

## 以準備金總額為操作目標之妥適性分析\*

陳一端、劉淑敏\*\*

### 摘 要

民國 93、94 年我國通貨發行明顯增加，由於通貨變動非本行所能控制，此一現象引發本行操作目標-準備貨幣-應否涵蓋通貨之討論。本文主要目的即在比較準備貨幣與準備金總額為操作目標之妥適性。在研究內容方面，除先回顧我國準備貨幣各項組成之變動情況外，並比較準備貨幣、準備金總額、非借入準備、借入準備及超額準備等不同數量操作目標對貨幣控制之差異，此外，亦針對本行操作目標之選擇進行實證分析。

本文分析主要結論有：（1）就 71 年至 95 年 9 月之全期樣本言，除可測性外，不論在即時性、關聯性及可控性上，準備貨幣變

數均略優於準備金總額變數；惟若以 90 年至 95 年 9 月之近期樣本分析，受 92 年以來我國通貨淨額快速成長影響，不含通貨淨額之準備金總額在可控性方面表現略佳，惟統計上並不顯著；至於在即時性及關聯性上，則仍以準備貨幣較佳。（2）考量近年來本行準備貨幣操作目標與貨幣中間目標之執行情況尚佳，且本文實證結果顯示，準備貨幣操作目標仍略優於準備金總額，建議繼續維持現行準備貨幣為本行貨幣政策之操作目標。（3）為提升貨幣控制成效，本行宜對準備貨幣各項目的成長軌跡加強掌握。

### 一、前 言

隨著金融市場之發展，近年來主要國家央行的貨幣政策操作多由數量目標轉向利率目標，我國因貨幣需求尚稱穩定，加以金融市場發展未臻成熟，長短期利率傳遞管道有待強化，本行貨幣政策操作架構仍採貨幣目

標機制（Monetary Targeting）。此外，為達成 M2 貨幣中間目標，多年來本行操作目標一直以準備貨幣數量為主，亦即透過準備貨幣數量的控制，使貨幣總計數 M2 成長維持在設定的目標區內。因此，準備貨幣在貨幣

\* 本文完稿於民國 95 年 11 月。作者感謝施處長燕、葉副處長榮造、嚴副處長宗大悉心審閱，並感謝匿名審稿人給予寶貴意見。惟本文純屬作者個人觀點，與服務單位無關，若有任何疏漏或謬誤，概由作者負責。

\*\* 作者陳一端為央行經濟研究處襄理，劉淑敏為央行經濟研究處副研究員。

政策操作上仍扮演相當重要的角色。

自民國 93 年起，由於國際原物料價格高漲及國內經濟恢復成長，我國物價轉趨上升，本行貨幣政策亦自該年下半年起，逐漸由寬鬆轉向中性，各項貼放利率逐步調升，惟準備貨幣年增率則由 92 年的 5.28% 上升至 93 年的 11.38%，94 年亦高達 7.84%，為 84 年以來成長最高之兩年，此一現象似與本行貨幣政策立場略有悖離(註 1)。究其原因，除受國內景氣回升及銀行活期性存款比重上升，使準備金需求增加外，通貨淨額(即社會大眾持有的通貨部分)擴增應是主要原因(註 2)，如 93、94 兩年，通貨淨額分別增加 743 億元及 706 億元，占當年準備貨幣增加金額的一半左右，且係自 71 年起有日平均通貨統計資料以來，增加最多的兩年。

雖然準備貨幣之成長若全部來自通貨需求之增加，並不會增加銀行信用擴充的能力，對貨幣控制影響不大；惟此一現象卻引發本行操作目標應否涵蓋通貨之討論，主要因通貨變動非本行所能控制，且不影響貨幣

創造，因此，若基於可控性考量，本行似可將操作目標剔除通貨淨額部分，而改以控制準備金總額為主，以避免通貨需求波動較大時期，本行可能因過於關注準備貨幣目標之達成而忽略準備金之變動，進而影響貨幣控制；惟前提是該準備金操作目標與貨幣中間目標間必須具備高度相關性與可預測性，否則只關心銀行準備金而忽略社會大眾持有通貨的變動，將無助於本行的貨幣控制。

本文主要目的在探討以準備金總額為操作目標之妥適性。在研究內容上，除前言外，第二節將回顧我國準備貨幣各組成項目的變動情況，第三節則比較各種數量操作目標的差異，第四節針對本行操作目標之選擇進行實證分析，第五節說明目前本行操作目標執行情況，最後則綜合實證分析結果與實際執行情況，對本行操作目標的選擇提出建議。由於本文重點在不同數量操作目標之選擇，並不牽涉中間目標與最終目標之改變，因此，有關中間目標與最終目標之關連等議題並非本文分析之重點。

## 二、回顧我國準備貨幣各項組成之變動

為了解我國準備貨幣不同組成項目的特性及其影響因素，本節將回顧我國準備貨幣各項組成之變動情況。

根據本行現行定義：

(1) 準備貨幣 = 通貨淨額 (39.5% (註 3)) + 金融機構準備金 (60.5%)

(2) 通貨淨額 = 通貨發行額 (50.8%) - 主要金融機構庫存現金 (11.3%)

(3) 金融機構準備金 = 應提準備 (60.0%) + 超額準備 (0.5%) = 非借入準備 (60.5%) + 借入準備(註 4) (0.05%) = 存放央行之準備性存款 (47.7%) + 存放其他行庫

及跨行專戶存款（1.5%）+金融機構庫存現金（11.3%）

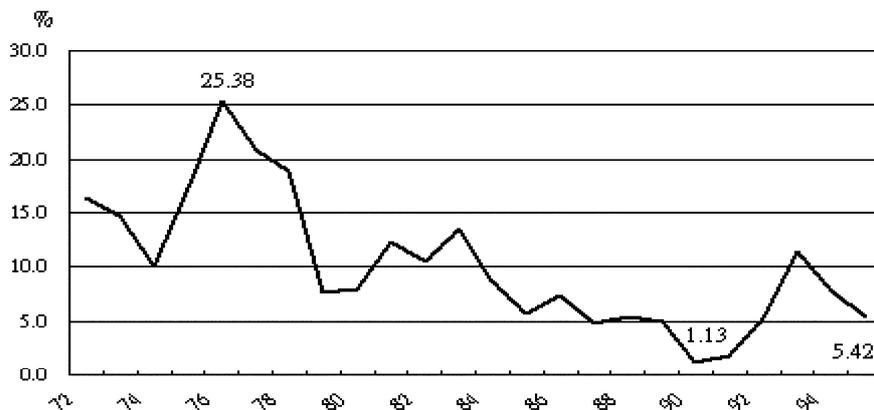
（4）淨超額準備（自由準備）= 超額準備（0.5%）- 借入準備（0.05%）

就準備貨幣總數言，自民國 72 年至 94 年間，我國調整後準備貨幣（註 5）（以下簡稱準備貨幣）平均年增率為 10.25%，其中 76 年因熱錢流入，景氣好轉，準備貨幣年增率曾高達 25.38%；77 年以後，隨景氣趨緩，資金外流，年增率走低；80 年代初期，因新銀行成立，放款明顯成長，年增率一度回升；但自 84 年起，由於信用卡使用普遍，民眾持有通貨成長減緩，準備貨幣年增率回降至 5% 以下；90 年因經濟成長轉為負數，資金需求減弱，準備貨幣成長曾降至 1.13%；之後，隨景氣復甦，準備貨幣成長逐步回升，93 年曾上升至 11.38%，本（95）年 1 至 9 月平均成長率則回降為 5.42%（圖 1）。

就資產負債表言，準備貨幣為央行的負債，央行理應具有相當的控制能力；惟就過去幾年準備貨幣成長的趨勢來看，準備貨幣成長受經濟景氣、民眾資產配置與支付習慣，以及國內外資金移動的影響仍然很大，顯示在兼顧經濟金融穩定下，本行對其之控制仍然受到相當的限制。

其次，就準備貨幣的各項組成加以分析，若以持有者區分，準備貨幣包括社會大眾持有的通貨（即通貨淨額）與金融機構持有的準備金。其中通貨淨額部分，根據田慧琦（92 年）分析，其變動主要受所得、持有貨幣之機會成本（利率），以及交易習慣（如使用信用卡交易）等影響。如圖 2 所示，自民國 72 年至 94 年間，我國通貨淨額平均年增率為 7.75%，其中 76 年因景氣表現良好，股市交易活絡，加上當時民間盛行大家樂，對通貨需求明顯增加，通貨淨額年增率

圖 1、調整後準備貨幣年增率



資料來源：中華民國台灣地區金融統計月報。

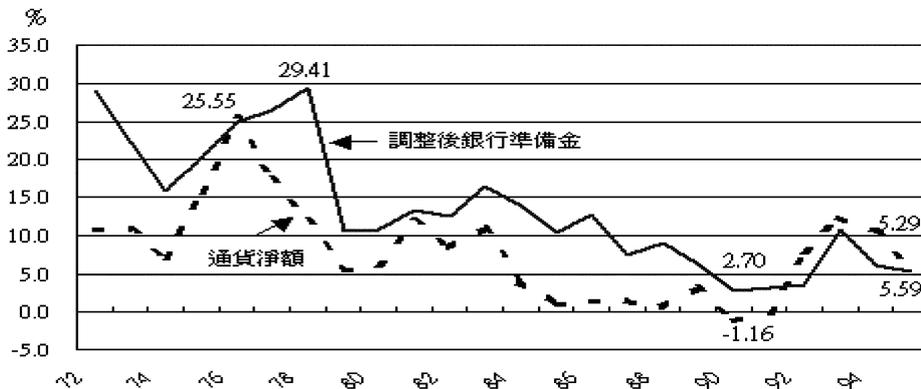
曾高達 25.55%;84 年以後，因信用卡使用普遍，取代通貨，通貨淨額成長僅維持在 1%左右；90、91 年因景氣不佳，年增率更降為負數；93、94 兩年則因景氣復甦，交易性貨幣需求增加，加上利率偏低，民眾持有通貨之機會成本仍低，以及銀行積極拓展現金卡業務，使通貨需求快速增加，致年增率出現連續兩年達兩位數之成長，本年 1 至 9 月因現金卡業務萎縮及存款利率回升，通貨成長回降至 6%左右。

金融機構準備金方面(註 6)，我國因不同存款性質適用不同的準備率，因此，金融機構準備金變動除受存款成長影響外，與存款結構改變亦有密切關係，如 72 年銀行存款年增率高達 26.6%，準備金需求即明顯增加；而 78 年因股市活絡，銀行活期性存款比重上升，該年金融機構準備金年增率亦上升至 30%左右；80 年以後，因銀行存款增幅減緩，加上定存比重上升，準備金增幅逐步走

低至 3%左右；92、93 年，因存款年增率逐步回升，加上定存利率走低，銀行活期性存款比重增加，金融機構準備金成長回升至 10%左右，本年 1 至 9 月平均年增率約為 5%，累計自民國 72 年至 94 年間，金融機構準備金平均年增率為 13.51% (圖 2)。

由於通貨淨額與銀行準備金均受景氣與利率影響，二者成長趨勢十分接近；但通貨所占比重受民眾交易習慣改變影響，在過去 20 年間則持續下降。如民國 70 年代初期，由於民眾普遍使用現金進行交易，我國通貨淨額占準備貨幣的比重於 71 年時曾高達 7 成；之後，隨塑膠及電子貨幣盛行，該比重逐年下降，85 年間已降至 5 成左右，近年則大致維持在 4 成上下。相較其他國家，我國通貨淨額占準備貨幣的比重明顯偏低(註 7)，此或與我國民眾持有的金融資產多以存款為主，加上存款準備率仍高，以致銀行準備金需求較高。

