此並非指最終修正版之資料，其中有一部分屬較早期公佈之資料可歸屬於最終版統計資料，然近期的資料於日後都還會進行修正。

資料訊息問題，因此吾人的重點放在央行進行貨幣政策決定時所掌握到的資料訊息集合。台灣央行於每季季底召開理監事會議，並對下一季的貨幣政策做出決議。在其進行決策時，用以描述經濟環境現況的變數中，已公告並可取得的資料有當季的利率、當季前兩個月的消費者物價指數、貨幣基數、貨幣供給與新台幣兌美元匯率等屬於較高頻的資料，然有關名目產出、實質產出與產出平減指數等較低頻的資料，則無法取得，須等到下一季主計總處才會完成統計並公告之。對於無法取得的低頻資料，央行會針對當前與未來的經濟環境進行推估與預測，再據以制定合宜的貨幣政策。然由於社會大眾無從得知央行對相關經濟變數的預測值為何，根據已公開的訊息，我們僅有主計總處於每季中間月份所公告的前一季之初步統計量、對當前經濟環境的預報值與未來幾季的預測值。因此為貼近央行決策時所掌握之訊息與同時期可取得之資料，本文認為不應忽略即時預報資料的重要性與其宣告效果對經濟體所帶來之影響。為此本文假設央行對通貨膨脹與當季產出之預測與主計總處所公佈之即時預報資料相同，並假設央行以 HP filter 估計產出缺口。故吾人以主計總處公佈之即時預報資料來分析央行之利率法則。

本文主要蒐集了台灣自 1978 年 5 月(第 1 期)至 2011 年 11 月(第 135 期)之國民經濟動向統計季報，共含蓋了近 34 年的資料。由於本文所建構之樣本期間較長，隨著時空環境變遷，主計總處在資料的統計範圍與方法，以及所提供的資料種類上有些許差異，因此在建構台灣之即時資料時，吾人應先仔細釐清此差異在資料建構上的影響。國民所得統計上的二個主要的制度改變為：會計制度的改變與統計地區涵蓋範圍的改變。台灣之國民所得統計因應不同的時間進程，採用了不同的會計制度。於 1953 年至 1988 年第一季採行 1953 年版的國民經濟會計制度(System of National Accounts, SNA)，簡稱 1953SNA；1988 年第二季至 2005

年第二季採用 1968SNA；2005 年第三季之後採行 1993SNA。而國民所得統計地區範圍於 2009 年第二季之前，統計地區為台灣地區；2009 年第三季之後則涵蓋了台閩地區。

主計總處之刊物中因應國民所得統計制度的變革與統計區域的改變，於 1988 年 8 月、2005 年 11 月與 2009 年 11 月所發行之季報中，有明確標示出對於歷史數據進行全面性之修正。我們比對制度改變前後 3 至 4 年之季資料，可以發現當會計制度由 1953SNA 改為 1968SNA 時，實質 GDP 因制度的調整約增加了 1.60% ~ 3.61%；在會計制度由 1968 SNA 改為 1993SNA 時，實質 GDP 因制度的調整約提高了 4.50% ~ 5.15%；而統計地區範圍由台灣地區改為台閩地區時，實質 GDP 的變動幅度約為-6.85% ~ 3.91%。若研究者是藉由目前收錄有關台灣產出資料庫取得產出資料，這些所謂的修正資料，其記載的將是上述因制度改變後再度修正之資料，而以此來分析央行的貨幣政策，將無法反映央行於政策制定當下的經濟環境現況。

在分析央行之貨幣政策時，吾人試圖重現央行決策時的經濟環境，故本文保留不同會計制度下主計總處於國民經濟動向統計季報所公佈之歷史資料，並於估計即時資料之產出缺口時納入考慮。再者國民經濟動向統計季報中所公佈之物價指數僅只有國民生產毛額平減指數、躉售物價指數與消費者物價指數三種。而產出平減指數則與實質產出一般，存在資料訊息不一致的問題。由於國民經濟動向統計季報中並無特別提供國內生產毛額平減指數，僅提供國民生產毛額平減指數，因此本文透過名目國內生產毛額與實質國內生產毛額之即時資料來建構國內生產毛額平減指數之即時資料。關於物價指數調整方面，主計總處每 5 年會進行價格指數基期之調整，在吾人所蒐集的最大樣本中，歷經了 7 次不同的基期調整

(1976 年、1981 年、1986 年、1991 年、1996 年、2001 年與 2006 年)，因此本文對產出平減指數進行基期調整，且以 2006 年為基期，而即時資料之實質國內生產毛額(RGDP)亦進行同步調整為以 2006 年之價格計算之。

產出缺口之估計

欲估計本文之利率法則，吾人須先進行產出缺口之估計。由於陳旭昇與吳聰敏(2010)、吳致寧等(2011)與姚睿等(2010)皆曾以 Hodrick-Prescott (HP) Filter 來估計台灣之實質產出缺口，本文採移動樣本之 HP Filter 來估計台灣之實質產出缺口。然由於本文強調即時資料與修正資料所包含之訊息不同，故吾人借由表一來說明潛在產出之估計方法。表一最後一欄顯示以移動樣本之 HP Filter 所估計之產出缺口估計值($y_t^{c,g}$)，下標 τ 表示第 τ 期之即時預報產出缺口估計值。本文移動樣本之樣本期間為 10 年，共計 40 筆觀測值，例如為估計 1990Q1 的產出缺口，吾人之樣本期間為 1980Q2-1990Q1(計 10 年)，並以 HP Filter 估計此樣本期間之潛在產出估計值，同時以 1990Q1 之估計殘差做為 1990Q1 之產出缺口估計值($y_{1990Q1}^{c,g}$)。接著吾人估計 1990Q2 之產出缺口，此時吾人之樣本期間為 1980Q3-1990Q2(計 10 年)，重覆上述估計步驟，即可得 1990Q2 之產出缺口估計值($y_{1990Q2}^{c,g}$)，依此類推。簡言之，在估計下一期之產出缺口估計值時，我們將估計之樣本期間往後移動一期，維持 10 年的樣本以進行產出缺口之估計，並保留所需之估計殘差做為產出缺口之估計值。

表一第二列至最後一列說明即時資料估計時所需之訊息集合。吾人將每一次之移動樣本期間(10 年)之起迄日期標記於「估計樣本期間」下方，其中所需之 40 筆觀測值可再細分為兩個子樣本，分別為「資料庫資料」與「即時資料」，「即時資料」下方所標記的期間表示這些期間之樣本取自第 τ 期國民經濟動向統

