

# 台灣利率法則之實證研究—考慮匯率變動之不對稱性效果\*

林依伶、張志揚、陳佩玗\*\*

## 摘要

本文延伸吳致寧等 (2011) 對台灣自1998年後非線性利率法則之探討。該文主要討論兩區間 (two-regime) 之非對稱門檻模型，然實務上，央行可能在新台幣大幅升值、大幅貶值以及小幅升貶值三種不同的區間內採取不同的政策反應，因此名目匯率對利率之影響，在不同的匯率變動區間內亦應有所不同，是故在探討央行是否採逆風向干預 (lean against the wind) 貨幣政策之議題上，非對稱之三區間 (three-regime) 利率門檻模型應為較合適的模型。

本文實證樣本期間為1998年1月至2011年3月，實證結果顯示：(1)央行原則上採取反景氣循環及抗通膨之貨幣政策，且維持匯率之「動態穩定」亦為央行貨幣政策重要目標；(2)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，而非單方面「阻升不阻貶」或「阻升助貶」的貨幣政策，此可能反映央行追求穩定匯率的行為；(3)央行對於新台幣升值或貶值時的容忍度略為不同。此結果與Pontines與Rajan (2008) 的實證結論類似，可能說明新興亞洲國家對升值帶來的壓力(影響出口)之重視程度，大於貶值時帶來的壓力(造成輸入性通膨)。

\* 本文初稿完成於民國101年1月。本文承蒙嚴副總裁宗大、林處長宗耀、陳副處長一端、吳研究員懿娟、汪研究員建南、劉副研究員淑敏、張副研究員天惠與匿名審稿人之悉心審閱，處內其他同仁給予寶貴意見，以及吳理事致寧的細心指導，特此衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

\*\* 作者為中央銀行經濟研究處辦事員。

## 壹、前言

中央銀行利率反應函數的估計，向來是經濟研究的熱門議題，藉由該函數的估計，可瞭解央行對經濟情勢變動的反應。利率法則的設定主要根據Taylor (1993) 提出的「泰勒法則」，其指出政策制定者應依據通貨膨脹缺口和產出缺口之水準進行決策。其後，許多學者在泰勒法則的基礎上進行央行政策制定的研究。

傳統泰勒法則的研究多以單一線性且對稱的方程式來描述央行的決策行為。然而，央行的決策行為並不一定具有對稱性，其對經濟情勢變化的反應程度可能因物價水準、產出缺口或匯率變動程度的不同而有所改變。於是近年來，利率法則是否具有非線性的行為，成為經濟學者研究的重點。如陳旭昇與吳聰敏 (2010) 指出台灣央行的貨幣政策對於新台幣升值或貶值會有不同的反應；姚睿等 (2010) 則以虛擬變數的設定來探討台灣央行在產出缺口為正或負時，以及新台幣在升值或貶值時的不同反應。

門檻模型為非線性模型中最被廣泛使用的模型，在建構利率法則的門檻模型時，門檻值的估計是一個重要的問題。基於利率法則中的相關解釋變數以及門檻變數可能具有內生性問題，因此，在估計非線性利率法則時，若假設門檻值係外生給定而非以實際資料估計得到時，可能較不具嚴謹性，且忽

略門檻變數具內生性時，亦可能使模型的參數估計產生不一致性。基於此，吳致寧等 (2011) 在探討台灣央行自 1998 年後的非線性利率法則時，以Kourtellos *et al.* (2007) 提出的內生門檻模型進行門檻值的估計，假定匯率變動為門檻變數，並以兩區間 (two-regime) 的非對稱門檻模型來描繪台灣央行貨幣政策行為。Kazanas 與 Tzavalis (2009) 估計歐元區的貨幣政策反應函數時，亦使用相似的估計方法，以通膨率為內生門檻變數進行模型的實證分析。

就實務角度，央行在新台幣小幅升貶值，或大幅升貶值之不同情況下，所採取之對策可能有所不同，因此名目匯率對利率之影響在不同的匯率變動區間內亦應有所不同。故在探討央行是否採逆風向干預貨幣政策之議題上，非對稱之三區間利率門檻模型應為一較合適之模型。因此，不同於多數文獻僅將利率法則分為兩區間的作法，本文延伸吳致寧等 (2011) 的模型，採用三區間之利率門檻模型，依新台幣兌美元匯率的升貶值幅度，區分為新台幣大幅貶值、小幅升貶值及大幅升值三種區間，以進行台灣央行非線性利率政策之實證分析。此外，為解決模型參數以及門檻變數具內生性時可能造成的不一致性問題，本文參考Kourtellos *et al.* (2007)，推導而得三個區間下的偏誤修正變

數一反轉米勒比率(inverse Mills ratio)<sup>註1</sup>。

本文實證樣本期間為1998年1月至2011年3月。實證結果大致指出，無論是在新台幣大幅升值或貶值的區間，央行採取逆風向干預政策，以減緩新台幣升貶值的壓力；然在新台幣小幅升貶值時，央行則對匯率變動幾無反應。此結果顯示央行以維持匯率之「動態穩定」為貨幣政策重要目標之一。另根據兩個門檻值的估計結果，我們推論央行

對於新台幣升值時的容忍度與新台幣貶值時略為不同。

本文架構如下。第一節為前言。第二節為文獻回顧，說明利率法則及門檻模型相關之文獻。第三節為模型設定，本文設定三區間之利率門檻模型，其解釋變數及門檻變數皆具內生性。第四節為模型之估計與檢定說明。第五節為實證分析。第六節則為結論。

## 貳、文獻回顧

### 一、利率法則相關文獻

Taylor (1993) 針對1987年至1992年美國的聯邦資金利率 (Federal fund rate)，提出一簡單易懂的模型以描繪其長期走勢，稱為泰勒法則。傳統的泰勒法則對於通膨缺口的衡量，係以當期之通貨膨脹率減去央行的目標值，但各國央行在制定貨幣政策時，當期的實際通貨膨脹率並非實際上關心的重點。Clarida *et al.* (1998) 指出，央行決策時具有前瞻性 (forward-looking)，亦即預期通貨膨脹率與央行心中的通膨目標值之差距，才是央行所關心的變數，因此該文建構一前瞻性利率法則來刻劃美、德等國之政策利率的走勢，並透過一般化動差法 (General Method of Moments，以下簡稱GMM) 進行估計，結果顯示前瞻性利率法則較傳統的後顧性 (backward looking) 利率法則表現良好。

由於匯率亦可能是央行進行決策時重要的參考依據，Ball (1999)、Svensson (2000) 和Taylor (2001) 皆將匯率變數加入利率法則之中。Ball (1999) 研究指出，在開放經濟體中，央行利率法則若忽略匯率，則該貨幣政策可能使產出等變數波動加大。Taylor (2001) 則利用美、日、英等七國進行分析，實證結果顯示加入匯率變數並無法明顯地改善貨幣政策對經濟情勢影響的表現，但Taylor仍強調匯率對於開放經濟體而言，是相當重要的變數，因其可能以間接的方式影響短期利率，且在前瞻性利率法則中尤為重要。此外，Mohanty與 Klau (2004) 以及Leitemo 與 Soderstrom (2005) 亦分別發現，對新興市場國家或開放經濟體而言，匯率為相當重要的貨幣政策目標。因此，本文在設定央行利率法則時，亦考慮匯率此一變數，

以深入探討匯率變動對央行行為的影響。

處於出口競爭壓力較大的國家，各央行面對匯率變動在不同的升貶值幅度區間，可能有不同的反應。Pontines與Rajan (2008) 以及Srinivasna et al. (2009) 分別對新興亞洲國家 (包括南韓、印度、菲律賓、新加坡與泰國) 以及印度進行實證研究，其研究結果皆指出各國央行面對其貨幣之升值或貶值時具有不對稱之反應。該國央行對升值帶來的壓力(影響出口)之重視程度，大於貶值時帶來的壓力(造成輸入性通膨)。

## 二、門檻模型相關文獻

有關門檻模型的發展，Hansen (1996, 2000) 首先對門檻估計值以及模型參數提出較完整的統計推論及相關統計性質，其考慮解釋變數及門檻變數皆為外生的門檻模型，並在給定之門檻值下，以最小平方估計門檻模型之參數，而最適門檻值則為使估計殘差之誤差平方和 (sum of squared errors) 為最小之門檻值。Caner與Hansen (2004) 進一步考慮解釋變數為內生而門檻變數為外生之門檻模型，在該模型下，Caner 與Hansen (2004) 以兩階段最小平方方法 (two stage least square, TSLS) 估計門檻值，並依所估得之門檻值，以GMM來進行模型參數之估計。

然Kourtellos et al. (2007) 指出當門檻變數亦為內生時，以Caner 與Hansen (2004) 之方法進行估計將導致門檻值之估計值不具一

致性，故應加入反轉米勒比率之偏誤修正項<sup>註2</sup>。Kazanas 與 Tzavalis (2009) 在估計歐元區的貨幣政策函數時，以通膨作為內生門檻變數，並根據Kourtellos et al. (2007) 的建議加入反轉米勒比率進行實證，他們發現歐元區的貨幣政策函數具非線性的特性，而當通膨超過1.6% 時，貨幣政策對通膨會有顯著的反應，且反應大於產出缺口。此外，Kourtellos et al. (2010) 以國家制度之品質 (可以法制指數或貿易開放程度等來衡量) 做為內生門檻變數，亦加入反轉米勒比率，以探討不同制度品質對一國經濟成長的影響。

同時，在非線性利率法則的相關實證文獻中，許多學者指出央行的決策行為具有不對稱性，亦即會隨經濟情勢的不同而改變其反應的程度。以台灣的實證文獻為例，陳旭昇與吳聰敏 (2010) 指出台灣央行之貨幣政策在1998年前可以貨幣政策法則說明，然自1998年後則以利率法則較能適切說明央行的貨幣政策行為，並以匯率變動率作為門檻變數，外生給定匯率變動等於零時為門檻值後，進行非線性利率法則估計，結果顯示當新台幣面臨升值壓力時，央行採取寬鬆貨幣政策以減緩新台幣升值的力量；反之，當新台幣貶值時，央行則不阻貶，甚或可能推波助瀾地助貶。姚睿等 (2010) 利用台灣即時資料 (real-time data) 估計非對稱性的利率法則，其實證結果為，央行面對新台幣貶值時會調降短期利率，使貶值幅度擴大 (此與陳

旭昇與吳聰敏 (2010) 之結果吻合)，而在升值時的反應係數則不顯著。

然在考慮具有門檻效果的利率法則時，若一方面將匯率變動視為利率法則之內生解釋變數，一方面卻將門檻變數 (匯率變動) 之門檻值外生給定為零，而非由實際資料估計得到，則此假設可能較不具嚴謹性。同時 Kourtellos *et al.* (2007) 指出，在估計門檻模型時，若未考慮門檻變數具內生性時對模型估計的影響 (因央行調整利率時亦可能透過資本流動進而影響匯率)，則將使得門檻估計值以及模型參數之估計值不具一致性。