圖 2、通貨淨額及銀行準備金年增率



資料來源：同圖 1。

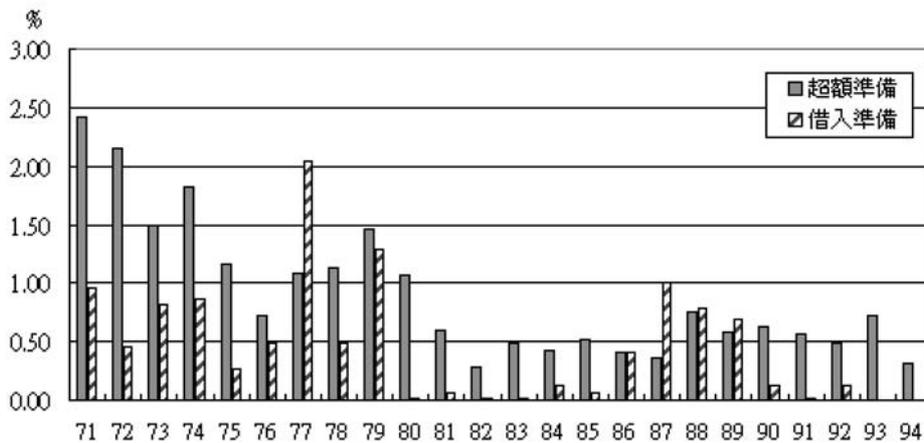
再就金融機構準備金之各項組成分析，可分別就需求面與供給面來觀察。就需求面言，準備金可分為應提準備與超額準備。我國因存款準備率較高，除春節等特殊期間外，應提準備金大致尚可支應銀行一般週轉金需求，加以資金普遍充裕，銀行對超額準備的需求並不大，近 10 年來占準備貨幣總額之比重平均僅 0.5% 左右。因此，金融機構準備金變動主要係反映應提準備金需求之變動。若就供給面言，則準備金包括非借入準備及借入準備。我國因銀行資金充裕，本行操作主要以回收資金為主，過去幾年，除適逢準備率調高期間，或資金外流及銀行發生擠兌等少數特殊情況外，銀行向央行申請融通資金的情況並不多見，主要為低利之政策性貸款，或對部分專業銀行之融通；93 年 2 月以來，銀行借入準備金額均維持為零，借

入準備似非本行貨幣政策操作的重點（圖 3）。

至於可充當銀行準備金的資產，主要為銀行存放在本行之準備性存款（包括準備金甲戶與準備金乙戶）及庫存現金。此外，台北地區以外之區域銀行及基層金融機構存放指定行庫之準備金乙戶存款，以及一般銀行存放財金資訊公司（Financial Information Service Co. Ltd.）之跨行專戶存款在一定比率（4%）以內之部分亦可充當準備金，惟其所占比重不高。

值得一提的是，雖然銀行庫存現金與社會大眾持有的通貨均包含在準備貨幣定義中，且銀行持有庫存現金之目的亦為因應民眾通貨需求，二者性質看似相同；不過，由於銀行庫存現金與存放央行之準備性存款均用以充當銀行準備金，在貨幣創造上功能較

圖 3、超額準備及借入準備占準備貨幣之比重\*



資料來源：同圖 1。

\*：各項準備金均為原始資料，未經調整。

為接近，因此，本文分析時，並未將銀行充當準備金之庫存現金與民眾持有的現金合併看待。

### 三、不同數量操作目標之比較

就過去各國央行所採用的數量操作目標中，主要有準備貨幣、準備金總額、非借入準備 (nonborrowed reserves)、借入準備 (borrowed reserve) 及淨超額準備 (free reserve) 等。例如，1960 年代美國 FED 及 1980 年代中的紐西蘭央行均曾以銀行淨超額準備充當操作目標或操作指標，藉此反映其貨幣政策鬆緊立場；德國央行則於 1974 至 1987 年間，以不含超額準備的中央銀行貨幣 (central bank money, CBM) 為目標 (Trehan (1988)) (註 8)，主要因當期的超額準備與當期的貨幣並無直接關係；另瑞士央行鑑於借入準備期限短，對長期貨幣成長影響不大，於 1980 年代採取扣除借入準備的調整後準備貨幣 (adjusted monetary base, AMB) 為其操作目標 (Rich (2003))；此外，為加強控制通膨，美國 FED 於 1980 年代，先以非借入準備為操作目標，之後，因利率波動過大，而於 1983 年將操作目標改為借入準備，前後兩個操作目標均不含通貨淨額，主要即考量其通貨所占比重高，且不易控制。另日本央行於 2001 至 2006 年間曾以銀行存放在央行之準備金活期存款帳戶餘額 (註 9) (current account balances) 為操作目標。

由上述各國的經驗顯示，數量操作目標

應涵蓋那些項目，事實上並無一定的標準，主要考量央行操作的可控性，以及該操作目標與貨幣中間目標間之關係，而這又與當時的經濟金融環境、央行操作工具的設計 (BIS (1980)) (註 10)，甚至社會大眾的資產選擇行為有關。由於操作目標的內涵與訂定方式常須配合實際情況改變，且屬短期操作變數，易受偶發因素干擾，因此，在操作過程中常因權衡考量而調整其操作目標，也因此早年除德國、瑞士及紐西蘭央行曾對外正式公布其操作目標值外，多數國家均未對外公布，而僅做文字方面的敘述，目的即在增加其操作彈性 (BIS (1980), Wallich (1979))。

為進一步了解各種操作目標對央行控制貨幣之效果，以下擬分別比較不同數量操作目標之基本差異：

#### (一) 準備貨幣與準備金總額之比較

準備貨幣與準備金總額主要的差別在前者包含通貨淨額，而後者則無。因此，要比較二者的差異，得先了解通貨淨額變動對貨幣控制的影響。

當民眾通貨需求增加時，透過銀行提領現金，通常會伴隨著準備金同額減少，在準備率不變下，將使其可支撐的存款數量呈倍數減少。因此，央行若為維持貨幣穩定成

長，似應立即補足準備金減少部分；不過，若遇通貨淨額的增加為非預期的情況，此時央行操作目標是否涵蓋通貨，即可能影響其是否補足準備金之意圖（註 11）。

由於通貨增加時，將等幅度的吸收銀行準備金，二者一增一減相互抵銷，對準備貨幣影響可能不大，但若單獨看準備金總額，則會減少。因此，若央行採取準備貨幣目標，對於準備金非預期減少的部分，可能傾向不做任何操作，影響所及，貨幣總計數將隨之下降；反之，若採取準備金總額為操作目標，央行除充分供應通貨需求外，通常會適度釋金，以補足準備金減少的部分，俾維持準備金總額在目標水準，存款數量因此得以維持穩定，貨幣數量則因通貨的增加不減反增，其結果與準備貨幣目標完全相反。表 1 為通貨淨額變動對貨幣控制影響之舉例說明：

表 1 顯示，在準備貨幣目標下，通貨淨

額非預期增加 10 元，將使貨幣總計數由 550 元降為 460 元，降幅達 16.4%，貨幣乘數則由 5.5 明顯下降為 4.6；反之，在準備金總額目標下，貨幣總計數僅由 550 元略增加 1.8% 至 560 元，貨幣乘數則由 5.5 小幅降為 5.1，二者對貨幣創造的影響完全相反。

另外，在可控性方面，由於通貨淨額係指社會大眾持有的通貨，當民眾到銀行提現時，央行只能被動的依需求提供通貨，幾無控制性可言；相反的，準備金的提供則大部分透過公開市場操作，可控性較高。因此，準備金總額似較準備貨幣容易控制，尤其對通貨比重較高的國家言，此一情況將更為明顯，而這也是 FED 早年採取數量操作目標時，大多將通貨淨額排除在外，而僅著重在準備金部分的原因。

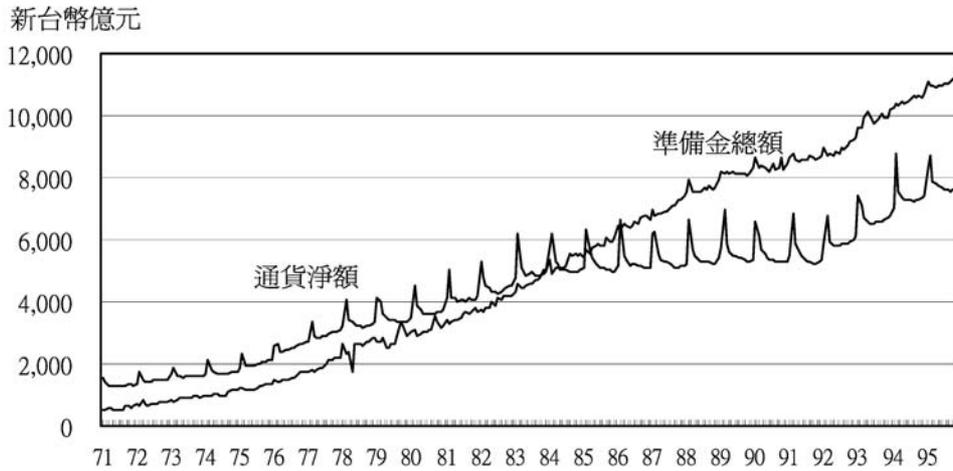
根據上述分析，若通貨變化較大，且不易預測，則以準備金總額為操作目標對貨幣控制似較為有效。不過，準備金與存款間之

表 1、通貨淨額變動對貨幣控制之影響

	通貨淨額	存款總數	應提準備	總準備金	準備貨幣	貨幣總計數	貨幣乘數
1. 期初情況	\$ 50	\$ 500	\$ 50	\$ 50	\$ 50 + \$ 50 = \$ 100	\$ 50 + \$ 500 = \$ 550	5.5
2. 通貨淨額非預期增加 \$ 10							
(1) 在準備貨幣目標下：	\$ 60	\$ 400	\$ 40	\$ 40	\$ 60 + \$ 40 = \$ 100	\$ 60 + \$ 400 = \$ 460	4.6
(2) 在準備金總額目標下：	\$ 60	\$ 500	\$ 50	\$ 50	\$ 60 + \$ 50 = \$ 110	\$ 60 + \$ 500 = \$ 560	5.1

註：假設各項存款應提準備率均為 10%，且無超額準備。

圖 4、通貨淨額與準備金總額水準值



關係，在差別準備率下，受存款結構改變影響仍大，加上貨幣定義與應提準備之存款項目若不一致（註 12），亦可能使二者關係趨於複雜，而不如表 1 所示的簡化（註 13），則以準備金總額為操作目標的貨幣控制成效未必會高於準備貨幣。

就我國的情況觀察，如圖 4 所示，通貨短期變化主要受春節等季節性因素影響，波動雖大，但因發生時點易於掌握，且持續期間不長，對貨幣控制影響應不大（註 14）；至於長期變動，主要受交易習慣改變及利率走勢影響，在結構性轉變期間可能較難預測，其他時期則尚屬平穩。因此，若單獨考量通貨之變化，本行以準備貨幣或準備金總額為操作目標在一般時期差異可能不大，但在結構轉折期間則較明顯。至於存款結構之改變，圖 5 為我國通貨與定存相對活存之比率，

