

台灣小型總體經濟金融模型之建立 與貨幣政策效果模擬*

徐千婷 侯德潛

摘要

本文考量我國小型開放經濟的特性，利用新興凱因斯學派（New Keynesian）的動態一般均衡架構，採合理性預期的假設，並納入泰勒法則，建立一個台灣的小型總體經濟金融季模型，並進行重貼現率及匯率變動對總產出與物價等變數影響效果的模擬分析。在模型中，需求面的商品市場以國民所得恆等式為代表，並針對其中的民間消費、固定投資、輸出與輸入等，設定行為方程式，式中加入理性預期的前瞻（forward-looking）變數；總供給以預期擴充的菲力普曲線（expectations-augmented Phillips curve）設定；貨幣政策以擴充後的泰勒法則設定；金融市場包含一條短期利率決定式，以及以一條以利率期限結構設定的長期利率決定式。模型共包含 10 條方程式，其中有 9 條行為方程式以及 1 條恆等式。利用 1982 年第一季至 2003 年第二季的樣本資料進行模型估計，估計方法為一般化動差法（generalized method of moments,

GMM），而後再進行模型的模擬求解。

本文的主要實證結果如下：(1) 央行暫時性調降重貼現率 1 個百分點，於 2 季後總產出效果達於最大，約使實質 GDP 相對於模型的基準線值提高 0.33%，惟影響效果在第 6 季後快速下降，顯示此種暫時性貨幣政策對總產出亦僅有暫時性效果（transitory effect）。至於對國內物價的影響，起初消費者物價指數（CPI）將緩慢上升，並於第 21 季後影響效果達於最大，此時 CPI 較基準線值上升 0.27%，其後影響效果即開始遞減。(2) 新台幣對美元匯率暫時性貶值 5 角（相當於貶值 1.87%），於第 1 季後總產出效果達於最大，約使實質 GDP 提高 0.16%，但衝擊效果於第 5 季時急速下降，此後並逐漸消失。至於對國內物價的影響，新台幣貶值後，起初 CPI 將快速上升，並於第 3 季影響效果達於最大，此時 CPI 上升 0.09%，此後效果即快速遞減，並逐漸消失。

* 本文作者感謝行外匿名審查人之費心審閱與指正，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、汪研究員建南、與陳襄理一端等提供的寶貴意見。惟文中所持論點僅代表個人看法，與服務單位無關，如有任何錯誤，亦概由作者負責。

一、前言

本文嘗試建立一個開放經濟下的小型總體計量模型，作為模擬我國中央銀行貨幣政策效果之用，模型主要特色為具有動態理性預期 (dynamic rational expectations) 的機制。本文建立的模型屬小規模的季模型，其中包含 10 條與貨幣政策傳遞機制相關的方程式。在政策模擬的實務運作上，小模型的好處是，應用時所需的操作時間較短，且修改模型設定時較具機動性，此外，在貨幣政策的分析上，使用小模型亦可以較清楚的釐析貨幣政策變動對總產出與物價等重要經濟變數影響的傳遞過程，相對於向量自我迴歸 (vector autoregression, VAR) 模型而言，此種結構模型也較為透明化。

本文所謂的「貨幣政策」，指的是中央銀行調整重貼現率的政策。單獨針對此一政策進行研究的主要動機是，由於我國的經濟成長自 2000 年底開始出現疲弱跡象(註 1)，因此，我國央行自 2000 年底開始，至 2003 年 6 月間，總共調降 15 次重貼現率，累積降幅達 3.375 個百分點。雖然，重貼現窗口並非我

國中央銀行執行貨幣政策的主要操作工具，但是，重貼現率的變動仍具有宣示效果，就實際資料觀察，其對於銀行利率、市場利率等仍具帶動效果。因此，本文想要針對央行調整重貼現率對於主要經濟變數(總產出與物價)的影響效果，進行量化分析。

此外，對於一個開放經濟體系而言，匯率變動對於該國的進出口、產出以及物價等變數應有影響，而對於貨幣政策制定者而言，瞭解此一影響是否顯著，以及其幅度大小為何，亦相當重要。因此，本文也附帶地利用所建立的模型，進行台幣匯率變動效果的模擬分析。

本文的章節安排如下：除本節前言外，第二節說明預期對於經濟個體決策的影響，第三節建立我國的小型總體經濟金融模型，並就模型內的方程式進行逐條說明，第四節進行模型的估計與檢定，第五節則利用第四節所估計的模型，進行貨幣政策以及匯率變動效果的模擬分析，第六節為結語。

二、預期對於經濟個體決策的影響

William Poole (2001) 曾經就人類的預期行為說過下列一段話，也點出了模型中必須考慮決策行為的前瞻性：

"Almost every aspect of human behavior is

conditioned by expectations. Indeed, a distinguishing feature of humans among all living things is that humans, to an unmatched degree, calculate behavior in light of possible future out-

comes."

因此，本文在設定模型的行為方程式時，特別考慮預期行為對於內生變數的影響。一般而言，預期可以根據形成的方式分為以下三種：

(1) 靜態預期 (static expectations)：不管當前的經濟情況如何改變，對於未來某一變數的預期永遠不變。

(2) 適應性預期 (adaptive expectations)：是一種「回顧式的」(backward-looking)的預期形成方法，藉由觀察某一變數過去的行爲(特別是針對過去錯誤預期的調整，因而又稱為「從錯誤中學習」(error-learning)的預期)，以形成對該變數未來值的預期。例如， $\pi^e = \pi_{-1}$ ，或 $Y^e = Y_{-1}^e + j(Y - Y_{-1}^e)$ (見 Gordon, 2003, 第 478 頁)。惟如依照傳統假設，令調整係數 j 介於 0 與 1 之間，就經濟意涵而言，該調整項的存

在，表示預測誤差具有系統性或持續性，即錯誤恆存，在這種假設下，未來預期值永遠無法達成，似乎亦未盡合宜。

(3) 理性預期 (rational expectations)：係新興古典學派 (New Classical) 或理性預期學派之主張，基本假設為，人們會充分利用截至目前所有可取得的訊息來進行預測，在此情況下，人們對未來經濟情況(通常為某些經濟變數，如未來景氣狀況、未來通膨高低等)的預期行為，是一種與經濟體系其他變數有密切關係的「內生變數」，即預期是源於經濟體系(以模型表現)內在的，而且是一種與模型本身的預測相一致的預期 (model-consistent expectations)。此時，人們所作的預測，將會是不偏的 (unbiased)，即長期不會有系統性或持續性的預測誤差。因此，本文模型中有關預期的形成方式，係假設為理性預期(註 2)。

三、台灣小型總體經濟金融模型之建立

本文的小型總體經濟金融模型，主要參酌 McCallum and Nelson (1999) 的新興凱因斯學派 (New Keynesian) 動態一般均衡架構，以及侯德潛與田慧琦 (2000) 之模型設定方式，並加以修改擴充而成。模型共包含 10 條方程式，其中包括 9 條行為方程式以及 1 條恆等式；至於各方程式的個體基礎在文獻上已多有討論，故本文加以省略。

(一) 模型方程式說明

本模型的總需求採傳統的設定方式，亦

即商品市場以國民所得恆等式代表，並針對其中的民間消費、固定投資、輸出與輸入等項目分別設定行為方程式，在方程式中並考量理性預期的前瞻變數；總供給以包含預期的菲力普曲線 (expectations-augmented Phillips curve) 代表；貨幣政策以修正後的前瞻性泰勒法則 (Taylor's rule) 加以設定；金融市場則包含短期利率決定式，以及利用利率期限結構所設定的長期利率決定式。以下就模型中的各條方程式逐一說明之。

1. 民間消費函數

民間消費函數型式如下：

$$\begin{aligned}
 c_t &= a_0 + a_1(R_{t-i}^{LR} - 400 * E_{t-i} \Delta p_{t+i-i}) + a_2 E_t y_{t+i} \\
 &\quad + a_3 w_{t,j} + v_t \\
 &= a_0 + a_1(R_{t-i}^{LR} - 400 * E_{t-i} p_{t+i-i} + 400 * p_{t-i}) \\
 &\quad + a_2 E_t y_{t+i} + a_3 w_{t,j} + v_t \quad (1) \\
 a_1 &\leq 0, a_2 \geq 0, a_3 \geq 0
 \end{aligned}$$

在(1)式中， c_t 代表t期的實質民間消費支出， p_t 為物價水準，故 Δp_t 為物價上漲率， R_t^{LR} 為長期名目利率(以年率表示，單位為%)， $(R_t^{LR} - 400 * E_t \Delta p_{t+i})$ 為實質利率， y_t 為實質所得， w_t 為家計部門總實質金融財富， v_t 為隨機干擾項，代表人們的消費偏好改變等外生衝擊。本文所有解釋變數的落後結構(如本方程式中*i*的及*j*)均將由實證估計結果決定(註3)。有關預期變數部份，變數的期望值 $E_t(\bullet) \equiv E_t(\bullet | \Omega_t)$ ， Ω_t 代表在t期所有可取得的訊息集合(information set)。在一個經濟模型中，這種訊息集合包括模型中所有的變數在內，當訊息集合發生改變時，預期變數的動態時徑(time path)也將隨之發生改變，因此，理性預期變數係屬內生變數。

