

行政院及所屬各機關出國報告書
(出國類別：其他)

參加瑞士央行基金會舉辦之「貨幣理
論與政策」研習課程出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：蕭宇翔/經濟研究處四等專員

派赴國家：瑞士

出國期間：107年5月13日至6月2日

報告日期：107年8月

目 錄

壹、前言.....	1
貳、動態新凱恩斯模型及貨幣政策衝擊的影響.....	2
一、家計單位.....	2
二、廠商.....	4
三、均衡條件.....	7
四、不同貨幣政策法下的動態均衡.....	11
參、實證上認定貨幣政策衝擊與估計貨幣政策影響.....	18
一、認定貨幣政策衝擊的方法.....	19
二、估計衝擊反應函數的計量方法.....	25
三、台灣貨幣政策衝擊的實證分析.....	28
肆、心得與建議.....	37
參考文獻.....	38

壹、前言

職奉 准於民國 107 年 5 月 13 日至 6 月 2 日參加瑞士央行基金會 (Foundation of Swiss National Bank) 格岑塞訓練中心 (Study Center Gerzensee) 舉辦之「貨幣理論與政策」(Monetary Theory and Policy) 研習課程。

本次研習課程為期 3 週。本次研習參加學員共 24 人，除本行外，另包括加拿大、美國、墨西哥、德國、奧地利、捷克、俄羅斯、白俄羅斯、南韓、菲律賓、泰國、柬埔寨、印度、尼泊爾、孟加拉、伊拉克、科威特、土耳其、南非、尚比亞、史瓦濟蘭、剛果、烏干達等 23 國中央銀行之代表。

課程內容涵蓋動態隨機一般均衡模型 (Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, DSGE 模型)、時間序列模型及貨幣政策實務分析；學員亦至瑞士央行參訪，瞭解其貨幣政策架構與政策分析工具。課程中除講授理論模型與計量模型外，亦安排學員實際操作計量軟體 (包括 Dynare 及 Eviews)，進行相關模型估計與模擬。

本報告分為四個部分，第一部分為前言，第二部分介紹基本的新凱恩斯 (New Keynesian) DSGE 模型設計，並檢視在利率法則與貨幣數量法則兩種不同貨幣政策架構下，發生貨幣政策衝擊與技術衝擊對經濟體系的動態影響；第三部分探討實證研究中認定貨幣政策衝擊與估計動態影響的方法，並考慮兩種認定貨幣政策衝擊的方法，以台灣實證資料估計貨幣政策衝擊對產出與物價的動態影響；第四部分為心得與建議。

貳、動態新凱恩斯模型及貨幣政策衝擊的影響

DSGE 模型已成為當前各國央行政策分析的重要工具，其優勢包含模型具有個體基礎的最適化決策，可避免盧卡斯批判 (Lucas critique)，利於分析政策傳遞機制與動態影響效果。此外，能執行福利分析 (welfare analyses)，檢驗不同政策下的社會福利水準，常作為衡量政策效果的理論工具。

基本的 DSGE 模型包含三個主要數學式：反映總合供給面的新凱恩斯菲利普曲線 (New Keynesian Phillips Curve, NKPC)，反映總合需求面的 IS 曲線，以及貨幣政策利率法則。而新凱恩斯 DSGE 模型與古典貨幣模型在假設上有下列差異：(1) 商品市場為不完全競爭，廠商生產差異化產品，並訂定產品價格；(2) 在價格調整的機制上加入一些限制，假設在給定一段期間內只有一部份廠商能重新調整價格。

以下參考 Galí (2015)，說明基本的 DSGE 模型的設定

一、家計單位 (household)

代表性家計單位極大化效用函數：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, N_t)$$

家計單位生命為無限期 (infinitely-lived)，並極大化各期效用函數的折現值， C_t 為家計單位在 t 期的總消費，表示如下：

$$C_t \equiv \left(\int_0^1 C_t(i)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$$

$C_t(i)$ 為家計單位在 t 期消費商品 i 的數量，假設市場的商品總類為介於 $[0,1]$ 的連續指標。

而家計單位各期預算限制式 (budget constraint) 為：

$$\int_0^1 P_t(i)C_t(i)di + Q_tB_t \leq B_{t-1} + W_tN_t + T_t \text{ for } t = 0,1,2, \dots$$

其中 $P_t(i)$ 為商品 i 的價格， B_t 是期限為一期的債券（價格為 Q_t ）， T_t 為各種一次性收入的組成（如廠商獲利的分紅）， N_t 為家計單位的勞動時數， W_t 為名目工資。

此外，家計單位需決定如何分配消費各種商品的數量，再給定消費支出 $\int_0^1 P_t(i)C_t(i)di$ 下，極大化消費支出，可推得下列需求方程式

$$C_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\varepsilon} C_t \text{ for all } i \in [0, 1] \quad (1)$$

其中 $P_t \equiv \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\varepsilon} di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}}$ 為總合價格指數。此外可得到下列最適條件：

$$\int_0^1 P_t(i)C_t(i)di = P_tC_t$$

上式表示總消費支出可表示為商品價格指數乘上數量指數，將此條件式代入預算限制式可改寫成：

$$P_tC_t + Q_tB_t \leq B_{t-1} + W_tN_t + T_t$$

故消費/儲蓄及勞動供給的最適決策可表示為下列兩個條件式：

$$-\frac{U_{n,t}}{U_{c,t}} = \frac{W_t}{P_t}$$

$$Q_t = \beta E_t \left\{ \frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\}.$$

Galí (2015) 將家計單位的效用函數設定為：

$$U(C_t, N_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1-\varphi}}{1-\varphi}$$

因此， $U_{c,t} = C_t^{-\sigma}$ ， $U_{n,t} = -N_t^\varphi$ 。將一階最適化條件作對數線性化 (log linear approximation) 可得：

$$w_t - p_t = \sigma c_t + \varphi n_t \quad (2)$$

$$c_t = E_t\{c_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho) \quad (3)$$

其中 $i_t \equiv -\log Q_t$ 為短期名目利率，而 $\rho \equiv -\log \beta$ 為折現率 (discount rate)，英文小寫表示將原本變數取自然對數。

此外，設定對數線性化的貨幣需求方程式如下：

$$m_t - p_t = y_t - \eta i_t. \quad (4)$$

二、廠商 (firm)

假設連續的廠商指標為 $i \in [0,1]$ ，每家廠商生產差異化的產品，但使用相同的技術，廠商的生產函數為：

$$Y_t(i) = A_t N_t(i)^{1-\alpha} \quad (5)$$

投入要素為家計單位的勞動 (N_t) 及技術水準 (A_t)，假設技術水準的變化為外生決定，且各家廠商皆相同。所有廠商皆面臨第(1)式的商品需求，並視總合物價 P_t 與總合消費 C_t 為給定。

根據 Calvo (1983) 的廠商定價模型，每一家廠商在 t 時點有 $1 - \theta$ 的機率會調整其產品的價格，因此，每一期有 $1 - \theta$ 比率的廠商會調整其價格，而 θ 比率的廠商維持與上期相同的產品價格。是故，價格維持不變的平均期數為 $(1 - \theta)^{-1}$ ，而參數 θ 為價格僵固性 (price stickiness) 的指數。

(一)總合價格變化 (aggregate price dynamics)

根據上述設定，總合價格的動態變化可表示為

$$\Pi_t^{1-\varepsilon} = \theta + (1 - \theta) \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} \right)^{1-\varepsilon}, \quad (6)$$

其中 $\Pi_t \equiv P_t/P_{t-1}$ 為 $t - 1$ 至 t 期的通膨率， P_t^* 為於 t 期重新調整價

格的廠商所設定之最適化價格。由於所有廠商皆面臨相同的最適化條件，故會設定相同的價格。

在穩定狀態 (steady state) 下，通膨率為 0 ($\Pi_t = 1$)，因此 $P_t^* = P_t = P_{t-1}$ 。在穩定狀態附近對數線性化 (log-linear approximation) 可推得

$$\pi_t = (1 - \theta)(p_t^* - p_{t-1}), \quad (7)$$

上式意指，通膨來自於廠商重新最適化的價格與前一期所訂之價格，兩者間的差異，再乘上調整價格廠商的比率。

(二)最適化價格設定 (optimal price setting)

廠商在 t 期重新訂價格 P_t^* ，其面臨之最適化如下：

$$\max_{P_t^*} \sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ Q_{t,t+k} (P_t^* Y_{t+k|t} - \Psi_{t+k}(Y_{t+k|t})) \},$$

受限於下列需求限制

$$Y_{t+k|t} = \left(\frac{P_t^*}{P_{t+k}} \right)^{-\varepsilon} C_{t+k} \quad \text{for } k = 0, 1, 2, \dots \quad (8)$$

其中 $Q_{t,t+k} \equiv \beta^k (C_{t+k}/C_t)^{-\sigma} (P_t/P_{t+k})$ 為隨機折現因子 (stochastic discount factor)， $\Psi_{t+k}(\cdot)$ 為成本函數， $Y_{t+k|t}$ 為廠商在 t 期重新設定價格後， $t+k$ 期的產出。廠商在 t 期訂的價格能極大化未來各期收益的折現值。

上述最適化問題的一階條件為

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \{ Q_{t,t+k} Y_{t+k|t} (P_t^* - \text{III} \psi_{t+k|t}) \} = 0, \quad (9)$$

其中 $\psi_{t+k|t} \equiv \Psi'_{t+k}(Y_{t+k|t})$ 為廠商在 t 期重新訂價後， $t+k$ 期的名目邊際成本，而 $\text{III} \equiv \frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}$ 。

若不存在價格僵固性 (price rigidities) ($\theta = 0$)，上述的一階條件將簡化為

$$P_t^* = \text{III}\psi_{t|t},$$

III可以解釋為價格在每一期可自由調整下，廠商期望的加成報酬 (desired markup)。

將第(9)式的一階條件同除 P_{t-1} ，並令 $\Pi_{t,t+k} \equiv P_{t+k}/P_t$ ，可改寫成

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta^k E_t \left\{ Q_{t,t+k} Y_{t+k|t} \left(\frac{P_t^*}{P_{t-1}} - \text{III} MC_{t+k|t} \Pi_{t-1,t+k} \right) \right\} = 0, \quad (10)$$

其中 $MC_{t+k|t} \equiv \psi_{t+k|t}/P_{t+k}$ 為廠商在 t 期重新訂價後， $t+k$ 期的實質邊際成本。

在通膨率為 0 的穩定狀態下， $P_t^*/P_{t-1} = 1$ ，而 $\Pi_{t-1,t+k} = 1$ 。因此在穩定狀態下的價格水準為 $P_t^* = P_{t+k}$ ，而 $Y_{t+k|t} = Y$ 且 $MC_{t+k|t} = MC$ ，所有廠商將生產相同數量的產品。此外，在穩定狀態下， $Q_{t,t+k} = \beta^k$ ，而 $MC = 1/\text{III}$ 。因此，對第(10)式在穩定狀態附近做一階泰勒展開 (first-order Taylor expansion) 可得

$$p_t^* - p_{t-1} = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ \widehat{mc}_{t+k|t} + (p_{t+k} - p_{t-1}) \}, \quad (11)$$

其中 $\widehat{mc}_{t+k|t} \equiv mc_{t+k|t} - mc$ 為取自然對數後的邊際成本與其穩定狀態下的數值的差距，而 $mc = -\mu$ ，其中 $\mu \equiv \log \text{III}$ 為取自然對數後的期望加成報酬。

可將第(11)式改寫為

$$p_t^* = \mu + (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ mc_{t+k|t} + p_{t+k} \}.$$

