

行政院及所屬各機關出國報告
(出國類別：其他)

參加瑞士中央銀行基金會研究中心舉行之「貨幣
經濟學專題 II」研習課程出國報告書

服務機關：中央銀行

職 稱：副研究員

姓 名：繆維正

出國地區：瑞士伯恩

出國期間：民國 100 年 8 月 27 日至 9 月 10 日

報告日期：民國 100 年 11 月

目 錄

壹、前言	1
貳、新凱因斯 DSGE 模型與貨幣政策分析	2
一、基本模型	2
(一) 家計單位	3
(二) 廠商部門	5
二、線性化新凱因斯模型	8
(一) 線性化的菲力普曲線	9
(二) 線性化的 IS 曲線	10
(三) 貨幣政策傳遞機制	10
三、新凱因斯模型下的貨幣政策分析	11
(一) 承諾性的最適貨幣政策制訂	12
(二) 權衡性的最適貨幣政策制訂	14
(三) 承諾性與權衡性的最適貨幣政策分析	15
四、簡單小型個體基礎的新凱因斯 DSGE 模型之實例介紹	17
參、貨幣經濟學的實證與計量方法	19
一、貨幣對產出影響效果之估計	19
二、向量自我迴歸模型的運用	21
三、向量自我迴歸模型的批評	23
四、結構計量模型	24
五、校正法的優點	25
(一) 泰勒法則	25
(二) 以潛在產出的估計為例	26
六、過度配適問題	27
七、貝氏統計方法	30
肆、瑞士中央銀行的動態隨機一般均衡模型簡介	30
一、模型主要特色	31
二、模型架構	31
三、實證結果	33

四、 小結	36
伍、 結語	36
參考文獻	39

參加瑞士中央銀行基金會研究中心舉行之 「貨幣經濟學專題 II」研習課程出國報告書

壹、前言

職奉 派於民國 100 年 8 月 29 日至 9 月 9 日參加瑞士中央銀行基金會位於瑞士伯恩市郊之研習中心(Study Center Gerzensee) 所主辦之「貨幣經濟學專題 II」(Central Bankers Courses : Advanced Topics in Monetary Economics (II))研習課程。本次參加成員除本行外，尚包括亞美尼亞 (Armenia)、奧地利、白俄羅斯 (Belarus)、巴西、保加利亞、中國大陸、捷克、愛沙尼亞、法國、德國、印尼、以色列、韓國、拉脫維亞、蒙古、尼泊爾、秘魯、菲律賓、波蘭、沙烏地阿拉伯、瑞士、泰國、歐洲央行等 23 個央行代表。

本次研習主題係針對貨幣經濟理論、動態隨機一般均衡模型 (dynamic stochastic general equilibrium models, 簡稱 DSGE 模型)與時間數列模型，以及瑞士央行以 DSGE 模型進行貨幣政策分析與實務運作等課題進行完整的介紹。本次授課內容，主要由美國西北大學(Northwestern University)的 Lawrence Christiano 教授講解貨幣經濟之實證研究與計量方法，美國加州聖塔克魯斯大學 (University of California, Santa Cruz) 的 Carl Walsh 教授講解理論模型架構，另邀請瑞士央行之研究人員講解該行運用 DSGE 模型在貨幣政策分析之運用。應邀授課講員授課內容豐富，令在座學員對於貨幣政策分析與 DSGE 模型之研究獲益良多。

本報告共分為五部分，除前言外，第二節為新凱因斯 DSGE 模型之理論架構與貨幣政策分析，敘述新凱因斯 DSGE 模型架構及貨幣政策制訂、分析等議題；第三節為貨幣經濟學之計量方法與實證研究之回顧；第四節介紹瑞士中央銀行所建立，用以分析貨幣政策

的 DSGE 模型；第五部分為結語。

貳、新凱因斯 DSGE 模型與貨幣政策分析¹

近年來，DSGE 模型已經成為各國央行與國際貨幣基金（IMF）做貨幣政策分析與預測的重要工具。這些模型對總體經濟資料的配適程度相當好，而且樣本外預測能力也不較傳統的統計模型遜色。總合需求在這一類的模型扮演重要的角色，正如傳統的新凱因斯模型，因此，這一類的模型通常稱為新凱因斯（New Keynesian）DSGE 模型。

除此之外，DSGE 模型能解釋一些貨幣政策上的重要謎團，亦為該模型受到各國央行與學術界青睞的原因。舉例而言，傳統的貨幣政策模型，若不加入一些不合理的假設，很難解釋通膨對貨幣政策衝擊反應緩慢的事實（Mankiw 2000）。然而，DSGE 模型能以合理的模型參數，同時解釋了貨幣政策衝擊下，通膨的慣性與實質經濟變數的迅速反應的事實，並且對其他衝擊有合理的解釋（參見 Christiano, Eichenbaum, and Evans (2005) 與 Altig, Christiano, Eichenbaum, and Linde (2005)）。

DSGE 模型的基本架構，係代表性家計單位與廠商做最適決定的過程。

一、基本模型

DSGE 模型的基本元素包括家計單位與廠商。家計單位提供勞務，消費各種商品，並且持有現金與債券。廠商雇用勞動力，在獨佔性競爭市場中，生產與販賣各種商品。獨佔性競爭模型的基本架

¹ 本節之模型架構主要根據 Walsh (2010)。

構為 Dixit and Stiglitz (1977) 之模型，價格僵固模型則承襲 Calvo(1983) 的模型架構。所有的廠商每一期設定產品價格，然而只有一部份的廠商調整其價格。家計單位與廠商皆做最佳化決策：家計單位將期望效用之現值最大化，廠商則最大化其獲利。有一中央銀行控制名目利率。

(一) 家計單位

代表性家計單位的效用，是消費、實質貨幣餘額與勞動市場就業的函數。家計單位的目標，係最大化效用函數折現之期望值：

$$\max_{\{C_t, N_t, M_t\}} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left[\frac{C_{t+j}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} \left(\frac{M_{t+j}}{P_{t+j}} \right)^{1-b} - \chi \frac{N_{t+j}^{1+\eta}}{1+\eta} \right],$$

其中 C 為複合消費品 (composite consumption good)，包含獨佔性競爭廠商所生產的各種產品。各廠商編號介於 $[0,1]$ 之間，係一總測度為 1 的連續體 (continuum)， c_i 為廠商 i 生產的產品。家計單位的複合性消費品可以下式表示：

$$C_t = \left[\int_0^1 c_{it}^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}},$$

其中 $\theta > 1$ ， θ 為複合消費品中的個別商品的需求彈性。若 θ 愈大，各廠商生產的產品間替代性愈高，各廠商控制市場的能力則愈低。若 θ 趨近無窮大，各產品之間則為完全替代。 $\frac{M_t}{P_t}$ 為實質貨幣餘額，其中 M_t 為名目貨幣餘額， P_t 為物價水準。 N_t 為勞動市場就業的時間， $(1-N_t)$ 為休閒。

家計單位採取二階段的決策過程，將效用函數的預期折現值最大化：

在第一階段時，家計單位在給定複合商品 C_t 的限制下，選擇購買成本最低的 c_{it} 商品組合，亦即

$$\begin{aligned} \min_{c_{it}} & \int_0^1 p_{it} c_{it} di \\ \text{subject to} & \left[\int_0^1 c_{it}^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \geq C_t \end{aligned} \quad (1)$$

假設 p_{it} 為外生給定，各廠商沒有影響價格的能力。此一決策問題，可由限制式設立 Lagrange 乘數 ψ_t 推演最適消費行為的一階條件：

$$p_{it} - \psi_t \left[\int_0^1 c_{it}^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{1}{\theta-1}} c_{it}^{-\frac{1}{\theta}} = 0 \quad \Rightarrow \quad c_{it} = \frac{(p_{it})^{-\theta} C_t}{\psi_t} \quad (2)$$

透過複合消費的定義式 $C_t = \left[\int_0^1 c_{it}^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$ ，該式可化簡如下：

$$\psi_t = \left[\int_0^1 p_{it}^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{\theta-1}} \equiv P_t \quad (\psi_t \text{ 即等於物價水準}) \quad (3)$$

將(3)式再代回(2)式，將得到個別商品 i 的需求函數為：

$$c_{it} = \frac{(p_{it})^{-\theta} C_t}{P_t}$$

上式的意義為，在給定複合消費 C_t 的條件下，各種消費品的選擇取決於各產品的相對價格與替代彈性。家計單位第二階段的最適選擇問題為，係在給定預算限制式與購買複合商品 C_t 的成本下，選擇消費 C_t 、勞動市場就業時間 N_t 與名目貨幣餘額 M_t ，極大化效用函數的預期折現值，即

$$\max_{\{C_t, N_t, M_t\}} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \left[\frac{C_{t+j}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{\gamma}{1-b} \left(\frac{M_{t+j}}{P_{t+j}} \right)^{1-b} - \chi \frac{N_{t+j}^{1+\eta}}{1+\eta} \right] \quad (4)$$

$$\text{subject to} \quad C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} = \left(\frac{W_t}{P_t} \right) N_t + \frac{M_{t-1}}{P_t} + (1+i_{t-1}) \left(\frac{B_{t-1}}{P_t} \right) + \Pi_t \quad (5)$$

其中， β 為折現率， σ 、 b 、 η 為效用函數的參數， W 為名目工資， Π 為廠商實質利潤， i 為名目利率，名目貨幣餘額 M_t 相當於利率 i 的一期債券，預算限制式以實質型態呈現。由 Lagrange 乘數計算，對 C_t 、 N_t 與 M_t 等變數作微分可得，在均衡狀態下，除了預算限制式，以下一階條件必須滿足：

1. Euler 方程式，由跨期的一階條件決定各期的最適消費：

$$C_t^{-\sigma} = \beta(1+i_t) E_t\left[\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) C_{t+1}^{-\sigma}\right] \quad (6)$$

2. 由跨期決策條件推導而得，最適貨幣持有數量與消費之邊際替代率等於持有貨幣的機會成本：

$$\frac{\gamma(M_t / P_t)^{-b}}{C_t^{-\sigma}} = \frac{i_t}{1+i_t} \quad (7)$$

3. 最適休閒與就業時數之邊際替代率等於實質工資：

$$\frac{\chi N_t^\eta}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t} \quad (8)$$

(二) 廠商部門

代表性廠商在以下三個限制之下，最大化其利潤。第一個限制為生產函數，為了簡化起見，假設產出等於技術乘上勞力雇用：

$$c_{it} = Z_t N_{it} \quad (Z_t \text{ 為一代表生產技術的隨機變數，稱為總生產力干擾項 (aggregate productivity disturbance), } E(Z_t) = 1) \quad (9)$$

第二個限制為各產品的需求曲線，即

$$c_{it} = \left(\frac{p_{it}}{P_t}\right)^{-\theta} C_t \quad (10)$$

第三個限制為價格調整的限制，採用 Calvo(1983)的模型設定。每一期間，有 ω 部分的廠商維持原來的價格，僅有 $(1-\omega)$ 部分的廠商能調整價格。