此外，在本文中，除利率變數不作對數轉換之外(以大寫英文字母表示)，其餘變數均經對數轉換(以小寫英文字母代表)。

由(1)式可以看出，本文的消費函數具有以下兩項特點：

(1) 當 $a_2 \neq 0$ 時，表示經濟個體的消費決策，受到經濟個體對未來一期景氣預期 (E_t

y_{t+i})的影響，亦即消費的決定是具有前瞻性的(註4)。因此，就貨幣政策傳遞機制的角度來看，貨幣政策可以藉由影響大眾對未來產出的預期，而影響當期消費及產出。

(2) 加入家計部門的實質總金融財富變數 w ，此一變數為股票總市值、金融機構企業及個人存款、以及流通在外債券總市值之和(註5)，並以CPI平減。本文假設 w_t 受到市場實質利率等變數的影響，為一內生變數。總金融財富的變動與實質利率以及其他變數的函數關係設定如下：

$$\begin{aligned}
 \Delta_t w_t &= b_0 + b_1 \Delta_t w_{t-1} + b_2 (R_{t-1}^{LR} - 400 * \\
 &\quad E_{t-1} \Delta p_{t+i-1}) + b_3 \Delta_t y_t + b_4 D9003_t + \tau_t \quad (2) \\
 b_1 &\geq 0, b_2 \leq 0, b_3 \geq 0, b_4 \leq 0
 \end{aligned}$$

在(2)式中，實質所得的變動 $\Delta_t y_t$ 係反映影響金融財富變化的基本面因素，D9003為捕捉1990年第3季台灣證交所股價指數因證所稅開徵而重挫之單一時點所設定的虛擬變數， Δ_t 為四期差分，即： $\Delta_t x_t \equiv x_t - x_{t-4}$

2. 固定投資函數

實質固定投資函數設定如下：

$$\begin{aligned}
 ifix_t &= c_0 + c_1 (R_{t-i}^{LR} - 400 * E_{t-i} \Delta p_{t+i-i}) + c_2 E_t y_{t+i} \\
 &\quad + \delta_t \dots \dots \dots \quad (3) \\
 c_1 &\leq 0, c_2 \geq 0,
 \end{aligned}$$

在(3)式中， $ifix_t$ 代表t期的實質固定投資(包含政府固定投資與民間固定投資)， θ_t 為隨機干擾項，代表投資意向改變等的外生衝擊。如同(1)式，如果 $c_2 \neq 0$ ，表示投資受到人們對未來景氣預期之影響，即投資的決定也具有

前瞻性。

3. 輸出函數

實質輸出函數設定如下：

$$ex_t = d_0 + d_1 q_t + d_2 y_world_t + d_3 ex_{t-1} + \varphi_t \quad (4)$$

$$d_1 \leq 0, d_2 \geq 0, d_3 \geq 0$$

在(4)式中， ex_t 為實質輸出， q_t 為表現本國價格競爭力的實質有效匯率指數(上升代表新台幣升值)，為一外生變數(註 6)， y_world_t 為代表世界所得的規模變數。

4. 輸入函數

實質輸入函數設定如下：

$$im_t = k_0 + k_1 q_t + k_2 y_t + k_3 E_t ex_{t+3} + k_4 im_{t-1} + \xi_t \dots\dots\dots (5)$$

$$k_1 \geq 0, k_2 \geq 0, k_3 \geq 0, k_4 \geq 0$$

在(5)式中， im_t 為實質輸入，其餘變數之定義與前相同。式(5)中加入實質輸出的預期項 $E_t ex_{t+3}$ 作為解釋變數，主要是為了反映我國的進口品中，有絕大比例是屬於原材料，主要目的是為了加工生產以後供未來再出口之用，因此，預期未來出口越多，當期所產生的衍生性進口需求即越多。

5. 國民所得恆等式

$$Y_t = C_t + IFIX_t + INV_t + G_t + EX_t - IM_t \quad (6)$$

在(6)式中， INV 代表存貨變動， G 代表實質政府消費支出。再一次提醒，本文大寫英文字代表變數未經任何轉換(如對數轉換)。

6. 總供給 (aggregate supply, AS) 曲線

為簡化起見，本文假設模型中只有一種國內物價，並以消費者物價指數 CPI 代表。

至於 AS 曲線或包含預期的菲力普曲線 (expectations-augmented Phillips curve) 設定方式說明如下。

首先，AS 曲線之設定為：

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 E_t \Delta p_{t+1} + \alpha_1 \Delta q_{t-i} + \alpha_2 (y_t - \bar{y}_t) + u_t \quad (7)'$$

$$0 < \beta_1 < 1, \alpha_1 \geq 0, \alpha_2 \geq 0$$

在(7)' 式中， $(y_t - \bar{y}_t)$ 為產出缺口 (output gap)，其中 \bar{y}_t 為自然失業率下的實質產出 (即假設價格具有完全彈性下的產出)，本文假設其為外生(註 7)。此外，式中含有匯率變動因素 Δq ，原因係衡酌我國為一小型開放經濟體，國內物價易受國外物價及匯率變動的影響。 u_t 為供給面的外生衝擊。

式(7)' 為 Calvo-Rotemberg 之物價調整式，係最常見的物價動態設定方式之一，惟其缺點為通貨膨脹的過程缺乏持續性 (persistence) 的機制。由於我國在過去二十年間，物價變動情況堪稱平穩，除受國際能源危機波及外，極少出現大幅波動的情形，因此，在描述我國的物價行為上，持續性相當重要。因此，以下仿照英格蘭銀行 (Bank of England, 1999) 的作法，加入一個物價上漲率的落後項，以捕捉通膨的慣性 (inertia) 現象：

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 E_t \Delta p_{t+1} + (1 - \beta_1) \Delta p_{t-1} + \beta_2 \Delta q_{t-i} + \alpha E_t (y_t - \bar{y}_t) + u_t \quad (7)$$

$$0 < \beta_1 < 1, \beta_2 \leq 0, \alpha \geq 0$$

值得注意的是，本文限制(7)式等號右邊所有通貨膨脹率項 ($E_t \Delta p_{t+1}$, Δp_{t-1}) 的係數加

總為一，隱含長期菲力普曲線為垂直，即產出缺口與物價之間，就長期而言不存在抵換關係。

7. 貨幣政策行為方程式：具前瞻性的泰勒法則

就文獻上看，以往傳統總體經濟模型的設定中，一般均假設該國央行行為係外生決定，亦即與模型中的變數完全無關。這種假設雖可簡化分析，卻不符合各國中央銀行的實際操作情形。因為，央行貨幣政策之制定與執行，主要係根據貨幣當局對(過去、當前或未來)經濟金融情勢的研判而來，因此，央行的政策變數，亦應為與經濟模型有關的內生變數。

而如果要將一國央行的決策行為模型化，必須先假設其行為具有某種軌跡可循，例如係遵循某種貨幣政策法則(rule)，本文即假設我國中央銀行採取某種政策法則。在設定我國中央銀行的政策法則之前，首先必須決定央行的短期操作目標(operating target)為何，或者說，哪一個變數較能反映出央行的政策態勢(stance)?是價還是量?是金融業隔夜拆款利率還是準備貨幣?雖然我國央行對外宣稱，其係以準備貨幣作為貨幣政策的短期操作目標，惟由於近年來央行已逐漸重視短期利率的操控，因而在實際操作上，似乎有越來越重視價格變數的傾向。

固然，中央銀行釘住價或量，對於貨幣政策執行以及金融市場的穩定有不同的影響

(見William Poole, 1970)(註8)。所幸，單純就模型設定的角度而言，假設以價或量作為央行政策法則中的目標變數，並無太大的影響，因為，拆款利率與準備貨幣應有一穩定的對應關係，因此，以其中一種變數作為操作目標時，如有必要，只要再加入一條價與量的關係式，即可同時反應這兩種變數與其他經濟變數之間的運作，且不致大幅影響實證結果。

綜合上面的討論，在本文的模型設定中，係假設我國央行為採釘住價，即以短期利率作為操作目標。至於在模型中，央行使用的政策利率有二，即央行重貼現率以及金融業隔夜拆款利率。這兩種利率的性質有異，同時，在模型中所扮演的角色亦不相同，以下說明之。

先比較重貼現率以及金融業隔夜拆款利率的屬性。相較於隔夜拆款利率，央行對於重貼現率具有完全的控制能力，但由於重貼現率並非每日變動(相較於拆款利率而言)，係呈現階梯函數(step function)的情況，較無法反映央行經常性微調(fine-tuning)的貨幣政策操作方式。至於就隔夜拆款利率而言，雖然其經常變動，較為平滑，但由於其係由金融業拆款市場供需以及央行操作所共同決定，易言之，央行並無完全的控制能力。不過，就近幾年的情況來看，由於央行在發行定期存單(CD)或可轉讓定期存單(NCD)時，可透過申購利率之訂定，而影響金融業拆款利

率；此外，央行尚可透過公開市場操作，藉由調整銀行的準備部位，進而將拆款利率有效控制在理想的範圍之內。因此，央行對於隔夜拆款利率的控制能力應已較以往提高。

再者，重貼現率與金融業隔夜拆款利率在模型中所扮演的角色不同：金融業隔夜拆款利率是央行貨幣政策法則中的目標變數，為一內生變數。相對地，重貼現率則為一由央行訂定的外生變數，係反映央行寬鬆或緊縮的政策立場。

由於本文的主要目的之一是利用模型進行貨幣政策效果的模擬，為達此一目的，必須在央行的政策法則中，加入一外生的政策變數，即重貼現率，以進行貨幣政策效果模擬，此即為本文同時設定兩種政策利率的主要原因。

另外，在設定貨幣政策法則時，很重要的一點是，應該考慮預期因素對於央行決策行為的影響。由聖路易聯邦準備銀行總裁 William Poole (1999) 的一段話中，可以瞭解預期行為在貨幣政策決策中所扮演的角色是何等重要：

"We must address two critical issues in the process of designing a rule for monetary policy. First, the rule must take into account the fact that the individuals' regarding the Fed's future actions are an important determinant of economic outcomes. Second, the rule must be very explicit about the information the FOMC

uses to determine how to change the intended federal funds rate."

