

# 我國新台幣拆款利率與存、放款利率之關係 及其傳遞效果的實證研究

何棟欽

## 摘要

本文以我國資料進行兩項實證，第一項實證結果顯示若無存、放款利率僵固性時，存、放款利率會因應拆款利率的變化而跟著調整，且有落後情況，拆款利率降低後存、放款利差會暫時的擴大，提高後會暫時的縮小。但若考慮到存、放款利率僵固性時，實證結果顯示並不存在此現象。

第二項實證是驗證「拆款利率變化能立即而完全傳遞給存、放款利率時」之假設，實證顯示新台幣拆款利率之傳遞效果並非立即而完整，其中對初級市場 30 天期的商業本票市場利率的傳遞效果較迅速而完整，對活期存款利率的效果最差，存款利率之傳遞效果係數在所有利率中最低。

## 第一節 前言

實務上，通常央行透過拆款利率影響其他利率與匯率而影響金融市場，並經由信用成本而影響支出、生產與就業，最後則以維持物價上漲率--以 CPI 年增率代表--於目標範圍內為最終政策目標，這是一般貨幣政策影響經濟的情況。其過程可視為傳遞機能三部曲，從採取貨幣政策行動到影響利率與匯率，此階段主要影響金融市場部門，進而將影響傳遞至需求時，則已擴及支出、生產與就業之實質部門，此為第二階段，最後階段

則為影響物價水準、成本與通膨率，此乃傳遞機能的結構鍊，整個效果要完全發揮所需時間甚至長達二年，其中所影響之部門不僅會部分重疊，也因時因地而異。例如，從採取貨幣政策行動起約一年時間內其效果主要是影響金融市場，但同時約在第八個月起到第二十個月時間內也會影響支出、生產與就業，最後在第十五個月起到第二年時間內則會影響物價水準，其間影響的對象不僅層次分明，而且相互重疊，但也因國情不同或雖

---

\* 本文承蒙業務局楊局長之指導與協助、三位匿名審稿人費心審閱並提供改進意見，謹致衷心謝忱；本行林行務委員宗耀、業務局黃研究員富櫻、外匯局蘇研究員導民與其他行內同仁提供許多寶貴意見，在此一併致謝。惟文中各項觀點僅代表個人意見，與服務單位無關，如有錯誤，亦概由作者負責。

同一國而經濟情況不同其結果也因而不同。當央行採取寬鬆貨幣政策時，拆款利率會下跌，通常其他利率與匯率也跟著下跌或貶值，會降低借款成本、刺激需求而增加生產，終將使物價走高；反之，當央行實行緊縮貨幣政策時，拆款利率會提高，通常其他利率與匯率也跟著提高或升值，會提高借款成本、減少需求而降低生產，終將使物價降低。但貨幣政策傳遞效果通常難以預期，而央行執行貨幣政策引起利率、匯率與通膨率的反應程度與時機則主要決定於投資人、借款者、消費者、生產者之預期，但對於需求與物價的衝擊則又受其他政治與經濟因素所影響，因此貨幣政策的漫長落後性充滿了不確定性，為減少不確定性央行除以穩定物價為目標外，平時就是盡量維持拆款利率於適當水準。

有關貨幣政策的傳遞機能，理論研究概分三大方向，亦即傳遞管道為貨幣或信用管道、貨幣政策操作之利率對存放款利率的傳遞效果、及預先假設傳遞效果之貨幣政策目標之總體模型。就理論層面而言，正由於貨幣政策產生效力需要一段不確定的時間延遲，經濟環境對於貨幣政策的推行也有相當多的干擾因素，因此關於貨幣政策的有效性，及其傳遞過程到底是側重貨幣管道或信用管道，長久以來各學派均有不同的看法與爭議，而鑑於近來許多有關探討貨幣政策目標之小型總體實證模型常假設貨幣政策之傳

遞效果為立即而完整，為一窺真象，本文乃對央行執行貨幣政策時透過拆款利率如何影響存、放款利率的情況，及拆款利率是否真如上述所假設具有立即而完整之傳遞機能，以模型進行實證研究，此乃本文研究動機。因此本文研究重點不在於區分貨幣政策傳遞機能的信用管道或貨幣管道孰重孰輕，基本上這兩個管道都需靠銀行間拆款市場利率來傳遞，傳遞管道不同所影響的對象也不同，透過信用管道傳遞時會影響放款利率，而透過貨幣管道傳遞時則會影響存款利率，因此本文將以我國為對象實證兩項議題，主要焦點如上述將鎖定於傳遞管道的最前端，亦即新台幣拆款利率在貨幣政策效果中所扮演的傳遞角色到底為何？實證議題一是探討新台幣拆款利率與存、放款利率的關係。我國為一開放經濟體系，假設貨幣政策操作目標-新台幣拆款利率-之變化完全傳遞給存、放款利率時，亦即假設傳遞管道立即而完整時，以誤差校正模型（Error-Correction Model, ECM）實證當銀行拆款市場利率變化時，存、放款利率的動態調整過程。而為驗證實證理論模型之「拆款利率之變化完全傳遞給存、放款利率」假設，以進一步了解拆款利率之傳遞效果，乃進而設定實證議題二以探討拆款利率對存、放款利率及貨幣市場與資本市場利率的傳遞速度及完整性為何？基本上以上兩項實證是屬於獨立性的議題，但第二項實證也可視為第一項實證議題之理論模

型是否完整之檢驗。

除前言外，本文其餘章節安排如下，第二節為貨幣政策傳遞機能的相關研究及其決

定因素，第三節說明新台幣拆款利率與銀行存、放款利率的關係，第四節實證我國新台幣拆款利率之傳遞效果，最後為結論與建議。

## 第二節 貨幣政策傳遞機能的相關研究及其決定因素

關於貨幣政策傳遞機能的主要課題為貨幣衝擊如何影響經濟及經濟福利？其標準答案當然是貨幣數量的改變會影響市場的利率，因為物價、貨幣工資及預期不會馬上改變，最後對產出與就業的影響可能會較大，但長期而言貨幣是維持中性。Meltzer (1999) 以含有總合供給與總合需求兩條方程式之模型說明，總合供給是一條菲立浦式的曲線，貨幣政策只是由總合需求函數中的利率所代表，模型中的傳遞就是利率變化會反方向改變總合需求，若央行提高利率，產出減少，通膨降低，實質利率得以提高，如此繼續總合供給與總合需求的相互調整過程，直至達到通膨目標率，央行才停止利率的提高，經濟也會調整到新均衡。此架構中貨幣存量與貨幣需求同時運作，央行設定利率提供必要的貨幣存量以滿足需求，價格水準由通膨率與產出決定，實質貨幣餘額需求也是如此。但此一貨幣傳遞模型存在一個主要缺點，它省略了相對物價與實質財富對貨幣與其他衝擊的主要調整部分，及總合需求與產出對相對物價與實質財富變化的回應，所省略的這些過程是傳遞過程的主要部分。許多經濟學家使用此類模型而讓人誤以為流

動性陷阱（註1）實際上存在、也會發生，因為他們討論的是 1930 年代的衰退及 1990 年代日本長期蕭條的貨幣政策，由於兩種情況的利率都接近 0 %，致使經濟掉入了流動性陷阱，因此，由經驗所得到的結論顯示央行是無能的，另參見 Krugman (1998)，Ito (1998)。

古典學派的直接傳遞機能、凱恩斯學派的間接傳遞機能及理性預期學派的政策無效論等學派的看法大多認為貨幣政策是透過貨幣供給變動來影響經濟，就銀行的資產負債表來看，是透過銀行負債面來發揮效果，此乃凱恩斯學派所指的貨幣管道，這只是傳遞管道之一。有關傳遞管道為何或孰為重，文獻探討之重點並不全一致，有些強調利率、匯率與信用管道都很重要，如 BIS (1994)。而凱恩斯學派貨幣管道的貨幣政策傳遞機能，在傳統的凱恩斯 IS-LM 模型中，貨幣觀點假設只有兩種完全可替代之資產，i.e. 貨幣與債券，當央行採緊縮政策時，經由影響銀行存款與貨幣供給而影響利率，進而影響經濟活動，故強調的是銀行之負債面以探討貨幣政策的傳遞機能。惟自 Bermanke-Blinder (1988) 在傳統的凱恩斯 IS-LM 模型中引進

銀行放款當第三資產後，信用觀點就與傳統的貨幣觀點分庭抗禮，由於金融市場存在資訊不對稱性，小型企業與個人較難自證券市場取得資金，因此貨幣政策會影響銀行提供資金之意願與能力進而影響信用市場之功能。當央行採緊縮政策時，信用觀點認為透過放款減少，企業投資會減少，因而影響經濟活動，所強調的是銀行之資產面，其主要重點為有些借款者無法靠其他融管道取得資金，只能靠銀行借款，因此銀行信用管道在貨幣政策的傳遞機能中扮演重要角色。

