

# 我國央行對油價衝擊反應之探討\*

賴惠子\*\*、徐維健\*\*\*、張萊華\*\*\*\*

## 摘要

本文旨在探討小型開放經濟體系受到油價衝擊時，央行採取的貨幣因應政策對經濟景氣衰退產生的干擾效果。首先，參考 Gandolfo (1986) 與 Cushman and Zha (1997) 有關小型開放經濟模型的設定，建立結構化向量自迴模型 (structural vector autoregressive model)，同時亦設定一條代表央行回應油價衝擊的內生性貨幣政策反應函數，以排除央行受到油價衝擊的系統性反應部分，用以實證分析台灣 1982：01 至 2008：12 期間發生油價衝擊時，央行貨幣政策變數在排除與未排除對油價衝擊系統性反應下的差異，以及油價衝擊對於實質產出的影響。貨幣政策變數排除油價衝擊的干擾後，由衝擊反應函數的實證結果發現，貨幣政策變數外生性提高，代表央行的確有回應油價衝擊；而產出受到油價衝擊的影響變的較緩和，但差異並不明顯，代表油價衝擊帶來經濟的衰退，貨幣政策回應干擾並沒有加劇效果，亦即央行回應措施並非強化油價衝擊經濟的重要角色。

關鍵詞：油價衝擊、系統性貨幣政策反應、結構化向量自迴模型

JEL 分類代號：Q43、E52

---

\* 作者感謝匿名審查委員提供寶貴意見，使本文更臻完善。若文中仍有疏漏之處，當由作者負責。

\*\* 國立台北大學經濟學系助理教授，本文聯繫作者。電話：(02)86741111#67173，Email：[huizi@mail.ntpu.edu.tw](mailto:huizi@mail.ntpu.edu.tw)。

\*\*\* 台灣人壽專案襄理。

\*\*\*\* 私立景文科技大學國貿系副教授。

# 我國央行對油價衝擊反應之探討

賴惠子、徐維健、張萊華

## 壹、前言

近半世紀以來能源價格幾經劇烈波動，能源危機衝擊全球總體經濟表現。Hamilton (1983) 經由因果關係檢定指出，二次大戰後美國的 GDP 波動與油價變化有非常大的相關性；Hamilton (2009) 更進一步指出，不論是供給面抑或需求面所引發能源價格的上升，對美國經濟之衰退皆深具影響力。

Bernanke et al. (1997) 則認為能源價格上揚造成景氣衰退的直接效果並不大，反而是貨幣當局為避免通膨壓力而採行貨幣政策的系統性回應 (systematic response) 措施，使得景氣產生更大的衰退；Hamilton and Herrera (2004) 與 Bernanke et al. (2004) 對究竟是油價衝擊本身、抑或是貨幣當局為平穩物價所採行的因應措施而造成經濟體系更大的衝擊亦持不同看法。

論及貨幣政策與經濟活動的關係，國內外不少文獻利用 VAR 模型探討外生性 (exogenous) 貨幣政策對產出的影響效果，實證結果顯示，未預期到的貨幣政策變動之實質效果有限 (Leeper et al., 1996；Sims and Zha, 2006；賴惠子，2002；王泓仁，2005)。Sims and Zha (2006) 更進一步指出以利率或貨幣成長所代表的政策變數，其變動反映的是貨幣政策對經濟情勢變化的系統性回應，即所觀察到高利率、緊接著低產出現象，並非中央銀行 (簡稱央行) 採行緊縮性貨幣政策，而是面對通膨壓力下央行為穩定物價的回應措施所致。

Kilian and Lewis (2011) 指出，油價上升帶來生產成本提升的負面供給衝擊，但亦有可能因家戶購買力下降而增加預防性儲蓄，致使需求減少，不必然造成通膨壓力。他們

並不認同 Bernanke et al. (1997) 的觀點，即極端地認為油價衝擊必然代表負面供給衝擊，並將帶來衰退與通貨膨脹，其中貨幣政策的系統性回應，扮演強化經濟衰退效果的角色。Kilian and Lewis (2011) 改進模型設定，並增加資料與額外的計量工具，實證結果並不支持 Bernanke et al. (1997) 的觀點，亦即他們認為系統性貨幣政策反應並非強化油價衝擊經濟的重要角色。

台灣因天然資源蘊藏缺乏，超過 99% 的能源仰賴進口，過去更將油品視為戰略物資，所以不論是供給面抑或需求面因素所帶來能源價格的上升，都屬於外在的經濟衝擊，對台灣總體經濟的影響不容忽視。國內油品由管制漸次走向開放、市場化，中油油品價格目前與國際油價連動，政府雖採取低價政策<sup>1</sup>，但近年來，國際油價波動愈趨激烈下，造成國內通膨的隱憂。「物價穩定」為我國央行的主要經營目標之一，若遭受油價衝擊，央行是否會採行貨幣政策加以因應呢？而油價衝擊帶來國內的經濟衰退，是否如 Bernanke et al. (1997) 所言，是央行為避免引發通貨膨脹而採行因應措施所導致；抑或是如 Kilian and Lewis (2011) 所言，央行的回應措施並非強化油價衝擊的重要角色？本文將嘗試利用 VAR 模型進行分析。

---

<sup>1</sup> 台灣過去將油品視為戰略物資，其經營與訂價均由政府管制與督導。2000 年 9 月以前，由中油公司訂定油價公式，賦予中油公司在單月油價漲跌幅 3% 之內，有自動調整之權，但若 3 個月內漲跌幅超過 6%、半年內超過 10%，則須向上呈報經濟部或行政院核定；自 2000 年 9 月，台塑進入油品市場後，政府取消油價公式，由兩家公司依進口原油成本自行調整價格，然而政府基於民生及國內經濟之考量，仍積極介入油價調整；2006 年 9 月試辦浮動油價制度，2007 年 1 月起正式實施，中油油品依據西德州原油價格波動之 80% 連動；2007 年 8 月 14 日宣布新浮動油價機制，2007 年 9 月正式實施，改以杜拜原油價格及布蘭特原油價格 70% 及 30% 之權重計算，做為連動之依據。（詳見許松根等，2007；林茂文，2008。）

而有關 VAR 模型的選擇方面，Cushman and Zha (1997) 指出傳統 VAR 模型適用於大型封閉經濟的探討，並不適用於深受國外因素干擾的小型開放經濟，認為以經濟理論為參數認定限制 (identification restrictions) 所建立的結構化 VAR 模型，更適用於小型開放經濟，並有助於消除物價迷惑 (price puzzle) 的現象。台灣為小型開放經濟，相較於其他工業大國，台灣高度仰賴進出口貿易，國外總體經濟變數對國內經濟的影響不容忽視。因此，在實證模型的設計上，亦採用結構化 VAR 模型進行實證分析，但在結構認定方面，同時參考 Gandolfo (1986) 提出的小型開放經濟模型與 Cushman and Zha (1997) 提出的小型開放經濟與大型開放經濟的設定，將國外總體經濟變數加入，認定為外生的干擾；並參照國內探討通貨膨脹的相關文獻歸納影響通貨膨脹的可能因素，用以設定一條央行內生性貨幣政策反應函數，代表央行對油價衝擊的回應模式。不同於一般的回饋法則（如 Taylor rule）或貨幣政策反應函數的分析，本文透過結構化 VAR 模型將貨幣政策受到油價衝擊的干擾部分加以排除後，可分別觀察台灣央行貨幣政策變數在排除與未排除干擾下的反應差異，以及油價衝擊對於實質產出的影響。

貨幣政策變數排除油價衝擊的干擾後，由衝擊反應函數的實證結果發現，貨幣政策變數外生性提高，代表央行的確有回應油價衝擊；而產出受到油價衝擊的影響變的較緩和，但差異並不明顯，代表油價衝擊帶來經濟的衰退，貨幣政策回應干擾並沒有加劇效果，亦即央行回應措施並非強化油價衝擊經濟的重要角色。

本文除前言外，第二節回顧幾次能源危機並檢視與台灣經濟景氣可能的關係；此外，亦陳述央行為達成貨幣政策目標可能採行的外生貨幣政策措施與對外在衝擊的回應；第三節建立實證研究模型與資料分析；第四節為實證結果探討；最後則為本文結論。

## 貳、油價波動、貨幣政策與總體經濟

依 Hamilton (2009) 對油價衝擊的描述，除 2007-2008 年主要受中國、印度等國家經

濟崛起需求大增而產油國生產停滯所影響外，多起因於產油國家種族糾紛、戰爭等政治不穩定因素減產所致。而石油是提供產業所需之燃料、原料及動力來源，亦是現代化社會重要民生物資，因此，原油價格波動影響世界經濟體系之穩定。依賴原油進口的國家，面臨原油價格之急劇上漲，國內經濟勢必遭受衝擊，該國政府亦研擬對策以爲因應。

爲瞭解油價衝擊、貨幣政策與總體經濟可能的關聯，本節首先回顧幾次能源危機及其背後成因，再對照台灣經濟成長率的資料，以了解油價變動與台灣經濟景氣的可能關係；其次，回顧有關探討貨幣政策與經濟活動的文獻，說明系統性貨幣政策所受到的關注；最後，以圖示說明油價衝擊、貨幣政策與經濟活動之關係。

## 一、石油危機與總體經濟

從 1960 年代開始到 1970 年代，全世界約三分之二的石油需求量來自於中東地區，使得中東政局開始主導著國際政經情勢的變化。1973 年 10 月爆發的第四次以阿戰爭，OPEC 的十個會員國爲打擊以色列與其支持者，宣佈實施石油禁運，並逐月減產以及對石油進口國採不等量供應措施；此舉使國際油價由每桶 2.41 美元上漲到每桶 10.95 美元，爲第一次石油危機。

1978 年底，世界第二大石油出口國伊朗政局發生劇變，巴勒維國王政府被推翻。伊朗石油輸出量由 1978 年 11 月每天 500 萬桶降到 100 萬桶以下，到 12 月伊朗則完全停止石油出口；1980 年 9 月又爆發兩伊戰爭，使得油價由每桶 13 美元上漲到每桶 34 美元，引發第二次石油危機。

1990 年 8 月 2 日發生波斯灣戰爭，10 萬伊拉克大軍入侵科威特，隨後美國出兵伊拉克，並且對伊拉克實施石油禁運；伊拉克報復性的焚燒油田，世界石油市場因科威特石油以及伊拉克石油無法輸出，每日減少 400 萬桶的產量，造成國際原油價格上漲 15.22%。中東衝突逐漸影響到以美國爲首的西方國家，恐怖攻擊伴隨原油戰爭而開始衝擊全世界。

1999 年 3 月 OPEC 會員國在海牙召開會議達成減產協議後，至 1999 年 6 月底時減

產目標達成率高達 9 成以上，此外，非 OPEC 原油生產國也加入減產行列；同時受到亞洲經濟復甦，用油需求增高，美國庫存原油也持續下降；緊接著 2000 年 9 月以色列與巴勒斯坦發生暴力衝突，波斯灣緊張情勢升高，造成油價大幅上漲，原油期貨價格也曾一度上漲達 18.85%，也再次對全球經濟造成影響。中東戰爭引發的種族衝突，使得美國本土在 2001 年 9 月 11 日首度遭到強大的報復行動，即九一一恐怖攻擊事件。此舉使得美國進軍伊拉克等蓋達組織相關國家，倫敦國際石油交易所 10 月北海布蘭特原油期貨價格因而每桶大漲 3.6 美元，國際情勢再度緊張，戰爭也一直延續至今，依然是美國棘手的國際問題。

自 2004 年以來，以中國及印度為首的亞洲新興國家強大的經濟成長帶動下，使得能源需求大幅上升，再加上歐美各國庫存減少，造成油價大幅度上揚。此外，近幾年的對沖基金以及利差交易盛行，油元也成了新的炒作目標，更加深油價上漲的力道。直至金融海嘯造成全球經濟大幅衰退，減緩能源需求，油價才又見回穩。

