

行政院及所屬各機關出國報告書  
(出國類別：其他)

參加東南亞國家中央銀行研訓中心訓練課程  
「第2屆計量模型與預測」  
出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：蕭宇翔/經濟研究處辦事員

派赴國家：菲律賓

出國期間：104年9月26日至10月3日

報告日期：104年12月

## 目 錄

壹、前言.....	1
貳、以因子模型衡量核心通膨.....	2
一、核心通膨的衡量.....	2
二、以因子模型衡量核心通膨.....	3
三、台灣實證結果.....	5
參、因子擴充向量自我迴歸模型.....	12
一、允許在 VAR 模型加入更多經濟變數的估計方法.....	12
二、因子擴充向量自我迴歸模型.....	14
三、台灣實證結果.....	17
肆、結構式因子擴充向量自我迴歸模型.....	23
一、結構式因子擴充向量自我迴歸模型的設定.....	23
二、SFAVAR 模型對各種因子的分類.....	24
三、台灣實證結果.....	25
伍、心得與建議.....	30
參考文獻.....	32
附表 1 CPI 子商品與主成分的相關係數.....	35
附表 2 FAVAR 與 SFAVAR 實證模型變數組成及資料處理.....	37

## 壹、前言

職奉 准於民國 104 年 9 月 26 日至 10 月 3 日參加東南亞國家中央銀行研訓中心 (SEACEN Centre) 所主辦之「第 2 屆計量模型與預測中級課程 (2nd SEACEN Intermediate Course on Econometric Modeling and Forecasting)」。

本課程為期 1 週，參加成員除本行外，包括孟加拉、柬埔寨、印度、印尼、韓國、馬來西亞、蒙古、尼泊爾、巴布亞紐幾內亞、菲律賓、斯里蘭卡與泰國等 13 國，共 28 位學員參加。本次課程邀請菲律賓央行、泰國央行、英格蘭銀行研訓中心 (Centre for Central Banking Studies, CCBS) 及 SEACEN 等機構之專家擔任講師，課程安排學員進行分組討論、經驗交流和實作練習，以增進學員對課程之了解，亦請各國學員分享衡量核心通膨的方法與經驗。

本報告分為五個部分，第一部分為前言。第二部分介紹以因子模型 (factor model) 衡量核心通膨的方法，比較以因子模型估計的台灣核心通膨與主計總處編製之核心通膨之異同，並評估其性質。第三部分介紹能納入大量經濟變數的因子擴充向量自我迴歸模型 (Factor Augmented Vector Autoregressive Model, FAVAR)，並以台灣資料估計貨幣政策對各種經濟變數的影響效果。第四部份將因子擴充的 VAR 模型加入經濟結構限制式，成為結構式因子擴充向量自我迴歸模型 (Structural Factor-Augmented VARs, SFAVAR)，並進行台灣資料的實證研究。第五部分為心得與建議。

## 貳、以因子模型衡量核心通膨

### 一、核心通膨的衡量

穩定物價為央行的政策目標之一。消費者物價指數組成商品的價格變動包含了供給面因素(如油料費)，使得以消費者物價指數衡量的通膨率易受供給面衝擊而波動較大，不利於衡量真實的通膨壓力；而剔除短期干擾因素的核心通膨，較能觀察中長期物價的變動趨勢。

一般而言，為剔除 CPI 含有的短期供給面波動，而編製之核心通膨，應包含下列特質：(1)能夠區分持續性通膨與短期干擾；(2)核心通膨的平均值不偏於整體通膨率(headline inflation)；(3)編製方法易為民眾理解；(4)有助於預測未來通膨率。

雖然核心通膨的概念廣被應用，惟缺乏普遍認同的定義與最適的衡量方法，許多國家的央行因而同時發布多種核心通膨資料。最為常見的衡量方法為排除法(exclusionary measures)：排除短期波動較大的成分，如食物與能源；由於這些商品項目的價格波動多反映短期供給面的衝擊，如，蔬果價格受颱風等季節性因素的影響，石油價格則深受產油國供給量影響，這些因素並非貨幣決策者應做出政策因應的需求面因素。

Bryan and Cecchetti (1994)認為商品價格的短期波動不只限於食物與能源，且各商品價格大幅波動的時點亦不一致，因此僅排除特定商品無法確保核心通膨能完全排除短期的價格波動，他們提出兩種衡量方法以改善此問題：

- (1)修削平均法(trimmed mean)：排除各商品中價格變動最大與最小的商品成分。
- (2)加權中位數法(weight median)：依商品價格波動程度給予不同權數，波動大的商品權重較小；反之，則權重較大。

上述方法皆能衡量各商品價格變化的中間趨勢，惟缺點是每一期衡量的核心通膨係以不同的商品組成或不同權數計算，並未依消費者實際消費比例計算。

## 二、以因子模型衡量核心通膨

### (一)運用因子模型估計核心通膨的相關文獻

近來有些外國文獻嘗試以因子模型估計各國的核心通膨，自總物價指數中所有子商品的價格年增率萃取出共同的通膨變化，編製成核心通膨，並發現因子模型估計的核心通膨在統計上具有良好的性質。

Kapetanios(2002)運用動態因子模型(dynamic factor models)自英國「扣除抵押貸款利息後的零售物價指數」(Retail Prices Index Excluding Mortgage Interest Payments Index, RPIX)的子商品中萃取因子<sup>1</sup>，編製英國的核心通膨。Cristadoro et al.(2005)則使用 450 個商品的通膨率，以動態因子模型編製歐元區的核心通膨，其編製的核心通膨較為平滑，且能有效預測未來的通膨率。

Giannone and Matheson(2007)以因子模型衡量紐西蘭的核心通膨，並認為比起其他方法編製的核心通膨，因子模型估計的核心通膨在預測未來通膨的表現更佳。Kirker(2010)則將紐西蘭 CPI 的商品分為可貿易(tradable)與不可貿易(nontradable)兩類，核心通膨即由可貿易與不可貿易商品通膨率分別萃取的因子所組成。Khan et al.(2013)則以靜態因子模型衡量加拿大的核心通膨，並發現在即時(real time)估計上，因子模型的核心通膨僅會有小幅的修正，不會因資料歷史修正而大幅改變核心通膨的估計結果。

運用因子模型估計核心通膨是一種以計量模型為基礎的核心通膨衡量方法，雖不具經濟理論基礎，且並未考量各商品實際消費比

---

<sup>1</sup> 2002 年英國以 RPIX 年增率作為通膨目標的基準，目前則改以「調和的消費者物價指數」(Harmonised Index of Consumer Prices, HICP)為通膨目標的基準。

重，惟 Giannone and Matheson(2007)、Kirker(2010)與 Khan et al.(2013)皆認為因子模型估計的核心通膨具有良好的性質，可與既有的核心通膨衡量方法互補。

## (二)以因子模型估計核心通膨的計量方法

以因子模型衡量核心通膨的概念為，從編製消費者物價指數的所有子項目物價指數年增率中，萃取能解釋大部分物價年增率變異的因子，即為因子模型估計的核心通膨。

假設可觀察到的 CPI 通膨率( $\pi_t$ )可分解為兩個相獨立的項目：核心通膨( $\pi_t^c$ )與非核心的噪音( $\pi_t^{nc}$ )。

$$\pi_t = \pi_t^c + \pi_t^{nc} \quad (1)$$

其中， $\pi_t^c$ 反映了當前驅動長期通膨變化的通膨壓力， $\pi_t^{nc}$ 則捕捉暫時性的通膨波動。

進一步可將 $\pi_t^c$ 視為在所有編製 CPI 的商品項目中共同的通膨因素， $\pi_{i,t}^{nc}$ 為個別商品自身的短期價格波動。因此，對 N 種商品價格指數都可以拆解成兩部分：

$$\begin{aligned} \pi_{1,t} &= \pi_t^c + \pi_{1,t}^{nc} \\ \pi_{2,t} &= \pi_t^c + \pi_{2,t}^{nc} \\ &\vdots \\ \pi_{N,t} &= \pi_t^c + \pi_{N,t}^{nc} \end{aligned}$$

其中， $\pi_t^c$ 為在 N 種商品中共同的通膨成分， $\pi_{i,t}^{nc}$ ， $i=1,\dots,N$ ，為個別商品各自特有的通膨成分。而因子模型能夠將共同的通膨成分( $\pi_t^c$ )，從眾多 CPI 子項目的通膨率( $\pi_{i,t}$ ， $i=1,\dots,N$ )中萃取出來。

因子模型假設，高維度的時間序列變數其共同變異是受到低維度的不可觀察變數(文獻上稱之為因子(factor))所驅動，因此，因子總結了大量經濟變數所蘊含的訊息。若我們能自眾多時間序列的經濟變數

中萃取共同的變異，除可得到驅使眾多經濟變數共同移動的因子外，亦可解決因變數過多，導致無法運用傳統迴歸方法的高維度問題。

依據對因子的假設不同，因子模型又可分為靜態因子模型(static factor models)與動態因子模型。靜態的因子模型假設因子間不具序列相關，

$$\pi_{i,t} = \beta_i' f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中， $\pi_{i,t}(i=1, \dots, N)$ 為子商品項目的通膨率， $f_t$ 為  $r$  個因子構成的矩陣， $\beta_i$ 為 $\pi_{i,t}$ 與 $f_t$ 間的因素負載(factor loading)， $\varepsilon_{i,t}$ 為無法被因子所解釋，子商品自身特有的通膨因素。一般多運用主成分分析法(principal component analysis)估計觀察不到的靜態因子( $f_t$ )。

動態因子模型允許因子具序列相關的性質，因此可視為更一般化的因子模型，

$$\pi_{i,t} = \beta_i' f_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$f_t = \Phi_1 f_{t-1} + \dots + \Phi_p f_{t-p} + \eta_t \quad (4)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \varphi_{i,1} \varepsilon_{i,t-1} + \dots + \varphi_{i,q} \varepsilon_{i,t-q} + u_{i,t} \quad (5)$$

動態因子模型允許因子 $f_t$ 間具  $p$  階自我迴歸，式(4)即可視為VAR(p)的模型，殘差項 $\eta_t \sim N(0, \Omega)$ 。式(5)殘差項 $\varepsilon_{i,t}$ 具  $q$  階自我相關，且 $u_{i,t} \sim i.i.d N(0, \sigma_i^2)$ 。動態因子模型可運用狀態空間模型(state space model)估計。

### 三、台灣實證結果

#### (一)台灣核心通膨的估計

本報告以1990年1月至2015年9月消費者物價指數基本分類中第二層分類的40種商品(見附表1)，運用前述靜態因子模型估計台灣

的核心通膨。在變數的處理上，先計算各商品價格的年增率，再標準化，使各商品價格年增率的平均數為 0，標準差為 1。最後，對此 40 個商品的通膨率進行主成分分析，得到的主成分，即為驅動各商品物價變異的共同通膨因子，亦即核心通膨。

實證上，應採用幾個主成分往往是因子模型難以判斷的問題。Stock and Watson(2002a, 2005)建議下列三種準則來決定應採用幾個主成分。

- (1) 依據各主成分解釋整體變異的比重決定，若大部分的變異都由前幾個主成分所解釋，表示前幾個主成分已足夠捕捉各商品通膨的共同變動。
- (2) 運用 Bai and Ng(2002)所提出的資訊準則(information criteria)來判斷應使用幾個主成分。然而實證上常發現，Bai and Ng(2002)的準則往往選擇太多因子，反而不利因子模型的預測表現。
- (3) 逐步增加下一個主成分，直到增加額外的主成分並無明顯改變結果為止。

圖 1 為前 6 個主成分解釋所有子商品通膨變異的百分比，其中，第一主成分解釋了 22.98%子商品共同的通膨變異，第二主成分解釋了 14.77%，第三主成分的解釋的比率則降為 6.98%，自第四主成分

