

原油價格衝擊對台灣的產出、物價與失業之影響

The effects of oil price shocks on Taiwan's economy in Taiwan

蔡佳芯¹ Cai, Jia-Sin

德明財經科技大學財政稅務系 學生
Student, Dept. of Public Finance and Taxation,
Takming University of Science and Technology

高崇瑋² Kao, Chung-Wei

² 德明財經科技大學財政稅務系 副教授
Associate Professor, Dept. of Public Finance and Taxation,
Takming University of Science and Technology

摘要

本研究以結構式門檻向量自我迴歸模型探討油價衝擊的總體經濟效果。透過門檻模型的檢定與估計步驟，分析台灣總體經濟變數受到油價衝擊之後的反應是否因景氣循環的不同階段呈現門檻效果，以及此等反應是否因為油價漲跌差異而存在不對稱性。利用落後一期產出成長率為門檻變數，本研究發現台灣的失業缺口、產出成長率、物價成長率之間的關係會隨景氣循環的擴張或收縮階段而具門檻效果，此門檻效果經四種油價變化測量指標檢測後仍具一致性。一般化衝擊反應函數分析指出：1.油價衝擊對台灣的產出、失業與物價之影響僅為暫時性，最長反應時間不超過3年；2.油價變化對產出與失業的不利影響在景氣擴張期較大。3.油價漲跌方向差異對失業和產出帶來不對稱影響，符合部門移轉假說。

關鍵字：原油價格衝擊、不對稱效果、結構式門檻向量自我迴歸模型、一般化衝擊反應函數。



Abstract

This paper employs a structural threshold vector auto regression model to investigate the effects of oil price shocks on Taiwan's output, inflation and unemployment. The parameter estimated is found to exhibit a regime change when output growth crosses a critical threshold. The evidence is robust after using four proxies of oil price changes. The main findings obtained from the impulse response analyses are : 1. Impacts of oil price shocks to macroeconomic variables of Taiwan are temporary that have durations no more than 3 years. 2. The adverse effect of an oil price shock on output and unemployment is more apparent during economic expansion period than in the contraction period. 3. Output and unemployment respond asymmetrically to directions of the oil price shock, which is in accordance with the hypothesis of reallocation costs among sectors.

Keywords : oil price shock, asymmetric effect, structural threshold VAR model, generalized impulse response function.

*聯繫作者：高崇瑋，德明財經科技大學財政稅務系。台北市內湖區環山路一段 56 號。

電話：（02） 2658-5801 # 5270；E-mail：cwkao@takming.edu.tw

**本文感謝科技部 105 學年度大專學生研究計畫補助，編號：MOST 105-2815-C-147-001-H。



壹、緒論

一、研究動機

國際原油價格大幅上揚不但對一國經濟活動造成顯著影響，也可能因此改變一國的總體經濟政策。學術上對於油價衝擊的總體經濟效果早有豐富的研究論述，Hamilton（1983）發現美國在二次大戰之後的 9 次景氣衰退經驗中，有 8 次是緊隨油價上漲而發生的。此後多數研究者根據 1970 年代之前的實證資料相繼證實：油價衝擊對景氣循環有顯著的負面影響。Gisser & Goodwin（1986）及 Burbidge & Harrison（1984）以多變數迴歸分析架構獲得與 Hamilton（1983）相同結論，並且證實衝擊方向是從油價傳遞至總體經濟變數¹。既然油價上漲是導致景氣衰退的原因，那麼油價下跌是否也會促使景氣擴張呢？Mork（1989）的實證結果並不支持這項假說。他將油價變化拆解成「油價上漲」與「油價下跌」兩個變數，並且將 Hamilton（1983）的資料延長至 1980 年代；結果發現油價上漲對產出的影響是負面且顯著的，但油價下跌對產出的擴張效果不具顯著影響力。Mork et al.（1994）進一步使用多國實證資料亦得到類似結論：油價上漲與下跌對產出的影響係數具有相異符號；換言之，油價上漲會導致景氣衰退（係數符號為負），但油價下跌未必造成景氣擴張，反而有可能帶來經濟衰退效果（係數符號為正）。