在以上三個限制式之下，廠商的最適選擇問題包括：

首先，在生產技術限制的條件(9)下，決定最適勞動雇用量，將成本最小化：

$$\min_{\{N_t\}} \left(\frac{W_t}{P_t}\right)N_t$$

引進 Lagrange 乘數 φ_t ，此問題可改寫為：

$$\min_{\{N_t\}} \left(\frac{W_t}{P_t}\right)N_t - \varphi_t (c_{it} - Z_t N_{it})$$

其中 φ_t 為廠商的實質邊際成本。由一階條件可推導出：

$$\varphi_t = \left(\frac{W_t}{P_t}\right) / Z_t。$$

第二，廠商的定價問題為，在需求曲線的限制與每期僅有 $(1-\omega)$ 部分廠商能調整價格的條件下，選擇最適的價格 p_{it} ，以最大化期望折現利潤：

$$\max_{\{p_{it}\}} E_t \sum_{j=0}^{\infty} \omega^j \Delta_{j, t+j} \left[\left(\frac{p_{it}}{P_{t+j}}\right) c_{it+j} - \varphi_{t+j} c_{it+j} \right] \quad (11)$$

將需求函數 (10) 代入目標函數 (11)，可將此最大化問題改寫為

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \omega^j \Delta_{j, t+j} \left[\left(\frac{p_{it}}{P_{t+j}}\right)^{1-\theta} - \varphi_{t+j} \left(\frac{p_{it}}{P_{t+j}}\right)^{-\theta} \right] C_{t+j}$$

在本模型的架構下，不同廠商生產異質性的產品，但他們所擁有的生產技術完全相同，所面對的需求曲線，其需求彈性亦為相同

的常數。因此，所有廠商完全相同，唯一不同在於重新設定價格的時間點。然而，同一時間重新設定價格的廠商，其面臨的問題完全相同。假設在 t 時間，選擇重新定價的廠商將新價格設定為 p_t^* 。由 p_t^* 的一階條件可得：

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \omega^j \Delta_{j, t+j} [(1-\theta) \left(\frac{p_t^*}{P_{t+j}}\right) + \theta \varphi_{t+j}] \left(\frac{1}{P_t^*}\right) \left(\frac{p_t^*}{P_{t+j}}\right)^{-\theta} C_{t+j} = 0$$

將折現因子 $\Delta_{j, t+j} = \beta^j \left(\frac{C_{t+j}}{C_t}\right)^{-\sigma}$ 代入上式，可將上式改寫為

$$\frac{p_t^*}{P_t} = \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) \frac{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^j \beta^j C_{t+j}^{1-\sigma} \varphi_{t+j} \left(\frac{P_{t+j}}{P_t}\right)^{\theta}}{E_t \sum_{i=0}^{\infty} \omega^j \beta^j C_{t+j}^{1-\sigma} \left(\frac{P_{t+j}}{P_t}\right)^{\theta-1}} \quad (12)$$

假設所有廠商每一期都能調整價格，即 $\omega=0$ ，以上一階條件可簡化為

$$\frac{p_t^*}{P_t} = \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) \varphi_t = \mu \varphi_t,$$

即 $p_t^* = P_t \mu \varphi_t = P_t \left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) \varphi_t$ 。

所有的廠商重新設定價格，係照名目邊際成本加成定價，這是獨佔性競爭模型的標準結果。當價格可自由調整時，所有廠商定價完全相同，即 $p_t^* = P_t$ 且 $\varphi_t = 1/\mu$ 。以實質邊際成本的定義而言，即

$$\frac{W_t}{P_t} = \frac{Z_t}{\mu} < Z_t$$

然而，在最佳化條件下，實質工資等於休閒與消費的邊際替代率：

$$\frac{\chi N_t^{\eta}}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t} = \frac{Z_t}{\mu} \quad (13)$$

由市場結清條件與生產函數，可得在均衡狀態時，總產出等於

總消費，即 $Y_t=C_t$ ，與 $Y_t=Z_tN_t$ 。因此，均衡狀態的產出 Y^f ，即價格可自由調整的情況（flexible price）下的產出，為

$$Y^f = \left(\frac{I}{\chi\mu}\right)^{1/(\sigma+\eta)} Z_t^{(1+\eta)/(\sigma+\eta)}$$

由上式可知，當價格可自由調整時，產出為總生產力干擾項的函數。換言之，當價格僵固不存在時，新凱因斯模型可化簡為實質景氣循環（Real Business Cycle）模型。

假設 $\omega > 0$ ，表示每一期只有 $(1-\omega)$ 部分的廠商可調整價格，此時產出與可自由調整狀態下的產出不相同。由於廠商並非每期都能調整價格，當有機會調整價格時，必須考慮未來與現在的邊際成本。此時總體物價水準為 $(1-\omega)$ 部分可調整售價廠商的價格與其餘 ω 部分未調整售價廠商價格之加權平均，因此， t 期的價格滿足以下等式：

$$P_t^{1-\theta} = (1-\omega)(p_t^*)^{1-\theta} + \omega P_{t-1}^{1-\theta} \quad (14)$$

家計部門與廠商部門的一階條件與物價水準方程式，(6)、(7)、(8)、(12)、(13)、(14) 可構成一系統，包含消費 (C_t) 、就業 (N_t) 、實質貨幣餘額 (M/P_t) 、實質產出 (Y_t) 、實質邊際成本 (φ_t) 、物價水準 (P_t) 、廠商訂價 (p_t^*) 、實質工資 (W_t/P_t) ，以及名目利率 (i_t) 的總體經濟體系，再加上總生產函數 $Y_t=Z_tN_t$ 和貨幣政策法則，即可決定經濟體的均衡。

二、線性化新凱因斯模型

新凱因斯模型廣為央行採用的其中一個原因係該模型有一簡單的線性通膨方程式（即菲力普曲線）與產出、利率的關係。以下方程式中， \hat{x}_t 代表變數 X_t 偏離穩定態的百分比，「 f 」代表可自由調整價格的情境下之均衡狀態（flexible-price equilibrium）。以下的模

型對通膨率等於零的穩定態附近做線性化處理。

(一) 線性化的菲力普曲線

方程式(12)與(14)可在通膨率為零的穩定均衡狀態附近做近似，可得總通膨方程式：

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \tilde{\kappa} \hat{\phi}_t \quad (15)$$

其中

$$\tilde{\kappa} = \frac{(1-\omega)(1-\beta\omega)}{\omega}$$

為可自由調整價格廠商比例（即 $(1-\omega)$ ）的遞增函數。方程式（*）意味新凱因斯菲力普曲線中，通膨的調整為前瞻性，實質邊際成本 $\hat{\phi}_t$ 為驅動通膨過程的變數。當一廠商調整訂價時，必須考慮到未來數期可能無法調整訂價。以前瞻遞迴法解方程式(15)可得

$$\pi_t = \tilde{\kappa} \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t \hat{\phi}_{t+i}$$

參數 $\tilde{\kappa}$ 代表各期實質邊際成本對通膨率的影響。參數 β 值愈大，表示廠商看重預期利潤的程度較高，因此 $\tilde{\kappa}$ 愈小，通膨對目前實質邊際成本的反應較不敏感。價格僵固程度愈高（即 ω 愈大），廠商調整價格的機會愈少，在訂價過程中會較看重目前邊際成本。

方程式(15)隱含通膨與實質邊際成本有關，以下將建立實質邊際成本與產出缺口的關係，將式(15)寫成產出缺口的形式。在價格可自由調整的均衡狀態下，由廠商的一階條件線性化可得，

$$w_t - \hat{p}_t = \eta \hat{n}_t + \sigma \hat{y}_t,$$

再加上生產函數與產出方程式，線性化後可得

$$\hat{c}_t = \hat{y}_t, \quad \hat{y}_t = \hat{n}_t + \hat{z}_t.$$

因此，實質邊際成本在穩定態附近線性化後為

$$\hat{\phi}_t = (w_t - \hat{p}_t) - (\hat{y}_t - \hat{n}_t) = (\eta + \sigma) \left[\hat{y}_t - \left(\frac{1 + \eta}{\sigma + \eta} \right) \hat{z}_t \right] = (\eta + \sigma) [\hat{y}_t - \hat{y}_t^f].$$

利用以上結果，通膨調整方程式可改寫為

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \tilde{\kappa} \hat{\phi}_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t, \quad (16)$$

其中

$$\gamma = (\eta + \sigma),$$

$$\kappa = \tilde{\kappa} \gamma = \frac{(1 - \omega)(1 - \beta\omega)}{\omega} (\eta + \sigma),$$

$$x_t \text{ 為產出缺口，定義為 } x_t \equiv \hat{y}_t - \hat{y}_t^f.$$

(二) 線性化的 IS 曲線

方程式(16)描述當價格可自由調整的情況下，產出與通膨的關係。在本模型的架構下，產出等於消費，根據家計單位的一階條件(6)在通膨為零附近線性化可得

$$y_t = E_t \hat{y}_{t+1} - (1/\sigma)(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (17)$$

以產出缺口 $x_t \equiv \hat{y}_t - \hat{y}_t^f$ 的型式表示，上式可改寫為

$$x_t = E_t x_{t+1} - (1/\sigma)(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t, \quad (18)$$