因此吳致寧等 (2011) 同樣以匯率變動率作為門檻變數，且採用 Kourtellos *et al.* (2007) 的建議，在模型內加入反轉米勒比率，以修正門檻變數為內生時所造成的問題，並同時放寬門檻估計值為外生給定之假設，改由實際資料估計門檻值。其實證結果顯示，不論在新台幣升值或貶值期間，央行皆採逆風向干預之貨幣政策，亦即在新台幣貶值期間，央行採取緊縮貨幣政策使利率上升，而在新台幣升值期間則採取寬鬆貨幣政策以使利率下降，以減緩新台幣貶值或升值之壓力。

吳致寧等 (2011) 採用兩區間之門檻模型來探討台灣央行的非線性利率法則，依其門

檻估計值將匯率變動區分「新台幣貶值加劇期間」與「新台幣升值或溫和貶值期間」兩種期間<sup>註3</sup>，使得該文解釋央行於新台幣升、貶值時所採取的政策反應會有侷限性。且如該文結論所言，就實務角度，央行在新台幣匯率小幅波動、新台幣大幅貶值及大幅升值三種不同情況下，可能採取不同的政策反應，根據央行理監事聯席會 (2011) 的觀點：「新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定，惟若有不規則因素 (如短期資金大量進出) 及季節因素，導致匯率過度波動與失序變化，不利經濟與金融穩定時，本行將維持外匯市場秩序。」，由此可以判斷維持匯率之「動態穩定」亦為央行貨幣政策的重要目標之一。

因此央行在新台幣匯率小幅波動、新台幣大幅貶值或升值時，可能會有不同的政策反應，是故非對稱之三區間利率門檻模型應為較合適之模型。本文因而嘗試延伸吳致寧等 (2011) 的作法，同樣考慮政策慣性假說 (policy inertia hypothesis) 和遺漏變數假說 (omitted variable hypothesis) 的精神，進一步將其門檻模型延伸為三區間之利率門檻模型，以深入探討央行利率法則的非線性行為。

## 參、模型設定

本文對央行利率反應函數之設定主要根據吳致寧等 (2011) 之作法，於模型中加入遺漏變數假說，且使用解釋變數以及門檻變數皆為內生之門檻模型。陳旭昇與吳聰敏 (2010) 指出，自1998年後以利率法則較能適切說明台灣央行的貨幣政策行為。且依據台灣的「中央銀行法」，維護對內與對外幣值之穩定為央行的任務之一，由此推測匯率穩定亦為台灣央行貨幣政策的重要目標，因此利率法則之設定除遵循泰勒法則 (Taylor (1993))，假設利率受到通膨缺口與產出缺口的影響外，亦考慮匯率變動對貨幣政策的影響<sup>註4</sup>。故本文設定央行採取的利率法則可寫成下式：

$$\tilde{R}_t = \tilde{R} + \gamma_r(E_t \pi_{t+k} - \tilde{\pi}) + \gamma_y(E_t y_t - \bar{y}_t) + \gamma_e(\Delta e_t) + \gamma_v cb_t, \quad (1)$$

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

其中  $\tilde{R}_t$  為利率目標值， $R_t$  為名目利率， $\tilde{\pi}$  為央行的通膨目標值， $\pi_{t+k}$  為第  $t$  期到第  $t+k$  期間的通貨膨脹率，且  $\pi_{t+k} = \log(CPI_{t+k} / CPI_t) \times 100$ ， $E_t \equiv E(\cdot | I_t)$  為條件期望值，代表央行在設定貨幣政策時已知的訊息集合  $I_t$ ， $y_t$  為實質產出之對數值， $\bar{y}_t$  為潛在產出之對數值，因此  $y_t - \bar{y}_t$  為產出缺口，而  $\pi_{t+k} - \tilde{\pi}$  為通膨缺口， $\Delta e_t$  為名目匯率變動。 $cb_t$  為經濟學家所遺漏的重要變數<sup>註5</sup>，如同吳致寧等 (2011)，本文假設

$cb_t = \tau_t + \zeta_t \tau_{t-1}$ ，亦即該遺漏變數具一階移動平均序列 (first-order moving average, MA(1)); 式 (2) 則隱含央行偏好緩慢調整利率，而非在當期充分反應，此即為政策慣性假說。

將式 (1) 代入式 (2)，並考量央行在新台幣大幅貶值 (區間1)、新台幣小幅升貶值 (區間2)、以及新台幣大幅升值 (區間3) 時會採取不同的貨幣政策，因此本文將模型擴充為非對稱之三區間利率內生門檻模型，即包括兩個內生門檻值 ( $\gamma_1$  與  $\gamma_2$ ) 之非線性利率法則，描述如下：

$$\text{區間1} \quad (3)$$

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + u_{1t}, \quad \Delta e_t > \gamma_1 > 0;$$

$$\text{區間2}$$

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + u_{2t}, \quad \gamma_2 \leq \Delta e_t \leq \gamma_1;$$

$$\text{區間3}$$

$$R_t = \delta_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 \pi_{t+k} + \delta_3 y_t^g + \delta_4 \Delta e_t + u_{3t}, \quad \Delta e_t < \gamma_2 < 0.$$

$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t.$$

其中， $y_t^g \equiv (y_t - \bar{y}_t)$ ，故  $y_t^g$  為產出缺口， $\gamma_1$  與  $\gamma_2$  為門檻值，且  $\gamma_1 > 0 > \gamma_2$ ， $X_t$  則為門檻變數 ( $\Delta e_t$ ) 之工具變數。由於本文主要目的在於探討央行在三種新台幣貶值或升值幅度區間裡不同的貨幣政策行為，因此以當期之名目匯率變動 ( $\Delta e_t$ ) 作為門檻變

數，然門檻變數  $\Delta e_t$  雖為可觀察到之變數，但門檻值  $\gamma_1$  與  $\gamma_2$  係為未知且待估的。此外，各估計式之誤差項  $u_{1t}$ ， $u_{2t}$  以及  $u_{3t}$  皆包含通貨膨脹缺口 ( $E_t \pi_{t+k} - \bar{\pi}$ ) 以及產出缺口 ( $E_t y_t - \bar{y}_t$ ) 的預測誤差項 (因此通膨率與產出缺口皆為內生)，且因  $u_{1t}$ ， $u_{2t}$  以及  $u_{3t}$  皆含有遺漏變數  $cb_t$ ，故皆包含一MA(1) 序列。

同時，我們假設誤差項  $u_{1t}$ ， $u_{2t}$ ， $u_{3t}$  與  $v_t$  服從聯合常態分配 (joint normal distribution)，且其共變異矩陣具有下列特性： $E(u_{1t} u_{2t}) = E(u_{2t} u_{3t}) = E(u_{1t} u_{3t}) = 0$ 、 $E(u_{it} v_t) = \sigma_{u_i, v} \neq 0$ ， $i = 1, 2, 3$ 、 $E(u_{it}) = 0$  且  $E(u_{it}^2) = \sigma_i^2$ ， $i = 1, 2, 3$ ，以及  $E(v_t^2) = \sigma_v^2$ ，在此將  $\sigma_v^2$  標準化為1。此顯示門檻變數  $\Delta e_t$  係為內生，且通膨率、產出缺口及匯率變動率為內生解釋變數，此外  $E_t(R_{t-1} u_{it}) \neq 0$ ，因此名目利率前期項亦為內生解釋變數。關於匯率變動率為內生的經濟意義為，利率下降或上升時，透過本國及外國資金的流動，將使本國貨幣貶值或升值。若假設  $E(u_{it} v_t) = 0$ ， $E(u_{it}^2) = \sigma_i^2$ ， $i = 1, 2, 3$ ，則上述模型轉變為三區間的門檻外生模型<sup>註6</sup>。

Kourtellos *et al.* (2007) 指出在門檻變數為內生的情況下，使用Caner 與Hansen (2004) 的方法估計，而忽略偏誤修正項時，將導致門檻值與模型參數的估計值不具一致性。因此本文參考Kourtellos *et al.* 推導三區間下的反轉米勒比率 (分別以  $\lambda_{1t}$ 、 $\lambda_{2t}$  以及  $\lambda_{3t}$  表示)，相關推導與證明過程參見附錄，加

入反轉米勒比率的三區間之利率門檻模型如下<sup>註7</sup>：

區間1 (4)

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \eta_{1t},$$

$$\Delta e_t > \gamma_1 > 0;$$

區間2

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \eta_{2t},$$

$$\gamma_2 \leq \Delta e_t \leq \gamma_1;$$

區間3

$$R_t = \delta_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 \pi_{t+k} + \delta_3 y_t^g + \delta_4 \Delta e_t + \delta_5 \lambda_{3t} + \eta_{3t},$$

$$\Delta e_t < \gamma_2 < 0.$$

$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t.$$

其中， $\lambda_{1t} = \frac{\phi(c_1)}{1 - \Phi(c_1)}$ ， $\lambda_{2t} = \frac{\phi(c_1) - \phi(c_2)}{\Phi(c_2) - \Phi(c_1)}$ ， $\lambda_{3t} = \frac{-\phi(c_2)}{\Phi(c_2)}$ ，且  $c_1 = \gamma_1 - X_t' \theta$ ； $c_2 = \gamma_2 - X_t' \theta$ ， $\phi(\bullet)$  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； $E(\eta_{it}^2) = \sigma_{\eta_i}^2$ ， $i = 1, 2, 3$ ； $E(\eta_{it} v_t) = 0$ ， $i = 1, 2, 3$ ，亦即  $\eta_{it}$  與  $v_t$  無關，因此門檻值  $\gamma_1$  與  $\gamma_2$  之估計值具有一致性。

式 (4) 分別說明新台幣大幅貶值 (區間1)、小幅升貶值 (區間2) 以及大幅升值 (區間3) 之下，名目利率前期項、通膨率、產出缺口及匯率變動率分別對名目利率的影響程度。在匯率變動率不變的情況下，當通膨率或產出缺口上升時，我們預期央行會採取緊縮性貨幣政策使利率上升，促使通膨率或產出缺口下降，亦即  $\alpha_i > 0$ ， $\beta_i > 0$ ， $\delta_i > 0$ ， $i = 2, 3$ ，代表央行採取抗通膨及反景氣循環之貨幣政策。

其次，根據央行理監事聯席會 (2011) 對

新台幣匯率的觀點，我們預期在新台幣大幅貶值期間 ( $\Delta e_t > \gamma_1 > 0$ )，央行會採取緊縮性貨幣政策引導利率上升，以達到抑止新台幣大幅貶值之目的；反之，在新台幣大幅升值期間 ( $\Delta e_t < \gamma_2 < 0$ )，央行會採取寬鬆性貨幣政策引導利率下降，以達到抑止新台幣大幅升值的目的；而在新台幣小幅升貶值期間 ( $\gamma_2 \leq \Delta e_t \leq \gamma_1$ )，央行則讓新台幣匯率由外匯市場供需決定。因此我們預期  $\alpha_4 > 0$ ，即在

新台幣大幅貶值期間，匯率貶值率增加1個百分點時，利率上升  $\alpha_4$  個百分點；且  $\delta_4 > 0$ ，代表在新台幣大幅升值期間，匯率升值率增加1個百分點時，利率下降  $\delta_4$  個百分點。然在新台幣小幅升貶值期間，央行對新台幣匯率變動不具任何反應，或反應甚小，因此  $\beta_4$  不顯著異於零或其絕對值相對於  $\alpha_4$  與  $\delta_4$  較小。