圖 1 為國際原油價格變動趨勢圖，圖中並標示出幾次石油危機帶來原油價格上升期間。為了解油價衝擊與台灣經濟景氣波動是否有關，在圖 2 台灣經濟成長率趨勢圖中亦標示石油危機的時間點。觀察圖 2 發現在第一次石油危機爆發之後，經濟成長率由 1973 年的 12.8% 下跌到 1.0% 左右的水準，而第二次石油危機之後，也跟著下降了近 4.0% 的水準，之後，台灣經濟逐漸穩定下來；但 1990 年波灣戰爭爆發後又開始減緩，由 7.5% 下跌到 2000 年 5.7% 左右；2001 年的 911 事件爆發之後，首度呈現 -2.1% 的負成長率，之後雖然有好轉，但近年的次貸事件與油價飆漲卻造成了新一波的金融風暴，使得台灣再度陷入景氣衰退的困境。不論是戰爭影響油品供給，或是新興國家能源需求上升，抑或是人為的炒作帶來油價波動，似乎都對台灣經濟造成一定程度的衝擊<sup>2</sup>。

---

<sup>2</sup> 本文想要探討的是油價衝擊對經濟波動的影響，並未考慮其他經濟變數的可能衝擊，而圖 2 經濟成長率走勢除可能受油價衝擊外，並未排除其他可能衝擊所致。

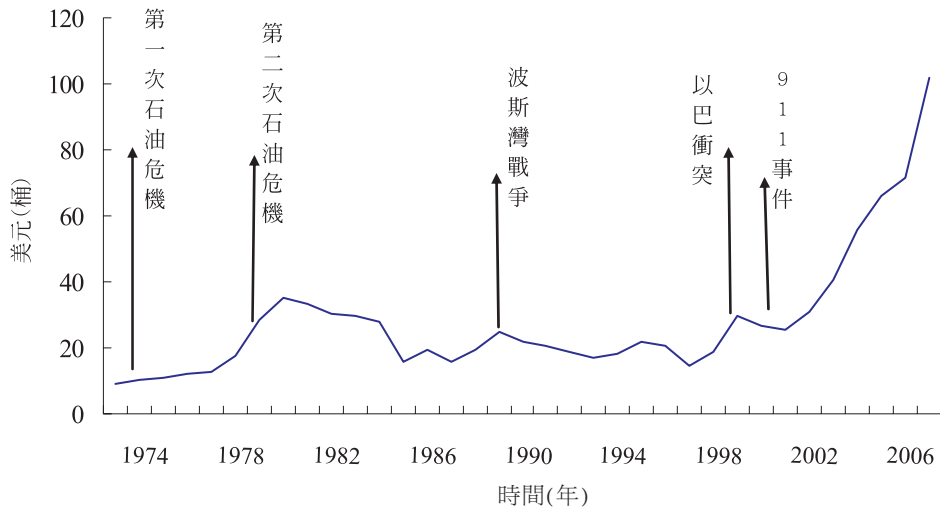


圖1 國際原油價格趨勢圖 (1974年-2008年)

資料來源：本研究整理。

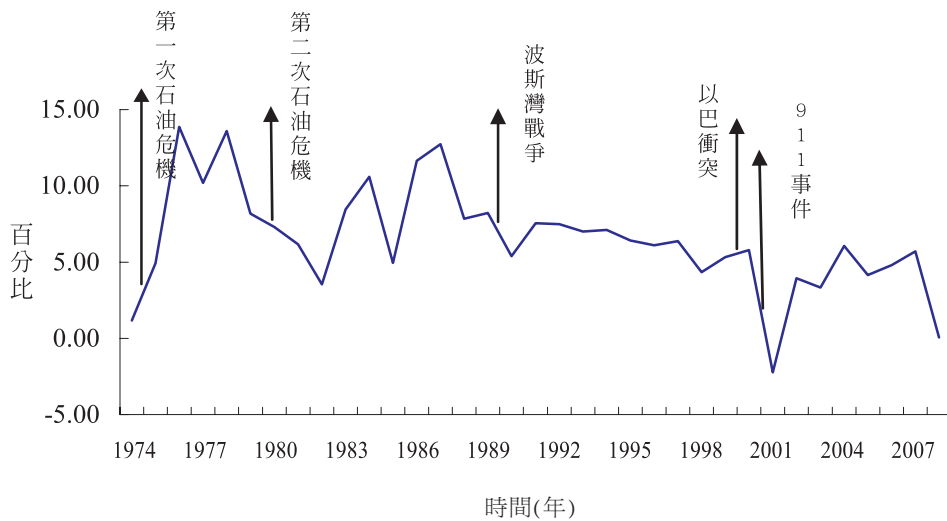


圖2 台灣經濟成長率趨勢圖 (1974年-2008年)

資料來源：本研究整理。

## 二、貨幣政策與總體經濟

國內外不少文獻利用 VAR 模型進行實證研究，探討貨幣政策與經濟活動之關係，一般作法，先選取適當的貨幣政策代理變數，之後認定外生性貨幣政策，再探討外生性（未預期到的）貨幣政策對實質經濟活動的影響效果。然而，Sims and Zha (2006) 指出，未預期到的貨幣政策實質效果有限，以利率或貨幣成長所代表的政策變數，其變動反映的是貨幣政策對經濟情勢變化的系統性回應。沈中華及與陳華倫 (1996) 使用敘述法 (narrative approach) 建立貨幣政策指標，估計央行的貨幣政策反應函數，結果發現我國央行貨幣政策取向，明顯受到物價、經濟成長、充分就業三項總體經濟變數的影響。沈中華與徐千婷 (2000) 以權衡性貨幣政策法則探討央行的貨幣政策反應模式，並分析央行的政策目標，結果發現物價及匯率為影響央行政策採行的兩項重要指標。

我國中央銀行法第二條明訂央行的經營目標：（一）促進金融穩定；（二）健全銀行業務；（三）維護對內及對外幣值的穩定；（四）於上列範圍內，協助經濟之發展。央行採行貨幣政策以追求上述目標之達成。此外，由我國央行歷年來公布的新聞稿內容獲知，央行為穩定經濟，隨時掌握國內外經濟、金融情勢發展的重要資訊，研判對未來經濟景氣與物價的可能衝擊，綜合判斷而形成因應的貨幣政策。因此，除外生貨幣政策外，內生回應外在衝擊的貨幣政策或許也扮演著影響經濟的重要角色。

## 三、油價波動、貨幣政策與總體經濟

未來新油田的開發不易（油產量已達高峰）<sup>3</sup>，但隨新興經濟體的原油需求大增，面對的能源問題將更加嚴峻，負起穩定經濟重責大任的央行未來將面臨更大的挑戰。

---

<sup>3</sup> 為「油價見頂論」(peak oil) 的看法。



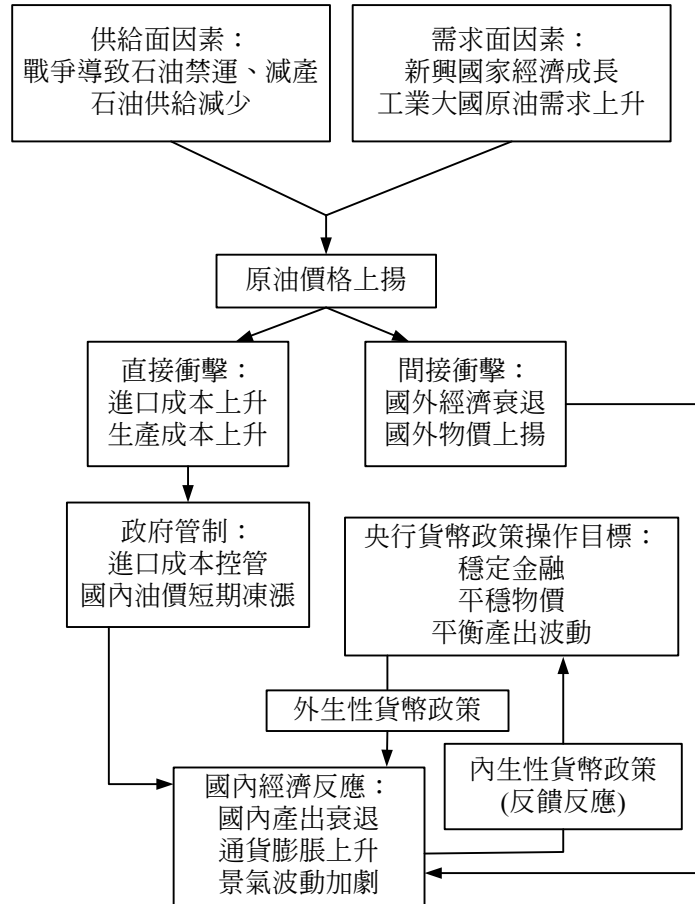


圖 3 原油價格衝擊、貨幣政策與經濟活動關係圖

資料來源：本研究整理。

我們將原油價格衝擊、貨幣政策與台灣總體經濟可能之關聯整理如圖 3：供給及需求面因素使得原油價格產生波動，直接使得國內的進口成本與生產成本上升；而原油價格上漲同時衝擊國外總體經濟，亦造成國外生產成本上揚、物價上漲、產出衰退。來自國外總體變數的衝擊，透過與我國經貿的關聯，影響我國進出口貿易，進而影響產出、物價。為防止油價波動衝擊國內物價與經濟穩定，政府部門可能採行油價凍漲、進口物價

管制；除外生性貨幣政策外，央行亦研判經濟情勢回應外在衝擊以防禦通貨膨脹之產生。所以，油價衝擊對總體經濟之影響，同時包含國內之直接衝擊、國外間接衝擊以及政府採行回應措施等共同影響的結果。

## 參、實證模型建立與資料分析

傳統 VAR 模型為研究總體經濟經常被採用的方法，如 Sims (1992) 即使用傳統 VAR 模型分析法國、日本、英國及美國等工業化國家的貨幣政策效果。Sims and Zha (1995) 採用結構化 VAR 模型研究美國貨幣政策，並在模型中加入一系列的物價資料提供通貨膨脹資訊，試圖解決物價迷惑現象。Kim and Roubini (2000) 延伸 Sims and Zha (1995) 的模型研究美國以外的六大工業國的貨幣政策效果，並且建構貨幣當局對經濟結構的反應函數，嘗試解決文獻中經常出現與理論不符的迷惑現象<sup>4</sup>。Cushman and Zha (1997) 指出傳統 VAR 模型適用於大型封閉經濟的探討，並不適用於深受國外因素干擾的小型開放經濟；認為以經濟理論為依據作為參數認定限制所建立的結構化 VAR 模型，更適用小型開放經濟的探討。

相較於其他工業大國，台灣為仰賴進出口貿易的小型開放經濟，無法免除國外總體經濟變數的影響，為探討原油價格衝擊對我國總體經濟及貨幣政策效果的影響，本文在模型設定上，特別參考 Gandolfo (1986) 與 Cushman and Zha (1997) 提出的小型開放經濟的設定，加入國外總體經濟變數於結構化 VAR 模型中，認定為外生的干擾；且本研究依據 Bernanke et al. (1997) 提出系統性貨幣政策的觀念，設定一條央行內生性貨幣政策反應函數，排除貨幣政策因應油價衝擊而採取的系統性回應後，分別觀察台灣央行貨幣政策變數在排除與未排除干擾下的反應差異，以及油價衝擊對於實質產出的影響。

---

<sup>4</sup> 如流動性迷惑 (the liquidity puzzle)、物價迷惑、匯率迷惑 (the exchange rate puzzle)、遠期貼水偏誤迷惑 (the forward discount bias puzzle) 等。

