

非預期性衝擊對實質產出之實證檢視

THE EFFECT OF UNANTICIPATED IMPACT ON REAL OUTPUT --AN EMPIRICAL EXAMINATION

邱建良 李命志*

淡江大學財務金融系

邱哲修

中國技術學院國際貿易科

Chien-Liang Chiu Mingchih Lee

*Department of Banking and finance
Tamkang University*

Jer-Shiou Chiu

*Department of International Trade
ChungKuo Institute of Technology*

摘 要

國外實證研究多支持油價變化對產出具有負向關係，而且負向非預期性貨幣政策衝擊比正向非預期性貨幣政策衝擊對產出有較大的效果，此即所謂之貨幣政策對產出的不對稱效果。為了驗證此一理論在台灣的適切性，本文將非預期性的油價變化衝擊由GARCH模型導出，先檢驗非預期性的油價變化衝擊對產出是否具不對稱效果。經檢視台灣的資料發現，非預期性的油價變化衝擊對產出具有顯著負向的關係。而在貨幣政策對產出之不對稱效果檢驗方面，本研究結果亦發現，正的非預期性貨幣政策衝擊較負的非預期性貨幣政策衝擊對產出有較大的效果。

關鍵詞：貨幣不對稱性、非預期衝擊、一般化自我迴歸條件異質變異數模型

* 作者分別為淡江大學財務金融系副教授及中國技術學院國際貿易科副教授。作者感謝本刊兩位匿名評審在審查過程中對本文所提供之諸多寶貴意見與建議。惟文中若仍有任何錯誤，當由作者負責。

ABSTRACT

Most of the studies supported that shock from the change of oil prices has the negative effect on a nation's real output, while the monetary policy has the asymmetric impacts on real output. In this study, in addition to applying the existed studies, we take the consideration of the effect of unexpected oil price change which is derived from GARCH model to see how it affects the real output. We found unanticipated change from the oil price has significant negative effect on real output while asymmetric impacts have been found for a national's monetary policy on real output. That is unexpected expansionary policy has greater effect on real output than contractionary policy does.

Key words : Asymmetric Monetary Effect, Unanticipated Impact, GARCH model

壹、前言

貨幣政策與實質經濟活動的關係，例如與產出之間的關係，一直是總體經濟學者熱衷的話題。假若貨幣政策的改變確能影響產出，則貨幣政策在穩定經濟景氣循環的波動中將扮演一個重要的角色。最近許多國外實證研究發現，非預期緊縮性貨幣供給的衝擊比非預期寬鬆性貨幣供給的衝擊對產出有更明顯的效果。此種影響程度之不一致性，即是所謂之貨幣政策對產出之不對稱效果。但在台灣實證研究上（Shen, 1996）卻得到相反的結果，即非預期寬鬆性貨幣政策比非預期緊縮性貨幣政策對產出有較明顯的效果存在。除此之外，在另一主題之研究中多數的學者亦認為油價變化對產出有明顯的負向關連，譬如（Hamilton, 1983）、（Burbidge & Harrison, 1984）、（Mork, 1989）和（Lee, Ni & Ratti, 1994）等。（Hamilton, 1983）更提出了油價變動亦會影響貨幣政策的變動之主張，（Mork, 1989）

和（Lee, Ni & Ratti, 1994）則提出了油價變動對產出具有不對稱效果存在。為了驗證上述理論在台灣之適切性，本研究將採取有別於其他實證研究的做法，將非預期性的油價變化由GARCH模型導出，先驗證油價變動對產出水準是否具有不對稱效果存在。其次，有別於傳統研究只考慮貨幣政策與產出水準之關係，本文將非預期性的油價變化導入貨幣與產出聯合方程式中作為額外的解釋變數，因此本文同時考慮了油價變化，貨幣政策及產出水準間之互動，再進而驗證貨幣供給衝擊對產出是否具不對稱效果。