根據以上的說明，設定我國央行的行為方程式如下：

$$R_t^{CALL} = \mu_0 + 400 * E_t \Delta p_{t+1} + \mu_1 (400 * E_t \Delta p_{t+1} - \pi_{t+1}^*) + \mu_2 \Delta (E_t y_{t+1} - \bar{y}_{t+1}) + \mu_3 R_t^{CBC} + \eta_t \quad (8)$$

$$\mu_1 > 0, \mu_2 > 0, \mu_3 \geq 0$$

在(8)式中， R_t^{CALL} 為金融業隔夜拆款加權平均利率， R_t^{CBC} 為央行重貼現率。式(8)為一泰勒 (Taylor, 1993) 型式的貨幣政策法則，亦即，如果預期未來的物價上漲率高於其目標值 π_{t+1}^* 、以及(或)預期的未來產出缺口為正時(即 $E_t y_{t+1} > \bar{y}_{t+1}$)，貨幣當局將提高短期利率 R_t^{CALL} ，其中 μ_1 、 μ_2 分別為當物價上漲率及產出偏離目標值時，央行採取政策反應的權數，其值大小由實證資料決定。在本文中， π_{t+1}^* 係以行政院經建會訂定之各年消費者物價上漲率上限為代表。 η_t 為貨幣政策的隨機干擾項。

此外，與原始的 Taylor 法則不同的是，式(8)為一具有前瞻性的政策法則，在考慮貨幣政策效果具有時間落後 (time lag) 的情況下，央行將根據其對於未來物價上漲率及(或)總產出的預測，當即採取必要的升息或降息措施，其中即為貨幣政策的時間落後長度，國外文獻上，貨幣政策效果的時間落後約為一年半至兩年左右，在本文的季模型中設定 $i=6$ 。

8. 金融市場：利率的決定

本文的金融市場係由兩條方程式構成，即短期市場利率決定式、以及利率期限結構 (term structure of interest rates) 式。

在短期市場利率(R_t^{SR})決定式中，解釋變數包含對未來物價變動的預期($E_t \Delta p_{t+i}$)、前期項(R_{t-1}^{SR})、以及當期拆款利率 (R_t^{CALL})等變數。短期市場利率決定式設定如下：

$$R_t^{SR} = \theta_0 + \theta_1 E_t \Delta p_{t+i} + \theta_2 R_{t-1}^{SR} + \theta_3 R_t^{CALL} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\theta_1 \geq 0, \theta_2 \geq 0, \theta_3 \geq 0$$

第二條金融市場方程式為利率期限結構式。一般而言，影響消費及投資決策的是長期利率，因此，模型中應該有一條長期利率的決定式。根據利率期限結構理論中的流動性貼水理論 (liquidity premium theory)(註 9)，長期利率將等於未來 n 期預期短期利率的平均，並加上一流動性貼水 (liquidity premium)，以方程式表示如下：

$$R_t^{LR} = l_t + \gamma_1 R_t^{SR} + \gamma_2 R_{t+1}^{SR} + \dots + \gamma_n E_t R_{t+n-1}^{SR} + \omega_t \quad (10)$$

$$l_t > 0, 0 < \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n < 1, \sum \gamma = 1,$$

在(10)式中， R_t^{LR} 為長期名目利率， l_t 為 t 期時持有長期債票券之流動性貼水或期限貼水，到期期限越長， l_t 越大。

另外，值得一提的是，在一般的總體模型設定中，通常是以一條貨幣需求函數(或 LM 式)來代表貨幣或金融市場，例如下列的貨幣需求函數：

$$m_t - p_t = \varphi_0 + \varphi_1 y_t + \varphi_2 R_t + \eta_t$$

$$\varphi_1 > 0, \varphi_2 < 0$$

上式代表實質貨幣餘額需求為實質所得(代表交易規模)及持有貨幣的機會成本(例如其他金融資產的名目利率)的函數，其中 m_t 為名目貨幣總計數。由於本文在模型設定上，係直接以貨幣政策法則決定拆款利率，而拆款利率再影響市場短期利率，因此，貨幣需求式僅用於決定在某一利率水準(R_t)下，所對應的貨幣 m_t 的路徑。此外，模型中所有的內生變數，皆不需要考慮貨幣數量之多寡即可決定(見 McCallum, 2000)。再者，貨幣總計數與其他經濟變數之間的關係，亦非本文探討重點，因此，本文的作法是省略此一方程式，亦即，模型中並無貨幣此一變數。

(二) 台灣總體經濟金融模型方程式彙整

本文所建立的總體模型共包含 10 條方程式，即模型有 10 個內生變數，分別為：實質產出(y)、物價水準(p)、實質民間消費(c)、實質固定投資($ifix$)、實質輸出(ex)、實質輸入(im)、總實質金融性財富(w)、短期名目利率(R^{SR})、長期名目利率(R^{LR})、以及央行政策利率—金融業隔夜拆款利率(R^{CALL})等。茲將總體經濟金融計量模型方程式並列如下：

$$c_t = a_0 + a_1 (R_{t-1}^{LR} - 400 * E_{t-1} \Delta p_{t+1-i}) + a_2 E_t y_{t+1} + a_3 w_{t-j} + v_t \quad (1)$$

$$\Delta_4 w_t = b_0 + b_1 \Delta_4 w_{t-1} + b_2 (R_{t-i}^{LR} - 400 * E_{t-i} \Delta p_{t+1-i}) + b_3 \Delta_4 y_t + b_4 D9003_t + \tau_t \quad (2)$$

$$ifix_t = c_0 + c_1 (R_{t-i}^{LR} - 400 * E_{t-i} \Delta p_{t+1-i}) + c_2 E_t y_{t+1} + \delta_t \quad (3)$$

$$ex_t = d_0 + d_1 q_t + d_2 y_world_t + d_3 ex_{t-1} + \varphi \quad (4)$$

$$im_t = k_0 + k_1 q_t + k_2 y_t + k_3 E_t ex_{t+3} + k_4 im_{t-1} + \zeta_t \quad (5)$$

$$Y_t = C_t + IFIX_t + INV_t + G_t + EX_t - IM_t \quad (6)$$

$$\Delta p_t = \beta_0 + \beta_1 E_t \Delta p_{t+1} + (1 - \beta_1) \Delta p_{t-1} + \beta_2 \Delta q_{t+i} + \alpha E_t (y_{t+i} - \bar{y}_{t+i}) + u_t \quad (7)$$

$$R_t^{CALL} = \mu_0 + 400 * E_t \Delta p_{t+1} + \mu_1 (400 * E_t \Delta p_{t+i} - \pi_{t+i}^*) + \mu_2 (E_t y_{t+i} - \bar{y}_{t+i}) \quad (8)$$

$$R_t^{SR} = \theta_0 + \theta_1 E_t \Delta p_{t+i} * 400 + \theta_2 R_{t-1}^{SR} + \theta_3 R_t^{CALL} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$R_t^{LR} = l_t + \gamma_1 R_t^{SR} + \gamma_2 E_t R_{t+1}^{SR} + \dots + \gamma_n E_t R_{t+n-1}^{SR} + \omega_t \quad (10)$$

(三) 貨幣政策傳遞管道

在上述總體模型中，聯結政策利率 R_t^{CBC} 、 R_t^{CALL} 與總產出 y_t 、物價 p_t 等變數之間的貨幣政策傳遞機能，係透過以下幾個不同的管道進行傳遞 (註 10)：

(1) 利率管道：首先，央行貨幣政策的變動，將影響短、長期名目利率及實質利率(假

設短期內物價具有某種程度的僵固性)。由於實質利率代表資金成本，故其變動將影響民間消費與投資，即影響總產出，總產出再影響物價上漲率。

(2) 財富管道：主要係以 Ando and Modigliani (1963) 的終生消費循環理論 (life-cycle model of consumption) 為基礎，即家計部門的財富係決定消費支出的重要因素。而財富管道之發揮，主要透過利率與資產價格的關係，即利率下降，將提高金融性資產(如股票、債券、房地產等)的現值，增加家計部門可用的資源，並造成消費支出的提高 (註 11)。

