

我國核心通貨膨脹率之衡量 兼論以結構化向量自我迴歸模型分析貨幣政策效果*

鄭麗玲

摘要

本文嘗試以剔除法、修削平均法及加權中位數法分別編製四類核心消費者物價年增率。就CPI與各類核心通貨膨脹率關係之研究發現，CPI年增率與以剔除法編製之CPIXF（不含食物及能源的CPI）年增率、CPIXR（不含新鮮蔬果、魚介及能源的CPI）年增率、TRIM（以修削平均法編製之CPI年增率）及MEDIAN（以加權中位數法編製之CPI年增率）皆存在長期穩定的關係，其中，TRIM及MEDIAN與長期趨勢之變動皆較CPIXF及CPIXR年增率密切。CPIXF年增率短期對CPI年增率存在Granger cause的關係，而當偏離長期均衡消費者物價年增率時，以CPIXR年增率之調整速度較迅速，可見四類不同定義之核心消費者物價指數各有特色，實難單就統計觀點作明確評比。惟由於TRIM及MEDIAN每月修削及排列的項目不同，導致各月物價指數涵蓋的市場籃項目

不同，進行年增率比較時將受限制，因此實務上各國核心通貨膨脹率之衡量仍多以剔除法為準。另剔除法中，CPIXF將食物類完全剔除，代表性相對較低。

於我國之實證研究運用上，本文選擇以核心物價CPIXR年增率來編製物價膨脹率缺口之時間數列，建構一結構化向量自我迴歸模型，以探討我國物價膨脹率缺口、產出缺口、短期利率與貿易競爭力指數等四變數間之關係。實證結果發現：一、短期利率對物價膨脹率缺口（即CPIXR年增率與經建計劃物價上漲率上限之差距）影響較大且即時，金融業拆款利率4季內即對物價膨脹率缺口產生一成左右影響，8季之影響可進一步擴大為二成左右。二、金融業拆款利率對產出缺口（即實質國內生產毛額與潛在產出之差距）的解釋能力短期雖不顯著，惟二年後解釋能力即逐季倍增。三、另根據衝擊反應分

* 作者感謝陳副總裁師孟與本行優良著作評審會委員之細心審閱並提供寶貴意見，本文已參酌修正。作者亦感謝本行經研處施處長、葉副處長、施副處長、汪研究員建南、彭專員德明及其他處內同仁提供寶貴意見，又侯科長德潛、吳副研究員懿娟、田慧琦、蔡美芬小姐提供相關資料，再此亦一併致謝。惟文中所持觀點純屬作者本人看法，與服務機關無涉，若有疏漏文責自負。

析之結果發現，金融業拆款利率上升使得產出缺口縮小，經由產出缺口的縮小使得物價膨脹率缺口亦隨之縮小，短期間央行提高利

率雖可抑制通膨的壓力，惟必須以縮小產出缺口為抵換。

一、前言

雖然各國中央銀行之政策目標往往不止一項，舉凡經濟成長、國內外幣值穩定及國際收支平衡等皆是關切的重點。惟近年來，咸認為央行應以穩定物價為重，因而核心通貨膨脹率的概念一直都是各國貨幣政策的主軸。以我國為例，行政院國家建設計畫原使用躉售物價衡量物價上漲率上限，後雖改為消費者物價，惟因其易受輸入型國際油價變動及季節性物價波動（如颱風、天災等）不利因素干擾，故自 1999 年起亦改以核心物價年增率為準。

目前各國政府公布的核心（core）或稱基準（underlying）消費者物價指數大部分係採剔除法及修削平均法，前者一般稱為行為法（behavioural approach），係藉由剔除某

些特定項以表現長期物價的走勢；後者則為統計法（statistical approach），可消除暫時的物價波動並避免依主觀決定自總指數剔除某些特定項。本文將參酌各國作法嘗試編製我國各類核心物價年增率，並探討各種核心物價年增率彼此間及其與貨幣政策之關係。

本文共分六節，除本節前言外，第二節介紹各種核心消費者物價指數之編製，第三節為各種核心物價年增率衡量績效比較，第四節分析消費者物價與各核心物價年增率之共整合與Granger-causality檢定。第五節則建構一結構化向量自我迴歸模型分析物價膨脹率缺口及產出缺口與貨幣政策之關係，最後一部分則為本文之結論與限制。

二、我國核心消費者物價指數之編製

各國貨幣當局之政策目標皆著重於維持該國貨幣價值的穩定，因此必須將該國物價上漲率控制於較低的水準，惟關鍵問題是如何正確衡量物價上漲率。目前各國政府或學術研究機構衡量核心物價的方法計有剔除法（exclusion method）、加權中位數法（weighted median method）、修削平均法（trimmed-mean

method）、動態因素法（dynamic factor method）、潛在物價指數法（p-star）及過濾法（filtering method）等（註 1）。由於歐美主要國家公布的核心消費者物價指數大部分係採剔除法、修削平均法及加權中位數法，因此，本節即嘗試以此三種方法編製我國的核心消費者物價指數及年增率供參考。

(一) 以剔除法編製的消費者物價指數

目前我國行政院主計處係以剔除法編製若干符合核心物價指數概念之消費者物價指數特殊分類，簡述如下：

1. 不含食物及能源的核心消費者物價指數 (簡稱 CPIXF)

CPIXF 的編製採剔除法，將易受天候影響的食物類及國際油價左右的能源價格剔除。此將食物類完全剔除的作法與美國、加拿大等國相同，惟食物類權數占我國消費者物價指數之總權數高達千分之 265.38，分別較美、加的千分之 159.13 及 108.4 高出甚多，再剔除居住類之燃氣、電費及交通類之油料費，三項合計之能源類權重為千分之 52.26，使得 CPIXF 占消費者物價權數僅千分之 682.36，意即近三分之一權重的消費品未被納入市場籃中。

2. 不含新鮮蔬果魚介及能源的核心消費者物價指數 (簡稱 CPIXR)

CPIXR 的編製亦為剔除法，惟採用日本的作法僅剔除食物類中價格波動較大之新鮮蔬果、魚介 (新鮮魚介、蔬菜、水果占消費者物價總權數千分之 79.51) 及能源 (燃氣、電費及油料費)，使得 CPIXR 占消費者物價權數可維持為千分之 868.23 (註 2)。

(二) 以修削平均法編製的核心消費者物價年增率 (簡稱 TRIM)