## 肆、模型之估計與檢定

由於估計式 (4) 之誤差項  $\eta_{1t}$ ， $\eta_{2t}$ ，與  $\eta_{3t}$  與各解釋變數  $R_{t-1}$ 、 $\pi_{t+k}$ 、 $y_t^g$  及  $\Delta e_t$  間具有相關性，而門檻變數  $\Delta e_t$  亦為內生，且兩個門檻值  $\gamma_1$  與  $\gamma_2$  為未知的，因此本文模型之估計方法與步驟主要參考Kourtellos *et al.* (2007) 的建議；同時，我們亦進行三區間之利率門檻模型的非線性檢定，以驗證非對稱之利率法則的存在。因此本節將簡述模型估計方法與非線性檢定之步驟如下。

### 一、模型之估計方法

1. 模型之內生變數包括：名目利率 ( $R_t$ )、產出缺口 ( $y_t^g$ )、通貨膨脹率 ( $\pi_{t+k}$ )，名目匯率變動率 ( $\Delta e_t$ )。首先以各內生變數之落後期作為工具變數，進而以內生變數對工具變數進行迴歸，以求得各內生變數之估計值 ( $\hat{R}_t$ 、 $\hat{y}_t^g$ 、 $\hat{\pi}_{t+k}$  及  $\Delta \hat{e}_t$ )。

關於工具變數之選擇，在此本文假設  $E_t(\pi_t \eta_{it}) \neq 0$ ， $i=1, 2, 3$ ，其經濟意涵為，一方面當期通膨率上升，使實質貨幣供給減少，帶動利率上升，同時央行為使物價穩定，亦採緊縮性貨幣政策，促使利率上升；而另一方面利率上升使得廠商投資成本增加，導致總需求及投資減少，將造成通膨的減緩，因此  $E_t(\pi_t \eta_{it}) \neq 0$ 。且因  $\eta_{it}$  包含一MA(1)序列，是故  $E_t(R_{t-1} \eta_{it}) \neq 0$ 、 $E_t(\pi_{t-1} \eta_{it}) \neq 0$ 、 $E_t(y_{t-1}^g \eta_{it}) \neq 0$  以及  $E_t(\Delta e_{t-1} \eta_{it}) \neq 0$ ， $i=1, 2, 3$ ，因此  $R_{t-1}$ 、 $y_{t-1}^g$ 、 $\pi_{t-1}$  及  $\Delta e_{t-1}$  不可為模型中的工具變數，亦即本文模型工具變數之選取應自落後2期開始，同時我們參考Clarida *et al.* (1998) 對工具變數落後期數之選取，放置落後2-6期、9期以及12期，亦即本文之工具變數：

$$X_t = (R_{t-2}, \dots, R_{t-6}, R_{t-9}, R_{t-12}, y_{t-2}^g, \dots, y_{t-6}^g, y_{t-9}^g, y_{t-12}^g, \pi_{t-2}, \dots, \pi_{t-6}, \pi_{t-9}, \pi_{t-12}, \Delta e_{t-2}, \dots, \Delta e_{t-6}, \Delta e_{t-9}, \Delta e_{t-12})^{\text{註8}}。$$

2. 以分格搜尋<sup>註9</sup>的方式，在兩個不同之可能門檻值  $\gamma_1$  與  $\gamma_2$  下，以最小平方方法估計門檻模型，並計算估計殘差之誤差平方和 (以下簡稱SSR( $\gamma$ ))，則門檻值之估計值 ( $\hat{\gamma}$ ) 為所有可能之門檻值中，使SSR最小之門檻值<sup>註10</sup>，亦即：

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma_1 \in \Gamma_1; \gamma_2 \in \Gamma_2} SSR(\gamma), \quad \gamma = \gamma_1, \gamma_2; \quad \hat{\gamma} = \hat{\gamma}_1, \hat{\gamma}_2,$$

其中， $\Gamma_1$  與  $\Gamma_2$  為門檻值之可能集合。

3. 最後依據所求得之門檻估計值 ( $\hat{\gamma}_1$  與  $\hat{\gamma}_2$ )，估計三個偏誤修正項，並將樣本區分為三個次樣本，再分別以GMM進行內生門檻模型參數之估計。

## 二、模型之非線性檢定

為驗證利率內生門檻模型的存在，我們需進行非線性檢定。在解釋變數具內生性的情況下，可藉由Caner與Hansen (2004) 提出的非線性檢定法，估計不同門檻值下的瓦德統計量 (Wald test) 的上界 (以下以supW表示)，並藉由模擬分析來模擬supW之有限樣本分配進行檢定。由於Caner與Hansen (2004) 一文係提供具單一門檻值的檢定方法，本文則嘗試拓展為具兩個門檻值的非線性檢定。根據式 (4) 門檻模型，倘若虛無假設 $H_0: \alpha_i = \beta_i = \delta_i, i = 0, \dots, 5$ 成立，則非對稱之三區間利率門檻模型將退化為線性模型。非線性檢定步驟如下：

1. 令  $\gamma_1 \in \Gamma_1, \gamma_2 \in \Gamma_2$ ，並將樣本分割成三個次樣本，再分別以GMM估計式(4)之

參數，可得  $\hat{\alpha}(\gamma_1, \gamma_2) = (\hat{\alpha}_1(\gamma_1, \gamma_2), \dots, \hat{\alpha}_5(\gamma_1, \gamma_2))$ ， $\hat{\beta}(\gamma_1, \gamma_2) = (\hat{\beta}_1(\gamma_1, \gamma_2), \dots, \hat{\beta}_5(\gamma_1, \gamma_2))$ ， $\hat{\delta}(\gamma_1, \gamma_2) = (\hat{\delta}_1(\gamma_1, \gamma_2), \dots, \hat{\delta}_5(\gamma_1, \gamma_2))$ ，以及  $\hat{\alpha}(\gamma_1, \gamma_2)$ 、 $\hat{\beta}(\gamma_1, \gamma_2)$  與  $\hat{\delta}(\gamma_1, \gamma_2)$  之共變異矩陣  $V(\hat{\alpha}(\gamma_1, \gamma_2))$ 、 $V(\hat{\beta}(\gamma_1, \gamma_2))$ 、 $V(\hat{\delta}(\gamma_1, \gamma_2))$ ，以及估計殘差  $\hat{\eta}_i(\gamma_1, \gamma_2)$ 。在此固定之  $\gamma_1$  與  $\gamma_2$  下，瓦德統計量之矩陣形式可表示為 (以下以  $W_n$  表示)：

$$W_n = \begin{bmatrix} \hat{\alpha}(\gamma_1, \gamma_2) - \hat{\beta}(\gamma_1, \gamma_2) \\ \hat{\alpha}(\gamma_1, \gamma_2) - \hat{\delta}(\gamma_1, \gamma_2) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V(\hat{\alpha}(\gamma_1, \gamma_2)) + V(\hat{\beta}(\gamma_1, \gamma_2)) \\ V(\hat{\alpha}(\gamma_1, \gamma_2)) \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \hat{\alpha}(\gamma_1, \gamma_2) - \hat{\beta}(\gamma_1, \gamma_2) \\ \hat{\alpha}(\gamma_1, \gamma_2) - \hat{\delta}(\gamma_1, \gamma_2) \end{bmatrix}.$$

2. 其次，我們在不同之門檻值  $\gamma_1$  與  $\gamma_2$  下估計不同之  $W_n$  值，並以最大之  $W_n$  值做為檢定虛無假設  $H_0$  之統計量，亦即：

$$\sup W = \sup_{\gamma_1 \in \Gamma_1; \gamma_2 \in \Gamma_2} W_n(\gamma_1, \gamma_2) \quad (5)$$

3. 最後，我們模擬supW之有限樣本分配，模擬步驟簡述如下：

(1) 首先自標準常態分配 $N(0,1)$  中抽取隨機變數  $\theta_i$ 。

(2) 在固定之  $\gamma_1$  與  $\gamma_2$  下，令  $R_i^* = \hat{\eta}_i(\gamma_1, \gamma_2) \cdot \theta_i$ ，則  $R_i^*$  為實際利率值  $R_i$  之模擬值，其中  $\hat{\eta}_i(\gamma_1, \gamma_2)$  為前述之估計殘差值。

(3) 透過  $R_i^*$ ， $R_{i-1}^*$ ，以及相關解釋變數通膨率、產出缺口、匯率變動率等，重新估計式 (4)，可得  $\hat{\alpha}^*(\gamma_1, \gamma_2)$ ， $\hat{\beta}^*(\gamma_1, \gamma_2)$ ， $\hat{\delta}^*(\gamma_1, \gamma_2)$ ，以及共變異矩陣  $V(\hat{\alpha}^*(\gamma_1, \gamma_2))$ 、 $V(\hat{\beta}^*(\gamma_1, \gamma_2))$ 、 $V(\hat{\delta}^*(\gamma_1, \gamma_2))$ ，進而可求得瓦德統計量之模擬值：

$$\tilde{W}_n = \begin{bmatrix} \hat{\alpha}^*(\gamma_1, \gamma_2) - \hat{\beta}^*(\gamma_1, \gamma_2) \\ \hat{\alpha}^*(\gamma_1, \gamma_2) - \hat{\delta}^*(\gamma_1, \gamma_2) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} N(\hat{\alpha}^*(\gamma_1, \gamma_2)) + N(\hat{\beta}^*(\gamma_1, \gamma_2)) \\ N(\hat{\alpha}^*(\gamma_1, \gamma_2)) \\ N(\hat{\alpha}^*(\gamma_1, \gamma_2)) \\ N(\hat{\delta}^*(\gamma_1, \gamma_2)) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\alpha}^*(\gamma_1, \gamma_2) - \hat{\beta}^*(\gamma_1, \gamma_2) \\ \hat{\alpha}^*(\gamma_1, \gamma_2) - \hat{\delta}^*(\gamma_1, \gamma_2) \end{bmatrix}.$$

(4) 在不同之  $\gamma_1$  與  $\gamma_2$  下，重覆步

驟 (2) 至 (3) 可計算出  $\sup W$  之模擬值：

$$\sup \tilde{W} = \sup_{\gamma_1 \in \Gamma_1; \gamma_2 \in \Gamma_2} \tilde{W}_n(\gamma_1, \gamma_2).$$

(5) 重覆步驟 (1) 至(4) 共1000次可得到

$\sup W$  之有限樣本分配。

## 伍、實證分析

### 一、實證資料來源

本文之資料期間為1998年1月至2011年3月，資料型態為月資料<sup>註11</sup>，資料來源主要為主計處PC-AXIS多維總體統計資料庫、AREMOS資料庫，以及中央銀行網站。由於隔夜拆款利率較能夠反應央行政策的訊息，亦為央行重視的目標利率之一，故我們以此做為利率之代理變數。其他相關資料包括，經濟部發佈之季調後的工業生產指數 (Y)、消費者物價指數 (CPI)<sup>註12</sup> 以及新台幣兌美元匯率 (E)。