計季報之歷史資料、修正資料、初步統計資料與即時預報資料。由於每一期國民經濟動向統計季報中所包含之季資料期間不一，通常每一期季報中僅近 4~5 年有提供季頻資料，但在資料遇會計或統計制度而有大幅修正期間，則提供了近 10 年之季頻資料。因此若有未能於第 τ 期國民經濟動向統計季報取得之歷史資料，則透過不同版本之 Aremos 台灣經濟統計資料庫光碟片取得。「資料庫資料」下方所標記的期間，表示這些期間之樣本取自 Aremos 資料光碟片中之歷史資料。

姚睿等(2010)由主計總處統計資料庫(2009 年第一季)取得其所需之歷史資料。由於本文所涵蓋之即時資料樣本期間較長，且為反應央行於決策時面臨之不同的經濟環境，亦即不同會計制度與統計範圍的差異，吾人需還原出央行於決策時的歷史數據，因此本文不能僅由主計總處 2011 年 11 月於統計資料庫所公佈之資料來填補各移動樣本下所需之歷史資料。在 1990 年 2 月至 2005 年 8 月之間，主計總處之國民經濟動向統計季報所收錄之資料是採行 1968SNA，因此欲估計本文所需 1990Q1-2005 Q3 之產出缺口，我們應利用 1968SNA 下之歷史資料，此部份資料取自於 Aremos 於 2005 年 12 月發行之台灣經濟統計資料庫光碟片，欲估計 2005Q4-2009Q3 之產出缺口，吾人利用 Aremos 於 2009 年 12 月發行之台灣經濟統計資料庫光碟片。⁷ 欲估計 2009Q3 後之產出缺口，吾人利用主計總處統計資料庫於 2011 年 11 月更新之資料。吾人以估計 1990Q1 之產出缺口為例進一步說明之，於估計時所需之 40 筆觀測值中，有 27 筆觀測值(1980Q2-1986Q4) 需由 Aremos 於 2005 年 12 月所發行之台灣經濟統計資料庫光碟片取得，而另一部分 13 筆觀測值屬即時資料，取自 1990 年 2 月所發行之國民經濟動向統計季報中

⁷ Aremos 所發行之台灣經濟統計資料庫光碟片，其所涵蓋的有關台灣的產出資料資料取自主計總處統計資料庫，唯 Aremos 資料庫中的資料較主計總處所公佈之資料有一季的延遲，因此本文所需之制度變更(2005 年 8 月與 2009 年 8 月)前之歷史資料，需取自 Aremos 於 2005 年 12 月與 2009 年 12 月所發行之資料供碟中記載之資料，且該光碟片中亦同時收錄新舊會計制度下之歷史資料。

之歷史資料、修正值(r)、初步統計量(p)與當期預報值(f)。

值得一提的是，在估計 1990Q1 之產出缺口時，部分資料(1980Q2-1986Q4)取自 2005 年 12 月之 Aremos 資料光碟，但這些資料均為歷史資料，故本文之作法並不代表本文在估計產出缺口時，使用未來之資訊。⁸ 在估計修正資料之產出缺口時，本文同樣以移動樣本之 HP Filter 方法進行估計，唯估計時所使用之資料，僅取自主計總處統計資料庫於 2011 年 11 月公告之資料。

通貨膨脹之建構

本文利用前述所建構之產出平減指數即時資料來計算通貨膨脹率。由於物價指數有季節性的現象，因此為消除季節性的影響，本文以同季之物價變動率作為本文的通貨膨脹率 $\pi_t = 100 \times \ln(P_t/P_{t-4})$ ，其中 P_t 為第 t 期之物價指數。本文在探討央行是否具前瞻性貨幣政策行為時，尚需預期通貨膨脹率，主計總處亦公佈其對未來幾季物價的預測，因此本文以該處預測之物價來計算預期通貨膨脹率，由於主計總處所提供對未來物價之預測值，期數為一季至五季不等，故本文之即時通貨膨脹率僅只能建構出當季(π_t^e)與未來一季(π_{t+1}^e)。至於修正資料方面，則依循陳旭昇與吳聰敏(2010)在理性預期之假設下，以事後通貨膨脹率取代預期通貨膨脹率。

本節中第(一)至第(三)小節說明了本文台灣之即時資料的建構方式與估計利率法則所需變數的建構方式。姚睿等(2010)也同樣建構了台灣的即時資料並分析台灣央行之貨幣政策行為，然本文與姚睿等(2010)主要的差異有如下三點：(1) 台灣即時資料之建構期間，姚睿等(2010)自主計總處公告之新聞稿建構台灣近 8 年

⁸ 較為合理之作法為由 1990 年 3 月之 Aremos 資料光碟取得 (1980Q2-1986Q4) 之歷史資料，由於吾人並未有 2000 年以前之 Aremos 光碟，且 (1980Q2-1986Q4) 之資料為歷史資料，其取自 1990 年 3 月或 2005 年 12 月之 Aremos 光碟並無差異。

之即時資料，然本文則是經由國民經濟動向統計季報建構台灣近 34 年之即時資料；(2) 產出缺口估計之訊息，姚睿等(2010) 以主計總處公告之初步統計量作為實質產出之即時資料，而在估計潛在產出時，僅只考慮歷史資料與一筆即時資料觀測值。而本文強調央行貨幣決策時的訊息集合，而以主計總處公告之當季預測值作為影響貨幣政策之變數，在估計潛在產出時，同時考慮不同會計制度與統計範圍之歷史資料、修正資料、初步統計量與當期預測值，試圖反映央行每次進行決策時的經濟環境。(3) 模型建構與估計方法，姚睿等(2010)探討央行之利率變動率，並利用虛擬變數以匯率升貶值作為非線性模型之依據，且以非線性最小平方方法進行估計。而本文則依據陳旭昇與吳聰敏(2010)與吳致寧等(2011)認定台灣之利率為定態之時間序列，因此探討央行之利率行為，並建構門檻模型來探討非線性之利率行為，再者考量同期模型可能遭遇之內生性問題，本文以 GMM 進行估計。

資料之統計特性

圖一顯示以移動樣本與 HP Filter 所估計之實質產出缺口，其中實線代表用即時預報 RGDP 資料估計之實質產出缺口(${}_t y_t^{cs}$)，虛線代表用修正 RGDP 資料估計之實質產出缺口(${}_T y_t^s$)，圖一顯示 ${}_t y_t^{cs}$ 與 ${}_T y_t^s$ 之走勢不盡相同，二者於 1990Q1-1995Q4 間之走勢相反，且於 2003Q1 之前，此二變數大多為負值，此外大多數期間 ${}_t y_t^{cs}$ 之絕對值比 ${}_T y_t^s$ 小。表二的敘述統計量指出，即時預報與修正資料之平均實質產出缺口均為負值，且修正資料之平均實質產出缺口較小。 ${}_T y_t^s$ 之標準差與平均絕對離差大於 ${}_t y_t^{cs}$ 之標準差與平均絕對離差，此表示即時資料所估計之產出缺口(${}_t y_t^{cs}$)相對較平穩。表二最後一列，吾人提供了 $({}_T y_t^s - {}_t y_t^{cs})$ 之敘述統計量，顯示二者差異之平均數為 0.11，表示即時資料之產出缺口平均值小於修正資料之