修削平均法係試圖找出「最適修削值」，將物價變動率橫斷面之極端值剔除，

取各期物價變動率分配中間部分之均數為通貨膨脹率估計值。茲就修削平均法之理論及統計論點簡述如下：

1. 基本理論解析

一般大眾對核心物價的概念是指與貨幣成長密切相關的長期物價指數，Bryan & Cecchetti (1992) 綜合大部分學者論點設計一簡單模型，以藉由現有物價資料衡量因貨幣增長而產生的通貨膨脹。模型假設經濟體系由兩組不同的價格設定者組成，第一組廠商可隨時自由調整其商品訂價以因應經濟環境改變，另一組價格廠商則因調整成本較高，無法經常調整其商品之訂價，此即新凱因斯理論之訂約者 (contracting agents)。由於第一組價格設定者以「實際」為基礎，可經常且快速的調整價格，不須太在意長期物價膨脹或貨幣總計數成長率的長期趨勢，由此組構成之物價指數因此有較大的短期波動。反之，以「預期」為基礎的第二組廠商，因不能快速且低成本的修改訂價，故由此組構成之物價指數相對上表現較平穩。

模型假設廠商數目眾多，且產出成長趨勢之平均數為零，標準差為一常數；貨幣總計數年增率 (\dot{m}) 為外生。廠商一開始考慮 \dot{m} 而調整價格，此時核心物價上漲率 (π^c) 等於貨幣總計數年增率，即 $\pi^c = \dot{m}$ 。若進一步假設貨幣總計數年增率為隨機漫步，則 π^c 將為未來物價年增率之最佳預測值。當廠商面對衝擊 ϵ_t 時，將對其生產成本或需求產生影響，

原則上相對物價衝擊的分配 $f(\varepsilon)$ 可為任何隨機型態。若將衝擊納入考慮，則價格設定方程式將修正為 $\pi = \bar{m} + \varepsilon$ ，由於存在菜單成本 (menu cost)，因此，只有少數面對相當大衝擊的廠商才會考慮再次調整其商品訂價。於此再假設所有廠商面對同一菜單成本，對衝擊 ε 有相同的門檻值 (threshold value)，

如圖 1 所示，該上下限門檻值分別為 ε_L 與 ε_U 。唯有衝擊落在上下限以外 ($\varepsilon < \varepsilon_L$; $\varepsilon > \varepsilon_U$)，廠商始重新調整價格。因此，所有不隨實際衝擊行動的第二組廠商將跟著調整訂價，其反應顯示於圖 2 釘峰 (spike) 部分，另支付菜單成本並隨實際衝擊調整訂價的第一組廠商則反應於圖 2 尾部兩側。

圖 1 相對物價衝擊分配

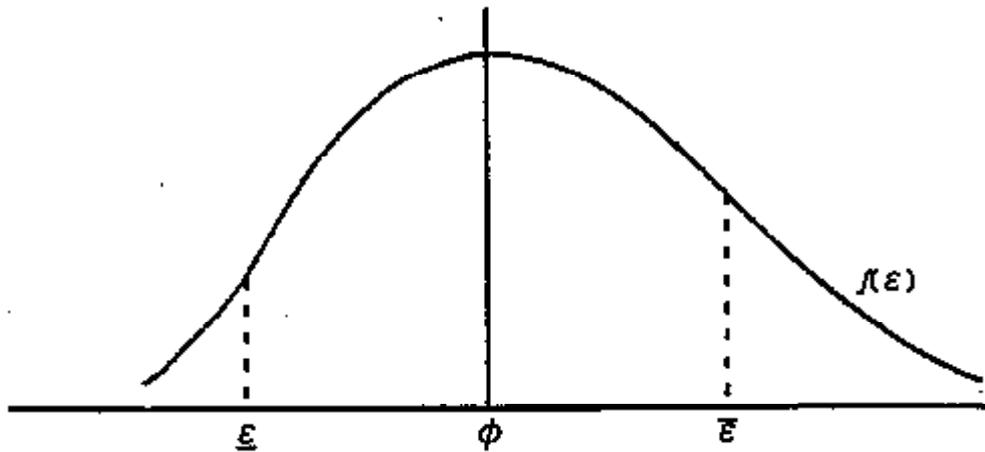
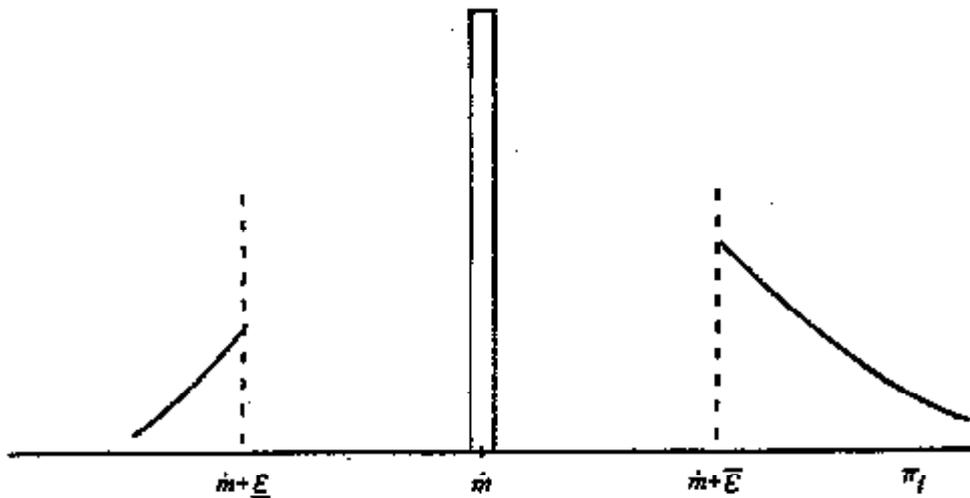


圖 2 常態物價年增率分配



理論上，當 ε 呈對稱分配時，物價膨脹率 $\pi = \pi^e = \bar{\pi}$ ，惟若衝擊的分配呈非對稱時，此時物價膨脹率就不再等於 π^e ，會因 $f(\varepsilon)$ 為右偏或左偏， π 產生高或低於 π^e 的現象。因此，若以原始物價年增率分配的平均數為判斷標準，則可能對衝擊過度反應。Bryan & Cecchetti (1992) 提出剔除物價年增率分配之極端值再取平均數的方式，成為衡量核心物價年增率另一代表性的方式，如圖 2 中央釘峰部分平均為 $\bar{\pi}$ ，可得 π 的正確估計值。

簡言之，Bryan & Cecchetti (1992) 認為即使對物價不存在長期的影響，相對價格之衝擊仍短暫影響總合物價水準，惟當所有價格皆已調整完畢後，實際的衝擊應歸於零，此時若以修削平均法衡量消費者物價年增率，預期將有助於緩和通貨膨脹率估計偏誤之問題。