一般而言，文獻上大部份都認為貨幣政策可經由貨幣或信用影響實質產出，而利用共積分析、VAR 模型或因果關係檢定法可檢定其相對重要性，但事實上，信用觀點與貨幣觀點並非相互排斥，它指出了貨幣數量與利率並非貨幣政策唯一指標，銀行放款數量為不可忽視的管道，因此，執行貨幣政策時宜拿捏此兩個管道孰重孰輕。信用市場在貨幣政策傳遞過程扮演角色的實證包括 Friedman-Kuttner (1993)、Bernanke-Blinder (1992) 及 Gertler-Gilchrist (1993)。至於信用觀點的個體模型則散見於 Stiglitz-Weiss (1981)、Bernanke (1983) 及 Blinder-Stiglitz (1983)。

Bernanke-Blinder (1992) 以 VAR 模型探討貨幣政策之衝擊效果，發現銀行放款為傳遞機能之重要成分，Gertler-Gilchrist (1993) 也發現貨幣政策緊縮時大企業以發

行商業本票取代銀行放款，因此支持信用觀點。實證上檢驗貨幣與信用觀點者，Romer-Romer (1990) 用因果關係檢定法得到的結論為貨幣觀點遠較信用觀點重要，Ramey (1993) 使用共積法檢定亦得到相同結論。Cecchetti (1999) 更進一步發現一個國家的法律系統、金融結構與貨幣政策傳遞機能相互關聯。Barran-Coudert-Mojon (1997)、BIS (1994, 1995)、DeBondt (1998)、Dornbush-Favero-Giavazzi (1998) 也均認為一國的金融結構會影響貨幣傳遞機能，例如，歐元區域各國金融結構的差異導致歐洲央行貨幣政策產生不對稱的效果，不利於貨幣政策的執行。Bardsen-Klovland (2000) 則估計貨幣、信用、實質所得及通膨之動態模型，發現金融自由化過程不會引起長期貨幣需求函數的永久移動，而貨幣與信用觀點對總合需求都展現強而穩定的效果。國內文獻方面，莊希豐、王希文 (民 87 年) 實證發現信用管道在台灣得以成立。另外，黃仁德 (民 88 年) 實證發現央行貼現率的變動不會導致隔夜拆款利率的變動，但會導致貨幣市場商業本票次級市場一至三十天期利率的變動，央行貼現率的變動對一星期後的隔夜拆款利率變動，存在宣示效果，根據實證顯示的不對稱效果，在經濟景氣期間著重在利率，在不景氣期間著重在貨幣數量與銀行信用，貨幣政策將可以更有效的穩定我國的經濟。

以上為傳遞管道孰重之研究，另外，Borio-Fritz (1995) 及 Cottarelli-Kourelis (1994) 研究不同國家間隔夜貨幣市場利率對銀行短期利率的影響，發現歐元區國家的長期彈性相似，通常稍高於一，大部分的調整在六個月內發生，銀行利率對隔夜貨幣市場利率反應緩慢的原因為下列五點：短期可轉讓貨市工具不發達、隔夜貨幣市場利率波動幅度大、國際資金流動受到限制、存在進入障礙、及銀行股權分散，而並非一般人所認為的下列二因素顯著影響傳遞速度：亦即存在商業本票市場、及市場集中度之故。而 Mojon (2000) 則以下式誤差校正模型估計隔夜貨幣市場利率 (Overnight Money Market Rate, MMR) 對銀行短期利率的傳遞估計係數：

$$\Delta r_t = c + \sum_{j=1}^{j \max} \alpha_j \Delta r_{t-j} + \sum_{k=1}^{k \max} \beta_k \Delta i_{t-k} + \gamma (r_{t-1} - i_{t-1});$$

$r$  代表銀行利率 (含存款、放款、抵押利率等)， $i$  代表隔夜貨幣市場利率， $\Delta$  為差分運算。上式適用於銀行利率與隔夜貨幣市場利率存在共積情況時，此時調整銀行利率趨向均衡值的  $\gamma$  係數顯著。若無共積情況時，則去除誤差校正項，此時估計式中的差分項可確保無虛偽迴歸之問題。估計結果發現大部分的銀行利率對 MMR 的變化回應緩慢，一般而言，銀行利率期限較長的反應較遲，通常三個月後的回應係數小於一，而短期信用利率 (或放款利率) 的反應通常較抵押利率及存款利率來得快，平均而言，短期信用

利率對 MMR 衝擊的三個月彈性係數等於 0.73，抵押利率為 0.31，而存款利率只有 0.27。實證上銀行利率的僵化是共同的發現，原因不外是若提高放款利率會減低借款人的信賴，及銀行利率的期限通常高於貨幣市場利率致較僵化。另外，對銀行信用利率的傳遞效果在貨幣市場利率上升階段時優於下降階段，而存款利率則剛好相反，此種傳遞上的利率不對稱性普遍存在，例如，Mester-Saunders (1995) 發現美國商業銀行的基本放款利率存在向下僵硬性，此不對稱傳遞可能反應銀行客戶存在轉貸成本致信用需求曲線及存款供給曲線的利率彈性降低，因而銀行以追求收入極大為目標。Neuwerk-Sharpe (1992) 認為銀行間的競爭激烈時，此種不對稱現象會較不顯著。

歸結 Mojon (2000) 認為有利於 MMR 傳遞效果的四個因素為：

- 一、高通膨、低 MMR 波幅的貨幣政策操作方式：貨幣政策操作方式會影響通膨與 MMR 的波幅，高通膨時名目價格 (及利率) 調整較頻繁，有利於傳遞效果，而 MMR 波幅越高傳遞效果越不好。
- 二、銀行間越競爭：銀行間越競爭，越能鞭策銀行調整利率以反應 MMR 的調降，也表示當 MMR 上升期間，銀行間若越競爭越會降低銀行提高放款利率的能力，也會使銀行更快提高存款利率。因此，銀行業的競爭會降低利率傳遞上的

不對稱性，短期債務市場規模的擴大也會加速銀行對 MMR 變化的反應。

三、直接金融越發達：直接金融越發達越使銀行存款利率更能貼近貨幣市場利率，例如，短期證券市場越發達、非利息所得比重越高、共同基金的成長越快，均越有利於 MMR 對存款利率的傳遞效果，而自由化是增進銀行競爭與直接金融發達的重要方法。

四、銀行成本的僵硬程度越小：銀行成本可分為操作成本與融資成本，操作成本包括分行網路與人員成本，操作成本越高貨幣政策對銀行放款利率之影響越小，傳遞幅度會越小，而融資成本的僵化性

主要決定於銀行部門的定價習性及資金成本來源的僵化程度，例如依賴存款資金者其籌資成本較從資本市場籌資更僵化。若銀行以成本為基礎，採利潤加成方式定價時，則 MMR 變化對銀行成本的影響將可從傳遞幅度反應出來。

有關探討貨幣政策目標之小型總體實證模型一直是總體貨幣的研究焦點，而近來這些模型的主要差異點為經濟體系開放程度之假設，如 Rudebusch-Svensson (1999) 採封閉經濟體系模型，而 Svensson (1997)、Batini-Haldane (1999) 則使用開放經濟體系模型之設定，至於傳遞效果則常假設立即而完整。

### 第三節 新台幣拆款利率與銀行存、放款利率的關係

我國是一小型開放經濟體 (SOE)，SOE 的貨幣市場利率深受匯率及外資流動的影響，故 SOE 貨幣市場利率的決定值得一提，也就是說新台幣拆款利率的決定有其背景環境。拆款利率、基本放款利率與存款利率相互關係的理論模型也需加以說明，並據以進行實證分析，因此本節主要是探討新台幣拆款利率對存、放款利率的影響。

#### 壹、新台幣拆款利率行為的背景環境

我國是一小型開放經濟體系，國內利率水準與匯率密不可分，因而國外利率的影響不容忽視，在我國利率自由化後，利率是由市場決定，而隨著資本帳漸開放，央行管理

匯率或國內利率時，相對受到之限制較多，新台幣拆款利率是屬貨幣市場利率，更需與國外短期利率維持於一差價關係，根據周秀霞、胡春田 (民 89)、沈中華 (民 88) 描述的 impossible trinity (不可能的三合一) 原則 (註 2)，央行不可能同時採行資金自由進出、固定匯率制度、及獨立的貨幣政策 (註 3)，以我國而言，在維持匯率穩定的前提下，若將國內利率與國外利率隔絕開來，勢將引起資金流進流出 (註 4)。

一般貨幣金融學教科書視國內利率的變動可由風險利率平價 (uncovered interest rate parity, UIRP) 利率理論 (註 5) 解釋，亦即投