(3) 預期心理管道：貨幣政策影響大眾對未來總產出及物價上漲率的預期 ($E_t y_{t+i}$, $E_t \Delta p_{t+i}$, $i=1, 2, \dots, n$)，進而影響當前總產出及物價上漲率。

四、模型估計與檢定

(一) 估計 (註 12)

由於本模型的右手邊變數，除了前定變數 (predetermined variables) 與外生變數之外，尚包含內生變數，為避免解釋變數與干擾項之間有相關，造成利用普通最小平方方法 (OLS) 估計的結果產生偏誤 (biased) 及不一致性 (inconsistent)，本文採用一般化動差法 (generalized method of moments, GMM) 進行估計，以減輕異質變異數 (heteroskedasticity)

以及自我相關 (autocorrelation) 的問題 (註 13)。在進行 GMM 估計時，工具變數 (instrumental variables) 包含方程式中的常數項，前定變數，以及外生變數。我們設定模型中所有的方程式均適用同一組工具變數 (註 14)。估計樣本期間為 1982 年第一季至 2003 年第二季。有關模型中變數的定義與進行實證估計所使用的時間數列資料列於文後附錄中。

在理性預期的假設下，將模型中的 $E_t y_{t+i}$ ， $E_t \Delta p_{t+j}$ ， $E_t ex_{t+k}$ 及 $E_t R_{t+l}$ ，分別以 y_{t+i} ， Δp_{t+j} ， ex_{t+k} 及 R_{t+l} 代入後進行估計。此外，在每條式中並加入三個季節虛擬變數 (S1,S2,S3) (註 15)，結果如下：

$$\begin{aligned} \hat{c}_t = & -2.05^{***} - 0.004^{***} (R_{t-3}^{LR} - 400 * E_{t-3} \Delta p_{t-2}) \\ & (-14.04) \quad (-5.47) \\ & + 1.07^{***} E_t y_{t+1} + 0.03^{**} w_{t-2} \\ & (43.28) \quad (2.21) \\ & + 0.14^{***} S1_t + 0.13^{***} S3_t \\ & (11.61) \quad (12.74) \\ \bar{R}^2 = & 0.9891, \text{ D.W.} = 1.75 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta_4 \hat{w}_t = & 0.008 + 0.78^{***} \Delta_4 w_{t-1} - 0.005^{**} (R_{t-5}^{LR} \\ & (0.63) \quad (26.92) \quad (-2.36) \\ & - 400 * E_{t-5} \Delta p_{t-4}) + 1.04^{***} \Delta_4 y_t - 0.55^{***} D9003_t \\ & (4.27) \quad (-4.67) \\ \bar{R}^2 = & 0.7174, \text{ D.W.} = 2.10 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} ifi \hat{x}_t = & -3.76^{***} - 0.01^{**} (R_{t-4}^{LR} - 400 * E_{t-4} \\ & (-7.47) \quad (-2.08) \\ & \Delta p_{t-3}) + 1.18^{***} E_t y_{t+1} - 0.48^{***} S1_t \\ & (39.02) \quad (-4.92) \\ & - 0.27^{***} S2_t - 0.23^{***} S3_t \\ & (-3.35) \quad (-3.32) \\ \bar{R}^2 = & 0.9241, \text{ D.W.} = 0.86 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} e \hat{x}_t = & -1.24^{***} - 0.35^{***} q_t + 0.69^{***} y \\ & (-4.39) \quad (-10.55) \quad (17.36) \\ & - world_t + 0.45^{***} ex_{t-1} - 0.10^{***} S1_t \\ & (15.23) \quad (-7.84) \\ \bar{R}^2 = & 0.9889, \text{ D.W.} = 1.74 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} i \hat{m}_t = & -5.11^{***} + 0.40^{***} q_t + 0.52^{***} y_t + 0.13^{***} \\ & (-6.78) \quad (7.42) \quad (4.92) \quad (2.67) \\ & E_t ex_{t+3} + 0.56^{***} im_{t-1} + 0.09^{***} S2_t \\ & (9.75) \quad (7.84) \\ \bar{R}^2 = & 0.9905, \text{ D.W.} = 2.25 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta \hat{p}_t = & 0.004 + 0.82^{***} E_t \Delta p_{t+1} + (1 - 0.82) \Delta p_{t-1} \\ & (0.62) \quad (17.97) \\ & - 0.05^{**} \Delta q_{t-3} + 0.24^{***} E_t (y_{t+1} - \bar{y}_{t+1}) \\ & (-2.34) \quad (5.79) \\ \bar{R}^2 = & -0.5881^{16}, \text{ D.W.} = 2.73 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{R}_t^{CALL} = & 1.59 + 400 * E_t \Delta p_{t+1} + 0.30^{***} (400 * E_t \Delta \\ & (1.61) \quad (2.80) \\ & p_{t+6} - \pi_{t+6}^*) + 1.03^{***} (E_t y_{t+6} - \bar{y}_{t+6}) + 0.46^{***} R_t^{CBC} \\ & (5.97) \quad (2.83) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = -4.3622^{17}, \text{ D.W.} = 1.84$$

$$\begin{aligned} \hat{R}_t^{SR} = & -0.36^{***} + 0.01 E_t \Delta p_{t+2} * 400 \\ & (-5.87) \quad (1.09) \\ & + 0.23^{***} R_{t-1}^{SR} + 0.86^{***} R_t^{CALL} \\ & (14.59) \quad (46.41) \\ \bar{R}^2 = & 0.9583, \text{ D.W.} = 1.08 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \hat{R}_t^{LR} = & 2.66^{***} + 0.41^{***} R_t^{SR} + 0.23 E_t R_{t+2}^{SR} \\ & (50.32) \quad (5.48) \quad (1.61) \\ & + (1 - 0.41 - 0.23) E_t R_{t+3}^{SR} \\ \bar{R}^2 = & 0.1549, \text{ D.W.} = 0.37 \end{aligned}$$

在上述的模型估計結果中， $\hat{\cdot}$ 代表變數之估計值，係數下方括弧內的數字代表 t 值，係數右上方 $***$ ， $**$ ，及 $*$ 等符號分別表示在顯著水準 1%，5%，及 10% 之下，估計係數檢定結果與零有顯著差異。觀察估計結果可知，各估計係數的符號均與理論預期相符，僅有部分變數的係數估計檢定結果不顯著，因此，整體而言，估計結果大致可以接受。

(二) 係數檢定

本小節擬利用 Wald 係數檢定方法，檢定模型方程式中，若干與預期有關變數之估計係數的限制條件是否成立：

1. a_2 ：若消費函數不具有前瞻的 (forward-looking) 特性，則(1)式中的 $a_2 = 0$ 。

2. c_2 ：若投資函數不具有前瞻性，則(3)式中的 $c_2 = 0$ 。

3. β_1 ：就總供給面來看，(7)式中的 β_1 值若介於 0 與 1 之間，表示工資契約的訂定 (contracting) 具有前瞻性；如果 β_1 值設定為 1，表示(7)式的物價設定是完全具有前瞻性的。

茲將檢定結果列於表一。檢定結果與經

濟直覺一致，亦即，不管是家計單位的消費行為，或是廠商的投資決策，未來景氣的動向是他們的重要考慮因素之一；至於當期通

貨膨脹率則具有部份前瞻性，即部份受到對未來通膨率預期的影響。

表一 預期項的係數檢定

方程式	虛無假設	檢定統計量	自由度	機率值	檢定結果
(1)	$\hat{a}_2 = 0$	$\chi^2 = 1873$	1	0.000	在 5%之顯著水準下，拒絕 $\hat{a}_2 = 0$ 之虛無假設，表示消費函數具有前瞻性。
(3)	$\hat{c}_2 = 0$	$\chi^2 = 1522$	1	0.000	在 5%之顯著水準下，拒絕 $\hat{c}_2 = 0$ 之虛無假設，表示投資函數具有前瞻性。
(7)	$\hat{\beta}_1 = 0$	$\chi^2 = 323$	1	0.000	在 5%之顯著水準下，拒絕 $\hat{\beta}_1 = 0$ 之虛無假設，表示通膨具有前瞻性。
	$\hat{\beta}_1 = 1$	$\chi^2 = 14.61$	1	0.0001	在 5%之顯著水準下，拒絕 $\hat{\beta}_1 = 1$ 之虛無假設，表示通膨不具有完全前瞻性。

五、貨幣政策效果模擬

當總體經濟計量模型的結構方程式與定義式設定完成，且各行為方程式的係數參數值也已經估計確定時，即可以進行模型內生變數值的求解(或稱模擬)。一般而言，模型模擬的方法有二，即隨機模擬 (stochastic simulation) 與確定式模擬 (deterministic simulation)。所謂隨機模擬是指，衡量模型內生變數(如總產出、物價等)對隨機衝擊的反應，例如，給定一個正的 1%需求面衝擊(即消費、投資、輸出等函數的隨機干擾項之變動)，利用蒙地卡羅 (Monte Carlo) 多次(如 500 或 1000 次)重覆計算，以觀察內生變數的平均變動情形。由於就本文模擬貨幣政策效果的目的而言，實務上，確定式模擬較具政策參考價