本節首先根據實證模型需要，選取相關的貨幣政策代理變數，實質經濟變數與國際經濟變數；其次，結合小型開放經濟的特性，設定變數間同期相關的限制，以建立代表台灣總體經濟的結構化 VAR 模型作為下一節實證分析的模型依據。

## 一、研究變數選取

貨幣政策的施行主要在追求最終經濟目標的達成，有關貨幣政策工具的選取，國外文獻有以貨幣數量 (M1、M2) (Gordon and Leeper, 1994)、非借入準備 (Christiano et al., 1996)、聯邦資金利率 (Bernanke and Blinder, 1992; Christiano et al., 1996) 與短期利率 (Kim and Roubini, 2000) 作為貨幣政策的代理變數；國內文獻部分，賴惠子 (2002) 則是將台灣金融隔夜拆款利率與中央銀行公開市場操作額分別作為貨幣政策的代理變數<sup>5</sup>，結果發現隔夜拆款利率的代表性較高；黃朝熙 (2007) 指出由於隔夜拆款利率對於國內產出的影響非常微小，因而採用重貼現率作為央行貨幣政策的代理變數。

美國聯準會透過公開市場操作，將聯邦資金利率維持在聯準會設定的目標；台灣央行宣布調整利率，則多半是與重貼現窗口有關的利率。央行調整重貼現率透過重貼現窗口影響銀行借入準備及短期利率，進而控制貨幣供給，因此，重貼現率直接表現出央行的政策動態，對於央行的政策反應代表性相當高；而隔夜拆款利率則是由金融業拆款市場供需以及央行操作所決定，央行較無完全控制的能力、受到市場干擾較大。由於本文欲探討排除市場干擾的貨幣政策，隔夜拆款利率在排除市場干擾的處理上較為不易，反觀央行對於重貼現率具有完全的控制能力，故本文選取重貼現率為貨幣政策的代理變數 (DR)<sup>6</sup>。本文除了探討原油價格對於總體經濟變數的衝擊外，另一觀察重點是瞭解油價衝擊造成的經濟衰退是否受到貨幣政策回應的加重影響。因此，對貨幣政策變數之處理，

---

<sup>5</sup> 各種貨幣政策工具選取優劣的說明，詳見賴惠子 (2002)。

<sup>6</sup> 本文亦曾利用隔夜拆款利率進行實證，惟其對於台灣實質產出的影響不大。

除採用的原始重貼現率資料 (*DR*) 外，另以排除干擾回應後之貨幣政策變數 (*RR*)<sup>7</sup>探討。

央行政策採行主要目標為物價與經濟之穩定，所以參酌國內總體經濟變數，以台灣工業生產指數作為台灣總體產出水準代理變數 (*TIP*)<sup>8</sup>；在物價指標方面，因為所關心者為消費支出成本的變動，因此選取台灣消費者物價指數變動年增率作為通貨膨脹率 (*TCPIR*) 的指標<sup>9</sup>，為央行貨幣政策物價穩定目標的代理變數；此外，小型開放經濟外匯市場是國際經濟與原油價格衝擊的重要傳遞管道，新台幣升貶值影響進出口與資金外移（陳美玲等人，2004），為央行重要的訊息變數，因此以美元兌新台幣匯率 (*ER*) 作為外匯市場的變數代表<sup>10</sup>。

國際原油價格是造成台灣經濟波動的重要原因 (Huang, 1989)，而 Kim and Roubini (2000) 將名目原油價格作為預期通貨膨脹率的代理變數，作為模型內生變數，藉以消除物價迷惑的現象<sup>11</sup>。為觀察原油價格衝擊對於台灣總體經濟的影響及消除物價迷惑現象，納入名目原油價格變數作為預測物價波動的領先變數。世界原油價格指標主要有三種，

---

<sup>7</sup> 其資料處理方式請見第肆章第三小節說明。

<sup>8</sup> 由於本文使用資料頻率為月資料，因此以台灣工業生產指數為代理變數。且美國工業生產指數與美國消費者物價指數、台灣石油與煤礦品躉售物價指數以及台灣進口物價指數的原始資料皆為季節調整後資料，所以為求資料一致性及避免季節因素影響，採用美國普查局的 X-12 ARIMA 程式進行台灣工業生產指數之季節性調整。該程式於 EViews 中即有現成的 procedure 可供運用。

<sup>9</sup> 黃朝熙 (2007) 指出台灣央行貨幣政策對於消費者物價指數 (CPI) 的影響不顯著，因為消費者物價指數受到短期波動要素影響過多，非央行關注的重點，故改以通貨膨脹率為代表。

<sup>10</sup> 在小型開放經濟的模型多考量加入匯率作為訊息變數，Cushman and Zha (1997) 與 Kim and Roubini (2000) 亦以名目匯率代表外匯市場變數。

<sup>11</sup> Sims (1992) 將商品物價指數 (commodity prices) 放入模型中，用以代表反映通膨壓力的訊息指標變數，試圖解決物價迷惑的問題；之後，文獻上亦有採用其他變數作為訊息指標變數的嘗試。

分別為西德州中級原油價格 (WTI)、北海布蘭特原油價格 (Brent) 及杜拜安曼原油價格 (Dubai)。由於 WTI 原油價格為最重要的世界原油價格指標，全世界的原油價格都盯著 WTI 原油價格而變動，台灣的購油來源杜拜安曼原油也不例外，因此，本文選取 WTI 原油價格（以美元計價）作為名目原油價格指標 (*OIL*)<sup>12</sup>。

原油價格上升將影響國內物價，形成通貨膨脹的隱憂，在國內通貨膨脹率的探討文獻中，劉淑敏 (2003) 發現躉售物價指數包含預測消費者物價指數的重要訊息，而躉售物價指數也可視為生產者的成本。台灣目前只有中油及台塑兩家公司供應一般民生用石油及工業用石化產品，所以國際原油波動對於台灣的影響，會先透過台灣能源供應者生產成本的變動，再間接影響到台灣總體經濟變數，而影響物價水準的變動。故設定台灣石油與煤礦品躉售物價指數作為能源生產供應者成本 (*TWPI*) 的代理變數，認定為名目原油價格衝擊的中介管道，也可作為預測物價波動的領先指標。

台灣為一小型開放經濟，世界經濟景氣及物價波動皆可透過經貿往來傳遞至台灣，而大國的貨幣政策行為亦為我國央行政策採行時的依據。在模型設計時參考 Cushman and Zha (1997) 所探討的加拿大與美國的雙邊關係，設定與選取有關國際經濟變數。美國 GDP 規模占全世界的 30% 而為世界最大經濟體，亦是台灣的主要經貿往來國家<sup>13</sup>。故選擇美國有關變數以代表國際經濟與政策的衝擊影響，以美國工業生產指數 (*FIP*) 作為美國產出的指標，美國消費者物價指數 (*FCPI*) 作為美國物價的代表，也可認定為影響台灣通貨膨脹率的領先指標；在貨幣政策部分，選取美國聯邦基金利率 (*FR*) 作為美國貨幣政策的代理變數。此外，選取台灣進口物價指數 (*MPI*，以新台幣計價)，代表國外物價

---

<sup>12</sup> 2007年1月起，中油油品價格依據 WTI 原油價格波動之 80% 連動；2007年9月起，改以杜拜原油價格及布蘭特原油價格 70% 及 30% 之權重計算，做為連動之依據。根據 WTI、杜拜及布蘭特原油價格在本文研究期間走勢大致相同，以及國內油品價格趨勢圖並沒有因為 2006~2007 年浮動油價選擇連動標的不同而有太大的差別。

<sup>13</sup> 近年來，兩岸貿易進行，台灣出口到大陸的總值已凌駕在美國之上，但為避免模型的複雜化，並未將大陸近年來對台灣的影響納入分析。

對於台灣物價干擾的代理變數<sup>14</sup>。

由於 1982 年之前台灣採行固定匯率制度，因此無法經由匯率變動觀察來自國際經濟的干擾，故以 1982 年 1 月至 2008 年 12 月止，共 324 筆的月資料作為實證研究的依據。其中除了美元兌新台幣匯率 ( $ER$ )、台灣重貼現率 ( $DR$ )，以及美國聯邦基金利率 ( $FR$ ) 外，其餘總體經濟變數包含原油價格皆取自然對數。變數資料來源為台灣經濟新報資料庫 (TEJ) 及 Datastream 資料庫<sup>15</sup>，詳細說明請見表 1，原始資料序列圖請見附圖 1、季節調整及取自然對數後之資料序列圖請見附圖 2。

## 二、實證模型設定

假設一個包含  $k$  個內生變數、 $P$  階落後期的結構化 VAR 模型如下：

$$AY_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i L^i Y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中， $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{kt})'$  為  $k \times 1$  向量時間序列， $A_i, i = 1, \dots, p$  為  $k \times k$  係數矩陣， $\varepsilon_t$  為  $k \times 1$  具白噪音性質的結構性隨機變數， $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = D = I$ ， $A$  係數矩陣描述各變數之間的同期影響效果。將 (1) 式乘以  $A^{-1}$  可得：

$$Y_t = A^{-1} A_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1} A_i L^i Y_t + A^{-1} \varepsilon_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i L^i Y_t + u_t \quad (2)$$

---

<sup>14</sup> 黃朝熙 (2007) 試圖找出最適的通貨膨脹率預測方法，他的研究指出我國進口物價指數對消費者物價指數有相當的影響，代表來自國外物價波動的衝擊。

<sup>15</sup> Datastream 為全球股票經濟資料庫，是目前常使用的資料庫。

表1 資料來源與變數說明

變數名稱	單位	原始變數 代號	資料處理後 模型變數代號	原始資料來源
西德州中級原油價格	美元	<i>OIL</i>	<i>LOIL</i>	Datastream
台灣石油與煤礦品躉售 物價指數	指數（基期：2006年）	<i>TWPI</i>	<i>LTWPI</i>	TEJ
台灣工業生產總指數	指數（基期：2006年）	<i>TIP</i>	<i>LTIP</i>	TEJ
台灣央行重貼現率	百分比	<i>DR</i>	<i>DR</i>	TEJ
台灣地區消費者物價總 指數年增率	百分比（物價指數基 期：2006年）	<i>TCPIR</i>	<i>TCPIR</i>	TEJ
台灣地區進口物價指數 （新台幣計價）	指數(基期：2006年)	<i>MPI</i>	<i>LMPI</i>	TEJ
美元兌新台幣匯率	新台幣/美元	<i>ER</i>	<i>ER</i>	TEJ
美國工業生產指數	指數（調整與本國資料 相同基期）	<i>FIP</i>	<i>LFIP</i>	Datastream
美國消費者物價指數	指數（調整與本國資料 相同基期）	<i>FCPI</i>	<i>LCPI</i>	Datastream
美國聯邦基金利率	百分比	<i>FR</i>	<i>FR</i>	Datastream

資料來源：本研究整理。

式中， $B_0 = A^{-1}A_0$ ， $B_i = A^{-1}A_i$ 。將 (2) 式作縮減式  $B(L)Y_t = B_0 + u_t$ ，式中

$B(L) = I_k - \sum_{i=1}^p B_i L^i$ 。此縮減式的殘差項共變異數矩陣為：

$$E[u_t u_t'] = A^{-1} E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] A^{-1'} = A^{-1} D A^{-1'} = \Omega \quad (3)$$

$\Omega$  矩陣包含原結構隨機變數共變異矩陣  $D$  的參數與同期相關限制的訊息  $A$  係數矩陣，而估計時先以最小平方方法估計縮減 (2) 式，再由此計算  $\Omega (= \sum_{i=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' / T)$  估計其中的參數。

在結構化 VAR 模型中， $A$  係數矩陣描述各變數之間同期的影響效果，若完全不對  $A$  係數矩陣做任何的限制，將可能得到多組的結構式參數解，產生模型無法認定的問題。