資人不在遠匯市場作避險時，國內利率是由國外利率水準及新台幣匯率之市場預期決定：

$$i = i^* + \Delta E^e \dots\dots\dots(1)$$

其中， $i$  為國內利率， $i^*$  為國外利率， $\Delta E^e$  為匯率之預期變化。 $i^* + \Delta E^e$  是央行無法控制之外生變數。(1) 式可進一步分解為：

$$i - i^* - \Delta E^e = (i - i^* - fd) + (fd - \Delta E^e) \dots\dots\dots(2)$$

其中， $i - i^* - \Delta E^e$ ：代表風險利率差異（或國與國之間報酬率之期望差異）； $fd$ ：是遠期貼水利率； $(i - i^* - fd)$ ：代表無風險利率差異，是消除匯率風險之國內外利率差異，表示投資人為風險中立，並視國內國外證券為完全可替代； $(fd - \Delta E^e)$ ：代表匯率風險溢酬；(2) 式代表風險利率差異可分解為無風險利率差異加匯率風險溢酬。因此，國內利率的決定脫離不了國外利率與我國匯率的影響。

另外，MAS (1999) 將國內貨幣市場利率定為風險利率平價(covered interest rate parity, UIRP)利率  $i^f$  及封閉經濟體系下之利率  $i^*$  (註 5) 之加權平均：

$$i = \varphi i^f + (1 - \varphi) i^*; 0 \leq \varphi \leq 1 \dots\dots\dots(3)$$

(3) 式為小型開放經濟體的貨幣市場利率理論決定式，我國自能適用。 $\varphi$  為金融開放參數，代表國內貨幣市場開放外資進出的程度指標，資金可完全進出時  $\varphi = 1$ ，此時國內貨幣市場利率完全由  $i^f$  決定，亦即等於目前之國外利率；封閉經濟體系下  $\varphi = 0$ ，此時國內貨幣市場利率完全由可消除國內貨幣市場貨

幣餘額超額需求之利率決定。(3) 式可變化出各種不同開放程度的模型，如 Edwards-Khan (1985) 先以實證估計  $\varphi$ ，再個別推導封閉體系及完全開放體系之利率水準。事實上， $\varphi$  隨時間而變化，也可用來衡量資本帳戶自由化的程度。

上式的實證可由縮減式著手進行，國內利率的縮減式方程如 (4) 式 (Chinn-Maloney, 1998) 所示：

$$\Delta i_t = \beta_1 \Delta DC_t + \beta_2 CA_t + \beta_3 \Delta Y_t + \beta_4 \pi^e + \beta_5 \Delta W_t + \beta_6 \Delta i_t^f; \dots\dots\dots(4)$$

其中，

DC：中央銀行之淨國內信用（貨幣基數的國內成份）；

CA：經常帳；

Y：實質所得；

$\pi^e$ ：預期國內通膨率；

W：國內投資組合持有者之總財富；

$i_t^f$ ：調整匯率預期變化後的國外利率；

DC 的變化會改變貨幣基數，經由貨幣乘數改變貨幣供給，假如貨幣需求不變，則利率水準需改變以清算貨幣市場；若央行採行非沖銷式干預，則 CA 的變化會改變貨幣基數，因此，DC 與 CA 的變化是透過貨幣供給影響國內利率。Y、W、 $i_t^f$  的變化及  $\pi^e$  則是影響貨幣資產的需求而影響國內利率。封閉經濟體系下  $\varphi = 0$  時，國外利率的變化不會引起國內外資產的替代，因此  $\beta_6 = 0$ 。當資本帳戶開放程度越大， $\varphi$  越趨近一， $\beta_1$  到  $\beta_5$  越趨近 0，

$\beta_6$  也越趨近一。國內貨幣供給或貨幣需求的變化，會引起資本移動，將利率拉回與國際利率水準齊平。(4)式可用季資料實證，貨幣市場利率可用3個月期新台幣拆款利率代表，所得可由實質GDP代表，通膨率可由CPI對數之變化代表，國內投資組合持有者之總財富變化可由房地產價格指數變化代表，國外利率可以用3個月美元SIBOR利率代表，並由工具變數估計 $\beta_6$ 的一致估計數。新加坡實證結果顯示只有 $i$ 顯著影響國內貨幣市場利率，而其他因素如貨幣供給變化或影響貨幣需求的因素均不顯著。以上顯示在開放經濟體系下，匯率與國內外利率密切相關，而不可能的三合一現象存在開放經濟體系中，(1)與(3)式精神不謀而合，因此，我國拆款利率必深受美元利率水準與匯率所影響。由於我國資本帳仍有個人及公司行號自由結匯每年五百萬及五千萬美元之上限限制，資金仍未達完全進出之地步，亦即 $\varphi < 1$ ，因而我國在貨幣政策的執行上，需多所考量美元利率與我國匯率之水準，央行勢需將新台幣拆款利率維持於此均衡架構下，以上乃新台幣拆款利率行為之背景環境。

## 貳、拆款利率與銀行存、放款利率相互關係的理論模型

Klein (1971) 的銀行廠商理論認為獨占銀行面對的放款需求曲線為負斜率，存款供給曲線為正斜率，存放款利差決定於放款需求利率彈性，及存款供給利率彈性的大

小，若貨幣市場利率變化導致銀行追求極大利潤的利率產生變化，銀行會調整基本放款利率與存款利率的水準，Hannan-Berger (1991) 及 Cottarelli-Kourelis (1994) 認為下列條件成立時就會調整： $0.25b(\Delta i)^2 > C$ ；其中，

b：放款需求利率彈性或存款供給利率彈性；

i：貨幣市場利率；

C：存款或放款利率變化的成本；

以上表示貨幣市場利率的變化越大、銀行利率彈性越大或存放款利率變化的成本越小時，銀行就越容易調整利率。銀行間越競爭，則 b 越大，銀行利率的調整越靈活；銀行的獨占力越大，及銀行間相互勾結程度越親密，則 b 越小，利率的僵固性越大，也時常造成利率不對稱的調整，例如，當貨幣市場利率上漲，存款利率相對上漲的慢，反之，當貨幣市場利率下跌，存款利率調降的相對更快，Hannan-Berger (1991) 及 Neumark-Sharpe (1992) 均提到此種存款利率不對稱的調整，至於基本放款利率也調漲相對的快，調降則存在落後的現象[Mester-Saunders (1995)]。經比較我國一個月期定存利率、基本放款利率及隔夜銀行拆款市場利率，無法肯定存在存、放款利率漲跌不對稱性，需進一步研究。

Engle-Granger (1987) 認為若兩個變數為共積而存在均衡關係，則其短期失衡關係



總是可由誤差校正模型 (Error-Correction Model, ECM) 來代表, 稱為 Granger 代表定理, 然而若不存在均衡關係, 則不應由 ECM 刻劃兩個變數之短期行為。一般遇到不穩定數列的估計問題時, 只作差分處理是次佳方法, 它只能探討變數間的短期關係, 若資料中含有長期情報但卻被忽略時, 即使只預測下一期數值, 仍然無法準確, 因為並未充分利用資料中所含長期情報。一般經濟理論處理的往往是長期關係, 而忽略模型的短期動態面。誤差校正模型可以明顯的區分長期 (部份失衡誤差)、短期 (變數取差分) 關係, 一方面作差分處理考慮變數的穩定性, 另一方面則保留變數的水準值於誤差校正項中以考慮資料中所含長期情報, 假設樣本夠大, 可用標準的古典迴歸估計法估計誤差校正方程。假設拆款利率變化完全傳遞給存、放款利率時, 存、放款利率相應調整的情況可使用誤差校正模型探討 (MAS, 1999), 並進一步考慮利率僵固性現實特性而將模型分為對稱的 ECMs 模型與不對稱的 ECMs 模型兩種。

一、假設存放款利率並無易漲難跌或易跌難漲之僵固性, 則對稱的 ECMs 之存款固定利率、基本放款利率與銀行拆款市場利率之均衡關係式可分別設為:

$$\Delta i_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_t + \lambda_1 \mu_{t-1}^+ \dots \dots \dots (5)$$

$$\Delta i_t^P = \beta_0 + \beta_1 \Delta i_t + \delta_1 \delta_{t-1}^+ \dots \dots \dots (6)$$

其中

$i_t^D$ : 存款固定利率;

$i_t^P$ : 基本放款利率;

$i$ : 銀行拆款市場利率;

