

我國貨幣政策操作及傳遞機制之實証分析 ——兼論銀行信用管道與股票價格管道*

汪建南 李光輝**

摘要

本文首先對臺灣貨幣政策架構「政策工具→操作目標→中間目標→最終目標」加以全面的實証分析，並強調中間目標(或重要中間傳遞變數)影響最終目標的傳遞機制。長期關係及因果關係實証結果顯示，央行定存單與債券附條件交易的搭配使用，可有效影響隔拆利率及準備貨幣等操作目標。其次利率政策在「操作目標→中間目標」的操作管道通暢。本文對「中間目標→最終目標」的環節，設立簡單但具代表性的結構模型，來進行「結構向量自我迴歸(SVAR)」的實証分析。實証結果之係數估計值符號均能符合理論上的預期，經進一步作衝擊反應分析後顯示其對臺灣總體經濟的影響為：(1)實質(商業

本票)利率提高1個百分點，將在半年內導致實質GDP累積下降0.75%(平均每季0.375%)，而三年內累積影響力為使GDP下降1.63%，且顯示低實質利率可有效促進低通膨的實質經濟成長；(2)實質M2提高1個百分點，在半年內將造成實質GDP累積下降0.19%，但是三年內累積影響力為使實質GDP增加0.05%。隨後，對銀行信用管道進行實証研究的結果顯示，利率上升的緊縮效果因銀行及廠商對資產組合的財務操作使對銀行信用之影響反轉；而銀行信用管道以傳遞貨幣數量效果比傳遞利率效果較佳。此外，對股價管道的實証結果亦發現此管道以傳遞貨幣數量效果較佳。

壹、前言

貨幣政策的傳遞機制是使央行貨幣政策發揮功能的重要關鍵，學派之爭在此(e.g. 凱

因斯學派 v.s. 貨幣學派)，決策者的主要考量也在此。如果能正確評估價與量政策的傳遞

* 本文作者感謝臺大經濟系林建甫教授、清大經濟系黃朝熙教授、中研院經濟所鍾副所長經樊與林研究員金龍、及匿名審查人的費心審閱與指正，以及經濟研究處施處長燕、施副處長遵驊、林行務委員宗耀、盧研究員志敏、陳襄理一端、黃專員曼芬、徐專員千婷、與田專員慧琦等提供寶貴意見或協助，惟文中所持觀點僅代表個人意見，與服務單位無關，如有任何錯誤，亦概由作者負責。

** 作者均為本行經濟研究處研究員。

管道與影響，則貨幣政策的決策也才有真正的依據。

傳遞機制探討重點常為中間目標透過何種管道如何影響最終目標。但要界定有效的傳遞管道，須對中間目標能有效的控制，這就涉及到操作目標與中間目標的關係，這是重要但經常被忽略的環節。進而言之，貨幣政策工具是否能有效掌控操作目標，也是需考量的環節。總之，貨幣政策的架構環環相扣，在涵蓋整體的研究下，政策上有意義的傳遞機制易於浮現，本文第貳節做此一嚐試。

就傳遞機制本身而言，凱因斯學派試圖打開此一黑箱，而用總體結構模型標示建立各個傳遞管道，其政策模擬可對貨幣政策的效果有更好的掌握。但貨幣學派擔心這些結構方程式往往忽略了重要的經濟機制，故採用縮減式(reduced form)以彙總全面的效果，但卻難於解決逆向因果(reverse causality)及第三因素同時影響欲建立因果關係之雙方變數(outside factor effect)的問題。Sims (1980)的向量自我迴歸(Vector Autoregression, VAR)模型是縮減式的代表，但Sims(1986)及Amisano et al.(1997)等做了重要的改變，在VAR中納入總體結構模型的限制。結合精簡而有代表性

的結構模型與VAR的「結構VAR」模型應可避免許多不可信賴的限制，同時有一定的經濟意涵，可據以做政策模擬與分析，本文第參節做此一嚐試。

根據Kakes(2000)及Mishkin(2000)，貨幣傳遞機制理論有四大代表性管道：利率管道、貨幣數量管道、信用管道(Credit view)與資產價格管道。利率管道是主要傳統管道與凱因斯學派的基本機能，此管道係假設一般物價具僵固性下，貨幣緊縮會導致實質利率上升，造成借款成本上升，使消費與投資減少；此管道亦是本文第參節結構VAR模型的主要有效管道。信用管道係基於信用市場的不完全性(例如資訊不對稱)而產生基於銀行中介角色的銀行放款管道，或基於借款者資產負債結構改變乃至現金流量改變等管道；本文第肆節對信用管道中具代表性的銀行放款管道做深入研究與政策模擬。資產價格管道包括匯率及股價等，前者影響進出口貿易而後者可透過Tobin's q效果影響投資及透過財富效果影響消費；本文第貳節由實証顯示臺幣匯率在央行貨幣政策操作中扮演的角色及其決定模式，並在本文第伍節對資產價格管道中富爭議性的股價管道加以分析與模擬。第陸節提出結論。

貳、央行操作工具、操作目標及中間目標的探討

2.1 引論

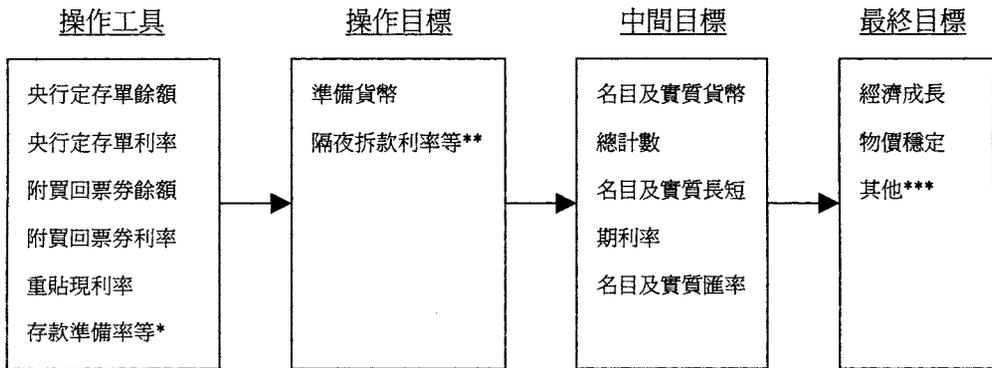
貨幣政策的基本架構是由政策工具影響

操作目標，再由之影響中間目標，進而傳遞至最終目標。圖 2.1 顯示與我國目前貨幣政策

直接相關的架構，其中中間目標除確定目標(如名目貨幣總計數 M2)外，也包括代表性的傳遞變數如實質利率等。央行貨幣政策操作工具可透過央行發行定期存單的量與價、重購回市場操作的量與價、及重貼現率來影響

操作目標，後者通常包括準備貨幣及隔夜拆款利率。操作目標可直接影響中間目標，包括名目與實質利率、匯率及貨幣總計數，中間目標再影響最終目標如實質國民所得及物價。

圖 2.1. 貨幣政策的操作程序及傳遞機制



註: * 尚包括金融機構轉存款、SWAP、道德勸說、選擇性信用融通及管制

** 尚包括準備金、超額準備、自由準備和極短期利率

***如健全銀行業務、促進金融穩定、國際收支平衡

通常貨幣政策傳遞機制的重點是指從中間目標(近來亦有移除中間目標而直接考慮操作目標)到最終目標的傳遞過程(註 1)。既有研究(如林金龍(2003)，陳南光(2002))也常能發現多種從名目與實質價量中間目標影響最終目標的管道。但這些研究往往未釐清操作目標與中間目標的關係，如此則未能界定何種中間目標會受到有效的影響與控制，因之難以界定政策上有意義的傳遞機制。推而言之，貨幣政策操作工具是否能有效影響標的操作目標，也是決定政策上有意義的傳遞機制之不可或缺的環節。此外，既有對中間目

標至最終目標的傳遞機制的研究多基於 VAR 模型的運用，亦有基於結構模型者。如本文第壹節所示，此兩種模型策略各有其基本看法及優缺點，何者為恰當的模型並無定論。本節及下(第參)節將對貨幣政策架構的每一階段個別進行實証研究，以協助定位有效的傳遞機制管道。本節將探討由政策工具到操作目標以至中間目標的傳遞問題，指出何為價量目標的恰當抉擇；第參節將根據恰當中間目標(或重要中間傳遞變數)的實質利率，採取結合基本結構模型及 VAR 的結構 VAR 模型，估測透過傳遞機制對最終目標的影響效果。

我國央行貨幣政策有三項主要工具：公開市場操作、重貼現率政策及準備率政策。近十餘年來準備率持續下調，每次下調均有顯著效果，而民國 92 年平均應提準備率為 5.28%，下調空間已有限。以下則集中探討公開市場及重貼現操作的有效性。

公開市場操作方面，央行在中共發射導彈事件(1995 年)及亞洲金融風暴(1997 年)期間，曾利用附買回操作方式釋金，成效不錯；之後因市場流動性浮濫，操作以發行定期存單回收資金為主。附條件交易為次級市場操作，流動性佳。近年來在貿易出超及外資大量匯入下，市場流動性頗為寬鬆，故以定存單大量收金，到期也常重新再做(rollover)，至 2004 年 6 月底累積餘額已達 3.63 兆元新臺幣。初級市場的性質，加以發行對象限於在央行設有存款準備金帳戶的金融機構，使央行定存單流動性較差，且其利率缺乏市場定價機制。

央行重貼現率政策的市場性較低，但具有宣示性效果，可能引導一般大眾的預期心理與商業銀行調整利率與放款。但一般大眾對重貼現率調整可能有正反兩面的看法，當重貼現率調高時，大眾可能認為利率已高而壓抑支出，也可能認為重貼現率會繼續調高而增加支出。商業銀行則會視市場情況而調整，重貼現率難以控制商銀的反應。故國際上當公開市場操作成熟後，重貼現率多轉為輔助性的角色。

2.2 實証方法及統計資料說明

根據 Mishkin(2000)，操作目標的選擇標準有可測性(measurability)、可控性(controlability)、及對目標可預測性(predictability)的影響。以價量目標選擇而言，我國銀行準備部位及金融業隔拆利率均有日資料，可及時掌握，而隔拆利率因市場性高故統計資料品質較佳。本(第貳)節將分析央行操作目標對中間目標的可控性及可預測性的影響，由之可界定有效的傳遞管道，並用同樣的標準來選擇恰當的操作工具，亦即對操作目標的可控性和可預測的影響。

以下採取「向量誤差修正與自我迴歸」(VEC/VAR)模型來探討存在於操作工具與操作目標及操作目標與中間目標間的影響關係以及可控性問題。對定態(stationary)變數間的關係可採取 Granger causality test 測試情報內涵的領先性。比較完整的作法是利用多變數 VAR 模型(可處理諸如 causality 中的 third factor 問題)，測試配對因果關係(pairwise causality)，並以衝擊反應分析確認其效果。對於非定態(nonstationary)變數間的關係，則需測試其間有無共整合關係。如有，則應以向量誤差修正(Vector Error Correction; VEC)模型掌握變數關係的完整資訊，此時除差分落後項間的 Granger causality 外，尚有變數落後項間的長期共整合關係的顯著性測試，以及變數是否會顯著向此長期均衡調整的弱外生性測試(weak exogeneity test)。如變數間不存在共整

合關係，此時若模型特性根均在單位圓(unit circle)之內，則可以變數水準值的向量自我迴歸(Vector Autoregression; VAR)進行 Pairwise Granger causality test，否則應先將變數取差分後再於 VAR 架構下測試。

同一類型之操作工具，不論價量對於操作目標的價量均可能產生影響，這也適用於操作目標與中間目標的關係。故而以下在探討操作工具與操作目標的關係時分為三組：

- (1) 央行定存單餘額，央行定存單利率，準備貨幣，隔夜拆款利率
- (2) 債券附條件交易餘額，債券附條件交易利率，準備貨幣，隔夜拆款利率
- (3) 重貼現利率，準備貨幣，隔夜拆款利率。

在探討操作目標與中間目標(或重要中間傳遞變數)的關係時則分為二組：

- (4) 準備貨幣，隔夜拆款利率，實質 M2，實質利率，實質有效匯率
- (5) 準備貨幣，隔夜拆款利率，名目 M2，名目利率，名目有效匯率。

根據統計資料的期間長短，實証時採取月資料數列期限為第一組(2000:1至2003:9)，第二組(1998:1至2003:9)，第三、四、五組(同為1981:1-2003:9)。利率 i 經標準化($1+i/100$)後，與所有正值變數均取自然對數。一、二、三組之準備貨幣取實際值，四、五組則採經準備率調整後的準備貨幣值，以正確反映準備率調整的貨幣政策涵義。VAR 落

後期數認定的方式，係採綜合判斷，考慮 Sim's likelihood ratio(LR)測試、Akaike information criterion(AIC)、Schwarz criterion(SC)、final prediction error(FPE)、及 Hannan-Quinn information criterion(HQ)，而以 LR 測試結果及模型之經濟涵義為主要考量。

在變數的定態測試方面，採 Augmented Dicky-Fuller(ADF)及 Phillips-Perron(PP) tests，結果如表 2.1。ADF 測試與 PP 測試結果略有不同，綜合言之，央行定存單餘額之時間數列整合階數型態為 I(0)，準備率調整後之準備貨幣為 I(0)或 I(1)，重貼現率、準備貨幣、隔夜拆款利率、實質及名目利率、名目 M2 及實質有效匯率均為 I(1)或以上的階數，其他變數則均為 I(1)。因為絕大多數變數整合階數為 I(1)或以上，故分析上述 5 組的共變關係時必須處理單根問題，方法則如前述 VEC/VAR 模型之流程。

2.3 實証結果

A. 政策工具與操作目標的長短期關係

首先就第一組而論，經各種資訊判斷及無法找到共整合關係下，

VAR 之落後期數宜為 5，模型之特性根落在單位圓以內，故可在此 VAR 上檢視 pairwise Granger causality，結果列於表 2.2。此結果顯示，央行定存單餘額 Granger cause 準備貨幣及隔夜拆款利率，但無顯著反向因果關係，表示央行定存單量的變動可顯著影響操作目標的走勢且可控性佳。定存單利率的

