

金融風險管理季刊
民95，第二卷，第四期，1-17

如何區分央行不同公開市場操作策略及其 對短天期利率的影響

Effect of Daily Open Market Operation on Short-term Interest Rate: Threshold Auto-regression Model

李卿企*

Chin Chi Lee

中原大學財務金融學系

Department of Finance, Chung Yuan Christian University

摘要

央行貨幣政策如何影響短期利率一直是學術界及業界所關心的議題。過去學者大都使用月資料，探討貨幣政策是否有流動性效果，然而業者關心的問題是央行每日的貨幣政策對短期利率的影響，而央行採用最頻繁的貨幣政策工具為公開市場操作，所以本文主要研究公開市場操作對短天期利率的影響。

沈中華、李卿企(2005)首次定義一公開市場操作指標 R 來區分不同公開市場操作策略，並探討對市場利率的影響。本文為該文之延伸，在該文對於公開市場操作指標 R 的門檻值並未有深入的探討，本文藉由門檻迴歸模型(Threshold auto-regression model)進一步估計公開市場操作指標 R 的門檻值，並將央行公開市場操作區分為積極的動態性公開市場操作、保守的動態性公開市場操作、部份沖銷的防禦性公開市場操作、完全沖銷的防禦性公開市場操作及反景氣循環下的動態性公開市場操作，同時探討在央行不同公開市場操作下對市場利率的影響。本文以央行定期存單的淨發行值為公開市場操作的代理變數，結果發現當央行進行部份沖銷的防禦性公開市場操作，則央行定期存單淨發行值對利率的影響係數為負的顯著。若央行進行的是完全沖銷的防禦性操作或保守型的動態操作，則央行定期存單淨發行值對利率的變動無顯著的影響。若央行進行的是積極的動態操作，則央行定期存單淨發行值對利率的變動有正向的影響，與流動性理論相符。

關鍵詞：公開市場操作、防禦性操作、流動性效果

JEL分類代號：E40, E52

* 本文感謝三位匿名審稿人及編輯委員的寶貴建議，使本文的內容更為充實，特此致謝。

** 作者通訊：李卿企，中壢市中北路200號，TEL：(03)256-5706，FAX：(03)265-5749，E-mail: chinchi@cycu.edu.tw。

Abstract

This study investigates the daily effects of open market operations on short-term interest rates. The net issue of central bank certificates of deposit (CD) functions as the open market operation instrument. First, employing a simple linear regression model, the benchmark model in this study, reveals counter-intuitive evidence that issuance of DC reduces the short-term interest rates. To resolve this puzzle, this study disentangles the effect of the defensive open market operation from that of the dynamic open market operation. This study further distinguishes defensive operations into partial and full sterilization. Dynamic operations are also distinguished into progressive and considerate operations. Based on a threshold auto-regression model, the following results are obtained. First, in the progressive dynamic operation regime, the interest rates respond positively to the net issue of central bank CD. Next, in the partial sterilization regime, the interest rate is inverse to the net issue of central bank CD. In the full sterilization and considerate dynamic operation regimes, the effects of the net issue of central bank CD on interest rate are insignificant.

Key Words: open market operation, defensive operation, liquidity effect, sterilization

JEL Classification: E40, E52

1. 前言

央行貨幣政策如何影響短期利率一直是學術界及業界所關心的議題。過去學者大都使用月資料，探討貨幣政策是否有流動性效果，即貨幣供給增加，利率是否會下降，例如 Leeper and Gordon (1992) 以貨幣基數為貨幣政策的代理變數，發現貨幣基數與短期利率兩者間的關係非常不穩，隨時間而有所不同，Friedman (1968) 及 Cagan (1972) 以貨幣供給量為貨幣政策的代理變數，發現貨幣供給量增加會使名目利率下降，Lucas (1990) 則發現只有未被預期的貨幣供給量增加才會使名目利率下

降，Pagan and Robertson (1995)，Strongin (1995) 以非借貸準備 (Nonborrowed Reserve, NBR) 為貨幣政策代理變數，前者發現 NBR 上升 1% 會導致利率下降 13 基本點，後者發現只要能判定非借貸準備的變動是來自需求面或供給面，則可估計出流動性效果。

上述研究使用的資料類型一般為月資料，然而業者更關心的問題是央行每日公開市場操作是否會造成短期利率的變動，央行總裁彭淮南¹說：「聯準會已經放棄重貼現率，央行也一樣，未來央行將藉由每日公開市場操作釋出引導市場利率的訊息……」，所以，不論是官方或業者均關心每日的公開市場操作對短期利率的影響。

¹ 引述自 2003/3/14 經濟日報

學者也認知到央行每日公開市場操作對利率的影響是大眾所關心的議題，所以對這方面的研究也漸由使用月資料或季資料改為使用日資料，例如 Hamilton (1997) 使用日資料，以 Fed 對政府財政餘額 (Treasury Balance) 的估計誤差為代理變數，結果發現對政府存款餘額估計誤差增加 10 億，會使準備金下降 4.2 億，且導致在銀行法定準備提存期的最後一天的隔夜拆款利率上升 10bp。Thornton (2001) 架構非借貸準備的供給與需求面，同時納入聯邦準備銀行公佈之目標利率變動等因素，其結果建議使用日資料也許並無法估計到流動性效果，但卻可證明聯準會公佈目標利率調整會影響市場利率變動。Taylor (2001) 則估計 Fed 公開市場操作部門的反應函數，並以此描述準備金市場供給面的變動，並同時另外建構準備金市場需求面的變動，在模型中並加入預期因子對資金需求的影響。

在國內文獻方面，Shen and Chiang (1999) 以貨幣供給 M1 與非借貸準備 (NBR) 的月資料為貨幣政策代理變數，估計流動性效果，發現低通貨膨脹時，可以估計到正確的流動性效果，高通貨膨脹時，則無法得到合理的流動性效果。沈中華、李卿企 (2005) 使用日資料估計央行公開市場操作對貨幣市場短期利率的影響，並首例將央行公開市場操作區分為防禦性與動態性公開市場操作，文中指出若不區分公開市場操作為動態性或防禦性操作，將會產生偏誤，因為，動態性操作是央行主動引導

利率到某一水位，防禦性操作則是央行為抵銷外來干預，以公開市場操作防止利率變化，兩者均是公開市場操作，但其對利率的效果卻可能完全不同，甚至相反，然而過去國內外文獻卻不區分這兩種公開市場操作策略，原因在於央行並不公佈這資料，而該文是首例嘗試利用市場上可取得的公開訊息，進而推論央行公開市場操作的策略。該文首先定義一央行公開操作指標 R 來區分央行進行動態性或防禦性公開市場操作，其分子是「央行定期存單淨發行值」，其分母是「當月累積超額準備」，當 $R < 0$ 及 $R > 1$ 表示為動態性公開市場操作，而當 $0 \leq R \leq 1$ 表示為防禦性公開市場操作，其結果發現，在某特定時點之後，當央行進行動態性公開市場操作時，可以主動引導利率，而當央行進行防禦性公開市場操作時，可以有效降低利率的波動。