$$\text{其中 } u_t \equiv (E_t \hat{y}_{t+1}^f - \hat{y}_t^f)$$

方程式(16)為供給曲線，(18)為需求曲線，將兩方程式聯立可得通膨與產出缺口的前瞻性理性預期模型，再加上央行的利率法則，即可對此模型求解。

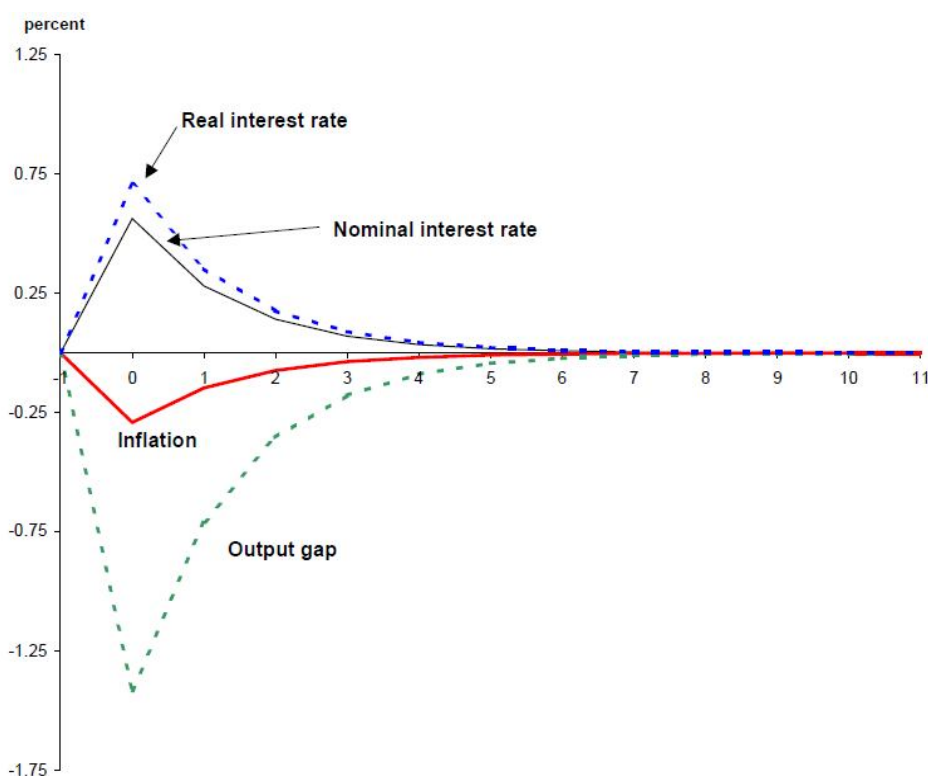
(三) 貨幣政策傳遞機制

假設央行制訂利率的法則，係調整利率以對抗通膨的變化

$$\hat{i}_t = \delta \pi_t + u_t \quad (19)$$

將方程式(19)與前述的供給曲線(16)、需求曲線(18)聯立，可得 x_t 、 π_t 和 i_t 等三個變數的聯立方程組。假設 $\beta = 0.99$ ， $\sigma = \eta = 1$ ， $\delta = 1.5$ ， $\omega = 0.8$ ，政策衝擊項 u_t 遵循一 AR(1)過程 $u_t = \rho_v u_{t-1} + \varepsilon_t$ ，其中 $\rho_v = 0.5$ 。由圖 1 中可知，調升名目利率會使通膨與產出缺口下降，衝擊反應逐步回到原點。若 $\rho_v = 0$ ，所有變數在衝擊當期後會回到穩定態。

圖 1：新凱因斯模型中，貨幣政策衝擊下，產出、通膨與實質利率的反應



三、新凱因斯模型下的貨幣政策分析

根據上一小節的推導，基本的新凱因斯模型架構如下列兩方程式所示：

$$x_t = E_t x_{t+1} - (1/\sigma)(\hat{i}_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t \quad ,$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + e_t$$

其中 e_t 為通膨衝擊或成本衝擊， u_t 為需求面的衝擊。本小節根據以上兩方程式探討最適貨幣政策的制訂。

最適的貨幣政策為何？長久以來，貨幣政策的研究假設中央銀行關注產出與通膨的二次損失函數。在個體基礎的模型架構下，研究者關注的是家計單位的效用函數與福利水準。根據 Woodford (2003) 與 Woodford (1998) 的推導，家計單位的效用函數在其穩定態附近的行為，恰可寫成通膨與產出缺口的二次函數：

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i V_{t+i} \approx -\Omega E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (\pi_{t+i}^2 + \lambda (x_{t+i} - x^*)^2) \right\} + \text{t.i.p.}$$

其中 t.i.p. 亦為與政策無關的項 (terms independent of policy)， x_t 為實際產出與自由調整價格下產出的差距，即產出缺口， x^* 為實際均衡產出與沒有獨佔性競爭下均衡產出的差距。Dixit and Lambertini (2003) 推導出，在貨幣當局與財政當局執行最佳化政策時，貨幣當局會使用財政政策使得 $x^*=0$ 。許多文獻中亦假設 $x^*=0$ 。因此，中央銀行的損失函數可寫為

$$L_t \approx \frac{1}{2} E_t \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (\pi_{t+i}^2 + \lambda x_{t+i}^2) \right\}。$$

以下介紹兩種貨幣當局可能會採取的政策：承諾 (precommitment) 或權衡 (discretion) 的貨幣政策。在承諾的貨幣政策下，央行對未來的政策做可信的承諾，而央行的作為能影響民眾對未來的預期。在權衡的貨幣政策下，央行做決策時僅考慮當時的狀況，在每一期做最佳化決策，民眾不相信央行對未來通膨所做的任何承諾。

(一) 承諾性的最適貨幣政策制訂

若一國央行在通膨調整曲線與 IS 曲線的限制下，選擇利率 i 、

通膨 π 與產出缺口 x 以最小化損失函數，即

$$\min \left\{ \frac{1}{2} E_t \left(\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (\pi_{t+i}^2 + \lambda x_{t+i}^2) \right) \right\}$$

subject to

$$x_t = E_t x_{t+1} - \sigma^{-1} (i_t - E_t \pi_{t+1}) + u_t$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + e_t, \text{ 或}$$

$$\min \left\{ E_t \left(\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \frac{1}{2} (\pi_{t+i}^2 + \lambda x_{t+i}^2) + \theta_{t+i} [x_{t+i} - x_{t+i+1} - \sigma^{-1} (i_{t+i} - \pi_{t+i+1}) - u_t] \right) \right. \\ \left. + \psi_{t+i} (\pi_{t+i} - \beta \pi_{t+i+1} - \kappa x_{t+i} - e_{t+i}) \right\}$$

由利率的一階條件 $E_t \theta_{t+i} = 0$ 可得，利率的設定與損失函數無關。由前瞻性 IS 曲線可推得，央行只要設定最佳的通膨率與產出缺口，即可得知在該架構下的最適利率。因此，吾人可直接將產出缺口 x 視為央行的政策變數。根據 $E_t \theta_{t+i} = 0$ ，可導出通膨率 π 與產出缺口 x 之一階條件：

$$\pi_t + \psi_t = 0$$

$$E_t (\pi_{t+1} + \psi_{t+1} - \psi_{t+2}) = 0$$

$$E_t (\lambda x_{t+1} - \kappa \psi_{t+1}) = 0$$

根據上述一階條件，央行於 t 時間設定通膨 $\pi_t = -\psi_t$ ，並且承諾在 $t+1$ 時間使通膨 $\pi_{t+1} = -(\psi_{t+1} - \psi_t)$ 。到了 $t+1$ 時間，央行會重新設定其最佳政策。

另一個最佳承諾政策的定義，係將央行開始此一最佳化操作的時間訂為無窮遠的過去，當期亦為實行該操作的其中一時點。Woodford(2003)將此一策略稱為無窮期的承諾政策 (timeless

perspective approach to precommitment) 。McCallum and Nelson (2000) 指出，無窮期的承諾政策與一般文獻中提及的承諾政策相同。

根據上述的一階條件，可推出央行的最適政策為

$$x_t = a_x x_{t-1} + b_x e_t$$

其中 a_x 為方程式 $\beta a_x^2 - (1 + \beta + \frac{\kappa^2}{\lambda}) a_x + 1 = 0$ 兩根中小於 1 的根，而

$$b_x = -\frac{\kappa}{\lambda[1 + \beta(1 - \rho - a_x)] + \kappa^2}$$

均衡通膨率為

$$\pi_t = \frac{\lambda}{\kappa} (1 - a_x) x_{t-1} + \frac{\kappa}{\lambda[1 + \beta(1 - \rho - a_x)] + \kappa^2} e_t$$

(二) 權衡性的最適貨幣政策制訂

若一國央行以權衡性的貨幣政策法則作為調整政策利率的依據，央行在每一期間調整利率，以最小化損失函數。因此，央行的決策問題遂成為最小化 $\pi_t^2 + \lambda x_t^2$ 的單期決策問題。該問題的一階條件，即權衡政策下的目標政策法則為：

$$\kappa \pi_t + \lambda x_t = 0$$

事實上，吾人可由最適承諾的貨幣政策（而非最適的無窮期承諾貨幣政策）的一階條件，得出此一政策法則。然而，第二期以後，兩者的最適政策不相同。由通膨調整方程式，將通膨變數消去，可得

$$(1 + \frac{\kappa^2}{\lambda}) x_t = \beta E_t x_{t+1} - (\frac{\kappa}{\lambda}) e_t$$

此方程式的解為 $x_t = \delta e_t$ ，其中

$$\delta = \frac{-\kappa}{\lambda(1 - \beta\rho) + \kappa^2}$$

最適權衡政策的均衡通膨率為

$$\pi_t = \frac{\lambda}{\kappa} x_t = \frac{-\lambda}{\lambda(1-\beta\rho) + \kappa^2} e_t。$$

(三) 承諾性與權衡性的最適貨幣政策分析

在成本衝擊之下，無窮期承諾的最適貨幣政策與權衡性的最適貨幣政策中的通膨與產出缺口的反應可由上述的模型計算而得。四個參數 β 、 κ 、 λ 與 ρ 需要事先設定，本文採用一般文獻上使用的數值 $\beta=0.99$ ， $\kappa=0.05$ ， $\lambda=0.25$ 與 $\rho=0$ 。

圖 2 與圖 3 中的實線分別代表成本衝擊下，採取最適承諾性貨幣政策，產出缺口與通膨的反應。在承諾性貨幣政策之下，央行將產出水準值設定在潛在產出水準以下，使央行能有效降低未來通膨的預期。

虛線代表成本衝擊衝擊下，採取最適權衡性貨幣政策，產出缺口與通膨的反應。在權衡性貨幣政策之下，成本衝擊來臨時，產出缺口與通膨立刻回到原點。成本衝擊來臨時，在承諾性的貨幣政策之下，央行使用的產出缺口與通膨預期兩工具來穩定物價，但在權衡性貨幣政策之下，央行能使用的唯一工具為產出缺口，使用工具的不同係造成兩者反應不同的原因。

