

# 臺灣產出缺口與通貨膨脹關係之研究\*

劉淑敏\*\*

## 摘要

本文旨在探討臺灣產出與通貨膨脹間的抵換關係，除探討傳統文獻對抵換率的看法外，尚建構結構化向量自我迴歸模型 (SVAR)，探討產出缺口與通貨膨脹率間抵換關係之變化，之後並輔以分段樣本分析，藉由衝擊反應分析與預測誤差變異分解，釐清菲力普曲線平坦化後抵換關係之變化。茲將要點摘述如下：一、實證支持抵換關係存在，惟菲力普曲線平坦化將降低該抵換關係的顯著性。二、菲力普曲線平坦化意謂：抑制通膨可能犧牲較大的產出下降成本。三、實證結果顯示「抵換率」與「受益率」具不對稱性。四、菲力普曲線平坦化後，要施展貨幣政策化解通膨壓力，已相當不易，因此，央行宜強化通膨預期的基準作用與政策執行的溝通技巧。五、油價波動為供給面衝擊，易形成停滯性通膨的局面，為防患未然，宜密切監測油價所引起的供給面衝擊之發展。六、若通膨上升的衝擊來自供給面衝擊時，可能產出下降亦不能降低通膨，反而不利經濟金融環境之穩定發展。因此，貨幣政策目標機制應因地制宜而有所彈性，除通膨穩定外，尚須納入降低產出成長波動度的考量。

\* 本文承蒙嚴處長宗大、林副處長宗耀、陳副處長一端、汪研究員建南、吳研究員懿娟、葉副研究員盛、計量分析科同仁及三位匿名審稿者悉心審閱初稿並給予寶貴意見，特致衷心謝忱。惟本文純屬作者個人意見，與服務單位無關。文中如有任何謬誤與疏漏，概由作者負責。

\*\* 作者為中央銀行經濟研究處副研究員。

## 壹、前言

中央銀行執行貨幣政策的首要目標是追求物價穩定，但中央銀行的政策又常被期待能對經濟成長有所助益，尤其在1958年菲力普曲線 (Phillips curve) 驗證出失業率與通膨率存在抵換關係，透過奧肯法則 ( Okun's Law ) 及加碼定價法後，對貨幣政策的最終目標—物價穩定與經濟成長的聯結提出有力的實證依據，並揭示重要的政策意涵，即：如果菲力普曲線關係穩定，短期內可利用菲力普曲線，提供決策者在通膨與產出間加以組合的政策選項。因此，本文以此為出發點，釐清菲力普曲線的產出與通膨抵換關係及其變化，希冀能對貨幣政策執行有所俾

益。

本文旨在透過文獻回顧與實證分析，探討臺灣產出缺口與通貨膨脹率間抵換關係之變化，之後並輔以分段樣本分析，藉由衝擊反應分析與預測誤差變異分解，釐清菲力普曲線平坦化後抵換關係之變化。除前言外，本文共分伍節。第貳節主要為抵換率的相關實證文獻探討，以及介紹結構化向量自我迴歸模型(SVAR)，並以此為本文的實證分析工具。第參節為SVAR實證模型的建構。第肆節為模型實證結果及分段樣本分析。最後一節則為結論與建議。

## 貳、文獻探討與計量方法

### 一、抵換率的實證文獻探討

大部分探討產出與通膨關係的實證文獻係將焦點放在「抵換率」上，其通常被定義為通膨率下降1個百分點時，相較於長期趨勢值，產出會隨之減少的百分點<sup>註1</sup>。雖然產出與通膨抵換關係對貨幣政策的執行相當具參考價值，然而就算是同一國估計，文獻對抵換率估計值的大小，差異仍相當大。

以美國為例，就有許多不同文獻估計出不同數值的抵換率。如Okun (1978) 考量不同的菲力普曲線模型，推估美國要降低1 %

的通膨，需要降低6至18 % 的GNP，而不同模型的估計值平均則約為10 %。Gordon及King (1982) 利用傳統的VAR模型估計抵換率約在0至8 %之間。Mankiw (1991) 以Okun's Law檢測1982-1985年間，Volcker 主政Fed時的對抗通膨時期，估計抵換率約為2.8 %。Ball (1993) 以特定主題法，透過特定時期的認定，將實際統計資料去除長期趨勢值或加以平滑等特殊處理後，約得到1.8至3.3 %的結果。Cecchetti及Rich (1999)分別用不同的模型估算抵換率，數值由1至10 % 都有。

另一個造成抵換率數值不一的可能原因為樣本期間不同所致。Roberts (2005) 以簡單迴歸式分析美國通膨與失業之關係時，發現在1984年以後，失業缺口係數減半。美國聯準會評估在1980年代晚期及1990年代早期，抵換率約為2.5，意謂通膨下降1個百分點時，失業率與自然失業率的差距將增加2.5個百分點，而2005年評估抵換率則約為4 ( Melick及Galati (2006)、葉盛(2006) )。此外，Filardo (1998) 依據產出成長的大小，分為微弱 (weak)、緩和 (moderate) 與強勁 (strong) 等3個時期，分別計算抵換率，其中，微弱期為5%，而強勁期為2.1%<sup>註2</sup>。

至於臺灣研究抵換率的文獻，大抵以分析失業率與通膨率的關係為主。其中，賴聰輝 (1978) 對1964至1973年的失業率與通膨率進行迴歸分析，發現兩者呈現負相關，但若將1974年停滯性通膨的資料加入，則兩者關係不顯著。陳柏琪 (1997) 發現通膨預期、供給面衝擊及物價遲滯性 (sluggish)，均為影響通膨率與失業率穩定關係的重要原因。

莫衷一是的文獻估計結果只凸顯抵換率很難精確估計，若對照90%的信賴區間，許多文獻的估計值甚至顯現與0無顯著差異的估計結果 (Cecchetti及Rich (1999))<sup>註3</sup>。抵換率估計值的大小難以明確估算，主要的原因可概分為以下三類 (Cecchetti及Rich (1999))。

#### (一) 難以釐清產出與通膨的變動是否來

#### 自貨幣政策的影響效果，抑或是經濟體系的內生化變動

就歷史資料來看，很難區分產出與通膨的變動是否來自貨幣政策的影響效果，抑或是其它非關政策面的影響效果，如僅是經濟體系緩衝某些外來衝擊所產生的內生化變動。如就本點而論，有理論設定的SVAR模型因可呈現變數間的理論架構，似比僅呈現變數落後項內生相互影響的傳統VAR模型具有優勢。

#### (二) 通膨慣性導致影響效果有時間落後，以致估算抵換率不易

通膨走勢具有慣性，以致政策效果無法立即顯現。Fuhrer及Moore (1995) 對通膨慣性 (inertia) 提出3種可能的解釋。第一：通膨具有慣性可能係因薪資及價格等契約有重疊或非同步調整，有些已經開始，而有些較慢開始，要全部調整完畢可能需要時間。第二，通膨調整過程通常需要先形成通膨預期，而通膨預期常為適應性預期，因此，通膨調整過程容易形成慣性。就此點而論，具備多期落後項內生相互影響的VAR及SVAR模型似能捕捉因慣性而導致的時差效果。

最後一項被Fuhrer及Moore (1995) 用來解釋通膨慣性的原因為民眾對政府降低通膨的承諾不具信心，因此，通膨調降的速度很慢。換言之，政策公信力將左右民眾扭轉通膨慣性。然而公信力又常與政策調整速度有關；一次式降足的大幅度調整，雖然訊息明

確，但可能衝擊過大，需考量經濟體系的容忍程度。漸進式的調整，雖可使經濟體系調養生息，但卻可能訊息不甚明確，導致民眾對政府降低通膨的承諾不具信心。如何明確又不致太過衝擊的分寸拿捏，使得貨幣政策的執行面兼具藝術與科學的考量。

### (三) 產出與通膨的抵換關係可能具有不對稱效果，增加估算抵換率的難度

既然有為抵抗通膨而隨之犧牲產出的「抵換率」，是否有能透過較高通膨而隨之增加產出的「受益率」的存在呢？假如寬鬆與緊縮的貨幣政策對產出與通膨具有正、負兩種效果，則「抵換率」與「受益率」似應為一體之兩面，彼此對照存在 (Cecchetti及Rich (1999))。以往的實證文獻對抵換效果的討論較多，而受益效果—透過寬鬆貨幣政策達成產出與通膨同向增加的想法，因其與傳統文獻視通膨為洪水猛獸的論點大相逕庭，以往文獻的討論並不多。惟在2008年美國次級房貸問題引發全球金融危機後，多國採取非傳統的量化寬鬆政策挽救經濟頹勢，即是引用類似於受益率的概念。近年來許多文獻在討論這些激勵措施時，多認為量化寬鬆政策可有效形成「通膨預期」，由於預期未來有通膨形成，藉由大眾理性跨期選擇後，目前從事消費與投資遂成為較為有利的作法，因此目前的產出得以增長，而通膨也漸次成形 (Walsh (2010))。總而言之，目前文獻對「抵換率」與「受益率」共存狀態已普獲共

識，然而對其影響效果的數值大小卻不完全認為有等比例的對稱性。該論點與貨幣政策對產出與通膨正、負效果俱存，而影響效果的數值大小卻不呈等比例變動的說法相近。

## 二、計量方法之選擇

睽諸實證文獻，探討產出與通膨關係的文獻相當多，傳統上，大抵可略分為2類<sup>註4</sup>；第1類為以Ball (1993) 為首的特定主題法，主要將統計數值加以移動平均去除干擾因素後，直接得出產出與通膨的變動量所推算的抵換率。特定主題法主要以實際統計數字計算，乍看之下，似無爭議，但特定主題法中，有關特定時期的認定 (identification of episode) 及潛在產出的估計，仍保留許多討論的空間，尤其是Ball假設通膨對抗期所作的政策效果不會持續存在，更受到許多文獻的質疑 (Zhang(2001))。