由於沈中華、李卿企 (2005) 文中僅簡單的定義當 $R < 0$ 及 $R > 1$ 表示為動態性公開市場操作，當 $0 \leq R \leq 1$ 表示為防禦性公開市場操作，對於 R 值門檻值的設定並未有深入的探討，而本文以門檻迴歸模型 (Threshold auto-regression model, Tong (1983), Tsay (1989)) 進一步探討公開市場操作指標 R 之門檻值的設定，尋找最佳的門檻值來區分動態性公開市場操作與防禦性公開市場操作。

本文共分成四節，下一節是台灣公開市場操作簡介，第三節公開市場操作指標門檻值定義，第四節門檻迴歸模型及實證分析，第五節為結論。

2. 台灣公開市場操作簡介

美國聯邦準備銀行公開市場操作，主要是透過國庫券買賣，買賣的標的是財政部的負債，在台灣則主要是藉由央行對定期存單操作²，買賣的標的則是央行的負債。所謂央行定期存單的操作為當市場資金寬鬆時，央行發行定期存單，此時，利率會上升；當市場資金緊俏時，央行會使定期存單到期而不續作，此時，利率會下降。所以，簡單而言，央行定期存單的淨發行值與利率應為正向關係，其中央行定期存單淨發行值為當日新發行值扣除當日央行定期存單到期值。

央行在1985年10月及12月首次發行定期存單，定期存單的發行是依據中央銀行法第27條規定為調節金融而發行，其主要特色有以下五點：首先、央行定期存單發行對象為銀行、信託投資公司、票券金融公司、郵政儲金匯業局及其他經央行核可之金融機構。其次，央行定期存單得以可轉讓 (NCD) 形式發行，稱之為可轉讓定期存單。央行可轉讓定期存單之可轉讓性質，由於目前銀行金融業資金常同寬同緊，其流動性已大打折扣，所以本文並無進一步區分可轉讓定期存單與不可轉讓定期存單。

第三、央行定期存單之發行方式分為競標與非競標二種，競標方式之存單利率

按得標利率訂定，非競標方式之存單利率由央行訂定，又稱為固定利率發行。例如在2000年1月至2004年4月間非競標發行定期存單的金額為12.62兆，佔總發行金額85.94%，反之，競標發行的金額只有2.06兆，佔總發行金額14.06%，前者明顯比後者多。

第四、央行定期存單依面額發行，於到期時將應付本息一次清償。同時銀行業得以所持有本行定期存單作質押向央行申請短期融通，在轉讓央行可轉讓定期存單時，須先向央行業務局辦理過戶手續。

最後，央行定期存單之期限最長為3年，而央行在發行定期存單時會視當時及未來的資金狀況，決定發行的天期。由過去資料顯示，若以發行的次數為比較基礎，則央行主要發行14天期的定期存單，佔總發行次數的28.88%，其次為28天期的定期存單，佔總發行次數的26.62%，再其次91天期，佔總發行次數10.92%，其他發行天期有182天、364天等；若以發行金額為比較基礎，則央行以發行28天期的定期存單金額為最多，佔總發行金額38.87%，大部分其他天期的發行量及次數都不多。

本文所使用的每日定期存單發行值為每日央行發行的不同天期定期存單發行值的加總，原因為在本研究期間有1101個交易日，央行定期存單共有43種不同的發行天期，而其中發行次數少於15次的定期存

² 例如在2000/1/1~2002/8/31期間內，央行公開市場操作的工具中，以央行定期存單的操作次數680次最多，其次為固定利率附買回票券操作次數為35次。

單有35種，其中有7種天期只發行過一次，表示許多不同發行天期的定期存單其發行常不連貫，同時，本文考慮的是每日央行定期存單的淨發行值，為央行定期存單每日發行值扣除當日到期值，但由央行公開的資訊，無法判斷當日央行定期存單的到期值，其原本的發行天期為何，所以，本文並無法針對不同發行天期的央行定期存單，分別估計其對利率的影響。所以，本文所使用的公開市場操作的代理變數是央行定期存單的淨發行值，計算方式是央行每日不同天期定期存單發行值加總扣除當日定期存單的到期值。

3. 公開市場操作指標門檻值定義

動態性公開市場操作指的是央行公開市場操作之目的是積極改變準備金暨準備貨幣數量，以實現央行寬鬆或緊縮的貨幣政策。防禦性操作係指央行公開市場操作的目的是為了抵銷外來因素對銀行準備暨準備貨幣的干擾。由於央行進行公開市場操作時，並沒有公佈其進行的是防禦性操作或動態性操作，所以，要由實證上直接推導出動態性操作及防禦性操作並不容易，沈中華、李卿企 (2005) 首先定義一公開市場操作指標 R 以區分動態性操作及防禦性操作，其分子為「央行定期存單淨發行值」，其分母為「累積超額準備」，

$$R = \frac{\Delta NCD_t}{acc_t}$$

acc_t ：為到 t 期時當月整個銀行體系的累積超額準備

ΔNCD_t ：為 t 期當日央行定期存單淨發行值

(央行定期存單當日新發行值－央行定期存單當日到期值)

如前文所述，沈中華、李卿企 (2005) 僅將 $R < 0$ 及 $R > 1$ 表示為動態性公開市場操作，而當 $0 \leq R \leq 1$ 表示為防禦性公開市場操作，並未深入探討該門檻值的設定，而本文則對的門檻值進一步估計，並建議以下列方式區分動態性與防禦性操作，即：

$$\begin{cases} R < \lambda_0 & \Rightarrow \text{動態性公開市場操作：積極型} \\ \lambda_0 < R < 0 & \Rightarrow \text{動態性公開市場操作：保守型} \\ 0 < R < \lambda_1 & \Rightarrow \text{防禦性公開市場操作：部份沖銷} \\ \lambda_1 < R < \lambda_2 & \Rightarrow \text{防禦性公開市場操作：完全沖銷} \\ R > \lambda_2 & \Rightarrow \text{動態性公開市場操作} \end{cases}$$

其中， $\lambda_0 < 0$ ， $\lambda_2 > \lambda_1 > 0$

說明如下：

(一) 當 R 為正值

正的 R 值表示央行是採用反景氣循環策略，此時比較難以判斷其是動態性操作或防禦性操作， R 為正值有兩種可能：

第一、分子及分母均為正值，這是沖銷政策。就正的分母而言，累積超額準備為正數，表示當時的準備金市場較為寬鬆，會使利率下跌，就正的分母而言，表示此時央行發行定期存單，收回市場過多資金，緩和利率的波動。但此時的另一個問題是定期存單發行值的多與少，若發行