研究者可利用經濟理論、實務或者是依據照自己的研究目的，將變數同期關係依據理論給予結構性排列與限制，並將一些同期參數限制為零，而不必像傳統 VAR 模型設為下三角矩陣的嚴格遞迴型式。在小型開放經濟體系下，匯率及政策反應相當迅速，依據理論給予參數認定限制的結構化 VAR 模型較具彈性且符合實際現象。

本文結構化 VAR 模型的設定如下<sup>16</sup>：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & a_{23} & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & 0 & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LOIL \\ LTIP \\ LTWPI \\ TCPIR \\ DR \\ ER \end{bmatrix} = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i L^i \begin{bmatrix} LOIL \\ LTIP \\ LTWPI \\ TCPIR \\ DR \\ ER \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^p B_i L^i \begin{bmatrix} LFIP \\ LFCPI \\ FR \\ LMPI \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{LOIL} \\ \varepsilon^{LTIP} \\ \varepsilon^{LTWPI} \\ \varepsilon^{TCPIR} \\ \varepsilon^{DR} \\ \varepsilon^{ER} \end{bmatrix}$$

且  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = D = I$ 。

模型內生變數的排序分別為：名目原油價格 (*LOIL*)、台灣工業生產指數總指數 (*LTIP*)、台灣石油與煤礦品躉售物價指數 (*LTWPI*)、台灣消費者物價指數年增率 (*TCPIR*)、台灣重貼現率 (*DR*)、美元兌新台幣匯率 (*ER*)。

一般而言，小國總體經濟政策對於國外總體經濟變數（如國外物價、產出、利率）幾無影響力，所以對本國經濟變數而言，國外經濟變數可視為外生變數 (Gandolfo, 1986)。以加拿大為例子，使用小型開放經濟模型，並利用區塊外生性 (block exogeneity) 的模型限制來探討小型開放經濟的貨幣政策效果。本文選取代表美國總體經濟的變數：美國產出 (*LFIP*)、物價 (*LFCPI*) 及聯邦基金利率 (*FR*)，與我國進口物價指數 (*LMPI*) 作為模型的外生變數，式中  $B_i$  為對應外生變數、 $p$  階落後期的  $6 \times 4$  係數矩陣。

<sup>16</sup> 模型中下標  $t$  符號為節省篇幅故予以省略。



模型的第一與第三條式子為能源價格衝擊，代表模型中來自油價波動干擾的主要衝擊變數，並透過此管道影響國內經濟。台灣原油需求量占全世界的需求量而言，並不足以影響原油價格之變動，所以，我們設定名目原油價格 (*LOIL*) 當期不會受到國內總體變數影響。在台灣躉售物價指數 (*LTWPI*) 同期關係的設定上，因為名目原油價格 (*LOIL*) 的波動，影響生產者當期油品及能源成本，此時  $a_{31} < 0$  且短期不受國內其他變數影響。

模型第二條式子設定本國實質產出方程式為： $LTIP = -a_{21}LOIL - a_{23}LTWPI$ 。由於能源為多數產業之原料與動力來源，因此，本文假設當期產出所受到的負面衝擊主要來自於能源價格波動的影響，包含原油價格波動 (*LOIL*)、台灣躉售物價指數 (*LTWPI*) 的衝擊，故式中  $a_{21}$  與  $a_{23}$  應為大於零的正值；而基於事先擬定的生產計畫或調整成本的存在，產出一個月內不對相關金融訊息與貨幣政策變數反應，所以假設產出短期不受利率與匯率影響，且當期通貨膨脹率不會立即對產出造成明顯的衝擊。

模型的第四條式子設定本國通貨膨脹率方程式：

$$TCPIR = -a_{41}LOIL - a_{42}LTIP - a_{43}LTWPI$$

台灣躉售物價指數 (*LTWPI*) 反映油價變動生產成本的提升及部份民生物資價格變動的影響，產出或所得高低反映需求擴增帶動物價上揚的力道，本文假設通貨膨脹率當期會受到三者正向影響，故式中  $a_{41}$ 、 $a_{42}$  與  $a_{43}$  應為小於零的負值。而匯率與貨幣政策對於通貨膨脹率的影響效果在短期不會立即顯現出來。

模型的第五條式子設定央行貨幣政策方程式：

$$DR = -a_{51}LOIL - a_{53}LTWPI - a_{54}LTCPIR$$

央行為穩定物價，必然關心當前通貨膨脹的發展及充分掌握所有可能帶來通貨膨脹的有關資訊。所以設定貨幣政策變數重貼現率會受到原油價格 (*LOIL*)、台灣躉售物價指數 (*LTWPI*)、以及台灣通貨膨脹率 (*TCPIR*) 的同期影響，式中的  $a_{51}$ 、 $a_{53}$ 、 $a_{54}$  應為小

於零的負值。此處認定央行的貨幣政策不直接干預外匯市場且對於實質產出不作立即的反應。

模型最後一條式子設定外匯市場為一效率市場<sup>17</sup>，市場參與者充分掌握及反應可能的資訊，所以設定代表外匯市場干擾的匯率 ( $ER$ ) 變數會受到市場上所有經濟變數的影響。由於台灣為小型開放經濟體系，短期中國內外的總體經濟變動都透過匯率影響台灣，匯率可立即反應國內外總體環境的波動。

## 肆、實證結果分析

### 一、時間序列資料處理

由於總體時間序列的資料通常為非定態序列，為避免產生虛假迴歸，需先對經濟變數進行單根檢定或共整合檢定，再對資料作共整合關係修正或差分處理。但在未確定變數間的共積關係之前，逕行差分處理，可能會造成過度差分或遺失重要的訊息。Toda and Yamamoto (1995) 指出由於單根檢定的檢定力相當低，在一般常見的樣本大小下，共整合關係亦非十分可靠，因此以共整合檢定或者單根檢定為依據所建立的 VAR 模型可能會有嚴重的事前檢定誤差。除非研究者關心的是變數間的長期關係，否則即使變數存在單根或者共整合關係，也可以利用其他設定方法來避免虛假迴歸以及設定誤差問題。他們建議採用  $p + d_{\max}$  作為 VAR 模型最適落後期數，以消除虛假迴歸問題，增加模型分析的可靠性。其中  $p$  為一般方法所選定的 VAR 模型落後期數， $d_{\max}$  為變數所可能存在的最大整合級數。本文採用 Toda and Yamamoto (1995) 的方法作為資料處理的依據，後續實證

---

<sup>17</sup> Cushman and Zha (1997) 亦認定小型開放經濟體系的匯率市場為一效率市場，會反應國內外總體經濟波動的影響。

分析時，VAR 模型不對變數作差分處理<sup>18</sup>。表 2 為利用 ADF 單根檢定法對變數水準值與一階差分序列的單根檢定結果，由表 2 可知變數為原始值時無法拒絕單根的虛無假設，但在一階差分之後則拒絕單根的虛無假設，可知模型選取變數為  $I(1)$  序列，故取  $d_{\max}$  為 1。

表 3 是利用 AIC 與 SC 判定準則所決定 VAR 模型的落後期數，由表 3 可知選取的最適落後期數為 2，再加上  $d_{\max} = 1$ ，故選取 3 期作為本文實證模型的最適落後期數。

## 二、結構化 VAR 模型估計結果

代表變數同期關係的  $A$  係數矩陣模型估計結果如表 4 所示。觀察表 4 中顯著的係數，有關台灣工業生產指數部份， $a_{21}$  係數  $0.011 > 0$  符合預期，表示原油價格上揚時，產出會有衰退反應，惟並不顯著，推測可能是因為原油價格當期的衝擊雖影響生產成本，但對生產的調整不致於有立即且明顯的影響結果所致。 $a_{23}$  係數為  $-0.33 < 0$ ，表示當期台灣石油及煤礦品的躉售物價指數上揚，產出反而增加，此與我們預期不符合。推測背後原因，可能是我國政府一直以來傾向壓低油價，在油品價格上多所管制，成本上升的效應可能因為政府介入而不會立即反應在實質產出面上，而許多生產計畫早已擬定，反而得到與預期相反的影響方向。

---

<sup>18</sup> 本文以 RATS 套裝軟體進行 VAR 模型估計。

表 2 ADF 單根檢定

變數	$\tau_u$	$\tau_t$	$\tau$
原始值			
<i>LOIL</i>	0.4013 (0)	0.3169 (0)	0.6285 (0)
<i>TCPIR</i>	0.1586 (12)	0.4153 (12)	0.1065 (12)
<i>LFIP</i>	0.3993 (3)	0.9801 (3)	0.9944 (3)
<i>LFCPI</i>	0.6691 (2)	0.7147 (2)	1.0000 (2)
<i>FR</i>	0.0410 (2)	0.0147 (2)	0.0077 (2)**
<i>LTWPI</i>	0.2803 (1)	0.3877 (1)	0.5492 (1)
<i>LMPI</i>	0.4836 (1)	0.6518 (1)	0.6626 (1)
<i>LTIP</i>	0.2511 (2)	0.6243 (1)	0.9930 (2)
<i>DR</i>	0.3500 (4)	0.1523 (4)	0.0621 (4)
<i>ER</i>	0.5116 (1)	0.8839 (1)	0.3812 (1)
<i>RR</i>	0.2035 (13)	0.2529 (13)	0.0295 (13)
一階差分後之值			
$\Delta LOIL$	0.0000 (0)**	0.0000 (0)**	0.0000 (0)**
$\Delta TCPIR$	0.0000 (12)**	0.0000 (12)**	0.0000 (12)**
$\Delta LFIP$	0.0000 (2)**	0.0000 (2)**	0.0001 (2)**
$\Delta LFCPI$	0.0000 (1)**	0.0000 (1)**	0.0000 (10)**
$\Delta FR$	0.0000 (1)**	0.0000 (1)**	0.0000 (1)**
$\Delta LTWPI$	0.0000 (0)**	0.0000 (0)**	0.0000 (0)**
$\Delta LMPI$	0.0000 (0)**	0.0000 (0)**	0.0000 (0)**
$\Delta LTIP$	0.0000 (1)**	0.0000 (1)**	0.0000 (0)**
$\Delta DR$	0.0000 (3)**	0.0000 (3)**	0.0077 (3)**
$\Delta ER$	0.0000 (0)**	0.0000 (0)**	0.0000 (0)**
$\Delta RR$	0.0000 (2)**	0.0000 (2)**	0.0000 (2)**

資料來源：本研究整理。

註：1.  $\tau$ ,  $\tau_u$ ,  $\tau_t$  分別代表隨機漫步、包含截距項的隨機漫步以及包含截距與趨勢項的隨機漫步三種類型。

2. 括號內數值為以 SC 準則選取的最適落後期。

3. \*\*代表在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

表3 VAR模型AIC、SC判定表

LAG	AIC	SC
1	-6.40198	-5.91667
2	-7.11738*	-6.22370*
3	-7.10070	-5.80642
4	-7.02501	-5.33863
5	-6.87525	-4.80614
6	-6.70878	-4.26723
7	-6.59424	-3.79155
8	-6.45668	-3.30527

資料來源：本研究整理。

註：\*表示為最適落後期。

表4 A係數矩陣估計結果

	<i>LOIL</i>	<i>LTIP</i>	<i>LTWPI</i>	<i>TCPIR</i>	<i>DR</i>	<i>ER</i>
<i>LOIL</i>	1	0	0	0	0	0
<i>LTIP</i>	0.011 (0.67)	1	-0.33 (0.00)**	0	0	0
<i>LTWPI</i>	-0.145 (0.00)*	0	1	0	0	0
<i>TCPIR</i>	0.07 (0.898)	0.97 (0.424)	-5.16 (0.01)**	1	0	0
<i>DR</i>	-0.02 (0.87)	0	-0.81 (0.111)	-0.017 (0.245)	1	0
<i>ER</i>	0.88 (0.001)**	2.25 (0.00)**	-3.84 (0.00)**	0.042 (0.119)	0.1084 (0.348)	1