值，此外，當模型必須「向前解」(forward solution)時(如本文之模型)，即無法同時進行模型的隨機模擬，因此，以下本文採取確定式模擬的方式。

政策模擬的分析程序如下：

(1) 求算基準解 (baseline solution)：利用 Gauss-Seidel 方法求解。

(2) 改變政策變數值(本文為央行重貼現率)，並代入模型重新求解：例如，假設 1995 年第 1 季央行調降重貼現率 1 個百分點，然後重新進行模型求解。

(3) 比較新解與基準解中重要內生變數的差異，以衡量該政策變動的效果。例如，延續(2)中的例子，並比較 1995:1 至 2001:4 期間

重要總體經濟變數的變動情況(註 18)。

在進行動態理性預期模型的求解之前，首先在下面的第一節說明模型的求解過程。

(一) 含非預期變數之模型求解方法

所謂模型求解指的是計算出樣本期間每一期內生變數的數值。就動態理性預期模型的求解而言，有一點值得特別說明，即如果內生變數的預期值已知，則可直接利用 Gauss-Seidel 反覆運算法解出第期的內生變數值。但如果內生變數的預期值沒有事前給定，則求解的過程係從一組任意給定的預期變數起始值開始，然後經過一連串的反覆運算過程，最後收斂至一個與模型預測值相同的路徑上為止。

以下簡單說明當方程式右手邊變數包含內生變數的未來值時，應如何求解(見 Fair, 1984)。假設模型方程式如下：

$$f_i(y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}, E_{t-1}y_t, E_{t-1}y_{t+1}, \dots, E_{t-1}y_{t+h}, x_t, \alpha_i) = u_{it} \\ i=1, \dots, n, t=1, \dots, T$$

其中 f_i 代表模型的第 i 條方程式， y 為 n 維的內生變數向量， x 為外生變數向量， α_i 為未知係數向量， u_{it} 為誤差項。

求解過程可由以下五個步驟加以描述：

1. 令預期值等於 $E_{s-1}y_{s+r}$ ， g_r ， $r=0, 1, \dots, k+2h$ ， k 為選定的整數。為敘述方便起見，將這些起始值稱為 $e_r(1, k)$ ， $r=0, 1, \dots, k+2h$ ；而在其後的反覆運算中得到的值則稱為 $e_r(i, k)$ ， $i > 1$ 。

2. 假設模型的干擾項等於其期望值(通常為 0)，將 $E_{s-1}y_{s+r}$ 以 $e_r(i, k)$ 代入，並利用動

態方式解出 y_{s+r} ， $r=0, 1, \dots, k+h$ 如此可得到一組新的 y 預期值： $E_{s-1}y_{s+r}$ ， $r=0, 1, \dots, k+h$ 。將這些新的猜測值(guesses)稱為 $e_r(i+1, k)$ ， $r=0, 1, \dots, k+h$ 。

3. 計算每一期每個預期變數的本次猜測值與上次猜測值之間差異的絕對值，亦即，計算 $e_r(i+1, k)$ 與 $e_r(i, k)$ 兩向量中，每一個相對應組成份子的差異絕對值， $r=0, 1, \dots, k+h$ 。如果有任何一個組成份子的差異不小於一個事前給定的容忍水準(亦即，如果沒有達到收斂)，則將 i 增加 1，並回到步驟 2。如果達成收斂，則接續步驟 4。

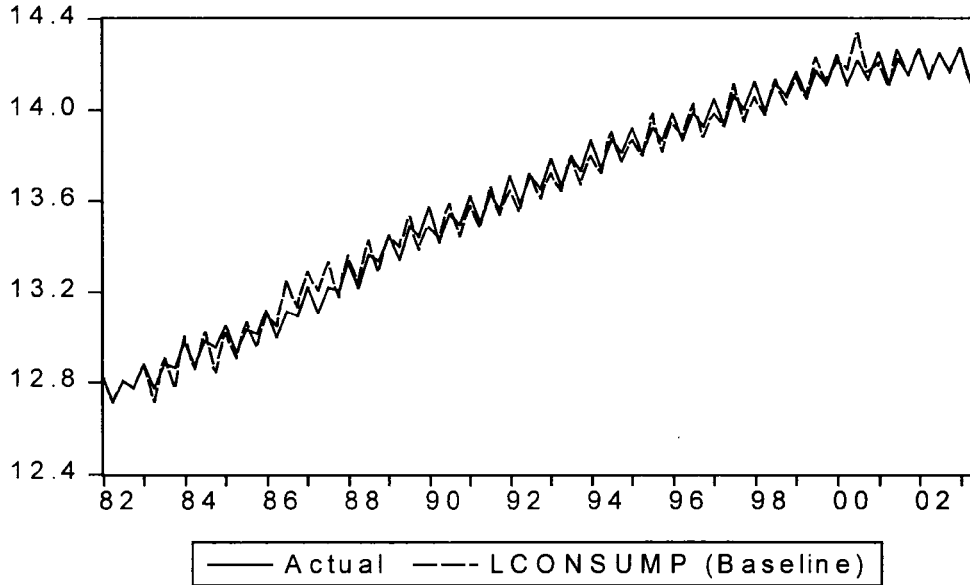
4. 重覆步驟 1 至 3，並以 $k+1$ 取代 k ，計算 $e_r(k+1)$ 與 $e_r(k)$ 兩向量中，每一個相對應成份的差異絕對值， $r=0, 1, \dots, h$ 。如果任一差異不小於 δ ，則將 k 增加 1，並重覆步驟 1 至 4。如果達成收斂，則接續步驟 5。

5. 以 e_r 代入 $E_{s-1}y_{s+r}$ ， $r=0, 1, \dots, k+h$ ，以及利用 x_t 的實際值，解出 s 期的內生變數值。如此可以得到一組最後的解值，稱為 \hat{y}_s ，並完成含有預期變數的模型求解。

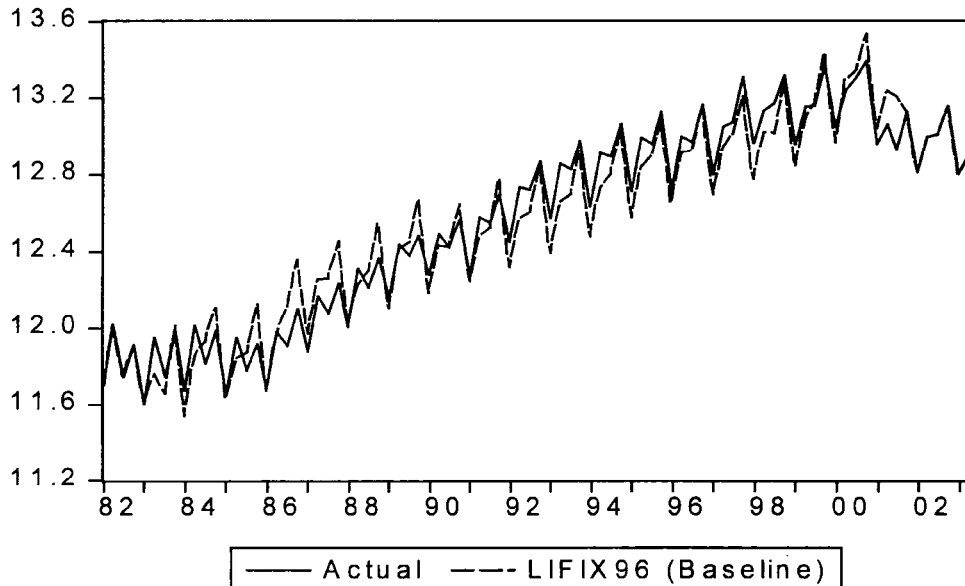
(二) 調整利率與新台幣價值之模擬

本文係採取動態求解(dynamic solution)的模擬方法(註 19)。在進行政策效果模擬之前，首先比較主要內生變數的模型解值以及其實際的歷史資料，以初步判斷模型的表現，見圖一(a)至圖一(d)。由圖形可知，本文所建立的模型，大致能捕捉主要內生變數的實際走向，亦即模型的表現尚佳。