本文共分為五節，第一節前言。第二節說明油價與產出之關係，及理論上貨幣政策對產出存在不對稱效果的解釋與實證上的相關討論。第三節為資料來源及實證方法，說明實證資料之來源與處理，本文所採用之計量模型理論概要，及模型之設定。第四節為實證結果，在本節中依序說明GARCH模型之配置，及貨幣與各階段產出方程式之估計結果。最後一節為結論。

貳、文獻回顧

新興古典學派認為在理性預期與市場持續性均衡 (continuous market-clearing equilibrium) 的假設下，只有非預期的政策變動能影響經濟體系中的實質變數，而被預期的政策變動，對於實質變數則不會產生任何影響，此即所謂的政策無效論。關於政策無效論的實證研究，(Barro, 1977) 以美國 1946-1973 年資料研究發現，非預期的貨幣供給改變對失業率之變動有較佳的解釋能力，而被預期的貨幣供給改變對失業率之變動並無影響且與失業無關。(Barro, 1978) 研究預期及非預期性的貨幣供給衝擊對物價水準與實質產出的影響，結果發現被預期與非預期的貨幣供給衝擊，顯著的影響物價水準，但對實質產出而言，僅受非預期的貨幣政策的影響。(Barro and Rush, 1980) 使用美國季資料，實證研究結果亦獲致相同的結論，即非預期性的貨幣政策的確會影響產出，其中尤以三季前之非預期性的貨幣政策對產出的影響最為顯著。

最近的實證研究 (DeLong & Summers, 1988) 與 (Cover, 1992) 提出了非預期寬鬆性貨幣供給衝擊與非預期緊縮性貨幣供給衝擊對產出的影響存在有不對稱效果 (asymmetric effect)，即緊縮性貨幣供給衝擊比寬鬆性貨幣供給衝擊對產出具有更大的影響效果。此更引起學者的熱烈討論，而後續學者如 (Morgan, 1993)，(Rhee & Rich, 1995)，(Karras, 1996a)，(Karras, 1996b)，(Chu & Ratti, 1997) 亦證實 (DeLong & Summers, 1988) 與 (Cover, 1992) 的發現。

事實上，貨幣政策對實質經濟活動具有不對稱性效果並非是全新的觀念，凱因斯提出的流動性陷阱已說明當時的貨幣政策的變動對增加產出沒有實質效果。此外 Friedman and Schwartz 針對大蕭條時期，檢驗貨幣歷史時亦指出當時的貨幣政策實際是緊縮的而非寬鬆的，此亦隱含 Friedman and Schwartz 僅證明了，在大蕭條時期緊縮的貨幣政策對產出之變化具有效果，而未證明寬鬆的貨幣政策同樣有效。

為了從理論上去解釋貨幣政策對產出存在不對稱性效果，(Morgan, 1993) 提出不對稱性存在的三個理由，首先是企業與消費者對未來的展望 (changing outlook) 不同所致，其次是信用限制 (credit constraints)，第三是價格向下僵固性 (prices less flexible downward)。(Karras, 1996a) 則從標準總需求、總供給模型提出二個論點來解釋貨幣供給衝擊的不對稱性效果：第一、具凸性 (convex) 的總供給曲線將使寬鬆性貨幣供給衝擊對物價的影響大於緊縮性貨幣供給之衝擊。而標準的凱因斯學派模型在名目工資向下僵固性的假設下，亦可得出如此的結果，即寬鬆性貨幣供給衝擊對物價的影響較大，但對產出影響較小。第二，有些經濟學家形容貨幣政策影響經濟體系的過程，猶如施力於一條繩子，只有人們緊拉此繩時才能顯示出實質效果，反之，用力推繩卻對此繩毫無影響，此既隱含緊縮性的貨幣供給衝擊影響產出的效果大於寬鬆性的貨幣供給衝擊。(DeLong & Summers, 1988) 則認為於貨幣供給緊縮時期，銀行倒閉或信用配給傳遞機能增強了緊縮性的衝擊力量，所以寬鬆性的貨幣供給衝擊對總需求及物價的影響較小。