表 2.1 貨幣操作及中間目標變數的 ADF 及 PP 測試結果

變數序列@	ADF 測試(有截距項)			PP 測試(有截距項)		
	落後期\$	水準值	一階差分	落後期	水準值	一階差分
央行定存單餘額	1	-3.20*		3	-4.45**	
央行定存單利率	1	-0.61	-3.20*	3	-0.15	-3.22*
附條件債券餘額	7	-1.20	-3.75**	3	-2.66	-13.47**
附條件債券利率	1	-0.24	-3.43*	3	-0.16	-4.87**
重貼現利率	10	-0.38	-2.11	3	-0.34	-4.22**
準備貨幣 1	12	-1.21	-1.4	3	-2.26	-7.08**
準備貨幣 2	12	-1.28	-1.39	3	-2.21	-6.89**
準備率調整後準備貨幣	11	-0.92	-3.99**	3	-3.39*	
隔夜拆款利率 1	6	-0.90	-1.73	3	-0.02	-2.93*
隔夜拆款利率 2	6	-0.90	-1.74	3	0.002	-2.94*
實質 M2	10	-2.30	-3.78**	3	-1.02	-6.87**
實質利率	12	1.49	-2.51	3	-0.38	-7.27**
實質有效匯率	8	-0.69	-2.05	3	-0.19	-5.07**
名目 M2	7	-2.02	-3.13	3	-3.00	-3.69*
名目利率	10	-0.32	-2.05	3	0.006	-3.55*
名目有效匯率	1	-1.40	-4.25**	3	-1.06	-4.36**

註: @ 央行定存單餘額、央行定存單利率、準備貨幣 1、隔夜利率 1 取水準值外，其他變數均取自然對數，1 表未取對數，2 表取對數

\$ 落後期數的決定採由一般至特定(general to specific)方法，即先設定落後期數為 12 月，再由大至小消去不顯著期數直到碰到顯著期數為止

* 相對於 Mackinnon critical value 在 5%水準顯著

** 相對於 Mackinnon critical value 在 1%水準顯著

表 2.2 央行定存單價量與操作目標選項間的因果關係

虛無假設	Wald 測試	
	Chi-square	Probability
央行定存單餘額不 Granger cause 準備貨幣	12.90	0.02
準備貨幣不 Granger cause 央行定存單餘額	2.11	0.83
央行定存單餘額不 Granger cause 隔夜拆款利率	12.65	0.03
隔夜拆款利率不 Granger cause 央行定存單餘額	4.49	0.48
1-30 天央行定存單利率不 Granger cause 準備貨幣	7.22	0.20
準備貨幣不 Granger cause 1-30 天央行定存單利率	2.12	0.83
1-30 天央行定存單利率不 Granger cause 隔夜拆款利率	2.05	0.84
隔夜拆款利率不 Granger cause 1-30 天央行定存單利率	37.2	0.00

改變則對操作目標沒有顯著影響，反而受到隔夜拆款利率顯著的影響。以上結果為存在於 VAR 模型的短期關係。

就第二組而言，多種資訊判斷下，宜取落後期數為 2 的 VEC，測試(見表 2.3 之 Rank 測試)及估計結果可得到兩組共整合向量：

$$\begin{aligned} & \text{LBRPB}-5.6\text{LRMY}+25.4\text{LONCLR} \\ & +42.18 = 0 \end{aligned} \quad (2.1)$$

$$\begin{aligned} & \text{LBRPR30}-0.097\text{LRMY}-0.71\text{LONCLR} \\ & +0.93 = 0 \end{aligned} \quad (2.2)$$

顯示附條件債券餘額(LBRPB, L 表取自然對數)、附條件債券利率(LBRPR30)、準備貨幣(LRMY)、及隔夜拆款利率(LONCLR)的長期共整合關係。讓 $\beta(i,j)$, $i=1,2$ 及 $j=1,2,3,4$ 分

別為方程式(2.1)與(2.2)之 4 個變數的係數, $\alpha(i,j)$, $j=1,2$ 及 $i=1,2,3,4$ 分別為方程式(2.1) 與 (2.2)之 4 個變數誤差修正項(error correction term)的調整係數, 表 2.3 亦顯示共整合有關 β 與 α 的聯合測試結果。聯合測試四個共整合係數均頗顯著, 符號亦符合預期。調整係數 α 的聯合測試顯示附買回債券利率為弱外生, 不受長期共整合關係影響作 error correction 調整, 其他 3 變數則均為內生。亦即在長期調整方向上, 附條件債券利率可顯著影響準備貨幣及隔夜拆款利率, 且可控性亦佳。準備貨幣及隔拆利率調整係數的符號亦為正確, 亦即朝偏離均衡關係遞減的方向調整。表 2.4 則顯示在 VEC 架構下, 短期間發生的 Pair-

表 2.3 附條件債券價量與各種操作目標選項間之共整合關係與弱外生性測試結果

Rank 測試共整合向量數假說	Trace 統計量	Max-Eigen value 統計量
沒有共整合向量	81.16**	43.67**
至多 1 組共整合向量	37.49**	28.6**
至多 2 組共整合向量	8.88	8.83
**為在 1%水準顯著		
共整合係數之虛無假說	Likelihood Ratio 統計量	Probability value
$\beta(1,1)=0, \beta(2,1)=0$	28.30	0.000001
$\beta(1,2)=0, \beta(2,2)=0$	26.60	0.000002
$\beta(1,3)=0, \beta(2,3)=0$	27.77	0.000001
$\beta(1,4)=0, \beta(2,4)=0$	28.28	0.000001
$\alpha(1,1)=0, \alpha(1,2)=0$	11.82	0.003
$\alpha(2,1)=0, \alpha(2,2)=0$	3.23	0.199
$\alpha(3,1)=0, \alpha(3,2)=0$	20.83	0.00003
$\alpha(4,1)=0, \alpha(4,2)=0$	14.29	0.0008

表 2.4 附條件債券價量與操作目標的因果關係

虛無假設	Wald 測試	
	Chi-square	Probability
債券附條件交易金額不 Granger cause 準備貨幣	9.88	0.007
準備貨幣不 Granger cause 債券附條件交易金額	10.07	0.006
債券附條件交易金額不 Granger cause 隔夜拆款利率	10.15	0.006
隔夜拆款利率不 Granger cause 債券附條件交易金額	4.08	0.13
債券附條件交易利率不 Granger cause 準備貨幣	0.39	0.82
準備貨幣不 Granger cause 債券附條件交易利率	0.94	0.62
債券附條件交易利率不 Granger cause 隔夜拆款利率	3.59	0.17
隔夜拆款利率不 Granger cause 債券附條件交易利率	80.64	0.000

wise Granger causality 測試結果，揭露存在長期均衡下之短期的動態關係(註 2)。其結果顯示附條件交易金額與準備貨幣有顯著的雙向因果之影響，附條件交易金額對隔夜拆款利率則有顯著的單向因果影響；債券附條件交易利率對準備貨幣及隔夜拆款利率均無顯著因果影響，反受隔夜拆款利率顯著單向因果影響。故以短期關係而言，債券附條件交易金額可有效影響隔夜拆款利率且可控性佳，但對準備貨幣的影響可控性較差。綜而言之，在長期方向上，債券附條件交易利率可有效引導操作目標價量的調整；在短期影響上，債券附條件交易金額對價格變數有有效影響，反之對數量變數有影響力但可控性較差。

第三組的恰當共變模型經研判為變數取差分且落後期為 3 的 VAR 模型。其短期因果關係如表 2.5 所示，顯示因果關係均不顯著。此印証前文所述於貨幣政策傳遞機制中重貼

現率角色的式微，而難以形成市場利率的指標與引導銀行放款。此外，重貼現率呈階梯式的調整，而與準備貨幣及隔夜拆款利率較為平滑且連續的變動型態不同，也可能造成因果關係不彰。

茲綜合本節實証結果列於表 2.6，顯示在短期因果關係上，央行定存單餘額對隔夜拆款利率及準備貨幣均具顯著影響且可控性高，附條件債券金額對隔夜拆款利率影響亦然；在長期共整合關係上，附條件債券利率對隔夜拆款利率及準備貨幣均具顯著且可控性亦高的影響。定存單數量短期對價量操作目標的顯著影響及可控性顯示其沖銷操作的有效性高。但定存單餘額及利率對操作工具之長期影響闕如，可能因為央行定存單設計上為央行單方面訂價的初級市場短期收金工具，難以透過市場定價機制與拆款市場互動建立長期的穩定關係。

表 2.5 重貼現率與操作目標選項間的因果關係

虛無假設	Wald 測試	
	Chi-square	Probability
重貼現率不 Granger cause 準備貨幣	5.90	0.12
準備貨幣不 Granger cause 重貼現率	1.21	0.75
重貼現率不 Granger cause 隔夜拆款利率	4.30	0.23
隔夜拆款利率不 Granger cause 重貼現率	4.97	0.17

表 2.6 貨幣政策工具對操作目標選項的長短期影響

操作目標 政策工具	隔夜拆款利率		準備貨幣	
	長期影響*	短期影響**	長期影響*	短期影響**
央行定存單餘額	無	單向	無	單向
央行定存單利率	無	無	無	無
附條件債券金額	雙向	單向	雙向	雙向
附條件債券利率	單向	無	單向	無
重貼現率	無	無	無	無

註: * 單向表共整合關係係數顯著異於零且為弱外生性, 雙向表係數顯著但不具弱外生性, 可控性稍差。

** 單向表在 VEC/VAR 之 pairwise Granger causality 具顯著單向因果關係, 雙向表雙向因果, 可控性稍差。

B. 操作目標與中間目標的長短期關係

以上實証結果顯示, 央行公開市場操作可控制價量操作目標。而操作目標與中間目標(包括重要中間傳遞變數)的長短期關係為何, 卻較少被探討。但此一管道能否有效控制中間目標的價或量卻限制了傳遞機制宜經由利率管道、匯率管道或貨幣數量管道的可行性。以下建立前述第 4 組(價量操作目標、實質利率、實質匯率、實質貨幣數量)及第 5 組(價量操作目標、名目利率、名目匯率、名目貨幣數量)的共變模型, 以釐清操作目標與中間目標的傳遞管道問題。第 4 組的中間目

標係考慮主要價量目標及開放經濟體中匯率扮演重要的傳遞角色而得, 4 與 5 組的差異在實質與名目中間目標的選擇。

第 4 組的恰當模型經綜合判斷為落後 1 期(月)的 VEC 模型, 其共整合測試結果列於表 2.7, 共整合向量為:

$$\begin{aligned} &LRMYR - 3.167LONCLR - 0.012LREER - \\ &1.021LRSEADJM2 + 1.449LRIIE4 \\ &-4.076=0 \end{aligned} \quad (2.3)$$

顯示調整後準備貨幣(LRMYR)、隔夜拆款利率(LONCLR)、實質有效匯率(LREER)、經春節季節調整之實質 M2(LRSEADJM2)、

表 2.7 價量操作目標選項與實質中間目標選項之共整合關係與弱外生性測試結果

Rank 測試共整合向量數假說	Trace 統計量	Max-Eigen value 統計量
沒有共整合向量	89.28**	50.52**
至多 1 組共整合向量	38.76	18.06
**為在 1%水準顯著		
虛無假說	Likelihood Ratio 統計量	Probability value
$\beta(1)=0$	30.4	0.00
$\beta(2)=0$	9.7	0.002
$\beta(3)=0$	0.002	0.96
$\beta(4)=0$	23.1	0.00
$\beta(5)=0$	3.24	0.07
$\alpha(1)=0$	30.2	0.00
$\alpha(2)=0$	0.027	0.87
$\alpha(3)=0$	0.01	0.91
$\alpha(4)=0$	1.26	0.26
$\alpha(5)=0$	2.84	0.09

實質商業本票利率(LRIIE4)的共整合關係。調降存款準備率是貨幣寬鬆政策措施，但準備貨幣將因準備金需求下降而減少，造成與 M2 的關係反轉，故採經調整的最新準備率做為計算準備貨幣的單一標準。春節前後 M2 的波動可能扭曲與主要變數間之關係，故係採線性內插做平滑季節調整再平減 CPI 得到實質貨幣數量。臺幣實質有效匯率係依據臺灣對十五大主要貿易對象國之個別貿易額為權重計算而得。實質利率為 31-90 天商業本票次級市場利率減去通貨膨脹預期，通膨預期的估算方式詳見本文第參節。設 $\beta(i)$ ， $i=1,2,3,4,5$ 為方程式(2.3)之 5 個變數的係

數， $\alpha(i)$ ， $i=1,2,3,4,5$ 為方程式(2.3)5 個變數之誤差調整項係數，係數顯著性測試結果則列於表 2.7。共整合係數估計值除實質有效匯率外均為顯著，顯著係數估計值之符號亦符合預期。 α 測試顯示調整後準備貨幣為內生，隔夜拆款利率為弱外生，亦即價量操作目標中僅隔拆利率對中間目標具可控性。而 3 個中間目標變數中僅實質利率為內生，亦即僅實質利率受到隔拆利率長期的影響，其調整係數符號的方向亦為正確。表 2.8 則為在 VEC 下 Granger Causality 的測試結果，即調整後準備貨幣與實質 M2 有顯著雙向因果關係，但準備貨幣不能影響實質有效匯率及實質利

表 2.8 操作目標選項與實質中間目標選項的短期因果關係

虛無假設	Wald 測試	
	Chi-square	Probability
調整後準備貨幣不 Granger cause 實質有效匯率	0.55	0.46
實質有效匯率不 Granger cause 調整後準備貨幣	3.28	0.07
調整後準備貨幣不 Granger cause 季節調整實質 M2	15.48	0.0001
季節調整實質 M2 不 Granger cause 調整後準備貨幣	11.70	0.0006
調整後準備貨幣不 Granger cause 實質利率	0.027	0.87
實質利率不 Granger cause 調整後準備貨幣	15.81	0.0001
隔夜拆款利率不 Granger cause 實質有效匯率	1.04	0.31
實質有效匯率不 Granger cause 隔夜拆款利率	0.34	0.56
隔夜拆款利率不 Granger cause 季節調整實質 M2	11.22	0.0008
季節調整實質 M2 不 Granger cause 隔夜拆款利率	9.96	0.0016
隔夜拆款利率不 Granger cause 實質利率	0.94	0.33
實質利率不 Granger cause 隔夜拆款利率	0.82	0.37

率，反受後二者的影響；隔夜拆款利率與實質 M2 亦有顯著雙向因果關係，但與其他二中間變數無因果關係。綜而言之，隔夜拆款利率可長期有效引導實質利率的調整；而在短期，價量操作目標均可影響實質 M2，但可控性較差。

最後因傳遞機制可能透過名目中間變數，故考慮第 5 組的恰當模型。綜合判斷下此模型宜為落後 4 期的 VEC 模型，測試估計結果有二組共整合向量：

$$\begin{aligned} & \text{LONCLR}-0.0038\text{LEER}-0.017\text{LSEADJM2} \\ & -0.973\text{LI1}+0.182=0 \end{aligned} \quad (2.4)$$

$$\begin{aligned} & \text{LRMYR}+0.307\text{LEER}-0.752\text{LSEADJM2} \\ & -0.928\text{LI1}-3.511=0 \end{aligned} \quad (2.5)$$

