

政院所屬各機關因公出國人員出國報告書

(出國類別：其他)

**參加英國英格蘭銀行研訓中心訓練課程
「中央銀行人員所需模型之介紹」出國報告**

服務機關：中央銀行

姓名職稱：林依伶/辦事員

派赴國家：英國

出國期間：101 年 5 月 25 日至 6 月 7 日

報告日期：101 年 8 月

目錄

壹、前言	1
貳、共整合與 SVAR 模型	2
一、共整合模型	2
二、SVAR 模型	3
(一) SVAR 模型之簡介	3
(二) SVAR 模型之台灣實證分析	5
參、DSGE 模型	11
一、新凱因斯 DSGE 模型之理論架構	11
二、以 Patra 與 Kapur(2010)為例之小型開放 DSGE	12
三、台灣實證	15
四、DSGE 模型面臨的挑戰	21
肆、英格蘭銀行的新經濟預測系統	22
伍、心得與建議	23

壹、前言

職奉 准於民國 101 年 5 月 26 日至 6 月 7 日參加英格蘭銀行研訓中心於倫敦所主辦為期 5 日之「中央銀行人員所需模型之介紹(Introduction to modelling for central bankers)」研習課程。本次參加成員除本行外，尚包括來自阿爾及利亞、亞美尼亞、巴西、保加利亞、埃及、愛沙尼亞、加納、印度、印尼、南韓、立陶宛、摩洛哥、菲律賓、波蘭、羅馬尼亞、塞爾維亞、斯洛伐克、斯洛維尼亞、西班牙、土耳其、烏克蘭等國家貨幣當局共 22 位學員參加。

本次研習主題為總體模型與相關統計軟體和估計方法之介紹，英格蘭銀行研訓中心主要藉由帶領學員進行模型估計與模擬等實際操作方式，使學員了解如何將各種計量模型與實證分析結合，並認識 EViews 及 WINSOLVE 兩種軟體。

主要課程內容為：(一) 介紹共整合及結構式向量自我迴歸模型 (Structural Vector Autoregressions, SVAR)，並進行實務操作。(二) 簡介 DSGE 模型 (Dynamic Stochastic General Equilibrium Model)，並配合 GMM (General Method of Moments) 估計 DSGE 模型中的相關參數。(三) 介紹與操作統計軟體 WINSOLVE 在 DSGE 上的應用，包括衝擊反應函數與模型之模擬。(四) 概要說明英格蘭銀行新經濟預測系統，包括 Central Organizing Model for Projection and Scenario Simulation (簡稱 COMPASS)，而其中心模型即為 DSGE。

因本課程主要與模型設定和統計軟體之應用有關，故本報告主要透過台灣總體經濟實證分析方式，分別說明 SVAR 模型與 EViews 之應用，以及 DSGE 模型與 WINSOLVE 之應用。本文共分為五個部分，除前言外，第二部分說明共整合與 SVAR 模型，及實證分析；第

三部分則說明 DSGE 模型之架構與實證分析；第四部分簡介英格蘭銀行的新經濟預測系統；第五部分則為心得與建議。

貳、共整合與 SVAR 模型

一、共整合模型

由於總體變數大都具有單根，故可能造成虛假迴歸，而透過差分 (difference) 方式雖可解決單根的情況，卻可能因此犧牲一些資料本身的資訊。然若變數之間具有共整合關係，則一方面可以避免虛假迴歸問題，另一方面又可保有資料原先帶來的資訊。此外在進行共整合分析後，可以透過誤差修正模型 (Vector Error Correction Model, VECM)，檢視所有變數之間的長短期關係。有關共整合等主要估計及分析之內容包括單根檢定、VAR 估計式、共整合檢定、弱外生性檢定，以及最後的 VECM 模型。

本文以貨幣需求函數中各變數是否具有長期關係(或共整合關係)為例，簡述 Johansen(1988,1991)共整合分析及估計 VECM 模型的主要步驟：

1. 單根檢定：將相關變數進行單根檢定，包括所得、利率、實質貨幣總計數等。而最常使用的單根檢定為 Augmented Dickey-Fuller(簡稱 ADF)，其虛無假設為變數具有單根，然因 ADF 檢定力低，因此通常可再配合虛無假設為變數不具有單根之 KPSS 檢定，以使單根檢定結果更具可信度。
2. 落後項檢定：當前項單根檢定結果顯示各變數具有單根後，採 VAR 估計法並選取最適落後項，其中有關落後項的檢定量包括：AIC、SC 及 HQ 等，而其中以 SC 檢定量較為保守(通常選定的落後項較小)，HQ 則介於中間，故通常建議以 HQ 或 AIC 結果選取

最適落後項。

3. 檢定 VAR 估計式的殘差項是否具良好特性，包括：是否為常態分配、不具自我相關等。倘若檢定結果為不具良好特性時，則通常可以再加入一期落後項解決自我相關等問題。
4. 進行 Johansen 共整合檢定，包括最大特性根檢定 (Max-eigenvalue Test) 與跡檢定 (Trace Test)，以判斷各變數是否具共整合關係。
5. 共整合向量限制檢定：若確立變數間具共整合關係，則可估計共整合向量，或進行共整合向量限制檢定，例如：檢定貨幣的長期所得彈性是否為 1 等。
6. 弱外生性檢定：其虛無假設為，該變數對於長期關係具弱外生性，亦即若無法拒絕虛無假設，則實質貨幣餘額與其長期均衡（或共整合關係）的偏離，對於該變數的變動不會造成影響。
7. 透過上述相關檢定及共整合估計後，則可得到代表各變數長短期關係之誤差修正模型。

二、SVAR 模型

(一)SVAR 模型之簡介

VAR 模型係將所有當期變數皆視為內生，並將各個變數的落後期作為解釋變數，因此通常不會發生內生性的問題。然而，VAR 模型假設同期變數間不會互相影響，此通常與實際狀況不符。而透過 SVAR，一方面可加入同期變數間的關係，另一方面可協助經濟學者探討結構性衝擊對總體變數的影響，並賦與經濟解釋，常見的衝擊包括：貨幣政策、技術進步及效用函數衝擊等。

SVAR 模型通常可以聯立方程組(1)式表示：

$$Ay_t = C(L)y_t + Bu_t \quad (1)$$

其中， u_t 為結構式的殘差項， $C(L) = C_1L + C_2L + \dots + C_pL$ ， L 為一落後運算元。而我們有興趣知道的參數為向量 A 及 B 、 C 以及 u_t 的共變異矩陣，然因認定問題導致我們無法直接對上式估計，但可以將(1)式進行調整後改對下式估計：

$$y_t = A^{-1}C(L)y_t + A^{-1}Bu_t = H(L)y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

式(2)即為俗稱的縮減式 VAR，其中 ε_t 為縮減式的殘差項， $\varepsilon_t = A^{-1}Bu_t$ 即 $A\varepsilon_t = Bu_t$ 。

透過對 H 及 ε_t 的估計，我們仍然無法認定向量 A 及 B 、 C 以及 u_t 的共變異矩陣，因此必須加入其他限制條件。

常見的短期限制條件有，採 Choleski 分解法的遞迴限制，以及非遞迴限制法等。而在 EVIEWS 中我們通常透過對矩陣 A 與 B 的設定來加入這些短期限制條件，若以 n 個內生變數的 SVAR 為例，則為達到可以認定之情況，必須至少加入 $n(3n-1)/2$ 個限制條件，例如在 $n=3$ 的情況下，須至少加入 12 個限制條件。