國外文獻已證實非預期的貨幣供給改變對產出的不對稱性效果為國際普遍存在的現象，為了檢視非預期的貨幣供給改變對產出的不對稱性效果是否同樣存在於台灣，（趙志偉，1996）於研究非預期的貨幣政策改變對產出、物價的不對稱性效果時，其實證結果顯示臺灣地區貨幣政策干擾和貨幣市場變數對產出均有不對稱性效果，寬鬆的貨幣政策效果對產出的影響顯著的大於緊縮性的貨幣政策效果，而貨幣政策干擾及貨幣市場經濟變數對物價影響並不顯著。（Shen, 1996）則證實非預期寬鬆性貨幣供給改變對產出的影響效果大於非預期緊縮性貨幣供給改變之影響，且不對稱效果程度和平均物價膨脹成正相關，亦即寬鬆的貨幣政策在低物價膨脹時期是有利的，而在停滯性膨脹時期對經濟反而有害。

早期實證上的研究多支持貨幣政策對產出具有不對稱性效果，然而在產出方程式上的設定卻因理論依據的不同而有不同的設定，且經常因未將油價變數納入產出方程式成為一個額外的解釋變數，而有忽略油價變化對產出的影響的遺憾。（Hamilton, 1983）利用美國資料發現油價變化與GNP具強烈反向關係，油價變化將影響貨幣當局所採行之貨幣政策，如果油價變化對經濟衝擊是明顯且重要的話，貨幣當局會立即反應油價的衝擊而採增加或減少貨幣供給來因應。（Burbidge & Harrison, 1984）利用不同的資料和估計方法也發現原油與能源之衝擊對實質變數存在顯著影響效果。而（Mork, 1989）亦證實油價變化對產出存在不對稱效果，即油價上升則GNP成長降低，但當油價下跌時則對產出成長的影響為統計上之不顯著。（Lee, Ni & Ratti, 1994）之研究發

現，若假設油價變化是相對穩定，則未預期的油價變化對總體變數具有預測力，更重要的是，他們獲得和Mork相同的結果，即油價變化對產出亦具有不對稱效果。有別於先前學者之研究，只著重於貨幣政策與產出水準或油價變動與產出水準之關係，本研究首先修正了（Cover, 1992）的模型，將貨幣成長與產出方程式同時考慮了油價變化因素，在同時考慮油價變化與貨幣政策及產出水準之下，期更能了解貨幣供給衝擊對產出是否具不對稱性效果。

參、資料來源與實證方法

一、資料來源

本文之研究期間為1961年第3季至1998年第1季，所需資料來源分別如下：

- (一)貨幣供給(M2)：AREMOS經濟統計資料庫。
- (二)貨幣基數(MR)：AREMOS經濟統計資料庫。
- (三)第一銀行三個月定存利率(3R)：AREMOS經濟統計資料庫。
- (四)實質國內生產毛額(GDP91)：AREMOS經濟統計資料庫。
- (五)消費者物價指數(CPI)：AREMOS經濟統計資料庫。
- (六)燃料及電力支出之物價平減指數(OP)：AREMOS經濟統計資料庫。

二、變數定義

- (一)貨幣供給變動率(DM)：

$$DM_t = \log(M2_t) - \log(M2_{t-1})。$$

(二)貨幣基數變動率(DMR)：

$$DMR_t = \log(MR_t) - \log(MR_{t-1})。$$

(三)利率變動(DR)： $DR_t = 3R_t - 3R_{t-1}$ 。

(四)油價變動率(DOP)：

$$DOP_t = \log(OP_t) - \log(OP_{t-1})。$$

(五)實質產出變動率(DY)：

$$DY_t = \log(GDP91_t) - \log(GDP91_{t-1})。$$

(六)物價變動率(DCPI)：

$$DCPI_t = \log(CPI_t) - \log(CPI_{t-1})。$$

(七)未預期油價變化衝擊(UP)。

(八)未預期性的貨幣政策衝擊(SHOCK)。

(九)未預期性正的貨幣政策衝擊(POS)。

(十)未預期性負的貨幣政策衝擊(NEG)。

三、實證模型理論基礎

(一)實證模型理論

一般化自我迴歸條件異質變異數模型(GARCH) (Bollerslev, 1986) 將 Engle 之 ARCH 模型予以一般化，認為條件變異數不僅受到過去殘差項所影響，且會受到過去的條件變異數所影響，因而提出 GARCH 模型。就 GARCH 模型而言，當 $p=0$ 時， $GARCH(p,q)$ 會縮減為 $ARCH(q)$ 模型。當 $p=q=0$ 時，則 ε_t 即為白噪音 (white noise)。在 GARCH 模型中，估計條件變異數時另加入前 p 期之條件變異數，主要是為達到模型精簡之目的，因高階的 ARCH 模型可由低階的 GARCH 模型來描述。