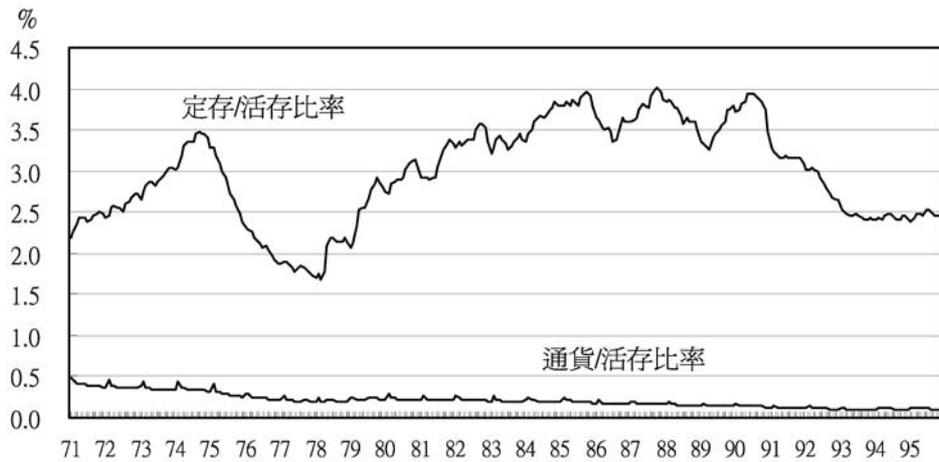
其中定存比率（定存/活存）受股市及利率變動影響，上下起伏頗大，通貨比率（通貨/活存）則因通貨與活存間之替代性高而相對穩定，準備金與存款間之關係恐亦不易預測。

#### （二）非借入準備與借入準備之比較

雖然就貨幣創造言，一單位的借入準備與一單位的非借入準備，對當期的貨幣創造並無明顯差異；不過，將借入準備與非借入準備分開操作，除可增加央行操作的彈性外（註 15），主要係考量二者來源管道與操作方式有別，其所反映的政策意涵不同，貨幣控制效果亦有明顯差異。茲說明如下：

首先就二者的可控性言，由於借入準備的資金主要來自央行常備機制（standing facility）的融通，其變動主要受央行融通利率與拆款利率差距的影響，主控權在銀行（註

圖 5、通貨比率與定存比率



16)；而非借入準備的資金主要來自央行公開市場操作，主動權在央行，因此，採取非借入準備目標，央行的可控性一般較高。不過，由於央行亦可藉融通制度中的非價格因素來影響銀行的借入準備，因此，借入準備的可控性有時反而較非借入準備為高，但也因為摻雜了非價格因素在內，使得借入準備的預測難度相對較高。

再就貨幣控制效果言，在非借入準備目標下，當非預期的準備金需求增加時，由於銀行在轉向央行融通前，一般會先向市場拆借，而此舉通常會引發市場利率上升，從而抑制了貨幣的成長。因此，學者間普遍認為該目標具有自動穩定機能 (automatic adjustment mechanism)，可提高央行貨幣控制成效。只是在該目標下，準備金非預期增加的壓力將大部分落在借入準備之上，很容

易導致市場利率劇升或劇降，從而招來利率波動過大的批評，並影響金融穩定，尤其在落後準備制下，當期的法定準備事前已被確定，對利率的影響將更大。1983年FED放棄非借入準備操作目標，即緣自於當時市場利率波動過大，且居高不下。

至於採借入準備目標，由於央行控制的標的為借入準備部分，對於非預期的準備金需求，通常會透過公開市場操作進行調節，亦即由非借入準備之供給來支應，此舉較不會對市場利率造成壓力，利率因而可維持穩定。不過，在該目標下，由於央行過於配合市場資金需求，缺乏了上述自動穩定機制，可能抵銷央行原有的政策意圖，進而容易導致順景氣循環的效果，降低貨幣控制成效，並加深經濟波動幅度。因此，借入準備目標一直被認為是央行假控制數量之名，而行管

價之實的操作方式 (Poole (1982))，而除了 FED 曾於 1983 至 1987 年間使用該目標外，並無其他國家採行過該目標。

事實上，借入準備對貨幣控制影響的大小，還須考慮央行融通制度的內容。例如，過去瑞士央行為避免月底當天大量增加的借入準備扭曲了其貨幣控制 (註 17)，曾以扣除借入準備之調整後準備貨幣為操作目標，主要即考量其借入準備的期限極短，對長期貨幣成長影響不大 (註 18)。近年來，隨著公開市場操作技術的改進，銀行使用央行融通工具的情況已不普遍，且期限偏短，因此，借入準備對央行控制貨幣之影響力已明顯減緩，區分借入準備與非借入準備的必要性亦隨之降低。

### (三) 超額準備目標對貨幣控制之影響

超額準備係銀行實際準備扣除應提準備後之餘額，不論其持有動機係為預防性需要或交易性需要，甚至是銀行非自願持有，該資金均可做為銀行信用創造的來源。因此，當央行以超額準備為目標時，提高該目標代表央行意圖放寬貨幣政策，刺激銀行信用創造；反之，降低該目標值，代表央行貨幣政策趨於緊俏，銀行信用創造可能降低。因此，超額準備不僅可提供央行有關銀行資金情況之訊息，也是央行傳達貨幣政策鬆緊訊息的指標。而淨超額準備係銀行超額準備減去借入準備的部分，代表的是銀行可自由運用的資金，更能反映其資金情況及央行貨幣

政策鬆緊立場。

早年由於金融市場不發達，票債券流動性低，銀行籌資管道有限，超額準備係銀行增加放款的主要資金來源，加以在落後準備金制度下，法定準備多已確定，央行可操作的空間主要在超額準備上，因此，控制超額準備相當於控制銀行未來的授信能力。不過，由於在該目標下，隱含央行對於應提準備金的需求將充分供應，因此，與借入準備類似，採行該目標亦容易導致順景氣循環的問題 (張炳耀 (80 年))，不利央行的貨幣控制，但對利率穩定則有明顯的幫助。只是超額準備的可控性低，亦不易預測，事實上正式以該指標做為操作目標的國家並不多，實施期間亦不長。

隨著銀行籌資管道增加，超額準備對貨幣控制的意義大不如前，超額準備或淨超額準備已逐漸轉為央行流動性管理的工具，而不再具有貨幣控制或傳達貨幣政策訊息的功能 (註 19)，如紐西蘭央行目前仍對其銀行體系的現金清算餘額 (settlement cash level) 訂定目標 (註 20)，目的即在控管銀行的流動性風險。

綜合上述分析顯示，數量操作目標應涵蓋那些項目，事實上並無一定的標準，主要仍須視央行能否透過政策工具使該操作目標發生預定之變化，進而達成中間目標 (M2) 之預設水準，有關操作目標之選擇恐仍須借助實證分析。

我國因銀行資金充裕，近年來申請融通的情況並不普遍，操作目標區分借入準備與非借入準備的意義不大。至於超額準備或淨超額準備目標，在兼顧利率穩定的前提下，其操作空間亦不大，且容易產生順景氣循

環，不利貨幣控制與經濟穩定。因此，在下節實證分析中，將不考慮借入準備、非借入準備及超額準備等變數，而僅針對準備貨幣與準備金總額兩變數充當操作目標之妥適性進行分析，並比較其優劣。

#### 四、本行操作目標之選擇

良好的操作目標通常須具備以下四項特性：一、即時性；由於操作目標攸關央行每日操作，故該指標應屬高頻(high frequency)的日資料。二、關聯性；操作目標應能將貨幣政策效果有效地傳遞至中間目標上，因此，其與中間目標應具備關聯性。三、可測性；為避免操作目標的實現值偏離目標區間，而有損央行貨幣政策的公信力，央行應能有效預測其未來走勢。四、可控性；為能有效達成操作目標的預設水準，央行的政策工具應能對操作目標具有可控性。因此，以下擬透過上述四項特性為選擇標準，藉由實證結果(註21)來評估究竟係「準備貨幣」，抑或「準備金總額」(註22)較適合充當本行的操作目標。

##### (一) 即時性

由於準備貨幣係央行的負債，其每日的數據央行極易取得；至於準備金總額，因包括銀行庫存現金，其每日資料須由各存款機構提供，再加以彙總，即時性不如準備貨幣。不過，銀行庫存現金占準備金總額的比重不到 20%，且除農曆春節期間變動較大

外，其餘月份波動尚屬平穩，對央行貨幣控制影響應不大。

##### (二) 關聯性

操作目標的設計旨在傳遞貨幣政策效果至中間目標上，若操作目標與中間目標的因果關係闕如，或操作目標對中間目標的影響度有限，又或操作目標無法對中間目標波動提出說明，均顯示其政策傳遞管道不暢，以致其對中間目標的影響效果有限，則該操作目標即與原設計主旨相悖離。因此，在本節中，擬建構「操作目標—利率(註23)—M2」的 VAR 模型(註24)，就 VAR Granger Causality(註25)因果檢定、VAR 模型的衝擊反應(impulse response)及 VAR 模型的變異數分解(variance decomposition)，分別比較準備貨幣與準備金總額與 M2 關聯度之高低。此外，貨幣乘數的穩定性也是探討操作目標與 M2 關聯度的重要指標，因此，在本節最後將探討準備貨幣與準備金總額的貨幣乘數之穩定性。

1、操作目標與 M2 之 VAR Granger Causality 因果檢定

如果操作目標對 M2 具有 VAR Granger Causality 的因果關係，則表示觀察操作目標的走勢，應有助於預測未來 M2 之變化。在倍數創造存款 (multiple deposit creation) 過程中，若假設貨幣乘數維持不變，則 M2 將隨操作目標變動而呈等比例變動。因此，在本小節的因果關係檢定中，擬探討準備貨幣、準備金總額二者分別與 M2 的因果關係之變化。

檢定結果顯示，在 10% 顯著水準下，不論是樣本期自 71 年起的全期樣本(以下簡稱全期樣本)，抑或是樣本期縮短自 90 年起的近期樣本(以下簡稱近期樣本)，M2 與準備貨幣均存在 VAR Granger Causality 雙向因果關係，而 M2 僅與準備金總額存在單向的 VAR Granger Causality 因果關係(即 M2→準備金總額)。準備金總額的大項為應提準備，其與存

款結構關係密切，因此，M2 對準備金總額具有單向因果關係是顯而易見的。至於準備貨幣對 M2 具有單向因果關係，而準備金總額則否，可能係因 M2 尚包括流通之通貨，而準備貨幣有包含此項，準備金總額則沒有，而流通通貨相對於存款結構波動幅度大，因此，削弱準備金總額對 M2 之因果性。上述結果顯示：觀察準備貨幣走勢應有助於預測未來 M2 之變化，而希冀由準備金總額之走勢來研判 M2 走勢的可能性較低。

## 2、操作目標對 M2 的衝擊影響

依據前述 VAR 模型(註 26)的衝擊反應觀察，全期而言，準備貨幣對 M2 的衝擊影響效果具顯著性，而準備金的衝擊影響效果則不顯著。若樣本期自 90 年起，準備貨幣對 M2 的衝擊影響短期內(落後期 1 至 2 期)仍顯著，惟準備金的衝擊影響效果短期內(落後期

表 2、操作目標對 M2 的 Granger Causality 因果關係檢定

虛無假設	樣本期間	F-統計量 (P-value 值)	
		71.01-95.09	90.01-95.09
準備貨幣不 Granger Cause M2 (準備貨幣—\→M2)		63.91* (0.0000)	4.96* (0.0836)
M2 不 Granger Cause 準備貨幣 (M2—\→準備貨幣)		52.99* (0.0000)	17.73* (0.0001)
準備金總額不 Granger Cause M2 (準備金總額—\→M2)		12.44 (0.6458)	1.24 (0.5391)
M2 不 Granger Cause 準備金總額 (M2—\→準備金總額)		42.34* (0.0002)	8.68* (0.0130)