於估計時，本文將取對數後的工業生產指數 ( $y_t$ ) 作為實質所得的代理變數，並透過Hodrick-Prescott 濾器 (filter)，求算出潛在產出對數值 ( $\bar{y}_t$ )，進而求得產出缺口  $y_t^s = (y_t - \bar{y}_t)$ ；而匯率的部分，因考量到匯率月變動幅度較小，央行對匯率月變動的反應可能不甚明顯，因此本文以本期匯率相對前3個月之匯率變動 (即為季變動)<sup>註13</sup>，以此匯率變動率作為解釋變數以及門檻變數。

### 二、實證結果

#### 1. 單根檢定

在進行實證前，本文先對主要實證變數進行單根檢定，包括名目利率 ( $R_t$ )、產出缺口 ( $y_t^s$ )、通貨膨脹率 ( $\pi_{t+k}$ )，以及名目匯率變動率 ( $\Delta e_t$ )，至於通貨膨脹率的部分，我們同時考慮  $k=3, 6, 9, 12$ ，亦即央行關心未來一季、兩季、三季以及一年的通貨膨脹率。根據圖1可判斷，產出缺口、通貨膨脹率，以及名目匯率變動率之時間序列應不含趨勢項，此三種變數之單根檢定結果列於表1，其檢定結果顯示該變數皆不具單根。然而，名目利率較無法確定是否含有固定趨勢項，因此本文根據Enders (2004) 建議的單根檢定過程進行檢定，以避免放置多餘的趨勢項或截距項，而影響到單根檢定的檢定力<sup>註14</sup>。根據表2的檢定結果，因名目利率無法拒絕虛無假設 (1) 至 (4) 之檢定，故名目利率不含有趨勢項以及截距項，且棄卻虛無假設 (5) 即該序列為單根之檢定。由此我們可判斷三區間之利率門檻模型中，所有變數皆具恆定性。

圖1 名目利率 ( $R_t$ )，產出缺口 ( $y_t^g$ )，名目匯率變動率 ( $\Delta e_t$ )，以及通貨膨脹率 ( $\pi_{t+k}$ )

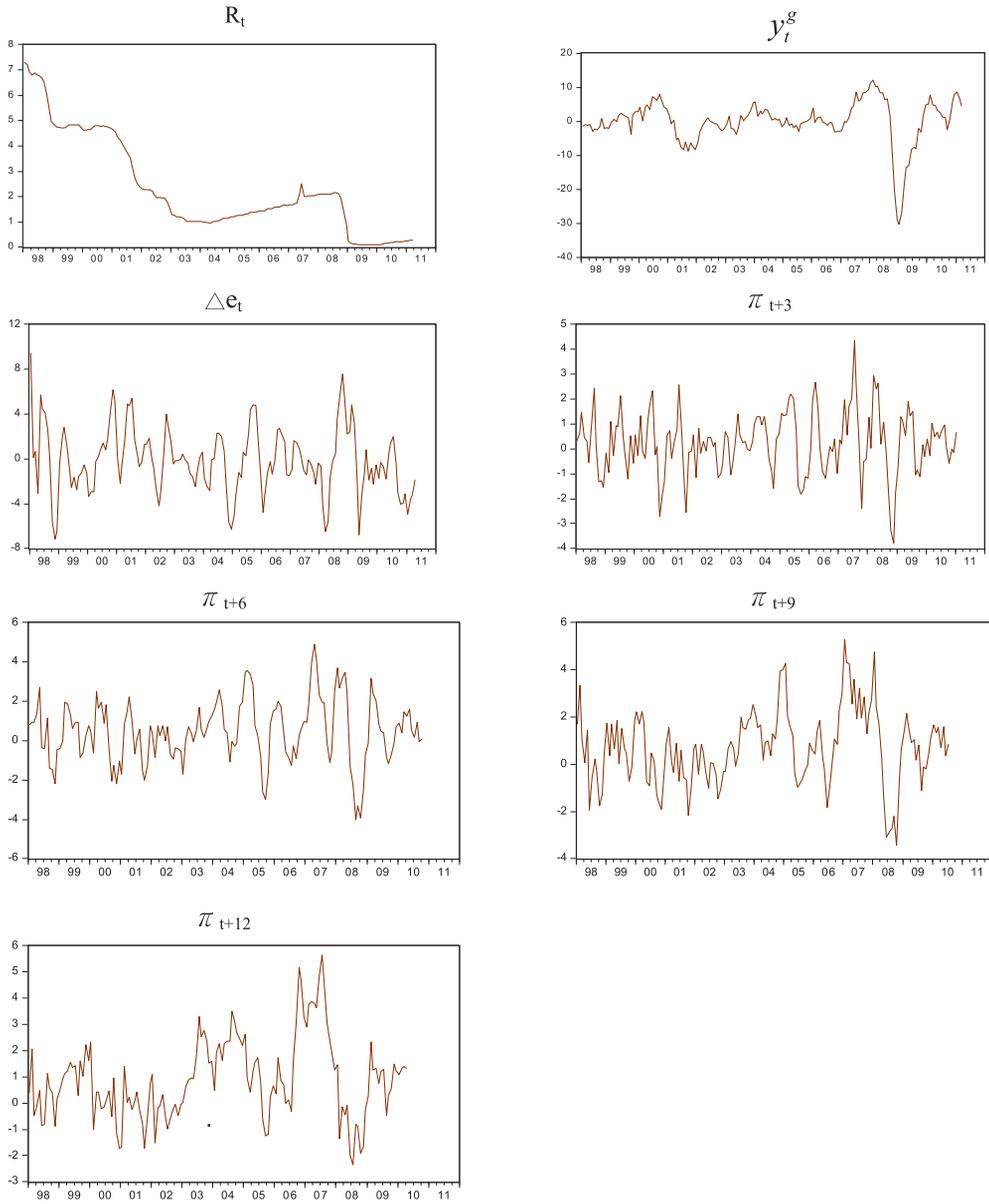


表1 單根檢定

變數	檢定統計值 (含截距項不含趨勢項)			檢定統計值 (不含截距項)	
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP
$y_t^g$	-4.24***	-3.19**	0.03	-4.25***	-3.19**
$\Delta e_t$	-5.36***	-5.70***	0.16	-5.38***	-5.70***
$\pi_{t+3}$	-8.88***	-6.24***	0.05	-3.20***	-6.40***
$\pi_{t+6}$	-4.27**	-5.25***	0.09	-3.51**	-5.15***
$\pi_{t+9}$	-4.82***	-4.82***	0.14	-4.33***	-4.46***
$\pi_{t+12}$	-3.62***	-4.46***	0.15	-2.49***	-3.45***

註：1. 「\*」為顯著水準10%下顯著，「\*\*」為顯著水準5%下顯著，「\*\*\*」為顯著水準1%下顯著。

2. ADF與PP之虛無假設為序列具有單根，KPSS之虛無假設則為序列具恆定性。

表2 Enders (2004)建議之單根檢定步驟-名目利率

模型估計式		虛無假設	檢定 統計值	臨界值 5%	臨界值 1%	檢定結果
含截距項 與趨勢項	$\Delta R_t = a_0 + \gamma R_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta R_{t-i+1} + \varepsilon_t$	(1) $\gamma = 0$	-2.06	-3.45	-4.04	無法拒絕 單根
		(2) $\gamma = a_2 = 0$	3.05	6.49	8.73	序列不具 趨勢項
含截距項且 不含趨勢項	$\Delta R_t = a_0 + \gamma R_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta R_{t-i+1} + \varepsilon_t$	(3) $\gamma = 0$	-2.22	-2.89	-3.51	無法拒絕 單根
		(4) $\gamma = a_0 = 0$	3.94	4.71	6.70	序列不具 截距項
不含截距項與 不含趨勢項	$\Delta R_t = \gamma R_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta R_{t-i+1} + \varepsilon_t$	(5) $\gamma = 0$	-2.78***	-1.95	-2.60	拒絕單根

註1：「\*」為顯著水準10%下顯著，「\*\*」為顯著水準5%下顯著，「\*\*\*」為顯著水準1%下顯著。

註2：臨界值參見Enders(2004)第183頁。

註3：p為由SIC (Schwarz Information Criterion) 準則選出的最適落後項，其中p=8。

## 2. 前期利率變數 ( $R_{t-1}$ ) 之內生性檢定

由於本文模型同時考慮了遺漏變數假說及政策慣性假說，因此誤差項包含一MA(1)序列，使得利率法則中的前期利率變數( $R_{t-1}$ )為內生變數，於是我們在進行模型估計時，工具變數的放置需從落後兩期開始。因此，為驗證  $R_{t-1}$  是否具內生性，本文以Durbin-Wu-Hausman (DWH) 進行檢定。

首先，將利率法則表示為， $R_t = \delta_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 \pi_{t+k} + \delta_3 y_t^g + \delta_4 \Delta e_t + u_t$ ，且  $u_t$  為包含一階移動平均  $cb_t$  之誤差項，因此， $R_{t-1}$ 、 $\pi_{t+k}$ 、 $y_t^g$  及  $\Delta e_t$  均為內生變數，此時模型之工具變數為  $X_t$ ，且令  $\hat{\delta} = (\hat{\delta}_0, \hat{\delta}_1, \hat{\delta}_2, \hat{\delta}_3, \hat{\delta}_4)'$ ，並可得到估計值  $\hat{\delta}^c$  及  $\text{Var}(\hat{\delta}^c)$ 。而在虛無假設  $H_0$ :  $R_{t-1}$  為外生的情況下，模型之工具變數改為  $F_t = (X_t', R_{t-1}, \pi_{t-1}, y_{t-1}^g, \Delta e_{t-1})'$ ，則可得到估

計值  $\hat{\delta}^e$  及  $\text{Var}(\hat{\delta}^e)$ 。其中， $\hat{\delta}^c$  與  $\hat{\delta}^e$  在  $H_0$  下皆具一致性，但  $\hat{\delta}^c$  較不具效率性，即  $\text{Var}(\hat{\delta}^c)$  大於  $\text{Var}(\hat{\delta}^e)$ ；而在  $H_1$  下， $\hat{\delta}^e$  不具一致性， $\hat{\delta}^c$  則仍具一致性。因此DWH檢定統計量可表示為：

$$\text{DWH} = (\hat{\delta}^c - \hat{\delta}^e)' [\text{Var}(\hat{\delta}^c) - \text{Var}(\hat{\delta}^e)]^{-1} (\hat{\delta}^c - \hat{\delta}^e)$$
，且其服從自由度等於1之卡方分配。惟檢定時若以GMM估計，檢定結果可能出現負值之情況<sup>註15</sup>，因此本文以兩階段最小平方法進

行估計，以確保DWH檢定值為正數。表3顯示，在1%之顯著水準下，不論  $k=3$ 、 $k=6$ 、 $k=9$  以及  $k=12$  時，皆棄卻  $R_{t-1}$  為外生變數之虛無假設。然而，為謹慎起見，本文將納入遺漏變數假說及政策慣性假說之模型視為基本模型 (即式 (4))，除了於第3節進行基本模型之實證分析外，亦於第5節嘗試移除遺漏變數假說模型之實證分析 (即假設  $R_{t-1}$  具外生性)，以探討實證結果之穩健性。