GARCH(1,1) 模型可以表示如下：

$$Y_t = X_t B_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

參數的限制條件為 $\omega > 0$ ， $\alpha_1 \geq 0$ ， $\beta_1 \geq 0$ ， $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ 。

(二)實證步驟

第一階段：未預期的油價變化對於產出的影響是否存在不對稱效果係本研究所探討之主題之一，故首先將導出未預期的油價變化之實證步驟敘述如下：

步驟一：求算出油價變數初步統計量以瞭解油價變數之基本特性，進而設定並估計油價變數之預測模型。

步驟二：將步驟一所產生之油價變數進行變異數異質性之檢定，利用 (Engle, 1982) 所提出之 LM (Lagrange multiplier) 檢定來檢驗是否資料具有 ARCH 效果。

步驟三：經以上步驟得知油價變數存在異質變異數之性質，故本文以 GARCH(p,q) 模型來估計油價變數之衝擊，其方法如下：

$$\Delta DOP_t = a_0 + \sum_{i=1}^r a_i \Delta DOP_{t-i} + \sum_{i=1}^s b_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中 $E(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) = 0$ 、 $E(\varepsilon_t^2 | \Omega_{t-1}) = h_t$ 、

$$h_t = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

$$\Delta DOP_t = DOP_t - DOP_{t-1} ,$$

為油價變化變數， X_t 為解釋 ΔDOP_t 變化之總體變數向量。因而未預期的油價變化情形可經由下是之定義而獲得

$$e_t = \Delta DOP_t - \hat{\Delta DOP}_t \quad (2)$$

式中 ΔDOP_t 為真實觀察到之DOP的變化,而 $\hat{\Delta DOP}_t$ 為經由(1)式之配置所求出之預期的 ΔDOP_t 。在價格穩定的環境下,未預期之實質油價變動衝擊的影響會大於在價格不規律環境下之未預期實質油價變動衝擊。所以當適度考慮了油價變動之條件變異性時,並不會使油價衝擊失去解釋能力,故再以下式定義表示:

$$UP = e_t / \sqrt{h_t} \quad (3)$$

e_t = 未預期油價變動衝擊

h_t = 油價變動之條件變異數

當油價變動遵循著一般化自我迴歸條件異質變異數(GARCH)進行時, e_t 並未反應隨著時間而變化的條件變異性,故定義以UP代替。兩者最大的不同是UP經過了一道標準化(normalize)程序,在經過 h_t 標準化後,除了能反應誤差變異性的大小外,和產出之間更表現出有系統性的因果關係,因為當條件變異性大時,未預期實質油價變動衝擊會被視為是短暫現象而使其對實質經濟活動的影響會減弱。完成未預期油價變數,再將未預期的油價變數代入產出方程式,以檢驗未預期油價變化衝擊對產出之影響。產出方程式之設定如下:

$$DY_t = \gamma_1 + \sum_{i=0}^4 \gamma_{2i} DY_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_{3i} DR_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \gamma_{4i} UP_{t-i} + v_t \quad (4)$$

第二階段:在完成第一階段未預期油價變化對產出的影響效果後,本文修正(Cover,1992)之模型,並加入未預期油價變化因素,即建立在前述

之理論下,本階段將第一階段所獲致之未預期的油價衝擊導入貨幣成長與產出方程式,用以檢驗是否仍存在未預期性貨幣供給衝擊對實質產出具不對稱效果。由於本研究模型涉及貨幣成長與產出兩方程式,且在產出方程式中之變數包含有正的與負的貨幣供給衝擊,此正的與負的貨幣供給衝擊係由貨幣成長方程式所估計出殘差項經分解而得。為求更有效率的估計,本研究之計量技術將採用非線型聯合估計(nonlinear joint estimation)貨幣成長與產出方程式體系,而貨幣成長方程式與產出方程式之設定分別如下:

貨幣成長方程式:

$$DM_t = \alpha_1 + \sum_{i=4}^4 \alpha_{2i} DM_{t-i} + \sum_{i=4}^4 \alpha_{3i} DMR_{t-i} + \sum_{i=4}^4 \alpha_{4i} DR_{t-i} + \sum_{i=4}^4 \alpha_{5i} DY_{t-i} + \sum_{i=4}^4 \alpha_{6i} UP_{t-i} + SHOCK_t \quad (5)$$

在求得貨幣方程最適預測模型後,接著以上式的殘差項 $SHOCK_t$ 為央行貨幣政策衝擊,以此表示未預期的貨幣政策變動,而寬鬆性貨幣政策衝擊(POS)與緊縮性貨幣政策衝擊(NEG)為:

$$POS = \text{Max}\{SHOCK_t, 0\}.$$

$$NEG = \text{Min}\{SHOCK_t, 0\}.$$

將之代入產出方程式,再以非線性聯合估計法進行估計。

表一 油價變動率GARCH(1, 1)模型估計結果(1961:3-1998:1)

變數	係數	P值
Constant	-0.0005	0.8096
DOP_{t-1}	-0.0987	0.2591
DOP_{t-2}	-0.1885	0.0137
DOP_{t-3}	-0.0343	0.6553
DOP_{t-4}	0.6419	0.0000
ω	0.0002	0.0000
α	0.3664	0.0066
β	0.5713	0.0000
概似函數值	419.8013	

產出方程式：

$$DY_t = \beta_1 + \sum_{i=1}^4 \beta_{2i} DY_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{3i} DR_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{4i} UP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{5i} POS_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_{6i} NEG_{t-i} + \mu_t \quad (6)$$

肆、實證結果

本研究在實證上由於非預期性油價變數貫穿貨幣與產出方程式體系，而非預期性油價變數無法由實際資料獲得，故首先須確定非預期性油價變數，在Pierce and Box檢定及LM(Lagrange Multiplier)檢定之統計值皆支持ARCH效果，且相關總體經濟變數對油價變數皆不具顯著影響下，表一呈現GARCH(1,1)模型之估計結果，結果顯示，油價變動率之二階與四階自我迴歸項係數具1%顯著水準，驗證油價變動率具自我迴歸之現象。變動率的GARCH效果方面， ε_{2t-1} 與 $ht-1$ 的係數(α 和 β)具1%顯著水準，驗證了油價變動率變異數具異質性，其GARCH

表二 產出方程式估計結果(1961:3-1998:1)

變數	係數	P值
CONSTANT	0.0210	0.0000
DYt-1	-0.2376	0.0001
DYt-2	-0.1829	0.0019
DYt-3	-0.1886	0.0005
DYt-4	0.6394	0.0000
DRt-1	0.0021	0.4818
DRt-2	-0.0063	0.0536
DRt-3	-0.0017	0.5937
DRt-4	-0.0085	0.0055
UPt-1	0.0001	0.9980
UPt-2	-0.0044	0.0071
UPt-3	-0.0013	0.4384
UPt-4	-0.0006	0.7012
$DY_{t-i}, i=0$ to 4		0.0000
SUM(DY)=0	0.0302	0.8744
$DR_{t-i}, i=0$ to 4		0.0031
SUM(DR)=0	-0.0144	0.0015
$UP_{t-i}, i=0$ to 4		0.0510
SUM(UP)=0	-0.0063	0.0193
$\overline{R^2}$	0.8053	