Mork（1989）的研究開啟學術界對於油價衝擊是否具漲跌不對稱效果的研究議題，以及究竟是透過何種管道造成此種不對稱效果存在。其中，為了評估油價衝擊效果的不對稱性，Hamilton（1996, 2003）提出所謂「淨原油價格上漲」（net oil price increase, NOPI）的測度，當近月油價超越過去一年來的最高油價時，此油價漲幅就是 NOPI²。此指標排除油價短暫下跌後的修正漲幅，並隱含唯有當油價大幅上漲超越近期高點，才可能引起消費者注意，並對總體經濟帶來顯著負面影響（Kilian & Vigfusson, 2011）。透過實證 Hamilton（1996, 2003）指出 NOPI 對美國的產出成長率具有顯著影響。Bermanke et al.（1997）將 NOPI 指標納入向量自我迴歸模型（Vector Autoregression model; 以下簡稱 VAR 模型），探討油價變化對產出、利率等經濟變數的影響效果。Balke et al.（2002）在其 VAR 模型中同時納入油價年增率（ Δo_t ）和 NOPI，其中變數 Δo_t 代表油價衝擊效果具對稱性，變數 NOPI 則考慮油價漲跌的不對稱影響。結果證實 NOPI 指標對美國產出成長具顯著負面影響，但是變數 Δo_t 的影響係數並不顯著，由此證實油價衝擊

¹ Burbidge & Harrison（1984）針對五個 OECD 國家的研究結果指出，油價衝擊對美國與日本的工業生產有顯著負面效果。

² 淨原油價格上漲（NOPI）定義為： $NOPI_t = \max[0, p_t - p_t^*]$ 。其中 p_t 為 t 期取自然對數後的實質油價， p_t^* 為自 t 期向前一年期間內曾出現的最高油價。若 $p_t > p_t^*$ ，代表 t 期油價超越過去一年最高價，此價格漲幅才計入 NOPI 數列，否則以 0 代表。



效果具有漲跌不對稱性。至於美國以外的實證研究還包括 G-7 國家 (Cognigni & Manera, 2009)、伊朗 (Farzanegan & Markwardt, 2009) 等亦支持油價變化對產出變動具有不對稱的衝擊效果。

台灣的實證方面, 陳虹均等人 (2012) 建構四種油價變化指標 (包括能源價格成長率、能源價格上漲率、能源價格下跌率、淨能源價格上漲率、能源價格下跌率、能源價格波動率³) , 透過 Granger 因果關係檢定結果, 探討上述各種油價變化對 GDP 成長率、通貨膨脹率⁴、失業率、進口物價變動率、利率、以及各種能源價格的影響效果。研究發現, 油價並不受上述各項總體經濟指標變化的影響, 原油相對台灣的總體經濟來說具有外生性; 由於僅有代表油價變化不確定性的能源價格波動率對 GDP 成長率具顯著負面影響, 陳虹均等人 (2012) 認為能源價格係透過不確定管道影響台灣的總體經濟行為, 並對台灣的經濟活動帶來顯著不對稱影響。其衝擊反應函數分析結果指出能源價格衝擊對產出的影響僅為短期 (半年內), 長期而言不影響台灣的均衡產出。

目前多數文獻已普遍接受將油價衝擊的不對稱性納入分析模型進行探討。Hamilton (1989) 指出應考慮研究期間經濟狀態 (state) 改變帶來的影響, 以免造成估計值呈現「平均化」結果。因此建議摒棄過去使用的線性分析模型, 改採馬可夫轉換模型以分析美國在二次戰後油價衝擊對產出的影響效果。其研究結果指出, 產出變化行為會因景氣循環的不同狀態而改變。據此, Hamilton (1989) 認為在研究油價衝擊的總體經濟效果時, 必須區分此衝擊係出現在何種狀態, 當衝擊發生在景氣擴張期或景氣收縮期, 將對於總體經濟帶來不同程度的衝擊效果。Raymond & Rich (1997) 亦採用馬可夫轉換模型分析美國二次戰後的油價與總體經濟關係, 並在模型中加入淨原油價格上漲 (NOPI) 指標。其研究發現油價衝擊效果在景氣低度成長階段較為明顯; 但因 GDP 成長率在景氣擴張或收縮期之間的轉換模式明顯受到油價以外其他因素影響, 因此認為油價上漲並非是造成美國景氣循環的主因。