產出缺口平均值。

圖二為即時與修正資料通貨膨脹率之走勢圖，其中實線代表即時預報之通貨膨脹率(${}_t\pi_t^e$)，虛線則代表修正資料之通貨膨脹率(${}_T\pi_t$)，圖二顯示此二變數之走勢亦不盡相同，二者在 1999 年之前均顯示通膨率大於 2%，而在 1999 年至 2008 年間，則顯示通膨率縮小在正負 2 個百分點內，唯 2008 年後通膨率之變動明顯變大。表二的敘述統計量可以發現 ${}_t\pi_t^e$ 與 ${}_T\pi_t$ 之平均值均為正，且 ${}_T\pi_t$ 之平均值小於 ${}_t\pi_t^e$ 之平均值， ${}_T\pi_t$ 之標準差與平均絕對離差分別大於 ${}_t\pi_t^e$ 之標準差與平均絕對離差，此表示即時預報之通膨率相對較平穩。在倒數第二列的(${}_T\pi_t - {}_t\pi_t^e$)之敘述統計量顯示二者差異之平均數為-0.15，即時資料通膨率平均值大於修正資料通膨率平均值。

第四節 實證分析

前一節吾人已建構本文實證分析所需之即時資料，然在進行實證分析前，我們須針對利率與匯率二資料稍加說明。利率與匯率之原始資料為月資料，且為即時資料，而吾人之實證分析是建構在季頻率上，那麼選用何者來做為足以包含整個季頻訊息的資料，對稍後的實證分析或有影響。⁹ Nijolsko-Rzhevskyy (2008) 以季底資料來進行分析。而為了涵蓋整個季頻的訊息，Orphanides(2001)以每季中三個月份之平均利率作為每季利率變數之代表，其認為以每季中三個月份之平均或以中間月份之利率作為每季利率變數之代表優於以第一或第三個月份之利率變數，因為以第一個月份之資料很難充分反映央行進行決策時的訊息與反應，

⁹ 中央銀行所提供之新台幣兌美元匯率分別有日資料、月(平均)資料與年(平均)資料，本文以每季第三個月份之資料作為該季匯率資料之代表，而不使用每季季底資料作為季資料之代表，主要理由是因為央行於季底進行貨幣政策決議時，該季中最後交易日之匯率尚未實現，此為一不可觀測之值，然央行的任務之一為維持外匯市場穩定，因此雖然該月份中最後幾天之匯率值尚未實現，但匯率變動不會過於劇烈，因此本文以月平均資料來替代尚屬合理。

然當模型同時包括利率與匯率時，以第三個月份之資料作為季頻變數之代表，利率與匯率間可能存在同期訊息的影響。而本文認為第三個月份之資料最接近中央銀行決策時點，較能充分反應央行的決策行為，為解決部分變數間可能存在之同期影響，本文以 GMM 進行估計。

首先本文考慮只包含產出缺口與通膨變數之利率法則模型。以即時資料進行分析時，由於產出缺口及通貨膨脹率與利率之間並不存在因同期相關所造成之內生性問題(Nijolsko-Rzhevskyy, 2008)，因此在即時資料之估計上，本文以最小平方方法進行估計；在修正資料方面，產出缺口與通貨膨脹具內生性，故本文以 GMM 進行估計，且共變異矩陣以 Newey-West 方法進行修正。而在考慮納入名目匯率變動率之擴張泰勒法則模型中，因名目匯率變動率具內生性，因此不論是以即時資料或修正資料進行估計，本文皆以 GMM 進行估計。

線性模型估計結果

表三為線性利率法則之實證結果。表三第 2、3 欄顯示利率具平滑性之同期模型($k = 0$)估計結果，在即時資料的分析中，通貨膨脹與產出缺口對利率之影響皆顯著為正，而在修正資料的估計結果中僅顯示通膨對利率的影響具顯著性。¹⁰ 接著本文在利率具平滑性之利率法則模型中加入名目匯率變動率，表三第 4、5 欄之估計結果與第 2、3 欄之估計結果相一致，然名目匯率變動率對利率之影響則不顯著。¹¹ 此外利率之一階自迴歸係數估計值皆小於 1，顯示央行之利率法則具平滑性。同時 J 統計量亦皆無法棄卻模型具過度認定之虛無假設。上述實證結

¹⁰ 工具變數為利率、產出缺口、通貨膨脹率之落後 1-5 期變數。

¹¹ 以即時資料估計時，工具變數為利率與名目匯率變動率之落後 1-5 期之變數，當期產出缺口與通貨膨脹率，通膨與產出之落後 1-3 期之變數。而以修正資料進行估計時，工具變數為利率、產出缺口、通貨膨脹率與名目匯率變動率之落後 1-5 期變數。

果指出，在即時資料之估計中，央行之貨幣政策具反景氣循環，然在修正資料之估計中此一反景氣循環特性較不明顯。

就具前瞻性($k = 1$)之利率法則模型而言，不論所採的模型是否考慮名目匯率變動，或所用的資料是否為即時資料，表三第 6-9 欄之估計結果均指出通貨膨脹率與產出缺口對利率之影響皆顯著為正，央行之利率法則具平滑性，且 J 統計量無法棄卻模型具過度認定之虛無假設。此外亦有微弱的證據顯示名目匯率變動率對利率之影響為負，即央行採助貶之貨幣政策。本文亦以 30 天期商業本票利率作為利率之代理變數，進而將線性利率法則估計結果表列於表四。¹² 表四顯示不論利率法則模型是否考慮明目匯率變動率或是否採用即時資料，估計結果均顯示產出缺口與通膨對利率之影響為正且顯著，在考慮明目匯率變動率之利率法則模型下，估計結果顯示名目匯率變動率對利率之影響不顯著。

綜言之，就即時資料而言，表三與表四第 2、4、6、8 欄之估計結果均顯示，通貨膨脹與產出缺口對利率之影響顯著為正，由於本文所考量之(預期)通膨變數(π_t^e 與 π_{t+1}^e)皆為預測值，前述之結果顯示央行之利率法則重視當期及未來預期通貨膨脹率。就修正資料而言，表四第 3、5、7、9 欄之估計結果亦顯示與前述相同之結論，然表三中產出缺口對利率之反應係數在 $k=0$ 模型下不顯著。不論所採之利率變數為何，表三與表四之估計結果均顯示，相對於 $k=0$ 模型，通膨對利率之反應係數在 $k=1$ 模型較高，即央行對預期通膨之反應較其對當期通膨之反應大。此外，表三與表四之結果亦顯示，當模型考慮名目匯率變動率時，其對利率之影響普遍不顯著。姚睿等(2010)指出，修正資料下利率法則反應係數之顯著性