由上式可知，廠商所設定之價格會是期望加成報酬 markup (μ) 加上當前與未來預期邊際成本的加權平均，而加權的權重為未來各期價格維持不變的機率 θ^k 。

三、均衡條件

商品市場結清條件為

$$Y_t(i) = C_t(i) \quad \text{for all } i \in [0,1] \text{ and all } t,$$

將總合產出定義為 $Y_t \equiv \left(\int_0^1 Y_t(i)^{1-\frac{1}{\varepsilon}} di \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}$ ，可推得在所有時點 t 皆成立的市場結清條件：

$$Y_t = C_t.$$

將市場結清條件結合消費者尤拉方程式 (Euler equation) (第(3)式) 可得到下列均衡條件

$$y_t = E_t\{y_{t-1}\} - \frac{1}{\sigma} (i_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - \rho). \quad (12)$$

勞動市場結清條件為

$$N_t = \int_0^1 N_t(i) di$$

運用第(5)式可推得

$$\begin{aligned} N_t &= \int_0^1 \left(\frac{Y_t(i)}{A_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} di \\ &= \left(\frac{Y_t}{A_t} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \int_0^1 \left(\frac{P_t(i)}{P_t} \right)^{-\frac{\varepsilon}{1-\alpha}} di, \end{aligned}$$

第二個等式運用了第(1)式與商品市場結清條件，將上式取自然對數

$$(1 - \alpha)n_t = y_t - a_t + d_t,$$

其中 $d_t \equiv (1 - \alpha) \log \int_0^1 (P_t(i)/P_t)^{-\frac{\varepsilon}{1-\alpha}}$ ，而 di 為衡量廠商間價格分散

程度，在穩定狀態下， $d_t = 0^1$ ，因此可推得下列總合產出、勞動與技術的關係式：

$$y_t = a_t + (1 - \alpha)n_t. \quad (13)$$

由個別廠商的邊際成本可推導經濟體平均實質邊際成本，定義如下

$$\begin{aligned} mc_t &= (w_t - p_t) - mpn_t \\ &= (w_t - p_t) - (a_t - \alpha n_t) - \log(1 - \alpha) \\ &= (w_t - p_t) - \frac{1}{1 - \alpha} (a_t - \alpha y_t) - \log(1 - \alpha), \end{aligned}$$

第二個等式定義經濟體平均勞動邊際產出 (mpn_t)，由第(5)式對 N_t 微分再取自然對數，在應用第(13)式可推得第三個等式。應用上式可推得

$$\begin{aligned} mc_{t+k|t} &= (w_{t+k} - p_{t+k}) - mpn_{t+k|t} \\ &= (w_{t+k} - p_{t+k}) - \frac{1}{1 - \alpha} (a_{t+k} - \alpha y_{t+k|t}) - \log(1 - \alpha), \end{aligned}$$

則

$$\begin{aligned} mc_{t+k|t} &= mc_{t+k} + \frac{\alpha}{1 - \alpha} (y_{t+k|t} - y_{t+k}) \\ &= mc_{t+k} - \frac{\alpha \varepsilon}{1 - \alpha} (p_t^* - p_{t+k}), \end{aligned} \quad (14)$$

第二個等式應用了第(1)式與市場結清條件 $c_t = y_t$ 。在固定規模報酬 (constant returns to scale) ($\alpha = 0$) 下， $mc_{t+k|t} = mc_{t+k}$ ，表示邊際成本獨立於產出水準，且各廠商間的邊際成本皆相同。

將第(14)式帶入(11)式，可推得

$$p_t^* - p_{t-1} = (1 - \beta\theta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t \{ \Theta \widehat{mc}_{t+k|t} + (p_{t+k} - p_{t-1}) \}$$

¹ 相關數學推導可參見 Galí (2015) Appendix 3.3。

$$= (1 - \beta\theta)\Theta \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t\{\widehat{mc}_{t+k|t}\} + \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k E_t\{\pi_{t+k}\}$$

其中 $\Theta \equiv \frac{1-\alpha}{1-\alpha+\alpha\varepsilon} \leq 1$ 。上式可進一步簡化成²

$$p_t^* - p_{t-1} = \beta\theta E_t\{p_{t+1}^* - p_t\} + (1 - \beta\theta)\Theta \widehat{mc}_t + \pi_t. \quad (15)$$

結合第(7)與第(15)式，可得到通膨方程式

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \lambda \widehat{mc}_t, \quad (16)$$

其中 $\lambda \equiv \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} \Theta$ ， λ 為價格僵固指數 θ 的嚴格遞減 (strictly decreasing) 函數，當價格僵固指數 θ 提高， λ 下降。

將第(16)式中的 π_{t+1} 反覆疊代，可將通膨表示成當期與未來預期實質邊際成本偏離穩定狀態幅度 (\widehat{mc}_{t+k}) 的折現值

$$\pi_t = \lambda \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t\{\widehat{mc}_{t+k}\},$$

經濟體平均加成報酬可定義為 $\mu_t = -mc_t$ ，上式表示當廠商預期平均加成報酬低於穩定狀態的適當水準 (μ) 時，有機會重新訂價的廠商將會訂於高於經濟體平均的價格水準，以調整其加成報酬接近於適當水準。在此模型下，通膨來自於個別廠商調整價格的決定，所產生的總合結果。

結合廠商的生產函數，可將平均實質邊際成本可表示為

$$\begin{aligned} mc_t &= (w_t - p_t) - mpn_t \\ &= (\sigma y_t + \varphi n_t) - (y_t - n_t) - \log(1 - \alpha) \\ &= \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha}\right) y_t + \frac{1 + \varphi}{1 - \alpha} a_t - \log(1 - \alpha), \end{aligned} \quad (17)$$

上述的推導應用了家計單位的最適條件第(2)式，與總合生產函數第(13)式。

² 應用 $\sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta)^k = \frac{1}{1-\beta\theta}$ ， $\sum_{k=1}^{\infty} (\beta\theta)^k = \frac{\beta\theta}{1-\beta\theta}$ ，即可推得。

在價格自由調整下，實質邊際成本為固定值， $mc = -\mu$ 。定義中性產出 (natural level of output) 水準 y_t^n 為價格自由調整下的均衡產出水準³。均衡水準下的邊際成本可表示為

$$mc = \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha} \right) y_t^n + \frac{1 + \varphi}{1 - \alpha} a_t - \log(1 - \alpha), \quad (18)$$

運用 $mc = -\mu$ ，可將上式改寫成

$$y_t^n = \psi_{ya}^n a_t + \zeta_y^n, \quad (19)$$

其中 $\zeta_y^n \equiv -\frac{(1-\alpha)(\mu-\log(1-\alpha))}{\sigma(1-\alpha)+\varphi+\alpha} > 0$ 且 $\psi_{ya}^n \equiv \frac{1+\varphi}{\sigma(1-\alpha)+\varphi+\alpha}$ 。

將第(18)式代入第(17)式可推得

$$\widehat{mc}_t = \left(\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 - \alpha} \right) (y_t - y_t^n), \quad (20)$$

實質邊際成本偏離穩定狀態的幅度，與產出偏離價格自由調整下的均衡產出幅度成等比例關係。將偏離價格自由調整下的均衡產出幅度稱為產出缺口 (output gap)，定義為 $\tilde{y}_t \equiv y_t - y_t^n$ 。

結合第(16)與(20)式，可推得通膨與未來一期通膨預期以及產出缺口的關係式

$$\pi_t = \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} + \kappa \tilde{y}_t, \quad (21)$$

其中 $\kappa \equiv \lambda(\sigma + (\varphi + \alpha)/(1 - \alpha))$ 。第(21)式稱為新凱恩斯菲利普曲線。

將第(12)式改寫成產出缺口 (實際產出偏離中性產出) 的形式

$$\tilde{y}_t = -\frac{1}{\sigma} (i_t - E_t \{ \pi_{t+1} \} - r_t^n) + E_t \{ \tilde{y}_{t-1} \}, \quad (22)$$

其中 r_t^n 為實質中性利率 (natural rate of interest)，定義為

³ 這裡的中性產出水準與一般潛在產出在概念上有些差異，潛在產出係指經濟體在既有技術、資源與制度，且不造成通膨波動下，所能達到的產出水準。而中性產出係在價格自由調整下的均衡產出水準。

$$\begin{aligned}
r_t^n &\equiv \rho + \sigma E_t\{\Delta y_{t+1}^n\} \\
&= \rho + \sigma \psi_{ya}^n E_t\{\Delta a_{t+1}\}.
\end{aligned} \tag{23}$$

第(22)式稱為動態 IS 曲線 (dynamic IS equation, DIS)。假設名目僵固性的影響將隨時間逐漸消失 $\log_{T \rightarrow \infty} E_t\{\tilde{y}_{t+T}\} = 0$ ，將第(22)式往前疊代可改寫成

$$\tilde{y}_t = -\frac{1}{\sigma}(r_{t+k} - r_t^n), \tag{24}$$

其中 $r_t \equiv i_t - E_t\{\pi_{t+1}\}$ 為期限為一期之債券實質報酬率，亦即實質利率。上式表示產出缺口為當前與未來各期實質利率與中性利率水準差距之總和。

第(21)與(22)式，連同中性利率 r_t^n (在此模型中，中性利率係由外生的技術進步所決定) 組成了基本的新凱恩斯模型非政策的部分。在此架構下，給定產出缺口，NKPC 方程式將決定通膨；而給定外生的中性利率與實質利率，DIS 方程式將決定產出缺口。而為完整描述整個模型的動態變化，必須在模型中在設定描述貨幣政策的方程式。此外，在此種價格具僵固性的模型，實質變數與貨幣政策不相獨立，因此貨幣政策不具中立性。

四、不同貨幣政策法下的動態均衡

以下分別考慮兩種貨幣政策法則，並檢視模型的均衡狀態。

(一)利率法則

考慮 Taylor (1993) 提出的利率法則如下

$$i_t = \rho + \psi_\pi \pi_t + \psi_y \tilde{y}_t + v_t, \tag{25}$$

其中 v_t 為外生的利率衝擊，其平均數為 0，假設 ψ_π 與 ψ_y 係數值皆大於或等於 0，表示當通膨大於 0 或產出缺口為正，央行將調升利率。

係數值的大小由貨幣當局所決定，反映貨幣當局對通膨與產出缺口的重視程度。而截距項設定為使穩定均衡下通膨率為零的水準 ($\rho = -\log\beta$)。

以下在貨幣當局採第(25)式的利率法則下，檢視貨幣政策衝擊與技術衝擊兩種外生衝擊對經濟體系的動態影響。

1. 貨幣政策衝擊的動態影響

假設利率法則中的外生衝擊 v_t 為 AR(1) 形式

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + \varepsilon_t^v,$$

其中 $\rho_v \in [0,1)$ 。在給定通膨與產出缺口下，當 ε_t^v 為正（負）值，表示緊縮性（寬鬆性）貨幣政策衝擊，使名目利率上升（下降）。

根據 Galí (2015) 的設定⁴，對模型參數進行校準 (calibration): 主觀折現率 $\beta=0.99$ ，表示在穩定狀態下金融資產的實質報酬約為 4% (Galí, 2015)；家計單位效用函數中消費的效用 $\sigma = 1$ ，而勞動的負效用 $\varphi = 1$ ；生產函數的勞動份額 $\alpha = 1/3$ ；而不同商品間的替代彈性 $\varepsilon = 6$ ，此數值符合有關景氣循環文獻的發現。貨幣政策需求彈性 $\eta = 4$ ；價格僵固性的參數 $\theta = 2/3$ ，意指商品價格平均三季調整一次，此設定與 Galí, Gertler, and Lopez-Salido (2001) 與 Sbordone (2002) 實證研究的發現相近；利率法則中對通膨與產出缺口的反應參數， $\psi_\pi = 1.5$ ， $\psi_y = 0.5/4$ ，與 Greenspan 任職 Fed 主席時期聯邦資金利率 (Fed funds rate) 的變化相近⁵ (見 Talor (1999))，而貨幣政策衝擊的持續程度 ρ_v 則設定為 0.5。