表 2.9 顯示共整合關係及弱外生性測試結果，聯合測試 5 個共整合係數均頗顯著，符號亦符合預期。調整係數 α 的聯合測試顯示除名目有效匯率為外生外，其他均為內生。亦即就長期關係而言，操作目標可影響名目中間目標但可控性較差，而三個中間目標變數調整係數之估計值符號均為正確。表 2.10 則顯示在短期因果關係上，調整後準備貨幣與名目 M2 及利率有顯著的雙向因果關係，但準備貨幣受名目有效匯率單向影響；隔夜拆款利率與名目 M2 及利率亦有顯著的雙向因果關係，與名目有效匯率則無短期因果關係。綜而言之，在長期關係上，價量操作目標均為內生，可影響名目 M2 及利率但可控

表 2.9 價量操作目標選項與名目中間目標選項之共整合關係與弱外生

Rank 測試共整合向量數假說	Trace 統計量	Max-Eigen value 統計量
沒有共整合向量	119.45**	51.32**
至多 1 組共整合向量	68.13**	43.34**
至多 2 組共整合向量	24.79	17.21
**為在 1%水準顯著		
共整合係數之虛無假說	Likelihood Ratio 統計量	Probability value
$\beta(1,1)=0, \beta(2,1)=0$	16.92	0.0002
$\beta(1,2)=0, \beta(2,2)=0$	25.56	0.000003
$\beta(1,3)=0, \beta(2,3)=0$	7.5	0.023
$\beta(1,4)=0, \beta(2,4)=0$	24.48	0.000005
$\beta(1,5)=0, \beta(2,5)=0$	15.13	0.0005
$\alpha(1,1)=0, \alpha(1,2)=0$	14.69	0.0006
$\alpha(2,1)=0, \alpha(2,2)=0$	14.85	0.0006
$\alpha(3,1)=0, \alpha(3,2)=0$	4.1	0.129
$\alpha(4,1)=0, \alpha(4,2)=0$	13.22	0.001
$\alpha(5,1)=0, \alpha(5,2)=0$	14.15	0.0008

表 2.10 操作目標選項與名目中間目標選項間的短期因果關係

虛無假設	Wald 測試	
	Chi-square	Probability
調整後準備貨幣不 Granger cause 名目有效匯率	4.15	0.39
名目有效匯率不 Granger cause 調整後準備貨幣	10.56	0.032
調整後準備貨幣不 Granger cause 季節調整名目 M2	14.89	0.005
季節調整名目 M2 不 Granger cause 調整後準備貨幣	31.16	0.000
調整後準備貨幣不 Granger cause 名目利率	12.54	0.014
名目利率不 Granger cause 調整後準備貨幣	28.32	0.000
隔夜拆款利率不 Granger cause 名目有效匯率	1.92	0.75
名目有效匯率不 Granger cause 隔夜拆款利率	5.13	0.27
隔夜拆款利率不 Granger cause 季節調整名目 M2	15.21	0.004
季節調整名目 M2 不 Granger cause 隔夜拆款利率	15.34	0.004
隔夜拆款利率不 Granger cause 名目利率	9.74	0.045
名目利率不 Granger cause 隔夜拆款利率	11.55	0.021

性較差，短期關係上之影響亦然。實質與名目匯率在第 4 組及第 5 組均屬弱外生，亦即匯率在外匯市場決定後，可做為傳遞機制體系的限制，進而做衝擊反應及變異數分解等模擬。

茲綜合本小節實証結果列於表 2.11，注意其與表 2.6 之影響方向表達方式不同，一為

縱向一為橫向。其顯示在短期因果關係上，央行調節隔夜拆款利率及準備貨幣對實質 M2、名目 M2 及名目利率均具雙向因果關係，故雖有影響，但控制力較差；在長期共整合關係上，準備貨幣及隔夜拆款利率的控制力多因內生性而較差，但隔夜拆款利率對實質利率具顯著且可控的影響。

表 2.11 操作目標對中間目標的長短期影響

操作目標 \ 中間目標	隔夜拆款利率		準備貨幣	
	長期影響*	短期影響**	長期影響*	短期影響**
實質有效匯率	無	無	無	無
實質 M2	無	雙向	無	雙向
實質利率	單向	無	雙向	無
名目有效匯率	無	無	無	無
名目 M2	雙向	雙向	雙向	雙向
名目利率	雙向	雙向	雙向	雙向

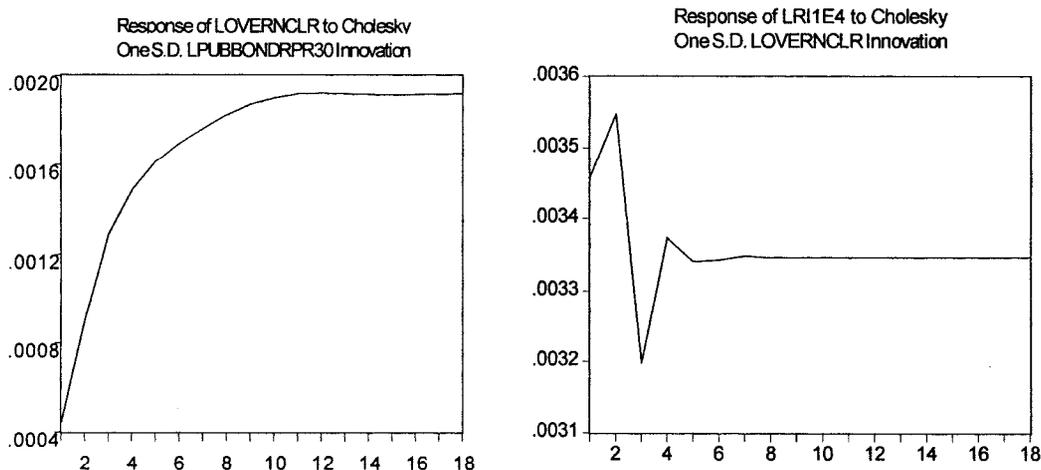
註：* 單向表在共整合關係係數顯著異於零且為弱外生，雙向表係數顯著但不具弱外生性，可控性稍差。

** 單向表在多變數 VEC/VAR 之 pairwise Granger causality 具顯著單向因果關係，雙向表雙向因果，可控性稍差。

為何由隔拆利率影響實質市場利率是貨幣政策效力較佳管道？乃因一方面國內直接金融和金融創新的發展，使近幾年間 M2 年增率大幅下滑而不能反映經濟基本條件；一方面央行貨幣操作的方式最終在同時達成準備貨幣數量及隔拆利率目標，但往往為達成隔拆利率目標，造成準備貨幣波動。圖 2.2 則顯示貨幣政策的利率傳遞管道，呈現由債券附條件交易利率操作影響隔拆利率(亦可考慮由債券附條件交易或央行 NCD 量的操作在短期影響隔拆利率)，再由後者影響市場實質利

率的衝擊反應。實質利率為名目 31-90 天商業本票利率減去預期通貨膨脹率，短期內視名目利率與通膨預期的相對調整速度而有先 overshooting 再 undershooting 的現象。在此債券附條件交易利率(PUBBONDRPR30)每增加 1%，於第 12 個月以後會造成隔夜拆款利率(OVERNCLR)穩定增加 1.27%；而後者會於同時使實質利率(RI1E4)穩定增加 0.93%。故而衝擊反應分析確認前述測試所顯示的傳遞管道。

圖 2.2 債券附條件交易利率→隔夜利率 / 隔夜利率→實質利率圖



叁、央行貨幣政策的傳遞機制: 結構 VAR 模型分析

3.1 引論

上節指出，我國央行貨幣政策的有效管道，乃經過隔拆利率的操作目標，影響實質利率的中間目標，進而傳遞至經濟體的各個層面。故而我國貨幣政策的傳遞機制，需以實質市場利率為出發點，模擬其變化的影響(註 3)。實質利率與其他重要相關變數的選擇，係基於結構 VAR 模型，而為本部份探討傳遞機制的基本工具。

1970 年代以前的計量政策分析是用總體經濟結構模型(structural model)來描繪經濟體的運作。以貨幣政策傳遞機制而言，結構模型建立各種明確的傳遞管道機制有助於實証研究上對貨幣政策效果的估測。但若我們不能正確認定模型的結構，則無法正確掌握有

效的傳遞管道，對貨幣政策的影響亦不能做正確的估測。

結構模型面臨的一個核心問題是用來自經濟理論或實務的限制來界定高度相關變數間的因果關係。Sims(1980)則指出這些假設的限制通常是不可信的(incredible identifying assumptions)，並避開這些限制而採用無限制的縮減式--VAR 模型。VAR 的變數都是內生的，而經濟活動波動源起於隨機殘差項。但問題是殘差項間也常互相相關，故無法成為外生而建立因果關係的架構，也就無法進行政策衝擊影響的模擬。

VAR 模型處理此問題的策略是用代數轉換 VAR 變數的方式使殘差項不再相關而具有彼此獨立性，成為外生的衝擊(shocks)。但此

種轉換可有許多方式，形成觀察上對等(observational equivalent)的族類。每一種轉換等於在模型加上結構，成為結構 VAR(structural VAR)模型。常用的 Choleski decomposition 是假設已知變數因果的次序(causality ordering)，使估計殘差項與結構殘差項間的關係矩陣成為下三角形，而提供了足夠的限制可認定(identify)與估測互不相關的結構殘差項，進而可進行衝擊反應(impulse response)及變異數分解(variance decomposition)的政策模擬與分析。

但此種結構往往對因果次序做任意或理由不堅強的假設，而改變次序也常對模擬結果造成顯著的影響。進而言之，此種因果次序結構欠缺經濟的內涵，無法補強縮減式(reduced form)模型欠缺經濟內涵的基本弱點。Sims (1986)提出以經濟結構模型結合 VAR 以提供所需認定限制(identifying restrictions)的方式，一方面不存在不同的因果次序問題，一方面在 VAR 加入精簡的經濟結構的限制，使 VAR 較具有經濟機制的內涵，又較不致濫用不可信的經濟結構限制。以下將先討論本文採用的總體經濟模型，繼而採用 Amisano and Giannini (1997)由 Sims (1986)進一步發展出的結構 VAR(SVAR)模型來估計分析貨幣政策的傳遞機制。

3.2 總體結構模型

總體經濟行為結構由(3.1)至(3.5)共 5 條方程式構成，分別代表 IS 曲線、LM 曲線、菲利浦曲線(總合供給)、利率政策法則及匯率決定方程式。亦即在總合需求與總合供給決定的經濟體，加上以利率為主的貨幣政策法則和開放經濟體中具重要性的匯率的決定方式。

$$y_t = -\alpha r_t - \beta e_t + \mu_t^y \quad (3.1)$$

$$m_t = \eta y_t - \delta R_t + \mu_t^m \quad (3.2)$$

$$\Pi_t = \lambda(y_t - y_t^*) + \Pi_t^e + \mu_t^\pi \quad (3.3)$$

$$r_t = r + v_1(y_t - y_t^*) + v_2(m_t - m_t^*) + \Pi_t - \Pi_t^e + \mu_t^r \quad (3.4)$$

$$e_t = -\xi_1 y_t + \xi_2 IM_t^w - \xi_3 FR_t + \mu_t^e \quad (3.5)$$

(3.1)至(3.5)以小寫字母表實質變數，以大寫字母表名目變數，除利率及通膨率外，所有變數均取自然對數，所有變數之係數符號顯示理論值的正負。

(3.1)表示實質產出受到實質利率增加對投資與消費的負面影響與實質有效匯率上升對出口的負面影響。 μ_t^y 表實質所得的結構性衝擊。實質利率為名目利率與通膨率預期的差值。

(3.2)表貨幣市場均衡，實質貨幣餘額受實質所得增加的正面影響與其機會成本之名目利率增加的負面影響。 μ_t^m 表實質貨幣餘額的結構性衝擊。

(3.3)係根據 Hallman, Porter and Small

(1991)的均衡物價模型(Pstar model)所得之擴充的菲利浦曲線。 y_t^* 為實質潛在產出， Π_t^e 為預期通貨膨脹率， μ_t^u 為結構性通膨衝擊。

(3.4)為調整過的 Taylor's rule，注意該法則在美國之應用本以實際實質利率為標的，而本文固然採相同設定，但文中臺灣實質利率乃經"預期"通膨率平減，而得到對應的實質利率結構性衝擊 μ_t^u ，故方程式右側加 $\Pi_t - \Pi_t^e$ 的調整項，亦即為結合 Fisher equation(定義式)及泰勒法則的結果。 r 為長期均衡利率，產出缺口同於一般泰勒法則。因欠缺有意義的通膨目標，故以實際貨幣 M2 與貨幣目標(M2*)的缺口取代通膨缺口。央行實質 M2 目標乃由名目 M2 目標轉換而得。而(3.4)的貨幣缺口因取對數，名目及實質貨幣缺口是一樣的。

(3.5)的實質有效匯率受實質所得增加導致進口增加的負面影響，受世界貿易(總進口 IM_t^w)增加導致出口增加的正面影響，且受央行外匯存底(FR)變動顯示的買賣匯影響。 μ_t^e 表實質有效匯率的結構性衝擊。

3.3 實證方法、數據及變數產生方式與處理

本部份採取 Amisano and Giannini (1997) 的 AB-模型:

假設縮減式 VAR 為 $C(L)y_t = \varepsilon_t$ ， $C(L)$ 為 lag operator， y_t 為 n 變數 VAR 之變數向

量， ε_t 為估計殘差項。另外設定 A、B 為可逆轉換矩陣， u_t 為互為獨立的殘差項，得到下述結果:

$$AC(L) y_t = A\varepsilon_t$$

$$A\varepsilon_t = Bu_t$$

$$E(u_t) = 0 \quad E(u_t u_t') = I_n$$

此處 B 可視為獨立的衝擊 u_t 觸及經濟體系的影響，A 則為內生變數間的瞬間連繫(同期關係)，繼續推導可得

$$A\varepsilon_t \varepsilon_t' A' = BB'$$

$\Sigma = \varepsilon_t \varepsilon_t'$ 提供 $n(n+1)/2$ 參數的限制，故要認定(identify)A 及 B 的參數，需提供額外 $2n^2 - n(n+1)/2$ 的限制，才能認定此一系。