表3  $R_{t-1}$ 之內生性檢定  
虛無假設  $H_0: R_{t-1}$  具外生性。

	$k=3$	$k=6$	$k=9$	$k=12$
DWH	10.17***	11.07***	9.29***	11.16***
P-value	0.001	0.001	0.002	0.001

註：1. 「\*」為顯著水準10%下顯著，「\*\*」為顯著水準5%下顯著，「\*\*\*」為顯著水準1%下顯著。

2. DWH統計量在虛無假設為真時，服從自由度等於1之卡方分配。

### 3. 三區間之利率門檻模型估計結果

我們將三區間之利率門檻模型式 (4) 之估計結果列於表4。當  $k=3$  時，亦即央行關心未來一季的通貨膨脹率，實證估計結果歸納如下：

(1) 在三個不同區間中，名目利率前期項、通膨率以及產出缺口的係數估計值 ( $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i, \hat{\delta}_i, i=1, 2, 3$ ) 皆為正值，符合理論預期，顯示不論匯率變動率在何種區間，央行皆採平滑調整之貨幣政策，且產出缺口或通膨率上升時，央行亦採反景氣循環以及抗通膨之貨幣政策使利率上升。

(2) 由匯率變動率對利率的影響結果顯

示，央行在不同區間會有不同的政策反應：在新台幣大幅貶值時 (區間1) 時，匯率變動率之係數估計值 ( $\hat{\alpha}_4$ ) 顯著為正，顯示央行在其他情況不變且新台幣大幅貶值時，會採取緊縮性貨幣政策引導利率上升，以減緩新台幣的貶值壓力；在新台幣大幅升值 (區間3) 時，其係數估計值 ( $\hat{\delta}_4$ ) 亦顯著為正，顯示央行在其他情況不變且新台幣大幅升值時，會採取寬鬆貨幣政策，促使利率下降，以減緩新台幣的升值壓力；然而在新台幣小幅升貶值期間 (區間2)，匯率變動率之係數估計值 ( $\hat{\beta}_4$ ) 則不顯著，顯示央行在新台幣小幅升貶值期間，對於匯率變動率幾無反應<sup>註16</sup>。

表4 門檻模型估計

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \eta_{1t}, \quad \Delta e_t > \gamma_1 > 0;$$

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \eta_{2t}, \quad \gamma_2 \leq \Delta e_t \leq \gamma_1;$$

$$R_t = \delta_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 \pi_{t+k} + \delta_3 y_t^g + \delta_4 \Delta e_t + \delta_5 \lambda_{3t} + \eta_{3t}, \quad \Delta e_t < \gamma_2 < 0.$$

$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t$$

	k=3		k=6		k=9		k=12	
區間1								
$\hat{\alpha}_0$	-0.118	(0.000)***	-0.148	(0.000)***	-0.204	(0.000)***	-0.204	(0.000)***
$\hat{\alpha}_1$	0.982	(0.000)***	0.965	(0.000)***	0.984	(0.000)***	0.994	(0.000)***
$\hat{\alpha}_2$	0.040	(0.000)***	0.069	(0.000)***	0.079	(0.000)***	0.051	(0.000)***
$\hat{\alpha}_3$	0.016	(0.000)***	0.019	(0.000)***	0.018	(0.000)***	0.015	(0.000)***
$\hat{\alpha}_4$	0.046	(0.000)***	0.072	(0.000)***	0.060	(0.000)***	0.055	(0.000)***
$\hat{\alpha}_5$	0.013	(0.032)**	0.032	(0.000)***	0.044	(0.000)***	0.005	(0.117)
$J_1$	15.331	(0.911)	14.554	(0.933)	14.006	(0.947)	15.393	(0.909)
樣本數	39		39		38		38	
區間2								
$\hat{\beta}_0$	0.019	(0.302)	0.015	(0.274)	0.021	(0.048)**	(0.006)	(0.714)
$\hat{\beta}_1$	0.975	(0.000)***	0.974	(0.000)***	0.975	(0.000)***	0.979	(0.000)***
$\hat{\beta}_2$	0.050	(0.000)***	0.027	(0.000)***	0.009	(0.020)**	0.029	(0.000)***
$\hat{\beta}_3$	0.007	(0.004)***	0.010	(0.000)***	0.011	(0.000)***	0.010	(0.000)***
$\hat{\beta}_4$	-0.002	(0.915)	0.008	(0.539)	0.008	(0.442)	-0.010	(0.449)
$\hat{\beta}_5$	-0.036	(0.003)***	-0.031	(0.000)***	-0.018	(0.000)***	-0.033	(0.000)***
$J_2$	16.013	(0.888)	19.292	(0.736)	20.476	(0.669)	18.371	(0.785)
樣本數	66		66		65		62	
區間3								
$\hat{\delta}_0$	0.061	(0.000)***	0.029	(0.037)**	0.055	(0.000)***	0.091	(0.001)***
$\hat{\delta}_1$	0.973	(0.000)***	0.970	(0.000)***	0.968	(0.000)***	0.966	(0.000)***
$\hat{\delta}_2$	0.003	(0.591)	0.039	(0.000)***	0.000	(0.977)	-0.017	(0.030)**
$\hat{\delta}_3$	0.002	(0.053)*	0.000	(0.662)	0.003	(0.000)***	0.002	(0.011)**
$\hat{\delta}_4$	0.018	(0.002)***	0.024	(0.000)***	0.016	(0.005)***	0.017	(0.031)**
$\hat{\delta}_5$	-0.013	(0.157)	-0.023	(0.007)***	-0.018	(0.062)*	-0.014	(0.121)
$J_3$	16.765	(0.859)	17.032	(0.847)	15.035	(0.920)	14.903	(0.924)
樣本數	51		48		47		47	
$\hat{\gamma}_1$	1.595		1.595		1.595		1.595	
$\hat{\gamma}_2$	-1.247		-1.247		-1.247		-1.241	

註：括號內的數字為p值。X<sub>t</sub>為工具變數，包括內生變數R<sub>t</sub>、y<sub>t</sub><sup>g</sup>、π<sub>t</sub>及Δe<sub>t</sub>之落後2-6期、9期以及12期之變數。

$\lambda_{1t} = \frac{\phi(c_1)}{1 - \Phi(c_1)}$ ,  $\lambda_{2t} = \frac{\phi(c_1) - \phi(c_2)}{\Phi(c_2) - \Phi(c_1)}$ ,  $\lambda_{3t} = \frac{-\phi(c_2)}{\Phi(c_2)}$  為反轉米勒比率之偏誤修正項，其中φ(•)與Φ(•)分別為常態分配之機率密度函數與累積機率密度函數。J<sub>1</sub>、J<sub>2</sub>與J<sub>3</sub>分別為在Δe<sub>t</sub> > γ<sub>1</sub> > 0、γ<sub>2</sub> ≤ Δe<sub>t</sub> ≤ γ<sub>1</sub>與Δe<sub>t</sub> < γ<sub>2</sub> < 0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。

(3) 匯率變動率的兩個門檻值分別為  $\hat{\gamma}_1 = 1.595$  以及  $\hat{\gamma}_2 = -1.247$  (且區間1的樣本數小於區間3的樣本數), 這意涵央行在新台幣升值或貶值時的容忍度略為不同, 此與Pontines與Rajan (2008)的實證結論類似, 可能說明新興亞洲國家對升值帶來的壓力(影響出口)之重視程度, 大於貶值時帶來的壓力(造成輸入性通膨)。此外, 在新台幣大幅貶值期間與大幅升值期間, 匯率變動率對利率的係數估計值分別為  $\hat{\alpha}_4 = 0.046$  與  $\hat{\delta}_4 = 0.018$ , 此結果顯示央行在新台幣大幅貶值時對匯率變動的反應較大, 可能係因區間1的門檻值高於區間3的門檻絕對值, 使得央行在區間1面對的貶值幅度已相對較大, 因而反應較大。

此外, 當  $k = 6、9、12$  時, 實證結果與  $k = 3$  之結論大致相同, 皆顯示在新台幣小幅升貶值期間, 匯率變動率對利率的影響不顯著, 且央行對新台幣升值或貶值的容忍度略為不同。同時, 除了  $k = 12$  的區間3外<sup>註17</sup>, 名目利率前期項、產出缺口及通膨率對利率的

影響皆符合理論預期。

綜合上述結果可推論, 本文之實證結果大致與央行理監事會的觀點一致<sup>註18</sup>, 即央行在新台幣大幅升貶值時, 會採取適當的貨幣政策以引導利率下降或上升, 以抑制匯率波動過大, 達成「動態穩定」之目標。此外, 因我國貿易依存度高, 經濟成長高度仰賴出口的表現, 因此為維持出口商品在國際市場的競爭力, 央行在新台幣升值或貶值時的容忍度略為不同。

#### 4. 非線性檢定結果

其次, 我們利用前一節提及之非線性檢定式 (式(5)), 來檢定虛無假設  $H_0: \alpha_i = \beta_i = \delta_i, i = 0, \dots, 5$  是否成立。表5之實證結果顯示, 除了  $k = 9$  外, 瓦德統計量之最大值  $\text{sup}W$  在顯著水準 10% 下, 皆棄卻前述虛無假設。因此在  $k = 3、6、12$  時, 即線性模型被棄卻的前提下, 三區間之利率門檻模型之實證結論大致具有穩健性。

表5 利率法則之非線性檢定

虛無假設  $H_0: \alpha_i = \beta_i = \delta_i, i=0, \dots, 5$

	$k=3$	$k=6$	$k=9$	$k=12$
sup W	424	404	600	820
P-value	0.019	0.049	0.182	0.053

註：本文以第肆章第二節之模擬方法來模擬  $\text{sup}W$  統計量之有限樣本分配。

#### 5. 三區間利率門檻模型之實證穩健性分析

由於前述之實證結果係根據下列前提假

設 (即基本模型設定): (1) 假設門檻變數為本期匯率變動率; (2) 將遺漏變數假說代入貨幣政策模型中, 並假設估計式 (4) 中各誤差

項包含一MA(1) 序列，因此工具變數之選取皆自落後2期開始；(3) 以隔夜拆款利率做為利率之代理變數。因此本小節我們嘗試更改相關假設或解釋變數，以探討前述結論是否因相關假設或變數之不同而改變，以此進行實證結果之穩健性分析。

首先，我們假設央行因應匯率變動進而調整利率之行為，存有時間落差，因此改以落後1期之匯率變動率 ( $\Delta e_{t-1}$ ) 做為門檻變數及解釋變數，而估計方法與前文所述大致相同，實證結果見表6。估計結果大致與基本模型一致，在三個不同區間的產出缺口與通膨率，兩者對利率的影響大致與理論預期相符<sup>註19</sup>，即央行採取反景氣循環及抗通膨之貨幣政策。而匯率變動率對利率之影響，在新台幣小幅升貶值期間 (區間2) 之係數估計值大都不顯著，或雖顯著為正值 ( $k=3$ 時)，但係數之絕對值大小明顯小於其他兩個區間，顯示在新台幣小幅升貶值期間，央行對匯率變動率較無反應。此外，根據兩個門檻估計值  $\gamma_1$  與  $|\gamma_2|$ ，顯示央行對新台幣升值或貶值的容忍度略為不同。