註：1、此表為式(4)估計所得之結果。

2、DYt-i, i = 0 to 4為F檢定，

$$H_0 : r_{21} = r_{22} = r_{23} = r_{24} = 0。$$

$$\text{SUM(DY)} = 0 \text{ 為聯合t檢定，}$$

$$H_0 : r_{21} + r_{22} + r_{23} + r_{24} = 0。$$

本例以下檢定如本例類推。

效果的存在也更加地確定，此外常數項係數(ω)、 ε_{2t-1} 與 $ht-1$ 的係數(α 和 β)皆大於零，不違反模型本身之假設； α 和 β 之和為0.9377小於1，顯示模型符合GARCH模型之的廣義平穩條件。

完成油價變數變數GARCH模型的配置後，可依前一節所描述的方式分解出非預期性的油價變化衝擊，再將未預期的油價變數代入產出方程式，以檢驗未預期油價變化衝

擊對產出之影響。在產出方程式除了包括非預期性的油價變化衝擊外，尚加入產出本身的落後項及利率的落後項作為解釋變數。由於本研究之資料為季資料型態，故將解釋變數均採取落後4期。表二顯示產出方程式所估計之結果，首先觀察非預期性的油價變化衝擊，發現除落後1期符號為正且不具顯著水準，其餘全如預期均為負且落後2期具1%顯著水準，若觀察總和t檢定亦顯示符號為負且具1%顯著水準，F檢定亦顯示5%顯著水準。顯示非預期性的油價變化對產出將產生負面影響。

完成第一階段非預期性的油價變化衝擊對產出的影響效果，本文將繼續觀察貨幣供給變化對產出是否存在不對稱效果。由於理論上與實證上支持油價變化會影響產出，故本階段將非預期性的油價變化衝擊分別代入貨幣成長方程式與產出方程式。貨幣成長方程式依理論上的設定，除了包括貨幣本身的落後項外，尚包括非預期性的油價變化衝擊、貨幣基數、利率及實質產出的落後項作為解釋變數。產出方程式則包括產出本身的落後項外，尚包括非預期性的油價變化衝擊、利率及正的與負的貨幣供給衝擊的落後項作為解釋變數。貨幣成長方程式與產出方程式利用非線性聯合估計法估計，表三與表四分別為貨幣成長方程式與產出方程式之估計結果。

值得注意的是由表三顯示非預期性的油價變化衝擊在個別t檢定或UPt-i, $i=0$ to 4 檢定和SUM(UP)=0檢定均不具顯著水準，顯示非預期性的油價變化衝擊不影響貨幣供給的變化。再觀察表四產出方程式估

表三 貨幣成長方程式估計結果 (1961:3-1998:1)

變數	係數	P值
CONSTANT	0.0114	0.0319
DMt-1	0.5783	0.0000
DMt-2	0.1160	0.2757
DMt-3	-0.1561	0.1373
DMt-4	0.1706	0.0787
DMRt-1	-0.0485	0.0919
DMRt-2	-0.0237	0.4168
DMRt-3	0.0365	0.2154
DMRt-4	0.0341	0.2357
DRt-1	-0.0090	0.0006
DRt-2	0.0106	0.0001
DRt-3	-0.0053	0.0706
DRt-4	0.0033	0.2274
DYt-1	0.0976	0.0754
DYt-2	0.0182	0.7462
DYt-3	-0.0191	0.7087
DYt-4	0.0016	0.9740
UPt-1	-0.0019	0.1584
UPt-2	0.0007	0.6020
UPt-3	-0.0005	0.7196
UPt-4	0.0013	0.3394
$DM_{t-i}, i=0$ to 4		0.0000
SUM(DM)=0		0.0000
$DMR_{t-i}, i=0$ to 4		0.0539
SUM(DMR)=0		0.9819
$DR_{t-i}, i=0$ to 4		0.0004
SUM(DR)=0		0.9251
$DY_{t-i}, i=0$ to 4		0.2069
SUM(DY)=0		0.5679
$UP_{t-i}, i=0$ to 4		0.5343
SUM(UP)=0		0.8689

註：1、此表為式(5)估計所得之結果。

2、DMt-i, $i=0$ to 4 與SUM(DM)=0 之 H_0 與表二之定義相同，唯一差異為本表之方程式為非線性方程式，而由 χ^2 統計得出。本例以下檢定如本例類推。