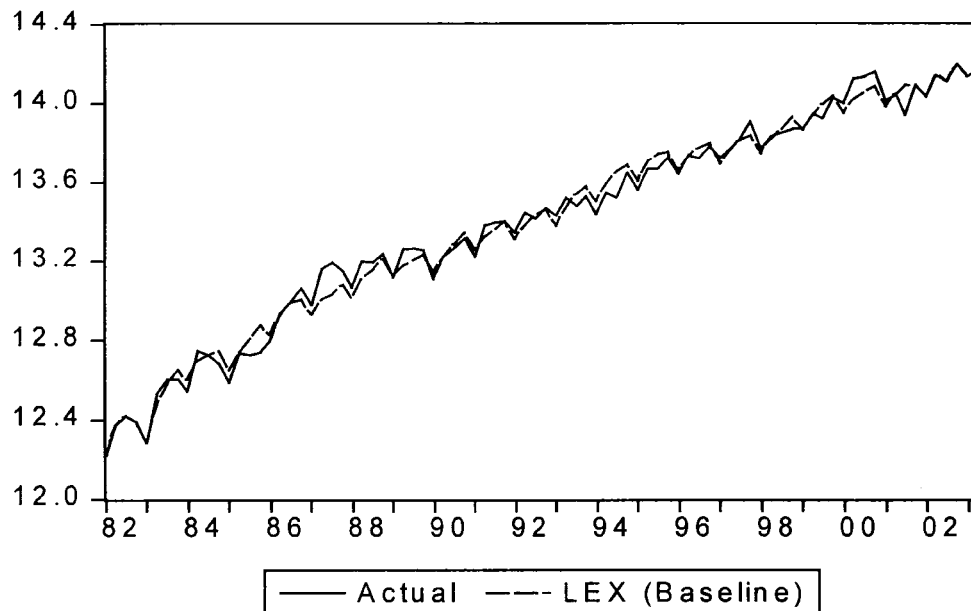
圖一(a) 民間消費(取對數後)：實際值 v.s. 模型解值



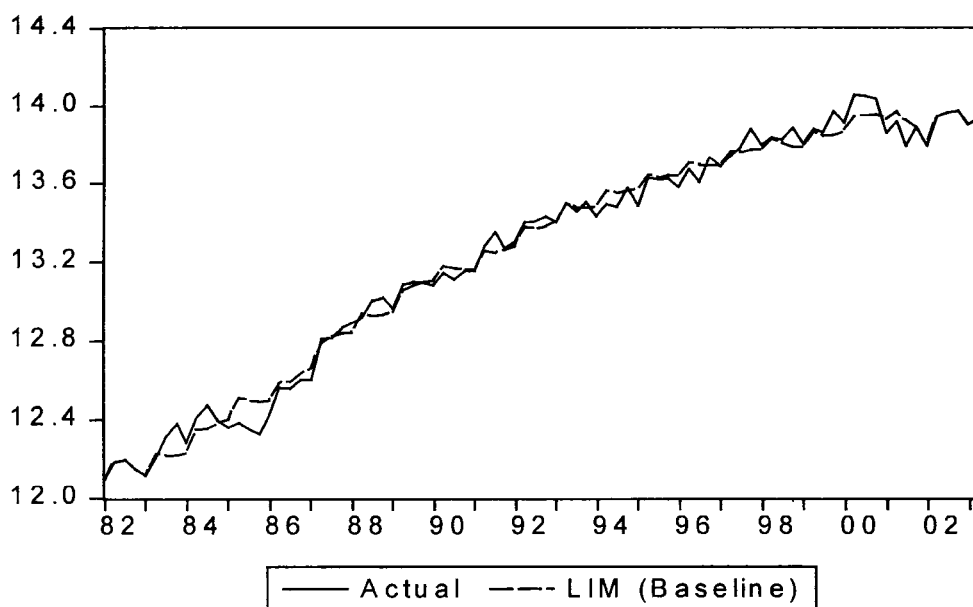
圖一(b) 固定投資(取對數後)：實際值 v.s. 模型解值



圖一(c) 輸出(取對數後)：實際值 v.s. 模型解值



圖一(d) 輸入(取對數後)：實際值 v.s. 模型解值



接下來即進行調降重貼現率的政策效果模擬。首先選取某一季並假設其為政策實施的時點(以下模擬將以 1995 年第一季為例)，在該季重貼現率較實際值下調一個百分點，然後再比政策變動後，新的總產出與物價模擬值與基準解值 (baseline value) 之間的差

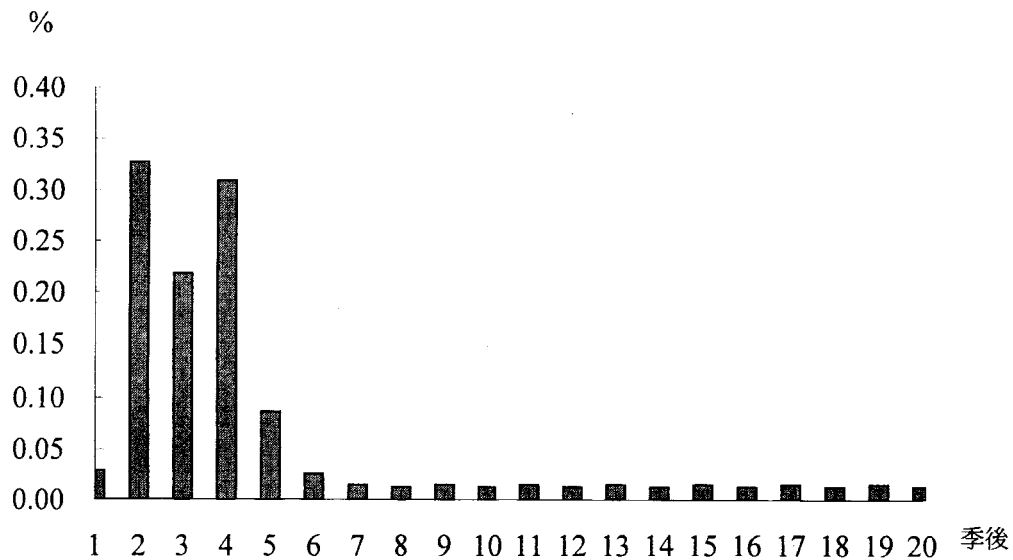
異，此即為政策利率暫時性(或一次即止，once and for all) 調降一個百分點的效果。

茲將模擬結果列於表二、三及圖二、三，其中數值均指實質 GDP 或物價水準模擬值相對於基準線值(即未降息)的差異幅度。

表二 調降重貼現率一個百分點對於總產出的影響：
模擬值與基準線的差異

單位：%							
期數	1 季	2 季	3 季	4 季	5 季	6 季	7 季
效果	0.029	0.326	0.219	0.308	0.087	0.026	0.014
期數	8 季	9 季	10 季	11 季	12 季	13 季	14 季
效果	0.013	0.014	0.013	0.014	0.013	0.015	0.013
期數	15 季	16 季	17 季	18 季	19 季	20 季	
效果	0.014	0.013	0.015	0.013	0.014	0.013	

圖二 調降重貼現率一個百分點對於總產出的影響：
模擬值與基準線的差異

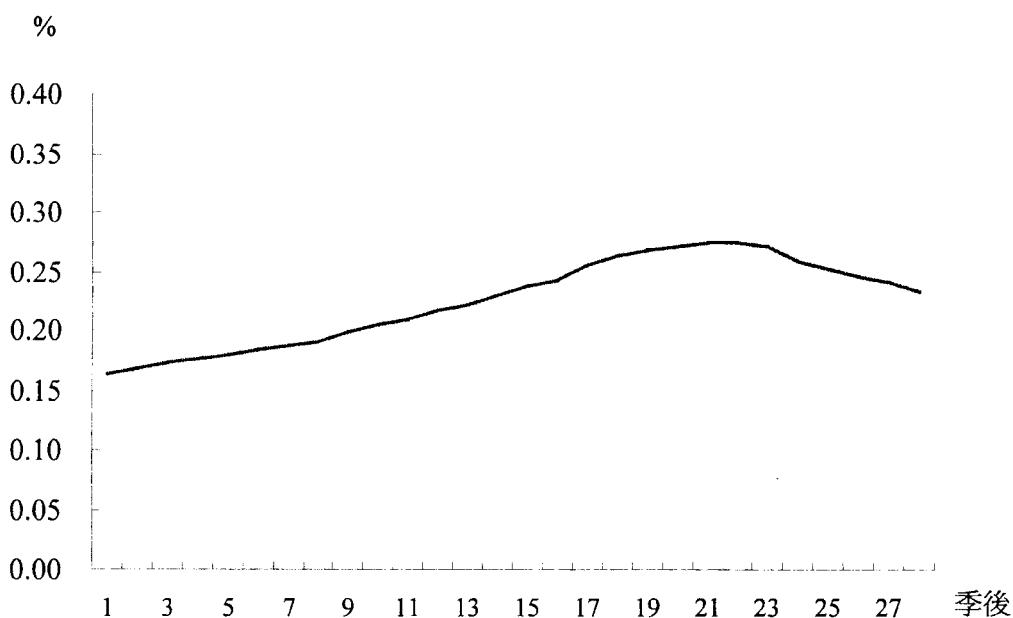


表三 調降重貼現率一個百分點對於物價的影響：
模擬值與基準線的差異

單位：%

期數	1季	2季	3季	4季	5季	6季	7季
效果	0.164	0.168	0.172	0.176	0.180	0.184	0.187
期數	8季	9季	10季	11季	12季	13季	14季
效果	0.191	0.198	0.205	0.210	0.218	0.223	0.230
期數	15季	16季	17季	18季	19季	20季	21季
效果	0.238	0.244	0.255	0.263	0.269	0.271	0.274
期數	22季	23季	24季	25季	26季	27季	28季
效果	0.274	0.271	0.259	0.253	0.247	0.241	0.234

圖三 調降重貼現率一個百分點對於物價的影響：
模擬值與基準線的差異



此外，如前所述，凡小型開放經濟國家之經濟金融表現皆受到匯率變動之影響甚鉅，因此，貨幣當局也關心本國幣值升降對於重要總體經濟變數之影響。因此，我們也利用前面所建立的模型，模擬新台幣相對美