$\mu_{t-1}^+$ 及 $\delta_{t-1}^+$ 分別為存款固定利率、基本放款利率對銀行拆款市場利率共積 (cointegration) 迴歸之誤差校正項, (5)式中若 $\Delta i_t^D$ 相對於 $\Delta i_t$ 大太多, 則 $i_t^D$ 值可經由前一期之長期失衡誤差項 $\mu_{t-1}^+$ 進行部份調整, 調整的大小由 $\lambda_1$ 決定, 反之亦然, 故名為誤差校正模型, 因此透過 $\mu_{t-1}^+$ 向上或向下調整之速度一樣, 並無不對稱的情況發生;  $i_t^P$ 之基本放款利率情況也是如此。若樣本夠大, 上式可由標準的古典迴歸方法估計而無虛偽相關之問題。

二、不對稱的 ECMs 模型要考慮存款利率易跌難漲、放款利率易漲難跌的僵固特性, 故設定下列二式:

$$\Delta i_t^D = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_t + \lambda_1 \mu_{t-1}^+ + \lambda_2 \mu_{t-1}^- \dots \dots \dots (7)$$

$$\Delta i_t^P = \beta_0 + \beta_1 \Delta i_t + \delta_1 \delta_{t-1}^+ + \delta_2 \delta_{t-1}^- \dots \dots \dots (8)$$

(一) 由存款固定利率對銀行拆款市場利率共積迴歸可設:

$$\mu_t^+ = \mu_t \quad \text{若 } \mu_t > 0;$$

$$\mu_t^+ = 0 \quad \text{若 } \mu_t \leq 0;$$

及

$$\mu_t^- = \mu_t \quad \text{若 } \mu_t < 0;$$

$$\mu_t^- = 0 \quad \text{若 } \mu_t \geq 0;$$

t 期時,  $\mu_t > 0$  表示拆款市場利率下跌後, 存款固定利率高於與拆款市場利率間相對均衡值, 故後續期間須往下調;  $\mu_t < 0$  表示拆款市場利率上漲後, 存款固定利率低於與拆款

市場利率間相對均衡值，後續期間須往上調；透過誤差校正項  $\mu_t^+$  或  $\mu_t^-$ ，可使  $\Delta i_t^D$  往下或往上調， $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$  是其調整速度係數，代表拆款市場利率增減變化引起存款固定利率與拆款市場利率在前一期不均衡關係時之調整速度， $\lambda_1$  與  $\lambda_2$  不相等時就存在存款利率調整的僵固性， $\lambda_1 > \lambda_2$  表示銀行存款固定利率調降的快調漲的慢，是屬獨占定價方式，並剝削了存款人利益，亦即銀行存款利率易跌難漲，因此是屬不對稱的 ECM 模型。

(二) 同理，由基本放款利率對銀行拆款市場利率共積迴歸可設：

$$\bar{\epsilon}_t^+ = \epsilon_t \text{ 若 } \epsilon_t > 0;$$

$$\bar{\epsilon}_t^+ = 0 \text{ 若 } \epsilon_t \leq 0;$$

及

$$\bar{\epsilon}_t^- = \epsilon_t \text{ 若 } \epsilon_t < 0;$$

$$\bar{\epsilon}_t^- = 0 \text{ 若 } \epsilon_t \geq 0;$$

t 期時， $\epsilon_t > 0$  表示拆款市場利率下跌後，放款利率高於與拆款市場利率間相對均衡值，後續期間須往下調；而  $\epsilon_t < 0$  表示拆款市場利率上漲後，放款利率低於與拆款市場利率間相對均衡值，後續期間須往上調； $\bar{\epsilon}_t^+ > \bar{\epsilon}_t^-$  則代表銀行的放款利率易漲難跌的特性。

參、實證資料及方法

#### 一、實證資料

本文實證拆款利率、基本放款利率與存款利率關係的資料均來自央行金融統計月報(註 7)，期間為 1985:03~2000:10 之月資料，以上資料除本節實證分析所需外，第四

節實證拆款利率之傳遞效果時也利用本節資料，因此除拆款利率、基本放款利率與存款利率外，本文也對同期間之商業本票市場利率進行分析，以突顯存、放款利率不同於貨幣市場利率之動態調整行為。另外，黑市利率一向對資金變化反應靈敏，本文也列入分析對象。為畢其功於一役，也順便分析 10 年期中央公債次級市場利率，樣本期間為 1995:01~2000:10 (1999 年後部分資料取自證券櫃檯買賣中心資料庫)，各種利率如表一所示。

#### 二、實證方法

確定樣本數列具有單根及共積關係時，才能進行模式估計。

##### (一) 單根檢定

以單根檢定檢驗數列是否穩定，AR(1) 以上的檢定需以 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 或 Phillips-Perron (PP) 進行，檢定的 t 統計量不適用傳統的 t 分配，需用 MacKinnon 臨界值來判斷。若 ADF 檢定統計量落於臨界值內，則接受單根之虛無假設。

##### (二) 共積 (Cointegration) 檢定

Engle-Granger (1987) 認為若兩個變數為共積而存在均衡關係，則其短期失衡關係總是由 ECM 來代表，稱為 Granger 代表定理，然而若不存在均衡關係，則不應由 ECM 刻劃兩個變數之短期行為。因此，需先確定兩個變數是否存在均衡關係，亦即進行 ECM 估計前需先檢定共積。本文以 Johansen 共積

檢定法之軌跡 (trace) 統計量  $Q_r$  當概度比檢定統計量,  $k$  個內生變數之共積關係數從 0 到  $k-1$  個都有可能, 虛無假設及對立假設為:

$H_0$ :  $r = 0, 1, 2, \dots, k-1$  個共積關係;

$H_1$ : 所有數列為穩定 (或滿秩,  $r=k$ )

軌跡統計量  $Q_r$  為:  $Q_r = -T \sum_{i=1}^k \log(1-\lambda_i)$ ; 其

中,  $r$ : 為共積數,  $r = 0, 1, 2, \dots, k-1$ ;  $\lambda_i$ : 第  $i$  最大特徵值。當軌跡統計量  $Q_r$  在  $r=0$  虛無假設下, 大於 5% 臨界值時就拒絕  $r=0$ , 但在  $r=1$  虛無假設下, 小於 5% 臨界值時就接受  $r=1$ , 此時共積關係數  $r$  之個數就是 1, 以此類推。

### (三) 模型估計方法

為進行不對稱調整係數及存放款利率落

後期間月數之估計, 選擇一個單根之放款、定存一個月期利率作為 (5) - (8) 式的估計對象, 另外, 為進一步觀察貨幣市場利率的動態調整行為, 也選擇一個單根之初級市場商業本票 90 天期、及次級市場商業本票 90 天期等利率, 也以 (5) - (8) 式進行估計。估計各種利率與拆款利率之共積迴歸方程, 此時之  $\mu_{t-1}$ 、 $\sigma_{t-1}$  即為誤差校正項, 再將之帶入 (5)、(6) 式以 OLS 進行估計。再設定  $\mu_t^+$  及  $\mu_t^-$ ,  $\sigma_t^+$  及  $\sigma_t^-$  各二個變數, 帶入 (7)、(8) 式以 OLS 估計, 由其係數大小可判定存、放款利率是否存在不對稱調整情況。以上 OLS 估計均調整序列相關及以 white 異質變異數法校正共線問題。

表一 各種利率單查根檢定

變 數	ADF 檢定統計量
拆款利率 (ON)	-2.81*
放款利率 (LOAN)	-1.97*
活存利率 (DD)	-1.73*
一個月定存利率 (TD1M)	-2.20*
三個月定存利率 (TD3M)	-1.84*
六個月定存利率 (TD6M)	-1.55*
九個月定存利率 (TD9M)	-1.54*
活儲利率 (SD)	-2.09*
一年期定額利率 (TSD1Y)	-1.48*
二年期定額利率 (TSD2Y)	-1.46*
三年期定額利率 (TSD3Y)	-1.48*
90 天期商業本票初級市場利率 (CP90)	-2.95**
90 天期商業本票初級市場利率 (CP90)	-2.23*
180 天期商業本票初級市場利率 (CP180)	-1.98*
90 天期商業本票次級市場利率 (CPS90)	-2.93**
90 天期商業本票次級市場利率 (CPS90)	-2.45*
180 天期商業本票次級市場利率 (CPS180)	-2.08*
民間信用借貸利率 (CREDIT)	-2.01*
10 年期中央公債次級利率 (GOVT)	-3.81*

\*拒絕單根虛無假設之 5% 顯著水準 MacKinnon 臨界值為 -2.88。

\*\*拒絕單根虛無假設之 1% 顯著水準 MacKinnon 臨界值為 -3.47。

\*拒絕單根虛無假設之 5% 顯著水準 MacKinnon 臨界值為 -2.90。

肆、實證結果

對拆款利率、放款利率、存款利率及商業本票等利率之水準值，以 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定方法進行單尾單根檢定(註8)，由檢定統計量及臨界值可知(參見表一)，除10年期中央公債次級利率非單根外，餘在5%顯著水準下，全接受單根之虛