表四 產出方程式估計結果(1961:3-1998:1)

變數	係數	P值
CONSTANT	0.0151	0.0041
DYt-1	-0.2569	0.0000
DYt-2	-0.1731	0.0022
DYt-3	-0.1532	0.0034
DYt-4	0.6454	0.0000
DRt-1	0.0024	0.3918
DRt-2	-0.0032	0.2919
DRt-3	-0.0030	0.3264
DRt-4	-0.0086	0.0020
UPt-1	-0.0012	0.4639
UPt-2	-0.0043	0.0044
UPt-3	-0.0020	0.1787
UPt-4	-0.0009	0.5382
POST-1	-0.1398	0.4609
POST-2	0.1277	0.4975
POST-3	0.4390	0.0206
POST-4	0.3563	0.0563
NEGt-1	0.0647	0.7093
NEGt-2	-0.1481	0.4037
NEGt-3	0.0694	0.6987
NEGt-4	-0.2892	0.1287
DYt-i, i=0 to 4		0.0000
SUM(DY)=0		0.7349
DRt-i, i=0 to 4		0.0014
SUM(DR)=0		0.0159
UPt-i, i=0 to 4		0.0058
SUM(UP)=0		0.0008
POST-i, i=0 to 4		0.0266
SUM(POS)=0		0.0252
NEGt-i, i=0 to 4		0.4511
SUM(NEG)=0		0.4033

註：1、此表為式(6)估計所得之結果。

2、DYt-i, i=0 to 4 與SUM(DY)=0之 H_0 與表二之定義相同，唯一差異為本表之方程式為非線性方程式，而由 χ^2 統計得出。
本例以下檢定如本例類推。

計結果5%顯著水準而發現，非預期性的油價變化衝擊發現符號均如預期為負且落後2期具1%顯著水準，若觀察SUM(UP)=0檢定和表UPt-i, i=0 to 4檢定亦均具1%顯著水

準。此與第一階段得到的結果相同，顯示非預期性的油價變化對產出將產生負面影響。再觀察正的與負的貨幣供給衝擊發現，落後3期與落後4期正的貨幣供給衝擊符號均如預期為正，且分別具5%與10%顯著水準，而負的貨幣供給衝擊均不具顯著水準。而檢定POST-i, i=0 to 4和NEGt-i, i=0 to 4則顯示前者具5%顯著水準而後者不具顯著水準，同樣的檢定SUM(POS)=0和SUM(NEG)=0則顯示前者具後者不具顯著水準。故可知，台灣貨幣供給對產出存在有不對稱性效果，且非預期性正的貨幣供給衝擊對產出具顯著的效果，而非預期性負的貨幣供給衝擊對產出則不具顯著的效果。

伍、結論

古典學派與凱因斯學派對總體經濟現象有著迥異的論點，即兩者對價格調整機能看法有所不同。前者認為價格機能可以充分立即調整，市場永遠處於結清(均衡)狀態，所以貨幣供給不穩定是造成物價上漲與產出波動的主因。而凱因斯學派卻認為價格具有僵固性，市場常處於失衡狀態，因此物價波動是造成貨幣供給不穩定的禍首。此外，新興古典學派則加入理性預期分析，認為政府採取系統或可預料到的貨幣政策，只會影響物價水準波動，並無實質經濟效果，亦即具有貨幣中立性而實質產出仍等於潛在(充分就業)產出，只有政府採行出奇不意(預料不到)的貨幣政策，才會影響實質產出的變化，造成景氣循環的現象。據此，重貨幣學派主張維持固定的貨幣供給成長率。但是以

上的論點都建立在理性預期假說，及價格與工資有完全伸縮性(彈性)之下，可是一旦當價格具有僵固性時，即使「預期」是合乎「理性的」，貨幣供給的變化對實質產出仍可能會有影響，因此貨幣政策對經濟活動是否具有實質效果及其重要性乃引起爭議。但自從實質景氣循環理論(real business cycle theory)被提出後，在不完全訊息假設之下，本文採用「實質(供給)面」衝擊來取代「貨幣(需求)面」的衝擊，強調在時間過程中，因經濟衝擊(諸如石油危機、戰爭，生產技術與科技的創新、罷工或怠工等)的散播與傳遞，所造成之經濟波動。