其次，在原先基本模型設定中，我們考量了遺漏變數假說，故於本小節，我們另亦嘗試模型設定中不考慮遺漏變數假說之狀況，亦即誤差項不包含一MA(1) 序列。模型之估計步驟皆與基本模型相同，惟工具變數落後期數之選取，基於基本模型之誤差項包含一MA(1) 序列，故工具變數中未放置落後

1期的內生變數，然當模型不考慮遺漏變數假說時，則工具變數需放入落後1期之內生變數，意指工具變數之落後期選擇改為放置落後1-6期、9期以及12期。

表7為模型不考慮遺漏變數假說後之估計結果，其結果大致與表4之結果一致。在三個不同區間中，相關解釋變數如產出缺口與通膨率，兩者對利率的影響大致與理論預期相符，除了  $k=6$  及  $k=12$  的區間3外<sup>註20</sup>，央行皆採取反景氣循環及抗通膨之貨幣政策法則。就匯率變動對利率影響而言，在小幅升貶值期間 (區間2) 的係數估計值皆不顯著，顯示在小幅升貶值期間，央行對匯率變動率較無反應。

最後，關於利率的代理變數，由於1-30天期次級市場商業本票利率的市場規模，較隔夜拆款利率為大，且亦為央行重視的目標利率之一；同時，央行亦可透過於公開市場發行可轉讓定期存單，調節市場資金，並引導市場利率變動。因此，本文亦嘗試改以1-30天期次級市場商業本票利率，以及1-90天期可轉讓定期存單利率作為利率之代理變數，表8與表9分別為其估計結果。估計結果皆顯示在新台幣小幅升貶值期間 (區間2)，匯率變動率對利率之影響皆不顯著，且央行對新台幣升值或貶值的容忍度較亦略為不同。此外，名目利率前期項、產出缺口及通膨率對利率的影響大致符合理論預期<sup>註21</sup>。

上述結果顯示即使將基本模型改以落

後1期之匯率變動率做為門檻變數及解釋變數、或不考慮遺漏變數假說、或改以1-30天期次級市場商業本票利率，以及1-90天期可轉讓定期存單利率為利率之代理變數，其實

證結果大都與基本模型類似，顯見央行原則上採取反景氣循環及抗通膨之貨幣政策，且維持匯率之「動態穩定」亦為央行貨幣政策重要目標之結論，皆具有實證上的穩健性。

## 陸、結 論

本文主要目的為延伸吳致寧等 (2011) 對台灣非線性利率法則之探討，由於該篇文章僅討論單一門檻值之兩區間利率門檻模型，然實務上，央行可能在新台幣大幅升值、大幅貶值以及小幅升貶值等不同情況下採取不同之貨幣政策。因此本文嘗試以具兩個門檻值之非對稱三區間利率門檻模型重新進行探討；同時為解決模型參數以及門檻值的估計值不具一致性，故而推導在三個區間下的反轉米勒比率。

三區間之利率門檻模型之實證結果，大致顯示：

(1) 不論在何種區間，央行採平滑調整之貨幣政策。而當產出缺口或通膨率上升時，央行亦採反景氣循環以及抗通膨之貨幣政策，使利率上升。

(2) 央行不論在新台幣大幅升值或大幅貶值期間皆採逆勢干預之貨幣政策，而在新台幣小幅升貶值時，央行則對匯率變動幾無反應。

(i) 本文實證結果顯示，央行在大幅升值或貶值期間皆採逆勢干預的貨幣政策，而非

單方面「阻升不阻貶」或「阻升助貶」的貨幣政策，此可能反映央行追求穩定匯率的行為。

(ii) 根據央行理監事聯席會 (2011) 的觀點：「新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定，惟若有不規則因素（如短期資金大量進出）及季節因素，導致匯率過度波動與失序變化，不利經濟與金融穩定時，本行將維持外匯市場秩序。」，而本文的實證結果大致與央行貨幣政策的觀點一致。

(3) 根據匯率變動率的兩個門檻估計值，顯示  $\gamma_1$  與  $|\gamma_2|$  略為不同。此與 Pontines 與 Rajan (2008) 的實證結論類似，可能說明新興亞洲國家對升值帶來的壓力(影響出口)之重視程度，大於貶值時帶來的壓力(造成輸入性通膨)。

此外，本文以更改相關假設或變數之方式，進行上述各項結論的穩健性分析，其實證結論大都與基本模型相同，顯見央行採取反景氣循環及抗通膨之貨幣政策，以及維持匯率「動態穩定」的政策目標之結論，皆具有實證上的穩健性。

表6 門檻模型估計 —  $\Delta e_{t-1}$  為門檻變數及解釋變數

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_{t-1} + \alpha_5 \lambda_{1t} + \eta_{1t}, \quad \Delta e_{t-1} > \gamma_1 > 0;$$

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_{t-1} + \beta_5 \lambda_{2t} + \eta_{2t}, \quad \gamma_2 \leq \Delta e_{t-1} \leq \gamma_1;$$

$$R_t = \delta_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 \pi_{t+k} + \delta_3 y_t^g + \delta_4 \Delta e_{t-1} + \delta_5 \lambda_{3t} + \eta_{3t}, \quad \Delta e_{t-1} < \gamma_2 < 0.$$

$$E(\Delta e_{t-1} \eta_{it}) \neq 0, \quad i=1,2,3$$

	k=3		k=6		k=9		k=12	
<b>區間1</b>								
$\hat{\alpha}_0$	-0.076	(0.000)***	-0.091	(0.000)***	-0.114	(0.000)***	-0.162	(0.000)***
$\hat{\alpha}_1$	0.957	(0.000)***	0.966	(0.000)***	0.975	(0.000)***	0.977	(0.000)***
$\hat{\alpha}_2$	0.059	(0.000)***	0.058	(0.000)***	0.050	(0.000)***	0.044	(0.000)***
$\hat{\alpha}_3$	0.018	(0.000)***	0.019	(0.000)***	0.017	(0.000)***	0.016	(0.000)***
$\hat{\alpha}_4$	0.052	(0.000)***	0.047	(0.000)***	0.037	(0.000)***	0.048	(0.000)***
$\hat{\alpha}_5$	0.041	(0.000)***	0.048	(0.000)***	0.051	(0.000)***	0.026	(0.000)***
$J_1$	15.469	(0.906)	14.481	(0.935)	13.889	(0.949)	14.609	(0.932)
樣本數	40		40		39		38	
<b>區間2</b>								
$\hat{\beta}_0$	0.027	(0.006)***	0.030	(0.002)***	0.048	(0.000)***	0.044	(0.007)***
$\hat{\beta}_1$	0.969	(0.000)***	0.969	(0.000)***	0.967	(0.000)***	0.968	(0.000)***
$\hat{\beta}_2$	0.040	(0.000)***	0.013	(0.030)**	-0.017	(0.013)**	-0.011	(0.291)
$\hat{\beta}_3$	0.007	(0.000)***	0.009	(0.000)***	0.011	(0.000)***	0.011	(0.000)***
$\hat{\beta}_4$	0.019	(0.041)**	0.015	(0.208)	0.001	(0.919)	-0.009	(0.557)
$\hat{\beta}_5$	-0.029	(0.000)***	-0.028	(0.028)**	-0.021	(0.109)	-0.031	(0.039)**
$J_2$	18.307	(0.788)	21.450	(0.612)	19.937	(0.700)	18.659	(0.770)
樣本數	71		71		69		68	
<b>區間3</b>								
$\hat{\delta}_0$	0.091	(0.006)***	0.048	(0.015)**	0.062	(0.008)***	0.069	(0.004)***
$\hat{\delta}_1$	0.990	(0.000)***	0.992	(0.000)***	0.983	(0.000)***	0.983	(0.000)***
$\hat{\delta}_2$	0.039	(0.001)***	0.036	(0.000)***	0.014	(0.008)***	0.020	(0.008)***
$\hat{\delta}_3$	0.002	(0.221)	-0.001	(0.379)	0.003	(0.002)***	0.004	(0.002)***
$\hat{\delta}_4$	0.033	(0.001)***	0.027	(0.000)***	0.019	(0.005)***	0.020	(0.002)***
$\hat{\delta}_5$	0.018	(0.128)	0.011	(0.121)	0.011	(0.093)*	0.023	(0.002)***
$J_3$	16.742	(0.859)	13.275	(0.961)	15.851	(0.893)	14.509	(0.934)
樣本數	45		42		42		41	
$\hat{\gamma}_1$	1.595		1.595		1.595		1.636	
$\hat{\gamma}_2$	-1.426		-1.426		-1.426		-1.426	

註：  $E(\Delta e_{t-1} \eta_{it}) \neq 0$ ，係因  $\eta_{it}$  具MA(1)序列，其餘同表4。

表7 門檻模型估計—不考慮遺漏變數假設

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \eta_{1t}, \quad \Delta e_t > \gamma_1 > 0;$$

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \eta_{2t}, \quad \gamma_2 \leq \Delta e_t \leq \gamma_1;$$

$$R_t = \delta_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 \pi_{t+k} + \delta_3 y_t^g + \delta_4 \Delta e_t + \delta_5 \lambda_{3t} + \eta_{3t}, \quad \Delta e_t < \gamma_2 < 0.$$

$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t$$

	k=3		k=6		k=9		k=12	
區間1								
$\hat{\alpha}_0$	-0.111	(0.000)***	-0.074	(0.000)***	-0.107	(0.000)***	-0.197	(0.000)***
$\hat{\alpha}_1$	0.981	(0.000)***	0.971	(0.000)***	0.988	(0.000)***	0.994	(0.000)***
$\hat{\alpha}_2$	0.041	(0.000)***	0.060	(0.000)***	0.063	(0.000)***	0.053	(0.000)***
$\hat{\alpha}_3$	0.016	(0.000)***	0.020	(0.000)***	0.019	(0.000)***	0.015	(0.000)***
$\hat{\alpha}_4$	0.046	(0.000)***	0.054	(0.000)***	0.042	(0.000)***	0.053	(0.000)***
$\hat{\alpha}_5$	0.011	(0.307)	0.009	(0.207)	0.007	(0.164)	0.004	(0.469)
$J_1$	15.651	(0.971)	15.609	(0.971)	14.814	(0.980)	15.663	(0.971)
樣本數	39		39		38		38	
區間2								
$\hat{\beta}_0$	0.014	(0.266)	-0.006	(0.618)	0.018	(0.082)*	-0.026	(0.045)**
$\hat{\beta}_1$	0.976	(0.000)***	0.981	(0.000)***	0.974	(0.000)***	0.983	(0.000)***
$\hat{\beta}_2$	0.044	(0.000)***	0.028	(0.000)***	0.017	(0.000)***	0.031	(0.000)***
$\hat{\beta}_3$	0.008	(0.000)***	0.009	(0.000)***	0.010	(0.000)***	0.011	(0.000)***
$\hat{\beta}_4$	-0.021	(0.123)	-0.006	(0.573)	-0.013	(0.128)	-0.010	(0.529)
$\hat{\beta}_5$	-0.028	(0.032)**	-0.019	(0.078)*	-0.031	(0.000)***	-0.013	(0.290)
$J_2$	21.616	(0.799)	21.222	(0.816)	23.538	(0.706)	22.445	(0.760)
樣本數	65		65		64		62	
區間3								
$\hat{\delta}_0$	0.114	(0.000)***	0.081	(0.003)***	0.109	(0.002)***	0.145	(0.001)***
$\hat{\delta}_1$	0.971	(0.000)***	0.977	(0.000)***	0.973	(0.000)***	0.968	(0.000)***
$\hat{\delta}_2$	0.004	(0.428)	0.039	(0.000)***	0.007	(0.264)	-0.018	(0.012)**
$\hat{\delta}_3$	0.001	(0.425)	-0.002	(0.056)*	0.001	(0.495)	0.002	(0.013)**
$\hat{\delta}_4$	0.027	(0.000)***	0.031	(0.001)***	0.029	(0.006)***	0.026	(0.004)***
$\hat{\delta}_5$	0.024	(0.007)***	0.031	(0.007)***	0.024	(0.105)	0.026	(0.007)***
$J_3$	17.533	(0.937)	20.248	(0.855)	17.939	(0.928)	15.956	(0.966)
樣本數	52		49		48		47	
$\hat{\gamma}_1$	1.595		1.595		1.595		1.595	
$\hat{\gamma}_2$	-1.241		-1.241		-1.241		-1.241	