2. 台灣資料的運用

統計所得之通貨膨脹率來自於一未知分配母體，假設此母體為常態分配，則樣本的平均數為母體平均數的最佳不偏估計值，惟若母體為高狹峰型 (leptokurtic)，則此結論不復適用。即使基準母體為對稱分配，來自尾部的抽樣錯誤亦將導致樣本分配發生偏斜，此時，與未削尾樣本分配之平均數比較，修削平均法所得之修削平均數為母體之有效估計值。事實上，修削平均法所計算之通貨膨脹率隱含小樣本理論以中間為 1 兩尾為 0 的加權平均數。

Bryan et al. (1997) 認為修削平均法不失為估計美國核心物價之強韌 (robust) 方法，且目前美國、英國、紐西蘭及澳洲等國皆有

以修削平均法編製的消費者物價年增率。本文一引用該方法嘗試編製台灣之核心消費者物價年增率。首先面對的問題為如何自原消費者物價分配中選取「最適修削值」？為解決此問題，將行政院主計處「消費者物價統計月報」1981 年 1 月至 2000 年 5 月間之 64 項中分類指數分別計算其較上年同期之年增率，再依照不同修削比率 (分別設定為 5%、10%、15%、20% 及 25% 等五種情況) 計算橫斷面中間分配之平均數，以此作為當月物價變動率之數值。結果顯示五種修削值之偏態係數皆大於零，表示分配型態皆呈右偏，同時除 5% 修削值 (情況 1) 之峰態為高峽峰外，其餘皆屬低闊峰型態。就平均數、中位數、平均絕對離差及平均方離差分析，波動幅度隨修削比例加大而下降，惟就物價指數代表性及穩定度取捨，修削 20% (情況 4) 時各衡量波動程度指標之差量已降至最低，因此選取 20% 作為最適修削值，此時偏態屬右偏型，峰態則為低闊峰。茲將五種修削比率情況所得之相關統計值列於表 1。

(三) 以加權中位數法編製的核心消費者物價年增率 (簡稱 MEDIAN)

加權中位數法編製步驟與修削平均法同，將前述行政院主計處消費者物價統計月報 1981 年 1 月至 2000 年 5 月間之 64 項中分類指數分別計算其較上年同期之年增率，按分類指數年增率之大小排序，當各分類指數相對應之權重累計等於或大於 50% 時，於排序數列中出現的第一個分類指數年增率即為當月物價變動率之數值。

表 1 台灣核心消費者物價年增率分配之統計量彙總表：修削平均法之運用

情況	修削比率	平均數	中位數	平均絕對 離差	平均方離差	變異係數	偏離係數	峰離係數	Theil不均 係數
1	5%	1.31	1.30	1.28	184	1.24	0.39	3.20	77.73
2	10%	1.26	1.28	1.17	171	1.16	0.27	2.82	75.54
3	15%	1.22	1.18	1.03	152	1.03	0.15	2.30	71.55
4	20%	1.20	1.13	0.98	146	0.98	0.17	2.26	70.06
5	25%	1.16	1.06	0.89	138	0.93	0.25	2.32	67.99

三、四類核心消費者物價年增率績效評比

核心物價年增率的觀念與編製過程如前節所述，雖然並不期望任何指標均完美無缺，惟多數學者建議以個別核心物價年增率與長期趨勢通貨膨脹率之密切程度，及個別核心物價年增率預測未來通貨膨脹率之優劣來判斷，本節即以此兩種標準來衡量剔除法、修削平均法及加權中位數法所編製各類核心物價之績效。

(一) 與長期通貨膨脹趨勢之關係

衡量核心物價與長期趨勢通貨膨脹率關係之兩大重點為長期以來核心物價與消費者物價二者年增率是否一致，及核心物價與長期趨勢物價年增率之變動是否密切相關。首先，表 2 列示各類消費者物價指數之相關係數值，結果顯示 CPIXR（不含新鮮蔬果、魚

介及能源的 CPI）年增率 DCPIXR 和 TRIM 與消費者物價年增率 DCPI 之關係較密切。至於長期趨勢物價年增率的衡量有以剔除食物及能源的消費者物價年增率 DCPIXF 表示，亦有以複雜統計方法衡量，惟 Clark（2001）比較幾種方法之結果後發現差異並不大，故本文採 Clark（2001）之建議，以月或季資料之三年移動平均數簡單估計長期趨勢物價年增率。由表 3 結果顯示，1982 年 1 月至 2000 年 5 月間四類核心物價中，修削平均法（TRIM）、加權中位數法（MEDIAN）及剔除法（CPIXR）編製之核心物價平均年增率皆低於消費者物價之平均年增率（DCPI）。若核心物價與長期趨勢變動愈密切，兩者差距愈小則標準差亦愈小。結果顯示，無論月

表 2 各類核心消費者物價年增率相關係數彙總表*

	DCPI	DCPIXF	DCPIXR	TRIM	MEDIAN
DCPI	1.00	0.80 (0.86)	0.80 (0.86)	0.78 (0.76)	0.87 (0.86)
DCPIXF		1.00	0.79 (0.82)	0.66 (0.68)	0.71 (0.76)
DCPIXR			1.00	0.74 (0.78)	0.82 (0.84)
TRIM				1.00	0.91 (0.95)
MEDIAN					1.00

註：*月資料期間為 1982 年 1 月至 2000 年 5 月，括號內則為季資料相關係數，資料期間為 1982 年第 1 季至 2000 年第 1 季。

表 3 各類消費者物價年增率與長期趨勢間之差異

核心物價年增率之衡量	平均年增率	與長期趨勢差異之標準差： 月資料	與長期趨勢差異之標準差： 季資料
DCPI	2.19	1.56	1.30
DCPIXF	2.42	1.32	1.23
DCPIXR	2.07	1.31	1.24
TRIM	1.20	0.98	0.90
MEDIAN	0.93	0.97	0.92

註：長期趨勢以消費者物價年增率之三年移動平均表示，資料期間同表 2。

或季資料，修削平均法及加權中位數法編製之核心物價年增率皆較剔除法核心物價年增率之標準差小。惟各類核心物價年增率與 CPI 年增率，不論平均數或標準差以 ANOVA 檢定於 99 % 的顯著水準下皆無顯著差異（註 3）。

（二）對未來通貨膨脹之預測能力

預測能力的優劣有很多判斷標準，惟一般認為若目前消費者物價年增率偏離核心物價年增率趨勢時，CPI 年增率將向趨勢移動。本文以月資料估計迴歸方程式（1）來衡量各類核心物價變動對未來消費者物價年增率變動之預測能力，

$$\pi_{i,t+h} - \pi_{i,t} = \alpha_i + \beta_i (\pi_{i,t} - \pi_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

其中 π 為CPI年增率， π_c^i 為四類核心物價年增率，參數 h 值為 12 或 24 個月，亦即預測未來一、兩年核心物價與 CPI 年增率之差異。表 4 由各類核心物價年增率本身來預測未來通貨膨脹率的可能變化，估測結果顯