根據 Hamilton (1989) 研究結論, 產出變數會受狀態變數所影響, 而在不同景氣階段呈現不同的變化模式。由於狀態變數是內生決定的, 此隱含產出變數也具有內生性。鑒於 Hamilton (1989) 和 Raymond & Rich (1997) 一致認為景氣擴張期與收縮期是兩種截然不同的經濟狀態, 是以本研究認為在分析油價衝擊的總體經濟效果時有必要區隔這兩種狀態下的反應模式。Balke (2000) 的結構式門檻向量自我迴歸模型 (Structural Threshold VAR model; 以下簡稱 STVAR 模型) 即是允許模型內生變數的互動關係可隨其中一個內生變數變化而存在門檻效果。其門檻效果的檢定與估計步驟係不同於 Tsay (1998) 或 Hansen (1996) 模型。Tsay (1998) 或 Hansen (1996) 模型使用外生變數擔任門檻變數, 不適用在本研究擬以具內生性的產出成長率為門檻

³ 陳虹均等人 (2012) 定義之能源價格係以台灣生產者物價分類指數中的石油天然氣指數為代表, 並非實際之原油價格資料。能源價格成長率是能源價格取自然對數後的一階差分, 此數值可能為正, 亦可能為負。能源價格上漲率僅是考慮上述正的能源價格成長率; 同理, 能源價格下跌率僅考慮負的能源價格成長率。能源價格波動率則是能源價格變動的標準差。

⁴ 陳虹均等人 (2012) 以台灣 GDP 平減指數取對數差分後計算通貨膨脹率。



變數，以探討經濟體系在不同景氣區間（regime）面臨油價衝擊後的反應模式。

二、研究目的

本研究除採用具內生性之產出變數擔任門檻變數，分析不同景氣循環階段的油價衝擊效果之外，另一項特色便是基於凱因斯學派的總供給與總需求模型定義出相關總體經濟變數的衝擊影響順序，並依據 Valcarcel & Wohar（2013）分析基礎將模型變數定義為油價、失業、產出、與物價。再根據門檻模型於不同區間獲得的參數估計結果，利用非線性的一般化衝擊反應函數（Generalized Impulse Response Functions; GIRFs）模擬上述總體經濟變數在受到油價衝擊後的調整動態，進行以下兩項議題之討論：1. 景氣循環狀態是否影響油價對總體經濟變數的衝擊效果？2. 油價的衝擊方向（上漲或下跌）是否導致產出與失業出現不對稱反應模式。

本文各段落安排如下：第二段說明油價影響效果的傳遞管道，其中包含解釋油價衝擊具「對稱影響效果」與具「不對稱影響效果」的傳遞管道；第三段根據 Valcarcel & Wohar（2013）建立本研究使用之實證模型；第四段說明研究方法，包括 Balke（2000）模型的門檻效果檢定與估計步驟，以及一般化衝擊反應函數的估計步驟；第五段說明資料來源、變數定義，並描述資料的統計性質；第六段說明實證結果，包括門檻效果檢定結果與一般化衝擊反應函數分析結果；第七段為本文結論。

貳、文獻探討

自從 1973 年出現第一次石油危機並造成二戰後首次嚴重的經濟衰退，油價上漲對總體經濟活動的衝擊便廣泛成為學術界的討論焦點。如前所述，早期研究包括 Hamilton（1983）、Gisser & Goodwin（1986）以及其他相關研究結果指出，油價變動與經濟活動（產出行為）存在顯著負向關係，此負向關係也獲得美國以外國家的實證資料證實。至於何以存在此種負向關係，文獻提供三種理論說明油價衝擊的傳遞管道：（一）古典供給面效果（classic supply-side effect）。油價上漲代表生產要素供給減少，導致產出成長率下降。（二）所得移轉管道（income transfer channel）。油價上漲相當於石油進口國的所得移轉到石油出口國，於是進口國消費支出減少，整體效果指出總合需求減少。（三）實質餘額效果（real balance effect）。國際油價上揚使貨幣需求提高。若貨幣當局維持貨幣供給量不變，利率將升高，不利產出活動。