值不足以抵銷過多資金，則可以稱之為部份沖銷，若發行值很多足以抵銷過多資金，則可以稱之為完全沖銷，以上兩種狀況皆為符合防禦性公開市場操作的原意，但若此時定期存單發行值過多，則央行不僅只收回市場過多資金，更積極使市場資金緊縮，引導利率上升，所以此時為動態性公開操作。

第二、為分子分母均為負號。當分母累積超額準備是負的，表示當時準備金市場的資金過於緊縮，利率會上升，而當分子為負數，表示，央行可以讓央行定期存單到期而不續作的值大於定期存單的新發行值，以挹注部分資金到市場，央行希望市場利率不上升，緩和市場利率的波動。這挹注資金到市場與沖銷方向相反，但觀念相似，在以下也稱之為沖銷。同理，若央行定期存單到期不續作的金額過小，則無法挹注過多的資金到市場，稱之為部份沖銷，若央行定期存單到期不續作的金額足以滿足市場資金不足的部份，稱之為完全沖銷，以上兩者皆為防禦性公開市場操作。但若央行定期存單到期不續做的金額過大，則央行不僅只溢注市場不足資金，更積極使市場資金寬鬆，引導利率下降，此時為動態性公開市場操作。

由此可知，當 R 為正數，其值的大小分別代表不同公開市場操作的意義，而在不同的公開市場操作下，公開市場操作對利率的影響將有所不同，說明如下：

(1)當 $0 < R < \lambda_1$ ，代表防禦性操作下的部份沖銷

當 R 值是一個很小的正數時，以分子分母皆是正數為例，表示在資金寬鬆時，累積超額準備為正數，央行定期存單淨發行值僅微幅增加，所以 R 值很小，亦即央行進行的沖銷幅度不足以沖銷過多資金，此時，利率依舊下跌， ΔNCD_t 對利率的影響為負向。反之，若分子分母皆是負數，表示累積超額準備為負數，市場資金緊俏，央行定期存單淨發行值僅微幅的減少，也使得 R 值很小，表示央行公開市場操作無法完全挹注市場短缺的資金，利率依舊上升， ΔNCD_t 對利率的影響也是負向。所以，當 R 為很小的正數時，表示為央行防禦性操作下的部份沖銷，此時央行操作的金額無法滿足市場的胃納量，央行定期存單淨發行值與利率呈反向變動，至於門檻值 λ_1 則需進一步加以估計。

(2)當 $\lambda_1 < R < \lambda_2$ ，代表防禦性操作下的完全沖銷

當 $\lambda_1 < R < \lambda_2$ 我們定義為防禦性操作下的完全沖銷，其中 $R > \lambda_1$ ，表示 R 值是一個較大的正數，在分子分母皆為正數的例子中，累積超額準備為正數，市場資金寬鬆，央行定期存單淨發行值增加數值多，可以完全有效沖銷市場過多資金，此時利率可能受二種力量而沒有波動， ΔNCD_t 對利率的影響可能出現不顯著。同理，分子分母皆為負數的例子中，累積超額準備為負數，市場資金緊俏，央行定期存單淨發行值減少的金額足以挹注市場資金不足，市場利率可以維持在原本的利率水準。但門檻值 λ_2 同樣需進一步加以估計。

(3)當 $R > \lambda_2$ ，為反景氣循環下的動態性操作

本區間為當 R 值很大的正值， $R > \lambda_2$ ，在分子分母皆為正數的例子中，累積超額準備為正數，市場資金寬鬆，利率下跌，央行發行更大量的定期存單，所以 R 值很大，表示央行不僅完全沖銷市場過多資金，並過度調整積極試圖引導市場利率往上升，表示央行心中有一看法。同理，當分子分母皆為負數時，累積超額準備為負數，市場資金緊俏，利率應上升，央行不發行新的定期存單並使大量的定期存單到期不續作，試圖引導利率下降，所以，當 R 值是一個很大的正值時，表示央行在採取反景氣循環策略時，過度調整試圖引導利率，與動態操作的意義相近，因此定義為反景氣循環下的動態公開市場操作。

(二)當 R 為負值

負的 R 值代表動態性的公開市場操作。當 $R < 0$ 時，表示分子與分母不同符號，又可分為二種狀況。

第一、分母為負號，分子為正號。當分母累積超額準備為負的，即表示準備金市場資金緊俏，而當分子央行定期存單淨發行值為正值，表示央行在市場發行定期存單，收縮資金，更加重資金緊俏的程度，採取順景氣循環的貨幣政策，顯示央行心中已有定見，此為動態性操作的原意。所以，在此時市場利率會上升，定期存單的淨發行值與市場利率有正向的關係。

第二，分母為正號，分子為負號。當

分母累積超額準備為正數，表示準備金市場資金寬鬆，分子央行定期存單淨發行值為負值，表示央行會讓定期存單新發行值小於定期存單到期不續作的值，這使市場資金更為寬鬆，也同樣顯示央行採取順景氣循環的貨幣政策，此時，利率加速下降，利率與定期存單的淨發行也為正向的關係。

所以，當 R 為負值時，表示央行採用順景氣政策，表示央行心中有一個想法，即是動態性的公開市場操作的觀念，讓寬鬆的資金市場更寬鬆，或是使緊俏的資金市場更緊俏，會使定期存單淨發行值與利率同一方向變動。但相同的，此時的另一個問題是定期存單發行值的多與少是否代表不同的意義，在分子為正數，分母為負數的例子，若此時準備金市場資金緊俏，而央行定期存單的增量只有微量，定義為保守型的動態操作，而若準備金市場資金緊俏，而央行定期存單的增量非常大則定義為積極行的動態操作。在不同的動態公開市場操作下，央行定期存單對利率的影響不一，說明如下：

(1)當 $\lambda_0 < R < 0$ ，表示保守型的動態操作

R 值小於0，並接近於0，亦即 R 值是一個絕對值很小的負值，以分子為正數，分母是負數為例子，表示當市場資金緊俏，央行發行定期存單加重市場資金緊俏程度，試圖引導利率上升，所以，央行定期存單增加會造成利率上升，兩者為正向關係。但當 R 值是一個絕對值很小的負值，表示央行發行定期存單的量相對於市

場資金不足的部分來得小，此時，央行定期存單淨發行值對利率的影響將有限。

(2)當 $R < \lambda_0$ ，表示積極型的動態操作

R 值小於0，但此時 R 值是一個絕對值很大的負值，表示央行公開市場操作的金額很大，在分子為正數、分母為負數的例子，當市場資金不足時，央行發行大量的定期存單，積極引導利率上升，所以，我們定義為央行進行積極型的動態公開市場操作，此時，央行定期存單淨發行值對利率的影響將較為顯著。