示，除往前一年的不含新鮮蔬果、魚介及能源的 CPIXR 年增率外，其餘三類核心物價年增率對 CPI 年增率無論往前一年或兩年於 95% 的顯著水準下皆顯著。

表 4 各類核心物價年增率消費者物價年增率預測能力之比較

核心物價年增率之衡量	β_1 估計值	t 值
前一年 (h=12)		
DCPIEF	0.61	2.31**
DCPIXR	0.65	1.41
TRIM	1.49	5.48**
MEDIAN	1.61	3.90**
前兩年 (h=24)		
DCPIEF	0.72	2.83**
DCPIXR	1.30	2.91**
TRIM	0.83	3.04**
MEDIAN	1.18	2.92**

註：“*”及“**”分別表於 99%及 95%之顯著水準下顯著。

四、核心物價年增率共整合與 Granger-Causality 檢定

Pagan 和 Wickens (1989) (註 4) 對近年來時間序列的發展做了完整的整理，文中提及進行 VAR (vector autoregressions analysis) 模型檢定時首先應對單一變數作單根檢定，接著再對變數間組合進行共積檢定。若資料本身為定態 (stationary) 數列，則可直接使用水準值進行 VAR 分析；若資料為 I (1) (差分一次即為定態) 數列且不具共積關係，則用差分；若資料為 I (1) 且具共積關

係，則應使用誤差修正模型 (error correction model, ECM) 進行分析。

本文根據上述原則將各物價指數依次進行單根檢定、共整合及 Granger-causality 檢定，並就各物價年增率作簡單統計比較。

(一) 單根檢定

核心物價年增率原則上是以前一年去除暫時性物價波動後的長期趨勢表示之，於任何期間物價年增率可拆成核心 (π_c^i) 與暫時 (π_t^i) 兩

組成份子，即 $\pi_t = \pi_t^c + \pi_t^e$ ，其中通貨膨脹的暫時干擾 π_t^e ，乃由獨立的事件所引起，如國外、天候及供給面的干擾，假設 π_t^e 之平均數為 0 且變異數有限定的範圍 (σ^2)，在此假設下，若 π_t 為非定態且整合級次為 d 之數列 (即 $I(d)$ 經 d 次差分始為定態數列)，則核心物價年增率 (π_t) 也必須為 $I(d)$ 。

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \delta_t \quad (2)$$

茲將各類消費者物價年增率依 Enders (1995) 單根檢定步驟進行檢定，(2) 式中， y_t 表各類消費者物價指數，落後期數的選擇採 Enders 之方法，即僅保留對被解釋變數有解釋能力的落後項，結果則如表 5 所示。

表 5 各類核心物價年增率之單根檢定

變數名稱 (y)	落後期數 (p)	含趨勢及常數項	含常數項	不含趨勢及常數項
CPI	3	-0.12 (-2.67)	-0.12 (-2.64)	-0.05 (-1.80)
一階差分		-2.01 (-10.62)***		
CPIXF	2	-0.03 (-1.34)	-0.03 (-1.36)	-0.01 (-1.11)
一階差分		-1.80 (-10.73)***		
CPIXR	2	-0.04 (-2.36)	-0.04 (-2.39)	-0.01 (-1.58)
一階差分		-0.70 (-7.07)***		
TRIM	0	-0.11 (-3.85)***		
MEDIAN	0		-0.09 (-3.47)***	

註：1. 表中數值為係數值，括號中則為 t 值。

2. 不含趨勢及常數項 95% 和 99% 信賴區間臨界值為 -1.95 與 -2.60。

含趨勢及常數項 95% 和 99% 信賴區間臨界值為 -3.47 與 -4.08。

由表 5 分析顯示，CPI、不含食物及能源的 CPIXF 及不含新鮮蔬果魚介及能源的 CPIXR 三數列經一次差分均為定態數列，修削平均的 TRIM 及加權中位數法編製的 MEDIAN 本身已經差分處理，亦皆為定態數列。

(二) 共整合檢定

為觀察消費者物價年增率是否與前編各種核心物價年增率具有長期穩定的關係，以下將消費者物價年增率與核心物價年增率進行共整合關係的檢定 (註 5)，其檢定結果如表 6 所示：

表 6.1 CPI 年增率與各核心物價年增率共整合檢定

共整合向量個數 (r)	DCPIXF			DCPIXR		
	特徵根 λ	LR 統計量	λ_{max} 統計量	特徵根 λ	LR 統計量	λ_{max} 統計量
$r=0$	0.108	25.990***	24.787**	0.147	37.206***	34.682**
$r=1$	0.006	1.203	1.203	0.012	2.524	2.524

共整合向量個數 (r)	TRIM			MBDIAN		
	特徵根 λ	LR 統計量	λ_{max} 統計量	特徵根 λ	LR 統計量	λ_{max} 統計量
$r=0$	0.062	16.576***	13.803	0.059	15.840**	13.070
$r=1$	0.013	2.773	2.773	0.013	2.770	2.770

共整合向量個數 (r)	跡 (trace) 檢定-LR 臨界值		最大特徵根 (maximum eigenvalue) - λ_{max} 臨界值	
	$H_0: r=q$	$H_1: r>q$	$H_0: r=q$	$H_1: r=q+1$
	5%	1%	5%	1%
$r=0$	12.53	16.31	11.44	15.69
$r=1$	3.84	6.51	3.84	6.51

註：***、**、及*分別表於 99%、95%及 90%之顯著水準下顯著。

表 6.2 共整合估計結果

CPI 與	DCPIXF	DCPIXR	TRIM	MEDIAN
共整合向量	1, -0.934	1, -1.062	1, -1.900	1, -2.329
	(-11.94**)	(-18.35**)	(-11.17**)	(-7.79**)

註：1. 表中數值均係數值，新號中則為 t 值。

2. **表於 99%之顯著水準下顯著。

檢定結果顯示，DCPI 與 DCPIXF、DCPIXR、TRIM 及 MEDIAN 皆存在共整合關係，顯示各類核心物價年增率變動長期均呈穩定一致的走勢。

(三) Granger-Causality 檢定

理論上，核心物價年增率較能反映物價的長期趨勢，惟消費者物價年增率仍為衡量一般民眾於食衣住行育樂基本生活成本的重要指標，因此學者建議應可進一步分析核心物價年增率與消費者物價年增率間是否存在 Granger causality 關係。本文參考 Freeman (1998) 利用 VAR 方法檢定共整合變數間的