說明：1. 準備貨幣、準備金總額及 M2 皆取自然對數值後差分。

2. \*表示在 10% 顯著水準下，拒絕虛無假設。

3. 落後期數選擇係依據概似值比率(likelihood ratio)檢定為準。

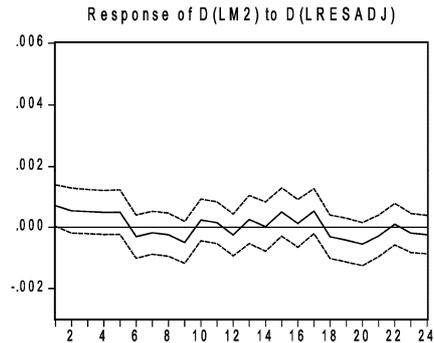
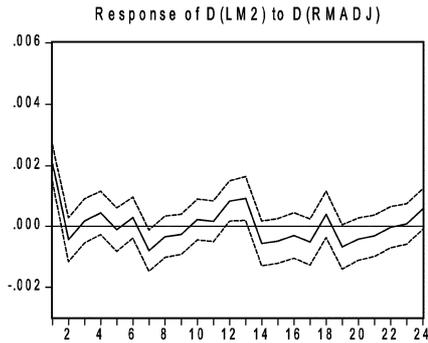
圖 6、操作目標對 M2 的衝擊反應

(6-1、樣本期間：71 年 1 月至 95 年 9 月)

(6-1-a) 面對準備貨幣的衝擊反應

(6-1-b) 面對準備金的衝擊反應

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E. Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

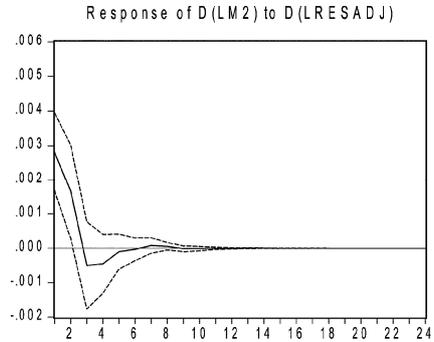
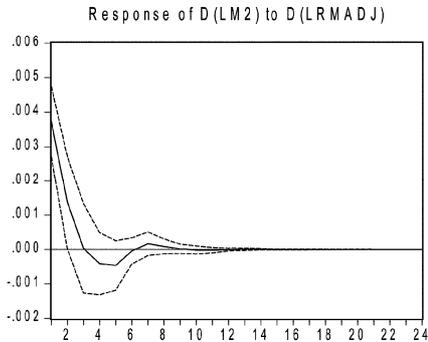


(6-2、樣本期間：90 年 1 月至 95 年 9 月)

(6-2-a) 面對準備貨幣的衝擊反應

(6-2-b) 面對準備金的衝擊反應

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E. Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



1 至 2 期)則轉呈顯著。

3、操作目標對 M2 波動的解釋度

就 VAR 模型的預測誤差分解觀察，不論全期或近期樣本，準備貨幣對 M2 波動的解釋力均高於準備金總額對 M2 波動的解釋力，此種結果與前述 VAR Granger Causality 的結

果一致，顯示 M2 的預測誤差，來自準備貨幣的因素可能高於來自準備金總額的因素，換言之，若對準備貨幣的掌握度較高，則更能掌握 M2 的走勢。

4、貨幣乘數之穩定性

在倍數創造存款的過程中，M2 隨操作目

標變動呈等比例變動的前提是貨幣乘數相當穩定。惟實際上貨幣乘數不可能一成不變，因此，在考量操作目標與 M2 之關聯度，貨幣乘數的穩定性是必需特別加以考量。表 4 列出準備貨幣及準備金之貨幣乘數的變異係

數(修正趨勢值之標準差(註 27)再經平均數標準化)，發現：在全期樣本時，準備貨幣的貨幣乘數波動度較準備金的貨幣乘數波動度小，而在近期樣本時，準備貨幣的貨幣乘數波動度反較準備金的貨幣乘數波動度大，可

表 3、操作目標對 M2 的預測誤差變異數分解

3-1、樣本期間：71 年 1 月至 95 年 9 月

期數	準備貨幣	利率	M2	準備金總額	利率	M2
1	19.02	1.83	79.15	1.54	6.84	91.62
2	18.54	1.94	79.52	2.28	6.40	91.32
3	18.25	2.74	79.01	2.94	7.10	89.95
6	18.22	9.02	72.76	4.30	9.53	86.17
9	18.69	10.20	71.11	4.98	10.67	84.35
12	21.05	10.88	68.08	5.07	12.28	82.65
15	23.20	10.15	66.65	4.43	11.44	84.13
18	23.20	14.37	62.43	4.93	14.41	80.66
21	22.58	14.15	63.03	5.72	14.47	79.81
24	23.15	15.10	61.75	5.72	15.06	79.22

3-2、樣本期間：90 年 1 月至 95 年 9 月

期數	準備貨幣	利率	M2	準備金總額	利率	M2
1	56.28	0.12	43.60	30.14	0.17	69.69
2	45.72	0.11	54.17	30.45	0.40	69.15
3	45.59	0.36	54.05	30.79	0.63	68.58
6	44.78	1.05	54.17	30.66	0.67	68.66
9	44.76	1.06	54.17	30.66	0.68	68.66
12	44.76	1.07	54.17	30.66	0.68	68.66
15	44.76	1.07	54.17	30.66	0.68	68.66
18	44.76	1.07	54.17	30.66	0.68	68.66
21	44.76	1.07	54.17	30.66	0.68	68.66
24	44.76	1.07	54.17	30.66	0.68	68.66

說明：1. 所有變數皆取對數值後差分。

2. 落後期數選擇係依據概似值比率(likelihood ratio)檢定為準。

3. 變數的單根檢定 (Augmented Dickey-Fuller test)結果列於下表，其中，各變數皆取對數，變數前加 D 表示取 1 階差分。T(n)表示檢定統計量含常數項及趨勢值，C(n)表示檢定統計量只含常數項，n 為落後期數，\*表示在 5%顯著水準下拒絕單根虛無假設，括弧內為 5%顯著水準之臨界值。

變數 \ 樣本期間	71年1月至95年9月	90年1月至95年9月
準備貨幣	T(6)=-1.31 (-3.43)	T(10)=-2.02 (-3.48)
準備金總額	T(5)=-1.24 (-3.43)	T(1)=-2.59 (-3.48)
利率	T(8)=-1.41 (-3.43)	T(6)=-1.60 (-3.48)
M2	T(5)=-1.61 (-3.43)	T(2)=-2.06 (-3.48)
D(準備貨幣)	C(5)=-9.94* (-2.87)	C(1)=-7.30* (-2.91)
D(準備金總額)	C(2)=-15.66* (-2.87)	C(1)=-8.18* (-2.91)
D(利率)	C(3)=-10.95* (-2.87)	C(1)=-3.23* (-2.91)
D(M2)	C(4)=-4.26* (-2.87)	C(4)=-3.81* (-2.91)

表 4、不同操作目標之貨幣乘數之統計特性

4-1、樣本期間：71年1月至95年9月

統計量 \ 乘數	準備貨幣乘數	準備金乘數
平均數	10.87	22.34
最大值	14.34	29.69
最小值	5.62	17.26
修正趨勢值之標準差	0.367	0.903
變異係數	0.034	0.040

4-2、樣本期間：90年1月至95年9月

統計量 \ 乘數	準備貨幣乘數	準備金乘數
平均數	13.60	22.79
最大值	14.34	23.56
最小值	12.21	21.89
修正趨勢值之標準差	0.364	0.300
變異係數	0.027	0.013

說明：1.準備貨幣乘數=M2/準備貨幣，準備金乘數=M2/準備金總額。

2.修正趨勢值之標準差=
$$\sqrt{\frac{\sum (x-\tilde{x})^2}{n}}$$
，其中， $x$  為貨幣乘數， $\tilde{x}$  為以 Hodrick-Prescott Filter 求算之  $x$  趨勢值。

3.變異係數=修正趨勢值之標準差/平均數。

能係因 90 至 92 年間流通通貨的波動度較大，以致於準備貨幣乘數組成項的通貨比率波動大於其他各類存款比率的波動，而準備金的貨幣乘數則無通貨比率的波動干擾，以致在近期樣本時，波動度反較準備貨幣波動度大。換言之，在流通通貨大幅波動時，央行以準備金總額作為操作目標來實現既定中間目標的準確度似比以準備貨幣為操作目標為高，惟若流通通貨走勢維持平穩，則仍以準備貨幣為操作目標來實現既定中間目標的

準確度較高。

### (三) 可測性

目標變數的可測性係指在其他情況不變的前提下，央行可以估計出目標變數的大致水準，不致因預測偏誤過大而導致實現值偏離目標區間，而有損央行的公信力。一般而言，變數本身的波動程度較低，其可測度就較高，因此，可就變異係數(修正趨勢值之標準差(註 28)再經平均數標準化)來比較準備貨幣及準備金總額波動性之變化。表 5 列出準

表 5、不同操作目標之統計特性

5-1、樣本期間：71 年 1 月至 95 年 9 月

統計量 \ 操作目標	準備貨幣	準備金總額
平均數	933898	500141
最大值	1970070	1111924
最小值	179944	50346
修正趨勢值之標準差	40420	13554
變異係數	0.043	0.027

5-2、樣本期間：90 年 1 月至 95 年 9 月

統計量 \ 操作目標	準備貨幣	準備金總額
平均數	1595263	949807
最大值	1970070	1111924
最小值	1355373	818542
修正趨勢值之標準差	54337	16805
變異係數	0.034	0.018

說明：1. 修正趨勢值之標準差 =  $\sqrt{\frac{\sum (x - \tilde{x})^2}{n}}$ ，其中， $x$  為準備貨幣或準備金， $\tilde{x}$  為以

Hodrick-Prescott Filter 求算之  $x$  趨勢值。

2. 變異係數 = 修正趨勢值之標準差 / 平均數。

備貨幣及準備金之變異係數，發現：不論是全期或近期樣本，準備貨幣波動度均較準備金波動度大，顯示準備金的走勢較為平穩，可能係因流通通貨的波動度較大，以致準備貨幣因加計通貨，而導致其波動度較準備金大。

#### (四) 可控性

操作目標的可控性意指央行透過操控政策工具，使操作目標達成原先預設的水準，從而使經濟個體行為發生調整，進而影響整體經濟活動。要討論政策工具對操作目標的控制性，首重政策工具是否能對未來操作目標走勢具高度的預測力，因此，前提是政策工具與操作目標應具有 VAR Granger Causality 因果關係，且政策工具的外生衝擊能使操作目標產生影響，以及政策工具對操作目標波

動亦具相當程度的解釋力。此外，如果操作工具對操作目標的外生性愈強，則央行在調節操作工具時，不必介意操作目標的反饋效果，相對於外生性較弱的操作工具，央行的操作空間就較大。因此以下擬透過「政策工具—利率—操作目標」三變數的 VAR 模型(註 29)，除檢定政策工具與不同操作目標的 VAR Granger Causality 因果關係外，尚加入 VAR 模型的變異數分解，以探討政策工具對不同操作目標波動解釋度之高低。此外，亦透過衝擊反應分析，除探討政策工具對不同操作目標的衝擊影響程度外，尚討論面對不同操作目標時，政策工具的外生性之強弱，以了解政策工具操控空間之自如性。

#### 1、公開市場操作

表 6 為 VAR Granger Causality 的檢定結

表 6、公開市場操作與對操作目標的 VAR Granger Causality 檢定

虛無假設	樣本期間	Chi-sq 統計量 (P-value 值)	
		71.01-95.09	90.01-95.09
定存單不 Granger Cause 準備貨幣 (定存單—\→準備貨幣)		44.44* (0.0046)	23.07* (0.0173)
準備貨幣不 Granger Cause 定存單 (準備貨幣—\→定存單)		51.26* (0.0006)	16.32 (0.1295)
定存單不 Granger Cause 準備金總額 (定存單—\→準備金總額)		16.71* (0.0333)	33.04* (0.0005)
準備金總額不 Granger Cause 定存單 (準備金總額—\→定存單)		25.52* (0.0013)	23.95* (0.0129)