4. 門檻迴歸模型(Threshold auto-regression model)及實證分析

4.1 利率的變動函數

如上文所述，央行公開市場操作共可區分成積極型的動態操作、保守型動態操作、部份沖銷的防禦性操作、完全沖銷的防禦性操作與反景氣循環下的動態操作等五種，在不同的公開市場操作策略下，公開市場操作其對利率的影響效果不一。本以利用門檻迴歸模型，在不同的公開市場操作策略下，將利率變動函數設定如下：

$$\Delta i_t = \begin{cases} \beta_0^{(1)} + \beta_1^{(1)} \Delta i_{t-1} + \beta_2^{(1)} \Delta id_t + \beta_3^{(1)} \Delta NCD_t + \beta_4^{(1)} \Delta er_t + \varepsilon_t^{(1)}, & \text{if } R < \lambda_0, \\ \beta_0^{(2)} + \beta_1^{(2)} \Delta i_{t-1} + \beta_2^{(2)} \Delta id_t + \beta_3^{(2)} \Delta NCD_t + \beta_4^{(2)} \Delta er_t + \varepsilon_t^{(2)}, & \text{if } \lambda_0 < R < 0, \\ \beta_0^{(3)} + \beta_1^{(3)} \Delta i_{t-1} + \beta_2^{(3)} \Delta id_t + \beta_3^{(3)} \Delta NCD_t + \beta_4^{(3)} \Delta er_t + \varepsilon_t^{(3)}, & \text{if } 0 < R < \lambda_1, \\ \beta_0^{(4)} + \beta_1^{(4)} \Delta i_{t-1} + \beta_2^{(4)} \Delta id_t + \beta_3^{(4)} \Delta NCD_t + \beta_4^{(4)} \Delta er_t + \varepsilon_t^{(4)}, & \text{if } \lambda_1 < R < \lambda_2, \\ \beta_0^{(5)} + \beta_1^{(5)} \Delta i_{t-1} + \beta_2^{(5)} \Delta id_t + \beta_3^{(5)} \Delta NCD_t + \beta_4^{(5)} \Delta er_t + \varepsilon_t^{(5)}, & \text{if } R > \lambda_2, \end{cases} \quad (1)$$

$$H_0 : \beta_3^{(1)} > 0, \beta_3^{(2)} \approx 0, \beta_3^{(3)} < 0, \beta_3^{(4)} \approx 0, \beta_3^{(5)} > 0$$

β_i^j ($i = 1,2,3,4, j = 1,2,3,4,5$)為影響係數， ε^s ($s = 1,2,3,4,5$)為殘差項，而其中 Δi_t 是隔夜拆款利率變動， Δi_{t-1} 為前期隔夜拆款利率變動， Δid_t 為央行重貼現率變動， ΔNCD_t 為央行定期存單淨發行值， Δer_t 為美元兌新台幣的匯率變動，本文選擇央行定期存單淨發行值、央行重貼現率變動、匯率變動及前期利率變動為利率的效果函數解釋變數的原因如下：

本文以央行定期存單淨發行值為央行公開市場操作的代理變數，所以，研究公開市場操作對利率的影響，主要是了解 ΔNCD_t 對市場利率的影響。理論上，當 ΔNCD_t 為正數時，表示為緊縮的貨幣政策，利率應上升，兩者為正向關係，即所謂的流動性效果。但若考慮當央行公開市場操作又可區分為積極型的動態操作、保守型動態操作、部份沖銷的防禦性操作、完全沖銷的防禦性操作與反景氣循環的動態操作下， ΔNCD_t 對市場利率的影響方向則有所不同。首先，根據上節的敘述，當 $R < \lambda_0$ 表示央行進行積極型動態公開市場操作，央行定期存單淨發行值金額大，央行積極引導市場利率朝央行心目中的利率，以央行定期存單淨發行值增加為例，它會導致利率上升，所以 $\beta_3^{(1)} > 0$ 。其次，當 $\lambda_0 < R < 0$ 表示央行進行保守型動態公開市場操作，所以央行定期存單淨發行值金額少，央行並沒有積極引導市場利率，因此，央行定期存單淨發行值對利率的影響不大，所以 $\beta_3^{(2)} \approx 0$ 。

而當 $0 < R < \lambda_1$ ， λ_1 為一較小的正值，表示央行進行的防禦性操作金額不

大，在市場資金過多的例子，則無法完全沖銷市場過多資金，即使央行發行定期存單，依然無法阻止利率下跌，反之，在市場資金不足的例子，央行到期不續做的定期存單無法完全溢注市場不足的資金，所以利率依舊上升，所以央行定期存單淨發行值與利率的關係為負的，因此 $\beta_3^{(3)} < 0$ 。當 $\lambda_1 < R < \lambda_2$ ，根據上節敘述， λ_2 是一較大的正值，表示央行公開市場操作的金額夠大，在市場資金過多的例子下，可以完全沖銷市場過多資金，市場利率將不會有所變動，如此央行定期存單發行對利率不會有所影響，即 $\beta_3^{(4)} \approx 0$ 。最後，當 $R > \lambda_2$ ，根據上節描述，表示央行公開市場操作有過度調整的情況，試圖引導利率走勢，在累積超額準備為正值的例子，表示市場資金寬鬆時，央行定期發行值大到足以完全抵銷市場過多資金之外，並可引導市場利率上升，所以，在此區間央行定期存單淨發行值對利率有正向影響，即 $\beta_3^{(5)} > 0$ 。

調整重貼現率是央行貨幣政策工具之一，在研究樣本期間，央行共調整13次重貼現率，所以本文將央行重貼現率變動設定為控制變數之一，與利率變動應有正向關係。考慮美元兌新台幣匯率變動為另一控制變數的原因如下。以新台幣貶值為例子，當新台幣貶值，若市場預期新台幣會繼續貶值，市場會拋售新台幣，購入美元，即市場將新台幣賣給央行，央行被動地買入新台幣，造成新台幣市場的資金短缺，市場利率有上升壓力。此時若央行選擇干預外匯市場，為了阻跌而主動至市場

買入新台幣，將造成新台幣市場的資金更加短缺，利率上升，但央行也可能同時在貨幣市場進行防禦性的公開市場操作，溢注市場資金不足，減低利率上升的壓力。所以，當新台幣貶值，將使市場利率上升，若央行為減少匯率波動而干預外匯市場，將使利率上升壓力增加，除非央行同時進行沖銷，才能降低利率上升壓力。最後，當期利率變動還受前期利率變動的影響。