當額外限制 $\geq 2n^2 - n(n+1)/2$ ，可繼續進行 Full Information Maximum Likelihood 估計 A 及 B 的參數而解出此體系以進行衝擊反應與變異數分析的模擬。過度認定 (overidentified) 的情況也可以 LR(Likelihood Ratio)統計量測試其是否無異於恰當認定(just identified)的狀況。

表 3.1 顯示 VAR 殘差項間的同时相關係數。可發現偏離對角線的係數有 6 項明顯大於 0.2，超過 Enders(1995)的門檻。顯示殘差項間不具垂直性而不互相獨立，需增加結構來協助確認結構性衝擊。

表 3.1 VAR 殘差項的同時相關係數

同時相關係數	LRGDP	INF	RIIE4	LRSEADJM2	LREER
LRGDP	1.00	-0.07	0.25	0.06	0.24
INF	-0.07	1.00	0.07	-0.07	0.16
RIIE4	0.24	0.07	1.00	0.16	0.50
LRSEADJM2	0.06	-0.07	0.16	1.00	-0.02
LREER	0.24	0.16	0.50	-0.02	1.00

(3.1)至(3.5)的結構模型可以 $A\varepsilon_t = Bu_t$ 的形式展現，其中：

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \alpha & \beta \\ -\eta & 1 & 0 & \delta & 0 \\ -\lambda & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -\nu 1 & -\nu 2 & -1 & 1 & 0 \\ \xi 1 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$B = \begin{pmatrix} b1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b5 \end{pmatrix}$$

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^n \\ \varepsilon_t^r \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix}$$

$$u_t = \begin{pmatrix} \mu_t^y \\ \mu_t^m \\ \mu_t^n \\ \mu_t^r \\ \mu_t^e \end{pmatrix}$$

以上模型需估計 A 與 B 矩陣共 $2*25=50$ 個參數。估計殘差項的 covariance 矩陣共提

供 $5*(5+1)/2=15$ 個獨立的限制，故仍有 35 個自由參數需予估計。A 與 B 矩陣則提供了 37 個固定數值的限制，故形成過度認定(over-identified)的情況，可用 LR(2)統計量予以測試。

本模型估測採季資料，資料期間為 1981Q1 至 2001Q4。內生變數為實質 GDP (LRGDP)、通貨膨脹率(INF)、實質利率 (RIIE4)、實質貨幣餘額(LRSEADJM2)及實質有效匯率(REER)(註 4)。外生變數(當期)則有通膨預期(INFE4)(即對下一季通貨膨脹的預期)、潛在產出(LPGDP)、世界進口(LWIMP)及央行外匯存底(LRESX)。此外設定兩個虛擬變數(dummy variables) D91Q1 (=1, if time \geq 91Q1; =0, otherwise)及 D97Q4(=1, if time \geq 97Q4; =0, otherwise)，前者因為臺灣政府在 1990 年後陸續採取包括開放民間銀行的設立與允許外國機構投資者投資國內證券市場(QFII 制度)等重要金融自由化與國際化措施，故選擇以 1991 年為此一金融新紀元的分界點。D97Q4 則因亞太金融風暴於 1997 年

Q4 開始對國內有顯著影響而可能造成結構的改變。數據資料來自 AREMOS 資料庫及央行。LRESSX 已扣除央行外匯孳息，INFE4 及 LPGDP 則需特別說明。

通膨預期(INFE4)的估計方式係擴大Hallman, Porter and Small (1991)的方法，加入國際面與生產面因素而得，估測結果為：

$$\begin{aligned} \text{INFE4} = & 0.236 + 1.73\text{E-}06 \text{ NGDPGAP} \\ & + 0.668 \text{ INF} + 0.149 \text{ INF}(-1) \\ & + 0.027 \text{ INF}(-2) + 1.2 \text{ D4LIMPI} \\ & + 2.492 \text{ D4ULCM} \end{aligned}$$

NGDPGAP 為名目 GDP 潛在產出之缺口 (gap)，D4LIMPI 為進口物價指數變化率，D4ULCM 為製造業單位勞動成本變化率。潛在產出 (LPGDP) 估測採侯德潛與田慧琦 (2000)，以 HP filter 處理後之實質 GDP 配適包括資本、勞動力及油價的生產函數，由之估得潛在產出。

5 個內生變數的定態性(stationarity)測試採 ADF 及 PP 兩種方法，結果顯示 LRGDP 及 LREER 為 I(1)，INF 及 RIIE4 為 I(0)或 I(1)，LRSEADJM2 則為 I(1)或 I(2)，故需注意模型的穩定性問題。

3.4 實證結果

A. 結構 VAR 模型的估測與政策模擬

綜合判斷下，上述五變數之 VAR 模型的落後期數取為 4(季)。

納入 A 與 B 矩陣的限制來做結構分解，再據以估測結構 VAR。前述單根測試顯示個

別內生變數多有非定態(nonstationary)的可能性，但結構模型的特性根均在單位圓以內，指出模型具穩定性。因外生變數不受內生變數衝擊之影響，故在考慮衝擊反應等政策模擬時可予忽略。模型求解採 method of scoring，起始值為設定所有自由係數為 0.1，估測結果如下：

$$\hat{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0.027 & -1.312 \\ -0.358 & 1 & 0 & 0.0036 & 0 \\ -0.079 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -56.86 & -76.35 & -1 & 1 & 0 \\ 0.27 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\hat{B} = \begin{pmatrix} 0.028 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.011 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0.174 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1.237 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0.017 \end{pmatrix}$$

\hat{A} 與 \hat{B} 矩陣的 15 個估測係數除 β 符號均符合理論預期，但若考慮 J-curve 效果，反映匯率對出口的短期異向影響，則 β 符號顯示短期效果的重要性。 \hat{B} 矩陣為對角矩陣，故其係數即為結構性衝擊的標準差。LR(2)測試顯示過度認定(over-identification)與恰當認定(just-identification)為不可區分，賦予上述估測的恰當性。以下據此結果進行衝擊反應及變異數分解之模擬分析。

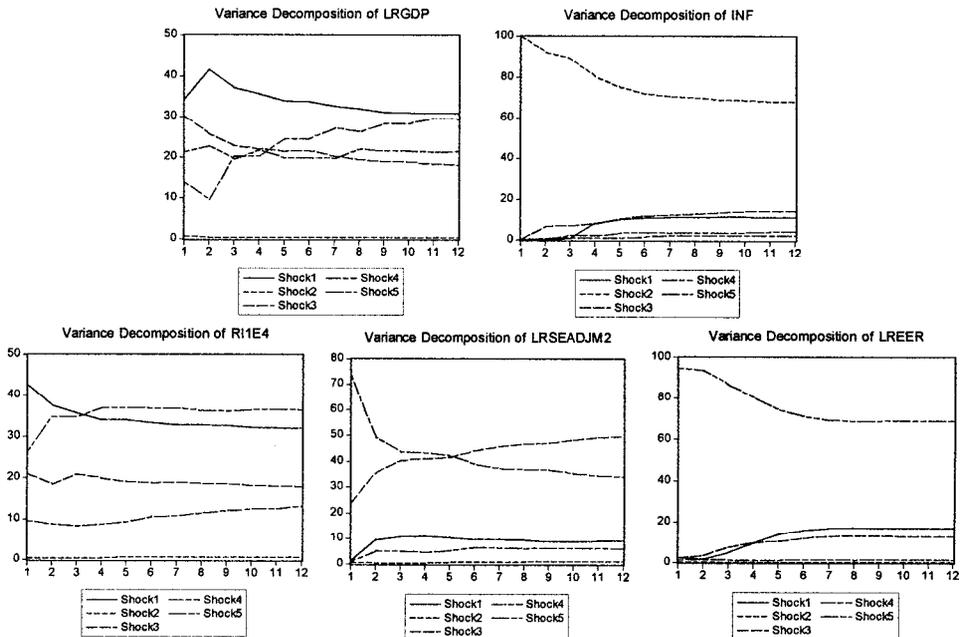
表 4.1 顯示模型各變數的變異數可歸因於實質利率或實質貨幣數量非預期變動的比

率，圖 3.1 則顯示各變數對變異數的解釋能力。圖 3.1 中 shock 1 至 5 分別代表 LR GDP、INF、R11E4、LRSEADM2 及 LREER 的衝擊。以實質利率衝擊而言，其對實質 GDP 預測誤差變異數之解釋能力，直到第 4 季均僅次於實質 GDP 本身，其後則遞減；其對通膨

表 4.1: 結構 VAR 模型歸因於實質利率及貨幣數量的變異數分解

實質利率變動	t = 1	2	3	6	9	12
實質 GDP	0.30	0.26	0.23	0.22	0.19	0.18
通貨膨脹率	0.00	0.06	0.07	0.12	0.14	0.14
實質利率	0.21	0.18	0.21	0.19	0.18	0.18
實質貨幣 M2	0.24	0.36	0.40	0.44	0.47	0.50
實質有效匯率	0.02	0.03	0.07	0.12	0.13	0.13
實質 M2 變動	t = 1	2	3	6	9	12
實質 GDP	0.14	0.10	0.20	0.24	0.28	0.29
通貨膨脹率	0.00	0.01	0.01	0.02	0.02	0.02
實質利率	0.10	0.09	0.08	0.10	0.12	0.13
實質貨幣 M2	0.74	0.49	0.44	0.39	0.37	0.34
實質有效匯率	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.01

圖 3.1 結構 VAR 模型之變異數分解



率預測誤差變異數的解釋能力，則一直僅次於通膨率本身；其對實質 M2 的變異數分解的貢獻則在第 5 季以前僅次於實質 M2 本身，之後成為貢獻度最大的變數；其對實質匯率的影響直到第 4 季僅次於實質匯率本身，之後亦略遜於實質 GDP。整體而言，實質利率對 VAR 變數之預測變異數的解釋力相對居高。

表 4.1 則顯示實質利率對實質 GDP 預測誤差變異數之解釋能力於短期(2 季)平均為 28%，中長期(3 年)呈遞減，平均為 20%。對照看實質 M2 對實質 GDP 預測變異數的解釋力，則在短期平均為 12%，中長期呈遞增，平均為 23%。故實質利率對實質 GDP 預測的解釋力在短期相對較高。此外，實質利率對通膨率預測變異數之解釋能力於短期(2 季)平均為 3%，中長期(3 年)呈遞增，平均為 10%。對照看實質 M2 的解釋力，則在短期平均為 0.5%，中長期平均為 1.4%。

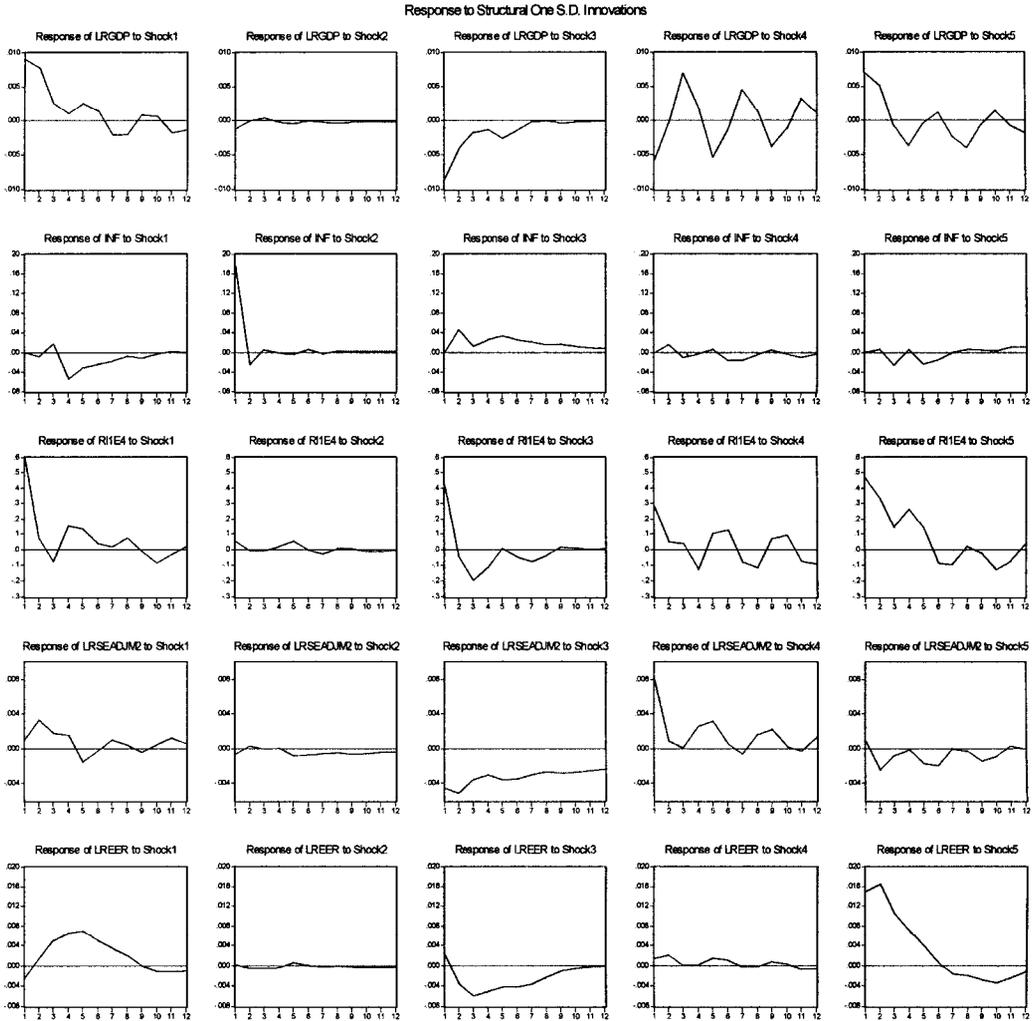
圖 3.2 顯示衝擊反應之時間路徑，結構 VAR 模型信賴區間則因目前一般計量軟體尚無法畫出故未納入。茲分別分析實質利率、實質 M2 及實質有效匯率衝擊的影響。實質利率增加 0.42% 的衝擊，造成實質 GDP 如預期的反應，在短期(2 季)累積下跌年 GDP 之 0.32%，中長期(3 年)跌勢漸緩而趨於零，累積下跌 0.52%(大部分在 2 年內反應完畢)。這也可由前述實質利率對實質 GDP 變異數分解的重要貢獻得到印證。通貨膨脹率呈現與預

期相反的反应，於短期上升 0.046%，中長期累積上升 0.24%，此一價格迷思(price puzzle)也出現在許多運用 VAR 模型的實証研究中。Sims(1992)加入油價或商品價格指數，也未能解決此一迷思。Dale & Haldane(1995)則解釋為變動成本的提高造成初始價格的提高；或者廠商認為提高利率是未來價格將上升的一個訊號，故隨之調高價格。