第2類為以菲力普曲線為模型主體的模型估計法，模型常設為縮減式菲力普曲線模型，而由於通膨走勢常具慣性，因此，常為過往的通膨、未來通膨的預期，及產出缺口的組合為主體，再加上不同的假設作變化，例如：名目價格或名目工資僵固性 (rigidity)、互疊契約 (staggered contract)、或是將產出變數換為失業率、或是將變數予以移動平均，又或將通膨變數以物價水準變數替代之。

然而就縮減式法而言，最大的問題有



二；一為無法釐清衝擊 (shock) 係來自需求面或供給面。就歷史回顧來看，供給面因素對通膨及產出的影響相當大，1970年代的停滯性通膨及2004年至2007年的供給面通膨都可驗證，在分析產出與通膨關係時，不將供給面因素特別考量，可能在理論設定上有所不足。其次，難以釐清何種縮減式最為適當，此即「不可信的認定限制 (incredible identifying restriction)」的問題 (Sims (1980))。儘管如此，縮減式模型以經濟理論出發，雖然未臻完善，但相較於大型結構化模型而言，操作成本較為低廉。

如要擺脫前述之縮減式菲力普曲線的認定限制問題，似可採行VAR模型，但VAR模型最令人詬病的為，無法加入理論設定，在理論說理上又似顯不足。因此，為區分政策外生性衝擊及體系內生化變化，並能兼顧理論設定與資料特性，本文仿照Shapiro及Watson (1988)、Astley及Yates (1999)、Cecchetti及Rich (1999) 等文獻，採用折衷方式SVAR模型處理本文的實證分析，並先在下一小節簡介SVAR模型體系及估計方法，進而說明本文實證模型之架構。

### 三、SVAR模型體系之簡介<sup>註5</sup>

#### (一) SVAR模型之認定與估計

與VAR估計法的最大不同點，在於SVAR估計法是要在衝擊反應分析中，得到非遞迴正交的誤差項(non-recursive

orthonormalization of the error terms)，要得到這種結果，則模型建構者必需放入足夠的限制條件，以便認定變數間誤差項的結構關係。

假定  $y_t$  為包含  $k$  個變數的內生化向量，其殘差的共變異矩陣為  $\Sigma = E [e_t e_t']$ 。依據Amisano及Giannini (1997)，SVAR模型可表示如下：

$$A e_t = B \mu_t \quad (1)$$

其中， $e_t$  及  $\mu_t$  為  $k \times 1$  向量。 $e_t$  為SVAR模型中各條VAR縮減式的殘差，而  $\mu_t$  則為  $e_t$  間所存在的不可見的結構式殘差(unobserved structure innovation)。令  $A$  及  $B$  為尚待估計的  $k \times k$  矩陣，假定  $\mu_t$  具有正交標準化的特性，即其共變異矩陣  $E [\mu_t \mu_t']$  為  $I$  矩陣。則此具有正交標準化 (rothonormal) 特性的殘差  $\mu_t$  就可做為  $A B$  矩陣的認定條件，即：

$$A \Sigma A' = B B' \quad (2)$$

EViews軟體提供「短期限制」及「長期限制」兩種認定限制的方法，來估計SVAR模型的  $A B$  矩陣，由於大部分的文獻採用「短期限制」方式來估計  $A B$  矩陣，因此，本文亦採用「短期限制」的方式來估計  $A B$  矩陣。為簡化起見，EViews內建的方式，係將  $A$  矩陣一般化(normalize)，使  $A$  為一對角線元素為1的下三角矩陣(low triangular matrices)，而  $B$  則為僅具對角線元素的矩陣。如以3變數的SVAR模型為例，則  $A B$  矩陣分別表示如下：

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$B = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix}$$

此時， $A \text{ et } = B \mu t$ 的關係式可表示如下：

$$\begin{aligned} e_1 &= b_{11} \mu_1 \\ e_2 &= -a_{21} e_1 + b_{22} \mu_2 \\ e_3 &= -a_{31} e_1 - a_{32} e_2 + b_{33} \mu_3 \end{aligned} \quad (4)$$

就經濟意義而言， $A$  矩陣主要呈現變數間的同期關係，因此，限制 $A$ 矩陣就是對變數間的同期關係加以規範，文獻上稱此為SVAR模型的短期限制(short-run restriction)，本文的實證分析即採用此方法。至於該如何對變數間的同期關係加以規範，主要是透過學理加以設定，其中當然牽涉模型建構者的主觀判斷；雖然SVAR模型的主觀認定仍會導致「認定限制」的問題，惟如前所述，為區分政策外生性衝擊及體系內生化變化，兼顧理論設定與資料特性的SVAR模型不失為一個折衷性的選擇。

## (二) 單根、共整合與落後期選擇

有關SVAR模型對單根與共整合的處理，文獻中並沒有深入、系統性的討論或結

論。而大部分SVAR的實證文獻，多直接以變數的水準值進行估計，加以在無法確定變數間的共積關係，如將所有變數差分可能造成過度差分等設定誤差的問題(王泓仁(2005))。

此外，Toda及Yamamoto(1995)指出，由於單根檢定力較低，而共整合在一般樣本大小下，檢定力亦不高，若以單根檢定及共整合檢定為根據來建構VAR模型，可能會有嚴重的事前檢定誤差。因此，除非著重在變數間的長期分析，Toda及Yamamoto進議採用 $p + d$ 做為模型內生變數的落後期數，縱使變數間存在單根或共整合，透過 $p + d$ 落後期數的調整，亦能得到模型係數合理的檢定，並避免事前檢定誤差的問題。其中， $p$ 為以一般方法選定的模型落後期數，而 $d$ 為變數中可能存在的最大積數(integration)，由於總體時間數列通常為 $I(1)$ ，因此， $d$ 通常為1。

本文的實證分析擬直接將變數逕行估計，而不考量單根與共整合等問題，惟將採用Toda及Yamamoto的建議，以 $p + d$ 做為模型內生變數的落後期數，如以Hannan-Quinn information criterion選定落後期數為5，則增加1期落後期後，最後決定的落後期數則為6。

## 參、實證模型建構

### 一、基本模型的認定條件

本文以產出缺口( $y-y^*$ )、通貨膨脹率( $\pi$ )及利率( $R$ )<sup>註6</sup>等3變數建立一個基本模型，藉由認定相關的理論設定，選取適當的變數型態。之後，將針對特殊之供給面及制度面因素，而將模型予以擴充。有關變數的同期關係設定式的排序以產出缺口、通貨膨脹率及利率，茲說明前述的(4)式認定條件如下：

(一) 第1條認定式： $e^{y-y^*} = b_{11} \mu^{y-y^*}$

本文重點在探討產出缺口與通膨率的短期抵換關係，所以「產出缺口」及「通膨率」是一定要放入模型中，且假設抵換關係是以產出缺口為外在衝擊，來探討通膨率在受衝擊後所產生的反應為分析重點，因此，將「產出缺口」排序在「通膨率」之前。再者，如果將潛在產出視為一固定常數<sup>註7</sup>，則其結構式殘差項即以「產出」變數的殘差項來認定，則此認定式接近長期垂直的供給曲線，表示產出除受自身及供給面因素(如油價)影響外，其餘變數對產出的影響均

呈遲滯性，當期效果均為0。

(二) 第2條認定式： $e^{\pi} = -a_{21} e^{y-y^*} + b_{22} \mu^{\pi}$

本條認定式為本文探討的主題，主要在呈現產出缺口與通膨率具有相關性的短期菲力普曲線，假定通膨除受自身及供給面因素影響外，尚受當期產出的影響，而其它變數則對通膨具有遲滯性。

(三) 第3條認定式： $e^R = -a_{31} e^{y-y^*} - a_{32} e^{\pi} + b_{33} \mu^R$

本條認定式主要以泰勒法則形式來顯現央行貨幣政策反應函數。假定央行的利率操作著重在通膨與產出穩定，且政策效果具有前瞻性。因此，當期的產出與通膨的先驗影響係數均不等於0。

除了上述的認定條件外，本文亦把各條VAR的殘差項變異數予以標準化，主要係以EViews內建的方式，將A矩陣的對角線元素一般化為1，但不針對殘差項變異數做限制。在此基本架構下，本文的基本模型為產出、物價及利率等3變數組成的SVAR模型。若以(1)式的向量矩陣表示如下：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{y-y^*} \\ e^{\pi} \\ e^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu^{y-y^*} \\ \mu^{\pi} \\ \mu^R \end{bmatrix} \quad (5)$$

(5)式中所有變數的下標均省略。其中， $y-y^*$ 為產出缺口、 $\pi$ 為通貨膨脹率、 $R$

為利率(或實質利率)。模型的樣本期間為1984年第1季至2010年第2季。相關變數的資

料型態及來源說明請詳見附表1。

## 二、基本模型的變數選取

如前所述，基本模型包含3變數：產出缺口、通貨膨脹率及利率。其中，由於潛在產出有Hodrick-Prescott Filter及生產函數法2種不同的估算方法，所以有兩組序列。而利率則因名目或實質，水準值或取自然對數值而有4組序列，以致基本模型共有8種可能的組合。本節擬就不同組合的估計結果，以A矩陣元素的係數符號是否符合理論預期做為篩選的原則，選取較為適當的變數組合做為之後擴充模型的分析基礎。

就短期菲力普曲線而言，產出缺口與通貨膨脹率具有正向關係，因此，(5)式中的 $a_{21}$ 係數先驗上小於0<sup>註8</sup>。就表1結果觀察，所有組合的 $a_{21}$ 係數均符合理論預期。而產

出缺口上升通常表示景氣好轉，資金需求提高，利率上升的可能性提高，因此， $a_{31}$ 係數先驗上亦小於0，在表2中，所有組合的 $a_{31}$ 係數均符合認定條件。至於 $a_{32}$ 係數，在其它條件不變下，通貨膨脹率上升，常會伴隨利率上升的緊縮政策，以致 $a_{32}$ 係數先驗亦應小於0。此時，似僅名目利率的組合符合該條件。