若採遞迴認定法且在 $n=3$ 情況下， A 、 B 矩陣應設定為：

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix}, \quad B = \begin{pmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{pmatrix}$$

在此設定下，我們多加入的限制條件包括 9 個限制為 0 的條件，以及 3 個單位化為 1 的條件，故總共加入了 12 個限制條件，剛好達到認定條件。

(二) SVAR 模型之台灣實證分析

因 SVAR 模型的內容主要包括，認定條件，以及得到模型估計值後的衝擊反應分析及變異數分解等。本文參考 Ole Rummel(2012a)進行我國貨幣政策(以 M2 為代表)與總體變數(包括 GDP、CPI 等)關係之實證，藉此說明 SVAR 之相關內容。

1. Sims'(1980)當期總體變數變動對貨幣政策無影響

根據 Sims'的早期文獻，其假設貨幣政策不會對當期總體變數之衝擊產生反應，可能與政府資訊落後有關，故而該文設定貨幣政策變動為一外生衝擊。本文根據 Sims'(1980)，採用台灣資料(1992 年第 1 季至 2011 年第 4 季)以探討代表貨幣政策之貨幣總計數 M2 與總體變數 GDP 和 CPI 的關係。相關 SVAR 估計步驟如下：

● VAR 估計-根據檢定結果選取 VAR 最適落後項

首先，將季調後之 M2、GDP、及 CPI 取對數後(即分別為 $\ln m2$ 、 $\ln gdp$ 及 $\ln cpi$)進行 VAR 估計，並且：

(1)依據 AIC、SC 及 HQ 等檢定量選取落後項為 2。

(2)而後進行 VAR 殘差項的自我相關性檢定(LM 檢定)及 VAR 的三種常態性檢定，檢定結果如下：

表 1 診斷性檢定				
診斷性檢定	LM	VAR 常態性檢定		
		偏態 (Skewness)	峰度 (Kurtosis)	JB
統計量	5.460	5.742	3.416	9.158
p-value	(0.79)	(0.12)	(0.33)	(0.16)

(3)根據表 1 之檢定結果顯示，該 VAR 估計式符合常態分配且不具自我相關，而檢視其特性根亦皆落入單位圓內(unit circle)，因此可

以據以判斷最適落後項為 2¹。

● SVAR 模型認定—遞迴限制法

本文採遞迴限制法進行 SVAR 之估計，由於採 Choleski 分解時，各變數的排序會影響分解結果，且因此處係根據 Sims'(1980)假設 lm2 對於來自 lgdp 及 lcpi 之當期衝擊不會產生反應，因此將 lm2 設定為第 1 個變數(即認定來自貨幣政策之衝擊為外生衝擊)，其次為 lgdp，最後為 lcpi，則 SVAR 模型的矩陣 A 及 B 估計結果如下：

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ C(1) & 1 & 0 \\ C(2) & C(3) & 1 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} C(4) & 0 & 0 \\ 0 & C(5) & 0 \\ 0 & 0 & C(6) \end{bmatrix} \quad (3)$$

表 2 lm2、lgdp 及 lcpi 之矩陣 A 與 B 估計結果

變數排序: lm2 lgdp lcpi		
(樣本期間: 1992 年第 1 季至 2011 年第 4 季)		
參數	估計係數	p 值
C(1)	-0.180	(0.498)
C(2)	0.156	(0.072)
C(3)	-0.006	(0.869)
C(4)	0.007	(0.000)
C(5)	0.015	(0.000)
C(6)	0.005	(0.000)
LR*	0.485	(0.785)

*LR 檢定係服從 $\chi^2(2)$ 分配，用以檢定加入 C(1)及 C(3)為零之限制是否存在過度認定，亦即 C(1)及 C(3)是否不為零。

其結果顯示，在矩陣 A 中僅有 C(2)顯著，故本文另加入 C(1)及 C(3)皆等於零之限制，另以概似比(Likelihood-Ratio, LR)檢定加入此兩個限制是否會過度認定。而結果為加入 C(1) 與 C(3)等於零之限制不存在過度認定(p 值為 0.785)。因此設定 C(1) 與 C(3)等於零並重新估計後，代表結構式殘差項(u_t)與縮減式殘差項(ε_t)之關係的

¹ 倘若檢定結果顯示有自我相關或特性根落入單位圓外，則通常可以多加一期落後項來解決。

A、B 矩陣估計值可改為：

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ -0.155 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} 0.007 & 0 & 0 \\ 0 & 0.016 & 0 \\ 0 & 0 & 0.005 \end{bmatrix}$$

即：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ -0.155 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{m_2,t} \\ \varepsilon_{gdp,t} \\ \varepsilon_{cpi,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.007 & 0 & 0 \\ 0 & 0.016 & 0 \\ 0 & 0 & 0.005 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{m_2,t} \\ u_{gdp,t} \\ u_{cpi,t} \end{bmatrix}$$

其表示，lm2 及 lgdp 之縮減式殘差項估計值僅與本身之結構式殘差項有關；而 lcpi 的縮減式殘差項估計值則為 lm2 的縮減式殘差項及本身結構式殘差項之線性組合。