Granger causality 關係，變數間的誤差修正方程式如下：

$$\pi_t = \alpha_{10} + \alpha_p(\pi_{t-1} - \beta \pi_{t-1}^c) + \sum \alpha_{11}(i) \pi_{t-i} + \sum \alpha_{12}(i) \pi_{t-i}^c + \varepsilon_{1t}, \quad (3)$$

$$\pi_t^c = \alpha_{20} + \alpha_p^c(\pi_{t-1} - \beta \pi_{t-1}^c) + \sum \alpha_{21}(i) \pi_{t-i} + \sum \alpha_{22}(i) \pi_{t-i}^c + \varepsilon_{2t}, \quad (4)$$

此時， α_p 與 α_p^c 為共整合關係中通貨膨脹率偏離長期均衡時之調整係數， α_{jk} ， $j, k = (1,2)$ 為落後項變數係數，若當 α_p 與所有 $\alpha_{12}(i)$ 皆為零時，則 π_t^c 不 Granger-cause π_t 。

茲將 1982 年 1 月至 2000 年 5 月間我國 CPI 年增率與各類核心物價年增率誤差修正模型估計結果列於表 7。

表 7 CPI 年增率與各類核心物價年增率誤差修正模型

方程式	解釋變數					
	DCPI	DCPIXF	DCPIXR	TRIM	MEDIAN	p-βp
1 DCPI		-0.530 (-3.79 ^{***})				-0.361 (-6.00 ^{***})
2 DCPIXF	-0.032 (-0.92)					0.013 (0.44)
3 DCPI			-0.160 (-0.73)			-0.520 (-7.30 ^{***})
4 DCPIXR	-0.018 (-0.74)					-0.019 (-0.82)
5 DCPI				0.192 (0.71)		-0.234 (-2.95 ^{***})
6 TRIM	-0.008 (-0.19)					-0.008 (-0.24)
7 DCPI					0.164 (0.65)	-0.255 (-4.07 ^{***})
8 MEDIAN	0.017 (0.64)					-0.000 (-0.05)

註：1. DCPIXF、DCPIXR、TRIM 及 MEDIAN 的落後期數分別為 2、2、4 及 4，共整合方程式皆設定為無時間趨勢及無常數項。

2. 解釋變數落後期數為 1。

3. 表中數值為係數值，括號中則為 t 值。

4. *** 表於 99% 之顯著水準下顯著。

表 7 八條誤差修正方程式中，方程式 1、3、5 與 7 的誤差調整項係數符號正確且顯著，其中以 3 式 -0.52 最大，表 CPIXR 年增率的調整速度最快。除 CPIXF 年增率 Granger cause CPI 年增率，其餘不論 CPIXR 年增率、TRIM 及 MEDIAN 對 CPI 年增率或 CPI 年增

率對核心物價 CPIXF、CPIXR 年增率、TRIM 與 MEDIAN 皆不存在 Granger cause 的關係。惟若參考三之二節之分析，CPIXF 年增率對 CPI 年增率之 Granger cause 的關係應只在短期（一年）內顯著。

五、我國物價膨脹率缺口及產出缺口與貨幣政策之實證分析： 結構化向量自我迴歸模型之運用

維持核心物價穩定既為各國中央銀行之貨幣政策主軸，且由本文三、四節之分析可知，四類不同定義之核心消費者物價指數各有特色，實難單就統計觀點作明確評比。惟由於 TRIM 及 MEDIAN 兩數列每月修削及排列的項目不同，導致各月物價指數涵蓋的市場籃（market basket）的構成項目不同，進行年增率比較時將受限制，因此實務上各國核心通貨膨脹率之衡量仍多以剔除法為準。另剔除法中，CPIXF 未考慮民眾「食」的需求及成本變動，將食物類完全剔除，代表性相對較低。因此，本文選擇以狹義核心物價 CPIXR（不含食物及能源的 CPI）年增率來編製物價膨脹率缺口之時間數列，以探討物價膨脹率缺口、產出缺口與貨幣政策之關係。

實證方法方面，自 Quah 與 Vahey（1995）率先以向量自我迴歸模型（vector autoregression analysis, VAR）討論核心物價理論上的定義後，其他如 Blix（1995）、Bjomland（1997）、Claus（1997）、Dewachter 與 Lusting（1997）、Fase 與 Folkersma（1998）及 Farner 與 Wehinger（1998）等學者則分別

於 Quah 與 Vahey（1995）的研究基礎上，建構不同型式的結構化向量自我迴歸模型對核心物價作進一步的討論（註 6）。本節亦擬建構一結構化向量自我迴歸模型，分析我國物價膨脹率缺口及產出缺口與貨幣政策之關係。有別於 Sims 的傳統 VAR 模型以 Choleski decomposition 方法去除隨機衝擊項的同期相關問題，結構化向量自我迴歸模型是將待分析的經濟現象設定為一外顯的（explicit）結構化模型，以解決傳統 VAR 模型因變數不同排序（ordering）產生不同預測誤差變異數分解（variance decomposition, VDCs）及衝擊反應函數（impulse response function, IRFs）的困擾，進而得到唯一的一組 VDCs 及 IRFs。

（一）變數的選取與研究期間

本文選取貿易競爭力指數（LCOM）、產出缺口（YGAP）、物價膨脹率缺口（PGAP）及金融業隔夜拆款加權平均利率（LOIN）四變數。其中，貿易競爭力指數乃選擇十大貿易對手國之購買力平價指數與外國通貨佔本國進出口貿易重要性加權（註 7），所計算之本國通貨一單位相當於多少外

國通貨的平均價格指數之比值。產出缺口為實質國內生產毛額與潛在產出之差距。潛在產出方面，採 Tatom (1979) 潛在產出生產函數估計法，乃假設潛在每人產出 (Y/L) 為實質每人資本存量 (K/L)、實質國際油價指數 ($P_t^{oil}/PGDP_t$) (以名目國際油價指數經 GDP 平減指數平減而得) 及外生性時間趨勢技術進步等變數 (A) 之函數 (註 8)，即

$$Y_t/L_t = f(K_t/L_t, P_t^{oil}/PGDP_t, A_t), \quad (5)$$

物價膨脹率缺口為核心物價年增率與物價膨脹率目標值之差距，由於行政院經建會目前係以不含新鮮蔬果魚介、魚介與能源價格之核心物價年增率 (DCPIXR) 作為經建計劃的年度通膨率上限，因此本模型核心物價年增率之定義即為核心物價 CPIXR 年增率。至於物價膨脹率目標值的設定則以經建會訂定的國家建設計畫中的物價上漲率上限值作為長期物價膨脹率的目標值，惟經建計畫目