¹² 表四估計結果之工具變數與表三同。

較差，表三與表四之結果則與姚睿等(2010)之發現略有不同，換言之，本文發現在線性模型之估計中，修正資料與即時資料之估計結果並未有明顯差異。

門檻模型估計結果

名目匯率變動率對利率之影響不顯著之可能原因為央行利率法則不具對稱性，在名目匯率變動率上升與下跌的期間，名目匯率變動率對利率有不對稱之影響，此時若以線性模型進行估計，則可能使得名目匯率變動對利率之影響不顯著(陳旭昇與吳聰敏，2010)。

據此吾人懷疑前述之結果可能係因忽略了名目匯率變動率對利率法則之非線性影響所致。為此本文以門檻模型來探討非線性之利率法則。以修正資料進行估計時，本文遵循陳旭昇與吳聰敏(2008)之處理方式，以事後之通膨率取代事前之預期通膨率，亦即 $\pi_{t+k}^e = \pi_{t+k}$ ($k = 0, 1$) 與 $y_t^{e,g} = y_t^g$ ，因此 π_{t+k} 、 y_t^g 與 Δs_t 具內生性。當以即時資料進行估計時，雖然 π_{t+k}^e ($k = 0, 1$) 與 $y_t^{e,g}$ 皆不具內生性，但 Δs_t 具內生性。為考慮模型中存在內生之解釋變數與門檻變數，本文以 Kourtellos et al. (2007) 之方法進行估計。

表五第 2-5 欄為以即時資料分析所得之實證結果。¹³ 第 2、4 欄之估計結果顯示在 $k=0$ 之利率法則模型下，利率法則具平滑性，產出缺口及通貨膨脹率對利率之影響在名目匯率變動率大於或小於門檻值之期間均顯著為正。名目匯率變動率對利率之影響在大於等於門檻值之期間不顯著為正，然在小於門檻值之期間則顯著為正。此外 J 統計量在不同名目匯率變動率之期間皆無法棄卻模型具過渡認定之虛無假設，且反轉米勒比率在名目匯率變動率大於門檻變數之期間顯著。然就 $k=1$ 之利率法則模型而言，第 3、5 欄之估計結果顯示，通貨膨脹率對利率

¹³ 表五估計結果之工具變數與表三同。

之影響在大於或小於門檻值之期間皆顯著為正，產出缺口對利率之影響在不同期間則大致不顯著。名目匯率變動率對利率的影響在小於門檻值之期間顯著為正，然在大於門檻值之期間則不顯著為正。此反應央行之貨幣政策有阻升不阻貶之傾向。

簡言之，就即時資料而言， $k=0$ 之利率法則模型的估計結果較 $k=1$ 之利率法則模型的估計結果為佳（具顯著性之反應係數個數較多）。此一模型之估計結果反映利率法則具平滑性，央行採反景氣循環之貨幣政策法則，且貨幣政策有阻升不阻貶之傾向。而 $k=0$ 模型之估計結果之所以較 $k=1$ 模型為佳的可能原因為，央行於貨幣政策中所考量之預期通膨($\pi_{t,c}^e$ 與 $\pi_{t+1,c}^e$)，與本文依據主計總處公佈之預測物價所計算之預期通膨(π_t^e 與 π_{t+1}^e)，存有差異。在同期通膨之預測上，央行與主計總處之訊息集合重疊性較高，訊息較為一致，故二單位預測結果之差異較小。然當預測期間拉長時，央行與主計總處之訊息集合重疊性較低，導致預測結果差異較大。因而造成本文之實證結果在 $k=1$ 模型下，產出缺口對利率之反應係數普遍不顯著。因此吾人認為以 $k=0$ 模型來解讀央行貨幣政策行為較合適。

表五第 6-9 欄為修正資料下之估計結果。不論利率變數為何，在名目匯率變動率小於門檻值之期間下，利率之自迴歸係數、通貨膨脹率、產出缺口與名目匯率變動率對利率的影響皆顯著為正。在名目匯率變動率大於門檻值之期間，通貨膨脹率（產出缺口）對利率之影響僅在 $k=1$ ($k=0$) 之利率法則模型下，方為顯著。除了在商業本票利率下之 $k=1$ 模型外，名目匯率變動率對利率的影響顯著為正。雖然修正資料之估計結果在名目匯率變動率大於門檻值之期間下略差，第 6-9 欄之實證結果大致顯示利率法則具平滑性，央行採反景氣循環之貨幣政策，且貨幣政策既阻升亦阻貶。姚睿等(2010)發現修正資料下，利率法則模型之估計

係數顯著性較弱，表五第 6-9 欄之實証結果與姚睿等(2010)之發現相一致。吳致寧等(2011)指出央行採取反景氣循環的貨幣政策法則及逆風向干預之貨幣政策，表五第 6-9 欄之實証結果與吳致寧等(2011)之發現相一致

表五之估計結果顯示，就修正資料而言，央行之貨幣政策具平滑性、反景氣循環與逆風向干預之特性，然就即時資料而言，央行之貨幣政策具平滑性、反景氣循環與阻升不阻貶之特性。因此央行是否採逆風向干預之貨幣政策，與吾人係以即時資料或修正資料進行估計，有密切關係。由於以修正資料估計利率法明顯忽略資料訊息問題，因此由此所得之結果並未能正確反應央行之貨幣政策行爲。爲解決利率法則估計上之資料訊息問題，吾人應以即時資料進行分析，方能正確瞭解央行之貨幣政策行爲。表五之結果凸顯出即時資料在利率法則模型估計上之重要性。

姚睿等(2010) 以即時資料估計利率法則，其實証結果指出台灣央行之貨幣政策具前瞻性及不對稱性，且央行採助貶的貨幣政策。本文則發現以即時資料估計非線性模型，當期(k=0)模型較前瞻性(k=1)模型有較明顯之係數顯著性，此乃因在當期模型下，央行與主計總處在預測通膨之訊息集合上較一致，故較能反映央行之貨幣政策行爲。因此以當期模型解讀央行之貨幣政策行爲較爲恰當。

利率法則之非線性檢定

爲說明本文建構非線性模型之合理性，本文檢定利率法則模型是否具非線性。在式(8)之門檻模型中，若下列虛無假設成立， $H_0 : \rho_1 = \rho_2, a_{1j} = a_{2j}$ 及 $\sigma_{\varepsilon_1}^2 = \sigma_{\varepsilon_2}^2$ $\forall j = 0, \pi, y, s$ ，則式(8)之門檻模型會退化爲一線性模型。本文以 Caner and Hansen (2004) 所建議的 $\sup W$ 檢定統計量檢定利率法則模型是否具線性之虛無假設，並遵循其模擬方法來模擬 $\sup W$ 之有限樣本分配。表六之實證結果顯示以金融業隔