圖 1 為緊縮性貨幣政策對各變數的衝擊反應 (impulse response)，設定貨幣政策衝擊等同於 ε_t^v 增加 25 個基本點。圖 1 中通

⁴ Galí將此模型的時間頻率設定為一期等於一季。

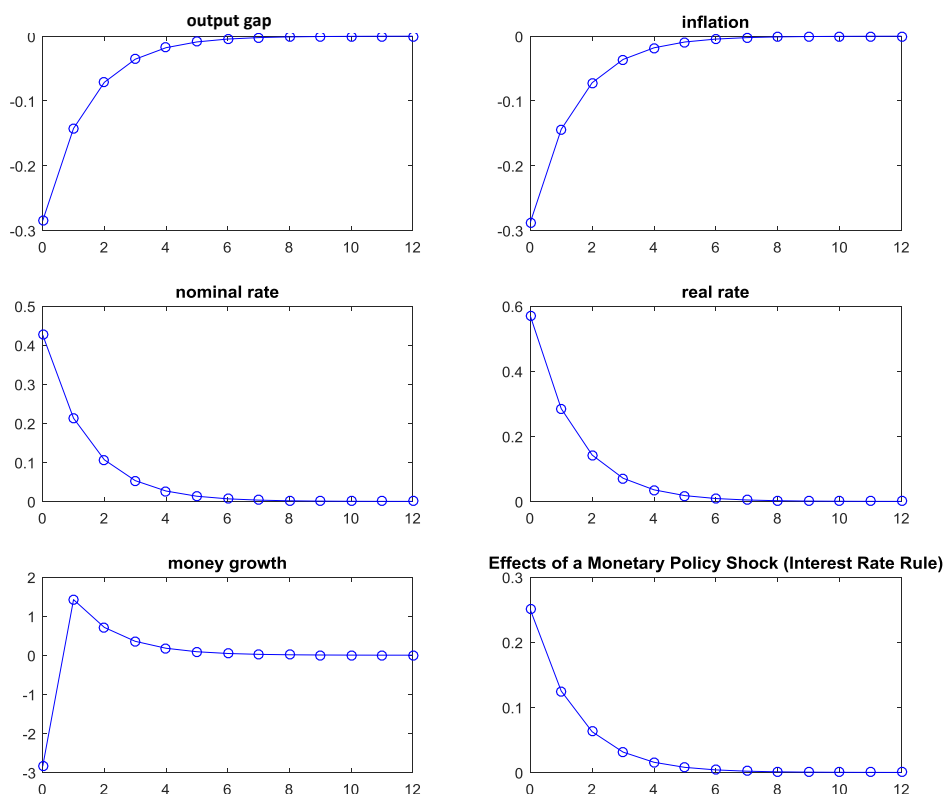
⁵ 由於實證研究中的利率與通膨率多為年率，將模型中季利率乘上 4 即可轉換為年率。

膨率與利率的衝擊反應皆以年率表示（亦等於將模型中 π_t 、 i_t 、 r_t 的衝擊反應乘上 4）。

衝擊反應的結果顯示，緊縮性貨幣政策衝擊提高實質利率，降低通膨率與產出缺口，而名目利率亦隨機提高，但其增幅低於貨幣政策衝擊的幅度（圖 1 的利率反應係將原始的反应乘上 4，以年率表示），主因根據利率法則，通膨率與產出缺口的下降，會抵消衝擊增加的幅度。此外，由於緊縮性貨幣政策衝擊使通膨預期下降，因此實質利率上升幅度大於名目利率。

整體而言，基本的新凱恩斯模型對貨幣政策的動態反應大致上與實證文獻應用結構式向量自我迴歸模型（structural vector autoregression, SVAR）的結果相近。

圖 1 貨幣政策衝擊的影響（利率法則）



註：根據 Galí (2015) Chapter 3 簡單新凱恩斯模型之設定，並以 Dynare 軟體進行估計。

2. 技術衝擊的動態影響

為檢視經濟體系對技術衝擊的反應，必須先設定技術參數 $\{a_t\}$ 的動態過程，假設其為 AR(1)：

$$a_t = \rho_a a_{t-1} + \varepsilon_t^a,$$

其中 $\rho_a \in [0,1)$ 且 $\{\varepsilon_t^a\}$ 為平均數為 0 的白噪音 (white noise)，給定第 (23) 式，中性利率偏離穩定均衡的幅度可表示成

$$\hat{r}_t^n = -\sigma\psi_{ya}^n(1 - \rho_a)a_t.$$

而中性利率對產出缺口與通膨率均衡條件的影響分別如下式：

$$\tilde{y}_t = (1 - \beta\rho_a)\Lambda_a\hat{r}_t^n = -\sigma\psi_{ya}^n(1 - \rho_a)(1 - \beta\rho_a)\Lambda_a a_t,$$

$$\pi_t = \kappa\Lambda_a\hat{r}_t^n = -\sigma\psi_{ya}^n(1 - \rho_a)\kappa\Lambda_a a_t,$$

其中 $\Lambda_a \equiv \frac{1}{(1 - \beta\rho_a)[\sigma(1 - \rho_a) + \psi_y] + \kappa(\psi_\pi - \rho_a)} > 0$ 。當 $\rho_a < 1$ ，正的技術衝擊會使產出缺口與通膨率下降。

在參數校準上，設定 $\rho_a = 0.9$ ，並將 v_t 設定為 0，表示排除貨幣政策衝擊的效果。圖 2 為變數對正向技術衝擊的反應，技術進步使央行的名目利率與實質利率下降，但此寬鬆效果並不足以彌平技術衝擊對產出缺口的負向影響。實際產出因技術提升而上升，但中性產出上升的幅度更大，使產出缺口下滑。此結果亦與實證文獻相符，參見 Gali and Rabanal (2004)。

(二) 貨幣數量法則

為檢視貨幣數量法則對經濟體系的影響，需要在基本的新凱恩斯模型中考量外生的貨幣供給成長率 Δm_t 。可將第(4)式改寫成貨幣市場均衡條件為產出缺口的函數

$$l_t = \tilde{y}_t - \eta i_t + y_t^n, \quad (26)$$

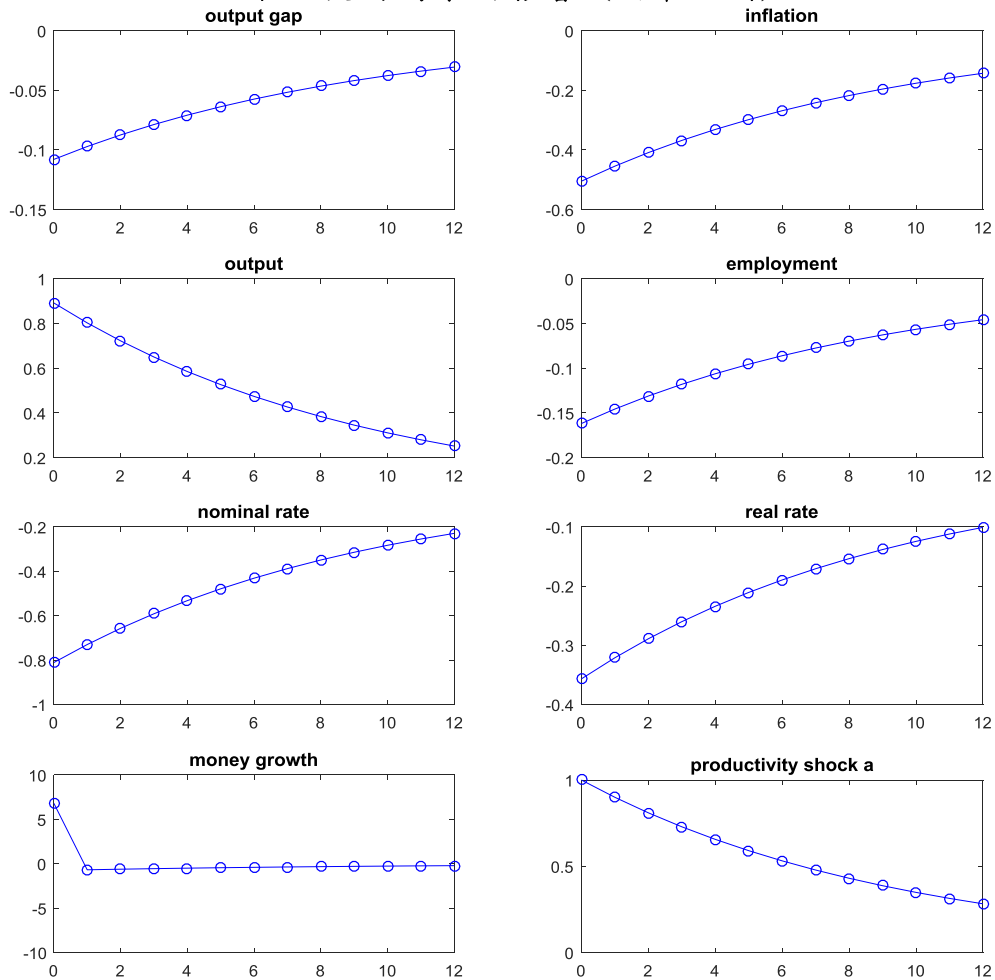
其中 $l_t \equiv m_t - p_t$ 。產出缺口與中性產出提高會使實質貨幣餘額 l_t 提

高，而名目利率提高使實質貨幣餘額下降。進而，實質貨幣餘額為通膨與貨幣成長的函數

$$l_t = l_{t-1} - \pi_t + \Delta m_t.$$

以下分別檢視在貨幣數量法則下，貨幣政策衝擊與技術衝擊的動態影響。

圖 2 技術衝擊的影響 (利率法則)



註：根據 Galí (2015) Chapter 3 簡單新凱恩斯模型之設定，並以 Dynare 軟體進行估計。

1. 貨幣政策衝擊的影響

為檢視外生貨幣供給衝擊對經濟體系的影響，假設 Δm_t 服從 AR(1) 過程：

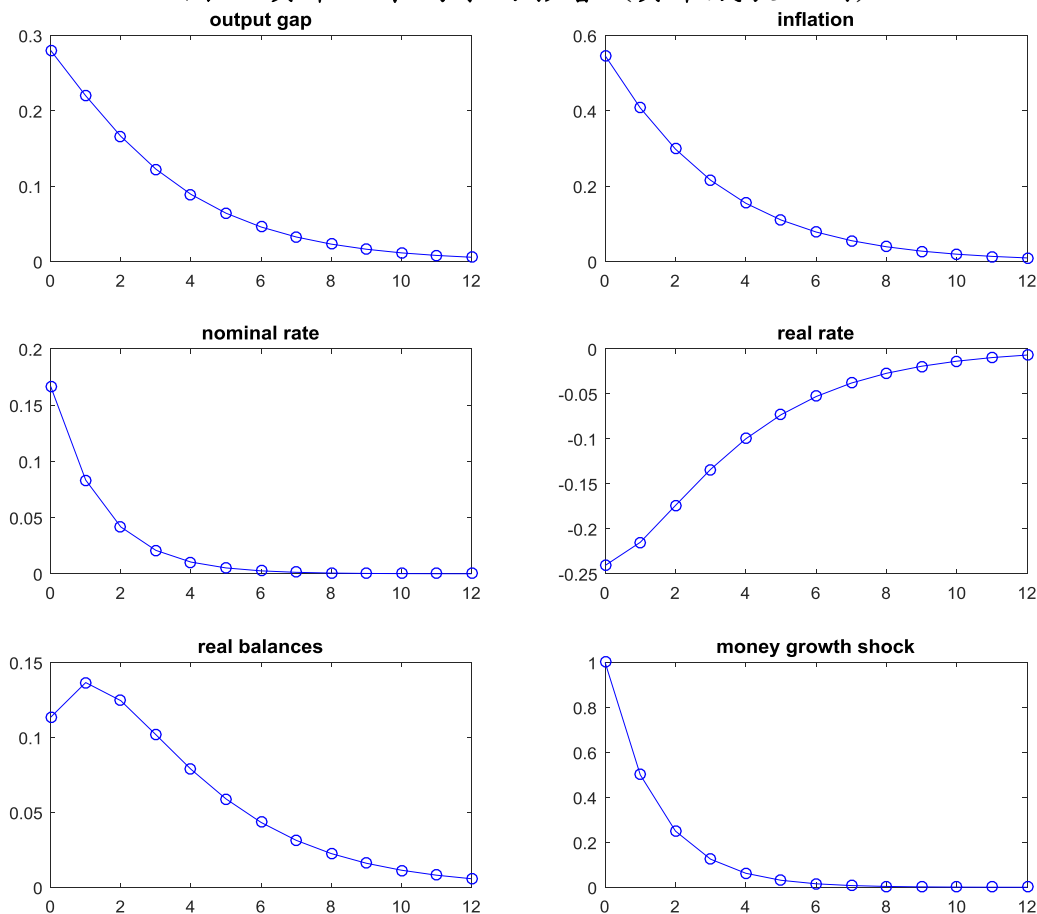
$$\Delta m_t = \rho_m \Delta m_{t-1} + \varepsilon_t^m$$