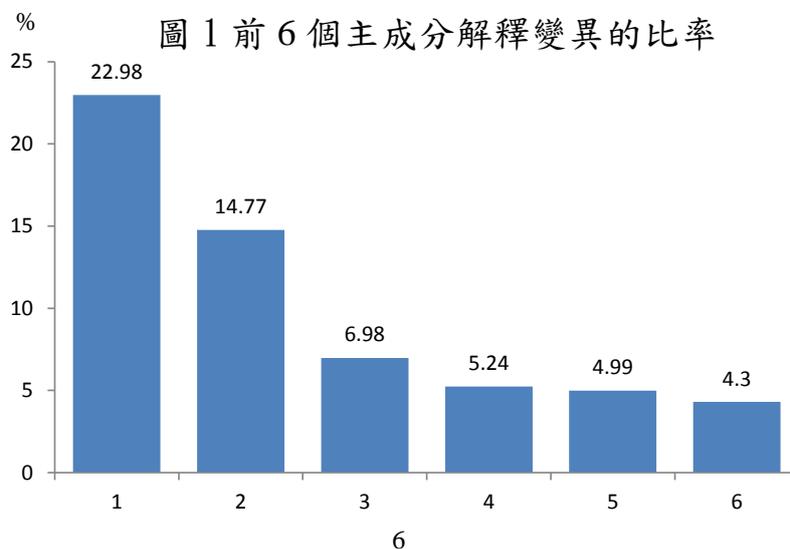


表2 Bai and Ng(2002)資訊準則的結果

主成分個數	PC1	PC2	PC3	IPC1	IPC2	IPC3	AIC3	BIC3
6	0.6514	0.6598	0.6307	-0.2969	-0.2763	-0.3479	0.5413	1.0431
5	0.6534	0.6604	0.6362	-0.2972	-0.2801	-0.3398	0.5620	0.9813
4	0.6622	0.6678	0.6484	-0.2930	-0.2792	-0.3270	0.5893	0.9258
3	0.6736	0.6778	0.6633	-0.2940	-0.2837	-0.3195	0.6191	0.8722
2	0.7023	0.7051	0.6954	-0.2758	-0.2690	-0.2928	0.6661	0.8353
1	0.8086	0.8100	0.8052	-0.1636	-0.1602	-0.1721	0.7906	0.8754
最適主成分個數	6	6	6	5	3	6	6	2

起，所能解釋的比例下降幅度逐漸趨緩。

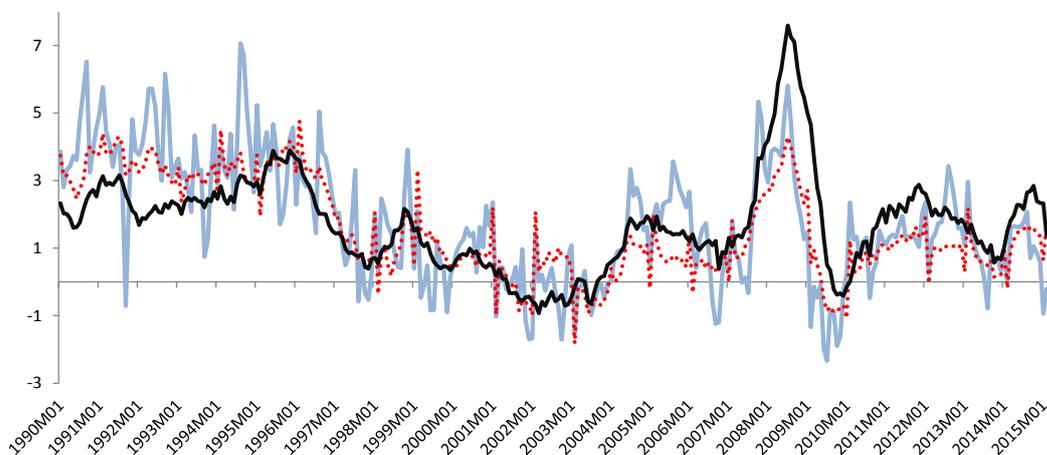
表2為以前6個主成分為最大上限，進行Bai and Ng(2002)資訊準則的判定結果。Bai and Ng(2002)提供了數種資訊準則，然而多數準則選擇的最適主成分個數皆為最大上限6個。如同過去文獻的結果，本報告的實證也顯示Bai and Ng(2002)的資訊準則往往選擇太多的主成分，而IPC1，IPC2選擇前3個主成分，BIC3選擇前2個。

由於表2的Bai and Ng(2002)結果並沒有一致的結果，由圖1可知自第4個主成分起，新的主成分能額外解釋變異的比例降幅不大，無明顯分界點。因此，本報告分別採用第一主成分、採用前2個主成分、以及採用前3個主成分，建立三種核心通膨，比較三種核心通膨的差異，並檢驗是否具良好的核心通膨性質。

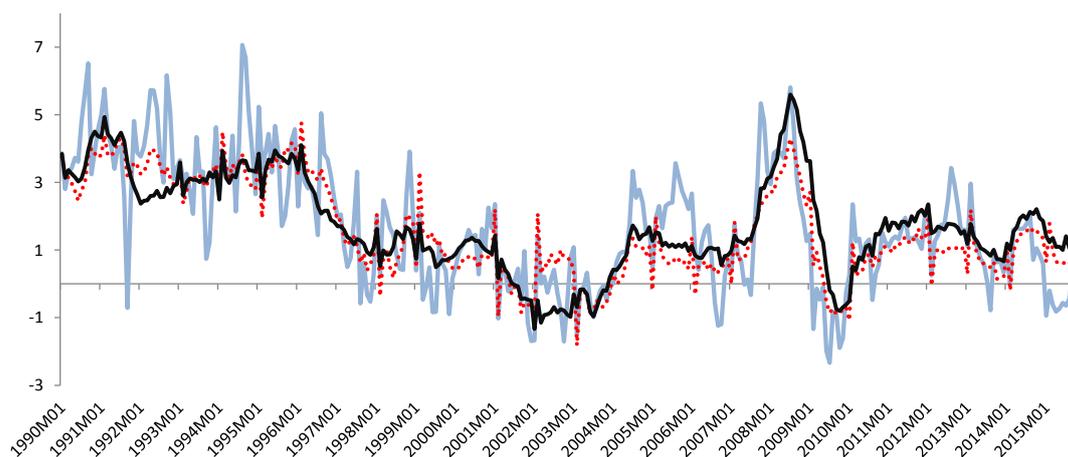
圖2為三種因子模型估計的核心通膨率、及官方以排除法編製的核心通膨和整體CPI通膨率的趨勢圖，其中CI-1、CI-2、CI-3分別表示考慮前1至前3個主成分編製的核心通膨，由圖2可知，若只用第一主成分，在1995年之前低於CPI通膨率，2008-2009年間又明顯高於CPI通膨率。加入第二主成分編製的核心通膨與CPI通膨率的走勢相近，無明顯偏離CPI通膨率的趨勢。而加入第三主成分後的核心通膨與採用前2主成分並無明顯差異。此外，2015年因國際原油價格下跌導致台灣CPI通膨率降為負值，惟官方與因子模型編製的核心通

圖 2 以因子模型估計的台灣核心通膨

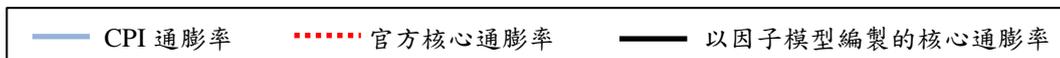
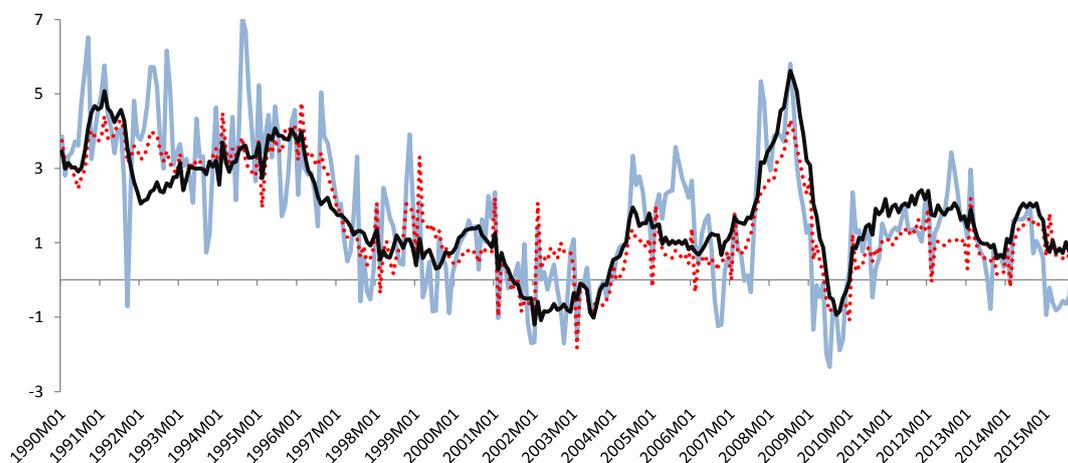
a. 以第一主成分編製的核心通膨(CI-1)



b. 以前 2 個主成分編製的核心通膨(CI-2)



c. 以前 3 個主成分編製的核心通膨(CI-3)



膨皆顯示，台灣的核心通膨仍為正值，並無通縮之疑慮。

## (二)因子模型估計的核心通膨性質評估

表 3 為官方核心通膨，及分別以前 1 至前 3 個主成分估計出的核心通膨(CI-1、CI-2 與 CI-3)，與 CPI 通膨率的相關係數。官方核心通膨與通膨率的相關係數達 0.82。考慮第一主成分與 CPI 通膨率的相關係數為 0.60；考慮前 2 個主成分的核心通膨與 CPI 通膨率的相關係數為 0.77；然而多考慮第三主成分，並不會提高與 CPI 通膨率的相關係數。

表 3 核心通膨與 CPI 通膨率的相關係數

	CPI 通膨率	官方核心通膨	CI-1	CI-2	CI-3
CPI 通膨率	1				
官方核心通膨	0.82	1			
CI-1	0.60	0.72	1		
CI-2	0.77	0.90	0.89	1	
CI-3	0.76	0.88	0.88	0.99	1

註 1：CI-1、CI-2 與 CI-3 分別表示以前 1 至前 3 個主成分編製的核心通膨，

註 2：樣本時間 1990M1-2015M9。

一個核心通膨的重要性質為核心通膨應能有助於預測未來通膨。以下分別以 Granger 因果檢定與迴歸模型檢驗官方公布的與本文估計的核心通膨對未來通膨率的預測能力。

由表 4 的 Granger 因果檢定的結果可知，官方的核心通膨與本文編製的 3 種核心通膨對 CPI 通膨率的因果檢定皆拒絕虛無假設，4 種核心通膨 Granger 影響(Granger cause)CPI 通膨率，顯示 4 種核心通膨皆有助於預測未來 CPI 通膨率。然而，CPI 通膨率對 4 種核心通膨率則不具領先性質。

Cogley(2002)則建議估計下列迴歸式，以檢驗核心通膨是否有預測未來通膨的能力，

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha + \beta(\pi_t^c - \pi_t) + u_{t+h} \quad (6)$$

表 4 Granger 因果檢定結果

虛無假設			Chi-square	p-value
官方核心通膨	不 Granger Cause	$\pi_t$	25.77	0.00
$\pi_t$	不 Granger Cause	官方核心通膨	7.56	0.11
CI-1	不 Granger Cause	$\pi_t$	12.08	0.02
$\pi_t$	不 Granger Cause	CI-1	5.97	0.20
CI-2	不 Granger Cause	$\pi_t$	24.24	0.00
$\pi_t$	不 Granger Cause	CI-2	8.60	0.13
CI-3	不 Granger Cause	$\pi_t$	20.14	0.00
$\pi_t$	不 Granger Cause	CI-3	5.28	0.26

註 1： $\pi_t$  為 CPI 年增率，CI-1、CI-2 與 CI-3 分別表示以前 1 至前 3 個主成分編製的核心通膨，落後期數的選擇準則為 BIC。