夜拆款利率做爲利率變數時，在 $k=0$ 及 $k=1$ 模型下，即時資料與修正資料之 $\text{sup}W$ 統計量，分別在 5%及 10%之顯著水準下，棄卻模型具線性之虛無假設，然在以商業本票利率做爲利率變數時，即時資料在 $k=0$ 模型下，棄卻模型具線性之虛無假設。修正資料則在 $k=1$ 模型下，棄卻模型具線性之虛無假設。表六之結果支持非線性之利率法則模型在實證應用上之正當性。換言之，門檻模型之估計結果較適合用來解讀央行之貨幣政策行爲。據此，本文之實証結果顯示利率法則具平滑性，貨幣政策具不對稱性，央行採取反景氣循環的貨幣政策法則，且央行之貨幣政策具阻升不阻貶之傾向。

第五節 結論

自從 Taylor(1993) 主張央行應依循法則執行貨幣政策後，利率法則之研究一直是總體經濟，貨幣經濟與國際金融領域上之重要研究議題。有關台灣央行利率法則之研究亦不少，且絕大多數之研究皆以修正資料進行，此乃因台灣缺乏完整之即時資料庫。然由訊息取得的角度言之，爲正確地解讀央行之行爲，利率法則之研究應以即時資料進行。本文之目的在探討央行貨幣政策行爲之資料訊息問題，爲此本文建構可適用於估計台灣利率法則之即時資料，並以此探討 1990 年至 2011 年期間央行之利率法則。實証結果指出，利率自迴歸係數、產出缺口及通膨缺口對利率之影響在不同名目匯率變動率期間下皆顯著爲正，此顯示利率法則具平滑性且央行採取反景氣循環的貨幣政策。在匯率變動率大於門檻值之期間，名目利率對名目匯率變動率之反應不顯著爲正，然在名目匯率變動率小於門檻值之期間，名目利率對名目匯率變動率之反應顯著爲正，顯示央行之貨幣政策具阻升不阻貶之傾向。

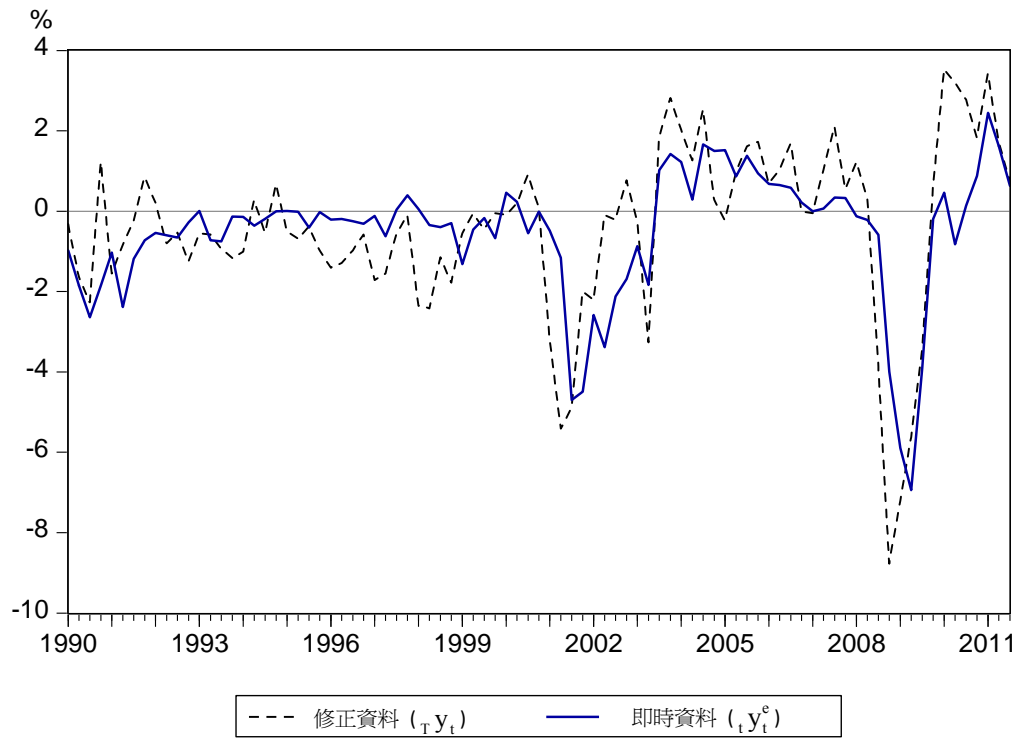
由於本文無法取得央行對預期通貨膨脹率及產出缺口之估計值，因此本文假設央行對預期通貨膨脹率之預測值與主計總處之預測值相同，同時亦假設央行使用移動平均之 HP Filter 來建構產出缺口，因此讀者在詮釋本文之相關結論時，宜特別謹慎保守。中央銀行於每季季底召開理監事會議中皆報告其對未來通膨率之預測值，因此本文建議央行公開其對未來通膨率之預測資料，以利台灣利率法則之相關研究。