圖 2：成本衝擊下的產出缺口反應：無限期承諾的貨幣政策與純粹權衡性貨幣政策

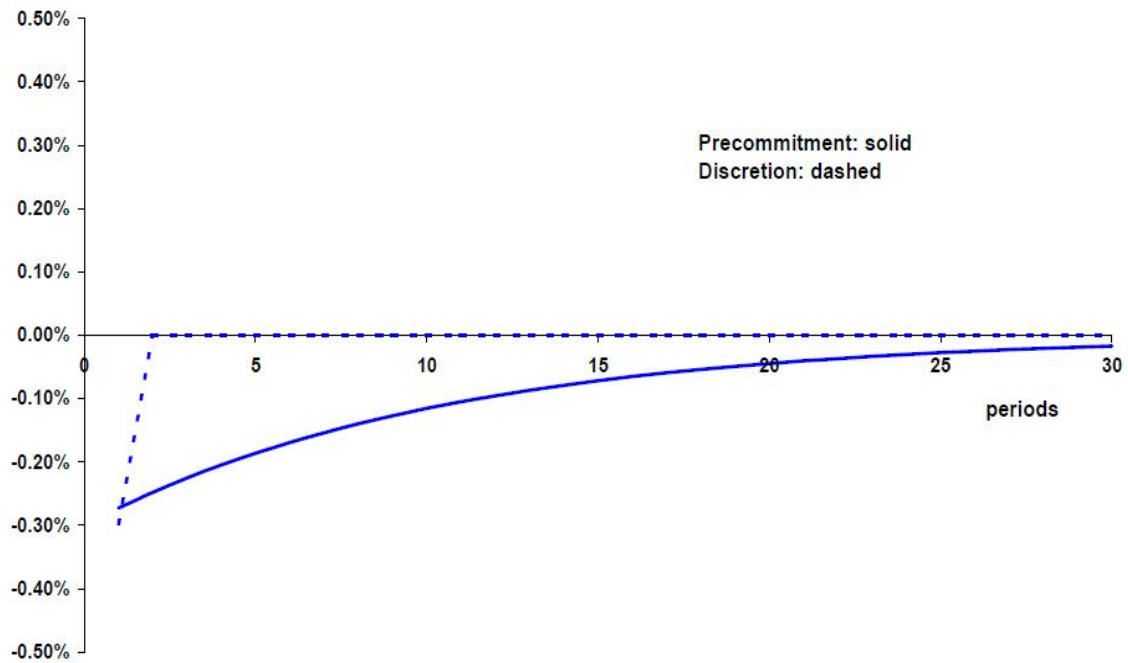
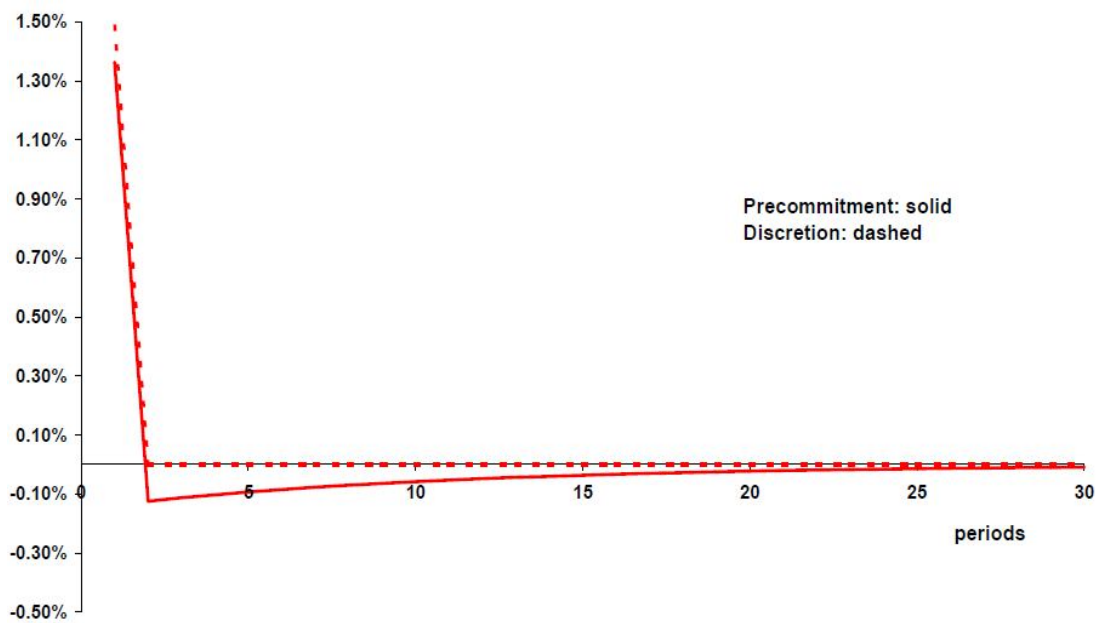


圖 3：成本衝擊下的通膨反應：無限期承諾的貨幣政策與純粹權衡性貨幣政策



四、簡單小型個體基礎的新凱因斯 DSGE 模型之實例介紹

以下介紹 Clarida-Gali-Gertler(1999)模型。

假設市場上有一代表性家計單位，藉著消費與提供勞動及大化其效用函數：

$$\max_{\{C_t, N_t\}} E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log(C_t) - \exp(\tau_t) \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}] ,$$

$$\tau_t = \lambda \tau_{t-1} + \varepsilon_t^\tau ,$$

其中 ε_t^τ 為獨立且相同的機率分配 (i.i.d.)， C_t 代表消費， N_t 代表勞動市場就業的時間。家計單位面對的預算限制式為：

$$P_t C_t + B_{t+1} \leq W_t N_t + R_{t-1} B_t + T_t ,$$

其中 T_t 代表定額稅 (lump sum tax) 與獲利， P_t 為物價水準， W_t 為名目工資， B_{t+1} 代表 t 時間購買的債券，在 $t+1$ 時間之價值， t 時間至 $t+1$ 時間之利率為 R_t 。競爭性廠商以下列技術生產單一產品 Y_t ：

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{it}^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} , \quad \varepsilon > 1 ,$$

其中 Y_{it} 為中間產品， i 介於 $(0,1)$ 區間中。競爭性廠商將最終產品的價格視為市場決定，必須選擇 Y_{it} 以最大化利潤。選擇各中間產品的量 Y_{it} ，以最大化利潤，可得以下一階條件：

$$Y_{it} = Y_t \left(\frac{P_t}{P_{i,t}} \right)^{-\varepsilon} ,$$

中間產品 Y_{it} 的生產者為獨佔廠商，將以上方程式視為其需求曲線。第 i 個中間產品生產廠商使用勞動力 N_{it} ，以下列生產函數生產

$$Y_{it} = \exp(a_t) Y_{it} , \quad \Delta a_t = \rho \Delta a_{t-1} + \varepsilon_t^a ,$$

其中 Δ 為一階差分運算元 (first difference operator)， ε_t^a 為獨立且相同分配的技術進步衝擊。第 i 廠商以 Calvo 模型設定價格，即對與每個廠商而言，有 θ 的機率維持與上一期相同的價格，即 $P_{it}=P_{i,t-1}$ ；另有 $1-\theta$ 的機率該廠商重新設定價格，即 $P_{it}=\tilde{P}_{it}$ 。

在 Ramsey 均衡之下，所有總體變數的均衡值即最適貨幣政策之下的均衡值。Ramsey 均衡之下，通貨膨脹率為零²，消費與就業達到其最適水準，意即消費與就業滿足資源限制式：

$$C_t = \exp(a_t)N_t,$$

而且消費與勞動的替代率等於邊際勞動產出，即

休閒的邊際效用/消費的邊際效用=邊際勞動產出

$$C_t \exp(\tau_t) N_t^\varphi = \exp(a_t)。$$

以上兩式對 C_t 與 N_t 求解，可得：

$$\begin{aligned} \log(N_t^*) &= -\frac{\tau_t}{1+\varphi}, \\ \log(C_t^*) &= a_t - \frac{\tau_t}{1+\varphi}, \end{aligned}$$

其中 * 代表 Ramsey 均衡條件下的值。在以上模型的敘述中， y_t 為產出的對數值， y_t^* 為 Ramsey 均衡狀態下的對數產出，即 $\log(C_t^*)$ 。

Ramsey 均衡狀態下 R_t^* 滿足跨期一階條件：

$$\beta E_t \frac{u_{c,t+1}^*}{u_{c,t}^*} \frac{R_t^*}{1+\pi_{t+1}^*} = 1$$

其中 $u_{c,t}^*$ 為 Ramsey 均衡條件下的邊際效用。在前述的效用函數下，

² 當廠商在不同時間點調整價格時，相對價格的改變、即價格扭曲會造成廠商的成本。僅有在通膨率為零時，這一價格扭曲現象能完全消除。參見 Ramsey(1927)。

$$\beta E_t \frac{C_{t+1}^*}{C_t^*} \frac{R_t^*}{1} = 1$$

兩邊取對數，可得

$$r_t^* = E_t \Delta a_{t+1} - E_t \frac{\tau_{t+1} - \tau_t}{1 + \varphi}。$$

變數 r_t^* 稱為自然利率， y_t^* 為自然（或潛在）產出。

參、貨幣經濟學的實證與計量方法

一、貨幣對產出影響效果之估計

幾乎所有經濟學者相信貨幣對實質變數的長期影響效果甚小或不顯著，但大多數經濟學者相信，在短期內，貨幣對實質變數，例如實質產出有顯著影響。

Friedman and Schwartz (1963) 以大約 100 年的美國資料作實證研究，發現 M2 成長領先產出成長。該文的結論為，貨幣成長變化是經濟活動變化的原因，但此一因果關係相隔時間可能甚長而且相差期間不確定。

Tobin (1970) 之研究卻指出，關於 Friedman and Schwartz (1963) 的研究，正確的解讀應是產出影響貨幣，而非貨幣影響產出。貨幣本身並非外生；貨幣的改變通常是受政策利率與經濟環境的影響。經濟擴張時，銀行可能擴張放款，使貨幣增加，即使政策利率沒有改變。因此，觀察到的貨幣與經濟活動的關係，可能是產出對貨幣的影響，而非貨幣對產出的影響。King and Plosser (1984) 指出，貨幣總計數中的 M1 代表銀行部門的負債，並且 M1 與產出相關程度高於聯準會 (Federal Reserve) 的負債與產出的相關程度。他們將這一相關性歸因於銀行部門對經濟波動的內生反應，而非貨幣政策的結果。事實上，若一國家以政策利率作為主要的貨幣政策工具，

例如美國，則貨幣的內生性問題將更為嚴重。

Friedman and Meiselman (1963)為早期以時間序列方法研究貨幣對經濟活動影響的文獻。該文的目的係以下方程式，研究貨幣對名目所得的影響效果：

$$y_t^n = y_t + p_t = y_t^0 + \sum_{i=0} a_i A_{t-i} + \sum_{i=0} b_i m_{t-i} + \sum_{i=0} h_i z_{t-i} + u_t$$

其中 y_t^n 為名目所得的對數值，等於實質產出與物價水準對數值之和，A 為自發性消費 (autonomous expenditures)，m 為貨幣總計數，z 為解釋名目所得波動的其他變數。該文的實證結果發現 b 為顯著異於零，並且無法拒絕 a 為零的假設，也就是貨幣對產出的解釋能力顯著高於自發性消費對產出的解釋能力³。這一方程式廣為 Federal Reserve Bank of St. Louis 的經濟學家所使用，因此又稱為 St. Louis Equations。然而，這一方程式的應變數為名目所得，所以無法區分貨幣對實質產出與物價兩者的影響。

Friedman and Meiselman 的結果引發 Modigliani and Ando (1976) 等人的批評，這些批評主要針對貨幣 m 的內生性。假設一個極端的情境，中央銀行能藉著控制貨幣供給，完全除去經濟衝擊對名目所得造成的波動。在此一情境下，m 與 y_t^n 可能完全無相關性 (uncorrelated)， y_t^n 對 m 的迴歸可能產生貨幣對名目所得完全沒有能力影響的結果。事實上，由於貨幣 m 對經濟衝擊做反應，m 與殘差項 u_t 並非無相關，以傳統的最小平方法做估計無法得到一致性 (consistent) 的估計結果。