其中 $\rho_m \in [0,1)$ 且 $\{\varepsilon_t^a\}$ 為平均數為 0 的白噪音。設定 $\rho_m = 0.5$ ，此數

值與美國戰後貨幣成長率的一階自我相關係數 (autocorrelation) 相近。

圖 3 為擴張性貨幣政策衝擊對各變數的動態反應，貨幣政策衝擊 ε_t^m 設定為 0.25，此衝擊等同於提高貨幣年成長率 1%。由於價格存在僵固性，貨幣供給增加，物價不會立刻完全反應，因此使實質貨幣餘額提高。由第(26)式可知，為結清貨幣市場，產出將上升或名目利率下降。在本報告設定的參數下，衝擊反應的結果顯示，產出提高隨後慢慢回復到均衡水準，而名目利率則些微上升。因此與前小節利率法則的結果不同，發生貨幣數量增加的衝擊，將使名目利率上升，並未產生流動性效果 (liquidity effect)。而由於通膨預期提高，使實質利率下降，產生刺激總合需求與產出的效果 (見第(24)式)，而由第(21)式可知，亦將使通膨率提高。

圖 3 貨幣政策衝擊的影響 (貨幣成長法則)

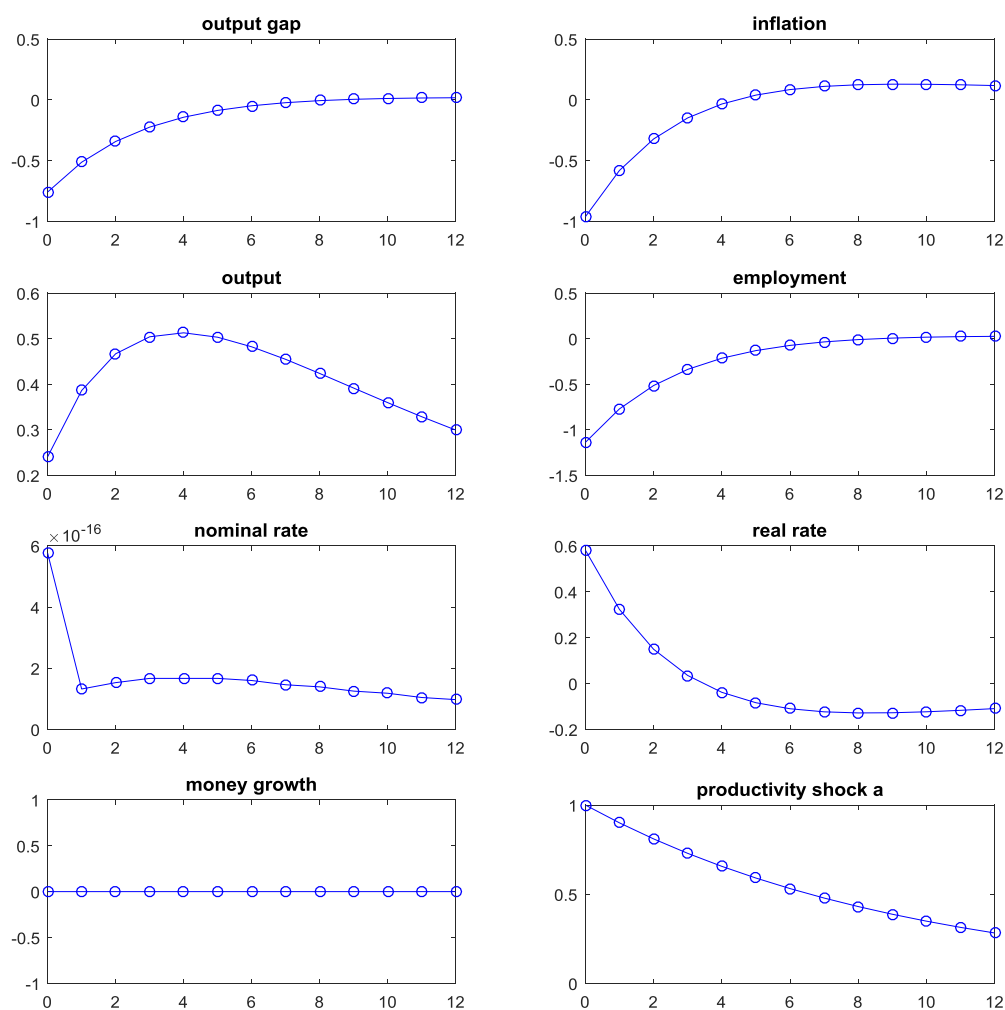


註：根據 Galí (2015) Chapter 3 簡單新凱恩斯模型之設定，並以 Dynare 軟體進行估計。

2.技術衝擊的影響

最後檢視在外生貨幣供給的法則下，技術衝擊的動態影響，同樣假設技術參數 α_t 為 AR(1) 的定態序列。圖 4 為技術提高 1% 的動態反應，與圖 2 在利率法則下的結果相似，當技術提高，產出缺口與通膨率皆有負向的反應，然而在貨幣為外生給定下（圖 4 的情況），實質利率會隨技術進步而上升，導致產出與通膨的負缺口較圖 2 為大，而在圖 2 利率法則的情況，實質利率則是下降（因為產出缺口與通膨率為負，致利率隨之調整）。而由於實質利率上升也使得的名目利率上升，因此在貨幣法則下，技術進步衝擊使經濟體系更為緊縮。

圖 4 技術衝擊的影響（貨幣成長法則）



註：根據 Galí (2015) Chapter 3 簡單新凱恩斯模型之設定，並以 Dynare 軟體進行估計。

參、實證上認定貨幣政策衝擊與估計貨幣政策影響

貨幣當局關心調整貨幣政策對經濟體系的影響，了解貨幣政策的傳遞時間與影響效果，有助於評估貨幣政策對實體經濟的影響力。然而現實中，貨幣政策的工具（貨幣數量或利率等）與總體經濟變數存在相互影響關係，央行調整貨幣政策，往往是根據當前或預期未來整體經濟情勢而做出反應，例如，當通膨率攀升高於央行可接受的範圍或央行預期未來通膨率將攀升時，就有動機調升利率，以控制通膨率於合理範圍內，也因此政策利率的調整係內生於總體變數的變化。

要正確評估貨幣政策的效果，就需要排除政策受其他總體因素影響的成分，在實證研究上，就需要認定 (identify) 出獨立於系統性貨幣工具變化的成分 ε_t^P ，可以下式表示：

$$S_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_t^P$$

其中 S_t 為貨幣政策工具指標（如美國的聯邦資金利率，台灣的金融業隔夜拆款利率或央行重貼現率等）， $f(\cdot)$ 為央行的反應函數， Ω_t 為央行的訊息集合， ε_t^P 則為未預期的貨幣政策變化，或稱為貨幣政策衝擊。

Ramey (2016) 指出外生的政策衝擊須符合下列條件：(1) 政策衝擊需外生 (exogenous) 於模型其他同期與落後期的內生變數；(2) 政策衝擊應與其他外生衝擊無相關；(3) 衝擊應代表了變數未預期的 (unanticipated) 變動或對於未來變化的訊息 (news)。當貨幣政策與財政政策皆對某些經濟事件做出反應，財政衝擊與貨幣衝擊就存在相關性，可能就會違反第(2)點。Ramey (2016) 認為在此情況，此兩種政策衝擊都不是最原始的衝擊 (primitive shocks)，而是受到原始衝擊的內生反應，例如，地緣政治事件導致財政與貨幣政策內生地做出反應，以經濟模型的觀點而言，在此情況下，地緣政治風險才是最原始的衝擊。

一、認定貨幣政策衝擊的方法

此節參考 Ramey (2016)，說明實證研究中認定貨幣政策衝擊常見的方法。

(一) Cholesky 分解 (Cholesky Decompositions)

此認定方法為實證最常見的作法，又稱為遞迴限制 (recursive restriction)，Cholesky 分解要求某些變數對其他變數的影響需遞延至下一期才會發生，亦即設定變數間部分同期影響的係數值為 0，一般多依據經濟理論設定變數間的同期影響關係，例如一個包含政策利率 (r_t)、通膨率 (π_t) 與失業率 (u_t) 三變數的簡單貨幣政策模型，可以假設政策受到當期通膨率與失業率影響，但利率對此兩個變數的影響需遞延至下一期才會顯現，而通膨率對失業率的影響在當期即會顯現，反之失業率對通膨率的影響需遞延至下一期，因此變數的由外生至內生排序為 (π_t, u_t, r_t) (見 Stock and Watson, 2001)。

Sim (1980) 的向量自我迴歸 (vector autoregressions, VAR) 模型即提出此認定方法，該文稱此方法為 triangularization。主因透過將變數由外生至內生排序，形成下三角矩陣。然而，除以 VAR 模型認定外，亦可運用 OLS 認定政策衝擊 (Ramey, 2016)，以前述三變數模型為例，將利率對同期的通膨率與失業率，以及三個變數落後 p 期迴歸 (落後期數 p 可以常見的資訊準則 (information criterion) 決定)，迴歸模型的殘差項即為貨幣政策衝擊。

(二) 其他同期限制條件

此認定方法進一步放寬 Cholesky 分解須為下三角的排序方式，亦即變數間的同期影響關係不必然為由外生至內生依序排序，文獻上又稱此為短期限制，在 VAR 模型中稱此為結構式 VAR。一般多透過經濟理論或外部估計模型，限制參數的數值。

陳旭昇(2016)以金融業隔夜拆款利率、M2 貨幣總計數、消費者物價指數、工業生產指數、新台幣實質有效匯率、原物料商品價格 6 個總體變數組成的 VAR 模型，據以認定貨幣政策與匯率衝擊。其 SVAR 模型設定如下：

$$\mathbf{A}_0 \mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} & 0 & 0 & 0 & a_{16} \\ a_{21} & 1 & a_{23} & a_{24} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & a_{34} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & a_{56} \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_t \\ M_t \\ CPI_t \\ IP_t \\ Q_t \\ PCM_t \end{bmatrix}$$

$$= D_1 y_{t-1} + \dots + D_p y_{t-p} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^P \\ \varepsilon_t^{MD} \\ \varepsilon_t^{CPI} \\ \varepsilon_t^Y \\ \varepsilon_t^Q \\ \varepsilon_t^{PCM} \end{bmatrix}$$

其中 $y_t = [R_t, M_t, CPI_t, IP_t, Q_t, PCM_t]'$ 。模型所認定之結構性衝擊分別為貨幣政策衝擊 (ε_t^P)，貨幣需求衝擊 (ε_t^{MD})，物價衝擊 (ε_t^{CPI})，產出衝擊 (ε_t^Y)，匯率衝擊 (ε_t^Q)，以及原物料牲品價格衝擊 (ε_t^{PCM})。其中加入原物料商品價格係為捕捉貨幣當局對通膨預期的因應，而模型同時考慮利率與貨幣供給，可分辨出貨幣政策衝擊與貨幣需求衝擊。