參考文獻

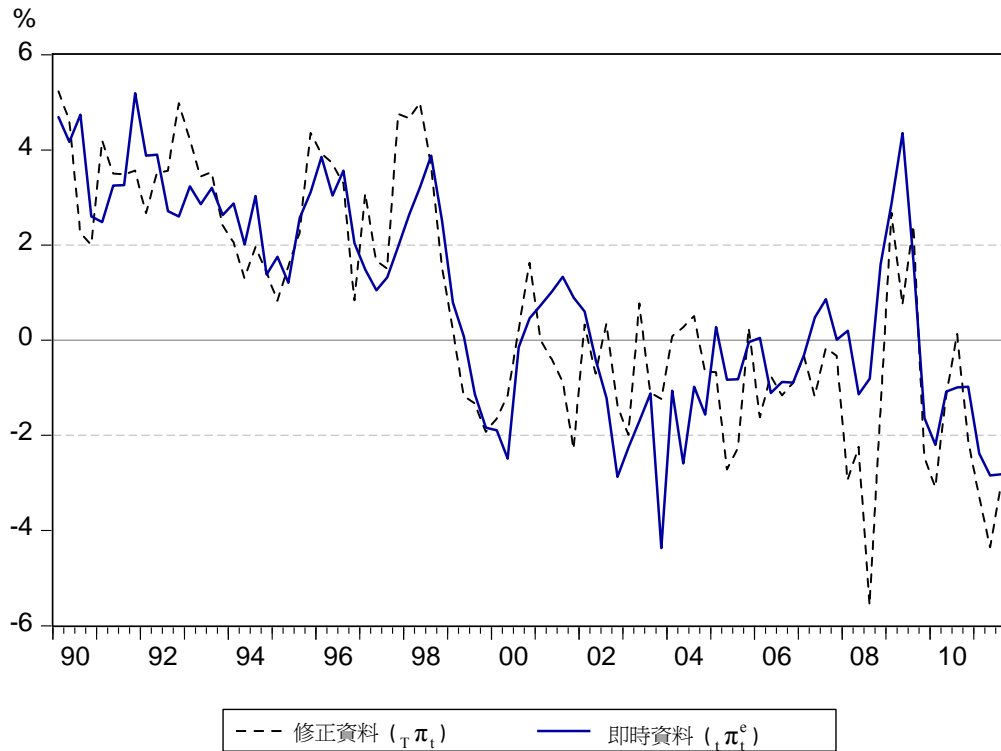
- 「國民經濟統計季報」(1978-2011)，行政院主計總處。
- 陳旭昇與吳聰敏 (2010) 「台灣貨幣政策法則之檢驗」，經濟論文，38，33-59。
- 姚睿、朱俊虹與吳俊毅 (2010) 「台灣泰勒法則估計之資料訊息問題」，41(1)，85-119。
- 吳致寧、李慶男、張志揚、林依伶、陳佩玕、林雅淇 (2011) 「再論台灣非線性利率法則」，經濟論文，39(3)，307-338。
- 林依伶、張志揚、陳佩玕 (2012) 「台灣利率法則之實證研究—考慮匯率變動之不對稱性效果」，中央銀行季刊，34(1)，39-62。
- Caner, M. and Hansen, B. E. (2004) “Instrumental Variable Estimation of A Threshold Model,” *Econometric Theory*, 20, 813-843.
- Clarida, R., J. Galí, and M. Gertler (1998) “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence,” *European Economic Review*, 42(6), 1033-1067.
- Gerberding, C., F. Seitz and A. Worms (2005) “How the Bundesbank really conducted monetary policy,” *The North American Journal of Economics and Finance*, 16(3), 277-292.
- Goodhart, C. (1999), “Central Bankers and Uncertainty,” *Bank of England Quarterly Bulletin*, February.
- Huang, H. C. and Shen, C. H. (2002), “Estimation of Taiwan’s Binary Monetary

- Policy Reaction Function,” *Journal of Economic Studies*, 29, 222-239.
- Molodtsova, T., A. Nikolsko-Rzhevskyy, and D. H. Papell (2008) “Taylor rules with real-time data: A tale of two countries and one exchange rate,” *Journal of Monetary Economics*, 63-79.
- Nikolsko-Rzhevskyy, A. (2008), “Monetary Policy Evaluation in Real Time: Forward-Looking Taylor Rules without Forward-Looking Data,” *MPRA Working Paper*, No. 11352.
- Orphanides, A. (2001) “Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data,” *American Economic Review*, 91, 964-985.
- Orphanides, A. (2003) “Historical Monetary Policy Analysis and the Taylor Rule,” *Journal of Monetary Economics*, 50, 983-1022.
- Orphanides, A. (1998), “Monetary Policy Evaluation with Noisy Information,” *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series Paper* 50.
- Sauer, S. and Sturm, J.-E. (2007). Using Taylor rules to understand European central bank monetary policy. *German Economic Review*, 8(3),375-398.
- Shen, C. H. (2000), “Estimation of a Taiwan Monetary Reaction Function with Time Varying Parameters,” *Applied Economics*, 32, 459-466.
- Shen, C. H. and Hakes, D. R. (1995), “Monetary Policy as a Decision-making Hierarchy: The Case of Taiwan,” *Journal of Macroeconomics*, 17, 357-368.
- Taylor, J. B. (1993), “Discretion versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195-214.

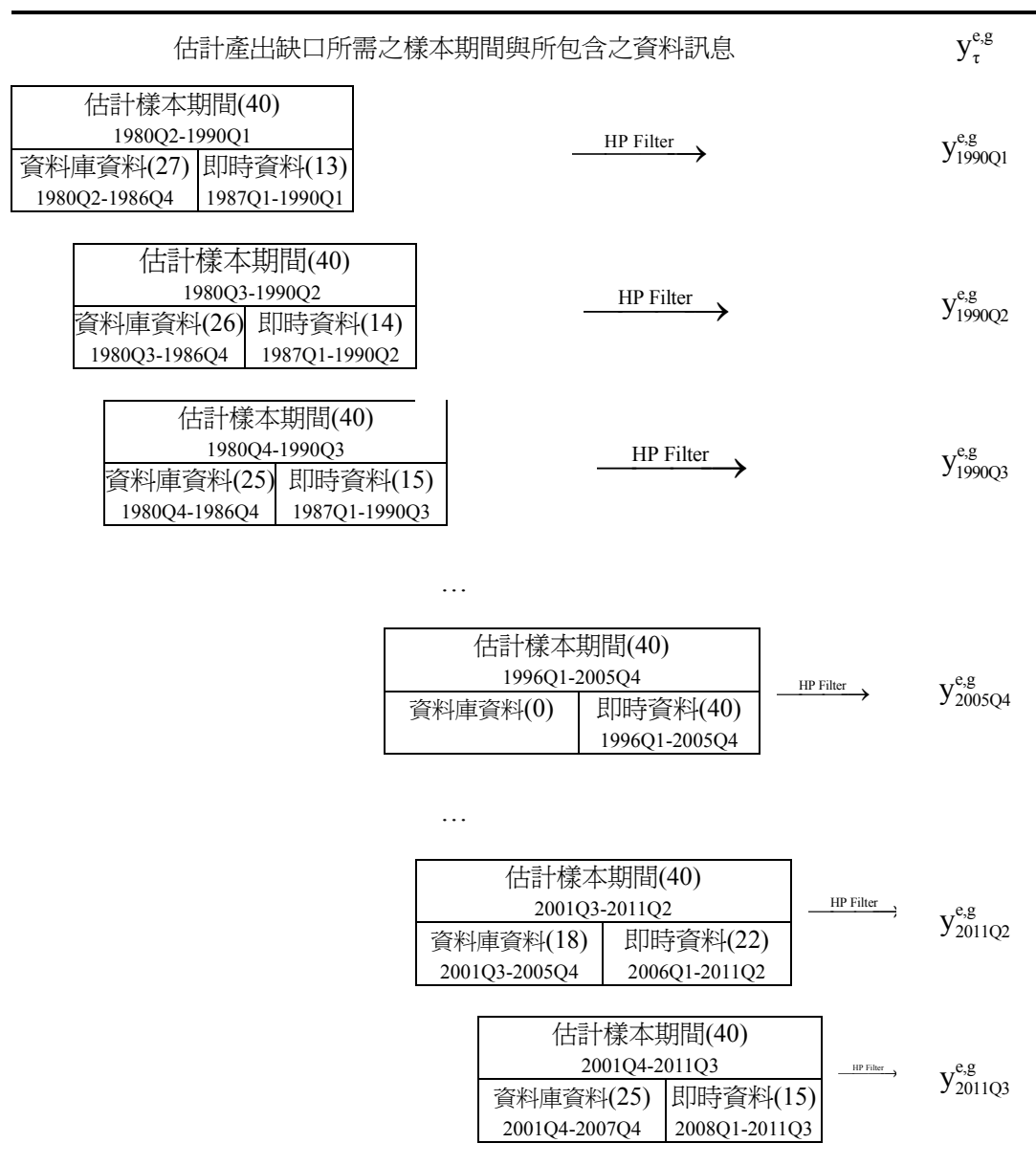
[圖一] 即時預報與修正之實質產出缺口(HP Filter 法)