³ 包括 Friedman and Meiselman (1963) 在內，部分 1960 年代的貨幣經濟學文獻，係以非定態的總體經濟變數 (例如 GDP、消費、貨幣、物價水準等) 水準值或水準值取對數後做實證研究，這些研究若重新以 1970 年代以後在計量經濟學中受重視的「單根」(unit root) 理論重新檢視，其結果未必十分可信。

Sims (1972) 引進 Granger causality 的概念，發現貨幣 Granger-causes GNP。Sims 使用美國的資料 (GNP, M1 與貨幣基數)，皆為水準值取對數。然而，Sims (1980) 卻發現，在迴歸式中加入利率，貨幣對產出的解釋能力則大幅降低。此一結果可能是因為，至少在美國，利率而非貨幣包含了貨幣政策中的主要訊息。

二、向量自我迴歸模型的運用

向量自我迴歸 (VAR) 模型係一瞭解貨幣政策效果的重要工具。Sims (1972, 1980) 率先以 VAR 模型實證研究貨幣政策對實體經濟的影響，Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) 對 VAR 在貨幣政策領域實證研究的相關文獻有完整深入的回顧。

假設有一雙變數自我迴歸模型，其中變數 y 為實質產出的自然對數值， x 為貨幣政策變數，例如利率或貨幣總計數。VAR 系統可寫為

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = A(L) \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{yt} \\ u_{xt} \end{bmatrix},$$

其中 $A(L)$ 為 2 階方陣，包含 L 的多項式， u_{it} 為序列獨立的變化量。這些變化量可寫成產出與貨幣政策衝擊的線性組合，其中此兩項衝擊互相獨立：

$$\begin{bmatrix} u_{yt} \\ u_{xt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \theta \\ \phi & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{xt} \end{bmatrix} = B \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{xt} \end{bmatrix}。$$

其中 e_{xt} 代表貨幣政策的外生衝擊。

以係數估計的觀點看來，若 x 與 y 可被觀察，則 $A(L)$ 與 $\Sigma_u = \text{Var}([u_y \ u_x]')$ 可由最大概似估計法估計出。然而，若要瞭解貨幣政策的傳遞，即 e_{xt} 對 y_t 的衝擊反應，則必須知道 B ，而 $\Sigma_u = B \Sigma_e B'$ ，其中 Σ_e 為 $[e_{yt} \ e_{xt}]$ 的變異數矩陣，係一對角矩陣。在 Σ_u 已知的條件下，

矩陣 B 無法被唯一決定，需要由經濟理論給予相關的訊息。一個常用的認定條件為 $\phi=0$ ，即貨幣政策為外生，則矩陣 B 可被決定，可以計算貨幣政策的衝擊反應。另一認定條件 $\theta=0$ 則代表貨幣政策對產出的影響，在當期為零，即貨幣政策對產出的影響有時間的落差。此外，亦可由長期「貨幣中立性」設定認定條件，即長期之下，貨幣政策對產出沒有效果⁴。

Sims (1992)以美、英、日、德、法等五國的資料，在 VAR 的模型架構下，計算利率政策對總體經濟的影響。Sims 對所有變數排序，係以利率為第一個，意即利率對其他變數在同期有影響效果，其他變數在同期並不影響利率。Sims 的實證結果符合理論預期，緊縮性的貨幣政策使產出受負向衝擊，數月後衝擊反應達到高峰，然後逐漸消退。

Eichenbaum(1992)建立四變數的 VAR 模型，包含 M1、聯邦資金利率、產出與物價，衡量貨幣政策的效果。該文以 M1 作為貨幣政策的代理變數，結果發現，M1 的正向衝擊使產出下降，聯邦資金利率上升，與理論預期相反。Gordon and Leeper (1994)以總準備金做為貨幣政策的變數，也獲得類似結果。

當 Eichenbaum(1992)以短期利率做為貨幣政策的代理變數，實證結果顯示，緊縮的貨幣政策，即利率上升會使產出下降。然而，該文卻發現，利率上升使物價上漲，與理論預期相反，這一現象稱為價格謎團 (price puzzle)。雖然物價上漲的幅度不大，但對經濟學家而言仍是一個困惑。一個可能的解釋是，VAR 模型中的變數並不包含央行所有的訊息。面對通膨的衝擊，央行調升利率的幅度不夠，或是時間太晚，都可能使通膨下降幅度有限，因此獲得「調升

⁴ 舉例而言，Blanchard and Quah (1989)即以貨幣中立性作為認定條件。

利率使通膨上升的結果」。美國以外的其他國家，亦有價格謎團的實證結果。一個可能的解決方法，是將原有的模型中加入商品價格或資產價格，由於這些價格對通膨預期的反應較敏感，可作為央行其他訊息來源的變數。然而，加入這些商品價格或名目匯率，能使物價對利率的正向衝擊反應下降，但並非完全消失。

Barth and Ramey (2002)對價格謎團提供另一個可能的解釋。他們認為，調升利率使廠商的借貸或持有存貨的成本上升，至物價上漲，產出下降。這一管道稱為「成本管道」(cost channel)。因此，物價對利率的正向衝擊反應係由成本管道造成，並非 VAR 模型設定的錯誤。

衡量貨幣政策效果的困難之一，在於最合適的貨幣政策衡量指標因期間而異。有許多經濟學者，認為過去 35 年來，最合適的貨幣政策衡量指標為聯邦資金利率，除了 1979-1982 年間。因此，無法預測到的利率改變可視為貨幣政策的衝擊。

縱使許多經濟學者對最適的貨幣政策衡量指標看法分歧，但貨幣政策對產出的衝擊卻相當一致。在寬鬆的貨幣政策衝擊下，產出的衝擊反應通常在數季以後達到高峰，後來逐漸消退。

三、 向量自我迴歸模型的批評

在貨幣政策的分析上，VAR 模型的運用招致許多批評。舉例而言，緊縮性貨幣政策使物價上漲的價格謎團，就是其中之一。央行制訂政策時會參考許多相關訊息，包括對未來的預測，但 VAR 模型卻無法包括前瞻性的變數，即人們對未來的預期，因此 VAR 模型容易將未來通膨與產出的改變完全歸因於貨幣政策的衝擊。

此外，實證上，VAR 模型中估計出的貨幣政策方程式，其殘差項的值常常與一般經濟學者認知的貨幣政策衝擊發生時點不相同 (Sheffrin (1995); Rudebusch (1998))。若要以殘差項作為貨幣政策衝擊的代理變數，是否一定難有合理的結果？這必須視所關注的議題而定。若研究者關心的是歷史上「某一次貨幣政策衝擊」的效果，以模型必須正確地認定貨幣政策衝擊時間點，才能做出正確的推論。然而，若研究者的目的是瞭解當貨幣政策衝擊來到時，經濟體如何做回應，則殘差項是否與貨幣政策衝擊發生時點一致則並非如此重要。在類似的研究中，Sims(1998)指出，許多供給、需求的文獻採用不同的供給曲線設定，獲得的需求曲線斜率卻相差不大。然而，這些文獻獲得的殘差項卻大不相同。

VAR 模型至多僅能認定貨幣政策衝擊的效果，而且是貨幣政策的改變中，與外在經濟環境無關的部分，即非內生反應的貨幣政策變化。然而，絕大多數的人認為，貨幣政策總是對經濟環境作反應，並非隨機的擾動 (random disturbance)。如果貨幣政策總是對外在經濟環境做回應，完全沒有全然出於外生衝擊的貨幣政策變化，採用 VAR 模型會獲得貨幣政策完全沒有效果的結論。

四、結構計量模型

1960 年代至 1970 年代初期，結構化模型以用於衡量回授 (feedback) 法則的貨幣政策效果，許多文獻用此方法瞭解總體經濟中投資、消費、利率期限結構的行為。結構化的模型包含一貨幣政策法則，使研究者能藉著動態模擬，瞭解貨幣政策對經濟結構的影響。例如，研究者能瞭解，在失業潮來臨時，迅速或緩慢、漸進地調整貨幣政策，效果有何差異。

使用計量模型作政策分析，必須確保估計的係數在不同的政策法則之下，係數的估計值不改變。Lucas (1976)對傳統的計量模型做了嚴重的批評：如果模型中的係數估計在不同的貨幣政策法則下，估計結果不同，則這類的模型無法用於政策分析。Lucas 批評的對象包括僅以歷史資料做未來預測的 VAR 模型，該論點使學術界重視理性預期在模型中的角色。DSGE 模型目前受到學術界與各國央行的重視，其中一重要原因，係 DSGE 模型以個體基礎出發，能避開 Lucas 對計量模型的批評。

五、校正法的優點

傳統上，建構一個經濟模型並決定其參數時，最常用的方法是古典的統計方法，即最小平方法或最大概似估計法⁵。然而，如前所述，在一些情況下，採用傳統的估計法會得到與直覺相違背的結果。這一類的問題，若採用校正法 (calibration)，可能得到較合理、且符合經濟直覺的結果。前面提到 VAR 在實證研究上的問題，例如價格謎團即是一個傳統估計方法無法獲得合理結果的典型實例，若以校正法或貝氏統計方法決定參數，則可獲得較合理的結果。以下以泰勒法則與生產函數為例，說明使用校正法的理由。

(一) 泰勒法則

舉例而言，假設一央行嘗試以歷史利率資料，決定泰勒法則中，產出缺口與通膨缺口的係數，即估計以下方程式：

$$\begin{aligned} \text{政策利率} &= \text{長期實質利率} + \text{通貨膨脹率} \\ &+ a \times \text{產出缺口} + (1-a) \times \text{通膨缺口} + \text{殘差項}, \end{aligned}$$

⁵ 事實上，線性迴歸分析之最小平方法估計量即該模型架構下之最大概似估計法，可參閱 Montgomery(2001)。

其中政策利率與通貨膨脹率可由歷史資料獲得，長期實質利率視為常數，以最小平方法估計，可得 a 的值。然而，這樣的估計常常獲得與直覺相違背的結果，例如 a 可能大於 1，意味央行必須對產出缺口做反應，對通膨缺口的反應卻與一般經濟直覺的認知的方向相反。這種情況在金融危機期間，資料波動較大時，尤為明顯。造成這種估計偏差的原因，在於研究者對模型基本假設的錯誤。以上的分析架構，係假設央行目前已經在正確的利率法則上，但該利率法則的係數不知道，而未來制訂利率法則也仿照歷史的利率法則；估計所得的 a 值是使利率法則最接近（即殘差項最小化）實際政策利率的係數值，但這並不是一個合理的假設。此外，該估計方法也忽略了產出與物價可能對利率的變動作反應，即內生性的問題。

一個解決上述問題的方法是直接採用文獻上已經使用的係數，例如 $a=1/2$ ，意即央行面對一個百分點的產出缺口升高，提升實質利率 0.5%；面對通膨缺口升高一個百分點，亦提升實質利率 0.5%。實證上，這樣的參數設定，其計算而得的利率法則時間數列也大致合乎經濟直覺。