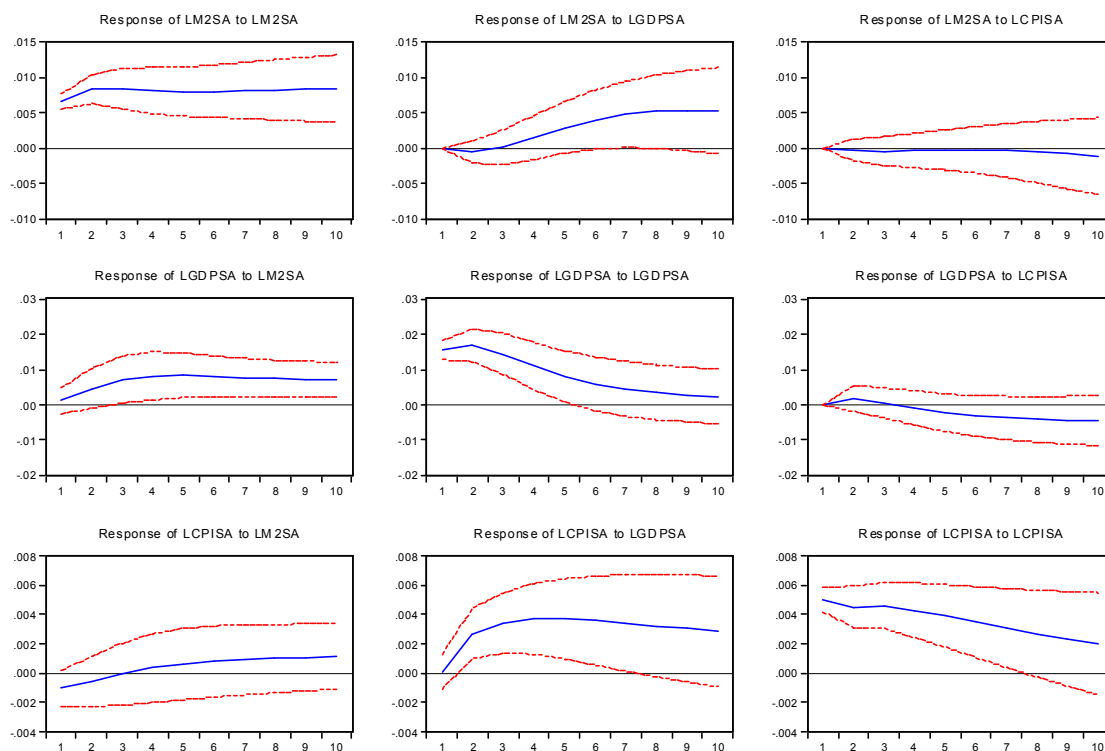
● 衝擊反應分析及變異數分解

其次，在進行衝擊反應等分析前，將在估計 SVAR 模型時，常用的衝擊反應分析及變數異分解說明如下：

- (1) 衝擊反應分析主要用於顯示，在既定 SVAR 模型下，面對結構性衝擊後各內生變數間的動態反應。亦即當 SVAR 模型已被認定及估計後，則可透過衝擊反應函數分析結構性衝擊(u_t)對各變數的影響。反之，若透過結構性參數估計值，則因各變數間的複雜的關係及反應，而使得我們很難由該參數估計值，得到具有經濟意義的解釋。
- (2) 變異數分解主要將內生變數的變動分解成不同衝擊成份的貢獻程度，亦即可以告訴我們該變數變動係來自本身衝擊的比例，相對於來自其他變數衝擊的比例。因此變異數分解可提供有用資訊——各種結構性衝擊在影響某一變數變動下之相對重要性。

本文將(3)式隱含的衝擊反應分析於下圖表示：

圖 1 lm2、lgdp 及 lcpi 之衝擊反應



首先根據圖 1 第 1 列顯示，面對來自本身之衝擊，貨幣供給在第 1 期即上升 0.007(此即為 C(4)的估計值)，而對於產出之衝擊，在期初時貨幣供給會下降，此為逆風向之貨幣政策(雖不顯著)，然而約在第 7 期開始顯著為正²。而面對物價之衝擊，貨幣供給則無明顯之反應。其次，貨幣供給衝擊對於產出的影響，約在第 4 期以後開始顯著為正，顯示寬鬆的貨幣政策對於產出具有正向影響。最後就產出衝擊對於物價之影響，約在第 2 期開始物價明顯向上反應，此顯示正向的產出衝擊會帶動物價之上升。

此外，本文將對應之變異數分解列於表 3。其顯示，來自產出之衝擊對於 M2 變動之貢獻在第 5 期後開始明顯增加，在第 10 期之貢獻率約為 16%；其次，來自 M2 之衝擊對於產出變動之貢獻在第 2 期

² 此可能係因該模型設定及認定不佳，導致貨幣政策出現順景氣環現象，故較不符合實際情況。本文另在第二節加入利率變數且更換變數順序後，貨幣政策轉為逆風向現象。

即明顯增加，在第 10 期時之貢獻率幾達三分之一；最後，產出之衝擊對於 CPI 變動之貢獻率在第 2 期即明顯增加，於第 10 期時則約為 40%。

表 3 lm2、lgdp 及 lcpil 之變異數分解

lm2 之變異數分解					lgdp 之變異數分解				
期間	S.E.	lm2	lgdp	lcpil	期間	S.E.	lm2	lgdp	lcpil
1	0.01	100.00	0.00	0.00	1	0.02	0.58	99.42	0.00
2	0.01	99.63	0.30	0.07	2	0.02	4.12	95.32	0.56
3	0.01	99.66	0.19	0.15	3	0.03	9.13	90.45	0.42
4	0.02	98.82	1.02	0.16	4	0.03	14.18	85.39	0.42
5	0.02	96.44	3.42	0.14	5	0.03	18.60	80.59	0.81
6	0.02	93.13	6.75	0.13	6	0.04	22.23	76.24	1.53
7	0.02	89.76	10.12	0.13	7	0.04	25.17	72.35	2.48
8	0.02	86.85	12.99	0.16	8	0.04	27.58	68.88	3.53
9	0.03	84.54	15.22	0.24	9	0.04	29.61	65.77	4.61
10	0.03	82.76	16.85	0.38	10	0.04	31.35	62.97	5.68

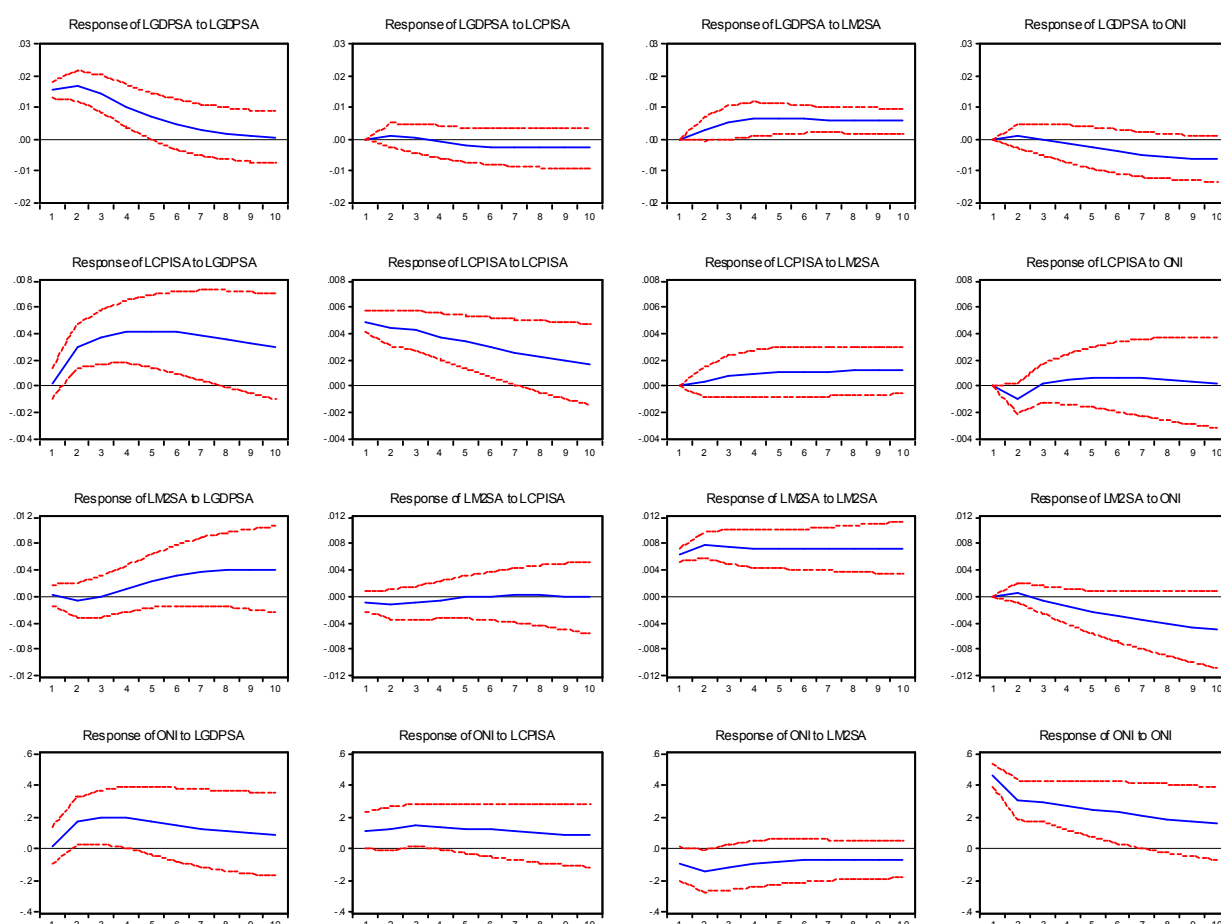
lcpil 之變異數分解				
期間	S.E.	lm2	lgdp	lcpil
1	0.01	3.96	0.03	96.01
2	0.01	2.51	13.41	84.07
3	0.01	1.57	21.76	76.68
4	0.01	1.25	27.41	71.34
5	0.01	1.26	31.21	67.53
6	0.01	1.43	33.98	64.58
7	0.01	1.70	36.13	62.17
8	0.01	2.02	37.85	60.13
9	0.02	2.38	39.26	58.36
10	0.02	2.79	40.40	56.81