至於究竟該採用生產函數法或Hodrick-Prescott Filter法所計算的產出缺口，就影響方向而言，兩者表現幾無差異，所不同的僅為係數的大小。綜合上述，就表1的基本模型A矩陣估計結果而論，由於模型(3)、(4)、(7)、(8)的 $a_{32}$ 係數估計值不符合理論預期，因此，將此4組模型暫予擱置，下節擴充模型的部分僅針對模型(1)、(2)、(5)、(6)加以分析。(相關估計結果見請參見表1)

表1 基本模型的A矩陣估計結果

1-1 產出缺口以生產函數法估算之基本模型

模型代碼	變數	$a_{21}$		$a_{31}$		$a_{32}$		落後期數	理論預期
		係數	P值	係數	P值	係數	P值		
1	IR	-0.063	0.177	-0.021	0.082*	-0.029	0.273	6	○
2	LIR	-0.063	0.179	-0.0002	0.075*	-0.0003	0.282	6	○
3	R1	-0.063	0.177	-0.021	0.082*	0.971	0.000**	6	x
4	R2	-0.062	0.182	-0.0002	0.122	0.010	0.000**	6	x

1-2 產出缺口以Hodrick-Prescott Filter估算之基本模型

模型代碼	變數	$a_{21}$		$a_{31}$		$a_{32}$		落後期數	理論預期
		係數	P值	係數	P值	係數	P值		
5	IR	-0.020	0.696	-0.022	0.095*	-0.015	0.520	6	○
6	LIR	-0.019	0.711	-0.0002	0.089*	-0.0001	0.539	6	○
7	R1	-0.020	0.696	-0.022	0.095*	0.985	0.000**	6	x
8	R2	-0.018	0.735	-0.0002	0.131	0.010	0.000**	6	x

說明：1. 「理論預期」欄中，若為「○」，表示符合；若為「x」，表示不符合。

2. \*及\*\*分別表示10%及5%的顯著水準。



### 三、擴充模型的考量因素與認定條件

產出與通膨關係之變化，有可能是產出結構發生變化，亦有可能是通膨進展過程發生變化，甚至是兩種變化交互影響。分析近十年來產出與通膨之走勢，可略將產出結構之變化歸為兩大類，即「長期人口結構改變」及「基本經濟結構改變」<sup>註9</sup> ( Bernanke (2004)、UN (2006)、行政院主計處(2006)、葉盛及田慧琦 (2006) )。至於通膨進展過程，依據國際清算銀行綜合多國央行意見，認為「貨幣政策機制的改變」、「全球化因素增強」及「勞動市場法制化的變革」<sup>註10</sup>是影響通膨進展發生結構改變的可能因素(Melick及Galati (2006)、葉盛(2006))。此外，由於臺灣為小型開放經濟體，匯率走勢及油價變動對經濟走勢的影響甚大，因此，擬在擴充模型中一併加以考量。

#### (一) 長期人口結構改變

少子化導致人口成長率下降，以及人口老化導致人口結構改變，長期均將衝擊經濟體系的產出 ( UN (2006)、行政院主計處 (2006) )。惟人口量減少，產出降低，同樣需求亦降低，因此，在供需同樣下降，很難判斷最終產出與通膨關係之變化。至於人口老化是否會降低需求，文獻上亦有不同的看法。

本文關切的兩大課題為菲力普曲線的「抵換率」與「平坦化」。就「抵換率」而

言，由於較著重短期分析，因此，實證上不擬擴充此方面的長期變數。而將人口長期結構改變的討論，留待分段樣本分析，與「平坦化」課題一併討論。

#### (二) 基本經濟結構改變

造成經濟結構改變的因素可概分為國內因素及國外因素。國內的經濟結構改變包括勞動市場的變革、關鍵性市場 (如電信市場) 的自由化、金融創新、網路交易的盛行及經濟結構逐漸走向以服務業為主 ( Bernanke (2004)、葉盛及田慧琦 (2006) )。惟有關基本經濟結構改變的討論，國內制度性變革甚難量化。大多數的文獻採用分段樣本分析，以時間的遞移來表現基本經濟結構的長期改變，本文亦採用此種方式。至於國外因素，許多文獻以「全球化因素」加以涵蓋，本文將於以下的「全球化因素」小節中一併討論。

#### (三) 貨幣政策機制的改善

許多文獻咸認近十多年來，通膨目標機制的採行是造成通膨水準下降的主要原因之一。而依據Aucremanne及Collin (2005)的看法，貨幣政策機制的改善及政策執行的效率提升，將使經濟體系的所有部門均能利益均霑；反之，基本經濟結構的改變 (如自由化或全球化)，對不同經濟部門的衝擊各有不同，如貿易財與非貿易財部門面臨自由化的衝擊即有差異。由於Aucremanne及Collin觀察通膨進展過程的改變，大多數部門的走勢

相當同步，因此，他們推論近些年來通膨水準下降應大致歸功於貨幣政策機制的改善及政策執行效率的提升。

此外，依據許多國家的實際資料顯示，通膨走勢的結構性改變的時點與改採通膨目標機制的時點相當一致，如英國、紐西蘭及瑞士(Melick及Galati (2006)、Savioz (2005))。由於貨幣政策機制的改善甚難量化，實證上通常以不同樣本期間的結果加以分析，惟是否有第三因造成該結果，以致實證上的改善效益難以明確評估。由於我國非通膨目標機制的國家，並無改採通膨目標機制的時點可言，加以該等效果甚難量化，因此，本文的實證模型不擬討論此方面的變數。

#### (四) 全球化因素

全球化因素對抵換率的影響，若就通膨方面來看，影響管道大致可分為進口商品的價格波動及全球市場的要素整合。其中，進口商品的價格波動對物價形成過程的影響管道，文獻上普遍有所共識。至於全球市場的要素整合的影響管道<sup>註11</sup>，文獻的看法相當分歧；例如：Borio and Filardo (2007)認為全球資源閒置能長期抑制物價，但Bernanke (2007)、Kohn (2006) 則認為全球產出缺口僅能短期對物價產生影響力。劉淑敏 (2008) 對臺灣的實證顯示：國內產出缺口對物價的影響效果長期確有逐步縮小的現象，即國內物價對本國供需產能的敏感度及依存度逐漸走

低；然而國內產出缺口對物價的影響效果，並不全然因加入全球產出缺口變數而縮小，此與Borio及Filardo的結論不盡相同，反而接近Bernanke (2007)、Kohn (2006) 之論點。

若就產出方面來看，主要在外勞引入及網際網路打破勞務地域性限制，而自由化及金融創新等因素亦促使全球資金快速流動，以往產出受限於地域性的限制逐漸降低。其中，有關傳統生產性行業產業外移的逐人力而居的情況已相當普遍，而服務業在結合網際網路及簡化外包流程後，亦漸漸打破地域限制，雖然我國服務業外包人力的跨國舉動，並不常見，但跨縣市外包極為普遍。未來我國服務業是否會如美國一般，引入跨國勞務，則有待觀察。至於資金自由化及金融創新所帶動的金流移動，更是在全球間快速套利流轉，不論流出或流入均對該國的經濟金融環境造成莫大影響，文獻討論甚多但看法分歧。

至於全球產出缺口、勞務投入、資金自由化及金融創新等因素，由於文獻並無一致的看法或在臺灣的情況尚待觀察，因此，在本文的實證中，將重點放在文獻較無爭議的「進口物價」影響管道上，因此，擬在擴充模型中加入進口價格等相關變數。由於臺灣為小型開放經濟體，通常為國際貿易上的價格接受者，進口物價主要決定於國際市場及國際景氣。因此，假定該等變數當期僅受油價與本身的影響外，其餘變數的同期影響係

數設定為0。

除了上述代表全球化因素的影響管道外，依據Romer (1993) 及 Temple (2002) 認為貿易開放程度與全球化因素高度相關，其以開放經濟總體模型實證後，發現產出與通膨抵換率的大小頗受貿易開放程度的影響，因此，本文的擴充模型擬加入貿易依存度變數，作為貿易開放程度大小的代理變數。與上述進口物價變數相同，臺灣的貿易依存度受國際因素影響較大，因此，假定該變數當期僅受油價、進口物價與本身的影響外，其餘變數的同期影響係數設定為0。

#### (五) 國際油價

由於臺灣的能源與原物料多仰賴進口，國際油價變動對產出與通膨影響至鉅，而我國為國際油價的價格接受者，國內的油品供需皆不會影響到國際油價，因此，仿照 Astley 及 Yates (1999) 的設定，在SVAR體系中，除自身影響外，其餘變數對油價的當期

影響效果均認定為0。

#### (六) 匯率

由於進出口對臺灣經濟至為重要，匯率走勢對經濟的影響甚大，而此變數不在基本模型中納入，是考量其與全球化因素相關度高，因此，可能不適合與全球化因素的代理變數同時納入SVAR體系中，因此，擬在擴充模型中個別加以考量，透過實證分析決定變數的去留。由於匯率與各項經濟活動息息相關，因此，同期影響係數均假設不為0。

綜上所述，擴充模型擬要加入的變數為：國際油價、進口物價、貿易依存度及匯率。其中，國際油價、進口物價及貿易依存度受國際因素影響較大，因此，假定該變數當期僅受本身影響外，其餘變數的同期影響係數均設定為0。若將此三變數擇一置於SVAR內生體系中，則(5)式的基本模型將擴大為4變數模型<sup>註12</sup>，茲以國際油價 (Poil) 為例顯示如(6)式：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{\text{Poil}} \\ e^{y-y^*} \\ e^{\pi} \\ e^R \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu^{\text{Poil}} \\ \mu^{y-y^*} \\ \mu^{\pi} \\ \mu^R \end{bmatrix} \quad (6)$$

至於匯率 (ER) 因與各項經濟活動息息相關，因此，同期影響係數均假設不為0。此外，亦假設其對其它變數的影響效果係透

過落後期達成<sup>註13</sup>，則納入匯率變數後，(5)式的基本模型將擴大如(7)式的4變數模型：

如果下節實證分析的結果顯示，納入匯

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{y-y^*} \\ e^\pi \\ e^R \\ e^{ER} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu^{y-y^*} \\ \mu^\pi \\ \mu^R \\ \mu^{ER} \end{bmatrix} \quad (7)$$