過度認定 LR 檢定  $\chi^2(1) = 1.90$   $p\text{-value} = 0.168$

資料來源：本研究整理。

註：1. 括弧中數字為檢定統計量  $P$  值。

2. \*、\*\*分別表示在顯著水準 5%、1% 下，顯著異於零。

3. 概似比 (LR) 檢定結果，認定限制在任何顯著水準下皆不被拒絕，表示模型設定可被接受。

台灣石油與煤礦品躉售物價指數方面， $a_{31}$  係數為  $-0.145 < 0$ ，且反應十分顯著，表示當期原油價格上漲時，台灣石油及煤礦品的躉售物價會隨之上揚，此與我們的預期相符合。台灣通貨膨脹率的同期影響上， $a_{41}$  係數  $0.07 > 0$  與預期相反，但不顯著；而  $a_{43}$  係數  $-5.16 < 0$  且十分顯著，表示當台灣石油與煤礦品躉售物價指數增加，通貨膨脹率也會上升，受到相當大的影響，這與我們的預期相符合，對於產出與油價的反應雖是負向，但因其係數較不顯著，故不影響我們的設定。至於央行貨幣政策部分，央行貨幣政策的同期反應上係數皆為負值，符合我們的預期，卻都不顯著。 $a_{61}$  係數為  $0.88 > 0$ ，由於國際油價以美元計價，當油價上漲時美元相對於新台幣為弱勢，故台幣呈現小幅度升值反應； $a_{62}$  係數為  $2.25 > 0$ ，說明當期國內產出上升，匯率會有升值反應，代表國內經濟上揚時，新台幣會轉趨強勢； $a_{63}$  係數為  $-3.84 < 0$ ，表示台灣石油及煤礦品的躉售物價指數上升時，短期會使得匯率貶值，此處與原油衝擊反應不同，推估是因為國內油品市場管制的結果，使國內油價上升幅度相較於國外油價的上升幅度低，造成國內物價相對國外低，根據相對購買力平價學說，故有此反應。

衝擊反應方面，首先，由圖 4 可觀察油價 (*LOIL*) 衝擊對國內總體經濟的影響。石油與煤礦品躉售物價指數 (*LTWPI*) 的反應<sup>19</sup>，在當期雖未大幅度上揚，但在二期後開始逐漸上升，長期下為正向而且持續一段時間。所以當原油價格上漲時，國內包含中國石油公司或是台塑石化企業等石化能源相關產業的生產成本在長期下會逐漸增加，這些上揚的成本會緩慢轉嫁到消費者及其他相關產業上，雖然台灣的油品價格在短期下會由政府介入控管，但由衝擊反應函數可以看出，長期下依然會反應在成本上。

產出 (*LTIP*) 的反應，在前三期並沒有立即產生衰退反而有正向反應，這或許如前文所述，因契約關係及短期下政府介入能源價格控管，期初原油價格上揚不會立刻反應在國內油品價格及生產成本上，而國內期初生產成本未顯著上升時，相較於國外其他貿易

---

<sup>19</sup> 圖中實線代表的是各變數對於衝擊反應的點估計值，上下虛線代表估計值加減一個標準差所形成的信賴區間，用以判斷估計結果的顯著性。

國成本上揚較大時，台灣產出在前三期有一段正向的反應，然而在四期到十六期左右，產生了一段持續且顯著的衰退反應；說明即使期初政府在油品價格上做出控管，但長期能源價格的上揚依然會反應在成本上，政府的動作只能在短期下有效果，若原油價格衝擊是持續且長期影響，國內產出及景氣依然會面臨衰退的結果。

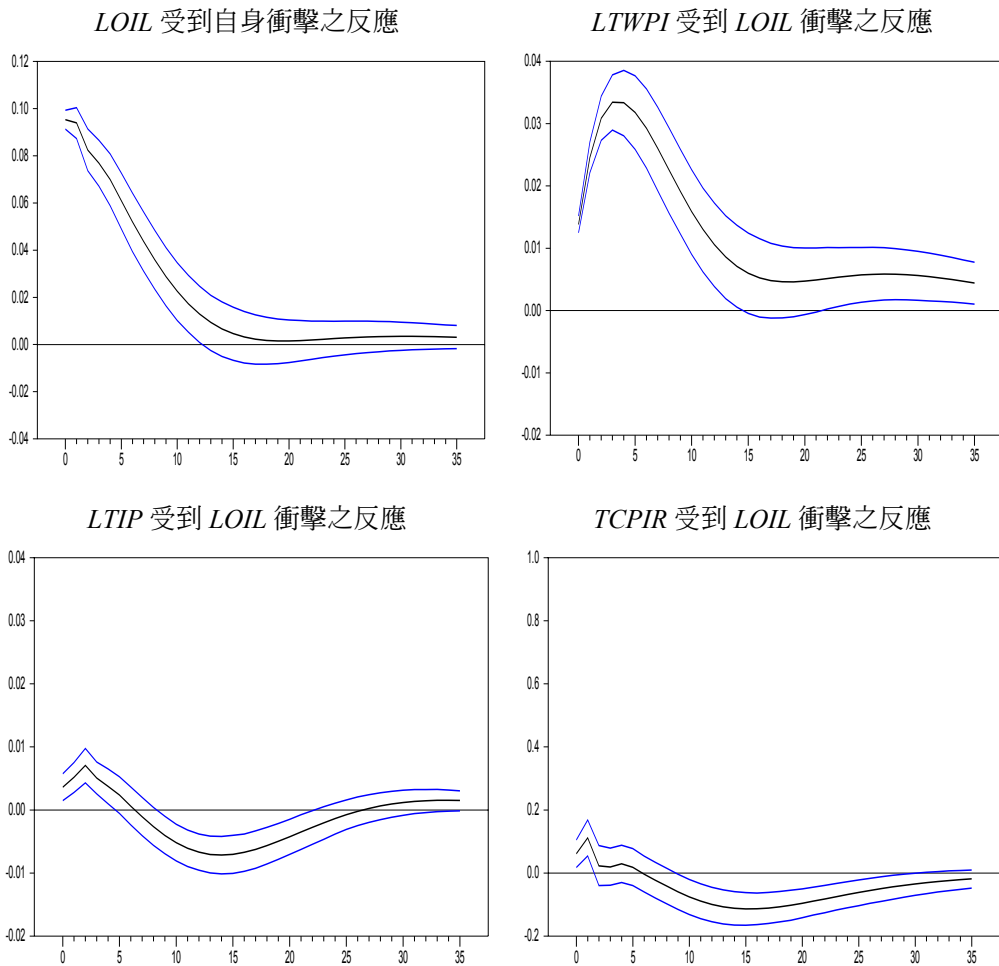


圖 4 總體變數對於名目原油價格 (LOIL) 的衝擊反應圖

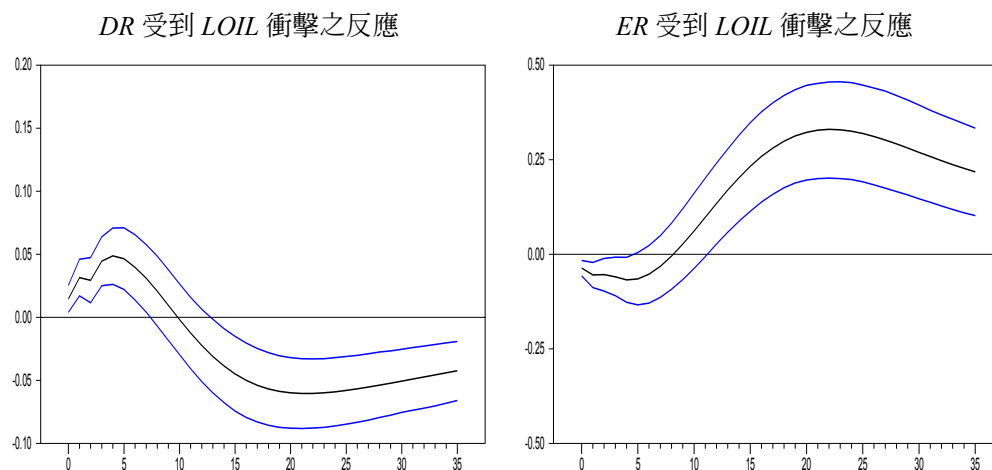


圖 4 總體變數對於名目原油價格 (LOIL) 的衝擊反應圖 (續)

通貨膨脹率 (TCPIR) 在前三期呈現上揚，而四期到十六期左右的反應與產出相同，呈現衰退的反應，這也說明了原油價格上揚，短期下會帶動通貨膨脹上升反應，但長期下當景氣開始反轉時，景氣衰退的影響會造成通貨緊縮的問題。

央行貨幣政策變數 (DR) 在前四期呈現正向的反應，而後逐漸轉為寬鬆的貨幣政策；這也說明了央行在原油價格衝擊發生時，會採取緊縮性的貨幣政策抑制通貨膨脹，而長期下當原油價格衝擊變小，便會轉為寬鬆性的貨幣政策以刺激景氣回升。

美元兌新台幣匯率 (ER) 對於名目原油價格 (LOIL) 的衝擊，期初小幅度升值之後開始呈現大幅度的貶值反應，推估若油價衝擊持續，石化能源相關業者在同樣的原油進口量下，外匯需求增加，使新台幣產生貶值壓力所致。

由圖 5 觀察貨幣政策衝擊對於台灣總體經濟的影響。名目原油價格 (LOIL) 在十期左右受到緊縮性貨幣政策影響呈現小幅度下降，但不十分顯著，推估此乃因國際原油價格波動並不易受台灣政經因素影響所致；石油及煤礦品躉售物價指數 (LTWPI) 受到緊縮性貨幣政策較明顯的影響，在八期左右呈現小幅度下降；消費者物價指數變動年增率 (TCPIR) 對於貨幣政策的衝擊反應期初有小幅度上升，但四期左右開始下降，推估由於



油價上漲使得民眾期初預期物價上揚，故當緊縮性貨幣政策實行時，出現通膨小幅度上升的不合理現象，但當短期油價衝擊效應縮小後，貨幣政策穩定物價的效果開始展現出來，沒有明顯的物價迷惑。工業生產指數 (*LTIP*) 的反應則呈現小幅度衰退，符合理論預期。美元兌新台幣匯率 (*ER*) 在初期利率上升時有小幅升值反應，而當利率開始下滑，則呈現貶值反應。