註 2：\*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。

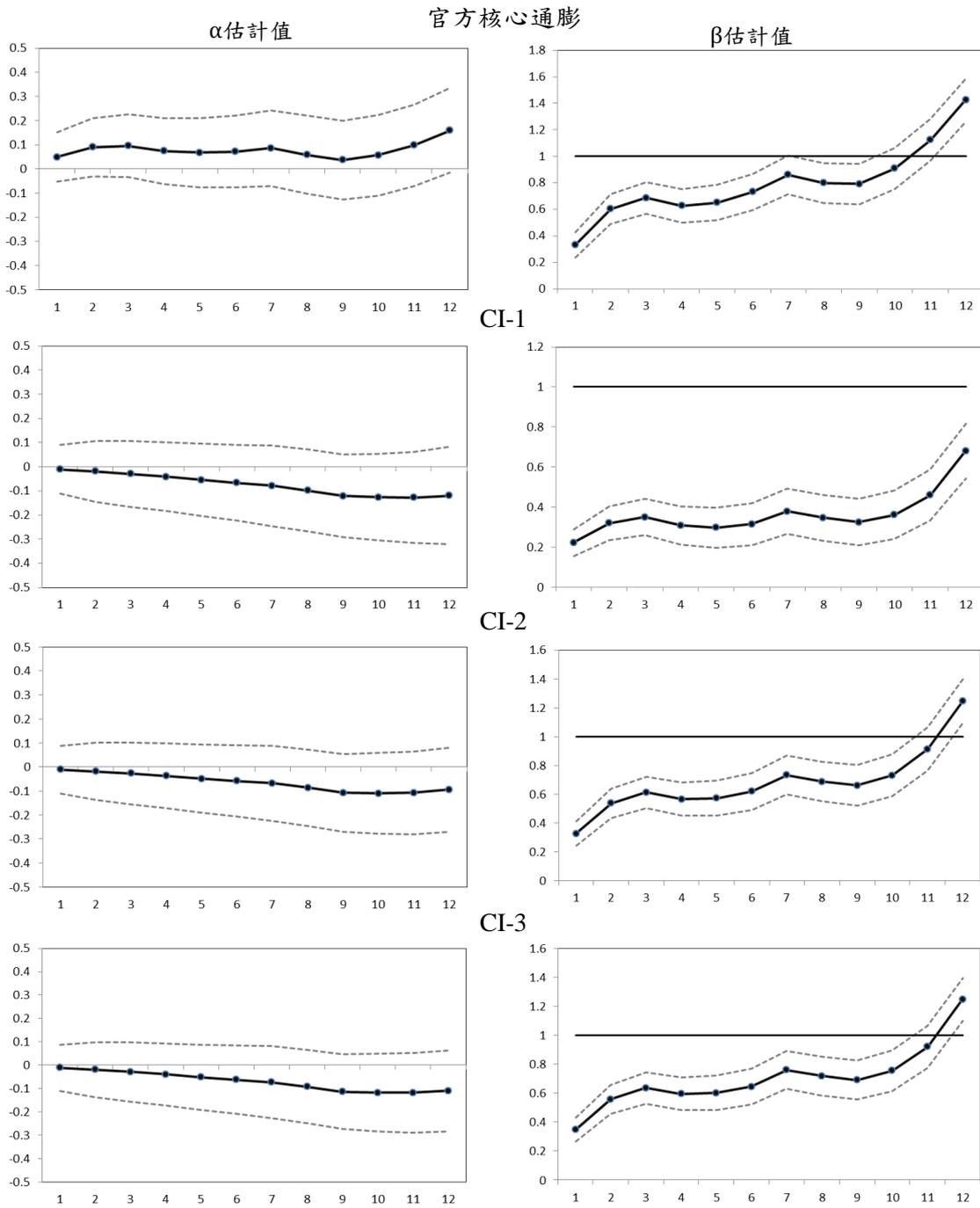
其中， $\pi_t$  為 CPI 通膨率， $\pi_t^c$  為核心通膨率， $u_{t+h}$  為模型殘差項，令  $h=1,2,\dots,12$ 。式(6)表示以當前核心通膨與 CPI 通膨率的差距來預測 1 個月至 1 年後 CPI 通膨率的變化。

若核心通膨能預測未來通膨，則式(6)的估計值 $\hat{\beta}$ 應為統計顯著的正值，表示當前核心通膨偏離 CPI 通膨率的幅度能有效預測未來 CPI 通膨率的變化；若估計值 $\hat{\alpha} = 0$ ，則表示核心通膨為未來通膨的不偏 (unbiased) 預測變數。

圖 3 為預測模型的係數估計值，橫軸為向前預測 1-12 個月，縱軸為係數估計值的大小，黑色虛線為 90% 的信賴區間。由圖 3 可知，無論是官方的核心通膨，或是本文以因子模型估計出的三個核心通膨，估計值 $\hat{\alpha}$ 皆不顯著異於 0，表示核心通膨為未來通膨的不偏預測變數；估計值 $\hat{\beta}$ 皆為顯著的正值，表示核心通膨有助於預測未來整體通膨率。然而，只考慮第一主成分編製的核心通膨，係數估計值 $\hat{\beta}$ 較其他核心通膨小，表示以第一主成分編製的核心通膨，其偏離 CPI 通膨率的幅度較未來 CPI 通膨變化的幅度大。

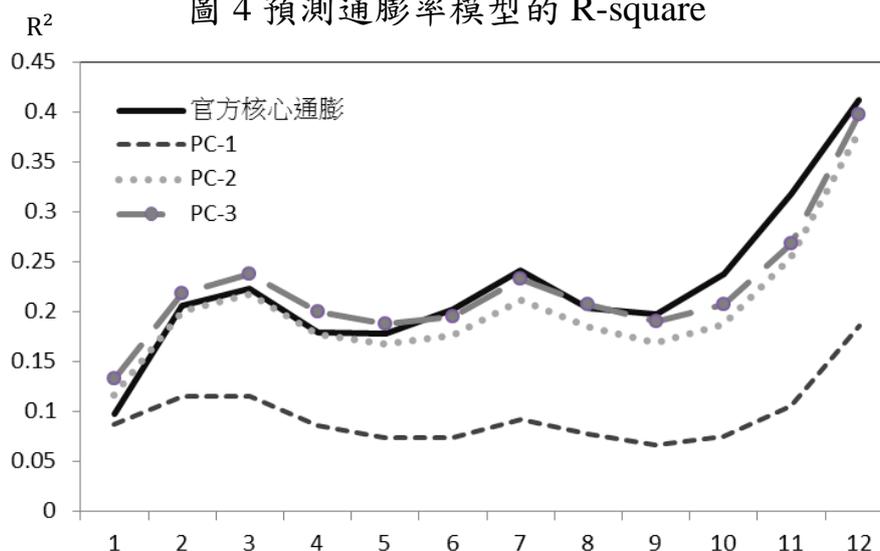
圖 4 為 4 種核心通膨於式(6)迴歸式的 R-square，只考慮第一主成分的 R-square 明顯較其他三種低，考慮前 2 與前 3 個主成分編製的核

圖 3 預測通膨率模型係數估計值



註：黑色圓點為係數估計值，黑色虛線為 90%的信賴區間。

圖 4 預測通膨率模型的 R-square



心通膨，其 R-square 與官方核心通膨相近。

整體而言，只考慮第一主成分不足以代表各商品的通膨波動，且對未來通膨的預測能力亦較差。而考慮前 2 或前 3 個主成分編製的核心通膨，兩者性質上並無明顯差異。

### (三)小結

本報告以靜態因子模型估計台灣的核心通膨，實證結果發現，以靜態因子萃取出核心通膨，與官方的核心通膨相近，亦不偏於整體通膨率，且有助於預測未來通膨。本文分別考慮前 3 個主成分，結果顯示，選擇前 2 個主成分已足以反映各商品共同的通膨壓力，並能有效預測未來 CPI 通膨率的變化。

## 參、因子擴充向量自我迴歸模型

### 一、允許在 VAR 模型加入更多經濟變數的估計方法

Stock and Watson(2001)指出 VAR 模型具下列四種特質：(1)描述總體變數間的共同移動(co-movement)關係；(2)預測總體變數未來走勢；(3)衡量政策對經濟變數變動的貢獻；(4)分析政策衝擊對總體變數的動態反應。由於上述的特性，VAR 模型常被用以估計貨幣政策衝擊對總體變數的動態反應。

惟 VAR 模型若加入太多變數，會大幅降低模型的自由度，致係數估計值不精確，影響後續衝擊反應函數、變異數分解的結果，因此一般多考慮 6 至 8 個變數<sup>2</sup>。然而，6 至 8 個變數是否足以代表整個經濟常令人質疑，而變數過少所能蘊含的訊息有限，可能無法完全涵蓋央行採行貨幣政策時考量的所有因素。

Bernanke et al.(2005)即指出傳統 VAR 模型的結果可能會有下列三種問題：

- (1) 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提高，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，由於未來通膨的訊息未能在 VAR 模型的資料中充分捕捉，因而由 VAR 模型的衝擊反應得到利率與未來通膨率呈正向關係。依據 Sim(1992)的解釋，當 6 至 8 個變數不足以代表所有訊息，則不只物價的衝擊反應，所有經濟變數對貨幣政策的衝擊都會是錯誤的。
- (2) 傳統 VAR 模型必須以少數幾個變數代表一般化的經濟理論概念，然而單一變數可能不足以充分代表這些廣義的經濟理論概念，如工業生產指數或實質 GDP 未必能充份地代表實質經濟活動。因此，VAR 模型在變數選擇上存在許多主觀的選擇。此外，任何可觀察的變數都可能存在衡量誤差(measurement error)，往往

---

<sup>2</sup> 例如，Christiano et al. (1999)、Leeper et al. (1996)及 Strongin (1995)等典型的封閉經濟體的 SVAR 模型多考慮 6 個變數：GDP、CPI、商品物價水準、短期利率、銀行準備金總額和非借入準備。

無法確實反映經濟理論所表示的概念。

- (3) 由於傳統 VAR 模型只考慮 6-8 個變數，因此只能探討少數幾個央行有興趣的經濟變數，並估計這些變數的衝擊反應。央行或研究者可能關心更多其他變數對貨幣政策衝擊的反應，然而傳統 VAR 模型無法提供這些結果。

Bernanke et al.(2005)提出的因子擴充向量自我迴歸模型，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<sup>3</sup>。因子模型可自大量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, 2002a)。Bernanke et al.(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。由於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，此外，更能進一步估計貨幣政策對各經濟變數之動態影響效果。

## 二、因子擴充向量自我迴歸模型之設定

### (一)FAVAR 模型架構

令 $Y_t$ 為驅動整體經濟動態變化的可觀察經濟變數向量，其維度為 $(M \times 1)$ 。在傳統貨幣政策的 VAR 模型中， $Y_t$ 包含政策變數與其他可觀察的實質經濟活動與物價指數，可運用 VAR 或結構式 VAR 模型估計這些變數間的動態關係。然而， $Y_t$ 未必能納入所有額外的經濟訊息，而這訊息可能與 VAR 模型內變數 $Y_t$ 的動態反應有關。假設這些額外的訊息可以彙整成維度為 $(K \times 1)$ 的不可觀察因子 $F_t$ ，包含無法觀察的產出缺口，及理論上的概念，如「經濟活動」、「物價壓力」或「信

---

<sup>3</sup> 另一種能納入更多變數的 VAR 模型為，Litterman(1986)發展的貝氏 VAR，對 VAR 模型的係數設定主觀的事前分配，利用機率分配來限定係數值，使 VAR 模型能納入更多變數。

用條件」，這些廣泛經濟概念不易僅以一、兩個變數來代表。

由於低維度的因子能有效的描述經濟體中眾多經濟變數的變異，一個解決 VAR 模型自由度不足的方法即為在傳統的 VAR 模型中加入無法觀察的因子。因此，FAVAR 模型即是由可觀察變數 $Y_t$ 與無法觀察的因子 $F_t$ 所組成。