率後的擴充模型 (7) 式的A矩陣的各項元素之係數符合理論預期，則可再加入進口物價與貿易依存度等相關變數<sup>註14</sup>，而將模型擴大

為5變數模型，茲以貿易依存度 (TR) 與匯率 (ER) 共存於SVAR 模型為例，顯示如 (8) 式<sup>註15</sup>：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e^{TR} \\ e^{y-y^*} \\ e^\pi \\ e^R \\ e^{ER} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & b_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu^{TR} \\ \mu^{y-y^*} \\ \mu^\pi \\ \mu^R \\ \mu^{ER} \end{bmatrix} \quad (8)$$

#### 四、擴充模型的變數選取

##### (一) 加入國際油價變數

本節主要依據表1所篩選出的基本模型加以擴充，即就模型代碼為(1)、(2)、(5)、(6)等4組模型組合繼續加以擴充。首先，加入國際油價變數 (模型如 (6) 式)，相關估計結果請參見附表2<sup>註16</sup>。在(6) 式的  $a_{21}$  變數，主要呈現國際油價與當期產出缺口的關係，一般而論，國際油價上揚應會有抑制產出的效果，因此， $a_{21}$  變數應為正。但觀察附表2的結果發現：所有模型組合的  $a_{21}$  係數之估計結果均小於0，換言之，加入國際油價變數後的模型係數不符合理論預期。

##### (二) 加入匯率變數

若將表1模型代碼為 (1)、(2)、(5)、(6) 等4組模型組合加入匯率變數予以擴充 (模型如 (7) 式)，相關估計結果請參見附表3。其中， $a_{21}$ 、 $a_{31}$  及  $a_{32}$  的係數符號應如基本模型般均為小於0，惟觀察附表3的結果，產出缺口為GAP2 (潛在產出以Hodrick-Prescott Filter法計算) 所形成的模型組合的  $a_{21}$ 、 $a_{31}$  及  $a_{32}$  的係數符號無法全然符合小於0的理論預期。因此，將此6組模型暫予擱置。

至於  $a_{41}$  及  $a_{43}$  的係數符號理論上均應大於0，主要係因產出缺口增加通常代表景氣好轉，台幣升值的可能性提高，而利率上升



依據利率平價假說，亦會導致台幣升值，兩者均會使匯率變數值下降。觀察附表 3 發現，產出缺口為GAP1 (潛在產出以生產函數法計算) 所形成的模型組合均符合理論預期，惟匯率為季變動率所組合的變數均不具顯著性，因此，亦將該兩組模型予以擱置。接下來的模型則以附表3模型代碼為9、10、12及13 繼續予以擴充。

### (三) 加入進口物價變數<sup>註17</sup>

將上一段加入匯率後，篩選出的4組模型，與附表1的9個相關的進口物價變數型態相搭配，組成如 (8) 式的5變數模型 (即 (8) 式的「貿易依存度」換為「進口物價」)。此時，共有36 (9\*4) 組模型組合待比對，相關估計結果請參見附表4。由附表4的結果觀察，由於所有模型組合的  $a_{21}$  均小於0，惟依據學理，與國際油價相仿，進口物價上升，通常會影響景氣，產出缺口應會下降，此時， $a_{21}$  應大於0。所以36組模型的估計結果可能不合理的預期。此外，本文亦嘗試先剔除匯率變數，直接以基本模型加上進口物價變數，然而  $a_{21}$  的估計結果並未改善，仍不合理的預期。

### (四) 加入貿易依存度變數

與前述步驟相同，將經加入匯率變數後所篩選的4組模型 (附表3模型代碼為9、10、12、13)，與附表1的4個貿易依存度變數型態相搭配，組成如 (8) 式的5變數模型。

此時，共有16 (4\*4) 組模型組合待比對，相關估計結果請參見附表5。其中，與基本模型相同， $a_{32}$ 、 $a_{42}$  及  $a_{43}$  的係數符號應均小於0，分別表示產出與通膨、產出與利率、通膨與利率均有正向關係。而  $a_{52}$  及  $a_{54}$  的係數符號應與匯率加入的討論相同，係數符號應全大於0，主要因產出上升及利率提高，都可能形成升值壓力，以致匯率變數值應縮小。

至於  $a_{21}$ 、 $a_{31}$ 、 $a_{41}$ 、 $a_{51}$  的係數符號，分別表示貿易依存度與產出、通膨、利率與匯率的關係，學理上似無定論。惟依據臺灣的經驗觀察，由於對外貿易成長向來為經濟成長的主要來源，因此，貿易依存度與產出似應為正向關係，即  $a_{21}$  的係數符號小於0的可能性較高。而依據比較利益法則，對外貿易通常使資源使用更具效率，競爭性提高，大部分能引入較低價的商品，具平抑國內物價的效果，因此，貿易依存度與通膨率似應為負向關係，即  $a_{31}$  的係數符號大於0的可能性很高；惟臺灣以進口大量農工原料為主，而近幾年來農工原料漲幅較大，平抑物價的效果並不大，因此，就天然資源缺乏的國家 (如臺灣) 而言， $a_{31}$  的係數符號亦有可能小於0。若依據上述分析，共有4組模型符合，即表2之模型代碼為21、22、29及30<sup>註18</sup> 等4個模型，而其所對應之 $a_{32}$  (產出缺口與通膨率之關係) 係數則介於 -0.020與 -0.023之間。



表2 擴充模型的A矩陣估計結果

代碼	變數組合	$a_{21}$	$a_{31}$	$a_{32}$	$a_{41}$	$a_{42}$	$a_{43}$	$a_{51}$	$a_{52}$	$a_{53}$	$a_{54}$
21	TR1USD、GAPI、 GCPI、IR、LER	-0.389 (0.0001)**	0.026 (0.648)	-0.023 (0.663)	-0.034 (0.008)**	-0.008 (0.518)	-0.030 (0.189)	-0.001 (0.615)	0.004 (0.001)**	0.005 (0.024)**	0.002 (0.865)
22	TR1NTD、GAPI、 GCPI、IR、LER	-0.379 (0.0002)**	0.021 (0.713)	-0.020 (0.694)	-0.034 (0.008)**	-0.008 (0.497)	-0.030 (0.183)	-0.0001 (0.946)	0.004 (0.002)**	0.006 (0.019)**	0.00002 (0.999)
29	TR1USD、GAPI、 GCPI、LIR、LER	-0.389 (0.000)**	0.026 (0.642)	-0.023 (0.660)	-0.0003 (0.006)**	-0.0001 (0.507)	-0.0003 (0.185)	-0.001 (0.595)	0.004 (0.001)**	0.005 (0.024)**	0.232 (0.829)
30	TR1NTD、GAPI、 GCPI、LIR、LER	-0.378 (0.0002)**	0.021 (0.706)	-0.021 (0.691)	-0.0003 (0.005)**	-0.0001 (0.489)	-0.0003 (0.179)	-0.0001 (0.925)	0.004 (0.002)**	0.005 (0.019)**	0.039 (0.971)

## 肆、實證模型結果分析

### 一、擴充模型之衝擊反應分析

本節主要針對5變數擴充模型最後得到的4組模型（請參見表2，模型代碼為21、22、29及30），進行衝擊反應分析。由於4組模型的衝擊反應圖類似，本節說明部分僅依據表2之模型21舉例說明，至於4組模型詳細的衝擊反應分析圖請參見附圖1。

圖1為各變數對產出缺口上升之衝擊反應。當產出缺口上升時，貿易依存度顯著上升，此與臺灣生產面一向以出口部門最為暢旺的經驗符合。而通膨率在面對產出缺口上升時，在前4期（將近1年）內有明顯的上升趨勢，此亦驗證產出與通膨抵換關係的存在，在1標準差衝擊下，最高影響約為0.38。利

率的影響效果為正，可能反映產出提高、景氣轉佳，資金需求提高所致。至於匯率走勢下降，主要反映產出提高，台幣升值壓力較高，且該影響在前4期（將近1年）內均顯著。

圖2為各變數對通膨率上升之衝擊反應。當產出缺口在面臨通膨率上升衝擊時，短期內一度上升，亦驗證產出與通膨抵換關係的存在，在1標準差衝擊下，最高影響約為0.27，惟衝擊影響並不顯著。利率的影響效果一度為正，與學理相符合，顯示通膨率上升時，常伴隨利率上升的緊縮政策。至於匯率走勢一度下降，顯示通膨可能隱含景氣趨熱，導致台幣有升值壓力，惟衝擊影響不顯著。

圖1 擴充模型的各變數對產出缺口上升之衝擊反應

Response to Structural One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.