上述衝擊反應結果顯示臺灣亦存在此一現象，此可由結構模型(3.1)至(3.5)之估計結果加以解釋。(3.3)之 λ 估計值為 0.079，顯示產出缺口對通膨的影響很小，此與過去的國內估計甚至有負值出現的情形相近。蓋國內通膨主要受國際影響，模型中此乃經由進口物價影響通膨預期而影響實際通膨。(3.1)式顯示實質利率下跌，造成實質所得增加，而透過(3.3)對通膨增加的影響係數 λ 頗小。另一方面，實質利率下降，給予市場通膨將下降的訊息，降低市場通膨預期，而(3.3)顯示此會導致實際通膨下降，其影響係數為 1，相對頗大。此外，實質利率下跌使以利息所得為一主要收入來源者之消費減少，此顯示在(3.1)之較低 α 估計值(0.027)，而使降息造成通膨的影響減弱(註 5)。

第 2 季以後，實質利率、M2 及匯率均有下跌反應，故使通膨率微幅增加。實質有效匯率則始於升值 0.2%，其後迅速下跌而成貶值，至第 3 季貶幅漸減而趨於零。實質利率自身始於上升 0.42%，其後迅速下跌，至第 3

圖 3.2 基於總體結構模型之 VAR 模型的衝擊反應



季共貶值 0.6%，再轉升而趨於零。實質利率及匯率短期間均有 overshooting 的現象，反映了資產價格調整速度較實質 GDP 為快的事實。實質 M2 則如預期於第 1 季減少 0.45%，而減幅漸減至第 12 季的 0.23%。

實質 M2 之 0.79% 的增加，由於結構式中的利率法則造成實質利率立即增加 0.28%，導致年實質 GDP 減少 0.14%，因之減少進口

與造成實質有效匯率升值 0.15%。隨後實質 M2 及實質利率均下滑而實質 GDP 上揚，至第 3 季實質有效匯率對實質 GDP 負面效果顯現而使實質 GDP 反轉。實質 GDP 下滑造成貨幣需求降低，使市場資金浮濫而導致利率下滑，造成實質 M2 增加以及在第 5 季再度帶動實質 GDP 上揚；實質 GDP 下滑也造成匯率升值，加以其後 GDP 上揚導致利率上升，

終於第 7 季又造成實質 GDP 下滑。總之，實質 M2 之 0.79% 衝擊造成實質 GDP 在零軸上下波動而波幅趨緩，並無明顯方向性改變，短期(2 季)減少 0.2%，中長期(3 年)增加 0.04%。通膨率的反應亦為在零軸附近震盪，無明顯方向性改變，短期(2 季)增加 0.016%，中長期(3 年)減少 0.03%。實質有效匯率 1.5% 的增加，導致年實質 GDP 即時 0.2% 的增加，此可視為一 J-curve 效果，亦即進出口量未充分調整前，相對物價(實質匯率)的變化成為實質經常帳餘額增加的主導因素(註 6)。實質 GDP 的增加也導致實質利率的上升。第 1 季以後，實質 GDP、實質利率及實質有效匯率均同步下滑。實質匯率及利率均有 overshooting 現象而復歸於零。實質 GDP 則在略低於零軸附近震盪，短期(2 季)增加 0.03%，中長期(3 年)增加 0.11%，顯示短期 J-curve 效果的主導性。通貨膨脹率則在零軸附近震盪，短期(2 季)增加 0.0075%，中長期(3 年)減少 0.009%，效果似亦不彰。實質 M2 則反應實質 GDP 走勢。

茲將衝擊標準化下彙總衝擊反應結果。

三政策相關變數(實質利率、實質 M2 及實質有效匯率)增加 1 個百分點衝擊對實質 GDP 及通貨膨脹率累積影響分短期(當季及下季)及中長期(12 季或 3 年)列出如表 4.2，並說明如下：

(1) 實質利率(31-90 天期商業本票利率)提高 1 個百分點，將在半年內導致實質 GDP 累積下跌 0.75%(平均每季之季 GDP 下跌 0.38%)，而三年內累積影響力達實質 GDP 之 -1.22%。此一實證結果表示過去央行貨幣政策透過實質利率的傳遞管道對總體經濟有顯著的影響。而結合前節 2.3B 結果推算，隔夜拆款利率降低 1%，約可在半年內提高實質 GDP 0.54%，在三年內約提高實質 GDP 0.88%；30 天期債券附條件利率提高 1%，則約可在半年內提高實質 GDP 0.7%，在三年內約提高實質 GDP 1.1%。

(2) 實質 M2 提高 1 個百分點，因通膨及通膨預期上升而導致央行引導實質利率上升，在半年內將造成實質 GDP 累積下跌 0.19%，但是三年內累積影響力為提高實質 GDP 之 0.05%，表示貨幣數量增加的正面影

表 4.2 結構 VAR 模型中間目標對實質 GDP 及通膨率之長短期影響

政策相關變數對最終目標影響	年實質 GDP		通貨膨脹率	
	短期影響(%)	中長期影響(%)	短期影響(%)	中長期影響(%)
實質利率	-0.75	-1.22	0.11	0.57
實質 M2	-0.19	0.05	0.02	-0.04
實質有效匯率	0.20	0.01	0.005	-0.006

響落後且影響幅度有限。

(3) 此處，結構 VAR 模型顯示採行降低實質利率政策，不僅會促進經濟成長，而且不會導致通貨膨脹，後者之原因則如前之說明可能與臺灣一般民眾多以銀行存款利息收入為其重要收入來源，且降息導致通膨預期降低對通膨影響頗大有關。此結果顯示在經濟衰退期，特別是在經濟復甦期(較為憂心通膨)，低實質利率政策效果卓著(註 7)。

B. 與 VAR 模型的比對

以上結構 VAR 模型係根據總體結構模型

得到估測結果。其與沒有此種總體經濟結構而習用於一般 VAR 的 Choleski decomposition 結果究竟有何不同？以下即採用與上述結構 VAR 落後期數相同之無限制 VAR 模型，而 Choleski ordering 為(LREER, LRSEADJM2, RIIE4, LRGDP, INF)。如此排序係將中間目標變數排於前面，因其在貨幣政策傳遞機制的次序先於最終目標，故相對最終目標有較高的外生性。而基於 VAR 的 Pairwise Granger Causality 測試，發現 LREER 最具外生性，LRSEADJM2 及 RIIE4 次之，且 LRGDP 較

圖 3.3 一般 VAR 模型的衝擊反應

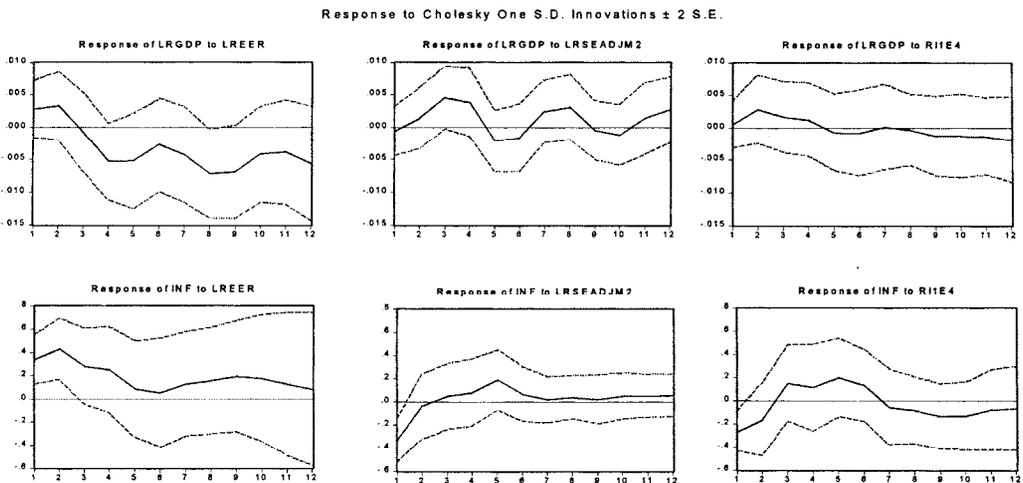


表 4.3 一般 VAR 模型中間目標對實質 GDP 及通貨膨脹率之影響

政策相關變數對最終目標影響	年實質 GDP		通貨膨脹率	
	短期影響(%)	中長期影響(%)	短期影響(%)	中長期影響(%)
實質利率	0.09	-0.02	-0.43	-0.37
實質 M2	0.02	0.33	-0.34	0.25
實質有效匯率	0.09	-0.58	0.46	1.37

INF 更具外生性。圖 3.3 及表 4.3 顯示衝擊反應結果。值得注意的是實質利率對實質 GDP 的影響在短期與理論預期相反，且不論短期或長期均頗輕微。這可對照表 4.2 顯示結構 VAR 模型下實質利率對實質 GDP 有明顯的短長期影響，且合乎理論預期。故本文採取基於總體結構模型的 VAR 以詮釋中間目標至最後目標之傳遞機制，才能彰顯利率管道的實質效果。

長期市場利率指標的建立亦頗重要，可使利率期限結構及資產組合的傳遞機制發揮功能。目前國內有三個長期市場利率指標的候選者：銀行基準利率、五大銀行新承作放款利率及十年期公債次級市場利率。基準利率從民國 92 年起採貨幣市場指標而具市場性，但 91 年年底前基準利率前身之基本放款利率對一般客戶具向下僵固性，對信用好的大型客戶採用與貨幣市場連動的較低利率。五大銀行平均利率因持續有大量低利率的政府借款，扭曲了此利率的市場真實性，但仍較具僵固性的銀行基放利率為佳。十年期政府公

債次級市場利率則為一長期利率的計價標準 (benchmark)，具市場靈活度。

本文估計包括實質有效匯率、實質 M2、實質商業本票利率、基準利率、五大銀行新承做放款平均利率、十年期政府公債次級市場利率、通貨膨脹率及實質 GDP 的 VAR 模型，各變數取差分，落後期數為 3。將上列 3 種長期利率分別設為內生與外生，以估測實質商業本票利率經由長期利率傳遞管道對實質 GDP 及通膨率之影響。實証結果顯示，五大銀行新承作放款平均利率在短期對通膨率以及在短期與中長期對實質 GDP 的期限結構傳遞管道影響均強於基準利率；而短期利率透過十年期政府公債利率的傳遞機制，在短期可加強原有對實質 GDP 及通膨率的反應 (term structure effect)，在長期因十年期政府公債利率回檔較短期利率迅速(後者為商業本票利率較受政策影響而不會迅速大幅變動)，甚至可能有 overshooting 現象，故反而削弱透過商業本票的傳遞管道影響。

肆、貨幣政策與銀行信用管道

4.1 引論

本節將探討一個特定的貨幣政策傳遞機制-銀行信用管道，檢驗其在臺灣的重要性。此一管道的存在是基於民間銀行做為金融中介的特殊功能，使銀行對緊縮貨幣政策的反應是減少銀行放款，而對實質經濟活動有負

面影響。如果某些向銀行借款者無法從其他來源取得融資，而銀行又認為放款與其他銀行資產項目非可完全替代(imperfect substitute)，此時貨幣政策便可透過銀行信用管道而產生效果。

Bernanke and Blinder(1992)強調銀行信用

管道的重要性，但之後與其同樣採用總合(aggregate)統計數據的許多研究面臨共同的認定(Identification)問題：貨幣緊縮後的信用減少應歸因於銀行供給面還是借款者需求面的影響？就此問題利用部門別(disaggregate)的數據資料可提供更多的資訊，諸如 Gertler and Gilchrist(1994)及 Gilchrist and Zakrajsek(1998)指出貨幣緊縮後小企業的銀行借款降低而大企業反而增加短期借款。

本節將利用總合性及部門別數據資料來探討貨幣政策的銀行信用傳遞管道。一般銀行資產負債表之放款總額被用在總合性變數VEC，而對企業放款及對個人放款金額被用在部門別變數VAR來分析傳遞機制。銀行與廠商對資產組合的財務操作使銀行信用管道效力不彰，而貨幣政策對企業放款及個人放款影響的差異似乎大部份來自資金需求面而較少顯示資訊不對稱的效果，且銀行信用管道以傳遞貨幣數量效果較佳。

4.2 數據及預先測試

本節實証部份主要建立一個向量誤差修正模型(VEC)及一個VAR模型來從事變異數分解(Variance decomposition)和衝擊反應(Impulse response)分析。此二模型分別基於總合數據及部門別數據，後者集中在家計部門(Household sector)及民營企業部門(Private enterprise sector)。二模型均採用1992年7月至2003年9月的月資料。如此取樣因至1992年6月16家新民間銀行方完成設置，我國銀行

業進入新紀元，以後銀行家數過多(overbanking)問題逐漸衍生。近10年來對民營企業放款及對個人放款金額相近且呈同步變動，銀行証券投資金額約為此二放款個別金額的1/2。近年來企業直接金融與國際金融盛行，加以政府對房貸利息補貼與消費性貸款及信用卡與現金卡的成長，銀行競相承做消費性放款，致使對個人放款超越企業放款。

總合VEC模型在銀行資產面採用放款總額(GBANKLN)及証券投資總額(GBANK-SECINV)，部門VAR模型採對民營企業及個人等之放款(LOANPRI及LOANIND)及証券投資總額，兩模型在銀行負債面均採M2(經春節季節性調整，SEADJM2)。總合VEC模型在實質經濟活動面採實質GDP(RGDP)，部門VAR模型則採工業生產指數(INDPDIND)及實質民間消費(RCONS)。部門VAR在物價面採用躉售物價指數(WPI)及消費者物價指數(CPI)，並納入名目有效匯率(EER)以顯示開放經濟的影響。實質GDP及實質民間消費原本為季資料，本文採經建會之經濟景氣月同時指標將其等比率轉換為月資料，故兩模型均可以月資料估測。另外兩模型以31-90天商業本票次級市場名目利率(i1)做為利率政策的影響變數。注意在銀行信用管道，貸款戶之現金流量扮演重要的角色，而現金流量與名目短期利率有直接關係，此與傳統利率管道中實質利率的影響居於關鍵地位不同。除利率外所有變數均取對數(L)，總合VEC模型

表 5.1 信用管道總合模型

Rank 測試共整合向量數假說	Trace 統計量	Max-Eigen 計量
沒有共整合向量	86.66**	39.81**
至多 1 組共整合向量	46.85	21.74