假設 $(F'_t, Y'_t)$ 兩個變數向量的聯合動態關係可以下列轉移方程式 (transition equation) 表示，

$$\begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \Phi(L) \begin{pmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + u_t, \quad (8)$$

其中， $\Phi(L)$ 為 $d$ 階落後運算多項式(lag polynomial of finite order  $d$ )，誤差項 $u_t$ 的平均數為0，共變異數矩陣為 $\Sigma$ 。令 $Z_t = (F_t, Y_t)'$ ，則式(8)可表示為 VAR( $d$ )的形式，

$$Z_t = \Phi(L)Z_{t-1} + u_t = c + \sum_{i=1}^d A_i Z_{t-i} + u_t \quad (9)$$

式(9)為由 $(F'_t, Y'_t)$ 組成的 VAR 模型，若矩陣 $\Phi(L)$ 中 $F_{t-1}$ 對應於 $Y_t$ 的元素為0時，式(9)即縮減為標準的 VAR 模型，亦即

$$\begin{pmatrix} F_t \\ Y_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t^F \\ u_t^Y \end{pmatrix} \quad (10)$$

當 $\Phi_{21}(L) = 0$ ，即縮減為傳統的 VAR 模型。若 $F_{t-1}$ 對應於 $Y_t$ 的元素 $\Phi_{21}(L)$ 不為0時，式(9)即為因子擴充 VAR 模型。

由於傳統 VAR 模型為 FAVAR 模型的特例，比較傳統 VAR 模型與式(9)FAVAR 模型的估計結果，可評估無法觀察因子 $F_t$ 所提供之額外訊息是否確實能影響 VAR 的估計結果。若真實的經濟結構為 FAVAR 模型，則忽略無法觀察因子的傳統 VAR 模型，其係數估計值會是偏誤的，且後續的衝擊反應函數等分析也不會正確。

## (二)FAVAR 模型的變數設定

在那些變數應歸於 $Y_t$ 方面，Bernanke et al.(2005)認為 $Y_t$ 只包含貨幣政策決策者能直接觀察該變數。他們認為最符合現實的情況是，央行只能觀察到政策利率，其他經濟理論上的概念，如產出(output)、通膨皆非央行所能直接觀察。因為總體資料往往會歷經多次修正，且存在衡量誤差的問題，此外，理論上的產出與通膨概念，未必能完全等同於 GDP 或 CPI 年增率。例如，通膨的衡量往往忽略商品品質的進步，且存在多種衡量通膨的方法，因此要正確衡量真實通膨是不可能的。因此，Bernanke et al.(2005)建議 FAVAR 模型中的  $Y_t$  僅包含政策利率此一變數。

由於因子為無法觀察的變數，故需先估計出因子，才能估計式(9)。而因子驅動著各種經濟變數的變化，因此可自眾多可觀察的經濟變數中估計無法觀察的因子。具體的說，假設我們有眾多包含了各種經濟訊息的經濟變數向量 $X_t$ ，其維度為 $(N \times 1)$ 。且假設  $N$  遠大於 FAVAR 模型中的不可觀察因子與可觀察變數 $Y_t$ 的個數 $(K + M \ll N)$ 。這些經濟變數 $X_t$ 受到不可觀察因子 $F_t$ 和可觀察變數 $Y_t$ 的影響，變數間的關係可表示為下式

$$X_t = \Lambda(F_t, Y_t) + e_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t, \quad (11)$$

其中， $\Lambda^f$ 為 $(N \times K)$ 的因素負荷矩陣， $\Lambda^y$ 為 $(N \times M)$ 的係數矩陣，誤差項 $e_t$ 的維度為 $(N \times 1)$ 。式(11)可解釋成 $Y_t$ 與 $F_t$ 為驅動經濟變數 $X_t$ 動態變化的因素。控制 $Y_t$ 後， $X_t$ 的變動就僅來自於無法觀察的因子 $F_t$ 。因此，可透過大量的經濟變數 $X_t$ <sup>4</sup>估計無法觀察因子 $F_t$ 。

在包含大量經濟變數的向量 $X_t$ 中，有些變數，如股價、匯率、利

---

<sup>4</sup>  $X_t$ 該包含哪些變數，並未有一致的共識。理論上，考慮愈多變數所蘊含的訊息就愈多(Stock and Watson, 2002b)。在實證應用上，考慮越多變數，往往表示採用更多相同類型的變數，如更多衡量實質經濟活動的變數。而 Boivin and Ng (2006)則發現從大約 40 個數列萃取出因子，往往不會遜於採用更多變數所萃取出因子，甚至可能表現更好。

率等金融變數，會同時地(contemporaneously)受到政策利率的影響，即政策利率變動會立即影響這些變數，Bernanke et al.(2005)稱這類變數為快速變動(fast-moving)變數。而不會立即受政策利率影響的變數，如失業率、出口、物價等，稱作緩慢變動(slow-moving)變數。

因此，政策利率變動會透過影響快速變動變數，進而影響從 $X_t$ 萃取出因子 $F_t$ 。Bernanke et al.(2005)以因素轉軸(factor rotation)的方法去除政策利率對因子 $F_t$ 同期間的影響，步驟如下：

- (1) 運用主成分分析從 $X_t$ 中萃取出 $F_t$ 。
- (2) 只使用 $X_t$ 中的緩慢變動變數，再運用主成分分析萃取出緩慢變數的因子， $F_{slow,t}$ 。
- (3) 以最小平方法估計

$$F_t = \alpha + D \times F_{slow,t} + B \times R_t + \varepsilon_t$$

再計算新的因子 $F_{new,t} = F_t - \hat{B} \times R_t$ 。其中， $R_t$ 為政策利率， $\hat{B}$ 為 $B$ 估計值。

新的因子 $F_{new,t}$ 即排除了政策利率的影響效果。式(9)的 FAVAR 模型即以 $F_{new,t}$ 與  $R_t$ 估計。

### 三、台灣實證結果

#### (一) 資料來源與變數處理

本報告依據 Bernanke et al.(2005)的實證，並參酌國內郭迺鋒等(2010)的文獻，選擇 89 個台灣總體時間序列變數，進行台灣貨幣政策 FAVAR 模型的實證<sup>5</sup>。89 個變數中可分為實質經濟活動、物價、信用、貨幣、金融市場、利率及預期等 7 大類，並以金融業隔夜拆款利率做為央行的政策利率。詳細的變數名稱與資料來源如附表 2。

<sup>5</sup> Bernanke et al.(2005)選擇了 120 個美國總體資料進行 FAVAR 模型的貨幣政策實證分析。

在緩慢變動與快速變動變數的設定上，依據 Bernanke et al.(2005)，將歸類於信用、貨幣、預期、金融市場及利率的變數視為快速變動的變數，政策利率變動會立即影響這些變數，其餘變數為緩慢變動的變數。由於主成分分析必須使用平衡(balance)的樣本，因此本報告以 2001 年 1 月至 2015 年 7 月的資料進行 FAVAR 的實證研究。

## (二)以 FAVAR 模型的估計台灣貨幣政策效果

依據 Bernanke et al.(2005)的作法，以前 3 個主成分作為無法觀察的因子<sup>6</sup>，並以 Bernanke et al.(2005)提出的兩階段方法估計 FAVAR 模型<sup>7</sup>，估計步驟如下：

- (1) 先將所有變數去除包含春節移動節日等季節性因子<sup>8</sup>，再轉換為定態序列。
- (2) 對 $X_t$ 做主成分分析得到  $K$  個主成分，理論上即近似於無法觀察的因子 $F_t$ 。
- (3) 以前小節因素轉軸的方法，轉換主成分得到 $F_{new,t}$ 。
- (4) 以 $F_{new,t}$ 及 $R_t$ 估計式(9)的 FAVAR 模型，再運用 Cholesky 分解認定貨幣政策的衝擊，變數的排序為 $F_{new,t}$ 和 $R_t$ ，表示 $F_{new,t}$ 不會同期影響 $R_t$ <sup>9</sup>。
- (5) 如同傳統的 VAR 模型，我們可以估計 $F_{new,t}$ 和 $R_t$ 對貨幣政策的衝

---

<sup>6</sup> 要選擇幾個主成分作為無法觀察的因子，才能捕捉足夠的訊息，以適當的衡量貨幣政策的效果，往往是 FAVAR 模型實證上重要的問題。Bernanke et al.(2005)認為 Bai and Ng(2002)建立的決定幾個因子能代表所有變數集合的資訊準則，未必能適用在 FAVAR 模型應選擇幾個因子的情況，Bernanke et al. (2005)採行的作法是，選擇不同數量的因子，分別估計 FAVAR 模型，檢驗不同數量的因子是否會影響估計結果。

<sup>7</sup> Bernanke et al.(2005)提出兩種估計 FAVAR 模型的方法：(1)兩階段半參數(semi-parametric)方法：先以主成分分析法估計無法觀察的因子 $F_t$ ，再代入式(9)估計 FAVAR 模型。(2)一階段參數法：在狀態空間模型中，運用 Bayesian likelihood 方法與 Gibbs sampling，同時估計因子 $F_t$ ，以及 $F_t$ 和 $Y_t$ 的動態關係。Bernanke et al.(2005)的估計結果顯示，兩種方法得到的結果相近，惟兩階段方法能得到更符合理論預期的結果。

<sup>8</sup> 本報告以 X12-ARIMA 進行季節性調整。

<sup>9</sup> 因為已運用因素轉軸的方法去除 $F_t$ 與政策利率同期間的相關性。

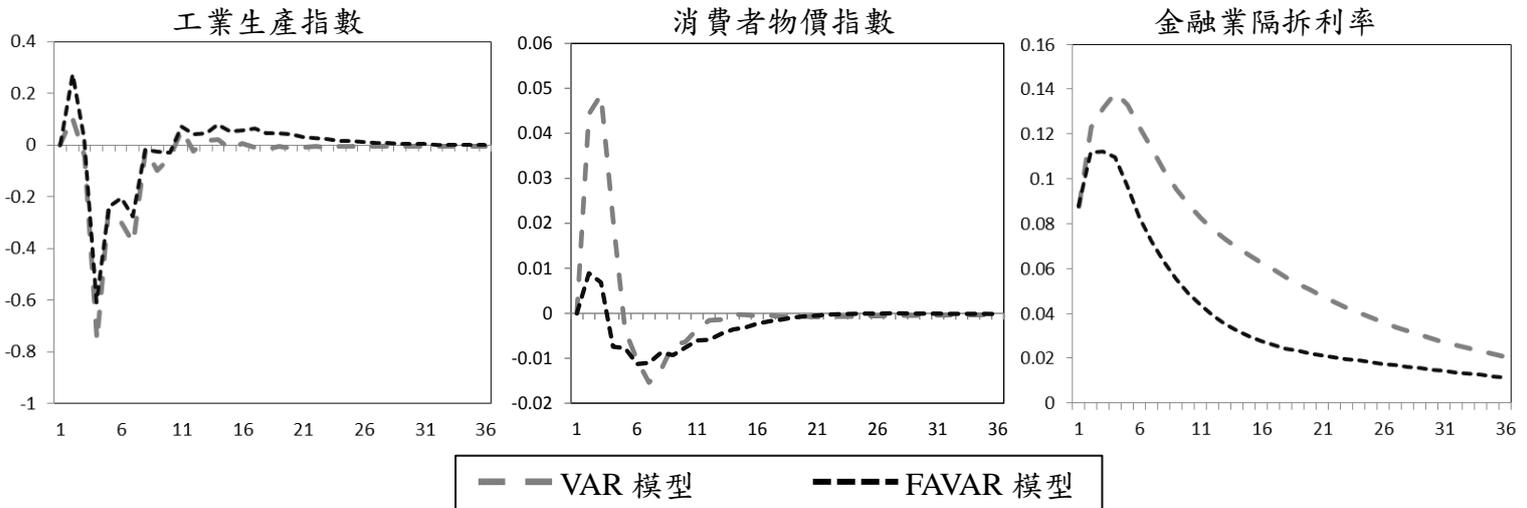
擊反應，更可將政策利率對因子 $F_t$ 的衝擊反應，轉換為對 $X_t$ 的衝擊反應。