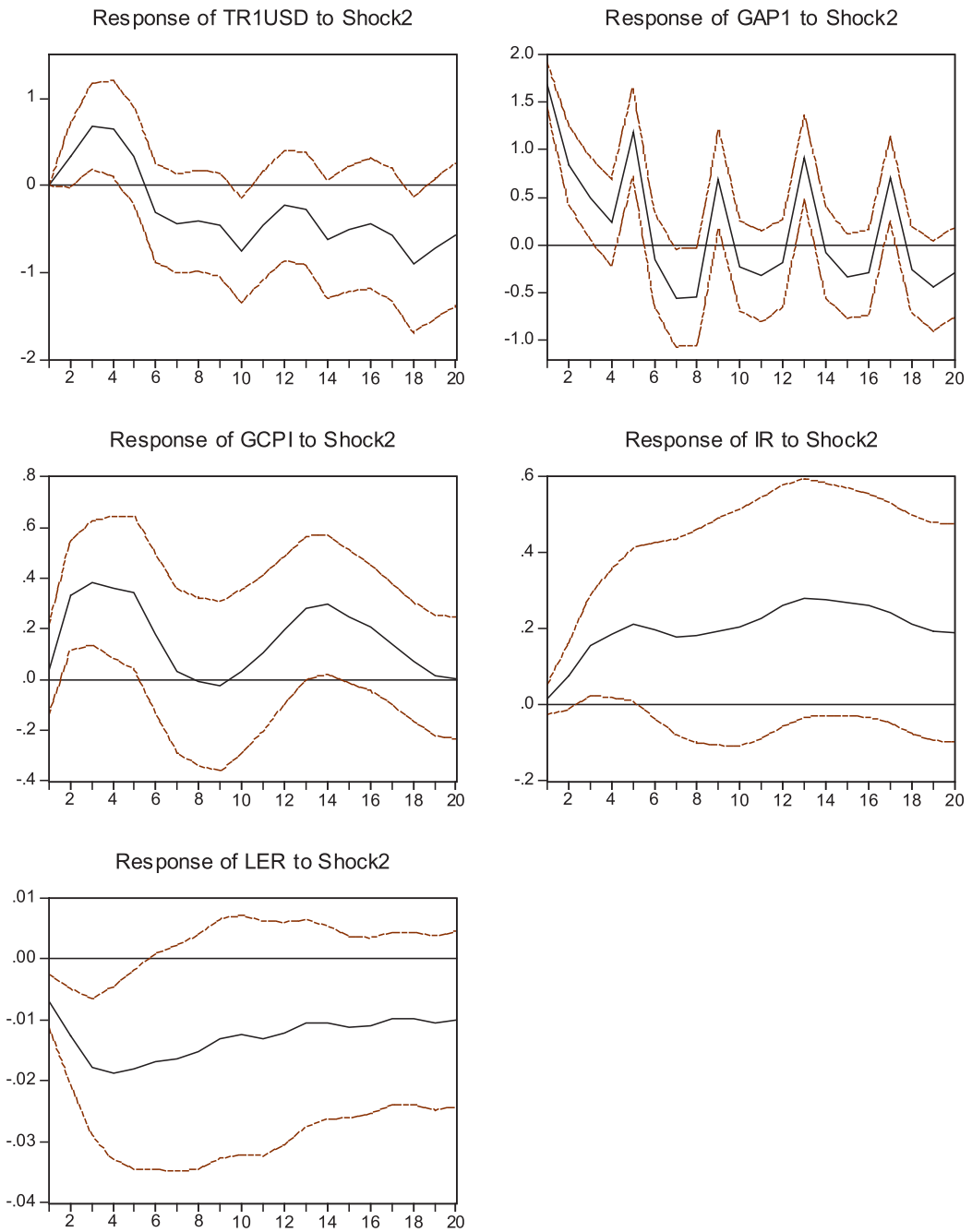
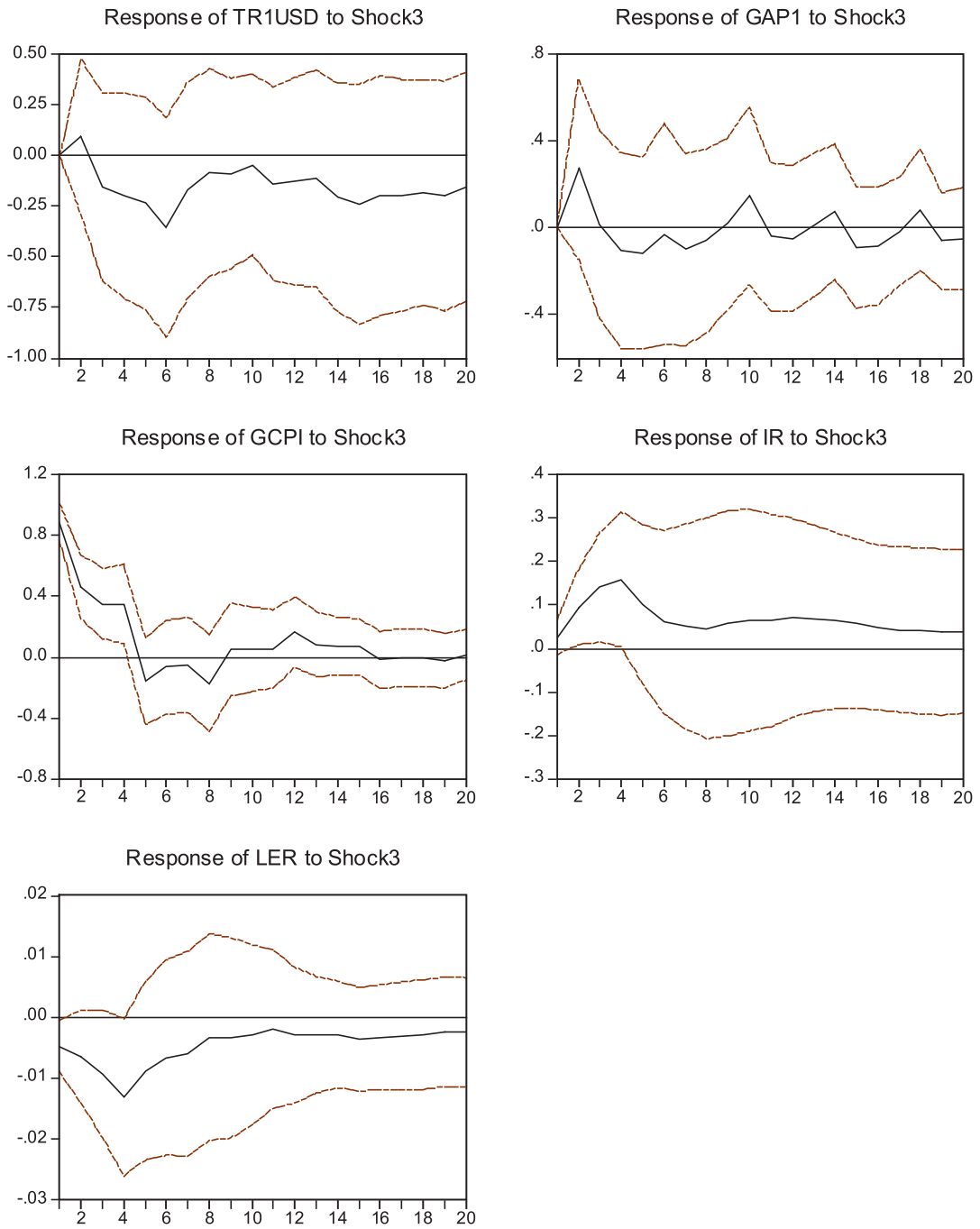


圖2 擴充模型的各變數對通貨膨脹率上升之衝擊反應

Response to Structural One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



## 二、擴充模型的預測誤差變異分解

在本節中擬進行預測誤差變異分解分析，主要在探討預測某變數時，其間會導致預測誤差及變異發生的原因，可歸因於體系內其它變數衝擊的比例。茲仍以表2的模型21為例，逐一對每個變數的預測誤差變異進行分解，摘要列出第1、2、4、6、8、12及20期的結果於表3。至於表2其它模型的預測誤差變異分解表請參見附表6。

由表3可看出，對於產出缺口的變化，除自身外，以貿易依存度16.9 % 的解釋力最強，匯率10.15 % 次之，由於我國為出口導向的國家，該結果相當合理。變數中以通膨率的長期解釋力最低，亦驗證長期垂直的菲力普曲線存在的可能性。至於通膨率的變化，除自身外，長期以匯率與產出缺口的解釋力最強，分別為32.75 % 及22.32 %，顯示國內物價除受國內生產活動影響外，國外因素亦會透過匯率管道影響國內物價形成過程 ( pass-through effect )。

綜觀產出缺口與通膨率的預測誤差分

解，發現兩者似存在不對稱的影響效果，即通膨率對產出缺口變化的解釋力，不論長、短期都不高；而產出缺口對通膨率變化的解釋力，不論長、短期都不低。對照衝擊反應分析結果，來自產出缺口的外生衝擊，對通膨率具有顯著的正向影響，而來自通膨率的外生衝擊，雖對產出缺口仍有正向影響，但效果卻不顯著，驗證文獻所言之「抵換率」(藉由犧牲產出平抑物價)與「受益率」(藉由忍受通膨而拉抬產出)具不對稱性的特性。

## 三、分段樣本之結果分析

本節透過分段樣本分析，探討菲力普曲線平坦化後，產出缺口與通貨膨脹間的衝擊反應及誤差分解是否有所差異。有關分段點的選擇，由於樣本數有限，分成太多子樣本將導致自由度不足，因此，傾向對切成兩個子樣本，而由樣本點的分布圖觀察 ( 請參見圖3 )，1997年第3季後的樣本所組成的菲力普曲線似較為平坦，因此以該季為分段切點註19。

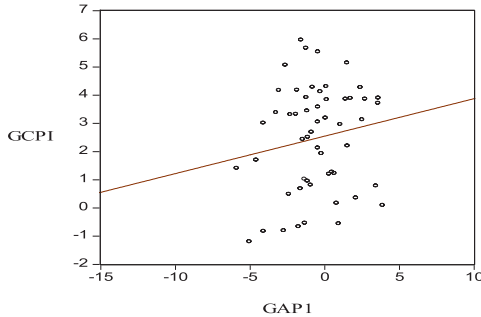
表3 擴充模型的預測誤差變異分解—以模型 21 為例

變異變數	期數	衝擊變數				
		TRIUSD	GAPI	GCPI	IR	LER
TRIUSD	1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2	94.30	2.23	0.16	1.16	2.16
	4	82.49	12.90	0.93	0.86	2.81
	6	79.21	13.78	2.88	0.77	3.36
	8	73.64	16.25	2.98	2.74	4.39
	12	60.51	17.42	2.23	12.70	7.15
	20	48.61	20.05	2.26	19.57	9.51
GAPI	1	13.17	86.83	0.00	0.00	0.00
	2	10.73	82.02	1.72	2.83	2.69
	4	14.90	68.76	1.53	3.42	11.39
	6	15.78	70.42	1.33	3.91	8.56
	8	16.35	69.87	1.35	3.94	8.48
	12	17.34	67.37	1.43	3.97	9.89
	20	16.90	67.80	1.39	3.77	10.15
GCPI	1	0.10	0.19	99.71	0.00	0.00
	2	0.54	9.69	87.74	0.16	1.86
	4	1.57	19.46	62.83	1.35	14.78
	6	1.53	20.45	48.81	3.71	25.50
	8	2.97	17.63	43.07	6.53	29.81
	12	3.85	17.34	39.79	6.35	32.69
	20	4.21	22.32	34.55	6.17	32.75
IR	1	8.33	0.44	1.53	89.69	0.00
	2	3.77	3.08	5.11	86.45	1.59
	4	3.18	10.03	8.40	70.02	8.38
	6	5.95	12.17	5.64	62.30	13.94
	8	9.33	11.70	4.04	58.46	16.47
	12	12.81	14.95	3.29	50.59	18.35
	20	16.87	21.25	2.68	41.37	17.83
LER	1	0.38	9.34	4.46	0.02	85.80
	2	0.13	13.39	4.19	0.18	82.11
	4	1.52	18.93	7.13	1.00	71.42
	6	1.87	20.96	6.38	1.95	68.84
	8	1.89	22.98	5.79	1.81	67.53
	12	2.10	24.80	5.02	1.70	66.38
	20	3.56	26.60	4.59	2.89	62.35