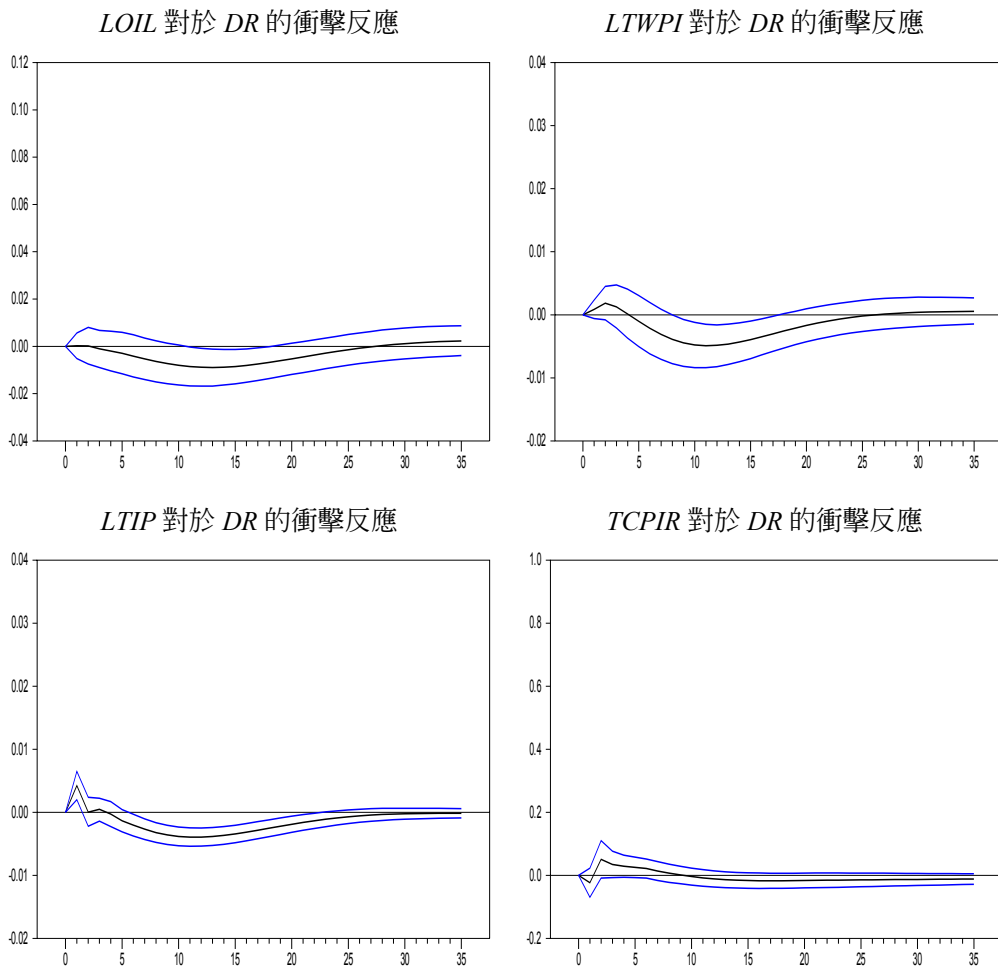


圖 5 總體變數對於貨幣政策 (*DR*) 的衝擊反應圖

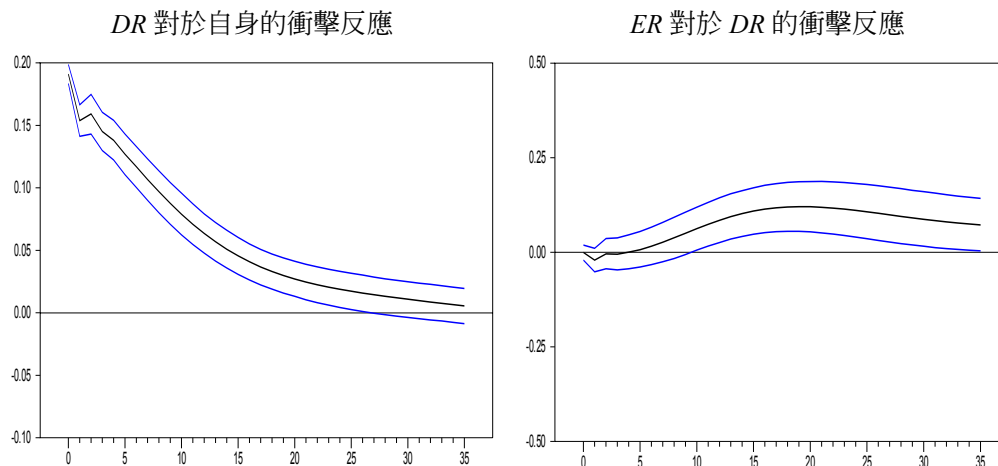


圖 5 總體變數對於貨幣政策 ( $DR$ ) 的衝擊反應圖 (續)

### 三、排除油價衝擊干擾的貨幣政策效果

前一小節圖 4 總體變數對油價衝擊的反應中發現，重貼現率呈上升反應，顯示央行回應油價衝擊而採行緊縮政策措施。進一步觀察表 5 貨幣政策變數預測誤差變異數分解，發現貨幣政策變數預測誤差變異在 36 期下分別受到名目原油價格 ( $LOIL$ )、石油及煤礦品躉售物價指數 ( $LTWPI$ ) 以及通貨膨脹率 ( $TCPIR$ ) 各 18%、5%、7% 左右的解釋比例。由此判斷貨幣政策變數因應油價衝擊而產生內生性的反饋反應。

Bernanke et al. (1997) 指出，當央行的貨幣政策受到油價衝擊而作出緊縮回應時，會造成國內經濟更嚴重的衰退。為瞭解台灣因油價衝擊造成的經濟衰退，央行的回應措施是否扮演重要角色，本文接下來試圖比較包含有回應油價衝擊的內生性貨幣政策效果與排除油價衝擊下的貨幣政策效果的差異。

表5 貨幣政策變數 (DR) 預測誤差變異數分解

Step	Std Error	LOIL	LTIP	LTWPI	TCPIR	DR	ER
1	0.19	0.01	0.00	0.01	0.00	0.98	0.00
2	0.25	0.02	0.01	0.02	0.01	0.94	0.00
3	0.30	0.02	0.01	0.04	0.01	0.92	0.00
4	0.34	0.03	0.01	0.05	0.02	0.88	0.00
5	0.37	0.04	0.02	0.06	0.03	0.85	0.00
6	0.40	0.05	0.02	0.06	0.04	0.83	0.00
12	0.49	0.05	0.06	0.04	0.08	0.76	0.01
18	0.53	0.07	0.09	0.05	0.09	0.68	0.02
24	0.57	0.12	0.12	0.06	0.08	0.60	0.02
30	0.60	0.16	0.14	0.06	0.08	0.55	0.02
36	0.62	0.18	0.15	0.05	0.07	0.52	0.02

資料來源：本研究整理。

為排除央行貨幣政策回應外生變數的衝擊干擾部分，我們嘗試估計一條內生性貨幣政策的反應函數，代表貨幣政策受到有關物價變動干擾所作出的反應模式。央行為維持物價穩定，勢將掌握有關影響通貨膨脹的所有可能因素，諸如名目原油價格 (OIL) 波動、石油與煤礦品躉售物價指數 (TWPI) 等資訊<sup>20</sup>，為求估計精準，同時加入名目原油價格 (OIL) 與石油與煤礦品躉售物價指數 (TWPI) 的對數值與平方項，反應函數設定如下<sup>21</sup>：

<sup>20</sup> 可參考劉淑敏 (2003)、黃朝熙 (2007) 影響通貨膨脹因素的研究。

<sup>21</sup> 此處設定參考徐千婷與侯德潛 (2004)，該文設定市場隔夜拆款利率受到央行完全掌握的重貼現率干擾，主要在認定外生性的貨幣政策，而本文主要在探討貨幣政策受到油價衝擊干擾的內生性貨幣政策，由重貼現率受到油價衝擊影響的部分作設定。當然，央行會充分掌握所有可能影響經濟的國內外重要資訊，為執行貨幣政策之依據，但本文主要探討的是央行對油價衝擊的回應，因此，在反應函數設計上，並未考慮排除其他的干擾。

$$DR_t = \alpha + \beta LOIL_t + \beta_1 LOIL_t^2 + \chi LTWPI_t + \chi_1 LTWPI_t^2 + \varepsilon_t$$

利用簡單迴歸估計所得結果為：

$$\hat{DR}_t = 157.44 + 34.04 LOIL_t - 5.55 LOIL_t^2 - 102.8 LTWPI_t + 12.9 LTWPI_t^2$$

(0.000)      (0.000)      (0.000)      (0.000)      (0.000)

式中括號內數值為檢定統計量  $P$  值。再將排除干擾之後的貨幣政策 ( $DR_t - \hat{DR}_t$ )，用以代表沒有受到原油價格衝擊的貨幣政策（以  $RR$  表示）<sup>22</sup>。

接著以  $RR$  取代  $DR$  放入重新設定的結構化 VAR 模型，與原先模型設定之差異，除改變貨幣政策變數外，並設定當期貨幣政策變數不受到原油價格與石油與煤礦品躉售物價指數的影響。同樣利用 AIC 及 SC 法則找出落後期數，由表 6 可知落後期數為 2，再加上  $d_{\max}$  為 1<sup>23</sup>，故模型仍選定最適落後期數為 3。結構型 VAR 模型設定如下：

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & a_{23} & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LOIL \\ LTIP \\ LTWPI \\ TCPIR \\ RR \\ ER \end{bmatrix} = u_0 + \sum_{i=1}^p A_i L^i \begin{bmatrix} LOIL \\ LTIP \\ LTWPI \\ TCPIR \\ RR \\ ER \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^p B_i L^i \begin{bmatrix} LFIP \\ LFCPI \\ FR \\ LMPI \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon^{LOIL} \\ \varepsilon^{LTIP} \\ \varepsilon^{LTWPI} \\ \varepsilon^{TCPIR} \\ \varepsilon^{RR} \\ \varepsilon^{ER} \end{bmatrix}$$

且  $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = D = I$ 。

<sup>22</sup>  $DR, \hat{DR}, RR$  趨勢圖請見附圖 3。

<sup>23</sup>  $RR$  單根檢定結果，亦無法拒絕單根的虛無假設，檢定結果請見表 2。

表 6 排除油價衝擊後貨幣政策 (RR)，VAR 模型 AIC、SC 判定表

LAG	AIC	SC
1	-4.72065	-4.23534
2	-5.48319*	-4.58951*
3	-5.46912	-4.17483
4	-5.40320	-3.71682
5	-5.28976	-3.22066
6	-5.09246	-2.65090
7	-4.93000	-2.12730
8	-4.79240	-1.64100

資料來源：本研究整理。

註：\*表示為最適落後期。

表 7 排除油價衝擊的貨幣政策 (RR) 下，A 係數矩陣估計結果

	LOIL	LTIP	LTWPI	TCPIR	RR	ER
LOIL	1	0	0	0	0	0
LTIP	0.01 (0.69)	1	-0.352 (0.00)**	0	0	0
LTWPI	-0.15 (0.00)**	0	1	0	0	0
TCPIR	0.05 (0.92)	1.14 (0.272)	-4.87 (0.02)*	1	0	0
RR	0	0	0	-0.0377 (0.36)	1	0
ER	0.91 (0.001)*	2.28 (0.00)**	-3.83 (0.00)**	0.044 (0.118)	0.0079 (0.877)	1

過度認定 LR 檢定  $\chi^2(1) = 0.011$  P-value = 0.913

資料來源：本研究整理。

註：與表 4 同。

表 7 代表排除貨幣政策變數回應油價衝擊後，各變數同期關係  $A$  係數矩陣的估計結果，對照表 4 係數，正負符號與顯著性二者相同，但在數值上呈現些微差異，同期關係估計結果大致相同不再贅述。

觀察表 8 預測誤差變異數分解發現，相較於表 5，在第 12 期至 36 期，除了通貨膨脹率之外，貨幣政策變數預測誤差受到其他總體經濟變數的解釋比例都明顯下降，受到本身 ( $RR$ ) 的解釋比例上升，代表排除油價衝擊後的貨幣政策變數 ( $RR$ ) 外生性提高；再觀察圖 6 排除市場干擾的貨幣政策 ( $RR$ ) 後的原油價格衝擊反應圖，可以發現工業生產指數 ( $LTIP$ ) 受到油價的衝擊在四期之後較不顯著。

為方便比較原始貨幣政策與排除油價衝擊後之貨幣政策兩種不同設定下，台灣實質產出對於原油價格的衝擊反應，再將圖 4 與圖 6 中工業生產指數 ( $LTIP$ ) 受到原油價格 ( $LOIL$ ) 的衝擊反應列示如圖 7 及圖 8。由圖 7 與圖 8 中發現，在央行貨幣政策排除油價干擾後，產出受油價波動之衝擊反應雖然變的較為和緩，但二者的差異並不明顯，代表油價衝擊導致台灣經濟的衰退，責任歸屬並不是來自我國央行採行緊縮性的回應措施所致。