無假設，而一階差分均拒絕單根之虛無假設。

在1%顯著水準下，只有30天期商業本票初級市場利率及次級市場利率接受單根之虛無假設。因此，除10年期中央公債次級利率非單根外，5%顯著水準下，以上利率之水準值均為不穩定數列I(1)。

表二 Johansen 最大似法之共積檢定查結果

	極度比 (共積檢定 $H_0: r=0, 1$ )	1% 顯著水準共積方程數	正態化後 1 共積方程係數 [1, ON, C] (標準差)
LOAN-ON	22.5 4.0	$r=1$	[1, -0.72, -3.70] (0.11)
TDIM-ON	39.8 5.3	$r=1$	[1, -0.86, -0.08] (0.09)
CP90-ON	31.7 5.1	$r=1$	[1, -1.35, 1.48] (0.03)
CPS90-ON	33.5 6	$r=1$	[1, -1.18, 0.93] (0.08)
DD-ON	10.8 3.1	拒絕任何共積方程	
SD-ON	13.8 4.6	拒絕任何共積方程	
CP30-ON	21.4 7.4	$r=2$	[1, -1.01, -0.6] (0.04)
Cps30-ON	37.9 8.4	$r=2$	[1, -1.06, 0.35] (0.03)

註：虛無假設無共積方程之1%臨界值為20.04，1共積方程之臨界值為6.7，共積方程係數C代表常數項。

在5%顯著水準下，以上利率之水準值均為I(1)，可進行共積檢定，假設利率數列呈線性趨勢，共積方程只有截距項而無線性趨勢，使用Johansen共積檢定，由極度比檢定結果顯示(Johansen最大似法之共積檢定結果如表二所示)，在1%顯著水準下放款利率、定存一個月期利率、商業本票90天期利率等均與拆款利率存在一共積方程，其餘

利率與拆款利率檢定結果亦列於表二。ECM模型估計結果則如表三所示。

伍、實證結果說明

表三結果顯示，在存、放款利率的變化方面，對稱的ECM方程估計值符號正確且顯著，負的符號表示存、放款利率因應拆款利率變化的調整有落後情況，達到統計顯著時表示存、放款利率與拆款利率間之前一期均

表三 拆款利率變化引起存、放款利率變化之實證結果

	C	$\Delta$ ON (估計 $\alpha_1, \beta_1$ 係數)	共積方程估計不對稱的誤差校正項 (5)-(8)式(估計 $\lambda, \delta$ 係數)		$\bar{R}^2$	DW
			共積方程估計不對稱的誤差校正項 (7)、(8)式 ON 減少 (估計 $\lambda_1, \delta_1$ 係數)	共積方程估計不對稱的誤差校正項 (7)、(8)式 ON 增加 (估計 $\lambda_2, \delta_2$ 係數)		
$\Delta$ TDIM	0.45	0.17 (7.11)	-0.39 (-5.30)		0.59	2.14
	-0.02	0.17 (8.81)		-0.10 (-0.74)	0.62	1.86
$\Delta$ LIAN	0.001	0.03 (1.87)	-0.089 (-2.03)		0.42	1.99
	0.01	0.03 (1.81)		-0.15 (-1.36)	0.42	1.89
$\Delta$ CP90	-0.005	0.68 (18.83)	0.19 (0.78)		0.01	2.07
	0.098	0.68 (13.51)		0.05 (0.32)	0.6	2.08
$\Delta$ CPS01	-0.007	0.59 (11.77)	0.16 (0.87)		0.58	1.98
	-0.04	0.59 (11.89)		0.11 (0.42)	0.58	1.96

註：估計各種利率與拆款利率之共積運算方程，接受無偏誤差項  $\mu_t, \varepsilon_t$  存在共積關係之假設後，再設定  $\mu_t^+ \neq \mu_t^-$ ， $\varepsilon_t^+$  及  $\varepsilon_t^-$  變數，以 OLS 估計，並調整序列相關及以 white 異質共變數法校正共線問題。

衡關係明顯出現偏離時，銀行會據而調整存、放款利率，也表示央行操作拆款利率的效果顯著。而  $\Delta$ TDIM 估計值大於  $\Delta$ LOAN 估計值，表示存款利率反應拆款利率變化的程度大於放款利率反應的程度。因應拆款利率變化存、放款利率調整的平均落後期間（假設拆款利率變化完全傳遞給存、放款利率時，存、放款利率調整的平均落後期間）分別為  $\frac{(1-\alpha_1)}{\lambda} = \frac{(1-0.17)}{-0.39} = -2.13$ （月）及  $\frac{(1-\beta_1)}{\delta} = \frac{(1-0.03)}{-0.089} = -10.9$ （月），顯示存款利率調整的平均落後期間（為 2.13 個月）短於放款利率調整的平均落後期間（為 10.9 個月），既然放款利率調整的慢，代表拆款利率降低

後放款-存款利差會暫時的擴大，拆款利率提高後放款-存款利差會暫時的縮小。

但若考慮到存、放款利率僵固性時，因應拆款利率變化，存、放款利率不對稱的誤差校正項 ECM 之估計值分別為  $\lambda_1 = -0.10$ ， $\lambda_2 = -0.018$ ， $\delta_1 = -0.15$ ， $\delta_2 = -0.16$ ，均不顯著，而且 wald 係數限制檢定顯示， $\chi^2$  值與機率值無法拒絕  $\lambda_1 = \lambda_2$  及  $\delta_1 = \delta_2$ ，因此無證據顯示存、放款利率因應拆款利率變化的調整有不對稱型態發生，亦即存、放款利率並無不對稱的獨占定價行為，其調整不存在僵固性，原因可能包括：

1. 我國為一高度開放的經濟體，直接金融發達與金融中介多元化的結果，銀行業極

度競爭；

2. 中央銀行平日之道德勸說奏效，銀行不易藉機擴大存放款利差，因而存放款利率的調整不存在僵固性；

3. 沒有外匯管制，居民可自由取得外匯存放款，對新台幣存放款及銀行利率自然會有影響；

以上均影響了銀行的放款需求利率彈性及存款供給利率彈性，因而影響了銀行定價行為及銀行放款的定價競爭性。

以同樣方式估計商業本票利率之反應方式，發現對稱、不對稱校正項均不顯著，但大部分為正，隱含表示商業本票利率領先拆款利率之變化，與一般認為商業本票利率較

靈活之看法相符。

以上理論模型是建立在拆款利率變化完全傳遞給存、放款利率之假設上，此乃過度簡化也可能與各國實際經驗不符，例如，開放經濟體系模型之匯率傳遞管道相較於其他管道顯較重要，但其傳遞速度不可能是立即而完整，且 Milton Friedman 也認為貨幣政策傳遞機能存在長而多變的落後現象。因此，有些研究文獻已融入與時間、狀態相關之因素，修正傳遞行為，如 Cunningham-Haldane (2000) 即是。因此本文認為有必要進一步確認拆款利率對存、放款利率及貨幣市場與資本市場利率的傳遞速度及完整性，以示對本節理論模型的粗略驗證。

#### 第四節 我國新台幣拆款利率之傳遞效果

拆款市場利率是我國貨幣政策操作上極重要之參考指標，透過拆款市場利率的變化影響景氣循環與物價，操作拆款利率又如何影響國內經濟，端視拆款利率變化影響其他利率的速度與程度如何而定，若拆款利率變化傳遞給其他利率的效果迅速而完整，則貨幣政策能強力影響國內經濟。因此本節以三個估計模型探討拆款利率對存、放款利率及貨幣市場與資本市場利率的傳遞速度及完整性，以檢驗拆款利率影響其他市場利率的程度，但其效果良窳是建立於央行明確宣示或實際上是以拆款利率為操作目標的前提假設

上。就央行明確宣示「以拆款利率為操作目標」這一點而言，1990 年之前的樣本確是不符合此前提假設，但若就實際上是以拆款利率為操作目標這一點而言，各國央行自不會忽視短期利率水準的高低，故以 1985 年來的利率當樣本資料似無不妥之處。

初步檢視資料發現，各種市場利率長期趨勢大致與拆款利率一致，尤其是商業本票市場利率與拆款利率幾呈同步移動。而樣本中的 10 年期中央公債次級市場利率有時低於拆款利率，甚至兩者走勢相反，如 1999 年以來即是如此。本節分析拆款市場利率與各種