其他同期限制條件同樣可以運用 OLS 估計，在政策利率變數的迴歸式中加入影響利率的同期變數 (M_t 與 PCM_t) 以及所有變數的落後期，迴歸式的殘差即為貨幣政策的衝擊。

(三)敘述研究法 (Narrative Methods)

敘述研究法藉由仔細審視官方歷史文件資料，逐一認定過去各期間政策變動的原因與幅度，此方法較不仰賴統計分析，而係透過閱讀官方文獻，判斷貨幣當局調整貨幣政策的幅度與原因。

Romer and Romer (1989) 根據 FOMC 的議事錄 (minutes) 等文件，建立貨幣政策衝擊的虛擬變數數列，若 FOMC 為試圖減緩通貨膨脹率，而採取緊縮性貨幣政策時，將該時點設為 1，亦即找出 FOMC 因擔憂當前或未來通膨水準過高，而採取的緊縮性措施。Romer and Romer (1989) 運用這種因應通膨而採取的緊縮性貨幣措施，檢視其對實質產出的影響，藉此方法避免反向影響 (reverse causation) 的內生性問題。

Romer and Romer (2004) 則採取另一種敘述研究法，他們認為美國聯邦資金利率的變動會反應與貨幣政策無關的市場變化，且貨幣當局係考量大量經濟資訊以及對未來經濟情勢的預測，據以調整政策利率目標，例如，當貨幣當局預期未來經濟可能發生衰退時，往往會調降利率目標，在此情況下，即使調降利率，產出仍可能下滑。若這種預期性的反景氣政策 (anticipatory countercyclical actions) 相當普遍，則一般的迴歸分析就無法得到貨幣政策對產出等經濟變數的真正影響。

Romer and Romer (2004) 運用下述兩步驟認定貨幣政策外生衝擊⁶(1) 閱讀 Weekly Report of the Manager of Open Market Operations 中有關 FOMC 決議的敘述，推斷 FOMC 會議意圖改變聯邦資金利率的幅度 (intended funds rate change)，藉以排除利率受經濟情勢內生影響的成分。(2) 運用 Fed 綠皮書 (Greenbooks) 中對未來經濟成長與通膨率的預測數，將意圖改變聯邦資金利率的幅度對此兩變數的預測數迴歸，得到模型的殘差值，藉此排除 FOMC 調整聯邦資金利率的幅度中受未來經濟情勢預期而做出反應的部分，而模型的殘差項排除了利率內生變化與對未來經濟情勢預期的因素，故為外生的貨幣政策衝擊⁶。

⁶ Clyne and Hürtgen (2016) 以相同的方法認定英國貨幣政策的衝擊。

需注意的是，敘述研究法所認定之貨幣政策衝擊不必然真正的外生衝擊，Leeper (1997) 發現，Romer and Romer (1989) 建構的貨幣政策虛擬變數可以被總體變數的落後項所預測，亦即該指標不全然是無法預期的外生衝擊。一種強化的方法是，將敘述研究法認定的貨幣政策衝擊結合 Cholesky 分解，除運用敘述研究法認定的外生衝擊，在估計衝擊反應的模型中加入其他總體變數的同期與落後期，以控制其他影響貨幣政策衝擊的成分 (Ramey (2016))。

(四)高頻資料認定法 (High Frequency Identification)

Cholesky 分解等同期限制條件限制在同一期間 (同一月或季) 政策利率受其他總體變數影響，反之其他變數對利率變動的反應會遞延至下一期。但若模型包含金融變數，此假設就可能不成立，因為在同一月或季，政策改變會立即影響金融變數，而政策利率本身也會受金融變數影響。此外，如 Romer and Romer (2004) 的批評，貨幣當局調整貨幣政策實係依據對未來經濟情勢的預期，而傳統 VAR 模型中的變數未包含預期的變數，因此可能忽略了央行決策時所考慮的資訊。

Kutter (2001)、Barakchian and Crowe (2013)、Gertler and Karadi (2015)等運用高頻資料 (如在 FOMC 開會期間發布之新聞訊息)，或聯邦資金期貨 (Federal Funds Futures) 認定未預期的 Fed 政策行為。應用高頻資料 (日資料或更高頻) 可以認定出未預期的貨幣政策衝擊，用以估計政策對月或季頻總體變數的影響。

Barakchian and Crowe (2013)以日頻率的聯邦資金期貨資料，認定貨幣政策的外生衝擊，比較 FOMC 會議隔天的聯邦資金期貨收盤價與會議前一天期貨價格的差距，作為貨幣政策的外生衝擊。Barakchian and Crowe (2013)同時考慮了當月至未來 5 個月的聯邦資金期貨價格，以不同期間聯邦資金期貨的第一主成分 (principal component) 作為貨幣政策衝擊。如此可以減少特定期間期貨契約的噪音 (noise)。

此外，Fed 貨幣政策具持續性，本期調整政策也會改變未來政策的預期，考慮較長期間的期貨價格可以將對未來政策的預期也納入資訊中⁷。

(五) 因子附加 VARs (Factor-Augmented VARs)

VAR 模型限於自由度，多只能考慮 6 至 8 個變數，然而央行與私部門所擁有的訊息範圍遠超過 VAR 模型包含的 6 至 8 個變數，VAR 模型中所認定貨幣政策的外生衝擊效果很可能會因訊息蘊含不足而失真 (contaminate)。如傳統 VAR 模型的實證結果常發現，緊縮貨幣政策未如理論預期，發生物價水準下降的現象，而是出現物價水準的上升，文獻稱此為價格謎團 (price puzzle)。Sim (1992) 認為造成價格謎團的原因在於，VAR 模型並未充分控制央行掌握的未來通膨訊息。當央行面對未來通膨上升的信號，提早調升政策利率，但緊縮政策未能完全抵銷未來通膨上升的壓力，以至於通膨對緊縮性貨幣政策的衝擊反應為正向影響。

Bernanke, Boivin, and Eliasch (2005) 提出的因子擴充向量自我迴歸模型 (Factor-Augmented VAR, FAVAR)，結合傳統 VAR 模型與因子模型，使 VAR 模型能運用大量經濟變數來分析貨幣政策的效果。因子模型可自上百個時間序列變數中萃取出少數因子，這些因子能捕捉高維度經濟變數的共同變異，因此，因子可視為大量時間序列變數所蘊含訊息的總結 (Stock and Watson (2002))。而 Bernanke, Boivin, and Eliasch (2005) 認為由於少數的因子可以有效的代表大量變數所蘊含的經濟訊息，因此可自眾多時間序列資料萃取出共同因子，將之代入傳統 VAR 模型，即為因子擴充 VAR 模型，且因子個數遠少於經濟變數的個數，因此無自由度不足的問題。

⁷ Barakchian and Crowe (2013) 係以金融市場的期貨價格變化認定貨幣政策衝擊，反應的是私部門未預期的政策衝擊，而 Romer and Romer (2004) 則是使用 FOMC 會議前所準備的經濟預測數，而其認定的貨幣策衝擊則是在官方資訊以外的衝擊。

一般的因子擴充 VAR 模型 (如 Berman, Boivin, and Elias (2005)) 認定政策衝擊一般也是利用 Cholesky 分解，而 Amir and Uhlig (2015) 將 Bayesian FAVAR 模型結合符號限制法 (Sign Restrictions)，認定貨幣政策衝擊。此外，一個因子擴充 VAR 模型的缺點是，從大量變數萃取因子前須先將變數轉換為定態 (stationary) 數列，因此需對所有變數進行單根檢定，而單根檢定的檢定力 (power) 很低，可能會有預先檢定的偏誤 (pre-test bias)。

(六)符號限制法

Cholesky 分解以及其他同期限制條件，係根據經濟理論，限制變數間同期的影響關係，符號限制法則根據經濟理論對於變數受貨幣政策衝擊反應的影響方向做出限制，藉以認定貨幣政策衝擊及估計總體變數的動態反應。在特定模型設定與認定方法下，若總體變數的反應符合研究者預先預期一致則保留此模型，若衝擊反應不符合預期，則將模型刪除，藉由限制其他變數的反應的方向，認定出合理的 (符合理論預期的) 貨幣政策衝擊，據以估計研究者關心之變數的衝擊反應。

Uhlig (2005)應用符號限制法檢視緊縮貨幣政策對產出的影響，他假設緊縮性貨幣政策不會使物價與非借入準備 (nonborrowed reserves) 上升，亦不會使聯邦資金利率下降，上述假設被多數理論與實證文獻支持，因此 Uhlig (2005)認為係屬合理的假設，而該文並未對實質 GDP 的反應做出限制，根據對上述三個變數反應的符號做出限制，據以估計貨幣政策對實質 GDP 的影響。

(七)外部工具變數 (External Instruments)

外部工具變數係指在模型中引入其他數列作為認定貨幣政策衝擊的工具變數。一般而言，工具變數多以 VAR 模型以外的變數與方法進行估計，如以敘述研究法、DSGE 模型或是使用高頻資料的訊息

認定貨幣政策衝擊。

令 Z_t 為外生的工具變數，若工具變數符合下列兩個條件，則為認定政策衝擊 ε_t^p 適當的工具變數：

$$\begin{aligned} E[Z_t \varepsilon_t^p] &\neq 0, \\ E[Z_t \varepsilon_t^{q'}] &= \mathbf{0} \end{aligned}$$

第一個條件為工具變數相關性條件 (instrument relevance condition)：外生的工具變數必須與同期的貨幣政策衝擊存在相關性；第二個條件為工具變數的外生性條件 (instrument exogeneity condition)：工具變數必須與同期的其他結構性衝擊無相關。

Gertler and Karadi (2015) 將高頻資料認定貨幣政策衝擊作為工具變數，代入 VAR 模型⁸，以估計貨幣政策衝擊對實質與金融變數的動態反應；Barnichon and Brownlees (2018) 則以 Romer and Romer (2004) 敘述研究法認定的貨幣政策衝擊作為聯邦資金利率的工具變數。

二、估計衝擊反應函數的計量方法

根據 Hamilton (1994)，衝擊反應函數可以下列數學式表示：

$$IR_h(d_i) = E(\mathbf{y}_{t+h} | \varepsilon_t = d_t; \mathbf{X}_t) - E(\mathbf{y}_{t+h} | \varepsilon_t = 0; \mathbf{X}_t), \quad h = 0, 1, 2, \dots$$

上式表示在其他條件不變下，某一經濟變數（或外生衝擊 ε_t ）變動時，其他變數受其影響後的動態變化。實證文獻常用其檢驗貨幣政策（如調整政策利率）對其他重要經濟變數的影響。以下介紹兩種估計衝擊反應的計量方法。

(一) VAR 模型

⁸ Stock and Watson (2008, 2012)、Mertens and Ravn (2013) 將工具變數應用於 VAR 模型，一般又稱此方法為近似 SVAR (proxy SVAR)。

首先設定一個縮減式 VAR (reduced from VAR) 模型：

$$A(L)y_t = e_t, \quad (27)$$

根據前述的認定方法，如應用限制變數間的同期關係，可得到縮減式 VAR 的誤差項與結構性衝擊間的關係為 $e_t = B\varepsilon_t$ ，因此上式可改寫為：

$$A(L)y_t = B\varepsilon_t,$$

進而可以將上式表示成移動平均 (moving average) 的形式：

$$\begin{aligned} y_t &= C(L)B\varepsilon_t \\ &= D(L)\varepsilon_t \\ &= D_0\varepsilon_t + D_1\varepsilon_{t-1} + D_2\varepsilon_{t-2} + D_3\varepsilon_{t-3} + \dots \end{aligned}$$

其中 $C(L) = [A(L)]^{-1}$ ，且 $D(L) = C(L)B$ ，而 $D(L) = D_0 + D_1L + D_2L^2 + D_3L^3 + \dots$ 。令 $D_h = [d_{ijh}]$ 。