表 8 排除油價衝擊的貨幣政策 ( $RR$ ) 的預測誤差變異數分解

Step	StdError	$LOIL$	$LTIP$	$LTWPI$	$TCPIR$	$RR$	$ER$
1	0.46	0.00	0.00	0.00	0.00	0.99	0.00
2	0.56	0.00	0.00	0.01	0.02	0.97	0.00
3	0.65	0.00	0.00	0.01	0.03	0.95	0.00
4	0.71	0.00	0.00	0.01	0.04	0.94	0.01
5	0.76	0.00	0.00	0.01	0.05	0.93	0.01
6	0.79	0.00	0.01	0.02	0.06	0.91	0.01
12	0.90	0.00	0.03	0.02	0.10	0.85	0.01
18	0.94	0.01	0.05	0.02	0.10	0.81	0.01
24	0.95	0.03	0.06	0.02	0.10	0.79	0.01
30	0.96	0.04	0.06	0.02	0.10	0.77	0.01
36	0.97	0.05	0.06	0.02	0.10	0.77	0.01

資料來源：本研究整理。

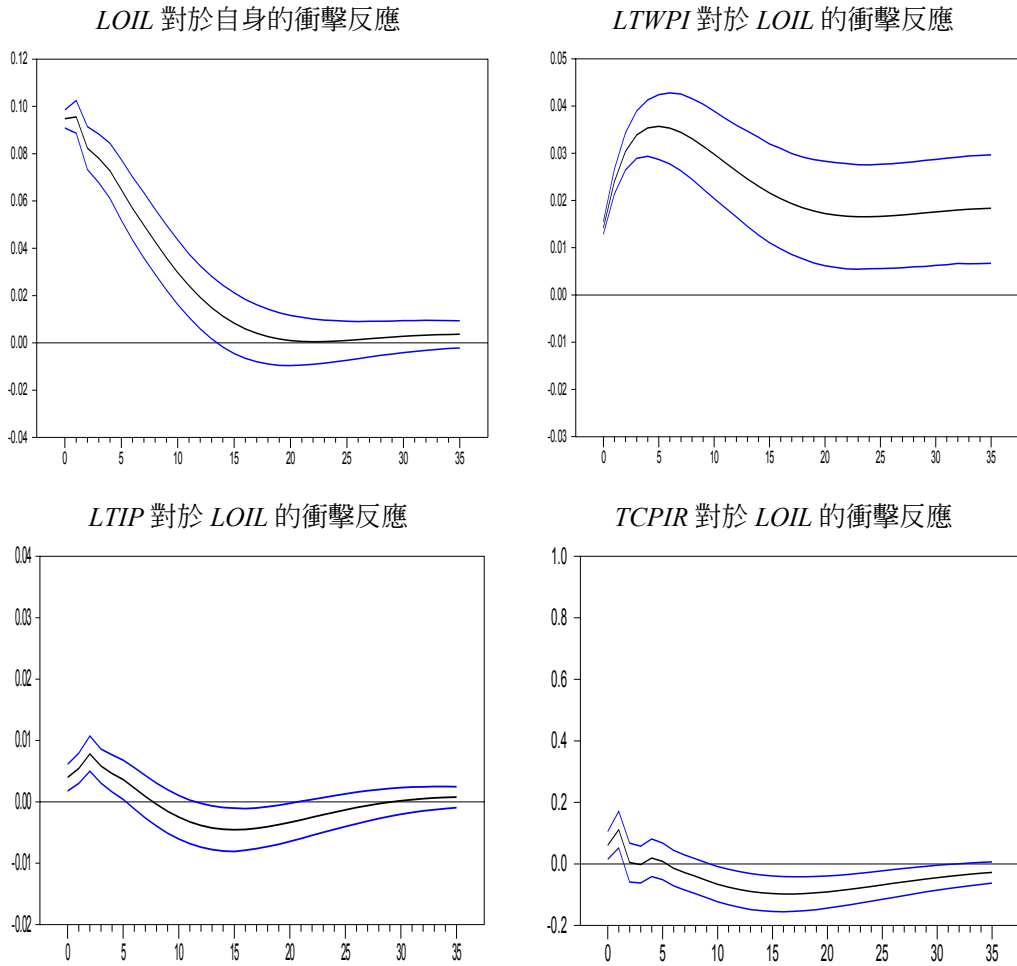


圖 6 排除油價衝擊的貨幣政策 (RR) 下，各變數對於原油價格 (LOIL) 的衝擊反應圖

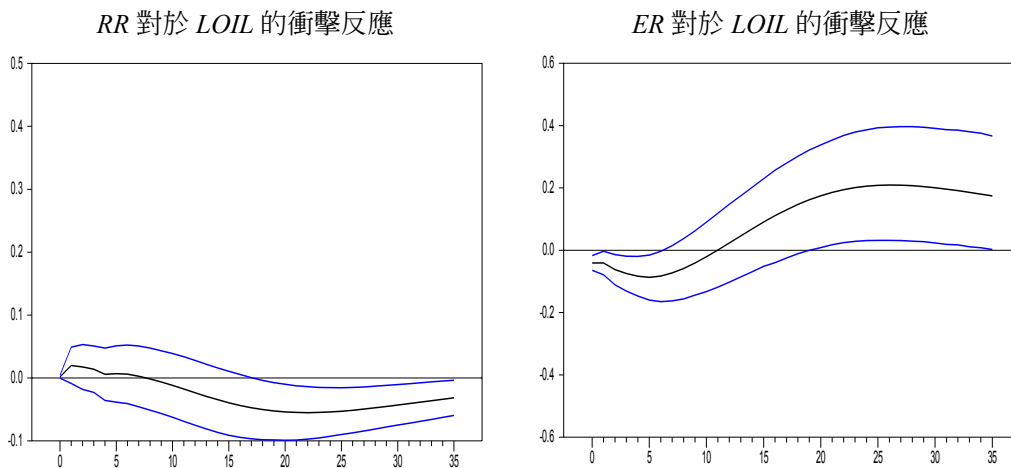


圖 6 排除油價衝擊的貨幣政策 (RR) 下, 各變數對於原油價格 (LOIL) 的衝擊反應圖 (續)

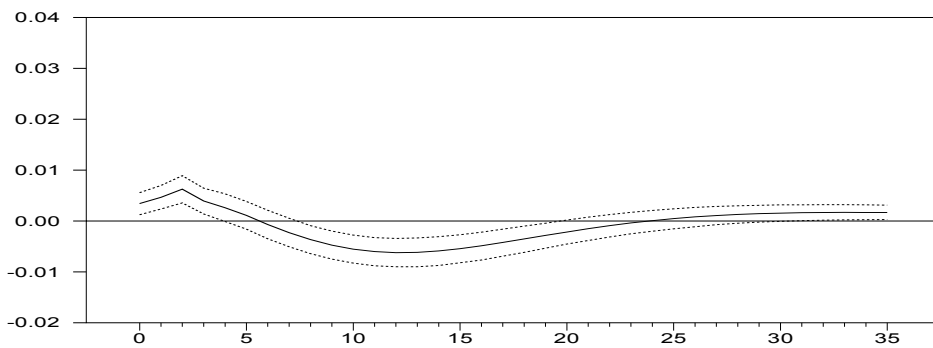


圖 7 原始貨幣政策下 (DR), 工業生產指數 (LTIP) 對油價 (LOIL) 衝擊的反應



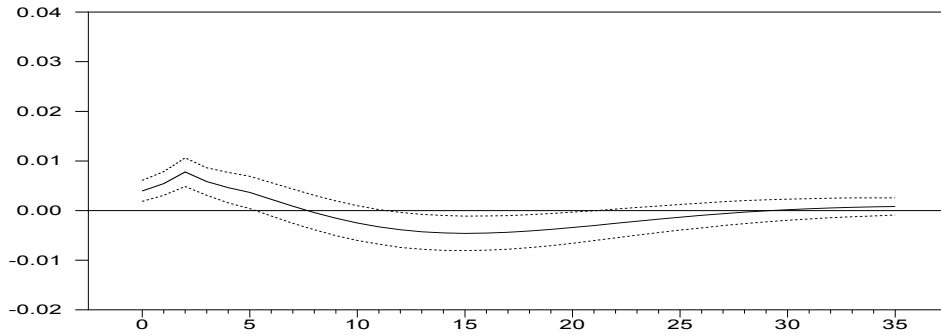


圖 8 排除油價衝擊的貨幣政策 (RR) 下，工業生產指數 (LTIP) 對油價 (LOIL) 衝擊的反應

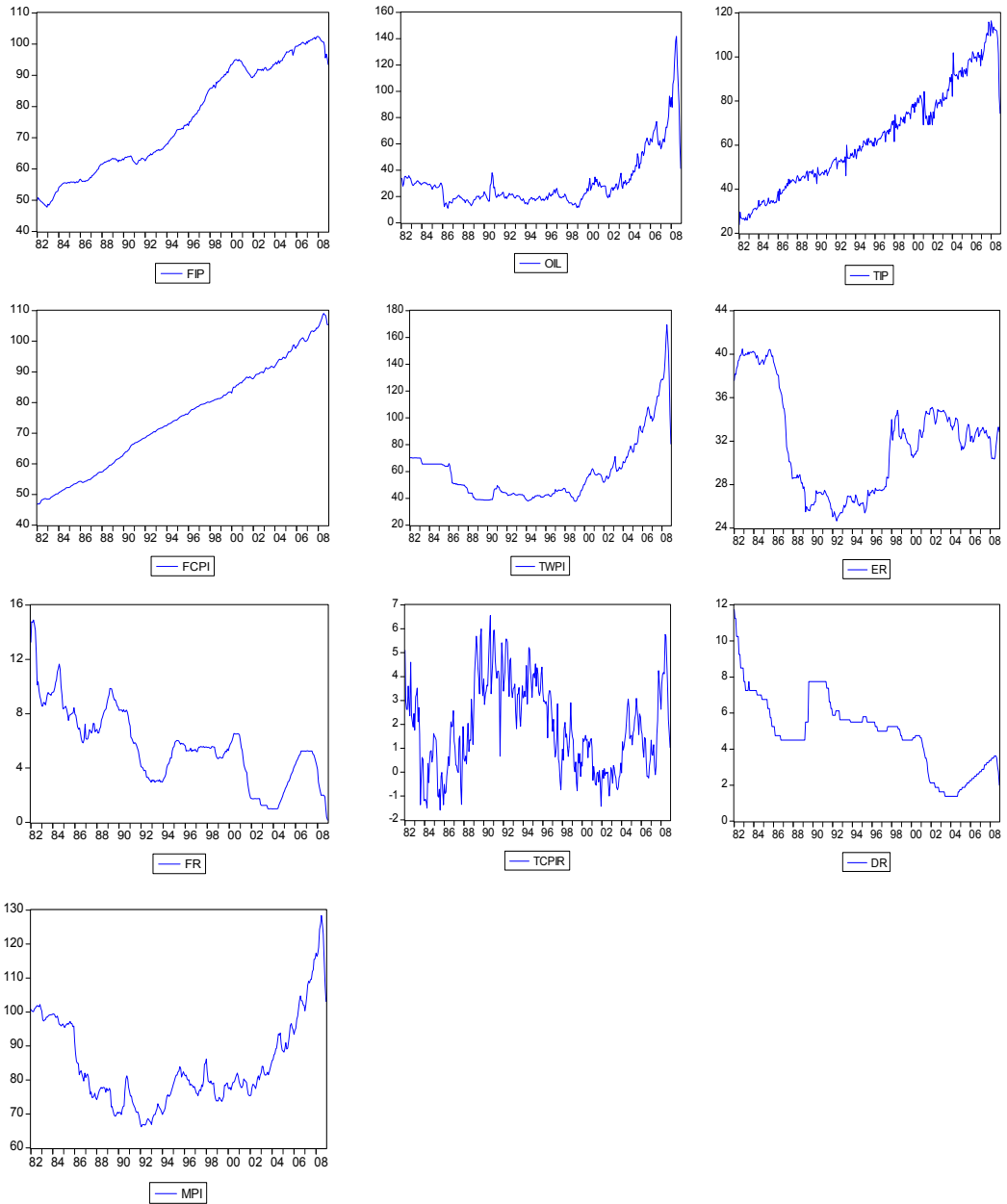
## 伍、結論

本文旨在探討油價衝擊對台灣總體經濟的影響，是否如 Bernanke et al. (1997) 的觀點：央行為維持物價穩定而以緊縮性貨幣政策回應油價衝擊，以致於對經濟下挫產生加劇效果；抑或是如 Kilian and Lewis (2011) 所言，央行的回應措施並非強化油價衝擊經濟的重要角色。研究方法結合二部分，首先，我們參考 Gandolfo (1986) 與 Cushman and Zha (1997) 有關小型開放經濟模型的設定，加入匯率變數以反映外匯市場的干擾，並將代表國際衝擊的美國總體經濟變數加入，認定為外生的干擾，以建立結構化 VAR 模型；其次，參照 Bernanke et al. (1997) 提出貨幣政策對經濟情勢變化的系統性回應的概念，從國內探討通貨膨脹的相關文獻中歸納影響通貨膨脹的可能因素，設定一條央行內生性貨幣政策反應函數，代表央行對油價衝擊的回應模式，用以排除油價衝擊對貨幣政策的影響。將貨幣政策受到油價衝擊的干擾部分加以排除後，本文可透過結構化 VAR 模型分別觀察台灣央行貨幣政策變數在排除干擾與未排除干擾下的反應差異，以及油價衝擊對於實質產出的影響。