然而上述三種假說管道隱含油價對總體經濟活動帶來的衝擊是對稱性的；亦即油價上漲帶來經濟萎縮的效果與油價下跌造成經濟擴張的效果相同。然而已有許多實證研究結果質疑這種對稱性的影響效果。因此學者另提出三種假說試圖解釋油價與總體經濟的不對稱關係，分別是：Hamilton（1988）部門移轉效果、Bernanke（1983）及 Pindyck（1991）的不確定性理論，以及 Bohi（1989, 1991）、Bernanke et al.（1997）的貨幣政策效果。值得注意的是，這三種



解釋油價變化具不對稱效果的假說並未否定前述油價與產出的對稱關係（即預期外油價上漲導致產出下跌的程度與預期外油價下跌導致產出增加的程度相同，此為油價衝擊的直接效果），但是基於油價衝擊也會因為部門移轉、不確定因素與貨幣政策等原因造成間接效果，其結果便是油價上漲或下跌將對產出變化造成不對稱影響，亦即油價上漲造成經濟衰退效果將大於油價下跌的擴張效果（Killian & Vigfusson, 2011）。以下將詳細說明油價對總體經濟衝擊的傳遞管道，並且也將討論景氣循環階段在分析油價衝擊效果時的角色。

一、油價對總體經濟變數衝擊的傳遞管道：對稱管道

（一）、古典供給面效果

油價上漲隱含生產要素—能源的供給稀少，將導致產出成長率下降。當產出成長率降低，會同時造成實質工資成長率下降，於是失業增加、通膨壓力升高（Brown & Yücel, 2002）。若消費者預期此油價上漲只有短期效果（油價上漲的短期衝擊大於長期效果），在維持生活水準不變前提下，消費者將暫時以增加消費支出、減少儲蓄、或增加借款因應此短暫的油價衝擊。不過此舉將導致均衡實質利率升高及貨幣需求增加。不但造成產出成長率下降，也會因為貨幣供給量維持不變而導致物價有上漲壓力。所以油價上漲造成 GDP 成長率下降、實質利率上升、通膨壓力升高。另一方面，GDP 成長率下降反映出勞工生產力下降。由於名目工資有向下僵固性，除非物價水準大幅升高以維持實質工資不變，否則失業增加將造成 GDP 成長率進一步下跌。換言之，為了避免失業增加，物價成長率增加幅度將超越 GDP 成長率下降幅度；亦即出現嚴重的停滯膨脹（stagflation）現象。

（二）、所得移轉管道

Fried & Schultze（1975）與 Dohner（1981）提出所得移轉管道說明油價上漲對原油進口國產出行為的負向影響。油價上漲造成原油進口國購買力下降，但原油出口國的消費者購買力升高。只是後者的效果低於前者效果，所以整體而言，全球的消費需求呈現下降趨勢，而全球儲蓄水準升高，造成實質利率下降，刺激投資需求增加。此增加的投資需求將抵消原油進口國減少的消費需求，最後造成其總合需求水準出現何種變化，則要考慮價格水準的向下僵固性。理論上，原油進口國的消費者因油價上漲導致其購買力下降，消費減少應該伴隨物價水準下跌才可能達到新的消費者均衡。不過當價格具有向下僵固性時，消費水準將大幅減少，抵銷因實質利率下降所刺激出來的投資需求增加；最終的淨效果是總合需求下降，造成全球經濟成長率下降。Horwich & Weimer（1984）指出，考慮所得移轉管道之後，全球經濟衰退的情況將比前述「古典供給面效果」所預期的情況緩和許多。