註：GMM估計工具變數為內生變數  $R_t$ 、 $y_t^g$ 、 $\pi_t$  及  $\Delta e_t$  之落後1-6期、9期以及12期之變數。其餘同表4。

表8 門檻模型估計—利率為1-30天期次級市場商業本票利率

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \eta_{1t}, \quad \Delta e_t > \gamma_1 > 0;$$

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \eta_{2t}, \quad \gamma_2 \leq \Delta e_t \leq \gamma_1;$$

$$R_t = \delta_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 \pi_{t+k} + \delta_3 y_t^g + \delta_4 \Delta e_t + \delta_5 \lambda_{3t} + \eta_{3t}, \quad \Delta e_t < \gamma_2 < 0.$$

$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t$$

	k=3		k=6		k=9		k=12	
區間1								
$\hat{\alpha}_0$	-0.178	(0.000)***	-0.124	(0.005)***	-0.179	(0.001)***	-0.243	(0.000)***
$\hat{\alpha}_1$	0.987	(0.000)***	0.973	(0.000)***	0.990	(0.000)***	0.996	(0.000)***
$\hat{\alpha}_2$	0.028	(0.006)***	0.054	(0.000)***	0.044	(0.012)**	0.048	(0.000)***
$\hat{\alpha}_3$	0.016	(0.000)***	0.020	(0.000)***	0.018	(0.000)***	0.015	(0.000)***
$\hat{\alpha}_4$	0.060	(0.000)***	0.073	(0.000)***	0.057	(0.000)***	0.066	(0.000)***
$\hat{\alpha}_5$	0.023	(0.084)*	-0.007	(0.693)	0.021	(0.458)	0.012	(0.133)
$J_1$	14.695	(0.929)	13.270	(0.961)	13.194	(0.963)	15.419	(0.908)
樣本數	39		39		38		38	
區間2								
$\hat{\beta}_0$	0.026	(0.227)	0.033	(0.030)**	0.046	(0.001)***	0.033	(0.056)*
$\hat{\beta}_1$	0.971	(0.000)***	0.967	(0.000)***	0.963	(0.000)***	0.964	(0.000)***
$\hat{\beta}_2$	0.055	(0.000)***	0.029	(0.000)***	0.016	(0.000)***	0.023	(0.000)***
$\hat{\beta}_3$	0.009	(0.000)***	0.012	(0.000)***	0.012	(0.000)***	0.011	(0.000)***
$\hat{\beta}_4$	0.003	(0.901)	-0.007	(0.640)	-0.010	(0.456)	-0.015	(0.257)
$\hat{\beta}_5$	-0.029	(0.017)**	-0.042	(0.000)***	-0.048	(0.000)***	-0.050	(0.000)***
$J_2$	20.315	(0.679)	17.752	(0.815)	20.088	(0.692)	20.330	(0.678)
樣本數	66		66		65		62	
區間3								
$\hat{\delta}_0$	0.033	(0.098)*	0.010	(0.448)	0.024	(0.071)*	0.064	(0.001)***
$\hat{\delta}_1$	0.961	(0.000)***	0.963	(0.000)***	0.964	(0.000)***	0.958	(0.000)***
$\hat{\delta}_2$	0.020	(0.001)***	0.041	(0.000)***	0.016	(0.029)**	-0.008	(0.151)
$\hat{\delta}_3$	0.004	(0.000)***	0.002	(0.136)	0.004	(0.002)***	0.003	(0.001)***
$\hat{\delta}_4$	0.010	(0.049)**	0.024	(0.000)***	0.013	(0.029)**	0.013	(0.089)*
$\hat{\delta}_5$	-0.024	(0.007)***	-0.046	(0.000)***	-0.025	(0.010)***	-0.020	(0.032)**
$J_3$	17.041	(0.847)	17.455	(0.829)	15.432	(0.907)	16.853	(0.855)
樣本數	51		48		47		47	
$\hat{\gamma}_1$	1.595		1.595		1.595		1.595	
$\hat{\gamma}_2$	-1.247		-1.247		-1.247		-1.247	

註：同表4。

表9 門檻模型估計—利率為1-90天期可轉讓定期存單利率

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t+k} + \alpha_3 y_t^g + \alpha_4 \Delta e_t + \alpha_5 \lambda_{1t} + \eta_{1t}, \quad \Delta e_t > \gamma_1 > 0;$$

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 \pi_{t+k} + \beta_3 y_t^g + \beta_4 \Delta e_t + \beta_5 \lambda_{2t} + \eta_{2t}, \quad \gamma_2 \leq \Delta e_t \leq \gamma_1;$$

$$R_t = \delta_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 \pi_{t+k} + \delta_3 y_t^g + \delta_4 \Delta e_t + \delta_5 \lambda_{3t} + \eta_{3t}, \quad \Delta e_t < \gamma_2 < 0.$$

$$\Delta e_t = X_t' \theta + v_t$$

	k=3		k=6		k=9		k=12	
區間1								
$\hat{\alpha}_0$	-0.189	(0.000)***	-0.165	(0.000)***	-0.163	(0.000)***	-0.224	(0.000)***
$\hat{\alpha}_1$	0.986	(0.000)***	0.979	(0.000)***	0.989	(0.000)***	0.989	(0.000)***
$\hat{\alpha}_2$	0.019	(0.000)***	0.032	(0.000)***	0.024	(0.000)***	0.028	(0.000)***
$\hat{\alpha}_3$	0.014	(0.000)***	0.016	(0.000)***	0.015	(0.000)***	0.014	(0.000)***
$\hat{\alpha}_4$	0.051	(0.000)***	0.056	(0.000)***	0.044	(0.000)***	0.055	(0.000)***
$\hat{\alpha}_5$	0.052	(0.000)***	0.052	(0.000)***	0.035	(0.000)***	0.045	(0.000)***
$J_1$	15.786	(0.896)	15.296	(0.912)	14.050	(0.946)	14.608	(0.932)
樣本數	39		39		38		38	
區間2								
$\hat{\beta}_0$	0.014	(0.382)	0.000	(0.971)	-0.004	(0.725)	(0.032)	(0.038)**
$\hat{\beta}_1$	0.976	(0.000)***	0.981	(0.000)***	0.980	(0.000)***	0.983	(0.000)***
$\hat{\beta}_2$	0.032	(0.000)***	0.025	(0.000)***	0.015	(0.007)***	0.030	(0.000)***
$\hat{\beta}_3$	0.011	(0.000)***	0.011	(0.000)***	0.013	(0.000)***	0.014	(0.000)***
$\hat{\beta}_4$	-0.011	(0.582)	-0.012	(0.282)	0.008	(0.588)	0.013	(0.411)
$\hat{\beta}_5$	-0.034	(0.002)***	-0.027	(0.000)***	-0.025	(0.000)***	-0.035	(0.000)***
$J_2$	19.688	(0.714)	21.150	(0.630)	20.909	(0.644)	23.683	(0.480)
樣本數	66		66		65		63	
區間3								
$\hat{\delta}_0$	0.101	(0.001)***	0.064	(0.008)***	0.105	(0.000)***	0.103	(0.001)***
$\hat{\delta}_1$	0.955	(0.000)***	0.959	(0.000)***	0.962	(0.000)***	0.953	(0.000)***
$\hat{\delta}_2$	0.014	(0.052)*	0.030	(0.000)***	0.024	(0.000)***	0.003	(0.698)
$\hat{\delta}_3$	0.003	(0.003)***	0.001	(0.263)	0.003	(0.003)***	0.003	(0.011)**
$\hat{\delta}_4$	0.018	(0.036)**	0.019	(0.012)**	0.026	(0.001)***	0.016	(0.044)**
$\hat{\delta}_5$	0.005	(0.396)	-0.011	(0.148)	0.024	(0.001)***	0.002	(0.712)
$J_3$	16.958	(0.850)	16.948	(0.851)	16.524	(0.868)	16.360	(0.875)
樣本數	51		48		47		46	
$\hat{\gamma}_1$	1.595		1.595		1.595		1.595	
$\hat{\gamma}_2$	-1.247		-1.247		-1.247		-1.247	