為比較 FAVAR 結果，另以 3 個變數的基本 VAR 模型：工業生產指數、CPI 物價指數、金融業隔拆利率，估計傳統 VAR 模型的衝擊反應函數。運用 Cholesky 分解作為 VAR 模型的認定條件，變數的排序依序為工業生產指數、CPI 物價指數、金融業隔拆利率。VAR 與 FAVAR 模型的落後期依據 AIC 準則皆選擇落後 4 期。

圖 5 為 VAR 與 FAVAR 模型發生政策利率上升的衝擊時，各變數的衝擊反應結果。由圖 5 可知，VAR 模型會出現強烈的價格謎團現象，利率上升後的前 6 個月物價會上升，6 個月後影響才轉為負值，FAVAR 的結果則顯示價格謎團的現象顯著地減少，只在 1-3 個月消費者物價指數出現小幅的上揚，且物價下跌的期間亦較 VAR 模型長。兩種模型在工業生產指數的衝擊反應結果相近，緊縮貨幣政策使工業生產指數下降，VAR 模型的衝擊反應在 11 期後轉為微幅的正向，FAVAR 模型則在 11 期後，衝擊的影響逐漸消失。在金融業隔拆利率對自身正向衝擊的反應方面，VAR 模型較 FAVAR 模型有較強的正向反應，且持續性較長。圖 5 的結果顯示 FAVAR 模型納入更多額外訊息，控制央行貨幣政策決策時的各種經濟訊息，因此能改善價格謎團的現象。

FAVAR 模型另一個優點是，可計算模型中所有變數的衝擊反應，圖 6 為幾個重要經濟變數的衝擊反應結果。當發生隔拆利率上升的衝擊時，準備貨幣、M1B 會下降，達到緊縮貨幣數量的效果，而 M2 下降的幅度較不明顯。

圖 5 VAR 與 FAVAR 模型的衝擊反應函數比較



衝擊發生後，1-30 天期商業本票次級市場利率會上升，而第一銀行一年期定存減活儲利率的利差會擴大。顯示央行採行緊縮貨幣政策，將影響市場利率與殖利率曲線。透過利率管道，提高資金成本，縮減消費與投資，影響實質經濟。

至於隔拆利率上升的衝擊方面，股價與成交量皆下滑，7 個月後則出現反彈，顯示財富效果管道的存在，緊縮性貨幣政策將壓抑股票等資產價格，使資產持有者的財富減少，進而降低消費支出。

銀行放款管道強調，貨幣政策透過調節可貸資金的多寡影響實質經濟。緊縮貨幣政策使放款資金供給減少，借款下降進而壓抑消費、投資等經濟活動。圖 6 顯示，當發生緊縮貨幣政策的衝擊後，放款與投資會下降，約至 26 個月後影響效果逐漸消失。然而，放款及投資兩個子項目的衝擊反應則有明顯不同，緊縮貨幣政策會使放款下滑，但卻使貨幣機構增加證券投資，可能係因證券投資涵蓋公司債等證券，緊縮貨幣政策使債券利率上升，提高債券報酬，增加貨幣機構投資債券的意願。

匯率管道強調貨幣政策可透過匯率影響淨出口。緊縮性貨幣政策提高利率，提升國內固定收益資產與國外固定收益資產的相對報酬，

使國外資金流入，致本國貨幣升值，降低本國商品的國際價格競爭力，使淨出口下降。FAVAR 模型的結果則顯示，發生隔拆利率上升的衝擊後，名目與實質有效匯率會升值，3 個月後則轉呈貶值；而在 3 個月內對外貿易出超幅度下降，3 個月後轉呈上升。FAVAR 模型的結果未盡如匯率管道之預期，可能係因新台幣升貶值深受國際資金移動影響，且台灣貨幣政策亦受美國等主要國家貨幣政策外溢效果影響，由於本文的 FAVAR 實證模型並未控制國際因素，致使貨幣政策對匯率的衝擊反應未完全符合理論之預期<sup>10</sup>。

在其他變數方面，政策利率提高，會暫時提高消費者信心指數，在 5 個月後轉成負面影響，顯示央行的貨幣政策會影響民眾對未來消費等經濟活動的預期。而對躉售物價指數的影響則與消費者物價指數相似，利率上升在 2 至 14 個月間會降低躉售物價指數。

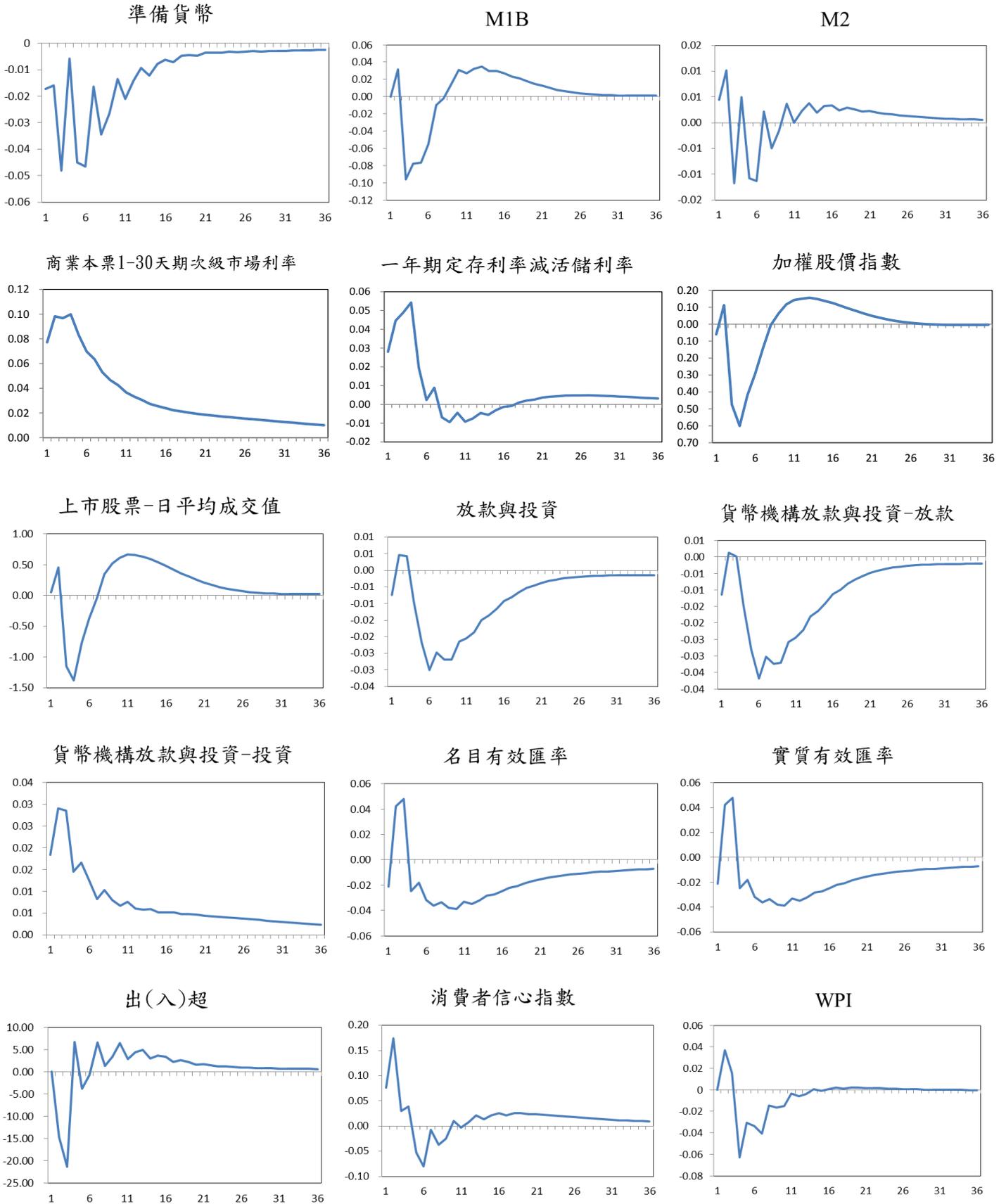
### (三)小結

本報告以 FAVAR 模型估計台灣貨幣政策的影響效果，實證結果顯示，多數變數的衝擊反應符合理論預期。如同張天惠、朱浩榜(2015)SVAR 模型的實證結果，貨幣政策傳遞機制中的銀行放款管道、利率管道、匯率管道及資產負債表管道均扮演重要角色。惟本文的實證僅是對 FAVAR 模型初步的應用，尚有許多不足之處，如，未考慮國際因素，無法納國際因素對國內貨幣政策的影響。此外，本文並未估計 FAVAR 模型各變數衝擊反應的信賴區間，FAVAR 模型須以 Kilian(1998)提出的拔靴法(bootstrap)計算衝擊反應的標準誤。這些是未來可進一步嘗試的部分。

---

<sup>10</sup> 劉名震等(2009)即強調國際經濟因子對台灣貨幣政策傳遞效果的影響，其在結構式因子擴充向量自我迴歸模型(SFAVAR)中考量國際經濟因子，發現新台幣實質有效匯率受利率上升衝擊呈升值趨勢。

圖 6 FAVAR 模型的衝擊反應函數



## 肆、結構式因子擴充向量自我迴歸模型

### 一、結構式因子擴充向量自我迴歸模型的設定

Bernanke et al.(2005)提出的 FAVAR 模型能納入更多經濟變數所蘊含的訊息，避免以單一變數近似廣泛的經濟理論概念，且允許研究者計算更多變數的衝擊反應。然因子缺乏經濟意涵的解釋，卻是 FAVAR 模型最大的缺點。Belviso and Milani(2006)提出結構式因子擴充向量自我迴歸模型(SFAVAR)，讓因子能有明確的經濟意義，並能在模型中加入符合經濟理論的認定條件。SFAVAR 模型設定如下：

令 $Y_t$ 與 $X_t$ 為兩個經濟變數向量，維度分別為 $(M \times 1)$ 與 $(N \times 1)$ ，其中， $t=1, \dots, T$ 。 $Y_t$ 為央行可觀察到的政策利率變數， $X_t$ 為大量的經濟變數。假設存在一些無法觀察的因子 $F_t$ 影響著 $X_t$ 的動態變化，則

$$X_t = \Lambda F_t + e_t \quad (13)$$

其中， $F_t$ 的維度為 $(K \times 1)$ ， $e_t$ 為誤差項，維度為 $(N \times K)$ 。進一步可將 $X_t$ 拆成 $I$ 個子部分， $X_t^1, X_t^2, \dots, X_t^I$ ， $X_t^i$ 的維度為 $(N_i \times 1)$ ，且 $\sum_i N_i = N$ 。因子 $F_t$ 亦可拆解成 $I$ 個子部分， $F_t^1, F_t^2, \dots, F_t^I$ ， $F_t^i$ 的維度為 $(K_i \times 1)$ ， $\sum_i K_i = K$ ，且對所有的 $i$ ， $K_i < N_i$ ，表示第 $i$ 個子部份因子的維度小於歸類於相同子部分經濟變數的維度。Belviso and Milani (2006)假設每個經濟變數向量 $X_t^i$ 僅能被特定的因子 $F_t^i$ 解釋，可表示成

$$\begin{bmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \vdots \\ X_t^I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda_1^f & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Lambda_2^f & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \Lambda_I^f \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \vdots \\ F_t^I \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ \vdots \\ e_t^I \end{bmatrix} \quad (14)$$