2. Christiano et al.(1999)加入政策利率

Sims'(1992)設定貨幣政策會受其他同期總體變數之變動所影響，且另根據 Christiano et al.(1999)指出相較於貨幣總計數，政策利

率亦可能為一較良好衡量貨幣政策衝擊之指標。因此，本文除加入代表政策利率之隔夜拆款利率(oni)，並將相關變數次序設定為，lgdp、lcpil、lm2 及 oni，其中 lgdp 因受貨幣政策工具影響速度較慢，故設定在首位，其次為調整速度較快之 lcpil。故而 lm2 與三個變數 lgdp、lcpil 及 oni 之關係式係代表了貨幣需求函數；而 oni 與 lgdp、lcpil 及 lm2 之關係則代表貨幣政策反應函數。將估計之衝擊反應分析(係採 Choleski 分解法)以圖 2 表示。

圖 2 lgdp、lcpil、lm2 及 oni 之衝擊反應



根據圖 2 第 4 列顯示，不論是面對產出或物價之正向衝擊，央行皆會以提高利率之方式來因應。然而面對貨幣政策之正向衝擊，產出或物價雖會下降，但不顯著。而貨幣需求部分，面對產出或利率之衝擊，雖 M2 分別呈正向及負向反應，但亦皆不顯著。

● 模型檢討

根據 Christiano et al.(1999)指出，一個具貨幣傳導機制的總體模型，在面對緊縮性貨幣政策的衝擊下，主要變數的變動方向至少需與下列結果一致：

- (1) 物價水準的初期反應較小。
- (2) 產出在期初下降，並呈 J 曲線，而其在長期受貨幣衝擊的影響為零(長期貨幣中性)。

根據本文加入政策利率(ρ)之實證結果圖 2 顯示，面對利率調升，物價在第 1 期沒有反應，在第 2 期則呈微幅下降。然而就產出部分，GDP 在面對緊縮性貨幣政策衝擊下，其在第 1 期呈微幅上升，而後在第 4 期才呈下降趨勢，並逐漸回至原點，雖與(2)之特性不符，但面對緊縮性貨幣政策，平均而言 GDP 仍呈下降。

此外，由於本文主要目的為藉由包含貨幣政策之模型，說明 SVAR 模型的相關步驟及重要的模型檢定(如：落後項檢定、診斷性檢定及過度認定檢定)，故在 SVAR 模型設定上尚缺乏完整性或可能忽略重要變數，例如央行在決策時可能亦考慮匯率及預期通膨等因素。而下一章節則嘗試以較具個體基礎之 DSGE 模型，簡要探討貨幣政策效果。

參、DSGE 模型

一、新凱因斯 DSGE 模型之理論架構

新凱因斯 DSGE 模型大約發展自 1980 年代，其模型為一具個體基礎之模型，並根據不同理論加入名目價格僵固特色，例如：菜單成本、Calvo 價格設定等，使得貨幣政策在景氣波動中不再扮演中性角色。在此架構下，所有描述總體變數之行為方程式，係來自使各部門跨期效用極大的一階條件。而其根據個體基礎的目標之一即為避免

Lucas critique 的困境(即忽略模型參數可能因政策變動而變動)。因此，根據 Ole Rummel(2012b) 將新凱因斯模型的主要特色可歸納為下列 3 點：

- (1)獨佔競爭：個別廠商具有市場力量來決定價格(故價格可高於邊際成本)，使廠商即使無法設定價格至最適水準，卻仍保有利潤。
- (2)名目價格僵固：將名目價格僵固之特色代入模型的理論基礎主要有兩個。其一，根據 Calvo(1983)的價格設定，有一定比例之廠商無法調整商品或原料之價格；其二為，根據 Rotemberg(1982)的菜單成本理論，其假設廠商在決定調整價格時，必需考慮調整所帶來的成本。因此，透過此兩種廠商訂價設定，皆可產生物價在短期不會快速調整之特色。
- (3)短期非中性的貨幣政策：由於名目價格之僵固，央行在調整名目利率時(或以改變貨幣供給量方式促成利率變動)，預期通膨並不會呈同比例的上升或下降，以致於實質利率產生波動。因此，導致消費、投資，以及產出和就業量等的變化。然而，長期而言，由於所有名目價格皆可調整，所以經濟體又回至原先的均衡。

二、以 Patra 與 Kapur(2010)為例之小型開放 DSGE

Patra 與 Kapur(2010)以 2 條方程式來表現廠商及家計之整體行為，分別是新凱因斯 Phillips 曲線(或總合供給曲線)及動態 IS 曲線(或總合需求曲線)，以及 1 條央行政策反應函數來探討貨幣政策效果，而其中不論是 Phillips 曲線或動態 IS 曲線皆有個體基礎及前瞻性的行為。

1. 新凱因斯 Phillips 曲線

根據 Calvo(1983)乙文對廠商訂價的假設³，可將代表總合供給之 Phillips 曲線以(4)式描述：

$$\pi_t = \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \lambda(mc_t) + u_t \quad (4)$$

其中， γ_f 及 λ 為假設不隨結構性改變而變動之參數， u 則為隨機干擾項，通常來自於廠商加價(mark-up)或成本帶動之外生性衝擊。該式說明了，通膨預期及本期廠商邊際成本為影響本期通膨走向之因素。

此外，Galí 及 Getler(1999)進一步修正 Calvo(1983)對廠商訂價之假設⁴，使落後一期的通膨亦可影響廠商訂價，因此(4)式可擴增為：

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \lambda(mc_t) + u_t \quad (5)$$

同時，Patra 與 Kapur(2010)認為對於開放經濟體而言，全球商品價格及匯率變動亦可能會帶動國內通膨，因此再將(5)式擴展為：

$$\pi_t = a_0 + a_1 mc_t + a_2 E_t \pi_{t+1} + a_3 \pi_{t-1} + a_4 \pi_t^* + a_5 \Delta e_t + u_t \quad (6)$$

其中 π_t^* 即為以全球商品價格表示之通膨， Δe_t 則為匯率變動(上升代表貶值)。故可預期 a_1 ； a_2 ； a_3 ； a_4 及 a_5 皆大於零。此外，為進行實證，大部分文獻係以產出缺口作為廠商邊際成本 mc 的代理變數。