註：同表4。

## 附 註

- (註1) Kourtellos et al. (2007) 證明在兩區間之門檻模型中加入反轉米勒比率，可修正原先因忽略門檻變數具內生性，而造成參數估計值不具一致性的結果。
- (註2) Kourtellos et al. (2007) 對於此一情況下，模型正確設定、估計方法以及估計式之大樣本性質有詳加討論。
- (註3) 吳致寧等 (2011) 所估計之門檻值 ( $\hat{\gamma}$ ) 為正值，匯率變動區分成「新台幣貶值加劇期間 ( $\Delta e_t > \hat{\gamma}$ )」與「新台幣升值 ( $\Delta e_t < 0$ ) 或溫和貶值 ( $\hat{\gamma} > \Delta e_t > 0$ ) 期間」對名目利率之影響。
- (註4) 陳旭昇與吳聰敏 (2010) 指出，央行可以「直接干預」與「間接干預」來干預匯市，前者係指央行直接進行外匯買賣，後者則指央行以貨幣政策間接干預匯率，兩者結果皆會造成利率變動，除非央行進行直接干預的同時，配合完全沖銷則對利率的影響才會抵銷。
- (註5) Rudebusch (2002,2006) 指出央行除了對通膨缺口及產出缺口做出反應外，亦可能對其他資訊進行反應，例如：市場崩盤 (market crash)、民眾預期等，因此利率法則中的誤差項  $cb_t$ ，包含了這些其他資訊。
- (註6) 門檻外生模型中各參數包含門檻值的估計方法參見Caner與Hansen (2004)。
- (註7) 作者非常感謝吳致寧理事對於本模型的指導與協助。
- (註8) 定義  $\pi_t = (p_t - p_{t-k}) \times 100$ ,  $k = 3, 6, 9, 12$ ，其中  $p_t$  為取對數後之價格指數水準。
- (註9) 參見 Caner 與 Hansen (2004)。
- (註10) Kourtellos et al. (2007) 證明以最小SSR法則找出門檻值估計值具一致性。
- (註11) 由於本文採三區間之利率門檻模型來探討央行的貨幣政策，因此若使用季資料則可能使各區間的樣本數過低，造成大樣本性質可能無法適用。因此考量樣本數充足與否之問題，本文以月資料之型態進行實證分析。
- (註12) 主計處的物價統計月報亦有公布季調後的消費者物價指數，若以該指數計算而得之通膨率進行估計，估計結果大都仍一致。
- (註13) 亦即我們假設央行關切較長期的匯率季變動，而非短期的月變動。我們亦有嘗試以匯率月變動率進行實證，其結果大致與匯率採季變動時相同，惟兩個門檻值之絕對值大小與季變動之結果不同，判斷可能是因為月變動在貶值區的波動相對小於季變動所致。
- (註14) Enders (2004) 建議的單根檢定過程為，先對限制較少的模型 (亦即序列同時含有趨勢項及截距項) 進行單根檢定，若無法拒絕單根，則再依序對模型是否應放入趨勢項及截距項進行檢定，因為放置多餘的趨勢項或截距項可能使單根檢定的檢定力變低，參見Enders (2004) 第213頁。
- (註15) 參見Baum, Shaffer and Stillman (2003)。
- (註16) 然而此也有可能係因，央行在匯率小幅波動區間採取完全沖銷的措施，而導致該係值估計值不顯著異於零 (感謝中央銀行優良著作評審人提供之意見)。而即便如此，本文之實證分析仍具有一定的參考價值，原因如下：其一，本文的實證結果仍顯示了不同區間下利率和匯率關係的變化，這足以顯示利率政策因應匯率變動時的不對稱行為。其二，依據央行理事會對新台幣匯率的觀點：「新台幣匯率原則上由外匯市場供需決定；惟匯率過度波動與失序變化，……，本行將維持外匯市場秩序。」，倘若央行按照上述所宣稱之原則進行匯率干預政策，則亦可判斷或合理猜測在小幅升貶值區間央行不會採取干預行為，故亦不需採取沖銷政策。
- (註17) 除 $k=12$ 的區間3，通膨率對利率的影響顯著為負外，其餘係數皆符合合理論預期。
- (註18) 本文之模型無法直接反映央行在外匯市場中的直接干預行為。
- (註19) 除 $k=6$ 區間3的產出缺口，以及 $k=9$ 和 $k=12$ 區間2的通膨率，對利率的影響為負向外，其餘係數皆符合合理論預期。

(註20) 除 $k=6$ 區間3的產出缺口，以及 $k=12$ 區間3的通膨率，兩者對利率的影響為負向且顯著外，其餘係數皆符合理論預期。

(註21) 在 $k=12$ 的區間3，通膨率對1-30天期次級市場商業本票利率的影響雖為負向，但不顯著。

## 參考文獻

- 中央銀行理監事聯席會議決議(2011)，中央銀行新聞稿123號，2011.6.30。
- 吳致寧、李慶男、張志揚、林依伶、陳佩玕與林雅淇 (2011)，「再論台灣非線性利率法則」，經濟論文，第三十九卷第三期，頁307-338。
- 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」，臺灣經濟預測與政策，第四十一卷第一期，頁85-119。
- 陳旭昇、吳聰敏 (2010)，「台灣貨幣政策法則之檢視」，經濟論文，第三十八卷第一期，頁33-59。
- Ball, Laurence (1999), "Policy Rules for Open Economics," in *Monetary Policy Rules*, ed. John B. Taylor. Chicago: University of Chicago Press, 127-156.
- Baum, C. F., Schaffer, M.E. and Stillman, S. (2003), "Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing," *The Stata Journal* 3, Number 1, 1-31.
- Caner, M. and B. E. Hansen (2004), "Instrumental Variable Estimation of A Threshold Model," *Econometric Theory*, 20, 813-843.
- Clarida, R., J. Gali and M. Gertler (1998), "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence," *European Economic Review*, 42, 1033-1067.
- Enders, W. (2004), "Applied Econometric Time Series," 2nd Edition. Wiley.
- 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.
- Kazanas, T. and E. Tzavalis (2009), "Threshold Models for Monetary Policy Rules for the Euro Area," *Working Paper*, Bank of Greece.
- Kourtellis, A., T. Stengos and C. M. Tan (2007), "THRET: Threshold Regression with Endogenous Threshold Variables," *Working Paper Series* 05-08, Rimini Centre for Economic Analysis.
- Kourtellis, A., T. Stengos and C. M. Tan (2010), "Do Institutions Rule? The Role of Heterogeneity in the Institutions vs. Geography Debate," *Economics Bulletin*, 30 (3), 1710-1719.
- Laitemo, K. and U. Soderstrom (2005), "Simple Monetary Policy Rules and Exchange Rate Uncertainty," *Journal of International Money and Finance*, 24, 481-507.
- Mohanty, M. S. and M. Klau (2004), "Monetary Policy Rules in Emerging Market Economics: Issues and Evidence," *BIS Working Papers*, No. 149.
- Pontines, V. and R. S. Rajan (2008), "'Fear of Appreciation' not 'Fear of Floating'?" Foreign Exchange Market Intervention in Emerging Asia," mimeo, November.
- 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.

- Srinivasan, N., V. Mahambare and M. Ramachandran (2009), "Preference Asymmetry and International Reserve Accretion in India," *Applied Economics Letters*, 16, 1543-1546.
- Svensson, L. E. O. (2000), "Open-Economy Inflation Targeting," *Journal of International Economics*, 50, 155-184.
- Taylor, J. B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice," Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39, 195-214.
- Taylor, J. B. (2001), "The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules," *American Economic Review*, 91, 263-267.

## 附錄 反轉米勒比率之偏誤修正項推導

根據Kourtellos *et al.* (2007)，本文三區間之利率門檻模型下的反轉米勒比率之偏誤修正項推導過程簡述如下：

本文將三個區間分別定義為：新台幣大幅貶值區  $\Delta e_t > \gamma_1 > 0$ ，新台幣小幅升值區  $\gamma_2 \leq \Delta e_t \leq \gamma_1$ ，以及新台幣大幅升值區  $\Delta e_t < \gamma_2 < 0$ ，因  $\Delta e_t = X'_t \theta + v_t$ ，故三個區間可分別重新定義為  $v_t > \gamma_1 - X'_t \theta$ 、 $\gamma_2 - X'_t \theta < v_t < \gamma_1 - X'_t \theta$  以及  $v_t < \gamma_2 - X'_t \theta$ 。且因為  $E(u_{1t} u_{2t}) = E(u_{2t} u_{3t}) = E(u_{1t} u_{3t}) = 0$ 、 $E(u_{it} v_t) = \sigma_{u_i v} \neq 0, i = 1, 2, 3$  以及  $E(v_t^2) = \sigma_v^2 = 1$ ，故我們可以透過標準轉換，找到變數  $\eta_{it} = u_{it} - \sigma_{u_i v} v_t$ ，使得  $E(\eta_{it} v_t) = 0, i = 1, 2, 3$ 。因此利率反應函數誤差項  $u_{it}$  與門檻變數估計式之誤差項的關係可重新定義為：

(1)  $u_{1t} = \kappa_1 v_t + \xi_{1t} = \kappa_1 \lambda_1 + \eta_{1t}$ ，其中  $\kappa_1 = \sigma_{u_{1v}}$ ， $\lambda_1$  為  $\gamma_1 - X'_t \theta$  的函數。

(2)  $u_{2t} = \kappa_2 v_t + \xi_{2t} = \kappa_2 \lambda_2 + \eta_{2t}$ ，其中  $\kappa_2 = \sigma_{u_{2v}}$ ， $\lambda_2$  為  $\gamma_1 - X'_t \theta$  與  $\gamma_2 - X'_t \theta$  的函數。

(3)  $u_{3t} = \kappa_3 v_t + \xi_{3t} = \kappa_3 \lambda_3 + \eta_{3t}$ ，其中  $\kappa_3 = \sigma_{u_{3v}}$ ， $\lambda_3$  為  $\gamma_2 - X'_t \theta$  的函數。

因  $\eta_{1t}$ 、 $\eta_{2t}$  及  $\eta_{3t}$  皆與  $v_t$  無關，且  $u_{1t}$ 、 $u_{2t}$ 、

$u_{3t}$  與  $v_t$  服從聯合常態分配，因此我們可推得  $u_{1t}$ 、 $u_{2t}$ 、與  $u_{3t}$  的條件期望值為：

$$E(u_{1t} | X_t, v_t > \gamma_1 - X'_t \theta) = \kappa_1 E(v_t | X_t, v_t > \gamma_1 - X'_t \theta) =$$

$$\kappa_1 \frac{\int_{\gamma_1 - X'_t \theta}^{\infty} v_t \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{v_t^2}{2}\right) dv_t}{1 - \Phi(\gamma_1 - X'_t \theta)} = \kappa_1 \frac{\phi(\gamma_1 - X'_t \theta)}{1 - \Phi(\gamma_1 - X'_t \theta)},$$

同理可推得，

$$E(u_{2t} | X_t, \gamma_2 - X'_t \theta < v_t < \gamma_1 - X'_t \theta) = \kappa_2 E(v_t | X_t,$$

$$\gamma_2 - X'_t \theta < v_t < \gamma_1 - X'_t \theta) = \kappa_2 \frac{\phi(\gamma_1 - X'_t \theta) - \phi(\gamma_2 - X'_t \theta)}{\Phi(\gamma_2 - X'_t \theta) - \Phi(\gamma_1 - X'_t \theta)},$$

以及， $E(u_{3t} | X_t, v_t < \gamma_2 - X'_t \theta) =$

$$\kappa_3 E(v_t | X_t, v_t < \gamma_2 - X'_t \theta) = \kappa_3 \frac{-\phi(\gamma_2 - X'_t \theta)}{\Phi(\gamma_2 - X'_t \theta)},$$

對應於式 (1) 至 (3)，可推得反轉米勒比率之偏誤修正項為：

$$\lambda_{1t} = \frac{\phi(\gamma_1 - X'_t \theta)}{1 - \Phi(\gamma_1 - X'_t \theta)}, \lambda_{2t} = \frac{\phi(\gamma_1 - X'_t \theta) - \phi(\gamma_2 - X'_t \theta)}{\Phi(\gamma_2 - X'_t \theta) - \Phi(\gamma_1 - X'_t \theta)},$$

$$\lambda_{3t} = \frac{-\phi(\gamma_2 - X'_t \theta)}{\Phi(\gamma_2 - X'_t \theta)}.$$

故而本文在加入反轉米勒比率之偏誤修正項後，式(4)之殘差項與門檻變數並無關係，即  $E(\eta_{it} v_t) = 0, i = 1, 2, 3$ ，因而解決門檻變數內生之問題，故本文推導之偏誤修正項滿足Caner and Hansen (2004, 頁819) 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。