[圖二] 產出平減指數之物價變動率



[表一] 即時預報之產出缺口估計方法



註： $y_{\tau}^{e.g}$ 表示第 τ 期之即時預報產出缺口估計值，小括號中的數字標示為樣本數。每一次之移動樣本期間(10 年)之起迄日期標記於「估計樣本期間」下方。其中估計樣本可再細分為兩個次樣本，分別包含「資料庫資料」與「即時資料」。「資料庫資料」下方所標記的期間，表示這些期間之樣本取自 Aremos 台灣經濟統計資料庫與主計總處之統計資料庫之歷史資料。「即時資料」下方所標記的期間，表示這些期間之樣本取自第 τ 期國民經濟動向統計季報之歷史資料、修正資料、初步統計資料與即時預報資料。

[表二] 變數之敘述統計量

變數 \ 統計量	平均值	標準差	平均 絕對值	平均 絕對離差	最小值	最大值
R_t	4.07	2.95	4.07	2.63	0.16	13.23
${}_T\pi_t$	0.68	2.48	2.10	2.09	-5.57	5.23
${}_t\pi_t^e$	0.84	2.20	1.97	1.88	-4.37	5.19
${}_T y_t^g$	-0.43	2.15	1.51	1.50	-8.77	3.54
${}_t y_t^{e,g}$	-0.54	1.60	1.05	1.07	-6.94	2.45
${}_T\pi_t - {}_t\pi_t^e$	-0.15	1.45	1.09	1.08	-4.76	3.13
${}_T y_t^g - {}_t y_t^{e,g}$	0.11	1.49	1.09	1.08	-4.78	4.03

註： R_t 為每季第三個月份之商業本票利率。 π_t 與 π_t^e 分別為修正與即時資料之物價變動率。 y_t^g 與 $y_t^{e,g}$ 分別表示修正與即時資料第 t 期之產出缺口。對於任一變數 X ， ${}_s X_t$ 定義為由 s 時點取得之該變數的 t 期觀測值。下標 T 表示為以主計總處於2011年11月公布之修正資料來進行潛在產出估計之用。表中所包含之敘述統計量包含有「平均值」表示為變數之算術平均數；「標準差」表示為變數之樣本標準差；「平均絕對值」表示將變數取絕對值後之算術平均數；「平均絕對離差」表示將變數減去其平均數後，求得離差並取絕對值後之算術平均數；「最小值」為該變數所有樣本中最小的觀測值；「最大值」為該變數所有樣本中最大的觀測值。

[表三] 線性模型估計結果---金融業隔夜拆款利率

$$M1 : R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)(\gamma_0 + \gamma_\pi \pi_{t+k}^e + \gamma_y y_t^{e,g}) + \varepsilon_t, \quad k = 0, 1。$$

$$M2 : R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)(\gamma_0 + \gamma_\pi \pi_{t+k}^e + \gamma_y y_t^{e,g} + \gamma_s \Delta s_t) + \varepsilon_t, \quad k = 0, 1。$$

	k=0				k=1			
	M1		M2		M1		M2	
	即時	修正	即時	修正	即時	修正	即時	修正
ρ	0.78** (0.12)	0.89** (0.05)	0.91** (0.04)	0.89** (0.05)	0.75** (0.14)	0.67** (0.06)	0.89** (0.04)	0.66** (0.07)
γ_0	3.23** (0.43)	2.55** (0.42)	2.91** (0.54)	2.44** (0.47)	2.50** (0.39)	2.96** (0.25)	2.16** (0.45)	3.02** (0.24)
γ_π	1.20** (0.29)	1.12** (0.16)	1.09** (0.20)	1.29** (0.17)	1.37** (0.31)	1.41** (0.07)	1.44** (0.20)	1.38** (0.07)
γ_y	0.95** (0.33)	0.59 (0.50)	1.57** (0.40)	0.56 (0.55)	0.63** (0.27)	0.49** (0.15)	1.04** (0.22)	0.58** (0.14)
γ_s	--	--	-0.65 (0.68)	-0.41 (0.37)	--	--	-0.65* (0.35)	0.09 (0.09)
J	--	8.77	10.82	9.80	--	11.65	10.20	13.34
	--	[0.72]	[0.70]	[0.88]	--	[0.47]	[0.75]	[0.65]

註：「M1」表示考慮了利率具平滑性之泰勒法則。「M2」表同時考慮利率具平滑性與名目匯率變動率之擴張泰勒法則。「即時」表示以本文建構之即時資料進行估計；「修正」表示以主計總處統計 2011 年 11 月版資料庫之資料進行估計。除即時資料下之 M1 的估計結果是以非線性最小平方方法進行估計而得，其餘結果皆以兩階段非線性最小平方方法進行估計。即時資料估計時，工具變數為當期通膨與產出缺口，利率與名目匯率變動率之落後 1-5 期變數，以及通膨與產出缺口之落後 1-3 期變數。修正資料估計時，工具變數為利率、通膨、產出缺口、名目匯率變動率落後 1-5 期變數。「J」表示以兩階段最小平方方法估計之 J 統計量。小括號中的數值為參數估計之標準誤，中括號中的數值為檢定統計量之 p 值。*與**分別表示係數估計結果具有 10%與 5%的顯著性。“--”代表無此統計值或估計係數。

[表四] 線性模型估計結果---30 天商業本票利率

$$M1 : R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)(\gamma_0 + \gamma_\pi \pi_{t+k}^e + \gamma_y y_t^{e,g}) + \varepsilon_t, \quad k = 0, 1 \circ$$

$$M2 : R_t = \rho R_{t-1} + (1-\rho)(\gamma_0 + \gamma_\pi \pi_{t+k}^e + \gamma_y y_t^{e,g} + \gamma_s \Delta s_t) + \varepsilon_t, \quad k = 0, 1 \circ$$