2. 總合需求：動態 IS 曲線

新凱因斯的總合需求 IS 曲線是推導自使家計部門達到跨期(intertemporal)最適的 Euler 方程式。動態 IS 曲線說明本期產出缺口(y_t)受到下一期產出缺口($E_t y_{t+1}$)及實質利率($i_t - E_t \pi_{t+1}$)所影響，即：

³ Calvo 假設每一期廠商有 $(1-\theta)$ 的機率可以更改價格，故有 θ 的機率無法更改價格，如此既可以引入價格僵固的特色於模型中，又可解決在「菜單成本」理論中，特定參數難以估計之問題。

⁴ Galí 及 Getler 假設有一定比例廠商可依極大化利潤設定價格(即依邊際成本設定)，而剩餘廠商雖無法根據極大化利潤下設定價格，但其可根據過去價格及預期未來通膨設定價格。

$$y_t = b_1 E_t y_{t+1} + b_2 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + v_t \quad (7)$$

其中根據理性預期，若預期下一期所得增加，則民眾會增加本期消費故而帶動本期產出，因此 $b_1 > 0$ ；另一方面，當實質利率上升時，因本期消費及投資之成本上升，故而民眾會減少本期消費及投資，因此帶動本期產出下降，即 $b_2 < 0$ 。Clarida et al.(1999)指出，該式隱含貨幣政策不僅會透過實質利率影響總合需求，且若貨幣政策影響了人民對未來產出的預期，則亦會影響總合需求。

此外，後續相關文獻發現(如:Peersman and Smets(1999)，及 Rudebusch(2002)等)，加入落後一期之產出缺口(y_{t-1})後的實證結果，較易符合實際情況。同時 Patra 與 Kapur(2010)進一步將實質世界出口(x)，實質有效匯率等加入模型中，因此動態 IS 曲線估計式可修正為： $y_t = b_0 + b_1 E_t y_{t+1} + b_2 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + b_3 y_{t-1} + b_4 x_t + b_5 reer_t + v_t$ 。 (8)

其中，可預期 b_3 及 b_4 皆大於零，而 b_5 則小於零。其理由為，消費者偏好緩慢調整消費行為，故而導致前一期產出對本期產出具有正向影響(即 $b_3 > 0$)。而實質世界出口增加時，代表國外景氣較好，故而帶動本國產出增加(即 $b_4 > 0$)；而若實質有效匯率(reer)增加(代表升值)時，會降低本國商品的競爭力，故而使本國產出減少(即 $b_5 < 0$)。實際估計時，Patra 與 Kapur(2010)嘗試以名目政策利率減去以 GDP 平減指數或躉售物價指數(WPI)兩者計算而得的通膨率，作為實質利率的代理變數。

3. 貨幣政策反應函數: Taylor 法則

根據 Clarida et.al(2000)，一般化的貨幣政策反應函數可以下列估計說明：

$$i_t = c_0 + c_1 E_t \pi_{t+k} + c_2 E_{t-j} y_{t+m} + c_3 i_{t-1} + w_t \quad (9)$$

其中，若 k 或 m 大於零，則表示此為具前瞻性(forward-looking)之 Taylor 法則，若兩則小於零，則為回顧式(backward-looking)之 Taylor

法則，且可預期 c_1 、 c_2 及 c_3 皆大於零。其理由為，央行面對通膨預期及產出預期增加時，會調升利率以減緩通膨及產出之波動；另一方面央行在調升利率時偏好緩慢之調整步驟，故而 $c_3 > 0$ 。Patra 與 Kapur(2010)又加入國外利率(i_t^*)，及匯率變動(Δe_t)，因此可將 Taylor 法則擴增為：

$$i_t = c_0 + c_1 E_t \pi_{t+k} + c_2 E_{t-j} y_{t+m} + c_3 i_{t-1} + c_4 \Delta e_t + c_5 i_t^* + w_t \quad (10)$$

根據 Mohanty 與 Klau(2004)指出，大部分的新興經濟體之貨幣政策當局，偏好較穩定的匯率走勢，故可預期 c_4 及 c_5 亦皆大於零，係因匯率上升(即貶值)或國外利率增加時，央行有誘因調升利率以減緩匯率波動。

Patra 與 Kapur(2010)主要藉由代表 Philips 曲線、IS 曲線及貨幣政策反應函數的三條擴增估計式，以檢視模型估計值與動態模擬結果，與印度近年來(1996 年-2009 年)的實際經濟情況是否一致。惟該估計式乃於縮減式中直接擴增相關解釋變數，此方式雖可使實證結果更易符合實際情況，卻也降低新凱因斯模型強調的個體基礎。

三、台灣實證

本節主要參考 Patra 與 Kapur(2010)架構簡要地進行台灣實證分析，以將於 CCBS 課程中所學之 GMM 估計法與 DSGE 模型，以及兩種統計軟體 EVIEWS 和 WINSOLVE 進行應用。

1. 主要估計式

本文參考 Patra 與 Kapur(2010)代表 Philips 曲線的(6)式、動態 IS 曲線的(8)式，以及央行利率政策反應函數之(10)式，而同時為進行台灣實證將三條估計式稍作修改為：

$$\pi_t = a_0 + a_1 y_t + a_2 E_t \pi_{t+1} + a_3 \pi_{t-1} + a_4 \pi_t^* + a_5 \Delta e_t + u_t \quad (11)$$

$$y_t = b_0 + b_1 E_t y_{t+1} + b_2 (i_t - E_t \pi_{t+1}) + b_3 y_{t-1} + b_4 WDPGAP_t + b_5 LREROCGAP_t + v_t \quad (12)$$

$$i_t = c_0 + c_1 E_t \pi_{t+k} + c_2 E_{t-j} y_{t+m} + c_3 i_{t-1} + c_4 \Delta e_t + c_5 i_t^* + w_t \quad (13)$$

其中，本文與 Patra 與 Kapur(2010)主要不同處為，(12)式係將世界出口(x)改以世界所得指數(WDPGAP)取代，且以新台幣與美元雙邊匯率計算實質匯率缺口(LREROCGAP)⁵。

2. 資料來源

本文之資料期間為 1994 年第 1 季至 2011 年第 4 季⁶，資料型態為季資料，資料來源主要為主計總處 PC-AXIS 多維總體統計資料庫、IFS 資料庫，以及中央銀行網站。模型之變數說明與資料來源見表 4。

表 4 模型變數說明與資料來源

變數代碼	變數名稱	變數說明	資料來源
i	名目利率	以隔夜拆款利率為代理變數	中央銀行金融統計月報
i*	國外利率	以美國聯邦基金利率作為代理變數 (effective federal funds rate)	美國聯邦儲備網站
π	通膨率	以消費者物價指數(CPI)之年變動率作為代理變數。	行政院主計總處
y	產出缺口	實質國內生產毛額(GDP)，並以 HP 過濾法估計產出缺口。	行政院主計總處
π^*	全球通膨率	以全球商品價格(不含能源價格)之年變動率計算。	IFS
Δe	名目匯率變動率	以月平均之新台幣兌美元匯率計算季變動率。	中央銀行金融統計月報
LREROCGAP	實質匯率缺口	以新台幣兌美元匯率乘上美國 CPI 與本國 CPI 之相對比值，以計算實質匯率，並以 HP 過濾法估計缺口。	中央銀行金融統計月報 IFS
RPR	實質利率	將名目利率減去以躉售物價指數(WPI)表示之通膨率，以作為實質利率($i_t - E_t \pi_{t+1}$)之代理變數。	行政院主計總處
WDPGAP	世界所得缺口	採 IMF 編製之世界所得指數，並以 HP 過濾法估計缺口。	IFS