4.2 門檻值的估計

本文估計 λ 值的方法是採用Tsay (1989) 的”arranged data”方式，此方法主要的步驟為：步驟一，以 R 為主，從小到大重新排列，其他數列也相對應的重新排列；步驟二，作門檻值非線性檢定(Threshold Nonlinearity test)，檢定利率變動函數式是否為非線性函數，如果檢定結果為非線性函數，則進行步驟三及步驟四選擇合適的 R 值為 λ 值，步驟三為先選擇一個 R 值，使得此區間的樣本數足以估計上述模型中式(1)的 $\beta_3^{(1)}$ 及其 t 值，並儲存所估計出的 $\beta_3^{(1)}$ 及其 t 值，步驟四則提高 R 一個微小增量，並重複步驟三，最後將步驟三、四所使用的 R 值及所估計出的 t 值劃在同一個圖上，尋找較大及顯著的 t 值，並以AIC準則尋找每個區間其相對應的 R 值為合適門檻值。

其中對於步驟二，本文利用Tsay(1989)所提的F-test進行檢定，其檢定步驟簡介如下：

首先，以 R 為主，從小到大重新排

列，其他數列也相對應的重新排列，使用前 n 筆資料為樣本，本文使用 $n = 30$ ，用 OLS 估計式(1)，並計算第 $n+1$ 筆資料的殘差 $\hat{\varepsilon}_{31} = \Delta i_{31} - \Delta \hat{i}_{31}$ 項，同時計算

$$\hat{\varepsilon}_{31} = \hat{\varepsilon}_{31} / \sqrt{D_{31}}, \quad D_{31} \text{ 是 } \hat{\varepsilon}_{31} \text{ 的變異數}$$

接下來依順序增加一筆資料為樣本，重複以上步驟，可得到一數列 $\hat{\varepsilon} = \{\hat{\varepsilon}_{31}, \hat{\varepsilon}_{32}, \dots, \hat{\varepsilon}_T\}$ ，最後，以 OLS 估計下式

$$\hat{\varepsilon}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_{t-1} + \alpha_2 \Delta id_t + \alpha_3 \Delta NCD_t + \alpha_4 \Delta er_t + \eta_t,$$

並計算 $\hat{F} = (\sum \hat{\varepsilon}_t^2 - \sum \hat{\eta}_t^2) / df_1 / \sum \hat{\eta}_t^2 / df_2$ ， \hat{F} 為 F 分配，分子的自由度 (df_1) 為估計變數的個數加 1，例如上述的模型分子自由度為 5，分母的自由度 (df_2) 為 $\hat{\varepsilon}_t$ 的個數，如果檢定結果拒絕虛無假說，即拒絕線性的假說，則才有繼續門檻迴歸模型估計的必要性。

4.3 資料來源

本文研究的樣本期間為 2000 年 1 月 1 日至 2004 年 4 月 30 日，本文的資料來源有三，一為教育部 AREMOS 資料庫，文章中的隔夜拆款利率、央行重貼現率及匯率的日資料取自該資料庫，二為經濟新報資料庫，銀行體系的累計超額準備取自該資料庫，最後部份的資料則是自行建立，我們由央行的網站上，下載央行每日有關於公開市場操作的新聞稿，然後將央行每日定期存

單的發行金額、發行天期、發行方式、發行利率及當日定期存單到期值，逐筆輸入建立央行定期存單的資料。

4.4 實證結果

4.4.1 線性檢定

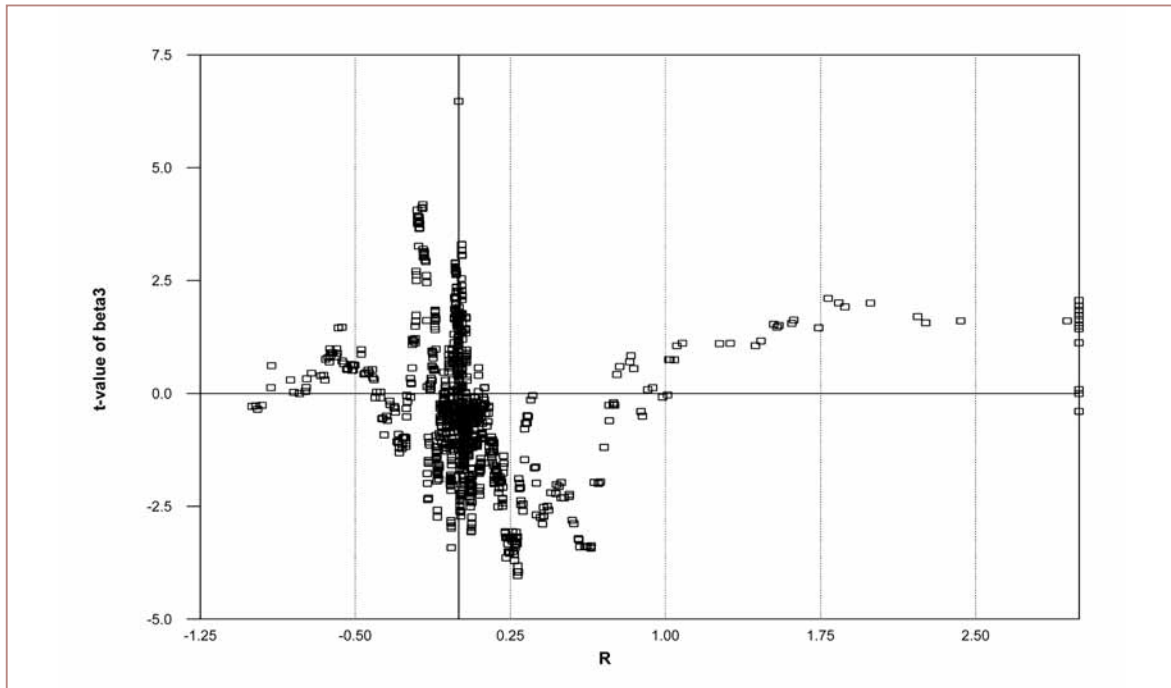
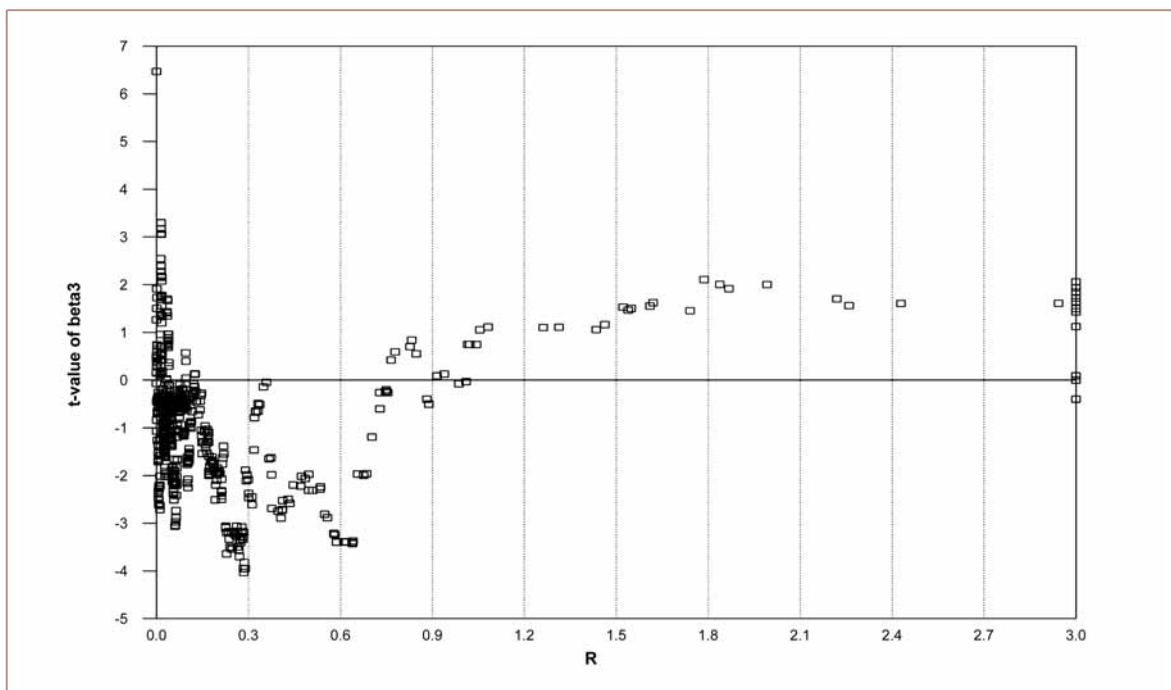
利用上述的檢定方法，檢定本文的利率變動函數為線性的假說，其檢定統計量 $F(5, 1060) = 12.3$ ，在顯著水準 5% 下，拒絕利率變動函數是線性的虛無假說，所以接下來我們要進行門檻值的估計。