模型	k=0				k=1			
	M1		M2		M1		M2	
	即時	修正	即時	修正	即時	修正	即時	修正
ρ	0.85** (0.07)	0.93** (0.02)	0.96** (0.03)	0.93** (0.02)	0.86** (0.08)	0.80** (0.08)	0.96** (0.03)	0.82** (0.07)
γ_0	3.28** (0.50)	2.36** (0.53)	2.33 (1.48)	2.22** (0.44)	2.61** (0.48)	2.90** (0.21)	1.95** (0.97)	3.00** (0.30)
γ_π	1.21** (0.35)	1.15** (0.19)	1.21** (0.57)	1.20** (0.21)	1.31** (0.40)	1.49** (0.06)	1.53** (0.53)	1.45** (0.07)
γ_y	1.25** (0.36)	1.19** (0.44)	2.79* (1.60)	1.39** (0.38)	0.97** (0.37)	0.68** (0.19)	2.64* (1.57)	0.84** (0.19)
γ_s	--	--	-1.78 (2.29)	-0.24 (0.46)	--	--	-1.94 (1.90)	0.12 (0.21)
J	--	9.59 [0.65]	10.82 [0.70]	10.64 [0.83]	--	9.79 [0.63]	11.78 [0.62]	11.01 [0.81]

註：同表三。

[表五] 門檻模型估計結果

$$R_t = \rho_1 R_{t-1} + (1-\rho_1)(\alpha_1 + \alpha_{1,\pi} \pi_{t+k}^e + \alpha_{1,y} y_t^{e,g} + \alpha_{1,s} \Delta s_t) + \zeta_1 \lambda_{1t} + \varepsilon_{1,t}, \Delta s_t \geq \gamma,$$

$$R_t = \rho_2 R_{t-1} + (1-\rho_2)(\alpha_2 + \alpha_{2,\pi} \pi_{t+k}^e + \alpha_{2,y} y_t^{e,g} + \alpha_{2,s} \Delta s_t) + \zeta_2 \lambda_{2t} + \varepsilon_{2,t}, \Delta s_t < \gamma, k = 0, 1.$$

	即時資料				修正資料			
	金融業隔拆利率		商業本票利率		金融業隔拆利率		商業本票利率	
	k = 0	k = 1	k = 0	k = 1	k = 0	k = 1	k = 0	k = 1
ρ_1	0.72** (0.07)	0.74** (0.10)	0.77** (0.08)	0.77** (0.09)	0.90** (0.02)	0.89** (0.05)	0.91** (0.03)	0.79** (0.06)
α_1	3.79** (0.94)	2.39** (0.59)	5.23** (1.36)	3.83** (1.52)	1.84** (0.87)	1.70** (0.78)	2.15* (1.29)	4.82** (1.30)
$\alpha_{1,\pi}$	1.25** (0.17)	1.71** (0.31)	1.44** (0.20)	1.77** (0.24)	0.16 (0.17)	0.57** (0.16)	-0.17 (0.41)	1.66** (0.38)
$\alpha_{1,y}$	0.93** (0.30)	0.44 (0.37)	1.32** (0.51)	0.93* (0.46)	1.20** (0.34)	0.67 (0.44)	1.54** (0.66)	0.61 (0.41)
$\alpha_{1,s}$	0.09 (0.29)	-0.01 (0.21)	0.13 (0.31)	0.17 (0.30)	0.65** (0.22)	0.44* (0.24)	0.78** (0.31)	-0.28 (0.35)
δ_1	-0.23** (0.11)	-0.15 (0.17)	-0.58** (0.15)	-0.53** (0.17)	-0.08 (0.05)	-0.06 (0.04)	-0.15** (0.06)	-0.31** (0.12)
J_1	11.50 [0.65]	11.14 [0.68]	11.78 [0.62]	11.13 [0.68]	11.71 [0.76]	11.99 [0.74]	11.42 [0.78]	12.14 [0.73]
ρ_2	0.88** (0.03)	0.87** (0.05)	0.87** (0.03)	0.90** (0.04)	0.84** (0.08)	0.75** (0.13)	0.90** (0.04)	0.87** (0.05)
α_2	10.10** (2.68)	9.91** (4.07)	5.87** (0.96)	8.40** (3.10)	8.25** (2.08)	6.22** (1.63)	9.41** (2.56)	7.45** (1.76)
$\alpha_{2,\pi}$	0.79** (0.26)	0.72** (0.28)	0.98** (0.18)	0.82** (0.36)	1.79** (0.32)	1.91** (0.40)	2.17** (0.53)	1.28** (0.24)
$\alpha_{2,y}$	0.83** (0.31)	0.49 (0.42)	0.99** (0.22)	1.06 (0.73)	1.00** (0.39)	1.07** (0.36)	2.24** (0.64)	1.24* (0.64)
$\alpha_{2,s}$	2.63** (0.86)	2.61* (1.37)	1.48** (0.36)	2.86** (1.31)	2.42** (0.85)	1.32** (0.61)	3.22** (1.16)	2.15** (0.87)
δ_2	0.78** (0.20)	0.91** (0.28)	0.36** (0.10)	0.59** (0.14)	0.73 (0.45)	0.63 (0.48)	0.41** (0.15)	0.40** (0.13)
J_2	12.57 [0.56]	11.37 [0.66]	13.01 [0.53]	12.06 [0.60]	11.25 [0.79]	11.05 [0.81]	10.23 [0.85]	8.18 [0.94]
γ	0.43	0.35	0.80	0.80	0.82	0.82	0.82	0.75

註： $\lambda_{1t} = \frac{\phi(\gamma - X_t' \theta)}{1 - \Phi(\gamma - X_t' \theta)}$ ， $\lambda_{2t} = -\frac{\phi(\gamma - X_t' \theta)}{\Phi(\gamma - X_t' \theta)}$ 為反轉米勒比率，其中 $\phi(\cdot)$ 與 $\Phi(\cdot)$ 分別為

常態分配之機率密度函數與累積機率密度函數， X_t 為工具變數，在即時資料之估計中，工具變數為當期通膨與產出缺口，利率與名目匯率變動率之落後 1-5 期變數，通膨與產出缺口之落後 1-3 期變數。而在修正資料之估計中，工具變數為利率、通膨、產出缺口與目匯率變動率落後 1-5 期變數。「 J_1 」與「 J_2 」分別表示在 $\Delta s_t \geq \gamma$ 與 $\Delta s_t < \gamma$ 下兩階段最小平方估計之 J 統計量。小括號中的數值為參數估計之標準誤，中括號中的數值為檢定統計量之 p 值。*與**分別表示係數估計結果具有 10%與 5%的顯著性。

[表六] 利率法則之非線性檢定

	金融業隔拆利率		商業本票利率	
	k=0	k=1	k=0	k=1
supW(即時)	0.002	0.051	0.001	0.142
supW(修正)	0.001	0.003	0.275	0.090

註：表中之數字為 supW 統計量之 p 值，吾人透過 1000 次模擬來建構該統計量之有限樣本分配。