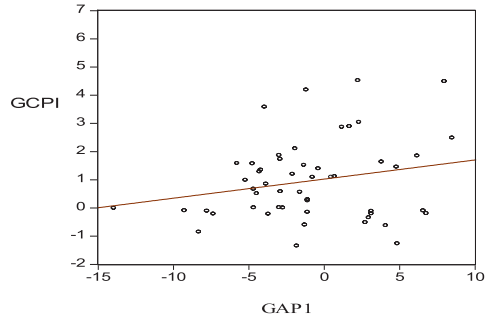


圖3 平坦化的菲力普曲線(以1997年第3季為分段點)

(圖3-1 樣本期間：1984Q1-1997Q2)



(圖3-2 樣本期間：1997Q3-2010Q2)



若將表2合於理論預期的4組模型加以分段估計，而列出分段樣本的A矩陣估計結果於表4<sup>註20</sup>，則可發現在後期樣本，產出缺口與通膨率的聯繫變數  $a_{32}$  的係數均不符合合理

論預期<sup>註21</sup>。因此，後期樣本的產出缺口與通膨率正向關係或抵換關係似已不存在（參見表4）。

表4 擴充模型分段樣本的A矩陣估計結果

代碼	樣本期間	a21	a31	a32	a41	a42	a43	a51	a52	a53	a54
4-1	1984Q1-1997Q2	0.354*	0.174	-0.134	-0.025	-0.0002	-0.037	-0.002	0.007**	0.002	-0.007
	1997Q3-2010Q2	-0.369**	-0.042	0.193**	-0.078**	0.012	-0.027	-0.002	0.003*	0.005*	0.015
4-2	1984Q1-1997Q2	0.348*	0.157	-0.135	-0.026	-0.001	-0.036	-0.002	0.007**	0.002	-0.007
	1997Q3-2010Q2	-0.355**	-0.023	0.192**	-0.076**	0.010	-0.029	-0.0003	0.003*	0.006**	0.016
4-3	1984Q1-1997Q2	0.355*	0.174	-0.134	-0.0002	-0.000001	-0.0003	-0.002	0.007**	0.002	-0.726
	1997Q3-2010Q2	-0.374**	-0.025	0.193**	-0.0007**	0.0001	-0.0002	-0.0009	0.003*	0.006**	1.937
4-4	1984Q1-1997Q2	0.349*	0.157	-0.135	-0.0002	-0.00001	-0.0003	-0.002	0.007**	0.002	-0.739
	1997Q3-2010Q2	-0.358**	-0.025	0.192**	-0.0007**	0.00009	-0.0003	-0.0003	0.003*	0.007**	1.591

說明：模型4-1的變數組合為TRIUSD、GAP1、GCPI、IR、LER。  
 模型4-2的變數組合為TRINTD、GAP1、GCPI、IR、LER。  
 模型4-3的變數組合為TRIUSD、GAP1、GCPI、LIR、LER。  
 模型4-4的變數組合為TRINTD、GAP1、GCPI、LIR、LER。

若就衝擊反應分析，以模型4-1為例<sup>註22</sup>，當面對產出缺口上升衝擊時，在前期樣本時，都有正向反應，且在短期時具有顯著性。但在後期樣本時，有些落後期並無正向反應，且顯著性亦低。而產出缺口在面臨通

膨率上升衝擊時，與前述之全期樣本分析相同，衝擊影響並不顯著（參見圖4及5）。

至於預測誤差變異分解，仍以模型4-1為例<sup>註23</sup>。由表5可看出，就產出缺口變異的解釋力而言，除本身外，前期樣本以貿易依

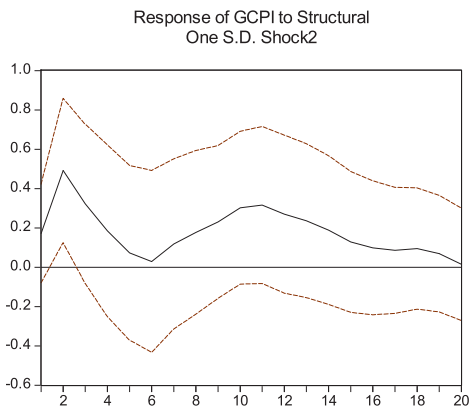
存度最大，但在後期樣本中，利率與通膨率的解釋力已高過貿易依存度。可能是因為在後期樣本的低通膨與低利率時期，雖然通膨與利率的變動度不大，但一旦有所變化，效果可能較以往高通膨與高利率時期來的大。

而就通膨率變異的解釋力而言，雖然不論前、後期樣本，長期（約5年）來看均以產出缺口的解釋力最高，但前期樣本，產出缺

口的解釋力一枝獨秀的情況，在後期樣本已減弱，甚至以1年至3年期而言，利率解釋力尚且高過產出缺口，可能因後期樣本受全球化等外來因素影響，通膨率對國內產出變動的敏感度降低所致，該結果與全期樣本相似（參見表5），此點似亦可驗證全球化因素為造成菲力普曲線平坦化的主要原因。

圖4 擴充模型分段樣本的通膨對產出缺口上升之衝擊反應

(圖4-1 樣本期間：1984Q1-1997Q2)



(圖4-2 樣本期間：1997Q3-2010Q2)

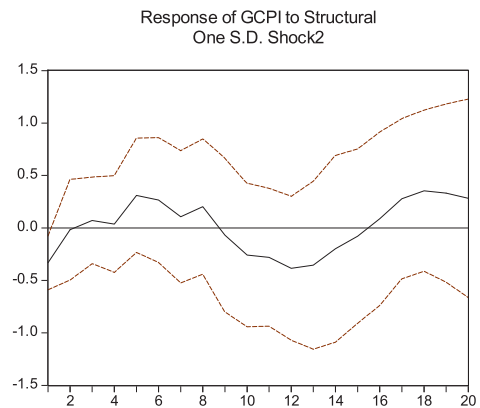
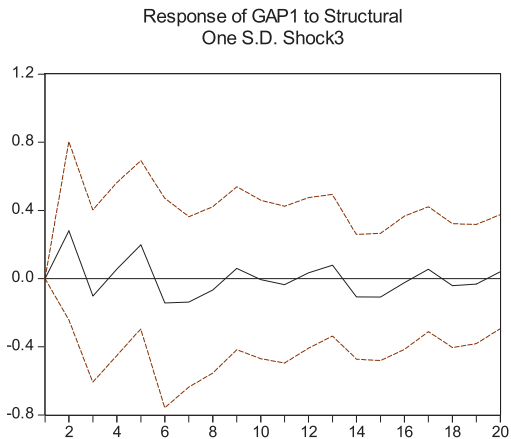


圖5 擴充模型分段樣本的產出缺口對通膨上升之衝擊反應

(圖5-1 樣本期間：1984Q1-1997Q2)



(圖5-2 樣本期間：1997Q3-2010Q2)