（三）、實質餘額效果

Pierce & Enzler (1974) 提出油價衝擊的實質餘額效果。該效果指出油價上漲使貨幣需求增加，若央行無法配合採取寬鬆貨幣政策，則實質利率上升將不利經濟體系的產出活動。由此可知，實質餘額的傳遞管道將視央行偏好何種貨幣政策態度而定。若央行考慮維持名目 GDP 成長率穩定，則當油價上漲衝擊到實質 GDP 成長率時，物價膨脹率將上漲，且其幅度將剛好與實質 GDP 成長率下降幅度相當。若經濟體系存在貨幣幻覺（短期效果），則央行配合貨幣需求增加而採取的寬鬆措施將可部分減緩實質 GDP 下降的問題，只是如此將導致更嚴重的通貨膨脹問題。反之，若央行採取抑制物價上漲的緊縮政策，則將以更嚴重的實質 GDP 下降問題取代通膨升高的壓力。長期來說，當經濟體系不存在貨幣幻覺，則寬鬆（緊縮）的貨幣政策不會帶來實質擴張（收縮）效果，只會完全反應在通膨升高（下降）現象。

另一方面當油價上漲使貨幣需求增加而造成實質利率有升高趨勢後，貨幣流通速度將會升高。貨幣流通速度上升將迫使央行降低貨幣成長速度，以維持名目 GDP 成長率穩定不變，此時將造成實質利率升高壓力更為嚴重。若央行不改變貨幣供給成長速度，在允許貨幣流通速度提高情況下，名目 GDP 成長率也將升高，但因為實質 GDP 成長率下降，反映出此時通膨壓力更為嚴重。若央行的貨幣政策態度是維持實質利率不變，將可能適度放鬆貨幣供給成長速度，只不過這樣會導致更嚴重的通膨壓力。總之，央行採取寬鬆貨幣政策可能導致名目 GDP 成長率提升，但伴隨而來的是更嚴重的通貨膨脹問題。若央行採取緊縮措施，則會使實質 GDP 惡化。文獻指出，央行在油價上漲之後採取的緊縮政策是造成實質 GDP 下降的重要原因；換言之，緊縮性貨幣政策是造成油價與產出活動呈現負向關係的重要解釋原因。並且，油價上漲往往出現在物價壓力升高、且各國央行正準備採取緊縮貨幣政策以對抗通膨問題之際 (Bohi, 1989, 1991)。Bernanke et al. (1997) 研究發現，若央行在油價衝擊之後維持利率穩定，並未採取緊縮貨幣政策，則油價對實質產出的衝擊效果反而是正向的。

二、油價對總體經濟變數衝擊的傳遞管道：不對稱管道

（一）、部門移轉效果

部門移轉效果指出，油價對總體經濟的不對稱影響來自於生產資源在部門間移轉時的僵固性。當原油價格上漲時，經濟資源將從能源密集 (energy-intensive) 產業釋出到能源效率 (energy-efficient) 產業。然而因為勞動力等生產資源受限於不具彈性的生產技術，在部門之間移轉時有較高的移轉成本並且具有延遲性，故而形成失業。此種資源在部門間移轉所衍生的調整成本會加重原先油價上漲對經濟體系的負面衝擊。另一方面當油價下跌時，同樣也會因為調整成本及失業問題而抵銷油價下跌對經濟體系的正面效益。因此油價的非預期上漲將對經濟體系帶來顯著的負面衝擊，但油價的非預期下跌對於經濟體系的正面效益可能並不顯著。Ramey &



Vine (2010) 及 Hamilton (2009) 的實證結果支持上述假說。

(二)、不確定性效果

不確定效果假說主要探討當市場參與者對油價未來走勢存在不確定預期時的後果。由於油價變化牽繫許多投資計畫的現金流量，而投資計畫往往具有不可逆 (irreversible) 性質，當市場參與者對未來油價走勢的不確定心理升高時，就會出現延後投資或延遲消費現象，使經濟體系的產出水準下跌。因此不論當前油價係呈現上漲或下跌走勢，只要未來油價變化的不確定性升高，均將對產出成長帶來負面效果，即：油價變化的不確定性升高將加重油價上漲的負面效果，但抵銷油價下跌的正面效果。此種不對稱效果的結局便是，即使油價下跌也可能不利於總體經濟表現。