說明：1. 準備貨幣、準備金總額及定存單存量皆取變動量。

2. \*表示在 5%顯著水準下，拒絕虛無假設。

3. 落後期數選擇係依據似值比率(likelihood ratio)檢定為準。

圖 7、公開市場操作對操作目標的衝擊效果

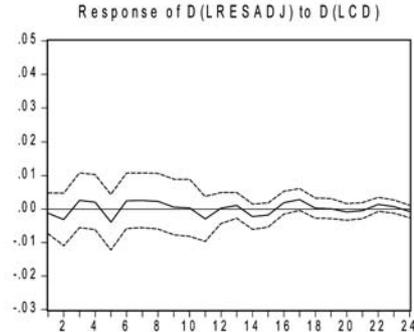
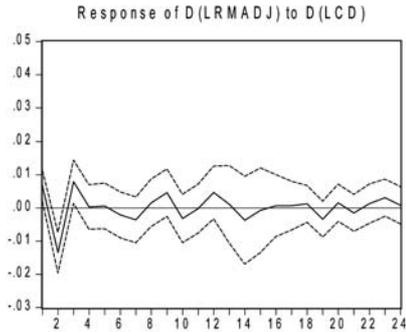
(7-1、樣本期間：71 年 1 月至 95 年 9 月)

(7-1-a) 對準備貨幣的衝擊效果

(7-1-b) 對準備金的衝擊效果

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



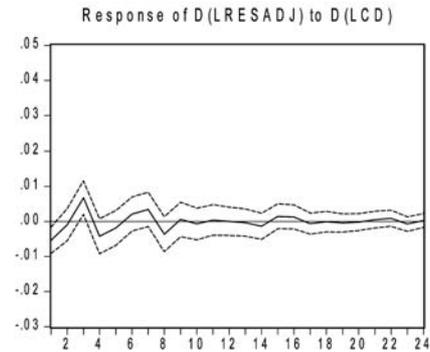
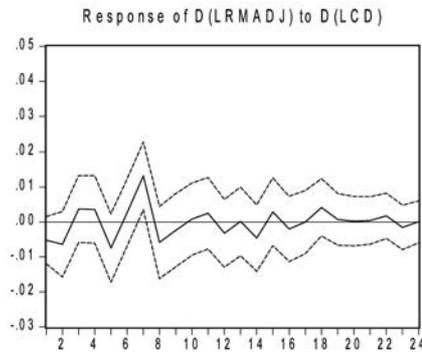
(7-2、樣本期間：90 年 1 月至 95 年 9 月)

(7-2-a) 對準備貨幣的衝擊效果

(7-2-b) 對準備金的衝擊效果

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



果，發現：在全期樣本時，定存單變動量與準備貨幣變動量及準備金總額變動量均呈雙向因果關係，而在近期樣本時，定存單變動量與準備金總額變動量仍呈雙向因果關係，但定存單變動量與準備貨幣變動量僅呈單向因果關係(即定存單 $\rightarrow$ 準備貨幣)，雖然央行會因應準備貨幣之高低來發行或收回定存單，

但 90、91 及 92 年間，準備貨幣攀高的主因，主要為通貨大幅擴大所致，而定存單調節資金僅及於銀行準備金，對通貨無法因應，因此，在近期樣本時，定存單變動量並不會隨準備貨幣變動而增減。惟定存單可控性主要關鍵在定存單對操作目標之單向因果關係(即定存單 $\rightarrow$ 操作目標)成立即可，因此，不論

全、近期樣本，定存單之變動均會同步影響準備貨幣及準備金總額，故就定存單之可控性而言，準備貨幣及準備金總額並無差別。

若觀察圖 7 定存單存量對不同操作目標的衝擊效果（註 30），可發現就全期樣本而言，定存單存量對準備貨幣的影響效果短期

內顯著，而對準備金總額的影響雖有效果但不顯著。縮短樣本期後，定存單存量對準備貨幣及對準備金總額的影響效果雖呈顯著（分別為落後 7 期及落後 3 期），但效果甚微。

表 7 列出定存單存量與對操作目標的預測誤差變異數分解，發現在全期樣本時，資

表 7、公開市場操作與對操作目標的預測誤差變異數分解

7-1、樣本期間：71 年 1 月至 95 年 9 月

期數	定存單存量	利率	準備貨幣	定存單存量	利率	準備金總額
1	4.47	0.22	95.31	0.09	18.60	81.32
2	15.32	2.17	82.51	0.42	36.22	63.35
3	18.53	2.98	78.49	0.65	37.72	61.63
6	17.54	7.77	74.68	1.42	38.38	60.20
9	18.50	11.21	70.29	1.77	39.38	58.84
12	18.22	14.52	67.27	1.96	41.09	56.95
15	17.71	13.80	68.49	2.24	40.81	56.96
18	17.26	15.51	67.23	2.56	40.71	56.73
21	17.77	15.59	66.65	2.57	40.70	56.73
24	17.62	16.37	66.02	2.65	40.67	56.67

7-2、樣本期間：91 年 1 月至 95 年 9 月

期數	定存單存量	利率	準備貨幣	定存單存量	利率	準備金總額
1	3.40	11.25	85.35	11.24	6.01	82.75
2	7.19	9.61	83.20	10.14	9.51	80.35
3	8.14	12.23	79.62	21.64	9.73	68.63
6	13.68	12.68	73.63	26.20	10.32	63.49
9	26.18	12.94	60.88	29.62	9.95	60.43
12	23.83	12.69	64.48	29.16	9.81	61.03
15	24.55	12.55	62.89	29.57	10.22	60.21
18	25.18	12.76	62.06	29.77	10.15	60.08
21	25.11	12.98	61.91	29.74	10.39	59.87
24	24.88	13.20	61.93	29.89	10.52	58.60

說明：1.所有變數皆取對數值後差分。

2.落後期數選擇係依據概似值比率(likelihood ratio)檢定為準。

3.變數的單根檢定結果列於下表，其中，各變數皆取對數，變數前加 D 表示取 1 階差分。T(n)表示檢定統計量含常數項及趨勢值，C(n)表示檢定統計量只含常數項，n 為落後期數，\*表示在 5%顯著水準下拒絕單根虛無假設，括弧內為 5%顯著水準之臨界值。

變數	樣本期間	71 年 1 月至 95 年 9 月	90 年 1 月至 95 年 9 月
準備貨幣		T(6)=-1.31 (-3.43)	T(10)=-2.02 (-3.48)
準備金總額		T(5)=-1.24 (-3.43)	T(1)=-2.59 (-3.48)
利率		T(8)=-1.41 (-3.43)	T(6)=-1.60 (-3.48)
定存單存量		T(2)=-1.33 (-3.43)	T(1)=-0.83 (-3.48)
D(準備貨幣)		C(5)=-9.94* (-2.87)	C(1)=-7.30* (-2.91)
D(準備金總額)		C(2)=-15.66* (-2.87)	C(1)=-8.18* (-2.91)
D(利率)		C(3)=-10.95* (-2.87)	C(1)=-3.23* (-2.91)
D(定存單存量)		C(1)=-13.58* (-2.87)	C(1)=-5.93* (-2.91)

料顯示定存單存量對準備貨幣波動的解釋力高於其對準備金總額的解釋力，但在近期樣本時，雖然定存單存量對兩者波動的解釋力均有增加，惟定存單存量對準備金總額波動的解釋度明顯高於其對準備貨幣波動的解釋度。兩者解釋度提升，可能係央行較以往重

視公開市場操作工具，至於對準備貨幣波動解釋度不及對準備金總額波動的解釋度，可能係因 90 年至 92 年間通貨大幅擴增，以致準備貨幣波動脫離以往走勢，使其較難以定存單加以解釋。而全期樣本顯示，定存單對準備貨幣波動的解釋力高於其對準備金總額

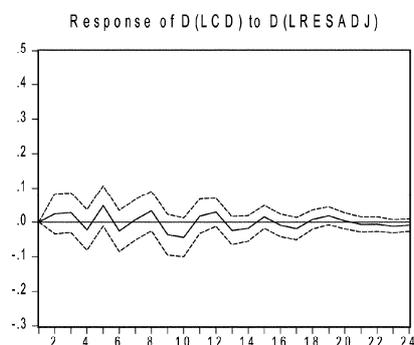
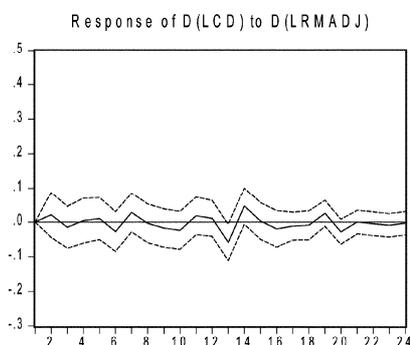
圖 8 公開市場操作面對操作目標的衝擊反應

(8-1、樣本期間：71 年 1 月至 95 年 9 月)

**(8-1-a) 面對準備貨幣的衝擊反應**

**(8-1-b) 面對準備金的衝擊反應**

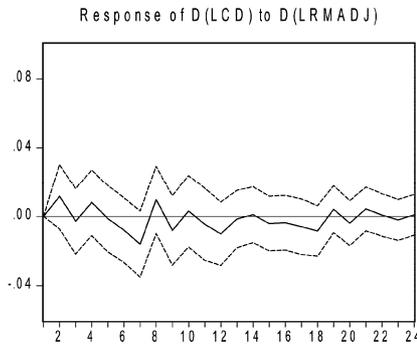
Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



(8-2、樣本期間：90年1月至95年9月)

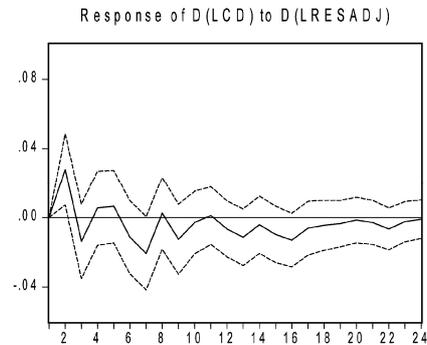
**(8-2-a) 面對準備貨幣的衝擊反應**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



**(8-2-b) 面對準備金的衝擊反應**

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



波動的解釋力，可能係因全期樣本時期通貨走勢大抵平穩，由於準備金總額相對於準備貨幣金額較小，對第三因(利率及定存單以外)的波動較為敏感，以致降低定存單對其波動的解釋力。

如就公開市場操作對操作目標的外生性而言，亦可藉由上述 VAR 模型觀察定存單存量面對不同操作目標的衝擊反應來判斷。資料顯示全期樣本時，準備貨幣或準備金總額對定存單存量的衝擊影響，雖有效果但均不顯著。至於近期樣本時，面對準備貨幣的影響效果仍為不顯著，而面對準備金總額的衝擊，雖在落後 2 期時有顯著效果產生，惟效果甚微，因此，央行公開市場操作的自主空間尚佳。

2、重貼現政策

重貼現政策係指中央銀行以最後資金貸

款者的地位，對準備不足的銀行予以資金融通。由於重貼現率的變動將影響銀行的借入成本，攸關銀行收益的增減，以致銀行在考慮掛牌利率時，莫不以此為依歸，此時，儘管銀行並無貼現行為產生，但因重貼現率對市場利率極具指標性，央行可藉由重貼現率的調整，釋放出央行對未來利率走勢的看法，而對未來經濟金融情勢預作因應或提出警訊，引導民眾調整其消費與投資決策。與前節相仿，本節將先建立「重貼現率—利率—操作目標 (註 31)」的三變數 VAR 模型 (註 32)，然後以「VAR Granger Causality 因果檢定」、「衝擊反應分析」及「預測誤差變異數分解」三大主軸來討論重貼現政策對與準備貨幣及金融機構準備金的可控性。此外，亦將借助「衝擊反應分析」來探討以重貼現率作為政策工具的外生性之強弱。