(二) 以潛在產出的估計為例

假設一經濟體的潛在產出水準遵循 Cobb-Douglas 生產函數：

$$Y^* = AL^\alpha K^{1-\alpha},$$

其中 A 為生產技術， L 為勞動力， K 為資本。 L 與 K 的資料可取得，潛在產出 Y^* 無法直接觀察，但可觀察到實際產出水準 Y 。將上式兩邊取對數可得

$$\ln(Y^*) = \ln(A) + \alpha \ln(L) + (1-\alpha) \ln(K)$$

若欲由產出水準 Y 的資料估計 $\ln(A)$ 與 α ，則可估計以下迴歸方程式：

$$\ln(Y) = \alpha \ln(L) + (1-\alpha) \ln(K) + c + \varepsilon$$

可以最小平方法估計得的 α 值，代入生產函數，即可計算潛在產出水準。然而，這一估計方法所得的 α 值有時並不合乎經濟直覺，例如 α 值可能相當接近 0。吾人可參照過去的文獻，例如設定 $\alpha=0.7$ ，再以最小平方法估計殘差項。

造成以上不合理估計的原因，除了對潛在產出與實際產出水準間的假設關係不合理之外，亦有可能是因為 $\ln(L)$ 與 $\ln(K)$ 兩變數的共線性問題。

上述的兩個例子皆是以文獻上的值校正 (calibrate) 參數值，得到較為合理的結果，並不直接使用資料的訊息。有些時候校正法也使用資料的訊息，但並不再以殘差項最小化作為主要的依據。例如，衝擊反應是否合理即為參數決定的重要依據之一⁶。

六、過度配適問題

建構一迴歸模型時，是否包含愈多被解釋變數，其模型愈有用，預測效果愈好？等號右邊加入的變數愈多， R^2 即顯著增加，模型解釋能力上升；然而，加入解釋變數愈多，預測能力未必愈好。等號右邊增加解釋變數，會使樣本內的配適度 (in-sample fit) 提升，但未必會增加樣本外預測能力 (out-of-sample fit)。簡單的模型，其預測能力有可能比複雜的模型好。以下以一個極端的例子說明此一現象。假設有一組變數， $x=[1 \ 2 \ 3 \ 4 \ 5 \ 6 \ 7 \ 8 \ 9 \ 10]$ ；
 $y=[0.703 \ 2.662 \ 3.171 \ 4.099 \ 5.834 \ 5.572 \ 7.514 \ 8.507$

⁶ Berg, Karam, and Laxton (2006)。

8.761 10.136]。每一組的 x 與 y 的差異絕對值在 1 以下，方程式 $y=x$ 大致能描述兩者之間的關係。若吾人以九次多項式配適兩者之間的關係⁷，產生的配適結果在樣本內能有完美的配適，也就是在樣本內， y 的預測值能完全等於 y 的實際值。然而， $x=-1, 0, 11, 12$ 等值做出來的預測，絕對值卻超過 2000 以上，相當不合理。此一現象稱為過度配適 (overfitting) 或過度參數化 (overparametrization)。事實上，若以一次多項式做配適，即最簡單的單變數迴歸分析，反而能做出較合理的預測 (即樣本外配適) 結果 (圖 4-1、4-2)。

以上的例子說明線性迴歸模型下的過度配適問題，同樣的問題也發生在非線性的模型中。當模型的變數增加時，樣本內的配適能力可能非常好，樣本外的預測能力卻變差。若以古典方法做 VAR 模型的估計，極有可能面臨此一問題。

過度配適的問題也說明了使用校正法的優點。就前述的例子而言，若將九次多項式模型視為基準模型，所需估計的參數有十個。使用線性函數，即一次多項式做估計，即相當於校正了高次多項式的係數。如此一來，估計的參數較少，結果也較為合理。

⁷ 以九次多項式進行配適其實可看成迴歸方程式中有十個解釋變數 (regressors)。

圖 4-1：九次多項式的配適結果

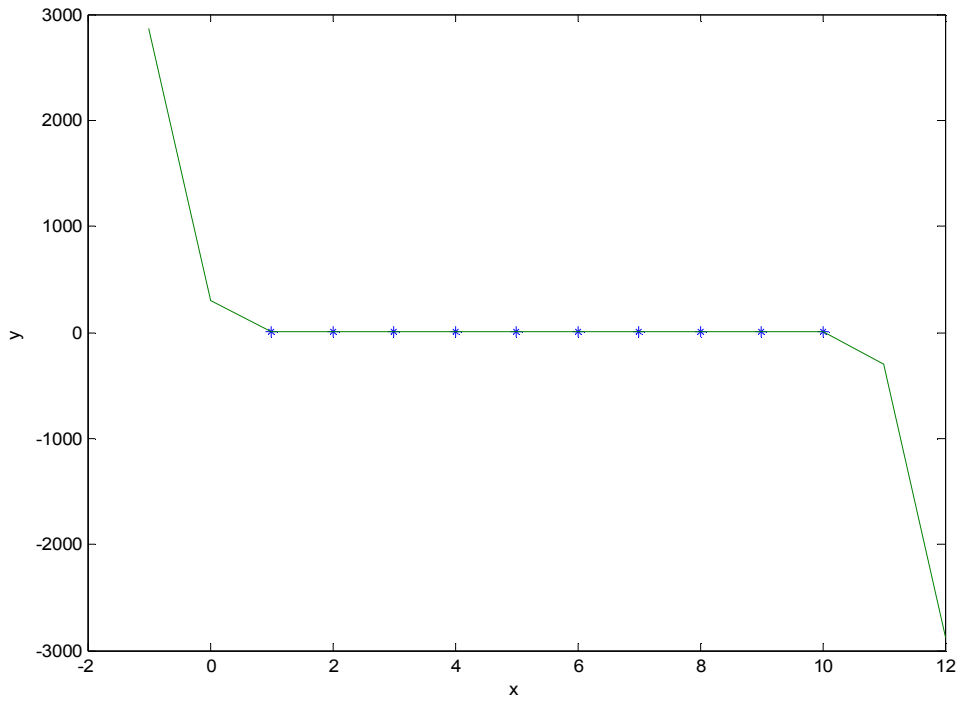
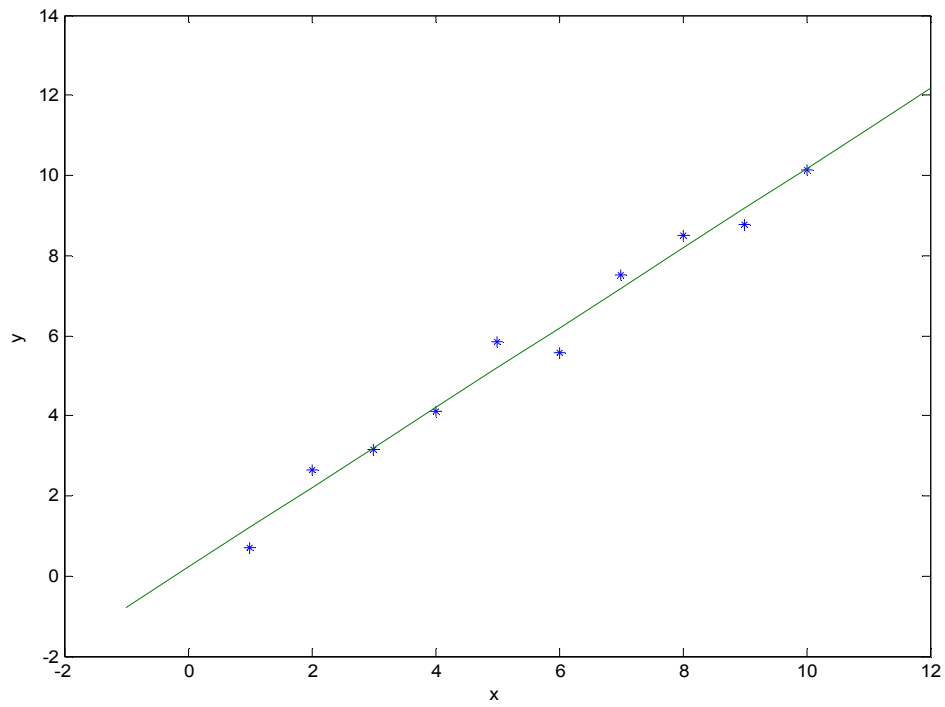


圖 4-2：一次多項式的配適結果



七、貝氏統計方法

在 DSGE 模型或 VAR 模型的架構下，需要估計的參數相當多，而總體經濟的資料通常是季資料或月資料，樣本數相當有限，若以古典統計方法估計，容易發生過度配適或自由度不足的問題。若校正其中一部份的參數，將其設定為常數，其他參數再以古典方法做估計，可降低需要估計的參數，解決過度配適的問題，但資料的訊息僅能顯現在所估計的參數中。貝氏統計方法是一個介於古典統計方法與校正法之間的折衷方法。

最大概似估計法的參數估計，係在整條數線上（或多維空間中）尋找一個點，使概似函數最大化，整個問題是一個不加限制的最佳化問題（unconstrained optimization）；校正法則是認定該參數為某一點，含有主觀判斷的成分。貝氏統計方法則是對於要估計的參數，設定一主觀的先驗分配（prior distribution），然後再加入資料的訊息。相較於古典統計方法的估計結果通常以點估計的型態呈現，貝氏統計方法的估計結果通常是以各參數的後驗分配（posterior distribution）呈現，後驗分配即包含了先驗分配與資料的訊息。若先驗分配設定的標準差相當大，則代表研究者對該參數沒有充分的訊息，估計的結果主要來自資料的訊息，與古典統計方法獲得的結果差異不大。反之，若先驗分配標準差設定為零，則代表研究者對該參數值的訊息有相當大的信心，或相當主觀地認定該參數值，無論資料的訊息如何，後驗分配與先驗分配相同，即所有機率分配集中在先驗分配平均值一點。關於貝氏統計方法的相關討論，請參見 Rossi, Allenby, and McCulloch (2006)。

肆、瑞士中央銀行的動態隨機一般均衡模型簡介

自從 2004 年起，瑞士央行開始建立內部的 DSGE 模型。自 2007 年以來，該行開始以 DSGE 模型進行經濟預測。目前該行中有一團隊進行研發與例行性預測，另一團隊則嘗試建置更大的 DSGE 模型，與現有模型主要差異點在於模型大小、包含部門與參數估計方法。

瑞士央行建立 DSGE 模型的目標，係將整個瑞士經濟體納入一實驗模型中，以研究以下議題：(1)研究瑞士的景氣循環；(2)研究貨幣政策效果，包括已執行的政策與計畫執行的政策；(3)在不同情境下，預測瑞士經濟在短期至中期可能發生的事件。