市場利率的關係及其在貨幣政策上之傳遞效果。

### 壹、長短期利率的關係

利率為資金之價格，理論上由供需決定，舉凡物價、貨幣、所得、匯率都與利率有關係，以利率及利率差距 (spread) 預測經濟循環早已為文獻所肯定 (Bernanke, 1990)，而貨幣影響利率的四個管道為所得效果、物價效果、流動性效果及物價上漲預期效果，長短期利率的關係可由下式得知：

$$M_s \quad r \quad R \quad I ; \dots\dots\dots(9)$$

其中  $M_s$  為貨幣供給率， $r$  為短期名目利率， $R$  為長期名目利率， $I$  為投資，{1}代表流動性效果，{2}代表利率期限結構，一般而言，在正常情況下，收益率曲線為正斜率， $r$  與  $R$  應同方向變動，因此貨幣政策影響貨幣供給成長率，經由長短期利率的互動而影響投資與經濟活動。

隔夜拆款市場利率為極短期利率，拆款利率的變化必然引起市場長短期利率結構的變化，依 (9) 式可知拆款利率的變化與各長短期利率的變化方向應一致。

### 貳、銀行存放款利差結構產生變化

但非所有利率都隨拆款利率同步變化，有些利率不動如山，如銀行活期儲蓄存款利率自 1986 年 11 月以來，除偶爾一次跳高又

回跌外，均維持於 3.5 %，此一利率水準對銀行存款利率具特殊意義，它是 1961 年以來活存最高利率水準，同時也是活儲及一個月期定存的最低利率水準，顯示過去銀行經營的成本利潤考量淪於蕭規曹隨，缺乏科學化分析與佐證。

至於銀行基本放款利率則呈起伏振盪不穩定走勢，自 1989 年 3 月之 7 % 一度跳升至 10.5 % 以外，從未調回至原水準，基本放款利率大致維持於 6.75 % 至 10.5 % 之間，此種僵固性明顯與存款利率不同，由資料發現所有存款利率都已跌回至 1989 年 3 月之水準，目前的基放利率與各種天期存款利差處於歷史上最高點，達 3 % 以上，同時各種天期利差結構明顯出現變化，利率自由化以前，各種天期利差水準維持固定關係 (1985 年至 1988 年間之利差結構呈平行關係)，利率自由化之後，各種天期利差水準已無平行關係，有漸趨向某一水準集中趨勢，但卻維持於高檔，顯示銀行已將利差擴及於所有存款天期，出現漸集中於某一水準態勢。

### 參、實證模型

拆款市場利率的變化會影響整個利率結構，然而各種利率並不會都隨拆款市場利率而同步變化，有些利率甚至不受影響或呈反向變動，為確認拆款利率對存、放款利率及

貨幣市場與資本市場利率的傳遞速度及完整性，本文採用 Lowe Philip (1995) 之三個實證模型，將新台幣拆款市場利率的變化引起各種市場利率變化的平均程度，設定如下實證方程式：

$$R_t = \alpha_1 + \beta_1(O/N)_t + \delta_t \dots \dots \dots (10)$$

其中  $R$  為各種利率， $(O/N)_t$  為拆款利率。

利率變化：

$$\Delta R_t = \alpha_2 + \beta_2 \Delta(O/N)_t + \delta_t \dots \dots \dots (11)$$

其中  $\Delta R$  為各種利率的變化， $\Delta(O/N)_t$  為拆款利率的變化。

若拆款利率變化的傳遞過程即時而完全，則  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  應與一接近，但實務上，拆款利率變化的傳遞效果不可能即時，尤其是銀行市場的利率可能比標售市場利率還需花更長時間去調整，此種情況需進一步估計下列模型：

$$\begin{aligned} \text{長期傳遞} : R_t = & \alpha + \sum_{i=0}^3 \gamma_i \Delta(O/N)_{t-i} + \sum_{i=0}^3 \varphi_i \Delta R_{t-i} \\ & + \delta(O/N)_t + \delta_t \dots \dots \dots (12) \end{aligned}$$

$\delta$  代表各種利率對拆款利率變化的長期反應係數。

為避免不穩定數列引起偽相關現象，前節已對所有變數之水準值進行單根檢定，在 5% 顯著水準下，除 10 年期中央公債次級市場利率外，餘均為  $I(1)$  數列，亦即前一期

利率影響本期利率時，估計出來的影響結果，有可能是虛偽的，不過對變數作差分或取對數即可改善此現象。在單根情況下，發現有些利率與拆款利率有共積，有些則無，不過本文樣本期間顯然並非夠長，此結果較令人驚訝，同時長期傳遞係數若顯不為一時，也是值得小心解釋的。另外，對所有利率資料以 X-11 進行相乘性季節性檢定，由穩定季節性檢定及移動季節性檢定兩者發現季節指數並無明顯的季節現象。儘管存在單根問題，本節還是同時對 (10)、(11) (12) 式分別進行估計。

(10)、(11) 式估計方法以 OLS 進行，第 (12) 式以 TSLS 估計方法進行，以常數項、各種落後利率、拆款利率等當工具變數，長期傳遞方程只列出  $\delta$  係數之估計值。三條方程估計時，均經變異數不齊一性及序列相關調整之校正。

#### 肆、實證結果

依 (9) 式可知拆款利率的變化與各長短期利率的變化方向應一致，由表四之  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  係數值及  $\delta$  係數值均為正，顯示本文實證結果也是如此，可知我國新台幣拆款市場利率變動對所有利率的影響有同向的作用，結果說明如下：



表四 拆款利率對各種利率的傳遞效果

	水準值 <sup>1</sup>			差分値 <sup>2</sup>			長期傳遞係數 <sup>3</sup>
	$\alpha_1$	$\beta_1$	$\bar{R}^2$	$\alpha_2$	$\beta_2$	$\bar{R}^2$	
商業本票利率							
初級市場 90 天	0.96	0.83 (19.40)	0.04	-0.002	0.89 (17.12)	0.50	0.97 (20.90)
初級市場 94 天	2.59	0.87 (14.10)	0.93	-0.004	0.85 (14.23)	0.63	0.75 (20.82)
初級市場 180 天	3.78	0.50 (9.98)	0.94	-0.004	0.47 (8.34)	0.51	0.61 (12.89)
次級市場 30 天	0.87	0.84 (15.58)	0.98	-0.004	0.81 (15.87)	0.83	0.87 (24.70)
次級市場 90 天	3.01	0.53 (10.37)	0.94	-0.005	0.52 (11.16)	0.60	0.70 (13.96)
次級市場 180 天	4.44	0.32 (7.13)	0.94	-0.006	0.30 (6.59)	0.45	0.43 (5.78)
10 年期中央公債次 級市場利率	5.82	0.05 (1.19)	0.87	-0.036	0.03 (0.71)	0.08	0.064 (1.27)
存款利率							
活期存款	1.54	0.007 (1.45)	0.99	-0.003	0.007 (1.49)	0.33	0.008 (1.83)
活期儲蓄存款	3.58	0.309 (1.31)	0.98	-0.004	0.008 (1.27)	0.42	0.01 (1.84)
定存一個月期	4.85	0.059 (1.80)	0.93	0.008	0.047 (1.21)	0.20	0.22 (3.67)
定存三個月期	5.80	0.017 (0.66)	0.97	-0.01	0.01 (0.28)	0.30	0.061 (2.29)
定存六個月期	6.03	0.014 (0.48)	0.98	-0.012	0.009 (0.27)	0.34	0.047 (2.16)
定存九個月期	6.22	0.012 (0.42)	0.98	-0.014	0.007 (0.24)	0.37	0.04 (1.71)
定儲一年期	6.94	0.023 (0.81)	0.99	-0.015	0.02 (0.67)	0.38	0.058 (2.40)
定儲二年期	6.43	0.023 (0.80)	0.98	-0.016	0.02 (0.63)	0.35	0.054 (2.38)
定儲三年期	6.44	0.033 (1.08)	0.99	-0.017	0.03 (0.88)	0.38	0.087 (2.54)
基本放款利率	7.82	0.085 (1.33)	0.98	-0.009	0.034 (1.20)	0.40	0.058 (2.40)
民間信用借貸利率	22.80	0.12 (3.15)	0.97	-0.002	0.12 (3.06)	0.07	0.22 (4.98)

註：

- 資料來源：金融統計月報。<sup>1</sup>以 OLS 估計方程式 (10)、(11)，<sup>2</sup>以 TSLS 估計方程式 (12)。
- 存款利率及基本放款利率採第一銀行牌告標榜利率，民間信用借貸利率採台北市民間信用拆借平均利率，括號中數字為 t 值。
- 拆款利率、商業本票市場利率、存款利率、基本放款利率及民間信用借貸利率樣本期間為 1985：03-2000：10，10 年期中央公債次級市場利率（1998 年後部分資料取自證券櫃檯買賣中心資料庫）樣本期間為 1985：01-2000：10，皆為月資料。