4.4.2 門檻值的估計

以 R 為主，從小到大重新排列，其他數列也相對重新排列，選擇前 30 筆資料筆為第一次估計的樣本，用 OLS 估計式(1)，紀錄 $\hat{\beta}_3$ 的 t 值及第 30 筆的 R 值，並依序提高 R 一個微小增量，將相對應的 R 值 $\hat{\beta}_3$ 與的 t 值劃在同一圖上，如圖 1(A) 所示，圖中橫軸是所有範圍的 R ($-1.25 < R < 2.5$)，縱軸為 $\hat{\beta}_3$ 的 t 值，為了更清楚看出 t 值在不同 R 值下之變化，圖 1(B) 中則只取 $R > 0$ 的部份與 $\hat{\beta}_3$ 的 t 值，圖 1(C) 則只取 $R < 0$ 的 R 值與 $\hat{\beta}_3$ 的 t 值。以下說明門檻值 λ_0 、 λ_1 、 λ_2 的估計：

(一) λ_1 與 λ_2 的估計

由圖 1(B)，我們發現門檻值 λ_1 應該介於 0.6 附近， λ_2 則應在 0.9 附近，接下來利用 AIC 準則找尋最合適的門檻值，發現在當 $R = 0.64$ 下， $AIC = -7.411$ 為最小，所以， $\hat{\lambda}_1$ 為估計為 0.64，而在 0.9 附近發現 $R = 1.011$ 時， $AIC = -7.508$ 為最小，所以， $\hat{\lambda}_2$ 估計為

圖 1(A) R 值與 β_3 的 t 值：全部樣本圖 1(B) R 值 β_3 與的 t 值：R > 0 的樣本

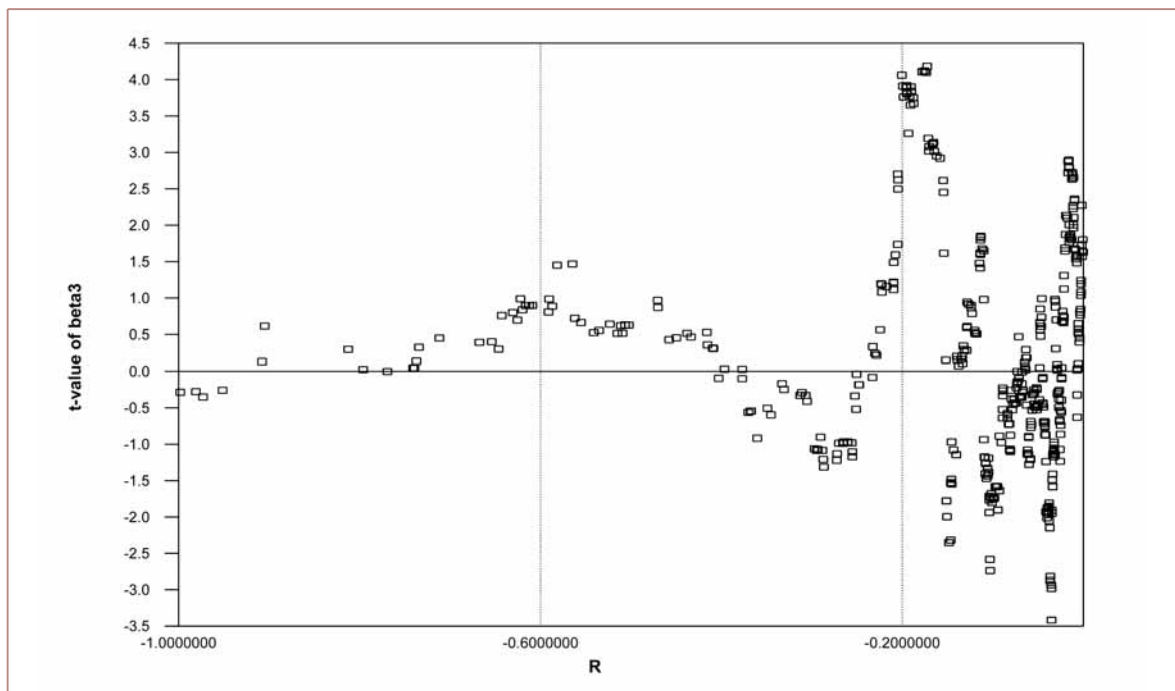


圖 1(C) R 值 $\hat{\beta}_3$ 與的 t 值： $R < 0$ 的樣本

1.011。

(二) λ_0 的估計

由圖 1 (C)，我們發現有個轉折點介於 -0.1 附近，同樣以 AIC 尋找最合適的門檻值，發現在 $R = -0.118$ 下， $AIC = -8.0189$ 為最小，所以，推論 $\hat{\lambda}_0$ 可能為 -0.118。