標於民國 77 年以前使用躉售物價年增率，民國 78 年以後為消費者物價年增率，民國 88 年起則改為不含新鮮蔬果魚介、魚介與能源價格之核心物價 (CPIXR) 年增率，本文以侯德潛、田慧琦 (2000) 透過 OLS 估計 CPIXR 與 WPI 及 CPI 之間的關係，分別就不同時期 WPI 及 CPI 之計畫年增率代入估計式，將物價膨脹率缺口的衡量調整為一致 (註 9)，以換算對應的核心物價年增率目標值。

研究期間為 1981 年第一季至 2000 年第一季，且所有季資料變數皆經對數處理，共 77 筆觀察值。

(二) 單根檢定

將模型四變數進行單根檢定，結果顯示除貿易競爭力指數為 $I(1)$ 外其餘變數皆為 $I(0)$ 數列，即將貿易競爭力指數作一階差分處理後再與其他三變數進行結構化 VAR 模型之分析。

表 8 單根檢定

變數名稱	(γ)	落後期數 p	含趨勢及常數項	含常數項	含趨勢及常數項
LCON		1	-0.17 (-2.93)	-0.05 (-1.53)	-0.05 (-1.86)
DCON			-0.87 (-5.87)***		
YGAP		1	-0.32 (-4.54)***	-0.32 (-4.56)***	-0.31 (-4.66)***
PGAP		1-6	-0.21 (-3.67)**	-0.19 (-3.64)***	-0.15 (-4.54)***
LOIN		0	-0.22 (-3.22)	-0.21 (-3.24)**	-0.01 (-1.20)

註：1. 落後期數的選擇採 $Benders$ 之方法，即僅保留對被解釋變數有解釋能力的落後項。

2. 表中數值係估計值，括號中則為 t 值。

3. 不含趨勢及常數項 95% 和 99% 信賴區間臨界值為 -1.95 與 -2.60，
含趨勢及常數項 95% 和 99% 信賴區間臨界值為 -3.47 與 -4.08。

4. **、*、及 ' 分別表於 99%、95% 及 90% 之顯著水準下顯著。

(三) 落後期數的選取

文獻中關於落後期數的選取有多種判定準則，由於各種準則標準不一，所得之判定結果有時難免會出現出入，本文分別選用 Schwartz 及 Akaike 兩判定準則，依據前者

(註 10) 判定選擇落後 1 期，而後者則選擇落後 5 期，若依估計結果判斷，落後 5 期之估計結果較 1 期理想，模型因此選擇 Akaike 的 5 期。落後 5 期的估計結果則如表 9 所示：

表 9 模型估計結果

自變數 因變數	DCOM	YGAP	PGAP	LOIN
DCOM	0.04 (0.13)	-0.28 (0.01)***	-0.45 (0.01)***	-1.86 (0.01)***
YGAP	0.11 (0.77)	0.94 (0.00)***	0.04 (0.47)	-0.79 (0.88)
PGAP	0.21 (0.94)	0.32 (0.13)	0.47 (0.00)***	-4.22 (0.00)***
LOIN	-0.05 (0.19)	0.05 (0.03)**	0.04 (0.06)*	0.95 (0.00)***

註：1. 表中數值為係數估計值，括號中則為 P-value 值。
2. **、*、及'分別表於 99%、95%及 90%之顯著水準下顯著。

(四) 結構化自我迴歸模型設定

本文為分析我國核心物價膨脹率缺口及產出缺口與貨幣政策之關係，茲將結構化模型設定如下：

$$dcom = u_1 \quad (6)$$

$$ygap = \alpha_1 dcom + \alpha_2 pgap + \alpha_3 loin + u_2 \quad (註 11) \quad (7)$$

$$pgap = \alpha_4 ygap + u_3 \quad (8)$$

$$loin = \alpha_5 ygap + \alpha_6 pgap + u_4 \quad (註 12) \quad (9)$$

方程式 (6) 至 (9) 式中之 dcom、

ygap、pgap 及 loin 為表 9 模型估計結果中的個別迴歸殘差值。在開放的經濟體系中，對外貿易的拓展為經濟發展的主要動力，惟台灣幅員小、自然資源又極其有限，普遍為對外貿易活動中之價格接受者，故 (6) 式乃假設貿易競爭力指數變動率 (dcom) 為外生，即由國外決定而與模型中其他變數無關。(7) 式可視為 Mundell-Fleming 模型中開放性經濟下之 IS 曲線，其中貿易競爭力指數變動率 (dcom)、物價膨脹率缺口 (pgap) 上升，產出缺口 (ygap) 應擴大 (註 13)，而

利率上升將使商品市場需求下降，產出缺口（ y_{gap} ）隨之縮小，因此， α_1 、 α_2 理論上應為正數， α_3 為負數。方程式（8）式則為簡化的菲力蒲曲線， α_4 應為正數，表示商品市場有超額需求時，物價上漲的反應係數。（9）式可視為以泰勒法則（Taylor Rule）為依據的央行貨幣政策反應函數，用以觀察央行透過利率執行貨幣政策達到穩定物價目標及促進經濟成長的雙重目標，其中 α_5 及 α_6 兩反應係數理論上亦應為正數（註14）。

（五）預測誤差變異數分解

透過VAR模型的分析，我們可以對各變數的預測誤差變異數（VDCs）作分解，依預測誤差變異數分解百分比的大小可判斷經濟變數間，何者外生性較強，及那個變數影響較大。

由表10產出缺口的VDCs來看，貿易競爭力指數變動率（ $dcom$ ）與物價膨脹率缺口（ $pgap$ ）短期相較於金融業拆款利率（ $loin$ ）雖影響產出缺口（ y_{gap} ），惟中期（16季）後金融業拆款利率的影響力後來居上，影響力逐季增強且強度持續至長期（24季）。

由於物價膨脹率缺口為核心物價CPIXR年增率與物價膨脹率目標值之差距，兩物價指數皆已剔除價格波動大的新鮮蔬果魚介、魚介與能源，又經農曆春節調整，因此，物

價膨脹率缺口短期的外生性高達七成。至於金融業拆款利率短期內即可對物價膨脹率缺口產生近二成的影響力且其影響可持續到中、長期。另產出缺口的解釋能力短期間並不顯著，遠較金融業拆款利率及貿易競爭力指數變動率為低，惟中期解釋能力倍增至近一成五，且持續到長期。至於貿易競爭力指數變動率方面，由於台灣長期存在貿易順差的特質，且為對外貿易的價格接受者，使得我國對外貿易競爭力指數變動率對國內物價膨脹率缺口的影響有限，另部分可能經由產出缺口傳遞，因此，貿易競爭力指數變動率對物價膨脹率缺口的解釋能力有限。