本文因此修正了Cover(1992)模型，考慮了當社會存在外部性衝擊(石油危機)時，貨幣當局之非預期寬鬆性貨幣政策與非預期緊縮性貨幣政策對產出之影響，探討貨幣政策對產出是否具有不對稱性效果，並提供貨幣當局適當之貨幣決策。

由於國內外貨幣政策不對稱效果之實證研究結論差異頗大，為了驗證此一理論在台灣的適切性，本文將非預期性的油價變化衝擊由GARCH模型導出，驗證非預期性的油價變化衝擊對產出之不對稱效果，發現非預期性的油價變化衝擊對產出具顯著負的關係。即在油價波動幅度較大的期間，因為當期油價無法提供未來油價的訊息，且由於不確定因素的存在，“預期”使得私經濟部門在成本的考量之下而對資源重分配，進而降低了實質產出。再就貨幣政策對產出之不對稱性效果檢驗而言，本文發現，非預期寬鬆性貨幣政策衝擊較非預期緊縮性貨幣政策衝擊對產出有較明顯的影響效果。此意味著當經濟景氣趨緩時，政府若採行未被大眾所“預期”到的適度寬鬆貨幣政策，則可有

效的刺激經濟景氣。

參考文獻

一、中文部分

- 1.趙志偉(1996,6), 貨幣政策對產出物價的非對稱性效果, 國立治政大學銀行系碩士班碩士論文。

二、英文部分

- 1.Barro, R. J. (1977). Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States. American Economic Review, 67, 101-15.
- 2.Barro, R. J. (1978). Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States. Journal of Political Economy, 86, 549-80.
- 3.Barro, R. J. and Rush, M. (1980). Unanticipated Money and Economic Activity. Rational Expectations and Economic Policy, Stanley Fisher, ed. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- 4.Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. Journal of Econometrics, 31, 301-327.
- 5.Burbidge, J. and A. Harrison. (1984). Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions. International Economic Review, 25(2), 459-484.
- 6.Chu, J. and Ratti, R. A. (1997). Effects of

- Unanticipated Monetary Policy on Aggregate Japanese Output: the Role of Positive and Negative Shocks. Canadian Journal of Economics, 724-739.
7. Cover, J. P. (1992). Asymmetric Effects of Positive and Negative Money Supply Shocks. Quarterly Journal of Econometrics, CVII, 1261-1282.
8. DeLong, J. B. and Summers, L. H. (1988). How Does Macroeconomic Policy Affect Output?. Brookings Papers on Economic Activity, 2, 433-80.
9. Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimate of the Variance of the United Kingdom Inflation. Econometric, 50, 987-1007.
10. Hamilton, J. D., (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. Journal of Political Economy, 91, 228-248.
11. Karras, G. (1996a). Why Are the Effects of Money-Supply Shocks Asymmetric? Convex Aggregate Supply or Pushing on a String. Journal of Macroeconomics, 18(4), 605-619.
12. Karras, G. (1996b). Are the Output Effects of Monetary Policy Asymmetric? Evidence from a Sample of European Countries. Oxford Bulletin Economics and Statistics, 58, 267-78.
13. Lee, K., S. Ni, and R. A. Ratti, (1994). Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability. Working Paper, 94(10), University of Missouri-Columbia.
14. Morgan, D. P. (1993). Asymmetric Effects of Monetary Policy. Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, 78(20-33), 21-33.
15. Mork, K. A., (1989). Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's. Journal of Political Economy, 97(3), 740-744.
16. Rhee, W. and Rich, R. W. (1995). Inflation and the Asymmetric Effects of Money on Output Fluctuations. Journal of Macroeconomics, 17, 683-702.
17. Shen, C. H. (1996). Are the Effect of Monetary Policy Asymmetric? The Case of Taiwan. Unpublished Paper, NSC.

1999年10月29日收稿

1999年12月07日初審

2000年03月01日複審

2000年04月09日接受