則第 i 個變數對應第 j 個結構性衝擊的衝擊反應函數為

$$IR_h = \frac{\partial y_{i,t+h}}{\partial \varepsilon_{j,t}} = \frac{\partial y_{i,t}}{\partial \varepsilon_{j,t-h}} = d_{ijh}.$$

因此， d_{ijh} 為縮減式 VAR 模型參數的非線性函數。

VAR 模型需假設總體經濟的動態變化 (如第(27)式假設了變數考慮落後 p 期，且為簡單的線性相加模型)，若 VAR 模型設定與真實經濟體系相符，則據以估計的衝擊反應會是不偏的，但若模型設定錯誤，估計偏誤會隨期間 (horizons) 的拉長而擴大。

(二) Local Projections

Jordà (2005) 提出另一種估計衝擊反應的方法，稱其為 Local Projections (LP)，令 ε_{1t} 為經前小節方法認定出的政策衝擊，則變數 y 在衝擊發生 h 期後的動態反應可運用下列迴歸式估計：

$$y_{t+h} = \mu_h + \alpha_h \varepsilon_{1t} + \sum_{i=1}^p \beta_{i,h} x_{i,t} + \xi_{t+h} \quad h = 0, 1, 2, \dots, H. \quad (28)$$

α_h 為衝擊發生 h 期後，變數 y 對衝擊 ε_{1t} 的反應，模型中亦可加入其他控制變數 $x_{i,t}$ ，透過估計 $H + 1$ 條迴歸式，得到得係數估計值 $(\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \dots, \hat{\alpha}_H)$ 即為 LP 方法的衝擊反應函數。

LP 方法與 VAR 方法的差異可用預測模型中的直接預測 (direct forecasts) 與疊代預測 (iterated forecasts) 來說明，LP 方法如同直接預測係直接對未來 h 期的 y_{t+h} 估計衝擊反應的參數值；而 VAR 方法如同疊代預測，設定向前一期的預測模型，並以疊代運算的方式推算不同期間的衝擊反應。此外，VAR 須聯合估計所有內生變數的模型，而 LP 則只需估計一條迴歸式。

相對於 VAR 模型，LP 模型不需設定變數間的動態系統性影響關係，也比較不易因模型設定錯誤，致衝擊反應估計值產生嚴重偏誤。此外，相較於 VAR 模型，LP 模型比較不會有自由度不足的問題。然而，LP 估計的衝擊反應常常會有很大的波動 (variability)，使估計結果不易解讀，且估計值較不具有效性 (efficiency) (見 Jordà (2005)；Auerbach and Gorodnichenko (2013)；Ramey (2016)；Barnichon and Brownlees (2018))。

Barnichon and Brownlees (2018) 提出 Smooth Local Projections (SLP)，運用具懲罰的 B-splines (penalized B-splines) 得到平滑化的 LP 衝擊反應估計值，更明確地說，式(28)的係數值 α_h 可以用線性 B-splines 基本函數 (basic function) 來近似：

$$\alpha_h \approx \sum_{k=1}^K a_k A_k(h),$$

其中 A_k 為一組 B-spline 基本函數，而 a_k 對應的參數值。相同的，亦可將 μ_h 與 $\beta_{i,h}$ 以 B-splines 基本函數近似，則式(29)可近似為

$$y_{t+h} \approx \sum_{k=1}^K c_k C_k(h) + \sum_{k=1}^K a_k A_k(h) \varepsilon_{1t} + \sum_{i=1}^p \sum_{k=1}^K b_{i,k} B_{i,k}(h) x_{i,t} + \xi_{t+h}.$$

Barnichon and Brownlees (2018) 認為 SLP 的優點為衝擊反應估計值較平滑，易於解讀，在有限樣本下可改善估計值的偏誤幅度，亦可改善 LP 估計值不具有有效性的缺點。

三、台灣貨幣政策衝擊的實證分析

以下分別以 Cholesky 分解對總體變數設定遞迴假設，以及參考 Romer and Romer (2004) 的敘述研究法，兩種方法認定台灣貨幣政策衝擊，並估計總體變數受貨幣政策衝擊的反應。

(一)以敘述統計法認定台灣貨幣政策衝擊

1. 認定方法

此小節將 Romer and Romer (2004) 與 Clyne and Hürtgen (2016) 認定貨幣政策衝擊的敘述研究法，應用於台灣實證研究上。此種方法係運用歷史文件與資料，建構貨幣當局決策時的所擁有的資訊，並以模型估計央行的反應函數。認定方法分為兩步驟：(1)因市場利率的變化，可能反應總體經濟情勢或貨幣當局政策調整，故根據官方相關文件，逐一認定每次貨幣政策會議，貨幣當局意圖調整政策利率的幅度；(2)設定迴歸模型，排除利率變動幅度中貨幣當局對未來經濟情勢的系統性反應的成分，得到外生貨幣政策衝擊。

在第一步驟，Romer and Romer (2004) 根據 FOMC 相關歷史文件，認定 FOMC 調整貨幣政策時，意圖調整聯邦資金利率的幅度。而 Clyne and Hürtgen (2016) 以相同的方法認定英國的貨幣政策衝擊，由於英格蘭銀行 (Bank of England) 的政策利率 Bank Rate 係由該行定訂的利率，故 Bank Rate 的實際值的變動即為英格蘭銀行意圖調整的政策目標的幅度，故該文直接以 Bank Rate 的變動幅度進行第二

步驟的分析。

台灣實證文獻多以央行重貼現率或金融業隔夜拆款市場利率做為央行政策利率，前者由央行訂定，而後者為市場利率，其波動除反應央行政策變化，亦反應金融市場情勢。一般而言，央行宣布升降息，調整重貼現率時，也會透過公開市場操作，引導金融業隔夜拆款市場利率至央行的目標水準，因此當央行調整重貼現率時，金融業隔夜拆款市場利率水準也會隨之調整，兩者皆反應了央行的貨幣政策態勢 (monetary policy stance)。故與 Clyne and Hürtgen (2016) 相同，本報告直接以央行重貼現率的變動幅度作為央行意圖調整政策目標的幅度。

第二步驟，參考 Romer and Romer (2004) 與 Clyne and Hürtgen (2016)，設定下列迴歸模型：

$$\begin{aligned} \Delta i_m = & \alpha + \beta i_m + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i \hat{y}_{m,i}^F + \sum_{i=-1}^2 \varphi_i \pi_{m,i}^F + \sum_{i=-1}^1 \delta_i (\hat{y}_{m,i}^F - \hat{y}_{m-1,i}^F) \\ & + \sum_{i=-1}^1 \theta_i (\pi_{m,i}^F - \pi_{m-1,i}^F) + \sum_{i=1}^3 \rho_i u_{t-i} + \varepsilon_m, \end{aligned} \quad (29)$$

模型的資料頻率為歷次理事會與臨時理事會，以下標 m 表示第幾次貨幣政策會議，下標 i 則為經濟指標預測數係領先或落後貨幣政策會議幾季⁹。被解釋變數 Δi_m 為重貼現率在會議前後的變動幅度，解釋變數包含該次會議調整利率前，重貼現率的水準 i_m ；會議前一季至未來兩季經濟成長率與 CPI 通膨率的預測數 ($\hat{y}_{m,i}^F$ 與 $\pi_{m,i}^F$)；另加入本次會議前的預測數與前一次發布之預測數間的修正幅度 ($\hat{y}_{m,i}^F - \hat{y}_{m-1,i}^F$ 與 $\pi_{m,i}^F - \pi_{m-1,i}^F$)，以及會議前三個月的失業率 (u_{t-i})。

需強調的是，式(29)並非以後來補正資料或修正統計方法的事後修正資料 (ex-post revised data) 進行估計，而係使用各次貨幣政策會

⁹ $i = 0$ 表示與會議同季的預測數， $i = 1$ 表示下一季的預測數，以此類推。

議當時發布的即時資料 (real-time data)，以反應央行歷次會議當時所掌握的資訊。

Romer and Romer (2004) 認為，經濟成長率與通膨率的預測數蘊含了大量經濟指標的訊息，可以避免 VAR 模型受限於模型自由度，只能考慮少數變數，致在認定貨幣政策衝擊上可能忽略了重要訊息。此外，經濟指標的預測數反應了對未來總體經濟情勢的預期，可捕捉央行貨幣政策決策時所考慮未來經濟情勢的資訊。

如同 Romer and Romer (2004) 與 Clyne and Hürtgen (2016)，式(29)的殘差項即為敘述研究法認定的政策衝擊，意指重貼現率變動幅度中，並非依據當前或對未來經濟情勢預測所做出政策反應的成分，係無法預測、外生的貨幣政策衝擊。

2. 資料來源

本報告的實證樣本期間為 1996 年 1 月至 2018 年 3 月。由於中央銀行理監事聯席會議決議新聞稿多會引用主計總處對未來經濟成長率與 CPI 通膨率的預測數，作為貨幣政策決議的重要依據¹⁰，是故主計總處的預測數應蘊含了央行貨幣決策當時重要的即時訊息與對未來經濟情勢的預期，因此本報告以主計總處國民所得統計的經濟成長率與 CPI 通膨率估計第(29)式。

主計總處 2000 年以後的預測數取自主計總處網站歷次發布的新聞稿，而 2000 年以前，主計總處網站並未公布新聞稿，本報告從主計總處發行之國民經濟動向統計季報取得 2000 年以前的預測數。失業率與利率資料一經公布後，不會再修正，故本報告直接由主計總處與中央銀行網站取得即時資料。

由於迴歸式(29)是以貨幣政策決策會議為資料的頻率，本報告檢

¹⁰ 至 2017 年 9 月起，央行新聞稿改公布內部的預測數。

視主計總處公布預測數與央行召開貨幣政策會議的日期，以距離會議前最近一次發布的預測數作為該次會議所使用的預測數，因此每次貨幣政策會議所使用的預測資料皆是在會議之前所發布，故對應於每次貨幣政策會議所使用的經濟預測數，並不會包含該次貨幣政策的影響效果。

央行除定期於 3、6、9、12 月下旬舉行理事會外，如遇有重大經濟情變化，亦會召開臨時會或常務理事會，調整貨幣政策，如在 2000 年 12 月至 2001 年 12 月共召開 15 次會議，降息 12 次，2008 年 9 月至 2009 年召開 8 次會議，降息 7 次。本報告根據央行會議後發布之新聞稿，排除了少數與貨幣政策無關的會議¹¹，僅選取召開目的為調整政策利率的會議，在本報告的樣本期間中共有 107 次貨幣政策會議。

3. 台灣貨幣政策衝擊

式(29)的估計結果列於表 1。經濟成長率預測數係數值的總和為 -0.003 (t 統計量為 -0.137)，未達統計顯著；經濟成長率預測數變化的係數值總和為 0.03 (t 統計量為 1.94)，為統計顯著，顯示經濟成長率預測數較前次上修，央行會調升政策利率。在通膨率預測數方面，通膨率預測數的係數值總和為 0.055 (t 統計量為 1.98)，為統計顯著，顯示通膨率預測數提高，央行調升利率因應，通膨率預測數變動的係數值總和為 -0.027 (t 統計量為 -0.634)，未達統計顯著。失業率的係數值總和為 -0.02 (t 統計量為 -0.65)，亦未達統計顯著。整體而言，經濟成長率預測數或通膨率預測數提高，央行會調升政策利率，顯示央行的貨幣政策為反景氣循環 (countercyclical)。此外，模型的 R^2 為 0.50，顯示央行調整重貼現率的幅度確實與產出與通膨率的預測數據有關，但亦有約 50% 的利率的變動係無關於經濟前景的預期。

¹¹ 例如，2015 年 8 月 13 日央行常務理事會決議，修正「中央銀行對金融機構辦理購置住宅貸款及土地抵押貸款業務規定」部分規定，因該次會議目的並非調整貨幣政策，故本報告將之排除。