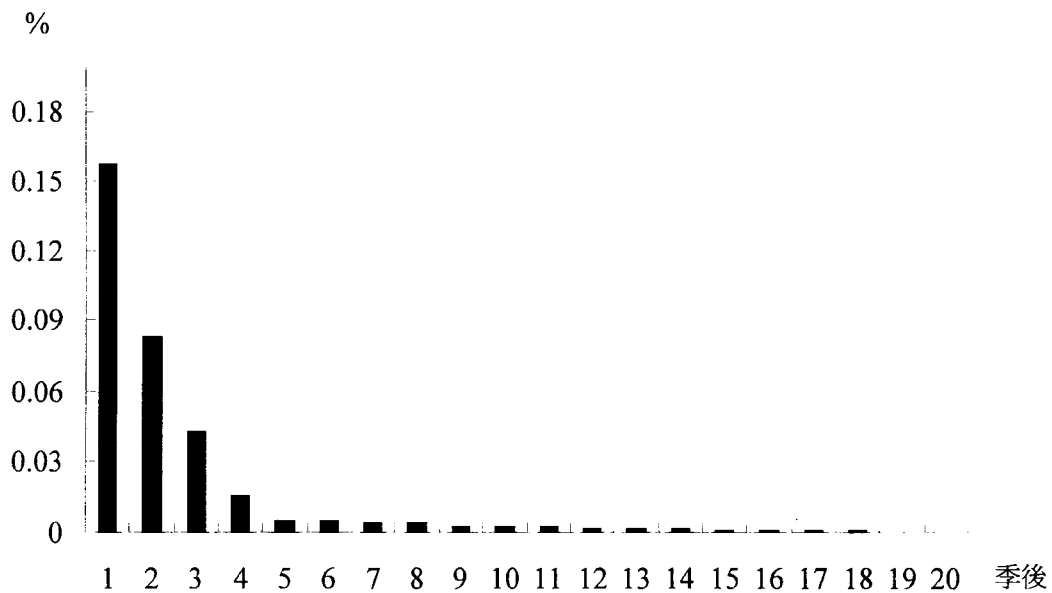
元匯率暫時性貶值 5 角(相當於貶值 1.87%) (註 20)，對於產出及物價水準的影響效果為何。匯率變動的模擬結果列於表四、五及圖四、五(註 21)。

表四 新台幣兌美元貶值 5 角對於總產出的影響：
模擬值與基準線的差異

單位：%

期數	1 季	2 季	3 季	4 季	5 季	6 季	7 季
效果	0.157	0.083	0.043	0.016	0.005	0.005	0.004
期數	8 季	9 季	10 季	11 季	12 季	13 季	14 季
效果	0.004	0.003	0.003	0.003	0.001	0.001	0.001
期數	15 季	16 季	17 季	18 季	19 季	20 季	
效果	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	0.000	

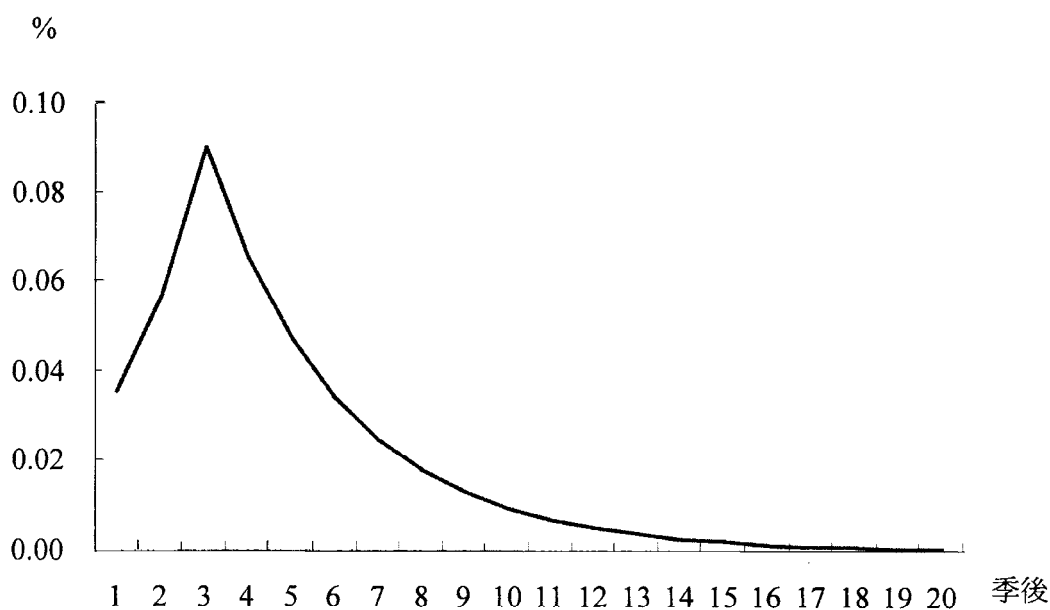
圖四 新台幣兌美元貶值 5 角對於總產出的影響：
模擬值與基準線的差異



表五 新台幣兌美元貶值 5 角對於物價的影響：
模擬值與基準線的差異

單位：%							
期數	1 季	2 季	3 季	4 季	5 季	6 季	7 季
效果	0.036	0.056	0.090	0.065	0.047	0.034	0.025
期數	8 季	9 季	10 季	11 季	12 季	13 季	14 季
效果	0.018	0.013	0.010	0.007	0.005	0.004	0.003
期數	15 季	16 季	17 季	18 季	19 季	20 季	
效果	0.002	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	

圖五 新台幣兌美元貶值 5 角對於物價的影響：
模擬值與基準線的差異



由以上的模擬結果可知：

1. 央行暫時性調降重貼現率 1 個百分點，於 2 季後總產出效果達於最大，約使實質 GDP 相對於模型的基準線值提高 0.33%，惟影響效果在第 6 季後快速下降，顯示此種暫時性貨幣政策對總產出亦僅有暫時性效果

(transitory effect)。至於對國內物價的影響，起初 CPI 將緩慢上升，並於第 21 季後影響效果達於最大，此時 CPI 較基準線值上升 0.27%，其後影響效果開始下降。

2. 新台幣對美元暫時性貶值 5 角(相當於貶值 1.87%)，於第 1 季後產出效果達於最

大，約使實質 GDP 提高 0.16%，但衝擊效果於第 5 季時急速下降，此後並逐漸消失。至於對國內物價的影響，新台幣貶值後，起初 CPI 將快速上升，並於第 3 季影響效果達於最大，此時 CPI 上升 0.09%，此後效果即快速遞減，並逐漸消失。也就是說，新台幣貶值對實質 GDP 與物價水準的影響效果均屬暫時性(註 22)。

(三) 解讀模擬結果應注意之處

在解讀本文貨幣政策效果的模擬結果時，有兩點值得注意的地方：

第一，本文模型中各方程式的係數值，是根據 1982 年第一季至 2003 年第二季的資料估計而來，因此，模擬結果代表的是這段期間的平均政策效果。由於經濟環境與金融結構的變化速度日益加快，當前的總體經濟金融環境與二十年以來的情況已不可同日而語。在解讀模型的模擬結果—特別是模擬數值的絕對大小—時，應該先具有這樣的體認。比較恰當的作法是，除參考模擬數值之

外，尚應輔以當前及未來經濟金融情勢的最新變化與發展情況，方能降低資料使用者誤判的機率。

第二，在利用實證方式衡量貨幣政策傳遞效果時，經常會發生 *simultaneity* 的問題。即通常當景氣過熱時，中央銀行將傾向於採行緊縮性的貨幣政策，反之，在景氣低迷時採取擴張性貨幣政策。這種內生性的反景氣循環政策即為造成政策效果認定困難的主因。其所導致的可能情況是，當我們觀察相關資料時，將發現經濟景氣變動與政策利率的變動是同向的，而這種結果並不表示提高利率具有刺激景氣的效果，而是反映中央銀行在面對景氣過熱時，會採取提高利率的措施。為避免發生這種因 *simultaneity* 而導致的政策效果與理論預期反向的情形，模型中相關行為方程式，如消費、投資等函數中的政策利率可以利用落後項的方式處理(見 *Kuttner and Mosser, 2002*)，而本文即採用此種處理方式。

六、結 語

主要國家的中央銀行，大部份均利用總體經濟金融結構模型，進行貨幣政策效果的模擬，以作為貨幣政策決策的參考。本文考量我國小型開放經濟的特性，利用新興凱因斯學派(New Keynesian)的動態一般均衡架構，揉合新興古典學派(New Classical)的理性預期主張，並納入泰勒法則，建立一個

台灣小型總體經濟金融季模型，並就政策利率調整與匯率變動效果進行模擬，以作為貨幣政策決策的參考。

有關貨幣政策傳遞效果的實證估計，受到各國經濟金融結構、模型設定、以及估計方法不同等之影響，因此，各國央行或國內、外學者的實證研究結果差異甚大(註

23)。從本文的研究結果可以發現：重貼現率暫時性的變動對實質 GDP 僅有暫時性的影響效果，對國內物價水準的影響則延續較久的時間。至於新台幣匯率暫時性變動對實質 GDP 與國內物價的影響則均屬暫時性。因