受世界自由化潮流及國內利率、金融管制逐漸解除影響，貿易競爭力指數變動率、潛在產出缺口與物價膨脹率缺口對金融業拆款利率短期之解釋能力已普遍呈穩定狀態。央行透過金融業拆款利率執行穩定物價及促進經濟成長雙重目標的同時，產出缺口與物價膨脹率缺口對金融業拆款利率亦有顯著的反饋影響，惟產出缺口的解釋能力約為物價膨脹率缺口的兩倍，此一來因利率影響產出缺口較直接，且與物價膨脹率缺口的關係則較迂迴，二來可能因研究期間物價平穩，央行相對上可於促進經濟成長方面多著力。除學理上的利率平滑（interest rate smoothing）考量外，另管制的解除亦使金融業拆款利率的外生性相對於其他變數低，約僅四成。

表 10 結構化向量自我迴歸模型之預測誤差變異數分解

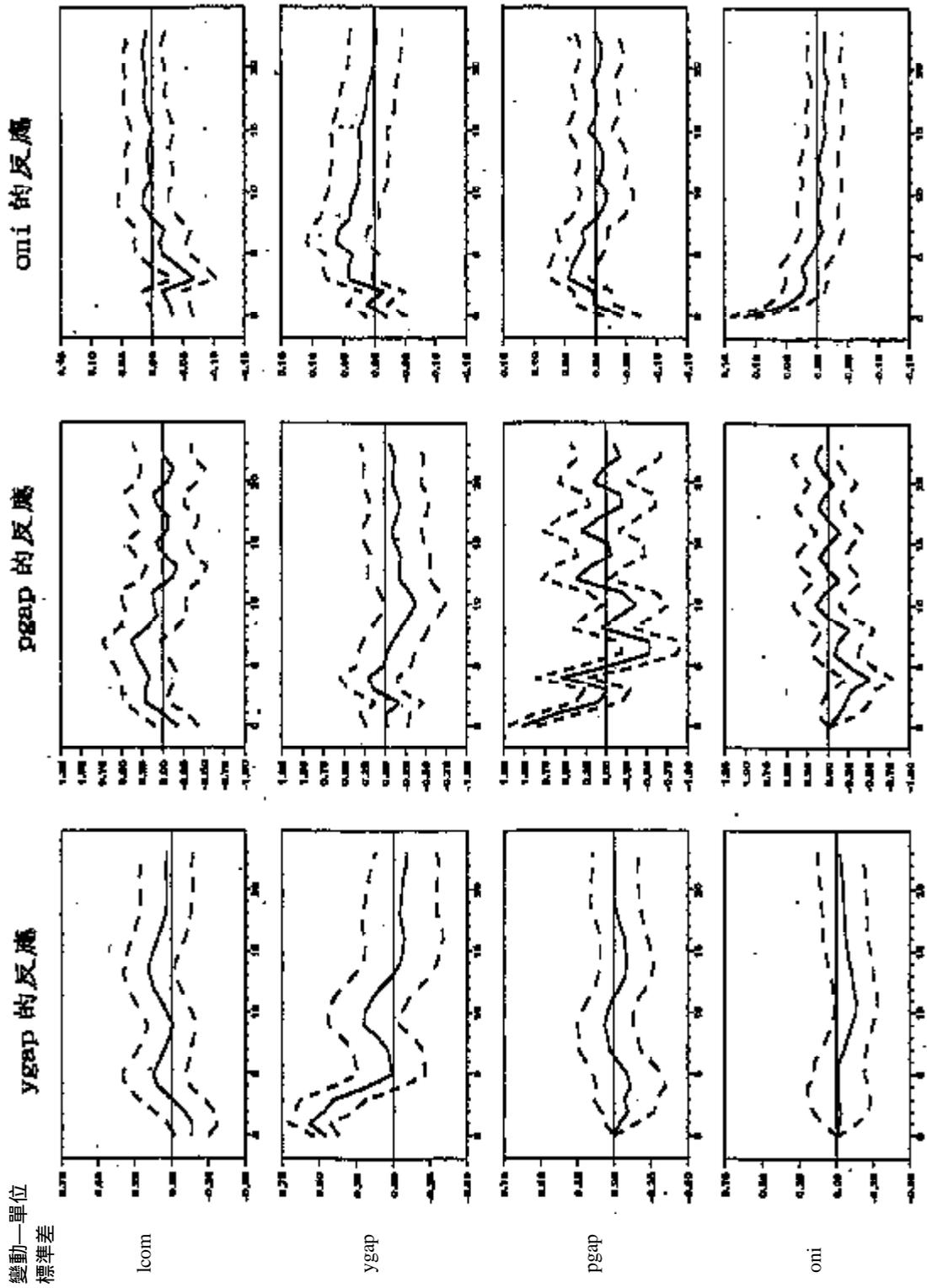
產出缺口預測誤差變異數分解				
季	Dom	Ygap	Pgap	Lois
1	0.00	100.00	0.00	0.00
4	1.22	96.59	2.08	0.11
8	4.89	90.93	3.87	0.31
12	5.06	86.61	3.65	4.68
16	6.71	79.45	6.10	7.73
20	6.55	78.25	6.78	8.42
24	6.37	78.53	6.60	8.50
物價膨脹率缺口預測誤差變異數分解				
季	Dom	Ygap	Pgap	Lois
1	0.00	0.00	100.00	0.00
4	1.91	2.96	85.41	9.71
8	4.99	2.99	73.24	18.78
12	4.25	12.53	64.80	18.42
16	5.51	13.73	63.12	17.64
20	5.68	14.07	62.54	17.72
24	6.00	13.97	61.51	18.52
金融業隔夜拆款加權平均利率預測誤差變異數分解				
季	Dom	Ygap	Pgap	Lois
1	0.00	0.00	0.00	100.00
4	6.16	9.63	10.73	73.48
8	4.63	31.29	15.34	48.75
12	6.67	35.26	15.06	43.02
16	7.11	36.27	15.13	41.50
20	7.61	35.52	14.80	42.07
24	7.82	34.80	15.17	42.20

(六) 衝擊反應分析

衝擊反應分析圖觀察的重點主要著重於隨時間過程中，變數受衝擊後的反應型態，而非衝擊反應值的大小。換言之，由衝擊反應函數我們可以看出某一變數的自發性干擾引起其他變數在時間過程中所產生的反應，亦可觀察某一變數受到其他變數的自發性干

擾時，在時間過程中所產生的各種可能反應。由此，可透過衝擊反應來了解我們關心的政策變數發生變化時對經濟活動產生的衝擊效果究竟是持續性、跳動性，是長期抑或短期的效果。

圖 3 衝擊反應圖



由圖 3 衝擊反應圖可知，產出缺口擴大對我國貿易競爭力指數變動應有正向影響，惟我國對外貿易為價格接受者，故產出缺口的擴大短期間並不能使競爭力提高，須待一年半左右此產出缺口的產能方使我國對外競爭力大幅提高。另產出缺口擴大，必會引起物價上漲，惟傳導機能存在時間落後效果，約三季後物價上漲的壓力方展現，且此效果屬短期，約僅持續三季左右。(8)式產出缺