表 1 央行政策利率改變的決定因素

變數名	係數值	標準誤
常數項	0.118	0.149
前一次重貼現利率水準	-0.054**	0.023
<u>經濟成長率預測數</u>		
-1	-0.007	0.010
0	0.016	0.019
1	-0.031	0.020
2	0.019	0.016
<u>經濟成長率預測數變動幅度</u>		
-1	0.008	0.014
0	0.010	0.021
1	0.014	0.023
<u>通貨膨脹率預測數</u>		
-1	-0.021	0.019
0	0.044*	0.026
1	-0.016	0.029
2	0.049*	0.026
<u>通貨膨脹率預測數變動幅度</u>		
-1	-0.031	0.038
0	-0.083**	0.039
1	0.087**	0.042
<u>失業率</u>		
前 1 個月	-0.044	0.127
前 2 個月	-0.060	0.197
前 3 個月	0.086	0.122

註:被解釋變數為重貼現率變動幅度，***/**分別表示在 10/5/1%為統計顯著， $R^2 = 0.50$ ；DW=1.57；N=107。包含 1996 年 1 月至 2018 年 3 月召開的貨幣政策會議。

透過迴歸式(29)捕捉政策利率變動系統性的成分後，模型的殘差項即為貨幣政策衝擊，此序列正交於 (orthogonal) 央行決策時所擁有的訊息集合。接著，將以貨幣政策會議為頻率的殘差項轉換為月頻率的貨幣政策衝擊 (ε_t^p)，作法如下：將會議的殘差項分配於召開會議的月份，若該月央行未召開貨幣政策會議，則該月貨幣政策衝擊的數值為 0，若該月召開兩次以上貨幣政策會議，則該月的貨幣政策衝擊為所有會議殘差項之和。

圖 5 繪出央行重貼現率各月的變動幅度，以及本報告月頻率下的貨幣政策衝擊。在央行頻繁調整政策利率時，認定出的貨幣政策衝擊亦有明顯波動，兩個序列的相關係數為 0.59，但兩者間仍有些差異，在 2001 年 2 月至 12 月受美國網路科技泡沫與 911 恐怖攻擊事件，經濟成長率預測數大幅下調，央行降息 12 次，但敘述研究法的貨幣政策衝擊則顯示，貨幣政策基調並未如此寬鬆，受限於政策空間，央行無法持續大幅調降利率，在 2001 年 8 月至 12 月間甚至反呈緊縮性衝擊；2012 年後，央行僅調降 4 次利率，但敘述研究法的貨幣政策衝擊顯示，2014 年後多為寬鬆性衝擊，顯示近年央行貨幣政策基調維持在略微寬鬆的狀態。

依據上述方法建構的貨幣政策衝擊應外生於過去的總體變數，無法被過去資料所預測。為檢驗此衝擊的外生性，本報告以一系列的 Granger 因果檢定，將貨幣政策衝擊 ε_t^P 對落後期的總體變數進行迴歸：

$$\varepsilon_t^P = c + \sum_{i=1}^I \beta_i x_{t-i} + u_t$$

變數 x_t 分別考慮工業生產指數年增率、CPI 通膨率、失業率、M2 年增率、國際油價年增率及新台幣兌美元匯率年變動率等。表 2 列出虛無假設為 $\sum_{i=1}^I \hat{\beta}_i = 0$ 的 F 檢定統計量與 P-values，檢定結果顯示，除 M2 年增率在模型考慮落後 6 期 (I=6 lags) 時，F 檢定量達到 10% 統計顯著外，其餘檢定結果皆不顯著。整體而言，透過迴歸模型排除央行對未來經濟情勢系統性反應，得到的貨幣政策衝擊，多數情況無法被總體變數的落後期所預測，表示此貨幣政策衝擊應具相當程度的外生性。

圖 5 敘述研究法的貨幣政策衝擊

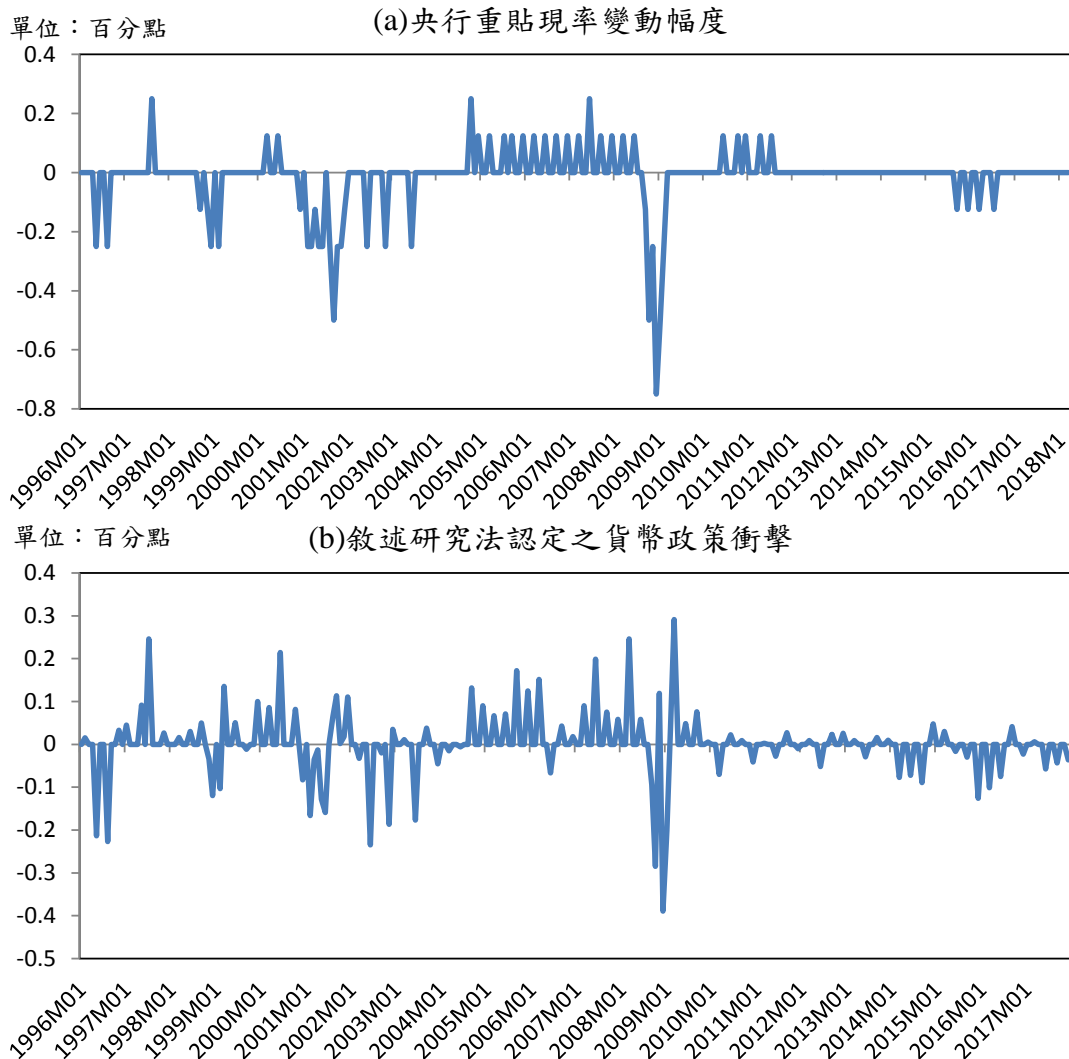


表 2 貨幣政策衝擊的可預測性檢驗

變數	I=3 lags		I=6 lags	
	F 統計量	P-values	F 統計量	P-values
工業生產指數年增率	0.038	0.845	0.651	0.421
CPI 通膨率	0.006	0.936	0.009	0.923
失業率	0.583	0.446	1.195	0.275
M2 年增率	1.743	0.188	2.807*	0.095
國際油價年增率	1.344	0.247	1.770	0.185
新台幣兌美元匯率年變動率	0.207	0.649	0.169	0.681

註：表中的 F 統計量與 P-values 為虛無假設為係數值 $\sum_{i=1}^I \hat{\beta}_i = 0$ 的檢定。係數估計值的標準誤以 Newey-West 的 HAC 方法估計。*表示顯著水準 10% 下顯著。

(二) 貨幣政策衝擊對經濟變數的動態影響

本報告以 Jordà (2005) 的 LP 方法估計貨幣政策衝擊對總體經濟

變數的動態影響，並以 Barnichon and Brownlees (2018)的方法，估計平滑化的衝擊反應函數，LP 模型設定如下：

$$y_{t+h} = \mu^h + \sum_{i=1}^I \alpha_i^h \varepsilon_{t-i}^P + \sum_{j=1}^J \beta_j^h x_{t-j} + \xi_{t+h}, \quad h = 0, \dots, H \quad (30)$$

其中 y_{t+h} 為欲估計衝擊反應的總體變數，本報告分別考慮工業生產指數與 CPI； ε_t^P 為貨幣政策衝擊，本報告考慮三種貨幣政策衝擊，分別為金融業隔拆利率變動，央行重貼現率變動，以及採前述敘述研究法認定之貨幣政策衝擊； x_{t-j} 為其他控制變數，本報告參考 Romer and Romer (2004) 與 Clyne and Hürtgen (2016) 的 VAR 模型設定，考慮工業生產指數、CPI 及原物料商品價格指數(以國際油價作為近似變數)。模型的落後期數考慮落後 4 期 ($I = J = 4$)，而 $H = 36$ 。

如同 Romer and Romer (2004) 與 Clyne and Hürtgen (2016)的認定條件，本報告假設貨幣政策會受到其他同期總體變數的影響，但貨幣政策對其他總體變數的影響至下一期才會顯現。在 VAR 模型，即是把貨幣政策變數放在 Cholesky 分解排序中的最後一個，而在 LP 的架構下，這種同期關係限制式即等於在式(31)中的 x_t 加入工業生產指數、CPI 及原物料商品價格指數的同期項 (詳見 Ramey (2016) 與 Barnichon and Brownlees (2018)之說明)。

一般而言，敘述研究法所認定的貨幣政策衝擊即為外生，不需在第(30)式中控制其他變數，但 Ramey (2016) 認為 Romer and Romer (2004)使用的綠皮書預測數可能並未包含 FOMC 所考慮的所有資訊，Ramey 建議可在模型中加入遞迴的限制，補充敘述研究法認定上的不足。

本報告以主計總處的預測數作為央行貨幣政策時所考慮的預測資訊，主計總處每年 2、5、8、11 月下旬發布預測數，央行則定期在 3、6、9、12 月下旬舉行理事會，兩者差距仍有 1 個月，央行可能在

預測數發布後至會議決策前獲得最新的訊息，而未被主計總處預測數所考慮，可能影響貨幣政策衝擊及變數衝擊反應的結果。為此，本報告在模型中考慮同期的工業生產指數、通膨率與國際原物料商品價格，以控制額外的影響貨幣政策的資訊。

圖 6 為總體變數對三種貨幣政策衝擊的反應函數，直接以金融業拆款利率或重貼現率變動，貨幣政策衝擊提高 1 個標準差，會使 CPI 顯著地上升，出現文獻上常見的價格謎團，文獻多認為價格迷團的發生係因為模型考慮的變數並未充分控制央行掌握的未來通膨訊息（見 Sim (1992) 與 Berman, Boivin, and Elias (2005)），雖本報告考慮了國際原油價格作為通膨預期的替代變數，但仍無法避免價格迷團的現象。

採敘述研究法認定的貨幣政策衝擊能明顯降低價格迷團的現象，雖在衝擊發生後 18 個月內，CPI 仍提高，但幅度明顯較小，在 18 個月後，緊縮貨幣政策出現抑制通膨上升的效果。本報告對 CPI 衝擊反應的估計結果與 Romer and Romer (2004) 及 Clyne and Hürtgen (2016) 結果相似，物價對貨幣政策衝擊的反應較慢，需遲至 18-24 個月後才有顯著的負向影響。