此，當中央銀行面對經濟成長與物價穩定抉擇的兩難時，該如何決定採行何種貨幣政策工具、以及政策變動幅度應該多大時，本文或可提供一些參考。

附錄：模型變數定義與實證資料彙總

變數名稱	定義	實證資料
y_t	總產出	實質國內生產毛額(1996年價格)
\bar{y}_t	自然失業率下的總產出	實質國內生產毛額經 HP 過濾器 (Hodrick-Prescott filter) 平滑後的數列
c_t	民間消費	實質民間消費支出(1996年價格)
w_t	總金融財富	以股票總市值、全體金融機構企業及個人存款、以及流通在外債券總值之和代表*
$ifix_t$	固定投資	實質固定資本形成毛額(1996年價格)
INV_t	存貨變動	實質存貨變動(1996年價格)
G_t	政府消費	實質政府消費支出(1996年價格)
ex_t	輸出	實質輸出(1996年價格)
im_t	輸入	實質輸入(1996年價格)
q_t	實質有效匯率指數	台幣對 15 個貿易對手國通貨的實質有效匯率指數(以進出口值為權重, 2001 年=100)
y_world_t	世界總所得	以我國的前三大出口國(美國、香港大陸、日本)之實質 GDP(均轉換為以美元表示)加權而得, 權重為我國 1996 年對該國出口之個別比重
P_t	國內一般物價水準	消費者物價指數(2001 年=100)
R_t^{LR}	長期名目利率	本國一般銀行放款加權平均利率**
R_t^{SR}	短期名目利率	商業本票 31-90 天期次級市場利率
R_t^{CALL}	內生政策利率	金融業隔夜拆款加權平均利率
R_t^{CBC}	外生政策利率	央行重貼現率

* 本文以總面值替代總市值作為債券總值之代表，原因在於我國債券市場各種債券之市值資料闕如。此外，債券總值包含公債以及公司債發行餘額之和。

**由於我國中央政府公債次級市場利率的時間序列均始於 1990 年以後，為配合本文之樣本期間，故改以期間較長之本國一般銀行放款加權平均利率替代。

附 註

- (註 1) 2000 年第四季我國經濟成長率為 3.86%，前一年(1999 年)經濟成長率為 5.42%。
- (註 2) William Poole (2001) 對理性預期的詮釋是：“...market outcomes have characteristics as if economic agents are acting on the basis of the correct model of how the world works and that they use all available information in deciding on their actions.”
- (註 3) 方程式中的利率及財富等變數係設定為落後項，理由見本文第五節第(三)小節的說明。
- (註 4) 如果在一條行為方程式中，等號左手邊變數的當期值是模型內生變數未來預期值的函數時，則此條方程式即為具「前瞻性」。
- (註 5) 總財富原本應包含房地產總市值，惟此一資料闕如(主計處國富調查統計僅有年資料，且時間序列過短)，因此省略之。
- (註 6) 將匯率設定為外生的主要理由是，本文的模擬重點之一是台幣匯率變動對總體經濟的影響效果，至於是何種因素造成匯率變動(如央行干預或者是影響外匯供需的衝擊因素等)，則非本文探討的重點。而通常欲模擬某一變數變動的衝擊效果，通常以外生設定的方式較佳。
- (註 7) 欲將實質產出內生化，必須先將勞動數量之決定內生化，為求模型簡化，本文並不循此法。
- (註 8) 理論上，當中央銀行的操作目標為量(如銀行準備金)時，當金融市場的準備金需求面受到干擾，將造成短期利率大幅波動；當操作目標為價(如金融業隔夜拆款利率)時，則當金融市場的需求面受到干擾，將造成準備金數量大幅波動。
- (註 9) 有關利率期限結構的理論主要有三：預期理論 (Expectations Theory)、區隔市場理論 (Segmented Markets Theory)、以及流動性貼水理論，其中以流動性貼水理論較能解釋實際上觀察到的長、短期利率之間的關係(即殖利率的形狀)。此外，流動性貼水理論又稱為習性偏好理論 (Preferred Habitats Theory)，而流動性貼水又稱為期限貼水 (term premium)。
- (註 10) 本文並未考慮貨幣政策傳遞機能中的信用管道 (credit channel)，理由在於，信用管道包含銀行放款管道 (bank lending channel) 以及資產負債表管道 (balance sheet channel)，其中牽涉到銀行以及借款者的行為，亦即必須從個體面切入較佳。此外，信用管道的成立與否，又與銀行的規模、性質以及借款者的型態(如大公司或中小企業)有關。因此，以小型總體結構模型來探討並不適當。
- (註 11) 但另一方面，由於我國家庭部門的理財方式係以銀行存款為主(2001 年底我國家庭部門持有股權證券之比重為 35%，持有存款的比重則為 40%，見施燕、陳一端 (2003))，因此，調降利率是否將造成存款戶的利息所得下降，進而透過所得效果使得消費支出減少，值得進一步研究。
- (註 12) 另一種得出模型參數值的方法是利用校準 (calibration) 的方法。
- (註 13) 在進行 GMM 估計時，加權矩陣 (weighting matrix) A 係設定 $A = \Omega^{-1}$ ，其中 Ω 為估計樣本動差之共變異數矩陣。
- (註 14) 至於工具變數必須具有足夠的數目，以能夠認定模型參數為原則，但是，過多的工具變數，則將產生過度認定 (over-identification) 的問題，此一問題在小樣本時尤應注意。
- (註 15) 季節虛擬變數估計結果若不顯著則剔除。此外，若方程式中被解釋變數為季節差分型式，則不加入季節虛擬變數。
- (註 16) 當迴歸式中解釋變數的係數有限制時，如本式中的 Δq_{3t} 的係數，則 R^2 (或 \bar{R}_2) 可能為負。
- (註 17) 如註腳 16，在本式中， $400 * E_t \Delta p_{t-1}$ 的係數限制為 1，故造成 \bar{R}_2 為負。如將 $400 * E_t \Delta p_{t-1}$ 項移至等號左邊以後再進行估計，則係數估計值不變，但 \bar{R}_2 將變成 0.1754。
- (註 18) 由於在央行行為方程式(8)式中，有向前 6 期的預期項，因此，模型只能解至 2001 年第 4 季(樣本資料至 2003 年第 2 季)。
- (註 19) 所謂「動態解」係指，在模擬時點之前(within sample)，方程式解釋變數中内生變數的落後項，係以實際歷史資料代入，而模擬時點之後(outside sample)，則以模型計算值代入。
- (註 20) 新台幣貶值 5 角之貶值幅度計算方法為：
$$\frac{\frac{1}{26.71} - \frac{1}{26.21}}{\frac{1}{26.21}} \times 100\% = -1.87\%$$
，其中 26.21 為 1995 年第一季新台幣兌美元

之銀行間收盤匯率季平均值。

- (註 21) 由於模型中使用的匯率變數係實質有效匯率指數，因此，欲模擬新台幣兌美元名目匯率貶值的效果，我們先經由計算得知，1995 年第一季新台幣兌美元貶值 5 角，並假設新台幣對其他國家貨幣之匯率、以及各國物價水準不變時，相當於實質有效匯率指數下降 1.96%。
- (註 22) 在模擬匯率變動效果時，係假設當新台幣兌美元匯率變動時，其他主要國家(共有 14 國)對美元的匯率維持不變。惟觀察實際資料，我國與臨近國家(如日、韓、新加坡等)的匯率變動通常具有同向變動，即同升同貶的情形，因此，當我國貨幣貶值時，如果其他與我國在國際市場上互相競爭的國家之貨幣亦貶值，將降低匯率貶值對出口以及產出的影響效果。
- (註 23) 英格蘭銀行利用 2000 年總體經濟計量模型，模擬短期利率變動的效果為，政策變動經過四季以後，對於實質 GDP 的影響最大；在九季以後對於通貨膨脹率的影響最大。此與本文的模擬結果相近。

參考文獻

- 施燕，陳一端(2003)，從多元化金融體系之發展看企業籌資與家庭理財方式的轉變，中央銀行季刊，25 卷 4 期，頁 23-29。
- 侯德潛，田慧琦(2000)，通貨膨脹預期與泰勒法則—台灣地區實證分析，中央銀行季刊，22 卷 3 期，頁 21-48。
- Ando, A. and F. Modigliani (1963), "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests," *American Economic Review*, 53, No. 1, 55-84.
- Bank of England (1999), *Economic Models at the Bank of England*.
- Fair, Ray C. (1984), *Specification, Estimation, and Analysis of Macroeconometric Models*, Harvard University Press.
- Gordon, Robert J. (2003), *Macroeconomics*, 9th ed., Addison Wesley.
- Kuttner, K.N. and P.C. Mosser (2002), "The Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions," *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, May, Vol. 8, No. 1, 15-26.
- McCallum, B.T. and Nelson, E. (1999), "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis," *Journal of Money, Credit and Banking*, 31:3 (Part 1), August, 296-316.
- McCallum, B. T. (2000), "Role of the Minimal State Variable Criterion in Rational Expectations Models," in Isard, P., A. Razin, and A.K. Rose, eds., *International Finance and Financial Crises: Essays in Honor of Robert P. Flood*, New York: Kluwer Academic Publishers.
- Poole, William (1970), "Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model," *Quarterly Journal of Economics* 84, May, 197-216.
- Poole, William (1999), "Monetary Policy Rules?" *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, March/April, 3-12.
- Poole, William (2001), "Expectations," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, March/April, 1-10.
- Taylor, John B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 195-214.