口擴大將使物價膨脹率缺口隨之擴大，經由(9)泰勒法則的央行貨幣政策反應函數，央行將提高利率以為因應。

金融業拆款利率上升使得產出缺口縮小，經由產出缺口的縮小使得物價膨脹率缺口亦隨之縮小，分別於 11 及 4 季後缺口達最大。此現象如一般預期，即央行提高利率雖可抑制通貨膨脹的壓力，惟必須以縮小產出缺口為抵換。

六、結 論

本文以剔除法、修削平均法及加權中位數法編製各類核心消費者物價指數，除比較各類核心物價與整體消費者物價間的關係，並建構一 VAR 模型檢視台灣地區核心物價與貨幣政策之實證分析，綜合本文的主要發現如下：

(一) 四類核心物價指數：CPIXF (不含食物及能源的 CPI)、CPIXR (不含新鮮蔬果、魚介及能源的 CPI)、TRIM (以修削平均法編製的 CPI 年增率) 及 MEDIAN (以加權中位數法編製的 CPI 年增率) 間之分析顯示，CPI 年增率與四類核心物價年增率皆存在長期穩定關係，其中，CPIXF 年增率短期對 CPI 年增率存在 Granger cause 的關係，而當偏離長期均衡消費者物價年增率時，以 CPIXR 年增率之調整速度較迅速，可見四類不同定義之核心消

費者物價指數各有特色，實難單就統計觀點作明確評比。

(二) 由於 TRIM 及 MEDIAN 每月修削及排列的項目不同，導致各月物價指數涵蓋的市場籃不同，進行年增率比較時將受限制，因此實務上各國核心通貨膨脹率之衡量仍多以剔除法為準。另剔除法中，CPIXF 未考慮民眾「食」的需求及成本變動，將食物類完全剔除，代表性相對較低。

(三) 於台灣的實證研究上，本文選擇以不含新鮮蔬果、魚介及能源的核心物價 CPIXR 年增率來編製物價膨脹率缺口之時間數列，建構一結構化向量自我迴歸模型，探討物價膨脹率缺口、產出缺口、短期利率與貿易競爭力指數等四變數間之關係。結果發現，金融業拆款利率短期內即可對物價膨脹率

缺口產生很大的影響力，約於一年後可達最大，對產出缺口的解釋能力短期並不顯著，惟中期解釋能力倍增，於 11 季後影響達最大。如一般預期，央行提高利率雖可抑制通膨的壓力，惟必須以縮小產出缺口為抵換。

(四) 本文結構化 VAR 模型中之央行利率反應函數，雖已使央行的貨幣政策能影響當期實質產出及未來的物價水準，惟礙於 VAR 模型本身應用上的限制，本文仍無法設計真正以物價膨脹率預測為基礎的前瞻性利率反應函數。

附 註

- 1 目前動態因素法、潛在物價指數法及過濾法等僅見於學術研究論文，實用價值較低。
- 2 我國、美國、加拿大及日本消費者物價指數之編製機構分別為行政院主計處、美國勞工部勞工統計局、加拿大銀行及日本總務省統計局，且各國相關物價指數權重為 1998 年資料。
- 3 ANOVA F 統計值為 47.55，Bartlett 加權標準差為 1.43，各類消費者物價年增率不論平均數或標準差於 99 % 的顯著水準下皆無顯著差異。
- 4 請參閱賴建興 (1996)，頁 56。
- 5 Enders, (1995), p.257.
- 6 請參閱 Johnson, (1999), p.5.
- 7 十國為美國、英國、德國、澳大利亞、中國大陸、香港、日本、韓國、馬來西亞及新加坡等。
- 8 請參閱侯德潛、田慧琦 (2000)，頁 28。
- 9 請參閱侯德潛、田慧琦 (2000)，頁 30。
- 10 由於 Schwartz 的判定準則標準較嚴，故通常會選擇較短的落後期數。
- 11 IS 曲線之利率原應設定為實質利率，惟囿於 VAR 模型解釋變數與被解釋變數相同之限制，因此，金融業拆款利率之部分效果將包含於 $pgap$ 項下。
- 12 方程式原應包含常數項，惟本文分析變動率將不影響結果。
- 13 由於產出缺口可能為負值，因此，產出缺口的擴大或縮小乃指其絕對值而言。
- 14 模型的設定滿足適足認定 (just identified)，即被估計參數的個數除對角線 4 個元素外，非零元素尚餘 6 個 ($(n^*n+1)/2$)。

參考文獻

- 侯德潛、田慧琦 (2000)，「通貨膨脹預期與泰勒法則—台灣地區實證分析」，中央銀行季刊，第二十二卷第三期，頁 21-48。
- 賴建興 (1996)，貨幣對產出與物價敏感性檢定—小型開放經濟體系 VAR 與 SVAR 應用，淡江大學金融研究所碩士論文。
- Aucremanne, Luc and Raf Wouters(1999), "A Structural VAR Approach to Core Inflation and its Relevance for Monetary Policy", workshop on *Measures of Underlying Inflation and their Role in the Conduct of Monetary Policy*, Bank for International Settlements, 1999.
- Bryan, M.F. and S.G. Cecchetti, and R.L. Wiggins II (1997), Efficient Inflation Estimation, *NBER Working Paper*; No.6183.
- Bryan, M.F. and S.G. Cecchetti (1993), Measuring Core Inflation, *NBER Working Paper*; No.4303.
- Dion, Richard (1999), Indicator Models of Core Inflation for Canada, *Bank of Canada Working Paper* pp.99-13.
- Enders, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series*, New York, John Wiley & Sons.
- Freeman, D.G. (1998), Do Core Inflation Measures Help Forecast Inflation? *Economics Letters* 58, 143 - 147.

Hamilton, J.D.(1994),*Time Series Analysis*, Princeton, New Jersey : Princeton University Press.

Johnson, Marianne (1999) , "Core Inflation :A Measure of Inflation for Policy Purposes", workshop on *Measures of Underlying Inflation and their Role in the Conduct of Monetary Policy*, Bank for International Settlements,1999.

McCallum, B.T. and Nelson, E.(1997), An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis, *NBER Working Paper* , No.5875.

Quah,D.T.and Shaun P Vahey (1995) ,Measure Core Inflation, Bank of England, Working Paper Series No.31.

Wynne, M.A.(1999), "Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues", workshop on *Measures of Underlying Inflation and their Role in the Conduct of Monetary Policy*, Bank for International Settlements,1999.