表 8 為 VAR Granger Causality 的檢定結果，就全期而言，重貼現率與準備貨幣及準備金總額均具有雙向的因果關係，但若將樣本期縮短自 90 年起，則重貼現率與準備貨幣及準備金總額的因果關係均不顯著，可能係 91 年底本行調整重貼現率之定位，使其由市場利率之下限轉為市場利率之上限，加上 93 年 10 月起本行重貼現率升幅與定存單升幅並不一致，在定存單利率之市場性較高下，重貼現率之指標性趨於下降，而僅具宣示效果，以致其與二者的關係逐漸薄弱。此意謂以往藉由重貼現率來觀察準備貨幣及準備金總額走勢的可能性已漸式微。

圖 9 為重貼現政策對不同操作目標的衝擊影響效果，發現在全期樣本時，重貼現率對準備貨幣的衝擊影響雖有效果但不顯著，

而對準備金總額的衝擊影響效果在短期內(落後期 1 至 2 期)雖有顯著效果，惟效果甚微。至於近期樣本，重貼現率對準備貨幣及準備金總額的衝擊影響極小且不顯著，可能與重貼現率多為宣示性指標有關。

若就重貼現率對不同操作目標預測誤差的解釋力觀察，全期而言，重貼現率對準備貨幣及準備金總額波動的解釋力相當，惟若將樣本期縮短自 90 年起，則重貼現率對準備金總額波動的解釋力高於其對準備貨幣波動的解釋力，惟解釋度都相當低，可能是重貼現率的角色已由政策工具轉變為宣示指標所致。

比較重貼現率對準備金總額及準備貨幣之外生性孰強孰弱。經由衝擊反應分析，重貼現率面對準備貨幣及準備金總額的外生衝

表 8、重貼現政策對操作目標的 VAR Granger Causality 檢定

虛無假設	樣本期間	Chi-sq 統計量 (P-value 值)	
		71.01-95.09	90.01-95.09
重貼現率不 Granger Cause 準備貨幣 (重貼現率 $\rightarrow$ 準備貨幣)		25.36* (0.0869)	0.07 (0.7946)
準備貨幣不 Granger Cause 重貼現率 (準備貨幣 $\rightarrow$ 重貼現率)		31.32** (0.0182)	1.29 (0.2563)
重貼現率不 Granger Cause 準備金總額 (重貼現率 $\rightarrow$ 準備金總額)		27.53** (0.0105)	1.35 (0.2452)
準備金總額不 Granger Cause 重貼現率 (準備金總額 $\rightarrow$ 重貼現率)		49.95** (0.0000)	1.01 (0.3139)

說明：1. 準備貨幣、準備金總額及重貼現率皆取自自然對數值後差分。

2. \*\*及\*表示在 5%及 10%顯著水準下，拒絕虛無假設。

3. 落後期數選擇係依據概似值比率(likelihood ratio)檢定為準。

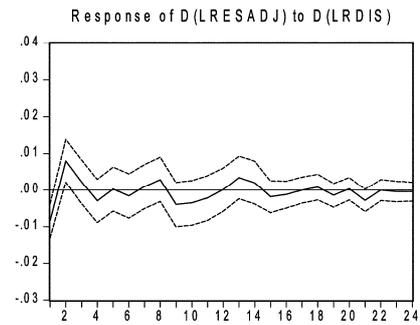
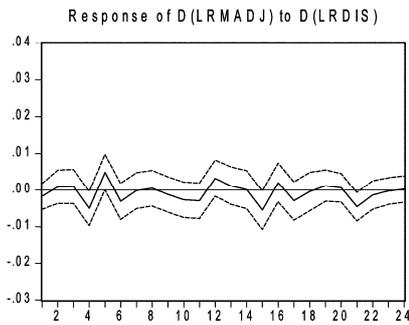
圖 9、重貼現政策對操作目標的衝擊效果

(9-1、樣本期間：71 年 1 月至 95 年 9 月)

(9-1-a) 對準備貨幣的衝擊效果

(9-1-b) 對準備金的衝擊效果

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm$  2 S.E. Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm$  2 S.E.

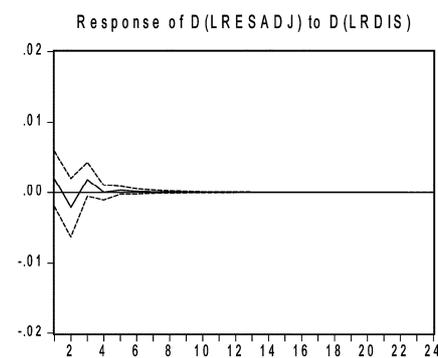
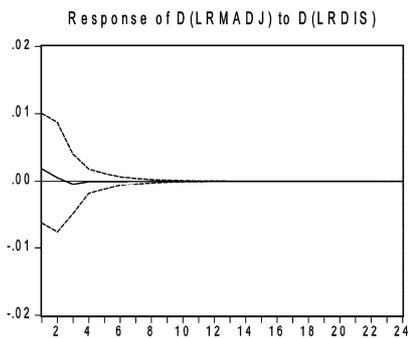


(9-2、樣本期間：90 年 1 月至 95 年 9 月)

(9-2-a) 對準備貨幣的衝擊效果

(9-2-b) 對準備金的衝擊效果

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm$  2 S.E. Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm$  2 S.E.



擊時，在近期樣本時，雖然均有波動反應產生，惟效果並不顯著。至於全期樣本，當面對準備貨幣的外生衝擊時，在落後 7 期時有顯著效果產生(明顯異於 0)，而在面對準備金總額的外生衝擊時，則在落後 4 期時有顯著效果產生(明顯異於 0)，顯示在全期時外生性較弱，重貼現率操作可能會受到準備貨幣或準備金總額的反饋影響，而侷限重貼現政策

的操作空間。惟在近期樣本時，重貼現率可能徒具宣示效果，其走勢已背離以往其與準備貨幣或準備金總額之關係，因此，外生性反而提高。

### 3、存款準備率政策

調整存款準備率對準備金總額的直接影響是毋庸置疑的，而準備貨幣之統計因尚加計流通在外之通貨，因此，相較於準備金總

表 9、重貼現政策與對操作目標的預測誤差變異數分解

9-1、樣本期間：71 年 1 月至 95 年 9 月

期數	重貼現率	利率	準備貨幣	重貼現率	利率	準備金總額
1	0.33	0.00	99.67	4.52	12.24	83.24
2	0.29	0.09	99.62	6.21	23.84	69.95
3	0.36	0.50	99.13	6.26	24.95	68.79
6	4.21	8.78	87.01	6.09	29.02	64.89
9	4.25	9.91	85.85	6.82	30.41	62.77
12	5.62	11.67	82.71	7.12	31.86	61.02
15	6.45	10.50	83.05	7.50	32.87	59.63
18	6.78	13.45	79.77	7.49	33.07	59.44
21	7.71	13.30	78.99	7.78	32.94	59.28
24	7.59	14.03	78.38	7.75	33.24	59.01

9-2、樣本期間：91 年 1 月至 95 年 9 月

期數	重貼現率	利率	準備貨幣	重貼現率	利率	準備金總額
1	0.30	3.32	96.38	1.40	10.30	88.30
2	0.32	3.25	96.43	2.68	13.76	83.56
3	0.33	3.25	96.41	3.77	13.69	82.54
6	0.34	3.25	96.41	3.81	13.75	82.44
9	0.34	3.25	96.41	3.81	13.75	82.44
12	0.34	3.25	96.41	3.81	13.75	82.44
15	0.34	3.25	96.41	3.81	13.75	82.44
18	0.34	3.25	96.41	3.81	13.75	82.44
21	0.34	3.25	96.41	3.81	13.75	82.44
24	0.34	3.25	96.41	3.81	13.75	82.44

說明：1. 所有變數皆取對數值後差分。

2. 落後期數選擇係依據似值比率(likelihood ratio)檢定為準。

3. 變數的單根檢定結果列於下表，其中，各變數皆取對數，變數前加 D 表示取 1 階差分。T(n)表示檢定統計量含常數項及趨勢值，C(n)表示檢定統計量只含常數項，n 為落後期數，\*表示在 5%顯著水準下拒絕單根虛無假設，括弧內為 5%顯著水準之臨界值。

變數	樣本期間	71 年 1 月至 95 年 9 月	90 年 1 月至 95 年 9 月
準備貨幣		T(6)=-1.31 (-3.43)	T(10)=-2.02 (-3.48)
準備金總額		T(5)=-1.24 (-3.43)	T(1)=-2.59 (-3.48)
利率		T(8)=-1.41 (-3.43)	T(6)=-1.60 (-3.48)
重貼現率		T(5)=-2.20 (-3.43)	T(1)=-1.42 (-3.48)
D(準備貨幣)		C(5)=-9.94* (-2.87)	C(1)=-7.30* (-2.91)
D(準備金總額)		C(2)=-15.66* (-2.87)	C(1)=-8.18* (-2.91)
D(利率)		C(3)=-10.95* (-2.87)	C(1)=-3.23* (-2.91)
D(重貼現率)		C(3)=-5.37* (-2.87)	C(1)=-3.80* (-2.91)

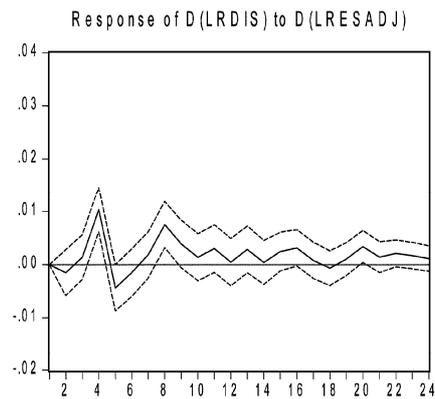
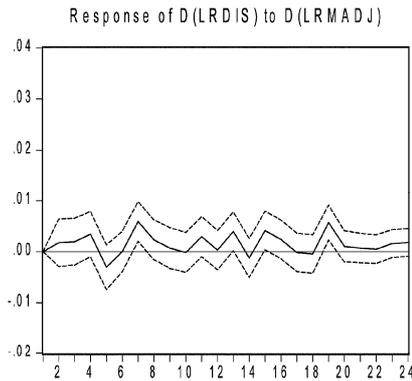
圖 10、重貼現政策面對操作目標的衝擊反應

(10-1、樣本期間：71 年 1 月至 95 年 9 月)

(10-1-a) 面對準備貨幣的衝擊反應

(10-1-b) 面對準備金的衝擊反應

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E. Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

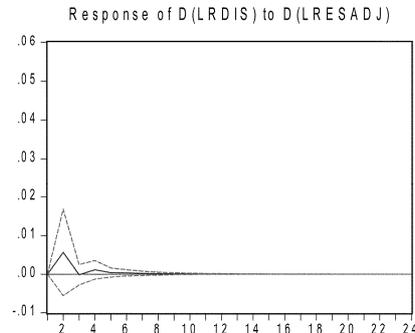
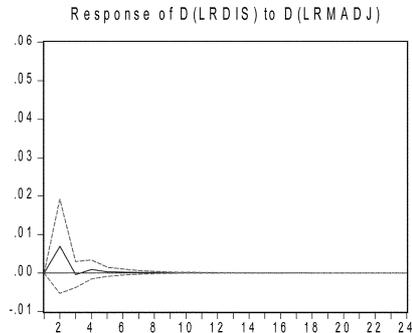


(10-2、樣本期間：90 年 1 月至 95 年 9 月)

(10-2-a) 面對準備貨幣的衝擊反應

(10-2-b) 面對準備金的衝擊反應

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E. Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