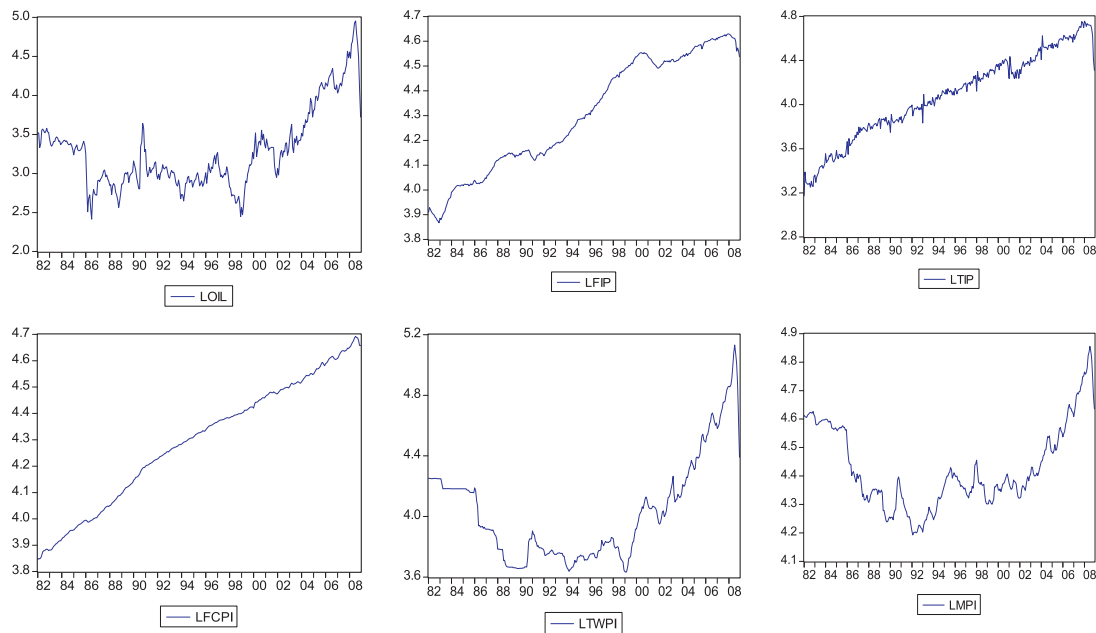
我們以台灣 1982：01 至 2008：12 期間相關資料進行實證研究，代表小型開放經濟的結構化 VAR 模型估計結果，發現物價迷惑現象並不明顯；由排除油價衝擊的貨幣政策變數 ( $RR$ ) 預測誤差變異數分解可看出貨幣政策的外生性提高，可推測央行央行面臨通膨壓力時，為維持物價穩定，的確會回應油價衝擊；將貨幣政策變數受到油價衝擊的干擾排除之後，觀察衝擊反應函數的實證結果發現，產出受到油價衝擊的影響雖變的較為緩和，但差異並不明顯，代表油價衝擊帶來經濟的衰退，貨幣政策回應干擾並沒有加劇效果，說明央行回應措施並非強化油價衝擊的重要角色。

最後，除央行的貨幣政策之外，台灣國營事業中油營運成本與政府介入油價市場的部分面臨資料取得不易的問題，政府對油品價格的管制部份或多或少將影響本文研究結果，此為本研究的限制。

(收件日期為民國 100 年 9 月 19 日，接受日期為民國 101 年 6 月 28 日)

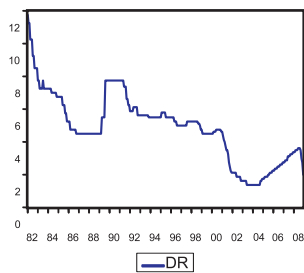


附圖 1 原始資料序列圖

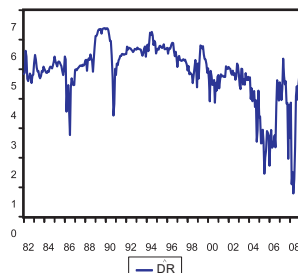


附圖 2 取自然對數後之資料序列圖

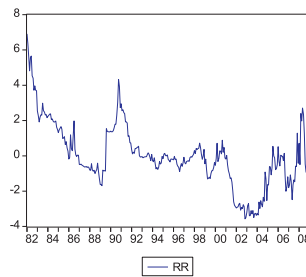
A. 原始貨幣政策變數  
( $DR$ )



B. 總體經濟變數干擾下之預測貨幣政策變數 ( $\hat{DR}$ )



C. 排除油價衝擊的貨幣政策變數 ( $RR$ )



附圖 3 貨幣政策變數趨勢圖

## 參考文獻

### (1)中文部份

- 王泓仁，2005，「台幣匯率對我國金融活動之影響」，中央銀行季刊，27：13-45。
- 沈中華與徐千婷，2000，「權衡性貨幣回饋法則-以台灣為例」，經濟論文，28：339-67。
- 沈中華與陳華倫，1996，「貨幣政策指標之建立與貨幣政策反應函數」，經濟論文，24：559-590。
- 林茂文，2008，「浮動油價機制對石油業之影響」，能源報導—封面故事，200801：8-10。
- 徐千婷與侯德潛，2004，「台灣小型總體經濟金融模型之建立與貨幣政策效果模擬」，中央銀行季刊，26：9-30。
- 陳美玲、王凱立與吳家豪，2004，「台灣對外直接投資、出口及匯率動態關聯之研究：多變量時間序列模型之研究」，農業經濟半年刊，76：139-171。
- 許松根、馬泰成與顏廷棟，2007，「國內油品產業結構、廠商行為與競爭法規範」，公平交易季刊，15：1-44。
- 黃朝熙，2007，「台灣通貨膨脹預測」，中央銀行經濟研究處委託研究報告，計畫編號：95cbc-經1：1-78。
- 劉淑敏，2003，「我國躉售物價指數對消費者物價之影響效果分析」，中央銀行季刊，25：37-48。
- 賴惠子，2002，「台灣地區貨幣政策信用傳遞管道之探討」，經濟研究，38：57-95。

### (2)英文部份

- Bernanke, B. S. and A. S. Blinder, 1992, "The Federal Funds Rate and the Channels of

- Monetary Transmission,” *American Economic Review*, 82: 901-921.
- Bernanke B. S., M. Gertler, and M. Watson, 1997, “Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 91-142.
- Bernanke B. S., M. Gertler, and M. Watson, 2004, “Reply to Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy: Comment,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36: 286-291.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, and C. Evans, 1996, “Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks : Evidence from the Flow of Funds,” *Review of Economics and Statistics*, 78: 16-34.
- Cushman, D. O. and T. A. Zha, 1997, “Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rates,” *Journal of Monetary Economics*, 39: 433-448.
- Gandolfo, G., 1986, *International Economics*, Berlin: Springer-Verlag.
- Gordon, D. B. and E. M. Leeper, 1994, “The Dynamic Impacts of Monetary Policy: An Exercise in Tentative Identification,” *Journal of Political Economy*, 102: 1228-1247.
- Hamilton, J. D., 1983, “Oil and the Macroeconomy since World War II,” *Journal of Political Economy*, 91: 228-248.
- Hamilton, J. D., 2009, “Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08,” *NBER Working Paper*, No. 15002.
- Hamilton, J. D. and A. M. Herrera, 2004, “Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy: Comment,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36: 265-286.
- Huang, C. H., 1989, “Post-war Taiwan Business Cycles: Evidence from International Factors,” *Taiwan Economic Review*, 17: 1-19.
- Kilian, L. and L. T. Lewis, 2011, “Does the Fed Respond to Oil Price Shocks?” *The Economic Journal*, 121: 1047-1072.
- Kim, S. and N. Roubini, 2000, “Exchange Rate Anomalies in the Industrial Countries: A Solution with a Structural VAR Approach,” *Journal of Monetary Economics*, 45: 561-586.
- Leeper, E. M., C. A. Sims, and T. Zha, 1996, “What Does Monetary Policy Do?” *Brookings*

- Papers on Economic Activity*, 2: 1-78.
- Sims, C. A., 1992, "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts," *European Economic Review*, 36: 975-1011.
- Sims, C. A. and T. A. Zha, 1995, "Does Monetary Policy Generate Recession?" *Working Paper*, Yale University, New Haven, CT.
- Sims, C. A. and T. A. Zha, 2006, "Vintage Article: Does Monetary Policy Generate Recession?" *Macroeconomic Dynamics*, 10: 231-272.
- Toda, H. Y. and T. Yamamoto, 1995, "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, 66: 225-250.

# The Investigation on the Central Bank Response to Oil Price Shocks in Taiwan\*

Hui-Zi Lai\*\*, Wei-Chien Hsu\*\*\*, and Lai-Hwa Chang\*\*\*\*

## Abstract

The purpose of this paper is to investigate the possible intervene effects of monetary policy to the oil price shocks on economic recession of Taiwan. A model is built based on the concept of Bernanke et al. (1997) which measure the Central Bank systematic responses to macroeconomic conditions such as oil price shocks. And the model is modified to fit the small open economic nature of Taiwan based on the settings of Gandolfo (1986), Cushman, and Zha (1997)'s models. A structural vector autoregressive model (SVAR) is built to investigate both the reactions of excluded and non-excluded Taiwan Central Bank's systematic response for the oil price shocks, as well as the impacts on real output from 1982:01 to 2008:12.

While eliminates the systematic response of the monetary policy caused by the oil price shocks, empirical results of the impulse response function show that the impacts of oil price shocks are small and not clear. It does not support the view that the endogenous monetary policy response can account for a substantial portion of the depressing effects of oil price

---

\* The authors would like to thank two anonymous reviewers for their helpful comments on earlier drafts of this manuscript.

\*\* Assistant Professor, Department of Economics, National Taipei University. Corresponding Author. Tel: (02)86741111 ext. 67173, Email: [huizi@mail.ntpu.edu.tw](mailto:huizi@mail.ntpu.edu.tw).

\*\*\* Assistant Project Manager, Taiwan Life.

\*\*\*\* Associate Professor, Department of International Trade, Jinwen University of Science and Technology.



shocks on the real economy.

**Keywords:** Oil Price Shocks, Systematic Monetary Policy Response, Structural Vector  
Autoregressive Model

**JEL Classification:** Q43, E52