⁵本文以實質匯率缺口作為解釋變數主要原因為，可探討名目匯率變動對央行政策行為((13)式)及本國物價((11)式)的影響外，亦可探討其對本國總合需求的影響((12)式)。

⁶本節以 1994 年為估計起點的原因為，實質有效匯率亦可以作為動態 IS 曲線之解釋變數，而 BIS 以公布之廣義實質有效匯率指數樣本起點即為 1994 年，因此為方便日後研究實質有效匯率對產出的影響，改以 1994 年為起點。

3. GMM 估計結果

由於估計式(11)式至(13)式中有些解釋變數為領先項，且解釋變數和被解釋變數之間可能有同期相關之問題，故而採取 GMM 估計法來估計 Phillips 曲線、動態 IS 曲線，以及 Taylor 法則。

3.1 Phillips 曲線

根據 Phillips 曲線的估計結果表 5 顯示，產出缺口(y)、前一期的通膨($\pi(-1)$)，以及全球通膨率，對本期通膨的影響皆顯著為正，此符合理論預期。而下一期通膨 ($\pi(1)$)對本期通膨之影響亦顯著大於零，顯示民眾對於通膨之預期將會影響本期通膨走向。

由於台灣為一小型開放經濟體，因此匯率變動可能透過進口物價等管道，進而對本國物價造成影響。而根據本文估計結果，前一期匯率變動率上升 1 個百分點時，將帶動本期通膨增加 0.067 個百分點，其結果支持匯率波動可能對本國物價帶來影響之理論。

表 5 Phillips 曲線估計結果

被解釋變數: π		
(樣本期間: 1994 年第 1 季至 2011 年第 4 季)		
變數	估計係數	p 值
C	0.035	(0.107)
$\pi(1)$	0.345	(0.000)***
$\pi(-1)$	0.543	(0.000)***
π^*	0.016	(0.000)***
y	0.049	(0.000)***
$\Delta e(-1)$	0.067	(0.000)***
J-test	11.595	(0.709)

註:1.「*」為顯著水準 10%下顯著，「**」為顯著水準 5%下顯著，「***」為顯著水準 1%下顯著。

2.J-test 為過度認定限制(over-identifying restrictions)的 J 統計量，當 J 統計量小於臨界值，表示無法拒絕 H_0 為模型不具過度認定，p-value 為 J-test 所對應的 p 值。

3.GMM 估計法之工具變數包括， c 、 π 、 π^* 、 y 及 Δe 之落後 1-4 期。

4. 因 Δe 當期係數不顯著，故採 Δe 的落後一期作為解釋變數。

3.2 動態 IS 曲線

根據表 6 之動態 IS 曲線估計結果，當實質利率(RPR)上升 1 個百分點時，產出缺口會下降 0.042 個百分點，其隱含貨幣政策當局的利率調整行為，對於當期產出即有所影響。而下一期產出缺口(y(1))對於本期產出缺口具顯著正向影響力，其顯示民眾對於未來所得之預期會影響當期所得，此亦符合理性預期假說。

此外，根據代表國外需求之兩種變數，包括國外所得(WGDPGAP)及實質匯率缺口(LREROCGAP)⁷，其估計係數顯示，當世界所得缺口增加 1 個百分點時，產出缺口將上升 0.293 個百分點，而當實質匯率缺口增加(貶值)1 個百分點時，產出缺口將上升 0.037 個百分點。此顯示國外所得或實質匯率之變動對於本國產出波動具有一定正向影響。

表 6 動態 IS 曲線估計結果

被解釋變數: y		
(樣本期間: 1994 年第 1 季至 2011 年第 4 季)		
變數	估計係數	p 值
C	0.129	(0.107)
y(1)	0.611	(0.000)***
y(-1)	0.381	(0.000)***
RPR	-0.042	(0.000)***
WGDPGAP	0.293	(0.000)***
LREROCGAP(-3)	0.037	(0.000)***
J-test	6.941	(0.804)

註:1. 工具變數包括, c、RPR、WGDPGAP、y 及 LREROCGAP 之落後 1-4 期。

2. 本文亦嘗試採 LREROCGAP、LREROCGAP(-1)、LREROCGAP(-2)作為解釋變數，惟估計結果皆不顯著，或影響其他變數之係數方向變為不符理論預期，故採 LREROCGAP(-3)。

3. 其餘同表 5。

⁷ Patra 與 Kapur(2010)係以世界出口缺口來表示國外需求對印度產出之影響，而本文亦有嘗試以世界出口作為解釋變數，然而實證結果較不顯著，故改以世界所得作為代理變數。

3.3 Taylor 法則

根據表 7 之實證結果顯示，前一期隔夜拆款利率($i(-1)$)對於當期利率之影響高達 0.966，其顯示本國央行偏好緩慢調整利率之方式。而面對預期通膨($\pi(2)$)或預期產出缺口($y(2)$)增加時，央行皆會調高利率以減緩通膨或產出之波動。

此外，下一期匯率($\Delta e(1)$)的波動對於利率之影響亦顯著為正，此顯示其他條件不變下，若央行預期下一期匯率貶值($\Delta e(1) > 0$)，則將調高利率以減緩貶值壓力，反之若預期下一期匯率升值時($\Delta e(1) < 0$)，則會降低利率以減緩升值壓力。綜言之，根據本文的實證結果，央行在執行貨幣政策時會考量匯率的波動。

表 7 Taylor 法則估計結果

被解釋變數: i		
(樣本期間: 1994 年第 1 季至 2011 年第 4 季)		
變數	估計係數	p 值
C	-0.056	(0.107)
$i(-1)$	0.966	(0.000)***
$\pi(2)$	0.064	(0.000)***
$y(2)$	0.038	(0.000)***
$\Delta e(1)$	0.024	(0.000)***
J-test	9.736	(0.880)

註:1. 工具變數包括， c 、 i 、 π 、 y 、準備貨幣年增率⁸及 Δe 之落後 1-4 期。

2. 本文亦有嘗試加入國外利率 i^* 作為解釋變數，惟估計結果不顯著。

3. 其餘同表 5。

4. 模型各變數之衝擊反應

在獲得各估計值後，首先以 WINSOLVE 軟體進行模型求解，再進行相關變數面對外生變數衝擊之動態模擬，本文討論之外生變數衝擊來源包括國外所得、全球通膨率、實質及名目匯率變動率等衝擊對我國產出、通膨以及隔夜拆款利率的影響。