額，存款準備率政策對準備貨幣的影響較為間接，因此，就存款準備率政策對操作目標的可控性言，準備金總額較優於準備貨幣。惟近年來，法定存款準備率已降至較低之水準（94 年的平均存款應提準備率為 5.26%，而 84 年則高達 11.30%），未來該項政策工具

的調降空間已相當有限，能否再發揮其影響資金供需作用則有待商榷。

綜上所述（參見表 10），就操作目標的即時性言，準備貨幣因係央行負債，資料取得容易，即時性較準備金總額為佳；再就關聯性言，除準備金總額的貨幣乘數在近期樣

表 10、準備貨幣與準備金總額之操作目標實證分析結果之比較

操作目標特性	樣本期：71 年 1 月至 95 年 9 月	樣本期：90 年 1 月至 95 年 9 月
<b>即時性</b>	準備貨幣即時性較佳	準備貨幣即時性較佳
<b>關聯性</b>		
VAR Granger Causality test	M2 與準備貨幣存在雙向的 VAR Granger Causality 因果關係，而 M2 對準備金總額則存在單向的 VAR Granger Causality 因果關係(即 M2→準備金總額)。	M2 與準備貨幣存在雙向的 VAR Granger Causality 因果關係，而 M2 對準備金總額則存在單向的 VAR Granger Causality 因果關係(即 M2→準備金總額)。
對 M2 的衝擊影響效果	準備貨幣對 M2 的衝擊影響效果顯著，而準備金總額對 M2 的衝擊影響效果不顯著。	兩者對 M2 的衝擊影響短期內(落後期約 1-2 期)均具顯著性。
對 M2 波動的解釋度	準備貨幣對 M2 波動的解釋力高於準備金總額對 M2 波動的解釋力。	準備貨幣對 M2 波動的解釋力高於準備金總額對 M2 波動的解釋力。
貨幣乘數的穩定性	準備貨幣的貨幣乘數波動度較準備金總額的貨幣乘數波動度小。	準備貨幣的貨幣乘數波動度較準備金總額的貨幣乘數波動度大。
<b>可測性</b>	準備貨幣的波動度較準備金總額大。	準備貨幣的波動度較準備金總額大。
<b>可控性</b>		
<b>公開市場操作</b>		
VAR Granger Causality test	定存單與兩者均存在雙向因果關係。	定存單與準備金總額的雙向因果關係仍存在，而其與準備貨幣僅具單向因果關係(即定存單→準備貨幣)。
對操作目標的衝擊影響效果	定存單對準備貨幣的影響效果顯著，而其對準備金總額的影響效果不顯著。	定存單對準備貨幣及對準備金總額的影響效果雖呈顯著，但效果較微。
對操作目標的波動解釋度	定存單對準備貨幣波動的解釋力高於其對準備金總額波動的解釋力。	定存單對準備貨幣波動的解釋力低於其對準備金總額波動的解釋力。
對操作目標的外生性	兩者對定存單操作政策雖有反饋效果但不顯著。	準備貨幣對定存單操作政策的反饋效果不顯著，而準備金總額對定存單操作政策的反饋效果雖呈顯著，但效果甚微。
<b>重貼現政策</b>		
VAR Granger Causality test	重貼現率與準備貨幣及準備金總額均具雙向因果關係。	重貼現率與準備貨幣及準備金總額均不具雙向因果關係。
對操作目標的衝擊影響效果	重貼現率對準備貨幣影響不顯著，而對準備金總額雖有顯著效果，惟效果甚微。	重貼現率對準備貨幣及準備金總額的衝擊影響極小且不顯著。
對操作目標的波動解釋度	重貼現率對準備貨幣及準備金總額波動的解釋力相當。	重貼現率對準備金總額波動的解釋力高於其對準備貨幣波動的解釋力，惟對兩者之解釋力均低。
對操作目標的外生性	均受準備貨幣及準備金總額反饋效果影響。	準備貨幣及準備金總額的反饋效果均不顯著。
<b>存款準備率政策</b>	對準備金總額的影響較直接，但存款準備率已在低檔，未來調降空間有限。	對準備金總額的影響較直接，但存款準備率已在低檔，未來調降空間有限。

本較為穩定外，不論是全期樣本或是近期樣本，準備貨幣在 Granger Causality 因果性、對 M2 的衝擊影響及波動解釋度上，均較準備金總額更勝一籌。在可測性上，準備貨幣因包含波動度較大的通貨，以致準備貨幣波動度較準備金總額波動度大。

就可控性而言，雖然存款準備率對準備金總額的影響較為直接，但未來該項政策工具的調降空間有限，因此，在可控性的比較上，可能得關注在公開市場操作及重貼現率兩大操作工具上加以討論。就公開市場而言，全期樣本因定存單對準備貨幣的衝擊影響顯著，且波動解釋度較其對準備金總額高，因此仍以準備貨幣較占優勢。至於近期樣本，各項實證分析顯示兩者大抵不相上下，也各有擅長。在此時期由於通貨大幅擴增，準備貨幣因加計通貨，走勢較以往不同，以致定存單對準備貨幣波動的解釋力反

較其對準備金總額波動的解釋力低。另一方面，定存單與準備金的雙向因果關係在近期樣本依然存在，以致準備金反饋定存單操作政策的效果仍小幅存在，從而削弱其政策外生性。

再就重貼現政策而言，全期樣本時，由於重貼現率近年來僅具宣示效果，以致政策衝擊效果呈現不顯著，或雖呈顯著但影響效果小。至於近期樣本，雖然重貼現對準備金總額波動的解釋力較其對準備貨幣大，惟因近年來重貼現率對市場利率之影響可能逐漸被定存單利率所取代，宣示效果強過工具效果，以致波動解釋力相當低。持平而論，就重貼現政策而言，準備貨幣與準備金總額兩者表現相當，加以近年來重貼現率宣示效果強，以致該政策工具的可控性可能更難獲得實證支持。

## 五、本行操作目標執行情況

除上述理論與實證分析外，本節將另就近年來本行操作目標實際執行情況加以評估，藉以協助判斷本行操作目標之選擇。

目前本行操作目標之訂定係由本處先擬定初步目標值，再提交本行每月初召開的貨幣估測會議討論，最後根據會議結論簽報總裁核可，完成當月準備貨幣目標值的訂定。

至於初步目標值的訂定流程主要為：

(1) 由本處根據每月準備貨幣供給面的資

訊，如央行定存單到期資料、政府存款及外匯市場操作預估數等，再參考過去通貨及準備金需求變動趨勢，據此推算出本行操作前銀行可能累積的超額準備（或準備不足數）；(2) 考量當前的貨幣政策取向，以及隔夜拆款利率可容許的波動幅度，設定當月超額準備的適當水準；(3) 比較操作前之累積超額準備（或準備不足數）與期望的超額準備水準，得出當月應收回或應釋出的資金

數量；(4) 根據該操作金額，推算出當月準備貨幣之初步目標值。其流程可以公式表示如下(註 33)：

- (1) 操作前準備貨幣供給變動數-通貨及準備金需求變動數=操作前累計超額準備
- (2) 設定當月超額準備適當水準
- (3) 操作前累計的超額準備-超額準備期望的水準=央行操作數
- (4) 操作前準備貨幣預估數-央行操作數=本期準備貨幣初步目標值

圖 11 為 85 年以來本行準備貨幣目標值與實際值之差距，其中目標值高出實際值的月份約占 6 成(註 34)，若扣除春節期間之季節性因素不易預測外，平均每月差距在 85 億元左右(註 35)，占準備貨幣之比率約 0.5%，近 5 年則縮小至 60 億元左右(註 36)，占準備

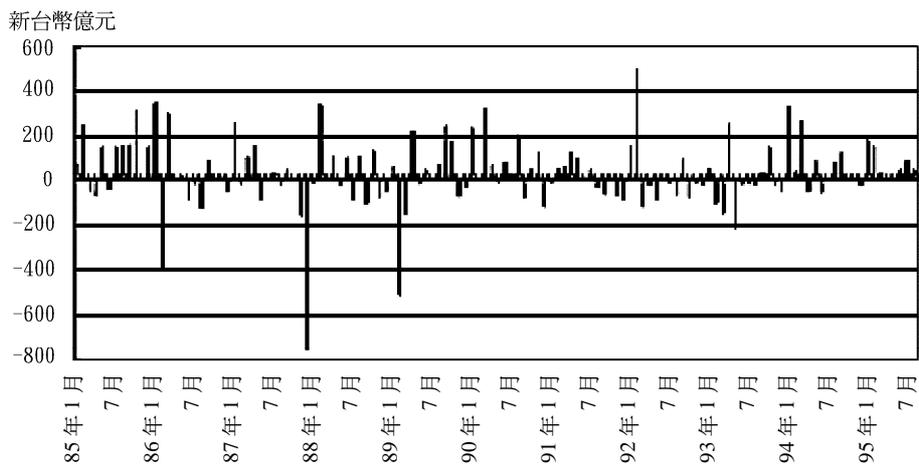
貨幣之 0.36%，操作目標之執行情況尚稱良好。

分析準備貨幣目標值與實際值差異的原因，主要有：

(一) 兼顧利率之穩定

雖然準備貨幣為央行的負債，理論上央行應具有相當的控制能力，但為兼顧利率的穩定，本行除遇特殊情況(註 37)，通常多只能隨資金需求之變動而被動因應，在操作上有時會傾向以維持適度的超額準備為目標，使得操作後準備貨幣實際值偏離原先設定的目標值，如民國 90 及 91 年間，銀行放款態度趨於保守，存款年增率明顯下降，準備金需求不高，為避免利率降幅過大，本行只能增加資金回收規模，導致該兩年準備貨幣目標值分別出現 9 個月及 7 個月高估的情況，實際準備貨幣年增率則分別降至 1.1% 及 1.8%

圖 11、本行準備貨幣目標值與實際值之差距



註：圖示為目標值減實際值之差距。

之超低水準，M2 中間目標值亦降至 5.79% 及 3.55%，接近該年目標區下限之水準，顯示本行在兼顧利率穩定的同時，仍不可避免的會犧牲對準備貨幣的控制。

## (二) 需求面資訊不易掌握

一般而言央行在面對準備貨幣供給面之衝擊時，如政府存款之變動或外匯操作等，通常較易以公開市場操作加以因應，因此，供給面資訊錯誤所產生的影響一般較不明顯；但對於需求面的干擾，若因資訊不足，將不易判斷其對經濟金融面的可能影響，其所產生的風險則較大，且容易導致順景氣循環的問題。因此，準備貨幣需求面之預測格外重要 (Bowsher (1980))。

對於準備貨幣需求之估測，一般有明確的(explicitly)以貨幣總計數各項組成的變動趨勢來推估，亦有採取較隱涵的(implicitly)方式，即以貨幣乘數之走勢來推估準備貨幣的需求 (IMF (2006))，二者均需要相當多需求面的資訊，困難度甚高。

目前本處對於準備貨幣供給面之資訊蒐集十分完整，但對於需求面的相關資訊則相對不足，因此，在推估準備金需求時，主要係考過去通貨及準備金的變動趨勢。影響所及，當通貨淨額或準備金需求因經濟金融情況改變而出現結構性改變，或有不規則因素發生時，本處即可能因未及掌握相關資訊，而使目標值出現偏高或偏低現象，如民國 92 及 93 年，我國通貨淨額由 91 年的負成長明

顯轉為大幅成長時，準備貨幣目標值即出現連續兩年均有 8 個月低估的情況；而 94 及 95 年以來，因資金持續由活期性存款流向外匯存款及定期性存款，使準備金需求減緩，該兩年準備貨幣目標值則分別高估達 9 個月及 8 個月。