一、模型主要特色

瑞士央行的 DSGE 模型 (DSGE-CH) 包括經濟體中各種參與者，包括廠商、消費者、財政與貨幣當局。這些個體面臨的限制式包括預算、訊息、制度與科技的限制，並且要在這些限制式之下，做出利潤或期望效用最大化的決策。這些限制包括名目價格與工資調整的機會，市場競爭性的定義，以及各種個體參與經濟活動的實質成本。各種個體所做的經濟決策，即在這些限制之下，以理性、前瞻的方式，最大化其目標函數。所有個體作的經濟決策加總後，即獲得整個經濟體的供給與需求函數。

模型的「解」代表經濟體的均衡狀態，以線性隨機差分方程式 (linear stochastic difference equations) 表示，描述主要總體經濟變數對外生衝擊如何反應，整個經濟體系可視為過去、現在與未來預期的經濟活動與政策決定與外生衝擊的函數。

二、模型架構

瑞士央行的 DSGE-CH 模型有 40 條行為方程式，描述實質產

出、投資、資本財、資本租金、實質工資、實質邊際成本、消費、出口、進口、勞動力、外國與本國利率、名目匯率、經常帳、進出口價格、貨幣需求與通膨率。該模型包含以下部分：

- (一) 中間產品部門與零售部門：經濟體中包含中間產品部門與零售部門。中間產品由資本、勞力與進口的原油生產，並且用於生產最終產品。零售部門則結合國內外的中間產品與原油，生產產品供私人消費、政府消費與投資。
- (二) 市場結構：勞動市場與中間產品市場為不完全競爭市場，最終產品市場則為完全競爭。
- (三) 貿易：DSGE-CH 模型中假設瑞士為一半小型 (semi-small) 經濟體，在出口市場中有部分獨佔力。因此，瑞士能以出口國的貨幣自行決定價格，進口商也能以瑞士法郎設定價格，以達利潤最大化。目前 DSGE-CH 模型中以歐元區為全世界中瑞士以外的部分⁸。
- (四) 金融市場：為了避險的理由，消費者有動機持有外國資產。國內家計單位借貸的情況則視國外資產與國外利率的大小決定。
- (五) 貨幣政策：貨幣當局的貨幣政策，係回應通膨、產出水準與匯率的變動。
- (六) 外生衝擊：模型中包含許多國內外的衝擊，國內衝擊包括總要素生產力衝擊、財政支出、貨幣政策衝擊，國外衝擊則包括國外利率、國外產出、國外物價與油價衝擊。
- (七) 原油價格：在 DSGE-CH 模型中，原油進入中間產品與最終產品兩階段的生產過程。因此，原油對瑞士物價的影響有二，一

⁸ 此一假設並不十分合理，研究團隊將在未來的版本中修正此一假設。

是直接影響 CPI，二是影響中間產品的價格，進而影響最終產品的價格。

三、實證結果

為了使模型能用於分析瑞士整體的經濟狀態，模型中產生出來的重要變數結果必須與實際情況相距不遠。文獻上，評估 DSGE 模型實證表現的依據，主要為二階動差 (second moments)，即變異數 (variances)、變數相對大小的變異數 (cross-variances) 與自我相關係數 (autocorrelation)，以及衝擊反應函數與歷史模擬結果。

- (一) 動差：對大多數的變數而言，模型的二階動差與實際二階動差大致相同。然而，模型中實質匯率的行為與實際資料差異較大，是一較大的問題。舉例而言，模型中實質匯率與 GDP 的相關係數較實際值高很多。
- (二) 衝擊反應函數 (以貨幣政策衝擊為例)：面臨緊縮性貨幣政策衝擊，即名目利率上升時，產出、消費、投資、就業、進口、出口的水準值皆下降 (如圖 5)，符合理論預期。
- (三) 歷史模擬 (Historical Simulation)：歷史模擬的目的係為了檢驗，在已實現的外生衝擊下，內生變數的反應是否與實際資料相合。若一個模型的短、中期預測表現良好，則必能複製在外生衝擊的歷史資料條件下，各內生變數的值。使用模型的解與已實現的外生變數隨機過程，研究團隊嘗試複製內生變數的軌跡。由圖中可知，歷史模擬計算而得的內生變數，大致能捕捉 GDP、消費、投資的轉折點。然而，DSGE-CH 模型無法捕捉 1992 年房市崩盤與 2001 年的股市泡沫破裂所引發消費與投資的衰退，主要原因係 DSGE-CH 尚未納入金融部門，顯示金融

部門的興衰在研究瑞士景氣循環的重要性（如圖 6）。

圖 5：DSGE-CH 之貨幣政策衝擊反應

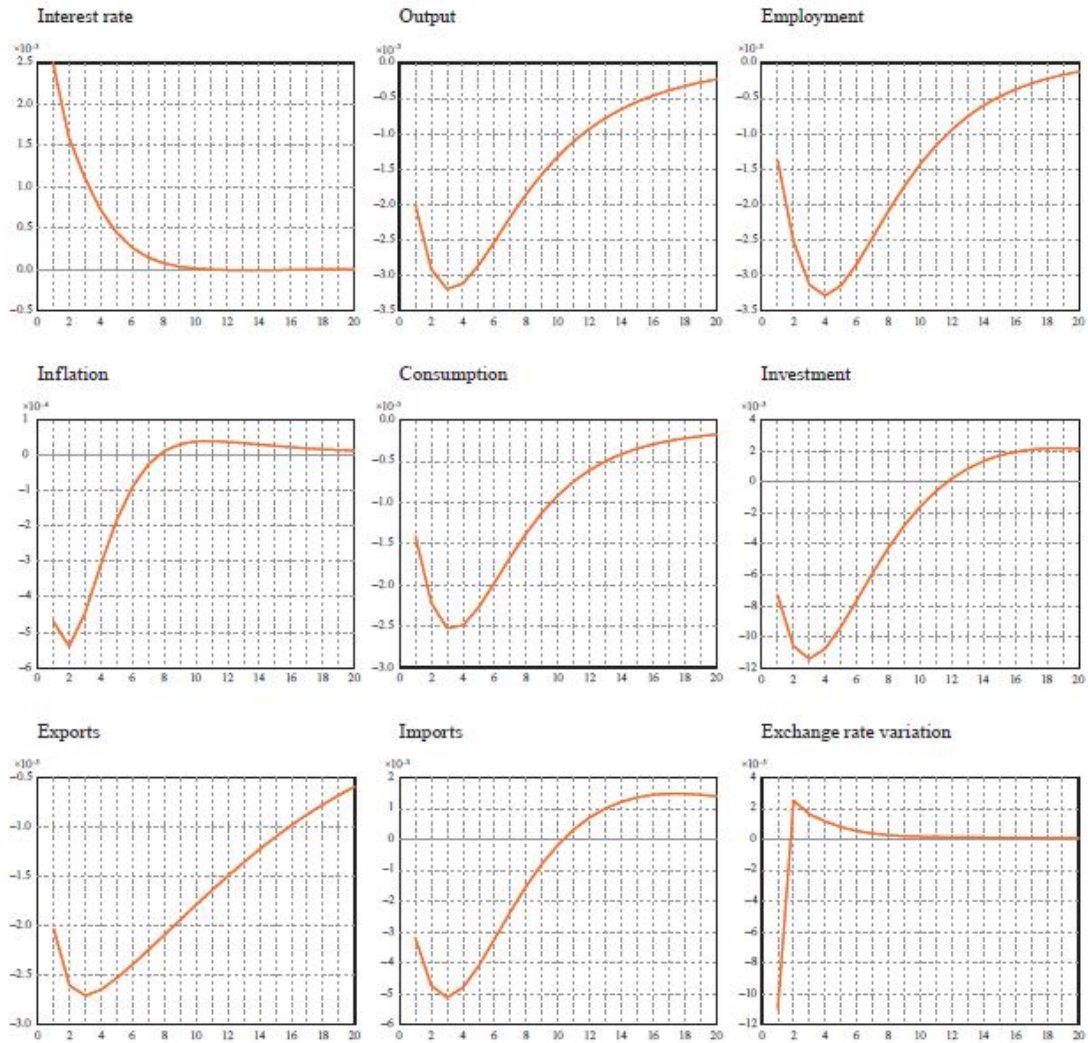
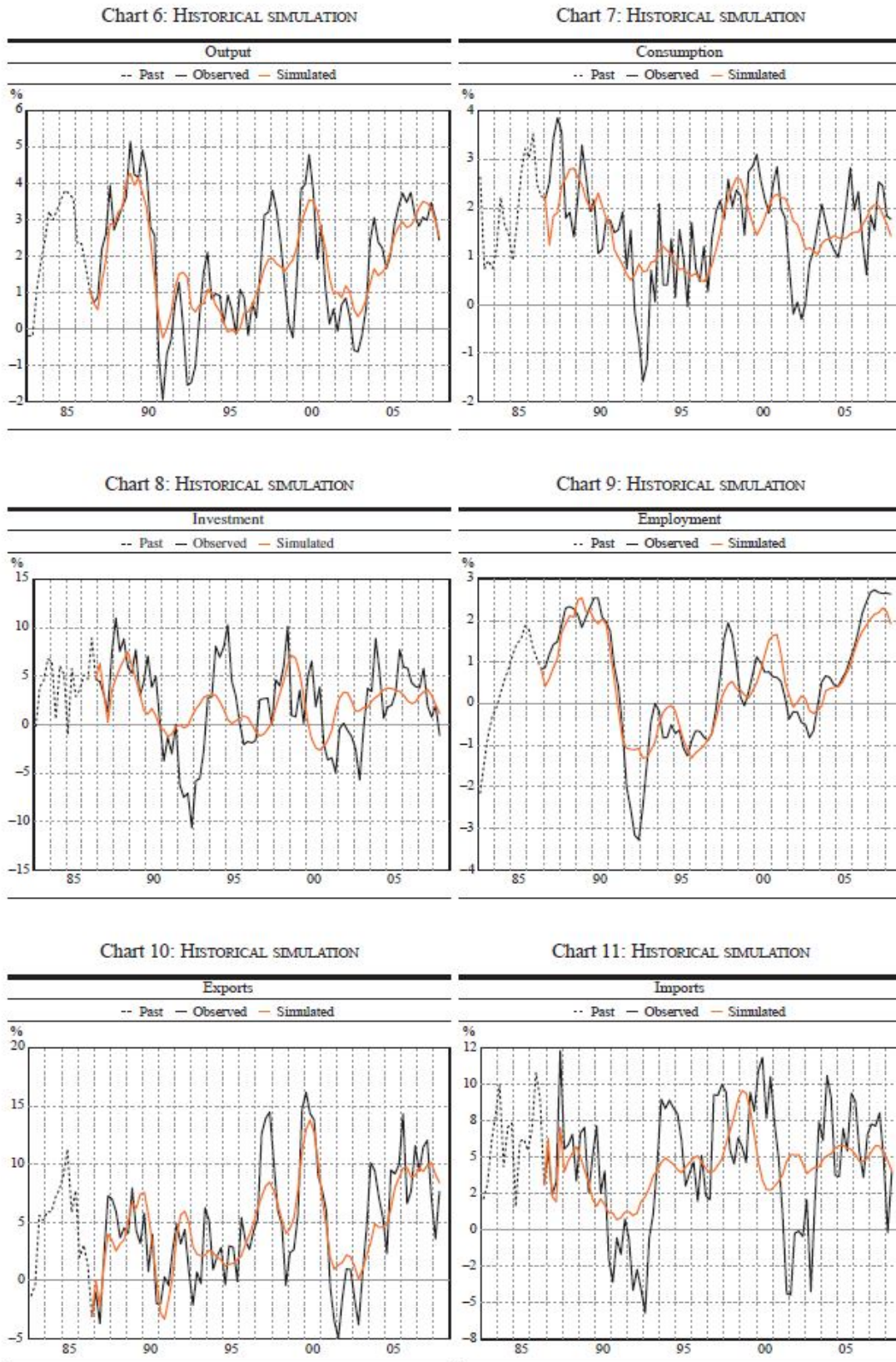