其中， $E(e_t | F_t^1, \dots, F_t^I) = 0$ ，對所有的 $m, n = 1, \dots, N$ ，且 $m \neq n$ ， $E(e_{m,t} e_{n,t}) = 0$ 。此外，Belviso and Milani(2006)加入另一個簡化的假設：整體經濟情勢僅透過一個對應的因子 $F_t^i$ 影響對應的經濟變數 $X_t^i$ ，

即 $F_t^i$ 的維度皆為 $(1 \times 1)$ 。

Belviso and Milani(2006)進一步假設 $(Y_t, F_t^1, F_t^2, \dots, F_t^I)$ 的動態關係，可用因子擴充向量自我迴歸模型描述，

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \vdots \\ F_t^I \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \vdots \\ F_{t-1}^I \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + u_t \quad (15)$$

其中， $\Phi(L)$ 為  $d$  階的落後運算元， $u_t$ 為誤差項，且 $E(u_t | \Omega_{t-1}) = 0$ ， $\Omega_{t-1} = \{F_{t-j}^1, \dots, F_{t-j}^I, Y_{t-j}\}_{j=1,2,\dots}$ 。

Belviso and Milani(2006)指出透過式(14)的設定，經濟變數向量 $X_t$ 可以依據其經濟性質分組，例如，將代表經濟活動的變數歸為同一組，與通膨相關的變數歸為另一組。則驅動同一組經濟變數變化的不可觀察因子，就具有經濟上的解釋意義，其代表了一個較大的經濟概念，如整體經濟活動或物價變動的基本驅動力等。

如同 Bernanke et al.(2005)，Belviso and Milani(2006)亦假設央行僅能觀察到政策變數，以及大量的經濟變數 $X_t$ ，因此 $Y_t$ 僅包含政策利率此一變數。在上述的設定下，SFAVAR 模型仍具有 FAVAR 的優點：模型的假設較傳統 VAR 模型合理，能納入更多變數所蘊含的訊息，並估計所有變數的衝擊反應函數。

## 二、SFAVAR 模型對各種因子的分類

Belviso and Milani(2006)提出了驅動特定經濟變數變化的 7 種結構性因子：(1)實質經濟活動因子、(2)通膨因子、(3)利率因子、(4)金融市場因子、(5)貨幣因子、(6)信用因子、(7)預期因子。這些不可觀察的因子可以從特定類型的經濟變數中萃取出來。以下為 Belviso and Milani(2006)對 7 種結構性因子的分類：

- (1) 實質經濟活動因子：描述實質經濟活動的共同現象，實質經濟活動因子影響了工業生產指數、勞動市場、新增訂單等變數。
- (2) 通膨因子：描述廣義的通膨概念，涵蓋了多種物價指數，工資等變數。
- (3) 利率因子：為驅動各種利率變動的因子，如不同到期日的名目利率或債券收益率等。
- (4) 金融市場因子：此因子能解釋貨幣政策傳遞機制中的金融市場管道(financial market channel)，包含的變數有股票指數，匯率等。
- (5) 貨幣因子：此因子能解釋與貨幣存量相關的變數。
- (6) 信用因子：此因子能檢驗貨幣政策傳遞機制中的信用管道，包含了對私部門信用、放款等變數。
- (7) 預期因子：解釋對未來生產、雇用、通膨等預期變數。

在 Belviso and Milani(2006)提出的兩階段估計方法中，先分別對歸類於各類因子的經濟變數進行主成分分析，得到能解釋最大變異的第一主成分，即為不可觀察的結構性因子，再以結構性因子與政策利率估計 VAR 模型。

### 三、台灣實證結果

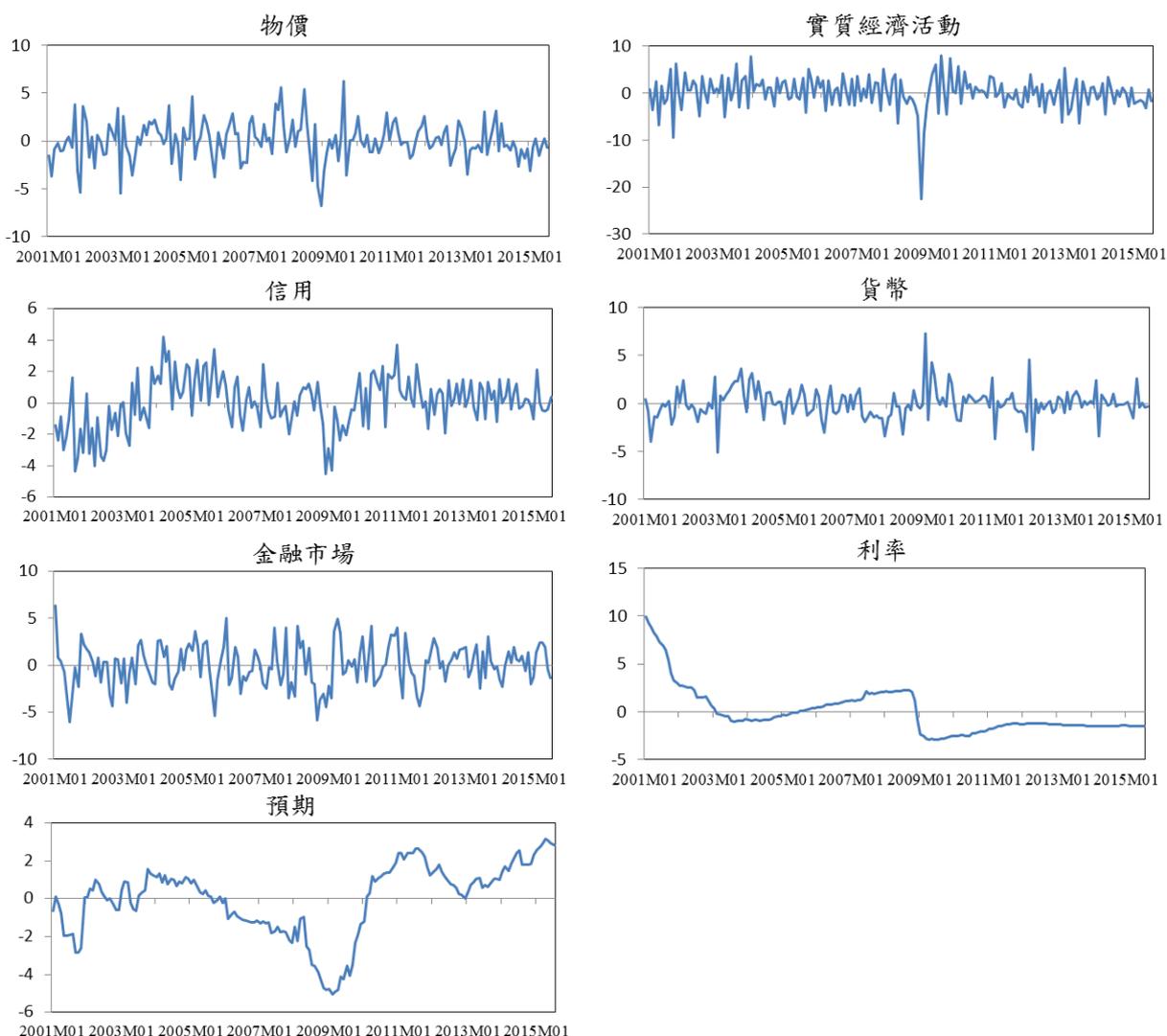
#### (一)變數處理與結構性因子的估計

本報告同樣使用附表 2 的 89 筆變數估計 SFAVAR 模型，為取得平衡的樣本，估計 SFAVAR 模型的樣本期間為 2001 年 1 月至 2015 年 7 月。

依據 Belviso and Milani(2006)，所有變數需先依其經濟性質分成 7 類，各變數的分類如附表 2。變數的處理上，先以 X12-ARIMA 軟體季節調整，再轉換為定態數列，最後分別對 7 種分類中的變數進行

主成分分析，萃取第一主成分作為該類別無法觀察的因子，由於 7 個結構性因子是由特定經濟性質的變數中所萃取，因此各因子分別為推動該類型經濟變數的共同驅動力，7 個結構性因子如圖 7，在 SFAVAR 實證模型中，本報告同樣以金融業隔拆利率作為政策利率。

圖 7 主成分分析的結構性因子估計值



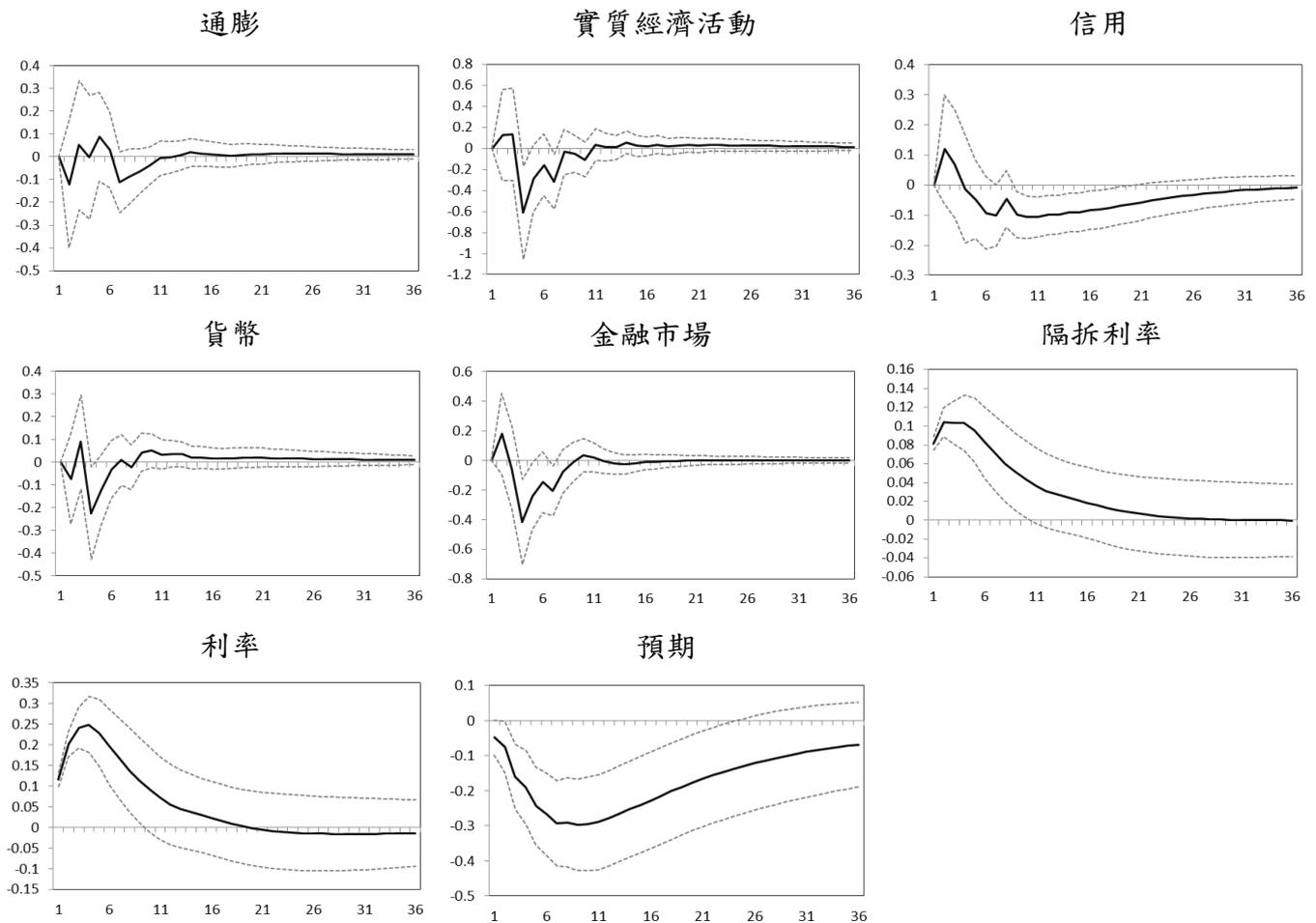
## (二)估計 SFAVAR 及衝擊反應函數

以主成分分析得到的 7 個結構性因子與金融業隔拆利率共 8 個變數，估計 SFAVAR 模型，模型的落後期數係依據 AIC 準則選擇落後 4 期。由於各因子具有經濟上的解釋意義，因此估計 SFAVAR 模型後，可進一步解釋各因子受貨幣政策衝擊的反應。