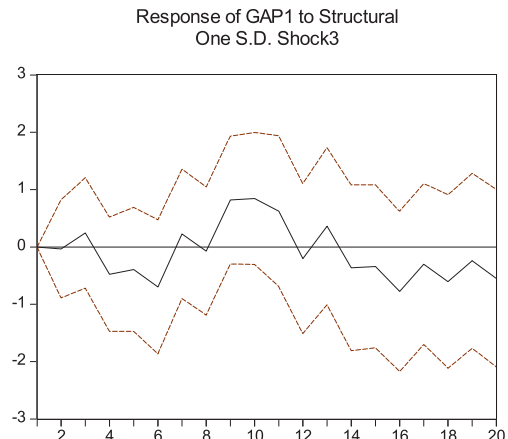


表5 擴充模型分段樣本的預測誤差變異分解—以模型4-1為例

變異變數	期數	衝擊變數									
		TR1USD		GAP1		GCPI		IR		LER	
		1984Q1-1997Q2	1997Q3-2010Q2	1984Q1-1997Q2	1997Q3-2010Q2	1984Q1-1997Q2	1997Q3-2010Q2	1984Q1-1997Q2	1997Q3-2010Q2	1984Q1-1997Q2	1997Q3-2010Q2
TR1USD	1	100.00	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2	91.57	78.25	7.38	2.60	0.06	4.07	0.19	6.48	0.80	8.60
	4	84.63	45.79	8.19	11.31	1.57	3.97	4.01	22.85	1.60	16.08
	6	82.04	33.53	9.77	13.13	2.09	15.04	4.43	25.56	1.67	12.73
	8	78.43	35.19	10.70	12.89	1.93	14.87	4.55	24.52	4.39	12.53
	12	58.79	27.32	25.66	18.31	2.35	21.06	4.04	23.12	9.16	10.18
	20	42.62	20.26	44.48	18.26	1.89	22.73	3.28	31.35	7.72	7.40
GAP1	1	6.03	12.89	93.97	87.11	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	2	4.80	15.14	84.83	58.88	3.52	0.02	0.49	22.37	6.35	3.59
	4	6.16	13.98	79.41	38.45	3.40	3.29	4.04	38.54	6.99	5.74
	6	5.70	10.72	79.20	41.33	3.77	8.05	4.85	35.52	6.49	4.37
	8	7.65	14.00	76.13	42.20	3.93	7.46	5.76	32.20	6.52	4.14
	12	8.23	12.86	74.78	40.81	3.35	14.72	6.82	27.21	6.82	4.39
	20	9.33	12.18	73.38	41.44	3.34	18.00	7.23	24.59	6.72	3.80
GCPI	1	4.97	0.81	3.55	11.99	91.48	87.20	0.00	0.00	0.00	0.00
	2	5.57	0.93	23.66	9.73	67.62	84.45	2.60	4.86	0.54	0.03
	4	4.30	3.09	24.10	6.64	47.11	66.45	4.69	17.45	19.80	6.37
	6	4.12	2.29	20.35	10.58	48.43	53.14	9.04	25.48	18.06	8.51
	8	4.33	6.36	21.45	10.75	46.17	52.88	9.55	22.23	18.50	7.77
	12	3.91	6.49	29.18	15.96	38.50	50.82	11.52	18.82	16.90	7.90
	20	5.01	5.24	31.08	22.14	36.16	47.82	11.72	17.04	16.04	7.76
IR	1	0.45	34.28	0.08	1.98	1.87	1.18	97.60	62.55	0.00	0.00
	2	2.41	23.64	0.67	0.77	12.72	3.94	83.97	69.06	0.23	2.59
	4	12.24	7.02	14.87	0.25	24.53	7.03	45.03	78.00	3.32	7.71
	6	10.34	4.08	19.47	1.65	20.61	4.32	42.85	81.49	6.73	8.46
	8	10.02	3.22	18.35	1.56	18.48	4.16	46.33	83.22	6.82	7.84
	12	13.81	3.03	18.96	3.65	16.69	11.54	44.14	76.07	6.40	5.71
	20	14.12	4.80	20.72	4.90	15.24	13.55	43.30	71.33	6.62	5.42
LER	1	6.58	1.31	24.31	1.72	0.37	8.88	0.83	2.67	67.90	85.42
	2	13.54	0.66	35.46	1.77	0.29	8.17	3.36	18.80	47.36	70.60
	4	6.63	3.08	54.31	2.03	0.16	19.56	11.35	32.35	27.56	42.99
	6	4.32	3.85	64.41	2.25	0.18	18.99	11.77	34.92	19.32	39.99
	8	3.51	4.69	70.07	6.03	0.45	17.46	10.19	36.25	15.78	35.58
	12	3.82	5.91	74.88	16.02	0.39	18.70	8.39	30.88	12.52	28.49
	20	4.18	6.03	74.58	17.81	0.62	19.91	8.63	29.63	11.99	26.62

## 伍、結論與建議

本文的實證部份係採用SVAR模型，建構貿易依存度、產出缺口、通貨膨脹率、利率及匯率等5變數的擴充模型。就全期樣本而言，當通膨率面對產出缺口衝擊時，短期內即有明顯的同向效果，驗證產出與通膨抵換關係確實存在。惟分段樣本結果顯示在後期樣本時，通膨率與產出缺口的聯繫係數的符號已不合理的預期，產出缺口與通膨率的抵換關係亦不顯著，換言之，菲力普曲線平坦化後，要抑制通膨走勢時，可能需要犧牲較以往更高的產出下降的成本。

本文的實證結果顯示：菲力普曲線平坦化後，抑制通膨需要犧牲較大的產出下降成本。由此可推得的政策意涵有四：

- 一、菲力普曲線平坦化後，要藉由貨幣政策化解通膨壓力，已相當不易，此時，如果通膨預期的基準作用不強，則執行貨幣政策恐怕事倍功半，因此，央行執行貨幣政策時，應強化通膨預期的基準作用。
- 二、平坦化的菲力普曲線意謂要抑制通膨走勢時，需要較多的產出下降作抵換，而較以往為高的抵換成本可能不利經濟成長，在貨幣政策的執行上，央行可能要加強與大眾的溝通技巧。
- 三、雖然產業結構改變已使原油依存度降低，但因油價波動為供給面衝擊，不僅

通膨升高，尚可能不利產出成長，而形成停滯性通膨的局面，比單純通膨上升的需求面衝擊更為複雜<sup>註24</sup>。由於菲力普曲線平坦化後，在高通膨形成時需要較多的產出下降作抵換，但供給面衝擊已使產出有下降隱憂，可供抵換的產出下降空間有限，且通膨若來自供給面衝擊，可能產出下降亦無濟於事。因此，密切監測油價所引起的供給面衝擊之發展，在菲力普曲線平坦化後更形重要。

四、平坦化的菲力普曲線意謂產出與通膨抵換關係較以往薄弱，要抑制通膨需犧牲極高的產出成長。若通膨上升的衝擊係來自供給面衝擊時，即使產出下降亦無濟於事，此時，若一味執著於通膨穩定上，可能使產出急遽惡化，而不利經濟金融環境之穩定發展。換言之，貨幣政策目標機制應因地制宜而有所彈性<sup>註25</sup>，除通膨穩定外，尚須納入降低產出成長波動度的考量。

本文另一項重要的實證結果為，支持文獻所言的「抵換率」(藉由犧牲產出平抑物價)與「受益率」(藉由忍受通膨而拉抬產出)具不對稱性的特性。由於「受益率」實證上並不顯著，意謂執行擴張性貨幣政策時，效果可能不顯著；或可能係因臺灣經濟仰賴原物料進口甚深，而近幾年來，產出溫和成

長，通膨上升來自需求面衝擊的情況並不多，反而多因國際原物料價格上揚所帶來的供給面衝擊居多。惟通膨若是來自供給面衝擊，則忍受通膨可能仍無法有產出上升的好處，以致受益率實證上不顯著。

至於未來的研究方向，或可將A矩陣設定加以放寬，換言之，由於EViews軟體採

用簡略的下三角矩陣限制，侷限了變數同期影響關係，未來或可使用其它軟體而將A矩陣設定放寬，進而改善模型更加一般化<sup>註26</sup>。

其次，本文已驗證產出與通膨兩者之抵換關係具有不對稱性，未來或可採用門檻模型，加以釐清產出與通膨間的非線性關係。

附表1 變數的資料型態及來源說明

變數類別	代號	說明	資料來源
國際油價	LPoil	取自然對數的杜拜原油價格	AREMOS
	GPoil	杜拜原油價格年增率	
	DPoil	杜拜原油價格季變動率	
名目利率	IR	金融業隔拆利率	金融統計月報
	LIR	$LIR = \ln(1 + inter/100)$	
實質利率	R1	$R1 = IR - GCPI$	金融統計月報
	R2	$R2 = \ln(1 + (IR - GCPI)/100)$	
通貨膨脹率	GCPI	消費者物價指數年增率	行政院主計處
產出缺口 $= (y/\hat{y}-1)*100\%$	GAP1	潛在 $gdp(\hat{y})$ 為Hodrick-Prescott Filter	行政院主計處
	GAP2	潛在 $gdp(\hat{y})$ 以生產函數法估算 <sup>註27</sup>	
新台幣兌美元匯率	LER	取自然對數的新台幣兌美元匯率	金融統計月報
	GER	新台幣兌美元匯率年增率	
	DER	新台幣兌美元匯率季變動率	
進口物價 <sup>註28</sup>	LPM	取自然對數的輸入價格	行政院主計處
	GPM	輸入價格年增率	
	DPM	輸入價格季變動率	
	LPMUS	取自然對數的美元計價之進口指數	
	GPMUS	美元計價之進口指數年增率	
	DPMUS	美元計價之進口指數季變動率	
	LPMNT	取自然對數的台幣計價之進口指數	
	GPMNT	台幣計價之進口指數年增率	
DPMNT	台幣計價之進口指數季變動率		
貿易依存度	TR1USD	$TR1US = (出口+進口)/名目GDP(美元計價)$	行政院主計處
	TR1NTD	$TR1TD = (出口+進口)/名目GDP(台幣計價)$	
	TR2	$TR2 = (名目輸出+輸入)/名目GDP$	
	TR3	$TR3 = (實質輸出+輸入)/實質GDP$	