圖 6：DSGE-CH 歷史模擬結果



四、小結

DSGE-CH 模型是一個中等大小的模型，包含瑞士經濟體面臨的國內、外重要衝擊。由實證結果可看出，模型大致上表現良好，但仍有許多可改善的空間。由一、二階動差與衝擊反應可看出，模型大致捕捉了瑞士經濟體的動態行為。

在已知的外生衝擊或假設的衝擊之下，DSGE-CH 模型能準確地繪製短、中期總體經濟變數的路徑。因此，DSGE-CH 模型能運用在貨幣政策制訂上，自 2007 年起，該模型已經運用在瑞士央行每季的貨幣政策決策上。

然而，DSGE-CH 模型仍有許多改進的空間。第一，該模型不包含在瑞士至為重要的銀行部門。第二，該模型仰賴過去瑞士央行制訂貨幣政策的特定法則，然而這法則可能未必是最佳法則。第三，目前的參數以校正得出，並未在每一季進行估測時修正，未來可能會以校正的參數為基礎，再以貝氏方法進行估計。

伍、結語

近年來，DSGE 模型已成為貨幣政策分析的標準工具，IMF 與各國央行均致力於建立其 DSGE 模型，藉由分析個體最佳化選擇行為，DSGE 模型能將重要經濟變數的動態關係數量化，並能分析經濟體受衝擊時，各總體經濟變數的反應。貨幣政策執行者能以 DSGE 模型分析過去與未來、假想的貨幣政策效果，並能以該類模型做預測。

諾貝爾經濟學獎得主 Robert Lucas 指出，以傳統的總體計量模型做預測，並評估政策的效果是無效的。新的政策執行時，過去觀

察到的總體經濟變數關係已經不存在。DSGE 模型以個體的最適化選擇出發，克服了 Lucas 對計量模型的批評，適合用於政策分析。Woodford (2003)也指出，DSGE 模型已經被廣泛地運用於分析替代性的貨幣政策，由社會福利觀點分析這些政策是否為 Pareto 最佳政策。這些論點都是運用 DSGE 模型作貨幣政策分析的重要理由。

然而，由於 DSGE 模型建立較傳統模型困難，許多尚未建立成熟 DSGE 模型的國家仍以傳統的總體計量模型作為貨幣政策與預測的主要工具。美國聯準會 Minneapolis 分行總裁 Narayana Kocherlakota 也指出，DSGE 模型在探究 2007 年以來的金融危機方面，並不十分有用。然而，這一類的模型實用性不斷提升，總體經濟學家也一致認為，DSGE 模型需要同時加入價格僵固與金融市場摩擦 (financial market friction)。

由瑞士央行的經驗看來，DSGE 模型由建立、測試到實際運用在貨幣政策分析上，需要花費數年的時間，並且投入相當多的研究人力。本行若要發展 DSGE 模型，做為貨幣政策分析與預測的工具，可聘請學者專家建構一套基礎模型並校正參數，本行研究團隊則可以校正的參數作為基礎，以貝氏方法進行估計。本人由課程中的學員得知，有些央行已聘請美國知名教授協助建構 DSGE 模型。研究團隊亦能藉與學者專家合作的機會，吸取寶貴經驗。

本行 DSGE 模型之建置仍在初步階段，建議未來國內外若有開設類似的課程，宜鼓勵行內同仁積極參與，俾增進總體經濟模型建構的能力。待模型建構能力逐漸成熟後，本行能在傳統的計量模型之外，多一項貨幣政策分析與預測的工具，並能在貨幣政策決策時提供決策者參考之用。

DSGE 模型雖有許多優點，但誠如陳旭昇、湯茹茵 (2011)所言，DSGE 模型仍有許多尚待發展的部分。對於貨幣當局而言，該類模型並非能完全取代傳統模型，但可與現有模型的實證結果相互參照，藉以決定最合適的政策。兩種模型實證結果的差異，亦可作為日後 DSGE 模型參數校正的依據，使 DSGE 模型的參數更加貼近實際經濟情況。

參考文獻

陳旭昇、湯茹茵 (2011) 動態隨機一般均衡 (DSGE)模型在貨幣政策制定上的應用：一個帶有批判性的回顧與展望,《經濟論文叢刊》,即將刊登。

Altig, D., L. J. Christiano, M. Eichenbaum and J. Linde, (2005), Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities and the Business Cycle, *National Bureau of Economic Research* working paper 11034.

Barth, M. J., and V. A. Ramey (2002), The Cost Channel of Monetary Transmission, *NBER Chapters*, in: *NBER Macroeconomics Annual 2001*, Volume 16, pages 199-256 National Bureau of Economic Research, Inc.

Baltensperger, E., P. M. Hildebrand, and T. J. Jordan (2007), “The Swiss National Bank’s monetary policy concept-an example of a principles-based’ policy framework.” *Swiss National Bank Economic Studies*, 3.

Berg, A., P. Karam, and D. Laxton, (2006), “Practical Model-Based Monetary Policy Analysis -- A How-to Guide,” *IMF Working Paper* 06/081

Blanchard, O. J. and D. Quah, (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *American Economic Review*, vol. 79(4), pages 655-73, September.

Calvo, G. (1983), “Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework.” *Journal of Monetary Economics*, 12, 3, 389-398.

Christiano, L. J., M. Eichenbaum and C. L. Evans (1999), Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?, *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1A, eds., Michael Woodford and John Taylor, Amsterdam, New York and Oxford: Elsevier Science, North-Holland.

Christiano, L. J., M. Eichenbaum and C. L. Evans (2005), Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy., *Journal of Political Economy*, 113, 1, 1-45.

Christiano, L. J., M. Trabandt, and K. Walentin (2010), DSGE Models for Monetary Policy, Prepared for the *Handbook on Monetary Economics*, edited by B. M. Friedman and M. Woodford.

- Clarida, R., J. Galí and M. Gertler(1999), The Science of Monetary Policy: A New-Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, 37, 1661-1707.
- Cuče-Curti, N. A., H. Dellas and J. Natal (2009), DSGE-CH: A dynamic stochastic general equilibrium model for Switzerland., *Swiss National Bank Economic Studies*, 5.
- Dixit, A. K., and J. E. Stiglitz (1977), “ Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity.” *American Economic Review*, 67, 3, 297-308.
- Dixit, A. K., and L. Lambertini (2003), Symbiosis of monetary and fiscal policies in a monetary union, *Journal of International Economics*, Elsevier, vol. 60(2), pages 235-247, August.
- Eichenbaum, M. (1992), Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy : by Christopher Sims, *European Economic Review*.
- Erceg, C. J., D. W. Henderson and A. T. Levin (2000), Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts., *Journal of Monetary Economics*, 46, 2, 281-313.
- Estrella, A., and J. C. Fuhrer (2002), Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational Expectations Models, *American Economic Review*, 92, 4, 1013-1028.
- Friedman, Milton, and David Meiselman, (1963), The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897-1958, in *Stabilization Policies*, pp. 165–268. Prentice-Hall/Commission on Money and Credit, 1963.
- Friedman, M. and Schwartz, A. J.,(1963), *A Monetary History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press.
- Galí, J., and M. L. Gertler (1999), Inflation Dynamics: a Structural Econometric Analysis, *Journal of Monetary Economics*, 44, 2, 195-222.
- King, R. G. and Plosser, C. I., 1984. Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle, *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 74(3), pages 363-80, June.
- Kollmann, R. (2002), Monetary policy rules in the open economy: effects

on welfare and business cycles, *Journal of Monetary Economics*, 49, 5, 989-1015.

- Kocherlakota, N. (2010), Modern Macroeconomic Models as Tools for Economic Policy, *Banking and Policy Issues Magazine*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, May, <http://www.minneapolisfed.org/publications_papers/pub_display.cfm?id=4428>.
- Lack, C. (2006), Forecasting Swiss Inflation using VAR Models, *Swiss National Bank Economic Studies*, 2.
- Lucas, R. E. Jr. (1976), Econometric policy evaluation: a critique, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.
- McCallum, B. T., and Nelson, E. (2000), Timeless Perspectives vs. Discretionary Monetary Policy In Forward-Looking Models, *NBER working paper*.
- Montgomery, D. C., E. A. Peck, and G. G. Vining (2001), Introduction to Linear Regression Analysis, Wiley.
- Rossi, P., G. M. Allenby, and R. McCulloch (2006), *Bayesian Statistics and Marketing*, Wiley.
- Rudebusch, G. D. (1998), Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?," *International Economic Review*, Department of Economics, University of Pennsylvania and Osaka University Institute of Social and Economic Research Association, vol. 39(4), pages 907-31, November.
- Schmitt-Grohe, S., and Uribe, M., (2010), The Optimal Rate of Inflation, *NBER Working Paper*.
- Sheffrin, S. M., (1995), Identifying Monetary and Credit Shocks, in *Monetarism and the Methodology of Economics*, Aldershot, U.K.: Edward Elgar, 151-163.
- Sims, C. (1972), Money, Income and Causality, *American Economic Review*, September.
- Sims, C. (1980), Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered, *American Economic Review*, May, pp. 250-257.

- Sims, C. (1992), Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy, *European Economic Review*, 36, 1992, 975-1011.
- Taylor, J. B. (1993), Discretion versus Policy Rules in Practice, *Carnegie-Rochester Conferences Series on Public Policy*, 39, Dec. 195-214.
- Tobin, James, 1970. "Money and Income: Post Hoc Ergo Propter Hoc?," The *Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 84(2), pages 301-17, May.
- Unalms, D., I. Unalms and D. F. Unsal, (2009), On the Sources of Oil Price Fluctuations, *IMF Working Papers* 09/285.
- Walsh, C. E. (2010), *Monetary Theory and Policy*, 3rd edition, Chapter 8, the MIT press, Cambridge, Massachusetts.
- Woodford, M. (1998), "Doing Without Money: Controlling Inflation in a Post-Monetary World," *Review of Economic Dynamics*, 1: 173-219
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton: Princeton University Press, 2003.