註: ** 表在 1%水準顯著

有 5 個變數(i1,lseadjm2,lrgdp, lgbankln, lgbanksecinv)，部門模型有 10 個變數(i1, lseadjm2,lrgdp, lrcons,leer,lwpi,lcpi, lloanpri, lloanind, lgbanksecinv)。

採用 ADF 及 PP 測試，發現除 LCPI 可能為 I(0)外，其他變數均為 I(1)。決定 VAR 落後期(lag)的期數乃基於 Sim's test，並輔以 AIC (Akaike Information Criterion)的考量。總合模型(選定落後期次為 8)之 Johansen 共整合階數測試(Cointegration rank test)，即 Trace statistic 及 Max-Eigen value statistic，均顯示有且僅有一組共整合向量存在(參考表 5.1)，其估測之關係符號亦符合理論預期，故總合模型採 VEC 型式。共整合向量為：

$$I1+43.69LSEADJM2-30.95LRGDP \\ -27.09LGBANKLN+ \\ 7.98LGBANKSECINV+310.43=0$$

且係數均在 1%水準顯著。此外，部門模型(落後期次為 9)涉及 10 個變數，難以在經濟理論上釐清其相互符號關係，加以變數取差分顯示可能喪失不少相關資訊，故採無限制之 VAR 模型且採水準值。

基於上述估計模型進行變異數分解及衝

擊反應分析時，模擬期間為 18 個月。非預期變動(innovation)的認定(identification)是採 Choleski decomposition，排序上將政策變數的利率及 M2 列為最先，一方面反映政策抉擇的空間，一方面顯示生產與消費數據和利率及貨幣供給數據間有 1 個月以上的時間落差。其他 Choleski decomposition 排序如前部門模型變數次序。

4.3 實証分析

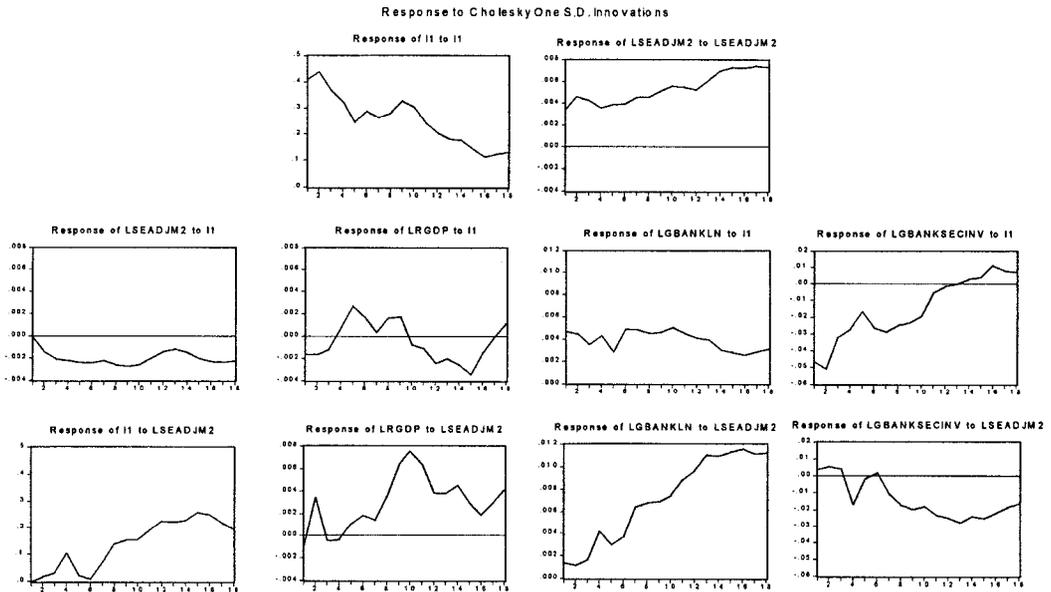
A. 總合模型

我們首先進行總合 VEC 模型非預期變動(innovation)的分析，注意 VEC 衝擊反應圖形的信賴區間以當前計量軟體尚無法畫出故未納入。表 5.2 顯示 5 個總合變數預測之變異數可歸因於利率及貨幣數量變動的比率。首先考慮短期利率非預期之變動，其具有對銀行証券持有之預測誤差變異數持續顯著的影響。其平均重要性約為對銀行放款款重要性的 3 倍，而遠大於對貨幣及實質 GDP 的影響。這可以從圖 4.1 加以確認，亦即相當於非預期貨幣緊縮的短期利率約 40 個基本點的增加及其後利率增加呈波動趨減，造成對銀行証券持有明顯負面的立即反應，而此反應在

表 5.2. 總合模型歸因於利率及貨幣供給非預期變動的變異數分解

利率變動	t = 1	2	3	6	9	12	15	18
利率	1.00	0.93	0.89	0.74	0.74	0.70	0.68	0.66
貨幣 M2	0.08	0.17	0.20	0.17	0.15	0.14	0.14	0.13
實質 GDP	0.00	0.01	0.02	0.08	0.03	0.03	0.03	0.03
銀行放款	0.06	0.04	0.03	0.04	0.04	0.03	0.02	0.02
証券持有	0.52	0.65	0.61	0.51	0.50	0.44	0.40	0.38
貨幣供給變動	t=1	2	3	6	9	12	15	18
利率	0.00	0.00	0.00	0.02	0.05	0.12	0.19	0.25
貨幣 M2	1.00	0.89	0.75	0.48	0.41	0.40	0.41	0.39
實質 GDP	0.00	0.04	0.03	0.03	0.09	0.16	0.14	0.14
銀行放款	0.02	0.02	0.02	0.08	0.13	0.17	0.20	0.21
持有証券	0.00	0.00	0.01	0.02	0.04	0.08	0.11	0.12

圖 4.1. 總合模型歸因於利率及貨幣供給非預期變動的衝擊反應



1 年內逐漸消退。第 13 個月起証券持有產生 overshooting 的現象，此可能係預期利率反轉所致。上述負面反應係因銀行持有証券組合中固定收益証券佔主要部份，升息造成資本

損失的預期會導致銀行出脫手中固定收益証券。實質 GDP 受到立即負面的影響，其後約略隨利率變化而波動，而 M2 受到逐漸顯著的負面影響。銀行放款為正向反應(約為証券

持有反應程度的 1/5)，此與一般貨幣緊縮(利率升高)下的預期不一致。可能解釋如下：(1) 銀行賣出証券造成銀行流動性或可貸資金增加；(2) 直接金融利息成本增加，廠商可能不願發債籌資，轉向銀行借款。

值得注意的是，利率升高對總體面造成的下列二種影響並未導致銀行放款的減少：(1) 貨幣數量減少；(2) 實質 GDP 立即減少及其後波動但趨於減少的方向。反之，銀行放款呈現穩定的微幅增加，直到第 13 個月後方趨減，此與銀行証券持有變化由負轉正有同步的現象。總之，銀行放款的反應與其資產組合的財務操作乃至廠商的財務操作似乎有直接的關係，銀行放款對利率政策衝擊的反應似乎受銀行資產面及廠商負債管理的因素所主導，而來自總體需求面及貨幣面(銀行負債面)的影響均屬次要，以致信用管道作用不彰。

再就表 4.2 中貨幣數量變動而言，其對另外 4 個總體變數預測誤差的變異數雖無如利率變動對証券持有的顯著影響，但對利率及銀行放款預測變異數有穩定趨增的影響。圖 4.1 的衝擊反應圖形顯示 M2 立即的增加後逐步趨升，此可能係因 M2 增加導致實質 GDP 增加而造成貨幣需求及放款增加所致。M2 的增加可由以下兩個管道導致銀行放款的增加：(1) 從銀行負債面增加銀行資金的供給；(2) 經由通膨預期上升心理導致名目利率的增加而造成銀行証券持有的減少，故從銀行資產面

產生增加放款的壓力(註 8)。放款增加亦會造成實質 GDP 的增加(其衝擊反應圖形並未顯示)，故信用管道可視為 M2 的一個有效傳遞機制。

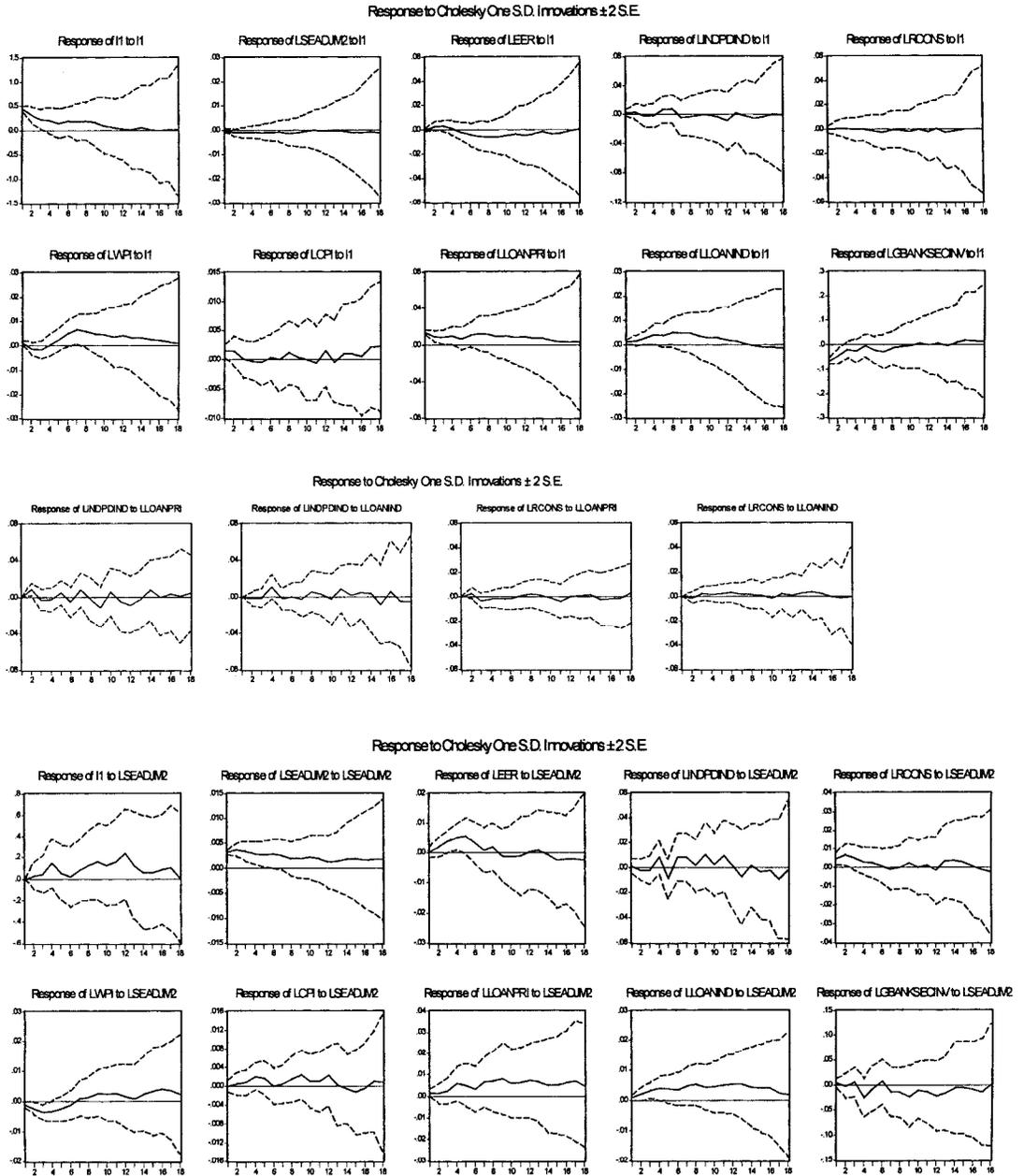
B. 部門別模型

銀行放款由公營事業、民營企業及個人等三個借戶別放款組成。因對公營事業放款可能有特殊政策考量，且金額相對有限，故集中考量對民營企業及個人兩個部門的放款。民營企業與個人相較，前者在資訊揭露方面較為完整，資訊不對稱問題較輕微，在此個人部門相對於民營企業類似中小企業相對於大型企業的狀況(參考 Gertler and Gilchrist (1993b))；此外企業(特別是大型企業)可視為品質較佳的放款對象(參考 Bernanke et al., (1994))。故而當銀行有餘裕資金時，會較優先分配到對企業的放款。

在模擬的 18 個月期間，名目利率變動可分別解釋對民營企業放款、個人等放款及銀行証券持有預測誤差變動的 55.3%、16.2% 及 48%，M2 變動可解釋的部份為 12.5%、22.4% 及 7.2%。可見得名目利率非預期變動對解釋民營企業放款預測誤差波動的重要性。

圖 4.2 的衝擊反應圖形在可納入上下二個標準差之信賴區間下僅考慮統計上顯著的部份。首先觀察利率約增加 50 個基本點的貨幣緊縮效果。升高後的利率於前 3 個月顯著下跌，臺幣名目有效匯率在前 3 個月呈現升值。

圖 4.2. 部門模型歸因於利率及貨幣供給變動的衝擊反應



前 2 個月 CPI 有立即的增加，之後無明顯反應。

至於分析重點的部門別放款，因為最初利率上升導致證券投資的立即下滑，其所釋

出的資金對企業放款及個人放款有不同影響。企業會增加短期借款的需求以補充因名目利率上升而下滑的現金流量，同時因直接金融利息成本(本文採商業本票利率)上升也會

移轉到間接金融向銀行以低利借款，同時在預期未來利率會回跌下也需要借短還長來降低其債務的存續期限(duration)。加以基於前述資訊不對稱性及品質的考慮也可能使此部門之資金供給較為充裕，故而企業放款在前4個月有立即明顯的增加，而同期間之個人放款則呈逐步增加。在整個1年半的模擬期間，企業放款的累積反應為個人放款的4倍。此處值得注意的是，圖4.2顯示企業放款(LLOANPRI)的增加僅在前2個月造成代表實質經濟活動的工業生產(LINDPDIND)之顯著增加，之後卻呈下滑，顯示企業放款並非實質生產活動的主導力量，在此傳統利率管道透過實質利率對投資的影響可能為生產活動變動的主要影響因素。圖4.2顯示前4個月個人放款(LLOANIND)的增加並未顯著促進實質消費。綜而言之，利率政策的信用傳遞管道效用不彰，因為銀行資產組合管理的考量，企業放款及個人放款均與利率政策欲達