依據 Belviso and Milani(2006)，以 Cholesky 分解認定 SFAVAR 模型<sup>11</sup>，允許政策利率受通膨、實質經濟活動、信用、貨幣、金融市場的同期影響，而政策利率對這些因子的影響會遞延一期。允許政策利率對利率及預期因子之間相互存在同期影響效果。因此，各因子與政策利率的排序為：通膨因子、實質經濟活動因子、信用因子、貨幣因子、金融市場因子、金融業隔拆利率、利率因子及預期因子。

圖 8 為發生提高政策利率的衝擊時，各結構性因子的衝擊反應。當發生緊縮性貨幣政策衝擊時，2 到 6 個月通膨因子會暫時提高，6 個月後轉為負向影響；實質經濟活動因子在 3 個月後即出現抑制的效

圖 8 各結構性因子受政策利率正向衝擊的衝擊反應



註：黑色實線為衝擊反應估計值，黑色虛線為 90% 的信賴區間。

<sup>11</sup> 在 SFAVAR 模型，亦可使用其他限制條件來認定 VAR 模型，如長期限制條件等。

果，約在 1 年後影響效果逐漸消失；信用因子在衝擊發生 4 個月後開始降低，且影響效果雖逐漸遞減但持續時間長；在提高政策利率後，貨幣因子出現下滑；金融市場因子約在衝擊發生後 2 個月出現負向影響，且負向影響約持續 10 個月；利率因子的衝擊反應與政策利率的衝擊反應相似，呈現峰型(hump-shaped)，衝擊反應約在 4 個月後影響達到最大，於 20 個月後效果逐漸遞減至 0；預期因子則會因緊縮貨幣政策而降低，顯示貨幣政策能顯著的影響民眾的預期。

如同 FAVAR 模型，SFAVAR 也能夠估計模型中所有經濟變數的衝擊反應。圖 9 為發生政策利率正向衝擊時，幾個重要經濟變數在 SFAVAR 模型所估計的衝擊反應函數。由圖 9 可知，工業生產指數在發生緊縮貨幣政策的衝擊後，CPI 的衝擊反應於 2 到 6 個月上升，之後轉為負值，比較圖 5 的衝擊反應結果，SFAVAR 模型 CPI 的衝擊反應正向的影響幅度亦較傳統 VAR 模型小，顯示 SFAVAR 模型因加入更多經濟變數所蘊含的訊息，能改善價格謎團的問題。

在其他變數方面，當政策利率提高，貨幣總計數(準備貨幣、M1B、M2)在 3 個月後下降，顯示提高利率確實能縮減貨幣數量，達到緊縮貨幣的目的。商業本票利率與長短期利差在發生正向衝擊後上升，證實了利率傳遞管道的存在。在信用管道方面，如同 FAVAR 模型的結果，政策利率提高使放款下降，惟貨幣機構對證券投資則會提高。股價與股市成交量在衝擊發生 2 個月後開始下降，顯示緊縮貨幣政策能透過影響私部門資的資產價格，影響實質經濟。

### (三)小結

本報告以 SFAVAR 模型估計台灣貨幣政策效果，實證結果大致支持利率管道、信用管道、資產負債表管道等貨幣政策傳遞機制的存在。惟本報告的 SFAVAR 模型實證研究仍有下列部分不足之處，有待未來進一步調整改進：

圖 9 SFAVAR 模型的衝擊反應函數

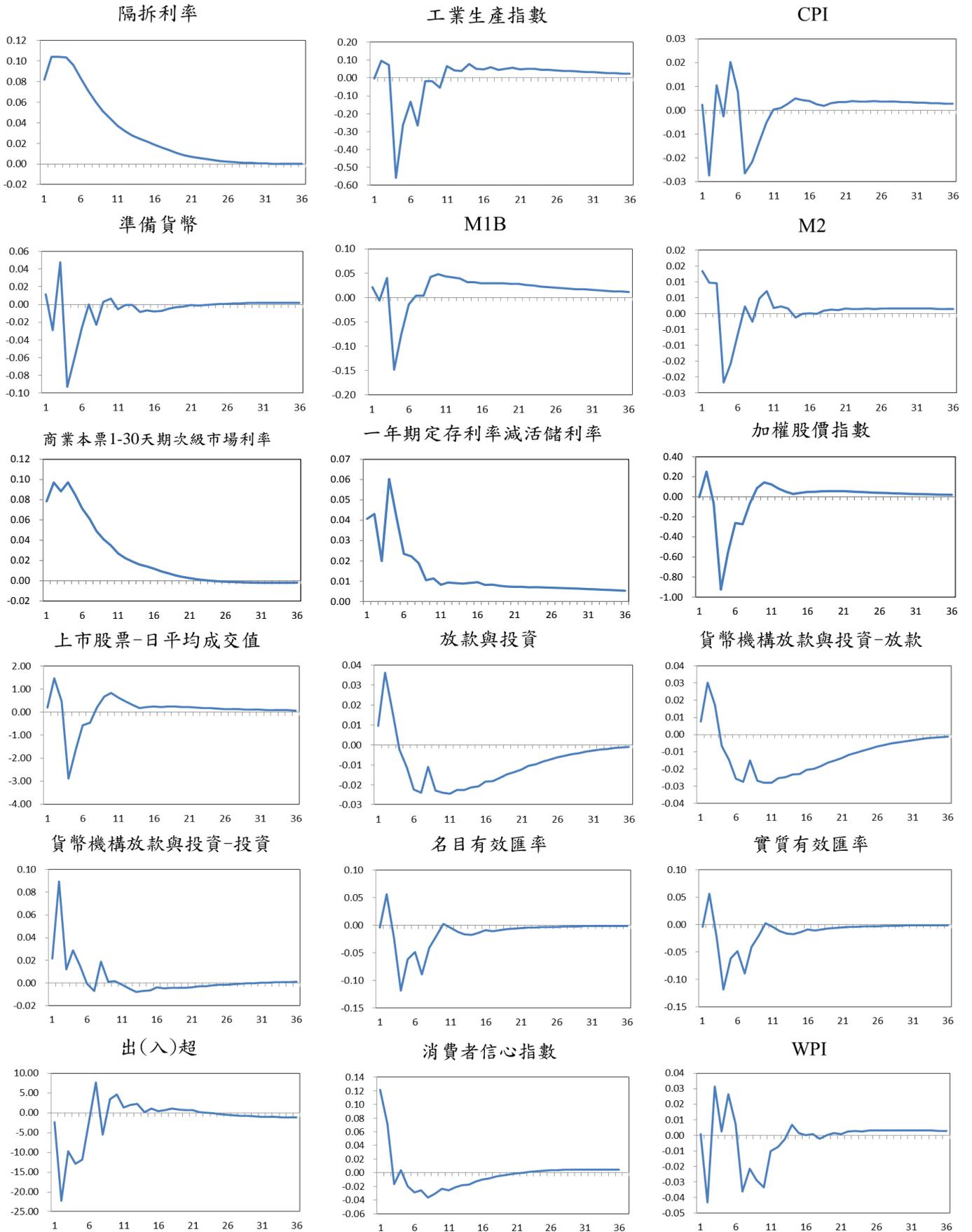


表 5 第一主成分解釋各類型變數共同變異的比率

單位：%

因子名稱	實質經濟活動	信用	貨幣	物價	金融市場	利率	預期
解釋比例	31.09	44.89	51.30	34.51	39.77	83.29	51.47

(1)Belviso and Milani(2006)假設單一結構性因子能夠充分解釋該類經濟變數的共同變異。可由主成分分析的結果檢視，第一個主成分(即結構性因子)能解釋多少比率的變異。表 5 顯示本報告的 SFAVAR 實證，除貨幣、利率及預期因子外，其餘因子解釋變異的比率皆低於 50%。因此以台灣資料估計 SFAVAR 模型，在同一組變數中可能需要萃取更多因子，才能充分捕捉變數間的共同變異。

(2)本報告依據 Belviso and Milani(2006)的作法，僅以 Cholesky 分解認定 FAVAR 模型。惟將各因子遞迴式排序(recursive order)，未必能完全符合理論上的關係，未來可嘗試加入其他因子間之同期影響的認定條件，使 SFAVAR 模型對模型參數的限制更符合經濟理論。

## 伍、心得與建議

本次參加東南亞國家中央銀行研訓中心所舉辦之課程，除得以了解因子模型與因子擴充 VAR 模型的理論與實證應用外，課程講師更提供計量模型程式碼並分享實證上的經驗。此外，亦與各國央行人員針對核心通膨相關議題，進行意見交流與分享，獲益良多。茲提出建議事項如下：

一、隨著各國總體資料之建置愈趨健全、豐富，如何運用大量經濟變數進行分析與預測已成為當前計量分析的重要議題。因子模型能自大量經濟變數中萃取少數有用的資訊，解決大量變數導致的高維度問題(high dimensional problem)。在實證分析的運用上，除本報告用以估計核心通膨以及進行因子擴充自我迴歸模型的分析外，文獻亦常以因子模型進行預測，如 Stock and Watson(2002a)，

近來如 Giannone et al.(2008)等文獻，更發展出混合頻率模型，充分運用大量月頻率變數所蘊含的訊息即時預測(nowcasting)季頻率的經濟成長率。張天惠(2012)則以一般化動態因子模型(generalized dynamic factor model)自眾多匯率、利率及資產價格變數中萃取經濟信息，編製台灣的金融情勢指數。因此，如何充分運用大量變數所蘊含的訊息，提高政策分析與預測的準確性，應為未來重要研究方向。

二、本次參與訓練課程，除各國專家學者之授課，使學員能增進貨幣政策機制、金融制度與政策的相關知識外，大量的實作及討論課程，更使學員能與其他國家之央行人員進行交流，了解各國的操作模式及預測模型，有助於工作能力的提升，建議可多鼓勵本行同仁參與相關課程。

## 參考文獻

- 張天惠(2012)，「我國金融情勢指數與總體經濟預測」，《中央銀行季刊》，第三十四卷第二期 民國 101 年 6 月。
- 張天惠、朱浩榜(2015)，“Monetary Transmission in Taiwan,” SEACEN 研究計畫，104 年 8 月。
- 郭迺鋒、劉名寰、林祝吉、林崑峰(2010)，「情緒因子在貨幣政策傳遞過程中所扮演的角色－結構因子擴充向量自迴歸模型之應用」，《台灣金融財務季刊》，第十一卷第四期，99 年 12 月。
- 劉名寰、郭迺鋒、林崑峰、林祝吉(2009)，「國際經濟因子對台灣貨幣政策傳遞效果的影響：結構因子擴充向量自迴歸模型(SFAVAR)」，未發表之研究。
- Bai, J. and Ng, S. (2002), “Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models”, *Econometrica*, Vol. 70, No. 1, pp. 135-72.
- Belviso, F. and Milani, F. (2006), “Structural Factor-Augmented VARs (SFAVARs) and the Effects of Monetary Policy”, *Topics in Macroeconomics*, Vol. 6, No. 3, Article 2.
- Bernanke, B. S., Boivin, J. and Elias, P. (2005), “Measuring the Effects of Monetary Policy: a Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 120, No. 1, pp. 387-422.
- Boivin, J and Ng, S. (2006), “Are More Data Always Better for Factor Analysis?”, *Journal of Econometrics*, Vol. 132, No. 12, pp. 169-94.
- Bryan, M. F., and Cecchetti, S. G. (1994), “Measuring Core Inflation”, *NBER Working Papers*, No 4303.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. and Evans, C. L. (1999), “Monetary

- Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?”, Chapter 2 in Taylor, J. B. and Woodford, M. (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Vol.1, Part A, Amsterdam, Elsevier, pp. 65-148.
- Cogley, T. (2002), “A Simple Adaptive Measure of Core Inflation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, No. 1, pp. 94-113.
- Cristadoro, R., Forni, M., Reichlin, L., and Veronese, G. (2005), “A Core Inflation Indicator for the Euro Area”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 37, No. 3, pp.539–560.
- Giannone, D. and Matheson, T. D. (2007), “A New Core Inflation Indicator for New Zealand”, *International Journal of Central Banking*, Vol 3. No. 4, pp. 145-80.
- Giannone, D., Reichlin, L., and Small, D. (2008), “Nowcasting: The Real-Time Informational Content of Macroeconomic Data”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 55, pp. 665-676.
- Kapetanios, G., (2002), “Modelling Core Inflation for the UK Using a New Dynamic Factor Estimation Method and a Large Disaggregated Price Index Dataset”, *Queen Mary University of London Working Paper* No. 471.
- Khan, M., Morel, L. and Sabourin, P. (2013), “The Common Component of CPI: An Alternative Measure of Underlying Inflation for Canada”, *Bank of Canada Working Paper* 2013-35.
- Kilian, L. (1998), “Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 2, pp. 218-30.
- Kirker, M. (2010), “What Drives Core Inflation? A Dynamic Factor Model Analysis of Tradable and Non-Tradable Prices”, *Bank of New Zealand Discussion Paper Series* DP2010/13.