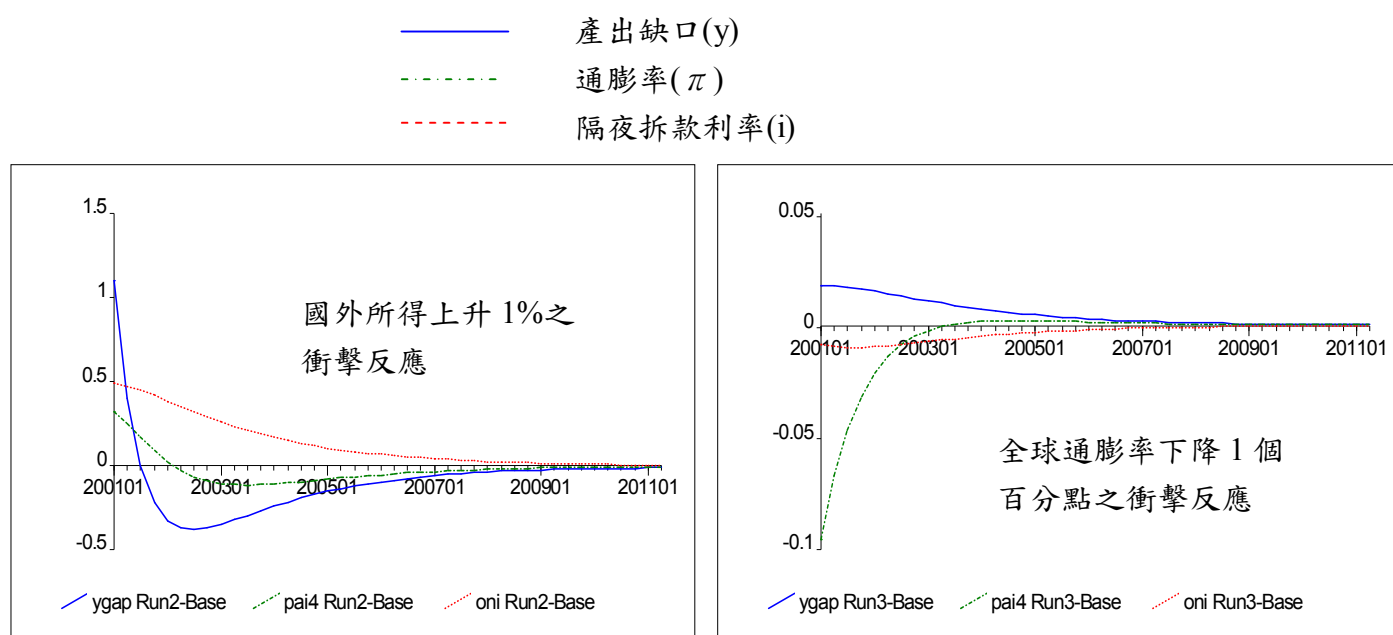
⁸ 本文參考吳致寧等人(2011)乙文對泰勒法則估計時採用的工具變數，其中亦包含準備貨幣之年增率。

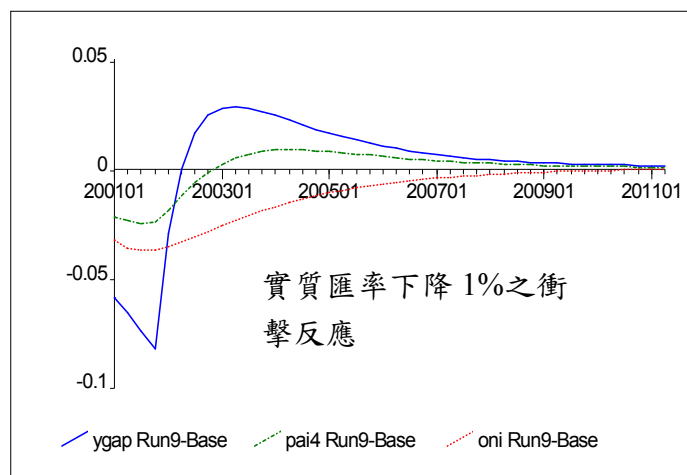
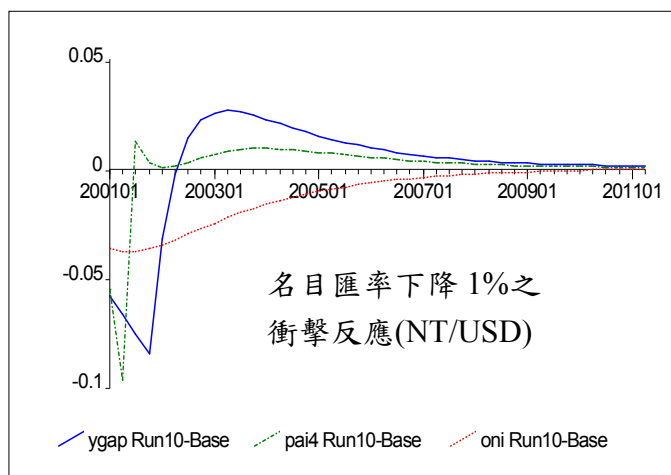
根據圖 3 顯示，當國外所得上升 1% 時，在期初時會帶動產出缺口、通膨率的上升，故而央行調升利率，以減緩通膨及產出之增加。隨利率之調升，產出及通膨逐漸下降，且隨時間經過各變數的變動皆趨近於零。而當全球通膨率下降 1 個百分點時，本國通膨率及隔夜拆款利率皆會下降，因此產出缺口增加，而後各變數的變動亦皆趨近於零。

就名目匯率及實質匯率下降 1%(新台幣升值)之影響而言，兩者皆使產出缺口及通膨下降，故而央行皆會以調降利率之方式因應，以減緩產出及通膨未來下降趨勢。該兩種衝擊最主要的不同處為，名目匯率變動對通膨的影響較大；相對的實質匯率變動對通膨的影響，則可能需間接透過產出下降而導致通膨下降，故而通膨下降幅度較小。

根據本模型之動態模擬結果，產出、通膨及隔夜拆款利率在面對外來衝擊時的反應，大致符合預期。惟模型架構仍稍顯簡化，使得有些變數之間的關係尚未建立完全，例如不同物價表示之通膨率其相互關係(如以躉售物價或消費者物價指數表示之通膨率關係)，及實質匯率與通膨之關係等，因此在判斷政策效果時仍須謹慎。

圖 3 DSGE 模型下之衝擊反應分析





四、DSGE 模型面臨的挑戰

DSGE 模型大約起源自早期的實質景氣循環模型(Real Business Cycle models, RBC)，而後發展至為具價格僵固特色之新凱因斯模型，該模型面臨的主要挑戰有：

- (1) 目前的 DSGE 模型大都仍需擴充或有待更完整的發展，例如納入勞動市場、金融市場(如抵押品市場等)、利率價差(interest rate spread)。

其中，抵押品市場係探討資本市場變化對信用及實體經濟造成影響之重要管道，此及所謂的金融加速(financial accelerator)效果。雖目前有許多文獻已加入金融加速效果於 DSGE 模型中(過去傳統文獻僅以利率變動代表金融面因素)，然而其在解釋信用對景氣循環的影響仍存在困難，其理由與 DSGE 的人們具理性預期等基本假設等有關。