### 一、商業本票市場利率

不論是水準值、差分值或長期傳遞係數，拆款利率對商業本票市場利率之影響顯著，對初級市場之影響大於對次級市場之影響，對於短天期之影響大於長天期之影響，例如，初級市場 30 天期利率之  $\beta_1$  係數值高達 0.93， $\beta_2$  高達 0.89，而 90 天期及 180 天期之  $\beta_1$  及  $\beta_2$  係數依序降低。 $\delta$  係數值亦是如此，但未如  $\beta_1$  及  $\beta_2$  係數明顯。以上結果表示拆款利率對商業本票利率之傳遞效果較迅速而完整，其中又以對商業本票初級市場 30 天期的利率傳遞效果最迅速而較完整，次級市場 180 天期利率  $\beta_2$  反應係數只有 0.30，基本上這表示商業本票利率未反應拆款利率移動的預期，甚至領先拆款市場利率而變化。由截距項  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  亦知，180 天期利率高於 90 天期，而 90 天期高於 30 天期，呈正常收益曲線形狀。

以 VAR 估計、檢定因果關係及估計 VAR 的衝擊反應函數，結果顯示（未列出），商業本票次級市場利率與隔夜拆款利率雖互相影響，惟商業本票次級市場利率足以進一步增強隔夜拆款利率變動的解釋能力，且其中一個變動引起另一個變動的程  
度，以商業本票次級市場利率的影響力較強，亦即商業本票次級市場利率變動影響隔夜拆款利率變動的程  
度，較隔夜拆款利率變動影響商業本票次級市場利率的程  
度強。

### 二、10 年期中央公債次級市場利率

拆款利率與 10 年期中央公債次級市場

利率的關係更複雜，拆款利率改變會影響短期利率預期的未來水準及現在的長期利率水準，經由流動性效果及未來通膨的預期效果使長期公債利率的變動不明（註 9）。估計結果顯示  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  係數及  $\delta$  係數均不顯著為正，值約分別為 0.05、0.03、0.06，可見拆款利率對 10 年期中央公債次級市場利率的傳遞效果並不佳。

### 三、存款利率

存款利率之  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  係數值均不顯著，係數值也很小，表示拆款利率對其傳遞效果不大。不過部分  $\delta$  係數值顯著為正，顯示拆款利率對存款利率之立即傳遞效果雖慢而不完整，但長期傳遞效果則較理想。各種存款利率之係數基本上大小差異不大，表示不同天期存款間競爭性並不激烈。存款利率傳遞效果係數在所有利率中最低，顯示存款市場間競爭力相對較低，民眾存款決策之利率導向不強，而由截距項  $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$  值亦知存款利率的結構符合正的收益曲線特性，平均而言，長天期利率高於短天期。

### 四、放款利率

放款利率之  $\beta_1$ 、 $\beta_2$  係數值均小也不顯著，長期傳遞係數則顯著為正，與部分存款利率之估計結果相似。自 1993 年以來，基本放款利率幾乎停留於 8 % 左右，拆款利率的變化對其似乎無影響。

在台灣金融市場實務上，一般銀行調整存、放款利率參考指標之一為存放比，存放

比太高，為資金趨緊之指標，在資金變化時期、或政策面預期調整下，若存放比太高時，銀行利率很可能會迅速反應。與存款利率一樣，放款利率之調整常有相依性，亦即在政策考量下常出現反應不足（underreaction）現象，而非一次反應，總等到政策明朗化後才會調適至適當水準，因此出現前後期正相關之特性，故前期利率水準會影響當期利率，而出現長期傳遞係數明顯的受拆款利率影響的結果，雖然係數值不大，而決定拆款利率影響放款利率之傳遞程度的是銀行利率結構、放款之風險及銀行競爭程度。

#### 五、民間信用借貸利率

民間信用借貸利率之 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 及 $\delta$ 係數值亦顯著為正，但係數值不大，又拆款利率與民

間信用借貸利率的走勢很相似，表示拆款利率會影響民間信用借貸利率，但其影響速度不立即，程度也不完全， $\alpha_1$ 值高達 22.98 是所有利率中最高的，顯示其黑市特性。

#### 六、結語

Philip Lowe (1995) 曾以上述模型估計澳洲隔夜資金利率（cash rate）與市場利率的關係，發現拆款利率對貨幣市場的所有利率及存款帳戶的現金管理信託利率之傳遞效果最迅速而完整， $\beta$ 係數值幾乎接近一，理由是它們都是投資於短期貨幣市場工具。而其他存款帳戶的利率、放款利率及長期債券利率之 $\beta$ 係數值雖明顯低於一，但介於 0.36~0.83 間，顯示拆款利率對市場利率的傳遞效果遠比我國強。

### 第五節 結論與建議

文中兩理論模型基本上是個別獨立，本文第一項實證所採理論模型（5）-（8）式是假設拆款利率變化完全傳遞給存、放款利率時，拆款利率變化引起存、放款利率變化之動態調整過程，惟實際上拆款利率的傳遞效果不可能是完整的，因此本文以第二個估計模型（10）-（12）式驗證前一模型之假設。

#### 壹、結論

本文實證結果發現：

一、若無存、放款利率僵固性時，存、放款利率因應拆款利率變化的調整有落後情況，當存、放款利率與拆款利率之均衡關係

明顯出現偏離時，銀行會據而調整存、放款利率，而存款利率反應拆款利率變化的程度大於放款利率反應的程度，同時反應落後之期間也較短，表示拆款利率降低後存放款利率差會暫時的擴大，拆款利率提高後存放款利率差會暫時的縮小。

二、但若考慮到存、放款利率僵固性時，實證結果並無證據顯示存、放款利率有不對稱的獨占定價行為，其調整不存在僵固性，原因可能是我國銀行業極度競爭及中央銀行平日之道德勸說奏效，銀行不易藉機擴大存放款利率差所致。

三、以同樣方式估計商業本票利率之反應方式，發現商業本票利率領先拆款利率之變化，符合一般之看法。

四、新台幣拆款利率之傳遞效果並非立即而完整，實證顯示拆款市場利率對商業本票市場利率的傳遞效果較迅速而完整，尤其是對商業本票初級市場 30 天期的利率傳遞效果最迅速而完整，對活期存款利率的效果最差。實證結果也顯示，拆款利率變化的傳遞效果不可能即時，銀行市場的反應確實比票券及債券市場來得遲，而拆款利率的變化與各長短期利率的變化方向一致，符合正常斜率收益率曲線及利率期限結構的推論，也佐證了流動性效果的成立。

## 貳、建議

綜合以上研究，本文建議：

一、新台幣拆款利率可發揮貨幣政策之宣示效果：既然銀行會因存、放款利率與拆款利率之均衡關係明顯出現偏離而調整存、

放款利率，則央行以新台幣拆款利率為貨幣政策傳遞訊息可發揮宣示效果。

二、央行之道德勸說，也可望阻止銀行不當之擴大存放款利差，有效維護金融紀律。

三、雖然貨幣政策存在不確定的落後期間，然為觀察央行平時操作新台幣拆款利率對長短期利率之立即效果，短天期商業本票利率及初級市場 30 天期利率為極重要的參考指標。

四、不管是貨幣傳遞管道或信用傳遞管道，均受銀行所影響，而直接金融市場在貨幣政策傳遞效果上所扮演角色也是不可忽略重要因素，值得進一步研究。

五、本研究之放款利率是採銀行牌告基本放款利率，而存款利率反應拆款利率變化的程度大於放款利率反應的程度，此一結果若能進一步以銀行放款實際利率估計，其結果可能更客觀。

## 附 註

- 1 流動性陷阱表示名目貨幣餘額需求等於名目貨幣餘額存量，此時利率已接近 0 %，再增加名目存量並無法傳遞給實質部門或物價水準。
- 2 在小型開放經濟體系下，如果資本市場完全開放，資本可以自由進出，在此情形下，套利的結果將使得本國利率水準受制於外國利率水準，此時央行若採固定匯率制度，則貨幣政策將完全喪失自主權，反之，若央行想擁有獨立自主的貨幣政策，就必須放棄固定匯率制度，或者是採行封閉的資本市場體系，此論點就是 R.Mundell 的最重要貢獻，有人將固定匯率政策、開放的資本市場、獨立於固定匯率的貨幣政策三者不可能同時兼顧稱之為不可能的三合一。例如，若要捍衛匯率，央行勢需容許短期利率的飆漲，利率飆漲一段時間後，對股價及銀行體系將有不利的影響，若央行評估負面作用太大，可能就需棄守原先之捍衛匯率政策。
- 3 所謂獨立的貨幣政策，例如以貨幣供給或利率為操作目標即是。
- 4 例如，我國央行企圖降低國內利率，可能會引起資金流出，國內的流動性會受到影響，最後利率又將回升。因此我國銀行間新台幣拆款利率與境外美元拆款利率間應維持一相當的利差 (spread)。
- 5 利率平價說主要是說一種貨幣的遠期升水或貼水應反應兩國利率間之差距，根據有無利用遠匯避險，又可分為無風險利