成的目標方向背道而馳；此外，此二部門放款改變並未能有效傳遞到實質經濟活動。

M2增加的衝擊發生後，其對M2的影響緩步下跌，但在6個月內維持顯著正值。因為利率的反應並不顯著異於零，其對銀行証券持有的影響亦不顯著。但M2增加導致銀行負債面而來的資金增加，使銀行增加對企業及個人的放款。此處企業放款累積增額約為個人放款的1.4倍，未若利率衝擊下相對額度為5倍之多。主要原因可能是前者利率未有明顯改變，企業由現金流量緊縮及直接金融成本升高的壓力舒緩所致。這也顯示資訊不對稱與品質的影響實際有限，資金需求差異的影響更為明顯。因資金供給充沛，個人放款與消費於前3個月顯著增加。綜而言之，M2增加導致資金供給的增加，而在資金需求接近下，較為平均的分配到企業與個人部門，也產生對實質消費的正面影響。

伍、貨幣政策與股票價格管道

5.1 引論

資產價格(特別是股價與房價)是否應納入貨幣政策的考量，是饒富爭議的問題。以股價為例，支持者認為隨著股市的大幅成長及家計單位持股比重的升高，貨幣當局益發可經由影響股價而影響實質產出與一般物價，特別是股價大起大落若不加以抑制，將會產生經濟泡沫問題而損及金融與經濟的穩定。

Lansing(2003)也指出近年來美國聯準會在實務上以利率政策因應股市變化可說是亦步亦趨。反之，反對將資產價格納入政策考量者指出，貨幣政策與股價以及股價與消費及投資乃至一般物價間欠缺可信賴的連接關係(Filardo(2000), Bernanke and Gertler(2001), Gramlich (2001), Tatom(2002))，加以股價變動劇烈，且是否構成泡沫難以明確認定。

國內研究如黃柏農(1998)發現以利率解釋當期股價變動的效果優於M1B年增率；何棟欽(2001)發現貨幣數量領先股價而呈同向變動；陳南光、徐之強(2002)則發現大部份貨幣政策工具均能影響股價，且股價也對未來GDP有相當解釋能力，但股價資訊內涵並不穩定，並質疑金融當局回應資產價格變動的恰當性。

本節探討臺灣股價做為貨幣政策傳遞管道的有效性，特別著重國際化的影響與涵義。以兩個VAR模型來模擬分析實質利率與M1B及M2的股價傳遞管道，並佐証以不同落後期VEC的模擬結果。

5.2 股價傳遞管道及數據處理

以下分析影響臺灣股價的因素及股價變動造成的影響，特別是與貨幣政策變數的關係，以探討股價的傳遞管道，並對實証研究的數據使用加以說明。

A. 影響臺灣股價的因素

就臺灣股票市場之特性而言，台股指數主要受以下因素之影響：

(1) 國際股市股價之走勢

就臺灣而言，早期外資投資台股比重甚低，台股和國際股市連動性不高，致台股股價受到國際股市及外資的影響很小，貨幣數量對股市之衝擊效果比較容易發酵。但在近期隨著經濟全球化，台股和國際股市的連動性密切，尤其近年來電子股在台股加權指數中所佔權數高達55%以上，台灣電子業景氣

和美國高科技產業密切相關，致使台股和美國那斯達克指數(NASDAQ)的連動性高。此外，近年來政府大幅開放外資投資台股，外資對台股投資比重亦大幅提高，外資的操作也使得台股與NASDAQ互動明顯增加。因此，一旦NASDAQ大漲，台股股價將隨之上漲，在股價上漲之後，會帶動國內投資人投資股市之信心，造成股市股價與成交值齊揚，同時股票融資餘額也增加，此將促使貨幣數量增加。

(2) 外資買賣超

自從1990年底開放外國專業投資機構來台投資國內證券以來，外資持續匯入資金，迄今外資(含法人與自然人)持股市值佔市場總市值之比重已經超過20% (2004年6月底為21.2%)，因此外資買賣台股對台股之走勢影響明顯。

(3) 上市公司業績

上市公司業績愈佳，股票本益比就會降低，應該會吸引資金從其他金融性資產（譬如存款、債券以及外幣資產等），移向股市以獲取更高的投資報酬，進而促使股價上揚。相反地，倘若上市公司業績展望不佳，投資人會將資金由股票移至風險低、報酬率較佳之其他金融性資產，股價因之下滑。由於總體經濟與整體上市公司業績息息相關，一般實証分析都以經濟成長率代表整體上市公司之業績。

(4) 市場利率（貨幣市場利率或是銀行定

期存款利率)

利息是投資股票的資金成本，學理上，資金成本愈低（即利率愈低），投資股票之意願愈高，造成股價上揚。此處需注意名目資產的機會成本應為納入通貨膨脹預期考量的市場實質利率。

(5) 貨幣數量

貨幣數量反映市場流動性，如寬鬆貨幣政策使銀行超額準備及放款能力增加，投資人向銀行貸得資金投入股市，進而使股價上揚。此外，貨幣數量影響市場利率，如低利率使債券相對股票不具吸引力，造成資產替代而使股價上揚；市場利率變動也會影響民間消費和投資等實質經濟活動，實質經濟活動興衰會影響投資人對上市公司獲利之預期，進而影響股價。

(6) 物價

物價上揚往往與景氣上升並行，而股價常會在景氣趨旺時攀升，故物價與股價常有相同走勢。但如 Fama(1981)提出股價與物價(通貨膨脹)間關係需視貨幣政策環境而定，當貨幣當局著重物價穩定時，物價上漲導致市場預期利率將會攀升，會導致股價下跌。

B. 股價對總體經濟及貨幣的影響

股價可直接影響消費與投資支出。當家計單位的財富因股價上升而增加時會刺激消費；而當股價上升使企業市值高於重置資本，也就是當 Tobin'q 大於 1 時，會促使企業以發行新股方式籌資來增加實質投資。民間

消費與投資的增加會造成 GDP 的增加而使貨幣需求增加。而總合需求的增加也易於導致物價的上揚。我國股票資產佔民間財富的重要性可由主計處國富調查中的家庭部門資產結構顯現。2001 年底的調查顯示，股票佔家計資產淨額的比例由 1991 年的 6.26% 升為 23.3%。若將土地依市價重估，且將企業與金融兩部門資產淨額，按最終所有權設算分配，則此比例升為 33.99%。此外股價變動會影響投機性貨幣需求，而使 M1B 及 M2 受到影響。又股價變動會影響以股票作為融資擔保品的押值，擔保品押值增加會使銀行擴張信用，進而增加消費與投資，同時也使貨幣總計數增加。

C. 數據及測試

1994 年以前外資持有上市公司股票市值佔市場總市值比重甚低，而如以 1994 年 8 月至 1996 年 12 月之月資料進行 Granger 因果關係檢定，顯示外資買賣超和台股股價並沒有顯著的因果關係。為探究外資對國內股價和貨幣總計數的影響，並且顧及樣本點大小，本文採用 1996 年 1 月至 2003 年 9 月的樣本，此亦為台股與國際股市連動增大的期間。

經 ADF 及 PP 測試顯示所有相關變數均屬 I(1)，實証部份係採變數變化率以建立兩個 VAR 模型來進行非預期變動分析(innovation analysis)。第一個 VAR 模型包括八個變數及其落後項間的互動關係，亦即那斯達克股價指數(NASD)、外資在股市買賣超(OBQFT)、

實質利率(RIIE4)、調整農曆春節因素後的 M1B (SEADJM1B)、實質消費(RCONS)、實質民間投資(RPINVEST)、消費者物價指數(CPI)，以及臺股股價指數(STKP)。第二個 VAR 模型則以經調整農曆春節因素後的 M2 (SEADJM2)取代 M1B 而得。為處理各變數的單根問題，各變數均採變動率(加 G，僅實質利率係採差分加 D12)。Choleski 分解依外生性排列如下：NASD,OBQFT,RIIE4,SEADJM1B(SEADJM2),RCONS,RPINVEST, CPI, STKP。

有關模型落後期數的決定問題，Sims Test 的 $\chi^2(k)$ 在 8 變數下 $k=64$ ，難以區分不同落後期數的概似函數值差異的顯著性。而 AIC 因其設定並無確切依據，且無法區分不同 AIC 值的差異是否顯著，也不宜以之為主要的選擇標準。故而在模型選擇上尚需輔以其他的資訊，譬如衝擊反應的結果是否符合經濟理論的預期。譬如以包括 M2 的 VAR 而言，當落後期數為 1 至 6 個月的六種結構時，M2 對股價均僅有負面影響；而落後期數為 1 至 7 個月的七種 VEC 衝擊反應模擬均顯示 M2 對股價有正面影響。因 VEC 比一般 VAR 多納入了共整合的資訊，故 M2 對股價的正面影響被視為 VAR 模型應有結論。綜合判斷下，包括 M2 的 VAR 模型之落後期數取為 7 個月，包括 M1B 的 VAR 之落後期數則取為 4 個月。

5.3 實証分析

A. 包括 M1B 的 VAR 模型

表 5.1 顯示在模型模擬的 1 至 10 月之期次，股價變動率之變異數可歸因於 M1B 變動率及實質利率變動的比率；此外亦顯示實質消費變動率、實質民間投資變動率、通貨膨脹率之變異可歸因於股價變動率之比率。股價變異數可由 M1B 解釋的比率在各期次均為 2 成上下，10 個月平均為 22%；可由實質利率解釋的比率平均為 4.2%。臺股股價可解釋實質消費、民間實質投資及消費者物價變異數的比率分別平均為 6.3%、5.7%及 3%，但在第一期解釋力均為 0。綜而言之，M1B 對股價變異數有相當程度的影響，其他傳遞機制管道的影響程度則為溫和(moderate)。表 6.2 顯示對應表 6.1 的衝擊反應模擬結果。M1B 增加的一個標準差(相當於 1.1%)之衝擊，會造成臺股股價平均每月上 3.9%。實質利率上升一個標準差(64 個基本點)，可造成股價正負波動下平均每月下跌 0.6%。股價一個標準差(4%)的上升，對實質消費及消費者物價的影響接近於 0，但會造成實質民間投資平均每月增加 1.2%。此結果顯示以一個標準差的衝擊而言，M1B 對臺股股價的影響明顯大於實質利率的影響，股價對民間投資則有溫和的影響。M1B 顯著影響股價的期數在第 1 至第 3 個月；實質利率較明顯影響股價的期數在第 1 至第 2 個月；股價較明顯影響實質消費與投資則分別在第 3 個月及第 2 至第 3 個月。

表 6.1 M1B 暨實質利率經股價傳遞管道的變異數分解

分解變數	解釋變數	T = 1	2	3	5	7	9	10
臺股股價	M1B	0.23	0.28	0.26	0.24	0.20	0.17	0.16
臺股股價	實質利率	0.04	0.07	0.06	0.04	0.03	0.03	0.02
實質消費	臺股股價	0	0.03	0.08	0.07	0.08	0.07	0.08
實質投資	臺股股價	0	0.04	0.09	0.07	0.06	0.06	0.06
消費物價	臺股股價	0	0.01	0.01	0.02	0.05	0.05	0.05

表 6.2 M1B 暨實質利率經股價傳遞管道的衝擊反應

反應變數	衝擊變數	T = 1	2	3	5	7	9	10
臺股股價	M1B	0.03 (5.96)***	0.06 (3.88)***	0.05 (2.48)**	0.04 (1.28)	0.04 (1.11)	0.03 (0.54)	0.02 (0.27)
臺股股價	實質利率	-0.01 (1.74)*	-0.03 (1.79)*	-0.02 (0.82)	0.01 (0.37)	0.01 (0.3)	-0.01 (0.14)	-0.01 (0.12)
實質消費	臺股股價	0 (0)	0 (0)	0.01 (1.79)*	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
實質投資	臺股股價	0 (0)	0.02 (1.88)*	0.02 (1.87)*	0.01 (0.67)	0.01 (0.45)	0.02 (1.47)	0.02 (1.16)
消費物價	臺股股價	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)

註：括弧內數值為 t-ratio，***表在雙尾測試 1%水準下為顯著，**表在 5%水準下為顯著，*表在為 10%水準下為顯著。

圖 5.1 顯示決定股價的重要變數對股價的衝擊反應，在能畫出上下二個標準差信賴區間下僅討論顯著反應的部份。美國那斯達克指數上升對臺股股價有持續 5 個月顯著的正面影響。消費者物價在前 2 個月對股價有正面影響。至於實質利率上升基於機會成本的考慮，於 2 個月內對股價有壓抑的作用。M1B 的增加反映整體流動性的增加，因之在前 4 個月顯著促進股市交投而提升股價，但

這也反映了 M1B 中之活期性存款做為股市交易工具的特性。

圖 5.2 顯示實質消費(GRCONS)對股價上升的反應不顯著，而股價的 Tobin's q 效果在前 3 個月顯著增加實質民間投資(GRPINVEST)。在此實質投資的增加遠大於實質消費，比較 1 到 10 月的累積乘數(accumulated multiplier)，實質投資的增加約為實質消費的 4.5 倍；表 6.2 也顯示實質消費對股