- Leeper, E. M., Sims, C. A. and Zha, T. (1996), "What does Monetary Policy Do?", in Brainard, W C and Perry, G L (eds), *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1996, No. 2, pp. 1-78.
- Litterman, R. (1986), "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions – Five Years of Experience", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 4, No. 1, pp. 25-38.
- Sims, C. (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, 36, pp. 975-1000.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2001), "Vector Autoregressions", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.15, No. 4, pp.101-115.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2002a), "Forecasting Using Principal Components from a Large Number of Predictors", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 97, No. 460, pp. 1167-79.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2002b), "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 20, No. 2, pp. 147-62.
- Stock, J. H. and Watson, M. W. (2005), "Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis", *NBER Working Paper* No. 11467.
- Strongin, S. (1995), "The Identification of Monetary Policy Disturbances: Explaining the Liquidity Puzzle", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 35, No. 3, pp. 463-97.

附表 1 CPI 子商品與主成分的相關係數

主類別	子類別	與主成分間的因素負荷
食物類	1.穀類及其製品	0.25 / -0.08 / 0.00
	2.肉類	0.15 / -0.15 / -0.16
	3.肉類製品	0.21 / -0.20 / -0.23
	4.蛋類	0.10 / -0.17 / -0.14
	5.水產品	0.18 / -0.01 / -0.07
	6.加工水產品	0.23 / -0.14 / -0.02
	7.蔬菜	0.03 / 0.04 / -0.09
	8.加工蔬菜	0.23 / -0.01 / 0.07
	9.水果	0.11 / 0.07 / -0.03
	10.加工水果	0.13 / -0.08 / -0.27
	11.乳類	0.16 / -0.10 / 0.14
	12.食用油	0.25 / -0.15 / 0.08
	13.調味品	0.22 / -0.09 / -0.04
	14.酒	-0.10 / -0.06 / 0.02
	15.非酒精性飲料及材料	0.23 / -0.07 / 0.02
	16.調理食品	0.25 / -0.15 / -0.14
	17.外食費	0.25 / 0.12 / -0.06
	18.其他食品	0.19 / -0.20 / -0.02
衣著類	1.成衣	0.04 / -0.05 / 0.35
	2.鞋類	0.07 / -0.02 / 0.22
	3.衣著服務及配件	0.18 / 0.27 / 0.03
居住類	1.房租	0.14 / 0.34 / -0.09
	2.住宅維修費	0.18 / 0.25 / 0.06
	3.家庭用品	0.27 / 0.04 / 0.05
	4.家庭管理費用	0.04 / 0.18 / -0.17
	5.水電燃氣	0.08 / 0.07 / 0.28
交通與通訊類	1.交通設備	0.05 / 0.07 / 0.28
	2.油料費	-0.01 / 0.09 / 0.41
	3.交通服務及維修零件	0.12 / 0.25 / 0.01
醫療保健類	1.醫療費用	-0.07 / 0.11 / -0.08
	2.藥品及保健食品	0.09 / -0.10 / 0.21
	3.醫療保健器材	0.15 / 0.04 / 0.19
教養娛樂類	1.教養費用	0.07 / 0.33 / -0.09
	2.娛樂費用	0.19 / 0.22 / 0.09
雜項類	1.香菸及檳榔	-0.12 / -0.12 / 0.09

	2.美容及衛生用品	0.19 / -0.15 / 0.00
	3.個人隨身用品	0.08 / -0.13 / 0.28
	4.個人服務	0.00 / 0.11 / -0.13
	5.理容服務費	0.09 / 0.33 / -0.13
	6.其他	0.10 / 0.14 / 0.05

註：因素負荷分別為第 1 主成分/第 2 主成分/第 3 主成分對各子商品的因數負荷。

資料來源：主計總處及自行計算

**附表 2 FAVAR 與 SFAVAR 實證模型變數組成及資料處理**

編號	變數名稱	起始月	資料來源	處理方法
實質經濟活動因子				
1	總工業生產指數*	1996M01	經濟部	3
2	工業生產指數-礦業及土石採取業*	1996M01	經濟部	3
3	工業生產指數-製造業*	1971M01	經濟部	3
4	工業生產指數-金屬機電*	1971M01	經濟部	3
5	工業生產指數-資訊電子工業*	1971M01	經濟部	3
6	工業生產指數-化學工業*	1971M01	經濟部	3
7	工業生產指數-民生工業*	1971M01	經濟部	3
8	工業生產指數-電力及燃氣供應業*	1971M01	經濟部	3
9	工業生產指數-用水供應業*	1971M01	經濟部	3
10	工業生產指數-建築工程業*	1971M01	經濟部	3
11	製造業銷售量指數*	1982M01	經濟部	3
12	出口總值(美元計價)*	1981M01	財政部	3
13	進口總值(美元計價)*	1981M01	財政部	3
14	出(入)超*	1981M01	財政部	2
15	外銷訂單(總計)*	1984M01	經濟部	3
16	外銷訂單-資訊與通信產品*	1984M01	經濟部	3
17	外銷訂單-電子產品*	1984M01	經濟部	3
18	外銷訂單-基本金屬及其製品*	1984M01	經濟部	3
19	外銷訂單-精密儀器、鐘錶、樂器*	1984M01	經濟部	3
20	外銷訂單-塑膠、橡膠及其製品*	1984M01	經濟部	3
21	外銷訂單-化學品*	1984M01	經濟部	3
22	外銷訂單-電機產品*	1984M01	經濟部	3
23	外銷訂單-機械*	1984M01	經濟部	3
24	失業率*	1978M01	主計總處	1
25	失業者平均失業週數*	1993M01	主計總處	1
26	勞動力(千人)*	1978M01	主計總處	3
27	就業人數(千人)*	1978M01	主計總處	3
28	勞動力參與率(%)*	1978M01	主計總處	3
29	經常性薪資-工業及服務業*	1980M01	主計總處	3
30	經常性薪資-工業部門*	1973M01	主計總處	3
31	經常性薪資-製造業*	1973M01	主計總處	3
32	經常性薪資-服務業部門*	1980M01	主計總處	3
33	每人每月工時-工業及服務業*	1980M01	主計總處	1
34	每人每月工時-工業部門*	1973M01	主計總處	1
35	每人每月工時-製造業*	1973M01	主計總處	1

36	每人每月工時-服務業部門*	1980M01	主計總處	1
37	勞動生產力指數-工業部門*	1982M01	主計總處	3
38	勞動生產力指數-製造業*	1982M01	主計總處	3
信用因子				
39	貨幣機構放款與投資-合計	1961M07	中央銀行	3
40	貨幣機構放款與投資-放款	1961M07	中央銀行	3
41	貨幣機構放款與投資-對非金融機構證券投資	1961M07	中央銀行	3
42	主要金融機構放款與投資-對政府債權	1961M07	中央銀行	3
43	主要金融機構放款與投資-對公營事業債權	1961M07	中央銀行	3
44	主要金融機構放款與投資-對民間部門債權	1961M07	中央銀行	3
貨幣因子				
45	準備貨幣	1982M01	中央銀行	3
46	通貨淨額	1982M01	中央銀行	3
47	貨幣總計數-M1A	1982M01	中央銀行	3
48	貨幣總計數-M1B	1982M01	中央銀行	3
49	貨幣總計數-M2	1982M01	中央銀行	3
物價因子				
50	CPI 總指數*	1981M01	主計總處	3
51	CPI 商品類(含食物)*	1981M01	主計總處	3
52	CPI 非耐久性消費品(含食物)*	1981M01	主計總處	3
53	CPI 半耐久性消費品*	1981M01	主計總處	3
54	CPI 耐久性消費品*	1981M01	主計總處	3
55	CPI 服務類*	1981M01	主計總處	3
56	CPI 核心物價指數*	1981M01	主計總處	3
57	WPI 總指數*	1981M01	主計總處	3
58	WPI 農林漁牧業產品*	1981M01	主計總處	3
59	WPI 土石及礦產品*	1981M01	主計總處	3
60	WPI 製造業產品*	1981M01	主計總處	3
61	WPI 水電燃氣*	1981M01	主計總處	3
62	單位產出勞動成本指數-工業部門*	1982M01	主計總處	3
63	單位產出勞動成本指數-製造業*	1982M01	主計總處	3
預期因子				
64	消費者信心指數總得點數	2001M01	台經中心	4
65	消費者信心指數-未來半年國內物價水準	2001M01	台經中心	4
66	消費者信心指數-未來半年家庭經濟狀況	2001M01	台經中心	4
67	消費者信心指數-未來半年國內經濟景氣	2001M01	台經中心	4
68	消費者信心指數-未來半年國內就業機會	2001M01	台經中心	4
69	消費者信心指數-未來半年投資股票時機	2001M01	台經中心	4

70	消費者信心指數-未來半年購買耐久性財貨時機	2001M01	台經中心	4
<b>金融市場因子</b>				
71	上市股票-總市值	1987M05	主計總處	3
72	上市股票-總成交值	1987M05	主計總處	3
73	上市股票-日平均成交值	1994M01	主計總處	3
74	加權平均股價指數	1987M05	主計總處	3
75	新台幣兌美元匯率(NTD/USD)	1960M01	中央銀行	3
76	新台幣兌日幣匯率(NTD/JPY)	1960M01	中央銀行	3
77	新台幣兌韓元匯率(NTD/KRW)	1960M01	中央銀行	3
78	新台幣兌人民幣匯率(NTD/CNY)	1960M01	中央銀行	3
79	新台幣兌歐元匯率(NTD/EUR)	1994M01	中央銀行	3
80	名目有效匯率	1994M01	BIS	3
81	實質有效匯率	1994M01	BIS	3
<b>利率因子</b>				
82	商業本票次級市場 1-30 天	1982M01	中央銀行	1
83	商業本票-次級市場-31-90 天	1987M05	中央銀行	1
84	商業本票-次級市場-91-180 天	1987M05	中央銀行	1
85	第一銀行活儲利率	1968M09	第一銀行	1
86	第一銀行一個月定存利率	1961M03	第一銀行	1
87	第一銀行一年定存利率	1961M07	第一銀行	1
88	第一銀行一年期定存利率減活儲利率	1968M09	第一銀行	1
<b>政策利率</b>				
89	金融業隔拆利率	1981M01	中央銀行	1

註 1：變數處理方式：1.無轉換，2.一階差分，3.取 log 再一階差分，4.取 log。

註 2：\*表示該變數為緩慢變動變數。