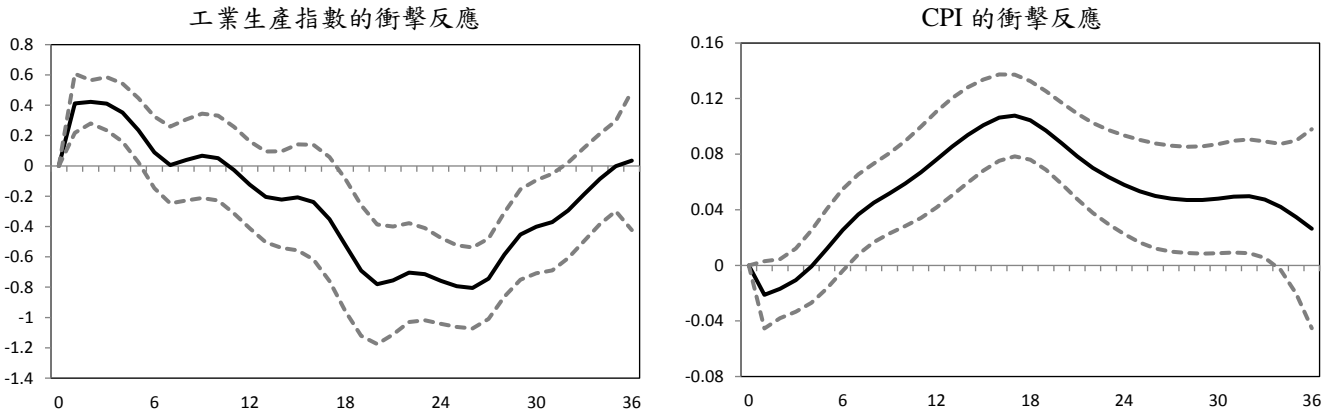
三個貨幣政策衝擊對工業生產指數的動態影響的估計結果較為相近，貨幣政策衝擊提高 1 個標準差，會使工業生產指數暫時性降低約 1 個百分點，惟三個衝擊的反應速度略有差異，敘述研究法認定的衝擊反應速度最快，約在衝擊發生 17 個月後，影響效果達到最大，其後影響效果縮小；而直接以重貼現率變動作為貨幣政策衝擊的影響效果至 30 個月後才達到最大，對工業生產指數的影響時間相對較長。

本報告分別以遞迴限制法與敘述研究法認定的貨幣政策衝擊，估計貨幣政策對工業生產指數與 CPI 的影響，與 Romer and Romer (2004) 及 Clyne and Hürtgen (2016) 實證結果相同，敘述研究法更充

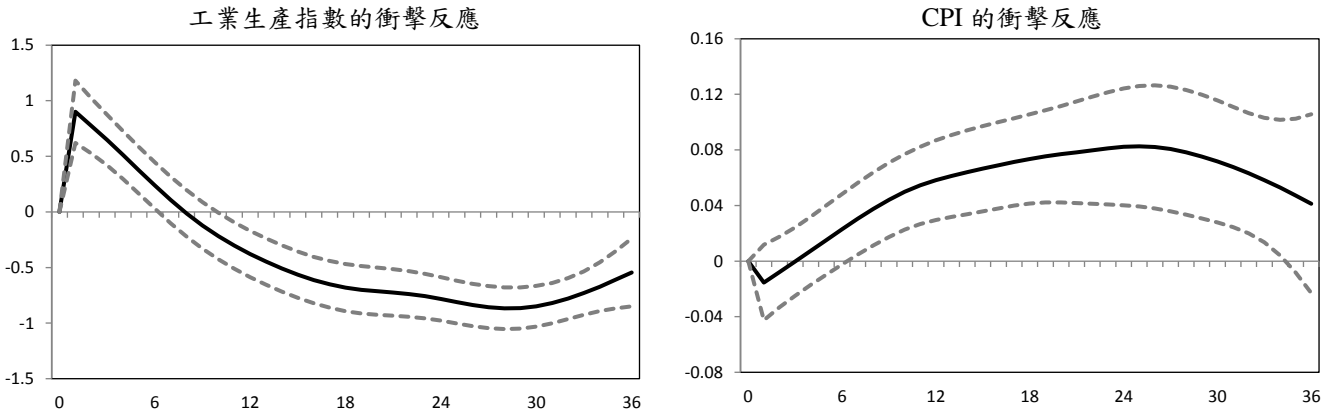
分地考量貨幣當局決策時所考慮的資訊，認定之貨幣政策衝擊應可改善價格謎團的問題，得到較符合理論預期的衝擊反應結果。

圖 6 總體變數對緊縮貨幣政策的衝擊反應函數

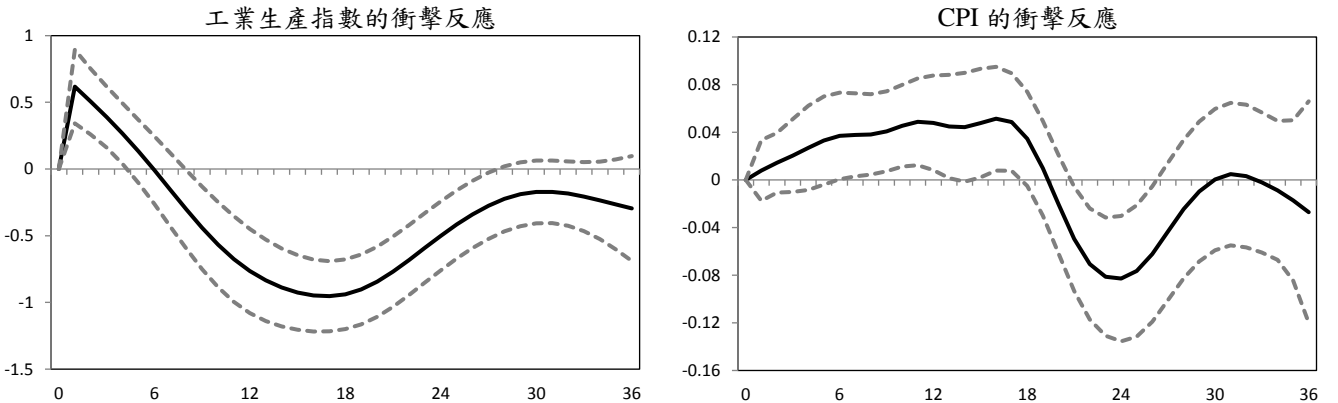
(a) 貨幣政策衝擊為金融業隔拆利率變動



(b) 貨幣政策衝擊為央行重貼現率變動



(c) 貨幣政策衝擊為敘述研究法認定之衝擊



註 黑色實線為變數受貨幣政策衝擊的衝擊反應函數，灰色虛線為 90% 信賴區間。

肆、心得與建議

本次參加瑞士央行基金會所舉辦之課程，除學習透過 DSGE 模型

架構下，探討貨幣政策的效果，以及不同估計貨幣政策效果的實證模型外，亦與各國央行成員充分交流與討論，了解各國央行執行貨幣政策所面臨的困難，獲益良多。茲提出下列建議：

1. 根據各國央行經驗，DSGE 模型預測能力多不如時間序列計量模型，惟 DSGE 模型能分析不同經濟情境下的政策效果，如財政政策與貨幣政策的搭配與協調，係央行政策分析的重要工具。過去本行有關 DSGE 模型的研究多著重於評估其預測表現，未來或可運用 DSGE 模型評估政策效果，作為本行政策分析的工具之一。
2. 全球金融危機後，各國央行紛採極度寬鬆貨幣政策，惟全球經濟復甦力道仍緩慢，貨幣當局與學者對於貨幣政策刺激經濟的效果產生疑慮。當前台灣經濟成長趨緩，貨幣政策亦持續維持寬鬆，或應仔細評估央行各種政策工具對實體經濟的影響力，有助採行適當的政策組合因應當前經濟現況。

參考文獻

- 陳旭昇 (2016),「央行『阻升不阻貶』?-再探台灣匯率不對稱干預政策」,《經濟論文叢刊》,第 44 卷,第 2 期,頁 187-213。
- Amir Ahmadi, Pooyan and Harald Uhlig (2015), “Sign Restrictions in Bayesian FAVARs with an Application to Monetary Policy Shocks,” NBER Working paper 21738.
- Auerbach, Alan and Yuriy Gorodnichenko. 2013. “Fiscal Multipliers in Recession and Expansion.” *Fiscal Policy After the Financial Crisis*, eds. Alberto Alesina and Francesco Giavazzi, University of Chicago Press.
- Barakchian, S. Mahdi and Christopher Crowe (2013). “Monetary Policy Matters: Evidence from New Shocks,” *Journal of Monetary Economics*, 60(8), p.950–966.

- Barnichon, Regis and Christian Brownlees (2018). “Impulse Response Estimation by Smooth Local Projections.” *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- Bernanke, Ben S., Jean Boivin and Piotr Elias (2005), “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), p. 387-422.
- Calvo, Guillermo (1983), “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12(3), p.383–398.
- Cloyne, James and Patrick Hürtgen (2016). “The Macroeconomic Effects of Monetary Policy: A New Measure for the United Kingdom.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(4), p.75-102.
- Galí Jordi (2015), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press, 2nd edition.
- Galí, Jordi, Mark Gertler, and David López-Salido (2001), “European Inflation Dynamics,” *European Economic Review*, 45(7), p.1237–1270.
- Galí, Jordi, and Pau Rabanal (2004), “Technology Shocks and Aggregate Fluctuations: How Well Does the RBC Model Fit Postwar U.S. Data?” *NBER Macroeconomics Annual*, p.225–288.
- Gertler, Mark and Peter Karadi (2015), “Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), p.44–76.
- Hamilton, James D (1994). *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Jordà, Òscar. (2005). “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections.” *American Economic Review*, 95 (1), p.161-82.
- Kuttner, Kenneth N. (2001), “Monetary policy surprises and interest rates:

- Evidence from the Fed funds futures market,” *Journal of Monetary Economics*, 47(3), p.523–544.
- Leeper, Eric M. (1997), “Narrative and VAR Approaches to Monetary Policy: Common Identification Problems,” *Journal of Monetary Economics*, 40, p.641-657.
- Mertens, Karel, and Morten O. Ravn (2012), “Empirical Evidence on the Aggregate Effects of Anticipated and Unanticipated US Tax Policy Shocks.” *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), p.145-181.
- Ramey, Valerie A. (2016). “Macroeconomic Shocks and Their Propagation,” in the *Handbook of Macroeconomics*, eds. John B. Taylor and Harald Uhlig, Amsterdam: Elsevier. Vol. 2, p.71-162.
- Romer, Christina D. and David H. Romer (1989), “Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz,” *NBER Macroeconomic Annual*.
- Romer, Christina D., and David H. Romer (2004), “A New Measure of Monetary Policy Shocks: Derivation and Implications,” *American Economic Review*, 94(4), p.1055-1084 .
- Sims, Christopher A. (1980). “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48, p.1-48.
- Sims, Christopher A. (1992). “Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy.” *European Economic Review*, 36(5), p.975-1000.
- Sbordone, Argia (2002), “Prices and Unit Labor Costs: Testing Models of Pricing Behavior,” *Journal of Monetary Economics*, 45(2), p.265-292.
- Stock, James H. and Mark W. Watson (2001), “Vector Autoregressions”, *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), p.101-115.
- Stock, James H. and Mark W. Watson (2002), “Forecasting Using Principal

- Components from a Large Number of Predictors”, *Journal of the American Statistical Association*, 97, p. 1167-1179.
- Taylor, John B. (1993). “Discretion versus Policy Rules in Practice.” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, p.195-214.
- Taylor, John B. (1999), “A Historical Analysis of Monetary Policy Rules,” in J. B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago, IL.
- Uhlig, Harald (2005). “What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure.” *Journal of Monetary Economics*, 52(2), p.381-419.