將各個門檻值代入其所在的區間，將每個區間所代表的意義與在每個區間下，央行定期存單對利率的影響歸納在表 1。

4.4.3 利率變動函數的估計

將樣本分成為 $R < -0.118$ 、 $-0.118 < R < 0$ 、 $0 < R < 0.64$ 、 $0.64 < R < 1.011$ 及 $R > 1.011$ 等五個樣本區間，並分別對利率變動函數式進行估計，實證結果列於表 2，各變

數對利率的影響說明如下：

(一) 央行定期存單淨發行值對利率的影響：

由表 2 第二欄可發現，在不區分樣本下，央行定期存單淨發行值對利率的影響係數為 -0.0703，在顯著水準 10% 下，負向顯著異於零。表示央行發行定期存單吸收市場資金，而市場利率卻是下跌，違反流動性效果假說。

由表 2 第三欄可知當央行定期存單淨發行值增加 1 兆，市場利率上升 0.0794%，其 t 值為 1.4767，顯著水準為 14.14%，在 $R < -0.118$ 區間，如上節所述央行進行積極的動態性操作，所以央行定期存單淨發行值對利率的影響係數 $\hat{\beta}_3^{(1)} > 0$ ，而實證結果與本文推論一致。

表1 R 的門檻值估計結果及其意義

R 值的範圍	意義說明	央行定期存單淨發行值對利率的影響 ($\hat{\beta}_3$)
$R < -0.118$	積極型的動態公開市場操作	+
$-0.118 < R < 0$	保守型的動態公開市場操作	≈ 0
$0 < R < 0.64$	部份沖銷的防禦性公開市場操作	-
$0.64 < R < 1.011$	完全沖銷的防禦性公開市場操作	≈ 0
$R > 1.011$	動態公開市場操作(反景氣循環下)	+

表2 TAR Model 的實證結果

解釋變數	全部樣本	區間I	區間II	區間III	區間IV	區間V
		$R < -0.118$ (動態公開市場操作：積極)	$-0.118 < R < 0$ (動態公開市場操作：保守)	$0 < R < 0.64$ (防禦性公開市場操作：部份沖銷)	$0.64 < R < 1.011$ (防禦性公開市場操作：完全沖銷)	$R > 1.011$ (動態公開市場操作：反景氣循環下)
Constant	-0.0013* (-1.8978)	-0.0028* (-1.8270)	0.0007 (0.5605)	-0.0027** (-2.2410)	-0.0094 (-1.4373)	-0.0125** (-2.4270)
Δi_{t-1}	0.0588** (2.3776)	0.1312** (3.2080)	0.0862** (2.2274)	0.0284 (0.6928)	-0.5842** (-2.6517)	-0.0568 (-0.3175)
Δid_t	0.5779** (23.6154)	0.2930** (6.3776)	0.1095* (1.6613)	0.6817** (21.6073)	0.0000 (0.0000)	1.0168** (9.5499)
ΔNCD_t	-0.0703* (-1.9580)	0.0794 (1.4767)	-0.0773 (-0.6890)	-0.2583** (-4.2106)	-0.0106 (-0.0674)	0.1099 (0.8754)
Δer_t	0.0060 (0.6749)	-0.0187 (-0.5706)	0.0113 (1.0745)	-0.0084 (-0.6116)	-0.0275 (-0.2523)	-0.0032 (-0.0358)
R^2	0.3459	0.2269	0.0335	0.4912	0.3252	0.7685
N	1091	194	262	508	21	34

Notes: 1.**, * 分別表示在顯著水準5%及10%. 2.括弧內的數字為t值. 3.N表示為樣本數

由表2第四欄可知在 $-0.118 < R < 0$ 區間，央行發行定期存單增加1兆會使利率下降0.0773%，其 t 值為 -0.6890，在顯著水準

10%下，其影響係數並不顯著異於零，表示當央行進行保守型動態操作，央行公開市場操作的金額微小，央行公開市場操作對

利率的影響將趨近於零，即 $\hat{\beta}_3^{(2)} \approx 0$ ，與實證結果相符。

由表2第五欄可得知在 $0 < R < 0.64$ 區間，央行發行定期存單增加1兆會使利率下降0.2583%，在顯著水準10%下，其影響係數為負向顯著，與推論相符，此區間表示央行進行部份沖銷的防禦性操作，央行定期存單的發行值無法有效沖銷市場多餘資金，所以市場利率依舊下跌，反之，當市場資金不足時，無法有效溢注不足資金，市場利率依舊上升，央行定期存單的淨發行值對利率的影響係數為負數。

表2第六欄則報告在 $0.64 < R < 1.011$ 的區間，實證結果為央行發行定期存單增加1兆會使利率下降0.0106%，在顯著水準10%下，其影響係數並不顯著異於零，亦即 $\hat{\beta}_3^{(4)} \approx 0$ ，表示在本區間，央行採取完全沖銷的防禦操作，可以有效沖銷市場的外在因素干擾，緩和利率的波動，所以央行定期存單淨發行值對利率的影響係數將趨近於零。

表2第七欄報告在 >1.011 的區間，央行發行定期存單增加1兆會使利率上升0.1099%，在顯著水準10%下，其影響係數並不顯著異於零，若根據上述推論，本區間為動態公開市場操作，所以其對利率的影響係數 $\hat{\beta}_3^{(5)}$ 大於零，雖然我們對該係數的估計結果方向正確，但卻不顯著，而本研究樣本期間， R 值大於1的樣本僅有34個，樣本數過少可能是原因之一。

(二)其他變數對利率的影響：

最後，我們討論其他變數對利率影響

的實證結果，首先討論重貼現變動對利率的影響，央行若調降重貼現率會使市場隔夜拆款利率也同步下降，兩者的變動方向一致，實證結果也顯示，除了第四區間外，在其他的樣本區間下，央行調降重貼現率對利率的影響係數 $\hat{\beta}_1$ ，在顯著水準5%下顯著大於零，而第四區間，由於該區間的樣本，央行重貼現率並無調整，所以，在該區間央行重貼現率對利率的影響係數為零。

而前期利率變動對當期利率的影響，在積極動態公開市場操作、保守動態操作的區間內，前期利率變動對當期利率的影響係數為正向顯著異於零，而在完全沖銷的防禦性操作下，前期利率變動對當期利率的影響係數為負向顯著異於零。如4.1小節所述，當新台幣貶值，將使市場利率上升，若央行為減少匯率波動而干預外匯市場，將使利率上升壓力增加，兩者應有正向關係，但由表2可發現，在不同的區間下，匯率變動對利率變動的影響係數並無顯著異於零，原因可能是因為央行對於外匯市場的管制，若發生新台幣持續貶值的情況，央行擔心市場會拋售新台幣，購入美元，經常會核對買入美元的廠商或投資者的身分，所以，如果新台幣貶值，但由於央行對外匯市場的關切，成交量不大，則會發生市場拋售新台幣，購入美元，央行被動地買入新台幣，造成新台幣市場的資金短缺，市場利率上升的機會減少，也有可能是因為央行同時作沖銷的動作，使得匯率變動對利率變動的影響不大。