圖 5.1: 總體經濟變數影響股價的衝擊反應

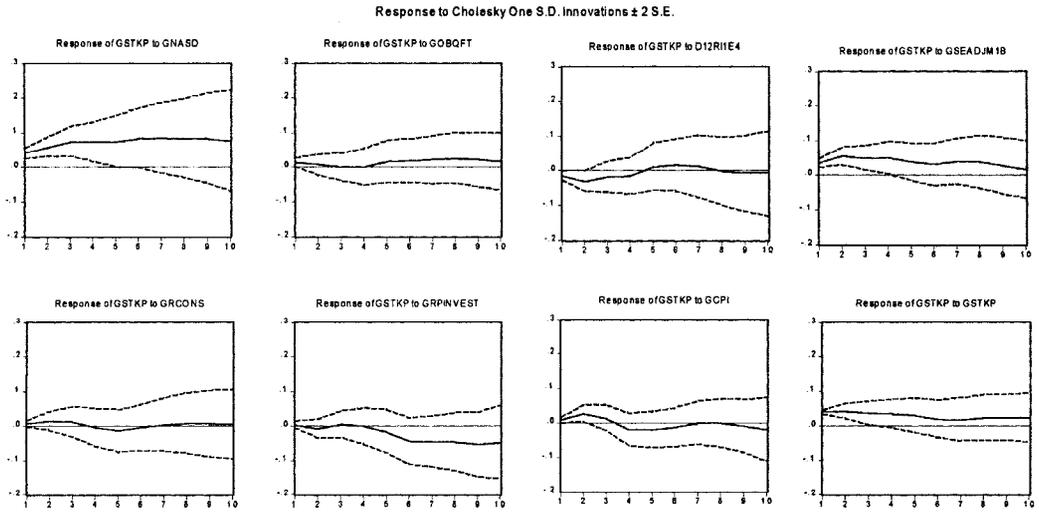
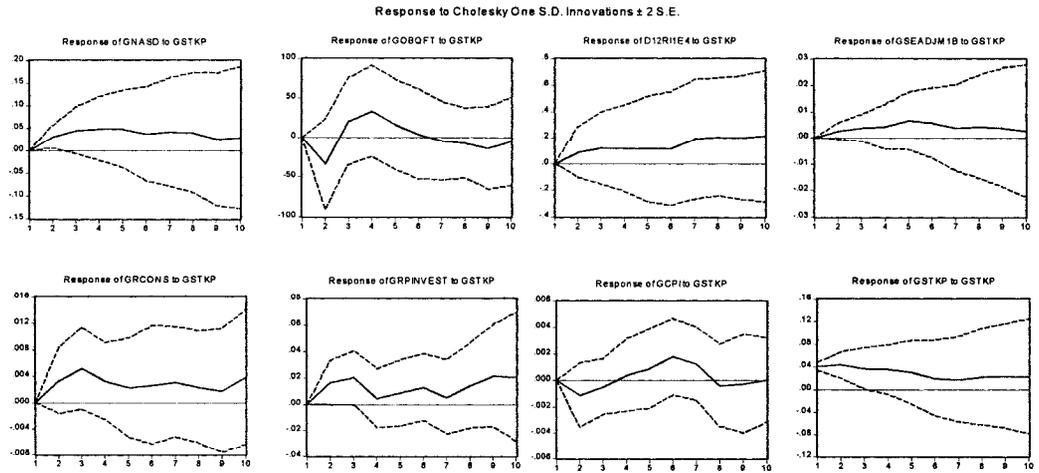


圖 5.2: 股價非預期變動影響總體變數的衝擊反應



價的反應接近於 0。另一方面，根據前述主計處國富調查，臺灣家計單位在 2002 年底持有的股票約佔總資產的 29.7%(美國家計單位於 2002 年底持有股票約佔總資產的 15.7%)。故臺灣財富效果(絕對或相對於實質投資)的微薄是一件令人困惑的事。實則臺灣的國民所得統計，將住宅列入固定資本形成而非消費，

實務上住宅項目只包括新成屋及二手屋轉手的手續費而以新成屋為主。因為住宅的支出為大宗，一般消費金額的增加有限，財富效果反映在新成屋購買的部份納入投資，故有上述投資較消費明顯增加的現象。進行股價對住宅支出的 Granger causality test，顯示在落後期數為 1、4、5、6、9 個月時的 p-value

為 0.09、0.06、0.07、0.06、0.04，亦即有顯著的影響，提供了上述論點的佐証。4%的股價衝擊造成每個月平均投資增加 1.2%，可說股價具有某種程度對實質面的影響。

B. 包括 M2 的 VAR 模型

M1B 固然直接與股市交易有關而與股價有密切的聯繫，M2 則除增加市場的流動性而影響股價，也可透過對總體經濟的影響而間接影響股價。為探討 M2 對股價的影響，現以 M2 取代 8 變數 VAR 中之 M1B，以分析其在股價傳遞機制中扮演的角色。如前述分析，經多方比較判斷後設定落後期數為 7。

表 6.3 顯示 M2 對股價變異數的影響及衝擊反應。在 8 個 VAR 變數中，M2 對股價變

異數可解釋的部份平均為 12%，居於第三，次於那斯達克指數及台股指數自身，大於實質利率的 3%。此對照於前一 VAR 模型 M1B 可解釋股價變異數的 22%，其解釋力僅次於台股指數自身。M2 對股價衝擊反應在第 1 個月及第 3 個月為顯著。由圖 5.3 看 M2 對自身及股價的衝擊反應，M2 之 1 個標準差約為 0.2% 的衝擊，會造成 10 個月累積乘數為 21%，若以 1% 衝擊來看，累積乘數比例放大為 1.05，而大於對應之 M1B 累積乘數 0.35。但考慮到現在 M1B 約僅佔 M2 的 29%，故在同一絕對數量衝擊的基礎上，M1B 對股價累積的衝擊反應乘數約為 M2 的 1.15 倍，故 M2 對股價的影響略低於 M1B。

表 6.3: M2 對股價的變異數分解及衝擊反應

分解變數	解釋變數	T = 1	2	3	5	7	9	10
臺股股價	M2	0.09	0.11	0.20	0.17	0.12	0.08	0.08
臺股股價	實質利率	0.06	0.03	0.02	0.03	0.03	0.02	0.02
反應變數	衝擊變數	T = 1	2	3	5	7	9	10
臺股股價	M2	0.02 (3.5)***	0.03 (1.69)	0.05 (2.14)**	0.01 (0.3)	0.01 (0.1)	0.02 (0.26)	0.02 (0.27)

註：括弧內數值為 t-ratio，***表在雙尾測試 1%水準下為顯著，**表在 5%水準下為顯著。

陸、結 論

本文建立了符合我國情況的從政策工具到操作目標而及於中間目標最後到最終目標的貨幣政策各階段管道。由央行定存單及附條件債券量的操作可在短期影響隔夜拆款利率，而由債券附條件交易利率做為指標，可

在長期引導隔拆利率的調整。隔拆利率本身的改變，可做為指標引導市場短期實質利率的調整，而後者做為傳遞機制的中樞，可導致實質經濟活動明顯的改變，且在促進經濟成長的同時可維持較低的通貨膨脹率。

貨幣政策架構的前段即貨幣操作管道的確立，是採取測試在數個代表性 VEC/VAR 類組模型上之長短期關係，包括共整合關係和弱外生性，以及正反向 Pairwise Granger Causality。前者顯示的是長期均衡及可控性，後者顯示的是短期因果及可控性。由操作目標到中間目標管道的實証結果指出，中間目標或中間主要傳遞變數以實質市場利率較佳。後段從中間目標到最終目標的傳遞機制，便基於此結果而建立結構 VAR 模型做估測與政策模擬。衝擊反應結果顯示實質利率對實質經濟活動有相當明顯的影響，而寬鬆的利率政策可帶來低通膨的經濟成長，此種實質效果在不納入結構方程式的 VAR 中難以顯現。

銀行信用管道的實証係對總合數據及部門別數據分別建立 VEC 及 VAR 模型來進行

innovation 分析。總合模型結果顯示，利率上升的緊縮效果因銀行對資產組合的財務操作使銀行信用管道效力反轉，需求面影響作用不大；M2 增加的信用擴充效果卻屬明顯。部門模型結果顯示，利率政策對企業信用及個人信用的影響不易有效傳遞到實質經濟活動；而 M2 改變對企業及個人信用影響的差異似乎大部份來自資金需求面而較少顯示資訊不對稱的效果，且對實質消費較具影響力。

本文 VEC/VAR 實証測試及總體結構 VAR 模型估計模擬顯示在貨幣政策傳遞機制上，利率管道對實質經濟活動可產生顯著的影響；但對特定傳遞機制的 VEC/VAR 模型，又顯示銀行信用管道及股價管道以傳遞貨幣數量效果較佳。

附 註

(註 1)譬如通膨目標機制(inflation targeting)下，不設定中間目標而係以具彈性的操作目標直接達成最終目標。美國聯準會的貨幣政策機制則隨經濟情勢擇定政策(最終)目標的重點，而以操作目標達成。但即使無明顯中間目標下，仍可代之以重要中間傳遞變數，如實質利率。

(註 2)Granger(1988)指出共整合關切的是長期均衡，而因果關係(causality)關切的是短期預測能力。然而 VEC 架構顯示，當兩個數列有可達成的均衡時，也一定需要因果關係提供必要的動態性(dynamics)。

(註 3)William Poole(1970)指出在 IS-LM 架構加入不確定性，可決定央行宜採取利率或貨幣數量目標。Poole 發現為維持總合產出穩定，如果不確定性主要來自 IS 曲線(如對實質支出的衝擊)，宜採貨幣數量目標；如果不確定性主要來自 LM 曲線(如貨幣需求的非預期變動)，宜採利率目標。近年來我國金融創新與革新如火如荼，造成貨幣需求的穩定，加以通膨預期相對穩定，強化了採取利率目標(或重視利率傳遞管道)的理由。

(註 4)在(3.1)之 LM 曲線及(3.5)之泰勒法則，實質利率均採 31-90 天商業本票利率平減通膨預期。泰勒法則本為政策利率的法則，利率常採隔拆利率。然而本文第貳節實証結果顯示，隔拆利率可有效持續引導實質市場利率的調整，故此處以商業本票利率取代隔拆利率，以集中探討中間目標(或重要傳遞變數)到最終目標的傳遞機制。

(註 5)根據主計處國富統計及本行資金流量統計，2002 年底我國家計部門持有存款佔整體資產比重為 42.5%，股權證券比重則為 29.7%。

(註 6)因為進出口的訂單在出貨數月前便已下定，實質匯率貶值會立即使以國內產出計值的實值進口增加但實質出口不變，

故使實值經常帳有明顯的惡化，而造成實質 GDP 減少。即使舊有訂單獲得滿足，出貨仍需要時間以充分反映相對價格的改變，由於：(1)出口擴張涉及機器廠房的擴充與雇用訓練新的員工；(2)對進口中間財做經濟的使用涉及生產技術的調整；(3)為達成國外對國內出口之需求的顯著增加可能需要設置新的零售站。故而經常帳餘額的改變是一漸進的過程。

- (註 7)本文第貳節實証結果顯示，操作目標傳遞至名目與實質貨幣的管道因影響不顯著或雙向因果/內生性而效用不彰；名目與實質匯率又獨立於貨幣政策操作機制之外，故而此處結構 VAR 的模擬主要在估測實質利率對實質 GDP 及物價的影響，實質 M2 及實質匯率的納入係基於本文經濟結構模型的結果。此三主要中間傳遞變數均以「實質」型態出現，其對通膨的影響均屬不彰，也反映了通膨為一「名目」貨幣現象。而實質利率之實質效果確為三實質變數中最顯著者。
- (註 8)名目利率並未因 M2 增加所產生的流動性效果而下跌，可能原因是國內銀行在 1990 年代以來流動性已頗充裕(此可引証銀行的高流動性比率)，因增加 M2 而增加流動性的效果有限，但增加 M2 透過貨幣交易方程式對物價(通貨膨脹率)有一定程度的影響。

參考文獻

- 侯德潛、田慧琦(2000)，「通貨膨脹預期與泰勒法則--臺灣地區實証分析」，中央銀行季刊，第 22 卷第 3 期，89 年 9 月。
- 陳南光、徐之強(2002)，「資產價格與中央銀行政策」，中央銀行季刊，第 24 卷第 1 期，91 年 3 月。
- 林金龍(2003)，「利率政策的傳遞機制及其對總體經濟金融影響效果之實証分析」，中央銀行季刊，第 25 卷第 1 期，92 年 3 月。
- 吳懿娟(2004)，「我國貨幣政策傳遞機制之實証分析」，中央銀行經濟研究處，93 年 1 月。
- 陳一端(2000)，「簡介中央銀行之利率操作目標政策暨其傳遞機制」，中央銀行季刊，第 22 卷第 4 期，89 年 12 月。
- 林宗耀(2001)，「利率期限結構與貨幣政策」，中央銀行季刊，第 23 卷第 3 期，90 年 6 月。
- 侯德潛、徐千婷(2002)，「我國通貨膨脹預測模型之建立」，中央銀行季刊，第 24 卷第 3 期，91 年 9 月。
- 徐千婷、侯德潛(2004)，「我國總體經濟金融模型之建立及貨幣政策效果之模擬」，中央銀行季刊，第 26 卷第 2 期，93 年 6 月。
- 何棟欽(2001)，「貨幣供給與股價關係及新經濟之角色」，證券公會雙月刊 33，2001 年 7 月。
- Amisano, Gianni and Carlo Giannini (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*, Springer, 2nd edition.
- Bernanke, B. and A. Blinder (1992), "The Federal Fund Rate and the Transmission of Monetary Policy," *American Economic Review*, 79, 14-31.
- Bernanke, B. and M. Gertler (2001), "Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?" *American Economic Review*, 91(2), 253-57.
- Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist (1994), "The Financial Accelerator and the Flight to Quality," *NBER Working Paper No.* 4789, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.
- Dale, S. and Haldane (1995), "Interest Rates and the Channels of Monetary Transmission: Some Sectoral Estimates," *European Economic Review*, 39, 1611-1626.
- Enders, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, Inc.
- Filardo, Andrew J. (2000), "Monetary Policy and Asset Prices," *Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review*, 3rd quarter, 11-37.
- Gertler, M. and S. Gilchrist (1994), "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms," *Quarterly Journal of Economics*, 109, 309-340.
- Gertler, M. and S. Gilchrist (1993), "The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission: Arguments and Evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 43-64.

- Gilchrist, S. G. and E. Zakrajsek (1998), "The Importance of Credit for Macroeconomic Activity: Identification through Heterogeneity," in S. Brakman, H. van Ees, and S. K. Kuipers (eds), *Market Behavior and Macroeconomic Modelling*, Macmillan, London, 129-157.
- Gramlich, Edward M. (2001), "Asset Prices and Monetary Policy," at the New Technology and Monetary Policy International Symposium, Bank of France, Paris, France, Nov. 30, 2001.
- Granger, C.W.J. (1988), "Some Recent Developments in a Concept of Causality," *Journal of Econometrics* 39, 199-211.
- Hallman, J., R. Porter and D. Small (1991), "Is Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?" *American Economic Review*, 81, 841-858.
- Hoover, K. D. and Oscar Jorda (2001), "Measuring Systematic Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, July/August, 83(4), 113-137.
- Kakes, Jan (2000), *Monetary Transmission in Europe*, Edward Elgar.
- Knuttner, K. N. and P. C. Mosser (2002), "The Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions," *FRBNY Economic Policy Review*, May.
- Lansing, Kevin J. (2003), "Should the Fed React to the Stock Market?" *FRBSF Economic Letter*, No. 2003-34, Nov. 14.
- Mishkin F. S. (2000), *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, Addison Wesley Co., 6th edition.
- Poole, William (1970), "The Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Macro Model," *Quarterly Journal of Economics* 84: 192-216.
- Sims, Christopher A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, January, 48(1), 1-48.
- _____ (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *FRBMN Quarterly Review*, Winter, 10(1), 2-16.
- _____ (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, June, 36(5), 975-1000.
- Wickens, M. R. (1996), "Interpreting Cointegrating Vectors and Common Stochastic Trends," *Journal of Econometrics*, 74, 255-271.