## 附 註

- (註1) 雖然可將其視為對抗通膨時，所會產生的成本，但亦有學者認為抵換率低估產出下降帶給業者及其家庭痛苦的個人成本，因此無法真實反映對抗通膨的實際成本(Filardo(1998))。
- (註2) Filardo (1998)並無揭示「緩和期」的估計結果，主要因為在該時期其所估計的菲力普曲線的斜率為0，以致抵換率的估計值可能出現接近於無限大的不合理現象。
- (註3) 若以VAR模型而論，比較Cecchetti (1994)的2變數模型、Shapiro and Watson (1988)的3變數模型及Cecchetti and Rich (1999)的4變數模型的結果，隨著衝擊變數的增加，其估計值的值域變動更易加大。
- (註4) 本文的分類主要依據 (Coffinet, Matheron及Poilly(2007)、Ascari及Ropele(2008))，惟Ascari及Ropele(2008)將模型估計法再分類為縮減式菲力普曲線模型與結構VAR模型。惟近2年來，亦有多篇文獻以動態隨機一般均衡模型 (dynamic stochastic general equilibrium model) 來探討產出與通膨抵換率，如Groen及Mumtaz (2008)。
- (註5) 本節之說明及估算方法主要依據EViews軟體為主。
- (註6) 本文不先驗認定利率為實質利率或名目利率，留待實際估計後以通過認定條件加以篩選。
- (註7) 當經濟體達一定之經濟規模時，其資本及人力可能已難再擴充，潛在產出可視為一固定常數。
- (註8) 由於產出缺口與通貨膨脹率具有正向關係，意謂在 (5) 式的同期關係  $e^s = -a_{21} e^{y,t} + b_{22} \mu^s$  中， $e^s$  與  $e^{y,t}$  同期具有正向關係，因此， $a_{21}$  係數先驗上小於0。
- (註9) 包括勞動市場變革、關鍵性市場 (如電信市場) 的自由化、金融創新、網路交易的盛行及走向以服務業為主的經濟結構。
- (註10) 由於「勞動市場法制化的變革」亦可歸類為「基本經濟結構改變」，因此，以下分項說明不單獨列此分項。
- (註11) 有些實證文獻以「全球產出缺口」來作為此管道的量化指標，惟其定義目前並無定論，文獻上所引用者並不一致。
- (註12) 擴充模型將先納入國際油價變數，如果認定條件通過，則可再加入進口物價與貿易依存度變數，而將模型擴充為5變數模型。惟依據以下的實證分析結果，加入國際油價變數的模型無法通過認定條件。
- (註13) 此假設主要受限於EViews軟體的SVAR模型將A矩陣作了下三角矩陣的簡化處理。
- (註14) 雖然此時亦可加入國際油價變數來擴充模型，但因在下一小節中，基本模型加入國際油價變數後，A矩陣的元素係數 $a_{21}$ 均無法符合理論預期，因此，加入國際油價變數的擴充模型暫不予考量。
- (註15) (5)、(6)、(7) 與 (8) 式所有變數的下標 $t$ 均省略。
- (註16) 限於季刊篇幅有限，無法全部列示所有表格與圖形。若對附表2至附表7的表格，及附圖1至附圖2的圖形有興趣的讀者，請與作者連繫。
- (註17) 原則上，進口物價與貿易依存度兩者並無先後加入之差別，因此，說明順序並不意謂加入之先後，只不過進口物價加入後， $a_{21}$ 係數不符合理論預期，而貿易依存度加入的結果則較符合理論預期。此外，由於考量自由度與樣本數的問題，不傾向同時放入進口物價與貿易依存度兩變數，但即便在貿易依存度後，再加入進口物價變數，似亦無較佳之估計結果。
- (註18) 此時的模型代碼係與附表5一致。
- (註19) 以1997年7月前、後做分切點，樣本數為54及52，接近平分點，且1997年7月泰銖重貶爆發亞洲金融危機，雖然對臺灣經濟似無立即之衝擊影響，但由於東南亞國家相繼受創的外溢效果，後續衝擊到臺灣，因此，1997年7月的分切點雖近於主觀認定，然而亦符合發生制度或結構改變的特殊時點。
- (註20) 在表4中，與表2模型21、22、29及30相對應的模型代碼分別為4-1、4-2、4-3及4-4。
- (註21) 就擴充模型的分段樣本A矩陣估計係數而言，估計結果似不如全期樣本理想。就前期樣本而言， $a_{54}$  的係數不符理論

預期，可能因臺灣的匯率走勢較不受利率變動所左右。至於後期樣本，除正文所提到的  $a_{32}$  係數外， $a_{31}$  與  $a_{42}$  係數亦均不符預期。

(註22) 有關表4之所有模型的詳細分段樣本衝擊反應圖請參見附圖2。

(註23) 有關表4之所有模組之詳細分段樣本預測誤差分解請參見附表7。

(註24) 因為需求面衝擊所引起的物價飆漲，採用緊縮政策除可降低通膨外，尚能使過熱的景氣暫時降溫，所造成的抵換情況均可視為使經濟體系回復穩定的機制。反觀供給面衝擊所造成的通膨高漲、產出下降的情況，採用緊縮政策將使產出下降的情況更形惡化，若採用寬鬆政策挽救經濟則可能使通膨一發不可收拾。此種兩難的政策困境是需求面衝擊所沒有的。

(註25) 在歷經2004至2007年油價飆漲的供給面衝擊後，不論學界或央行都對通膨目標機制該有所彈性具有共識。

(註26) 由於Eviews軟體如不用其default的下三角矩陣，則無法得到衝擊反應的信賴區間，較難判斷顯著與否。未來或可使用其它軟體，或以bootstrap的方法另行計算信賴區間，達到放寬A矩陣設定的目的，而將模型加以改善。

(註27) 引用本處貨幣估測的泰勒法則估算之數據。

(註28) 無使用進口單價指數，係因財政部在網站上公布修正的數列係自1999年開始，資料時點可能過少。

## 參考文獻

- 王泓仁 (2005), 「台幣匯率對我國經濟金融活動之影響」, 中央銀行季刊, 第27卷第1期, 第13至46頁, 中央銀行。
- 行政院主計處 (2006), 「人口結構變遷概況」, 社會指標統計年報, 第33至37頁。
- 陳柏琪 (1997), 「物價膨脹與失業率之抵換關係—非力普曲線分析之檢討」, 自由中國之工業, 第87卷第7期, 第19至32頁。
- 葉盛 (2006), 「演進中之通膨過程: 綜述」(摘譯), 國際金融參考資料, 第52輯, 第84至94頁, 中央銀行。
- 葉盛、田慧琦 (2006), 「臺灣的物價情勢: 影響因素探析與計量實證模型應用」, 中央銀行季刊, 第26卷第4期, 第69至115頁, 中央銀行。
- 劉淑敏 (2008), 「全球產出缺口對物價形成過程之影響」, 中央銀行季刊, 第30卷第1期, 第7至36頁, 中央銀行。
- 賴聰輝 (1978), 「工資、物價與失業率」, 臺灣大學經濟研究所碩士論文。
- Amisano, Gianni and Carlo Giannini (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics*, 2<sup>nd</sup> ed, Berlin: Springer-Verlag.
- Ascari, Guido and Tiziano Ropele (2008), "Sacrifice Ratio or Welfare Gain Ratio? Disinflation in a DSGE Monetary Model," *Conference Paper*, Centre for Dynamic Macroeconomic Analysis.
- Astley, Mark S. and Tony Yates (1999), "Inflation and Real Disequilibria," *Working Paper*, Bank of England.
- Aucremagne, L. and M. Collin (2005), "Has Inflation Persistence changed over time? Evidence from aggregate and sectoral Belgian CPI data," National Bank of Belgium.
- Ball, Laurence (1993), "What Determines the Sacrifice Ratio," *Working Paper no. 4306*, National Bureau of Economic Research.
- Barro, Robert J. (1974), "Are Government bonds net wealth?" *Journal of Political economics*, 82(6), pp. 1095-1177.
- Bernanke, Ben S. (2004), "The Great Moderation", *Speech at Meetings of the Eastern Economic Association, Washington, DC*, February 20, 2004.
- Bernanke, Ben S. (2007), "Globalization and Monetary Policy", *Speech at the Fourth Economic Summit Stanford Institute for Economic Policy Research, Stanford, California*, March 2, 2007.
- Borio, Claudio and Andrew Filardo (2007), "Globalization and Inflation: New Cross-country Evidence on the global Determinants of Domestic Inflation", *BIS Working Papers*, No. 227.
- Cecchetti, Stephen G. (1994), "Comment," *Monetary Policy*, ed. N. Gregory Mankiw. Chicago: University of Chicago Press.
- Cecchetti, Stephen G. and Robert W. Rich (1999), "Structure Estimation of the U.S. Sacrifice Ratio," *Staff Reports no. 71*, Federal Reserve Bank of New York.
- Coffinet, Jerome, Julien Matheron and Celine Poilly (2007), "Estimating the Sacrifice Ratio for the Euro Area," *Quarterly Selection of Articles* no. 8, Banque de France.
- Filardo, Andrew J. (1998), "New Evidence on the Output Cost of Fighting Inflation," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston.
- Fuhrer, J. and G. Moore (1995), "Inflation Persistence," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 110(1), pp. 127-159.
- Gordon, Robert J. and Stephen R. King (1982), "The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models," *Bookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 205-242.
- Groen, Jan JJ. and Haroon Mumtaz (2008), "Investigating the Structural Stability of the Phillips Curve Relationship," *Working Paper no. 350*, Bank of England.
- Kohn, Donald L. (2006), "The Effect of Globalization on Inflation and Their Implications for Monetary Policy," *Speech at the Federal Reserve Bank of Boston's 51<sup>st</sup> Economic Conference, Chatham, Massachusetts*, June 16, 2006.
- Mankiw, N. Gregory (1991), *Macroeconomics Discussion Series*, New York: Worth Publishers.

- Melick, William and Gabriele Galati (2006), "The Evolving Inflation process: an Overview," *BIS Working Papers*, no. 196.
- Okun, Arthur M. (1978), "Efficient Disinflation Policy," *American Economic Review*, 68, pp. 348-352.
- Phillips, A. W. (1958), "The Relationship between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, 25, pp. 283-299.
- Roberts, J. (2005), "The Evolving Inflation Process," paper presented at the BIS Autumn Economists' Meeting, pp. 27-28 October, Basel.
- Romer, D. (1993), "Openness and Inflation: Theory and Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, 108 (4), pp. 869-904.
- Savioz, M. and T. Maag (2005), "Changes in the Swiss Inflation Process- Stylised Facts, Determinants, and Policy Implication," paper presented at the BIS Autumn Economists' Meeting, pp. 27-28 October, Basel.
- Shapiro, Matthew D. and Mark W. Watson (1988), "Source of Business Cycle Fluctuations," in *NBER Macroeconomics Annual*, eds. Olivier J. Blanchard and Stanley Fischer. Cambridge: M.I.T. Press.
- Sims, Christopher A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, No.1, pp. 1-48.
- Temple, J. (2002), "Openness, Inflation and the Phillips Curve: A Puzzle," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34 (2), pp. 450-468.
- Toda, Hiro Y., and Taku Yamamoto (1995), "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated process," *Journal of Econometrics*, 66, pp. 225-250.
- UN (2006), "Population Estimates and Projections: The 2006 Revision Population Database," <http://www.cia.gov>.
- Walsh, Carl E. (2010), "Implementing Monetary Policy," *Conference Paper for the 2010 Bank of Korea International Conference*.
- Zhang, Lawrence Huiyan (2001), "Sacrifice Ratios with Long-Lived Effects," The Johns Hopkins University, Department of Economics, [www.jhu.edu](http://www.jhu.edu).