由於資金由高準備率存款流向低準備率存款時，對貨幣總計數影響不大，但卻會影響準備金需求，而某些資金移動則可能不影響準備金需求，但可能影響貨幣變動，如外匯存款移至國外等。因此，基於貨幣控制考量，本行對這類資金移動的相關訊息仍宜加以注意與分析。

最後關於操作目標訂定之期間 (time horizon) 問題，目前本行係按月訂定操作目標，且在訂定各月目標值時，對於上月實際值偏離目標值的情況，並未立即矯正，而係以上月的實際值做為訂定本月目標值之基礎，亦即存在基期移動 (base drift) 現象。為解決該問題，本行或可拉長目標值訂定的期間，如由目前的每月改為每季，使基期不致每月移動，以避免準備貨幣出現持續偏高或偏低現象，而此一做法，亦可使本行在面對準備貨幣短期需求面之衝擊時，無需立即回應，不僅有助於利率之穩定，尚可增加本行操作彈性；不過，由於訂定操作目標需要較多的市場面資訊，拉長期限恐使需求面資訊的掌握更加困難，從而影響操作目標值之訂定，短期內恐不易實施。所幸，由準備貨幣

操作到貨幣創造的時間落差 (time lag) 極短，本行仍可參考貨幣中間目標之實際成長情況，適時調整準備貨幣偏高或偏低現

象，以降低基期移動因素對目標值訂定之不利影響。

## 六、結論與建議

本文以良好操作目標須具備的四項特性-即時性、關聯性、可測性及可控性-對準備貨幣與準備金總額兩變數進行操作目標之分析。結果顯示，就 71 年至 95 年 9 月之全期樣本言，除可測性外，不論在即時性、關聯性及可控性上，準備貨幣變數均略優於準備金總額變數；惟若以 90 年至 95 年 9 月之近期樣本分析，受 92 年以來我國通貨淨額快速成長影響，不含通貨淨額之準備金總額在可控性方面表現略佳，惟統計上並不顯著；至於在即時性及關聯性上，則仍以準備貨幣較佳。

由於準備貨幣各組成項目對貨幣創造之影響各不相同，如通貨淨額的增加，對貨幣創造影響不大；反之，準備金的增加，在準備率不變下，則會使貨幣呈倍數成長，而這些準備用於活期性存款或定期性存款，其所創造的貨幣數量亦不相同，加上準備貨幣中的通貨淨額與準備金之間具有密切的替代關係，因此，不論操作目標涵蓋那些項目，本行仍須對準備貨幣各組成項目之需求有所掌握。鑒於近年來本行準備貨幣操作目標與貨幣中間目標之執行情況尚佳，而本文分析結

果亦顯示，準備貨幣操作目標仍略優於準備金總額，因此建議繼續維持現行準備貨幣為本行貨幣政策之操作目標；惟為提升貨幣控制成效，本行仍宜加強對準備貨幣各項目成長軌跡之掌握，尤其在通貨需求變動較大時期，尤應注意。

此外，目前本行為兼顧利率之穩定，在準備貨幣操作上有時會傾向以維持適度的超額準備為主，以致當資金需求增加時，本行即增加準備貨幣的供給；反之，資金需求減少時，則降低其供給。此一操作方式，在平常時期風險可能不大，但若遇景氣過熱或景氣低迷時，則可能因延後回應而產生順景氣循環問題，值得本行注意。

最後，隨著金融創新發展，近年來民眾資產配置移動頻繁，在各項金融商品提存準備金比率差異仍大下，準備金需求之利率敏感性勢必增加，未來準備貨幣與貨幣間之關係將更為複雜。因此，進一步加強準備貨幣之估測工作，如需求面資訊的掌握，以及檢討縮小各金融商品準備率之差異等，將有助於提升本行貨幣控制成效。

## 附 註

- (註 1) 理論上，在其他情況不變下，準備貨幣成長越高，代表央行貨幣政策趨於寬鬆；反之，則趨於緊縮。
- (註 2) 近年來兩岸往來頻繁，新台幣現鈔在大陸東南部及大城市等台商較多的地方接受度高，國人在大陸使用新台幣現鈔交易之可能性增加，惟根據本行經研處分析，此一影響並不顯著。有關通貨淨額增加的原因分析，可參考本文第二節說明。
- (註 3) 括弧內數字係 90 年至 94 年各組成項目占準備貨幣原始數值之平均比重，以下同。
- (註 4) 係指央行融通銀行之資金，含金融機構緊急性資金需求之再融通，如本行透過農業行庫對發生擠兌的基層金融機構進行之再融通。
- (註 5) 為避免存款準備率調整影響準備貨幣及準備金成長分析，本文主要以剔除存款準備率調整因素後之數值為準。
- (註 6) 係採調整後準備金資料。
- (註 7) 以 2005 年資料為例，美國及加拿大通貨淨額占準備貨幣之比重均高達 90% 以上，英國約占 76%，日本及新加坡占 65% 左右，韓國則占 54%。
- (註 8) 嚴格來講，CBM 係德意志銀行的中間目標，因其組成主要係根據 M3 定義，即通貨淨額加 M3 存款，只是存款部份係經各項存款準備率加權計算而得，因內容與準備貨幣接近，一般仍視其為操作目標。
- (註 9) 相當於存放央行之準備性存款。
- (註 10) 如準備金提存制度或融通條件的鬆緊等。
- (註 11) 詳 Axilord and Lindsey (1981)，Johannes and Rasche (1981)，Wallich (1979)，Ruebling (1972)。
- (註 12) 如貨幣定義中可能涵蓋某些不需提存準備金之組成，或某些應提存準備金之存款不包括在貨幣定義中。
- (註 13) 準備貨幣與貨幣間之關係另可由貨幣乘數之變動來分析，相關分析可參考本文第四節第四小節貨幣乘數之穩定性。
- (註 14) 由於季節性通貨需求規模不易預測，本行在實際操作時，一般係暫時犧牲對準備貨幣的控制，而以市場需求為主，主要在避免短期利率波動過大。
- (註 15) 主要因必要時央行可藉由調整二者的結構來改變市場壓力，以達成期待的貨幣成長。
- (註 16) 如資金需求增加時，銀行可直接向央行申請融通，亦可藉由出售其他資產取得所需資金。
- (註 17) 1980 年代瑞士央行對銀行提供融通均訂有額度，銀行為進行月底窗飾 (window dressing)，通常會在月底將所有額度用完，由於期限僅為一天，對長期貨幣成長走勢影響不大，因此操作目標中特別將月底當天的借入款予以扣除。
- (註 18) 惟若央行融通為一常態，此時借入準備實際上係取代了一部分公開市場操作的額度，則宜另做考量。
- (註 19) 在特殊情況下，如日本於信用緊縮期間，央行仍利用提高超額準備方式激勵銀行增加放款。
- (註 20) 紐西蘭無存款準備率，銀行存放在央行的清算餘額性質類似銀行的超額準備 (Huxford and Reddell (1996))。
- (註 21) 實證樣本期間主要為 71 年 1 月至 95 年 9 月。惟由於 89 年底利率走低，通貨攀升，導致準備貨幣大幅成長，可能影響實證結果，因此，另針對 90 年起之樣本再作實證，以資比較對照。
- (註 22) 在本節中提及之「準備貨幣」及「準備金總額」係已調整存款準備率後之數列。
- (註 23) 此為金融業拆款利率。
- (註 24) 由於本節主要係觀察操作目標與中間目標之關係，因此，模型中必定存在操作目標與 M2 兩變數，另為涵蓋價的變數，故納入利率而形成簡單的 3 變數模型，且認定操作目標的外生性強於市場利率。
- (註 25) 此係以 VAR 模型進行 Block Exogeneity Wald test。
- (註 26) 對變數進行 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定，結果顯示：所有變數的水準值均無法拒絕單根虛無假設，因此將所有變數先一階差分後再進行 VAR 模型分析，詳見表 3 之說明 3。
- (註 27) 由於二者的貨幣乘數數列均為 I(1) 數列具有明顯的趨勢值，因此先去除趨勢值再比較標準差。
- (註 28) 由於準備貨幣及準備金總額數列均為 I(1) 數列，具有明顯的趨勢值，因此先去除趨勢值再比較標準差。
- (註 29) 由於本節主要係觀察政策工具與操作目標之關係，因此，模型中必定存在政策工具與操作目標兩變數，另為涵蓋價

的變數，故納入利率而形成簡單的 3 變數模型，且認定政策工具的外生性強於市場利率。

- (註 30) 對變數進行 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定，結果顯示：所有變數的水準值均無法拒絕單根虛無假設，因此將所有變數先一階差分後再進行 VAR 模型分析，詳見表 7 之說明 3。
- (註 31) 雖然傳統 VAR 模型改變變數排序可能會影響檢定結果，惟由於先驗認定政策工具的外生性最強，而僅餘的另一種排序的實證結果（重貼現率－準備貨幣－金融業隔拆利率）並無大差異，因此不再贅述。
- (註 32) 對變數進行 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定，結果顯示：所有變數的水準值均無法拒絕單根虛無假設，因此將所有變數先一階差分後再進行 VAR 模型分析，詳見表 9 之說明 3。
- (註 33) 以操作前有超額準備情況為例。
- (註 34) 這可能與近年來銀行資金充裕，而企業資金需求不高，本行為穩定利率只能被動回收市場餘裕資金，致使操作後的準備貨幣實際值常低於原先設定的目標值。
- (註 35) 按差距之絕對值計算。
- (註 36) 95 年 1 至 9 月差距為 39 億元。
- (註 37) 如為避免銀行炒匯，而特意減少沖銷。

### 參考文獻：

- 田慧琦：「當前我國通貨流通餘額增加之因素探討」，中央銀行季刊，第 25 卷第 4 期，民國 92 年 12 月。
- 張炳耀：「以淨超額準備做為操作目標之評估」，中央銀行季刊 13 卷 2 期，中央銀行，80 年 6 月。
- Axilrod, Stephen H. and David E. Lindsey (1981), "Federal Reserve System Implementation of Monetary Policy: Analytical Foundations of the New Approach," *American Economic Review*, vol. 71, pp246-252.
- BIS (1980) : The Monetary Base Approach to Monetary Control, Publish by BIS, Monetary and Economic Department, September 1980.
- Bowsher, Norman N. (1980), "The Demand for Currency: Is the Underground Economy Undermining Monetary Policy?" Federal Reserve Bank of St. Louis, January 1980.
- Bryant, Ralph C. (1982), "Federal Reserve Control of the Money Stock," *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol.14 no. 4, pp597-625.
- Huxford, Julie and Michael Raddell (1996), "Implementing monetary policy in New Zealand," *Reserve Bank Bulletin*, vol. 59 no. 4, Reserve Bank of New Zealand.
- IMF (2006): Monetary Accounts, Analysis, and Forecasting, Institute training document section II, July 2006.
- Johannes, James M. and Robert H. Rasche (1981), "Can the Reserves Approach to Monetary Control Really Work?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol.13 no. 3, pp298-313.
- Poole, William (1982), "Federal Reserve Operating Procedures : A Survey and Evaluation of the Historical Record Since October 1979," *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol.14 no. 4, pp575-595.
- Rich, Georg (2003), "Swiss Monetary Targeting 1974-1996: The Role of Internal Policy Analysis," *ECU Working Paper*, no. 236, European Central Bank.
- Ruebling, Charlotte E. (1972), "RPDs and Other Reserve Operating Targets," Review, Federal Reserve Bank of St. Louis, August 1972.
- Trehan, Bharat (1988), "The Practice of Monetary Targeting: A Case Study of the West German Experience," *Economic Review*, no. 2, Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Wallich, Henry C. (1979), "The Role of Operating Guides in U.S. Monetary Policy : A Historical Review," *Federal Reserve Bulletin*, September 1979.