最後，由表2可看出在第五區間及第三區間，即央行採取反景氣循環的動態操作及部份沖銷的防禦性操作下，其判定係數(R^2)分別為0.7685與0.4912高於以全部樣本進行估計下的0.3459，但在區間二，即央行採取保守型的動態操作下，其判定係數僅有0.0335，表示在本區間內，應該有其他的因素會影響利率變動，本文在此不予以討論，將留於未來研究探討。

5. 結論

本文研究目的是估計區分動態性或防禦性操作的公開市場操作指標 R 值的最佳門檻值，並進一步以討論不同公開市場操作策略對市場利率的影響，因為央行在不同的公開市場操作動機下，公開市場操作對利率的影響將有所不同，在本文公開市場操作的代理變數為央行定期存單的淨發行值。

首先，本文未對央行公開市場操作的動機加以區別時，實證上發現與流動性效果理論不符合的結果，央行定期存單的淨發行值增加，卻造成短期利率下降，亦即緊縮的公開市場操作卻造成市場利率下降，無法估計出合理的流動性效果。

所以，本文以門檻迴歸模型重新估計沈中華、李卿企(2005)定義的一公開市場操作指標 R 的門檻值，藉以推論出央行公開市場操作可以分成積極型的動態操作、保守型的動態操作、部份沖銷的防禦性操作、完全沖銷的防禦性操作及反景氣循環

下的動態操作等五個不同的操作策略區間，並探討在各個不同操作區間下，央行公開市場操作對利率的影響。

在實證結果上發現，當 $R < -0.118$ 表示央行進行積極型的動態操作時，央行定期存單淨發行值對利率的影響係數為正數，顯著水準為14.14%，表示央行定期存單淨發行值增加，緊縮的公開市場操作，導致利率上升，符合理論的流動性效果。當 $-0.118 < R < 0$ 表示央行進行保守型的動態操作時，由於操作金額不大，所以實證上也顯示央行定期存單淨發行值對利率的影響將不顯著亦於零，與我們的推論相符。

而當 $0 < R < 0.64$ 時表示央行的公開市場操作屬於部份沖銷的操作策略，則央行定期存單的淨發行值對利率的影響係數為顯著的負向，表示央行的防禦性的公開市場操作無法完全沖銷市場過多資金或溢注不足資金，所以，市場利率依舊下跌或上升，所以，央行定期存單淨發行值對利率的影響係數為負值。而當 $0.64 < R < 1.011$ 時表示央行公開市場操作屬於完全沖銷的防禦性操作，央行可以完全沖銷市場資金過多或不足，抵銷外來因素對銀行準備暨準備貨幣的干擾，降低利率的波動，所以，央行定期存單對利率的影響係數在實證上為負數但並不顯著異於零，與我們的推論相符。

最後當 $R > 1.011$ 時表示為反景氣循環下的動態操作，表示央行在市場資金過多時，央行發行大量的定期存單，除了沖銷市場過多資金外，並積極引導市場利率上

升，所以，央行定期存單淨發行值對利率的影響係數為正向，而實證結果顯示，兩者的關係為正向，但並不顯著，其原因可能為該區間的樣本數過少，未來若樣本增加，可再進一步估計之。

同時也可以發現在本文的研究樣本期間，有46%的樣本為部份沖銷，有1.9%的樣本為完全沖銷的防禦性操作，保守型的動態性操作佔了24%，積極型的動態操作佔了17%，反景氣循環下的動態操作則佔了3.1%，表示央行以央行定期存單為工具的公開市場操作，約有一半的機率是屬於部份沖銷的防禦性操作，而約有另一半的機率則屬於動態性的操作，但其中積極型的動態操作僅佔了17%，所以由實證結果發現央行以動態性公開市場操作引導利率的頻率並不高。

所以，本文的實證結果可以作為業界的參考，利用本文定義的公開市場操作指標 R 及估計出的門檻值，判別央行公開市場操作是屬於何種類型的公開市場操作，若當央行的公開市場操作為部份沖銷的防禦性操作，此時央行定期存單的淨發行量對利率有負向的影響。若判別為完全沖銷的防禦性公開市場操作或保守型的動態操作下，則央行定期存單對利率變動則無影響。若判別為積極型的動態操作下，則央行定期存單對利率有正向的影響。

參考文獻

- 沈中華、李卿企，“央行公開市場操作對貨幣市場利率的影響”，財務金融學刊，第十三卷，第一期，99-137，民國94年4月。
- Cagan ,Phillip, (1972), “ The Channels of Monetary Effects on Interest Rates,” NBER, New York, NY.
- Friedman, Milton, (1968), “The Role of Monetary Policy,” American Economic Review 58, March, 1-17.
- Guthrie, Graeme and Wright, Julian. (2000), “Open Mouth Operations,” Journal of Monetary Economics, October, 46(2), 489-516.
- Hamilton, James D. (1997), “Measuring the Liquidity Effect.” American Economic Review, March 87, 80-97.
- Leeper ,Eric M. and Gordon, David D., (1992), “In Search of the Liquidity Effect,” Journal of Monetary Economics 29, 341-369.
- Lucas, Robert E, Jr., (1990), “Liquidity and Interest Rates,” Journal of Economics Theory 50, 237-264.
- Pagan, Adrian R. and Robertson, John C. (1995), “Resolving the Liquidity Effect,” Federal Reserve Bank of St. Louis Review. May/June, 33-54.
- Shen Chung-Hua and Chiang Thomas Chi-Nan, (1999), “Retrieving the Vanishing Liquidity Effect — A Threshold Vector Autoregressive Model,” Journal of Economics and Business 51, 259-277.
- Shen Chung-Hua and Hakes ,David R., (1995),” Monetary Policy as A Decision-Making Hierarchy: The Case of Taiwan,” Journal of Macroeconomics, Spring 1995, Vol. 17, No. 2,357-368.

- Demiralp Selva and Jorda Oscar, (2002), “The Announcement Effect: Evidence From Open Market Desk Data,” *Economic Policy Review*, May, 29-48.
- Strongin ,Steven, (1995), “The Identification of Monetary Policy Disturbances Explaining the Liquidity Puzzle,” *Journal of Monetary Economic* 35, 463-497.
- Taylor ,John B. (2001), “Expectations, Open Market Operations, and Changes in the Federal Funds Rate,” *Federal Reserve Bank of St. Louis* ,July/August, 33-47.
- Thornton, Daniel L. , (2001), “Identifying the Liquidity Effect at the Daily Frequency,” *Federal reserve bank of St. Louis*, July/August, 59-78.
- Tsay, Ruey S. (1989), “Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes,” *Journal of the American Statistical Association* 84 March, 231-40.