率平價(covered interest rate parity, CIRP), 以及風險利率平價兩種。前者係指為了避免匯率變動造成匯兌上的損失, 在進行利息套利活動的同時, 亦進行遠匯避險。此一作法最後會保證利率差距效果會被遠期外匯升貼水所抵銷。後者則指在套利過程中並非以遠匯避險來計算, 而是以預期一年後的即期匯率來計算, 因此, 若「遠期匯率為未來即期匯率之不偏估計值」, 則 CIRP 與 UIRP 相同, 意指預期匯率變動應等於利率差。

- 6 在封閉經濟體系下, 無外資進出, 此時之貨幣供給等於貨幣需求之利率水準即是。
- 7 本文將於第二、三節實證各種利率, 各種市場利率包括商業本票市場利率(含初級及次級市場 30 天期、90 天期、180 天期利率)、第一銀行存款利率(含活期存款、儲蓄存款、一個月期定存、三個月期定存、六個月期定存、九個月期定存、一年期定儲存、二年期定儲存及三年期定儲存牌告機動利率)、第一銀行基本放款利率、民間信用借貸利率及十年期中央公債次級市場利率等, 樣本期間為 1985:03~2000:10, 只有 10 年期中央公債次級市場利率樣本期間為 1995:01~2000:10, 皆為月資料。
- 8 最適落後階數以 Akaike Criterion (AIC) 決定。
- 9 拆款利率改變經由流動性效果及未來通膨的預期效果而影響長期公債利率, 降低短期利率後透過流動性效果, 隱含未來的短期利率更低, 進一步使長期公債利率水準有向下的壓力; 另一方面, 透過未來通膨升高的預期效果, 預期未來的短期利率會上升, 致名目長期公債利率有上漲的壓力, 結果兩種效果有部分互抵作用, 長期公債利率的走勢端視何種效果強而定。

## 參考文獻

- 黃仁德, 「我國央行貼放政策效果與貨幣政策傳導機能的實證分析」, 中央銀行季刊, 21:3, 民 88 年 9 月, 頁 49-75。
- 周秀霞、胡春田, 「資本市場與匯率、利率的關係 - 不可能的三合一(impossible trinity) 理論與實證」, 貨幣市場雙月刊, 第四卷第五期, 民 89, 頁 15-37。
- 沈中華, 「不可能的三頭馬車-金融風暴與新加坡」, 金融財務, 2, 民 88 年 4 月, 頁 55-65。
- 莊希豐、王希文, 「貨幣政策傳遞機能之臺灣實證研究」, 臺灣銀行季刊, 49:4, 民 87 年 12 月, 頁 71-96。
- Bardsen Gunnar, Klovland Jan Tore (2000), "Shaken or Stirred? Financial Deregulation and the Monetary Transmission Mechanism in Norway", *Scandinavian Journal of Economics*, 102 (4), 563-583。
- Barran, F., V. Coudert, B. Mojon (1997), "The Transmission of Monetary Policy In European Countries", *European Monetary Policy*, Pinter London.
- Batini, N., A. G. Haldane (1999), "Forward-looking Rules for Monetary Policy", in Taylor, J. B. (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press.
- Bernanke Ben S. (1983), "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression", *American Economic Review*, 73, 257-276。
- Bernanke Ben S. (1990), "On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads", *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Australia, Nov/Dec., 51-68。
- Bernanke, B., Blinder, A. (1988), "Credit, Money, and Aggregate Demand", *American Economic Review*, 78, 435-9。
- Bernanke, B., Blinder, A. (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, 79, 14-31。
- BIS (Bank for International Settlements) (1994), "Macroeconomic and monetary policy issues raised by the growth of derivatives markets", Balse, November, ISBN 92-9131-055-7 (Hannoun Report, Working Group of Ten Countries)。
- BIS (1994), "National Differences in Interest Rate Transmission", C.B. 393, Balse, March。
- BIS (1995), "Financial Structure and the Monetary Policy Transmission", C.B. 394, Balse, March。
- Blinder, A., Stiglitz J.E. (1983), "Money, Credit Constrains, and Economic Activity", *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, 73, 297-302。
- Borio C.E.V., W. Fritsch (1995), "The response of short-term bank lending rates: A cross-country perspective", BIS。
- Cecchetti, Stephen G. (1999), "Legal Structure, Financial Structure, and the Monetary Policy Transmission Mechanism", *FRBNY Economic Policy Review*, July, p.9-28。

- Chinn,M.D. , W.F.Maloney ( 1998 ) , "Financial and Capital Account Liberalization in the Pacific Basin:Korea and Taiwan During the 1980's",*International Economic Journal*,12:53-73。
- Cottarelli,C.,A.Kourelis ( 1994 ) , "Financial Structures , Bank Lending Rates,and the Transmission Mechanism of Monetary Policy",*IMF Staff Papers* , 41 : 587-623。
- Cunningham A.,Andrew G. Haldane ( 2000 ) , "The Monetary Transmission Mechanism In The United Kingdom : Pass-Through & Policy Rules ",Central Bank of Chile Working Paper。
- DeBondt,G. ( 1998 ) , "Financial Structure : Theories and Stylised Facts for Six EU Countries",*De Economist* No.146,2,pp. 271-301。
- Dombush,R.,C.Favero,F.Giavazzi ( 1998 ) , "The Immediate Challenges for the European Central Bank",*Economic Policy* No.26,pp. 17-64。
- Edwards,S.,M.S.Khan ( 1985 ) , "Interest Rate determination in Developing Countries : A Conceptual Framework",*IMF Staff Paper* , p.377-403。
- Friedman B.M.,Kuttner K.N. ( 1993 ) , "Economic Activity and the Short-term Credit Markets : An Analysis of Prices and Quantities",*Brookings Papers on Economic Activity* , 2 , 193-266。
- Gertler,M.,Gilchrist S. ( 1993 ) , "The role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism : arguments and evidence " ,*Scandinavian Journal of Economics* , 95 ( 1 ) , 43-64。
- Goodhart,C.A.E. ( 2000 ) , "Monetary Transmission Lags and The Formulation of The Policy Decision On Interest Rates",*Financial Markets Group,London School of Economics*。
- Hannan,T.H.,A.N.Berger ( 1991 ) , "The Rigidity of Prices : Evidence From the Banking Industry",*American Economic Review* , 81 , 938-45。
- Ito Takatoshi ( 1998 ) , "Japan and the Financial Crisis : the Role of Financial Supervision in Restoring Growth",Presented at a Conference on the "The Japanese Financial System",New York : Columbia University,Oct,1-3。
- Klein,M. ( 1971 ) , "A Theory of the Banking Firm" ,*Journal of Money,Credit and Banking*,3:2025-218。
- Krugman Paul ( 1998 ) , "Japan's Trap" , *Krugman Web Page* , MIT , May。
- Lowe Philip ( 1995 ) , "The Link Between The Cash Rate and Market Interest Rates",*Economic Analysis Department* , Reserve Bank of Australia , ( May ) , 1-34。
- MAS ( Monetary Authority of Singapore ) ( 1999 ) , "Interbank Interest Rate Determination in Singapore and its Linkages to Deposit and Prime Rates",*Occasional Paper No.16* , Economics Department。
- Meltzer Allan H. ( 1999 ) "The Transmission Process" , Paper Presented at the Bundesbank Spring Conference 1999"The Monetary Transmission Process: Recent Developments and Lessons for Europe" On March 26 and 27,1999。
- Mester,L.J.,A.Saunders ( 1995 ) , "When Does the Prime Rate Change ?" ,*Journal of Banking and Finance* , 19 , No.5 , August , p.743-64。
- Mojon Benoit ( 2000 ) , "Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy" , ECB Working Paper No.40 , Nov.。
- Neumark,D.,S.A.Sharpe ( 1992 ) , "Market Structure and the Nature of Price Rigidity : Evidence from the Market of Consumer Deposits",*Quarterly Journal of Economics* , No.107 ( 2 ) , May , p.657-680。
- Ramey,V.A. ( 1993 ) , "How important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy ? " ,*NBER Working Paper* , March,No.4285。
- Romer C.,Romer D. ( 1990 ) , "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism",*Brookings Papers on Economic Activity* , 1,149-213。
- Rudebusch,G.,L E O Svensson ( 1999 ) , "Policy Rules for Inflation Targeting",in Taylor,J B(ed.),*Monetary Policy Rules*,University of Chicago Press。
- Svensson, L E O ( 1997 ) , "Open-Economy Inflation-Targeting",mimeo,Institute for International Economics。
- Stiglitz J.E.,Weiss A. ( 1981 ) , "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information",*American Economic Review*,71,393-410。