- (2) 效率市場、理性預期、最適化行為等基本假設，在資訊取得受限及不確定性等情況下，顯得不切實際。

誠如(1)項，雖目前許多文獻已考量較複雜的金融面因素於 DSGE 模型中，然因這些基本假設的存在，導致無法討論具內生性的信用或金融性循環⁹。

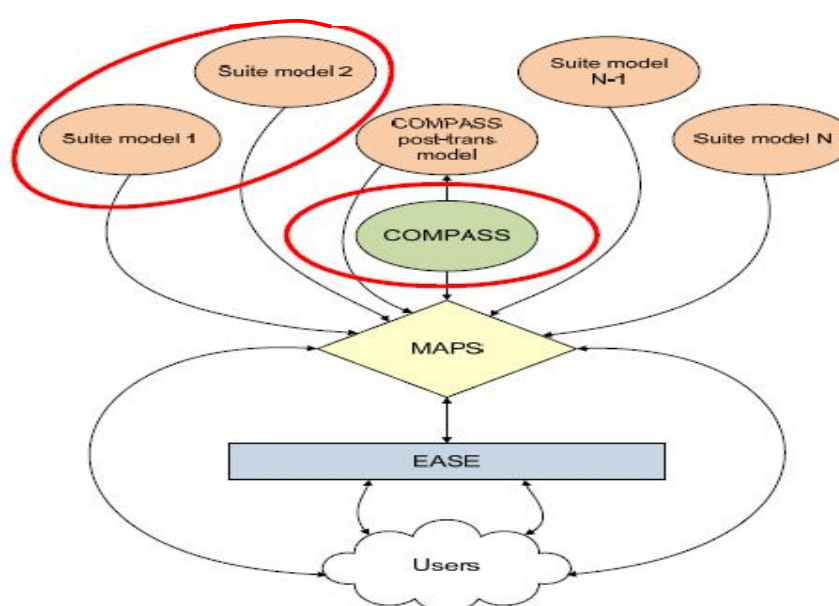
⁹ 參見 Hume, M. and Sentence, A. (2009)。

(3)代表性個人(representative agent)的假設過於粗糙，須考慮異質性代表(heterogeneous agent)。

肆、英格蘭銀行的新經濟預測系統

2008 年全球金融危機的發生，亦突顯出英格蘭銀行(Bank of England, BOE)原先使用之經濟預測模型(BOE Quarterly Model, BEQM)的不足，其原模型為一 DSGE 模型，該模型缺乏來自信用管道及金融衝擊對經濟影響之探討。故而英格蘭銀行於 2011 年建立完成新經濟預測系統，然而是否能因此取代原先的 BEQM 模型似乎還有爭論。

圖 4 英格蘭新經濟預測系統



英格蘭銀行的新經濟預測系統，可以大致以圖 4 來表示，其包含經濟模型及資訊軟體系統(IT system，亦即圖 4 中的 MAPS，其目的為使用者可以方便使用模型)。而經濟模型，包含了小型的中心模型(COMPASS)及各種從組模型(suite models)。其中心模型亦為 DSGE 模型，用以說明 16 個可觀察到的總體變數的行為，包括 GDP、消費、投資及輸出入等變數。

新經濟預測系統與原先 BEQM 模型的主要不同處有兩個，其一，該 COMPASS 模型為一更小且更為核心之模型，因根據其過去經驗顯示，越複雜的 DSGE 模型雖可以分析越多的總體變數之變動，然而卻也增加研究者判斷央行貨幣政策的影響效果及傳遞管道之困難度。其二為增加從組模型，該從組模型主要針對消費、投資、通膨等變數另設立其他估計模型(如 VAR)，用以補捉於 DSGE 未考慮的管道，例如：影響投資的信用管道，以建構信用變化等對於總體經濟影響之關聯。

然而，在本次 CCBS 課程，僅概要地說明英格蘭銀行的新經濟預測系統，而較詳細的 COMPASS 模型等說明，則可能於未來的 CCBS 課程中介紹。

伍、心得與建議

本次參加之英格蘭研訓中心訓練課程，不僅授課內容深入介紹 SVAR 及 DSGE 等重要總體模型，且講師亦帶領學員實際操作 EViews 及 WINSOVLE 兩種統計軟體，故獲益良多。個人心得與建議如下：

1. 本報告嘗試係以較簡化的 SVAR 及 DSGE 模型，進行台灣總體經濟實證分析。未來可嘗試建構較完整兩種模型，以分析台灣的貨幣政策與總體經濟關係，並進而比較兩模型在補捉台灣總體經濟變動上的差異及相同處，作為未來本行經濟預測之參考。
2. DSGE 模型研究發展至今，仍面臨許多批評或挑戰；然而因其具個體理論基礎等特性，故多國央行仍採用 DSGE 模型作為總體預測（例如，不論是英格蘭銀行較舊的 BEQM 模型或是較新的 COMPASS 模型），以及貨幣政策施行之參考，顯見 DSGE 模型具一定重要性。

3. 本次參與英格蘭銀行研訓中心所舉辦之課程，不僅有助於了解相關總體模型的運用與統計軟體的操作，且能與來自其他國家貨幣當局的人員及講師交流意見，獲取更多新知。未來若有相同之課程，可多鼓勵同仁積極參與。

參考資料

吳致寧、李慶男、張志揚、林依伶、陳佩玗與林雅淇 (2011),「再論台灣非線性利率法則」,經濟論文,第三十九卷第三期,頁307-338。

英格蘭銀行網站 <http://www.bankofengland.co.uk/Pages/home.aspx>

英格蘭銀行研訓中心「中央銀行人員所需模型之介紹 (Introduction to modelling for central bankers)」 研習課程上課講義。

Calvo, G (1983), “Staggered prices in a utility maximising framework,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, No. 3, pages 383-98.

Christiano, L J, Eichenbaum, M and Evans, C L (1999), “Monetary policy shocks: what have we learned and to what end? ,” in Taylor, J B and Woodford, M (eds.), *Handbook of macroeconomics*, Vol. 1A, Amsterdam, Elsevier Science, North-Holland, pages 65-148.

Clarida, R, Galí, J and Gertler, M (1999), “The science of monetary policy: a new Keynesian perspective,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 4, pages 1661-1707.

Clarida, R, Galí, J and Gertler, M (2000), “Monetary policy rules and macroeconomic stability: evidence and some theory,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 115, No. 1, pages 147-80.

Galí, J and Gertler, M (1999), “Inflation dynamics: a structural econometric analysis,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, No. 2, pages 195-222.

Hume, M. and Sentence, A. (2009), “The global credit boom: challenges for macroeconomics and policy,” *Journal of International Money and Finance* 28: 1426-1461

Johansen, S (1988), “Statistical analysis of cointegrating vectors’, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2/3, pages 231-54.

Johansen, S (1991), “Estimation and hypothesis testing of cointegration

vectors in Gaussian vector autoregressive models,” *Econometrica*, Vol. 59, No. 6, pages 1,551-80.

Mohanty and Klau (2004), “Monetary policy rules in emerging market economies: issues and evidence,” *BIS Working Papers*, No 149 .

Ole Rummel(2012a) “Vector autoregressions (VARs) and monetary policy,” Centre for Central Banking Studies, Introduction to Modelling for Central Bankers.

Ole Rummel(2012b) “Estimating a monetary policy model (without money) for India,” Centre for Central Banking Studies, Introduction to Modelling for Central Bankers.

Patra, M D and M Kapur (2010), “A monetary policy model without money for India,” *IMF Working Paper* WP/10/183, available from <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2010/wp10183.pdf>.

Peersman, G and Smets, F (1999), “The Taylor rule: a useful monetary policy benchmark for the euro area? ,” *International Finance*, Vol. 1, No. 1, pages 85-116.

Rotemberg, J J (1982), “Monopolistic price adjustment and aggregate output,” *Review of Economic Studies*, Vol. 49, No. 4, pages 517-31.

Rudebusch, G D (2002), “Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty,” *Economic Journal*, Vol. 112, No. 479, pages 402-32.

Sims, C A (1980), “Comparison of interwar and postwar business cycles,” *American Economic Review*, Vol. 70, No. 2, pages 250-7.