(三)、貨幣政策效果

貨幣政策會導致不對稱效果的原因來自央行行為的不對稱性。通常各國央行會在油價上漲之後迅速採取緊縮措施，加重油價上漲的負面影響；但卻不會在油價下跌之際立即採取相關措施。此假說雖未具備經濟理論支持，卻成為實證研究的討論對象。Bernanke et al. (1997) 認為貨幣政策對油價衝擊反應的不對稱性導致油價衝擊具有漲跌不對稱效果。但 Balke et al. (2002) 卻持不同意見，其實證結果顯示，當切斷聯邦基金利率對產出的影響效果後，油價對產出的影響仍然是不對稱的。因此 Balke et al. (2002) 認為貨幣政策不是唯一解釋油價衝擊具有漲跌不對稱效果的理由。

由前述古典供給面效果與實質餘額效果可知，油價上漲將帶動物價壓力升高，並衝擊實質產出成長率；此時中央銀行的態度將決定物價上漲幅度與產出變化幅度。鑒於多數央行的政策目標首先是維持物價穩定，其次才是兼顧產出的穩定成長，因此當經濟體系處於不同景氣循環階段時，因為面對的產出與物價問題並不相同，央行執政者的政策態度亦可能因經濟問題不同而有所差異。再者，央行制定貨幣政策時所參考的訊息集合⁵往往因為景氣狀態改變而不同，因此包括 Yüksel et al. (2013)、Favero & Rovelli (2003)、Ozlale (2003) 及 Valente (2003) 等學者均認為，央行所依據的貨幣政策法則並非一陳不變。第三，貨幣政策的傳遞管道及其影響效果也會因為景氣狀態而改變。Weise (1999) 指出在景氣衰退期間，貨幣政策對產出的影響效果較大、對價格的影響效果較小。Thoma (1994) 發現在景氣擴張期間，緊縮性貨幣政策對產出的影響力較大；但是寬鬆性貨幣政策的效果則不因景氣循環階段而不同。上述研究一致指出：貨幣政策本身及其對總體經濟的影響效果具有隨景氣階段改變的不對稱性。此時根據

⁵ 除了相關總體經濟變數之外，Yüksel et al. (2013) 指出家計單位與廠商的風險偏好也應納入央行制定貨幣政策時的訊息集合。



前述實質餘額效果分析油價變化對總體經濟變數的影響也將會隨景氣階段改變而存在不對稱性。

Shively (2004) 和 Valcarcel & Wohar (2013) 分別以 Tsay (1998) 門檻模型和係數具時間變異性之結構模型分析美國實證資料，結果發現在景氣衰退與擴張期間，產出及失業對於來自總供給與總需求變化的衝擊出現不同的反應模式，Valcarcel & Wohar (2013) 指出變數的衝擊反應在景氣衰退階段較為明顯。由於既有文獻相繼證實總體經濟變數對於外來衝擊的反應模式會隨景氣階段而呈現不對稱性，然而台灣的實證研究卻尚未利用非線性模型探討油價衝擊在不同景氣狀態下對總體經濟變數造成的不對稱效果，本研究擬以景氣循環狀態為門檻變數，參考 Valcarcel & Wohar (2013) 定義總體經濟變數的衝擊反應順序，並透過 Balke (2000) 的 STVAR 模型進行門檻效果的檢定與參數估計，以期獲得證據說明台灣總體經濟變數受油價衝擊後的影響是否會隨景氣狀態而存在門檻效果。最後藉由一般化衝擊反應函數模擬油價衝擊在不同景氣狀態下對於台灣的失業、產出與物價將造成何種影響，並分析這些影響效果的存續期間以及變化模式。

叁、結構式模型的建立

原油價格變化對總體經濟體系造成的影響可以用多變數結構模型進行探討，其中如何定義體系內各個變數的衝擊影響順序將影響結構模型的分析結果。在 Bernanke et al. (1997) 的結構模型中將美國的產出、物價、油價、貨幣政策利率、與市場長、短利率等變數納入，而經濟體系接受的外生衝擊分別為：總體經濟衝擊、政策衝擊、金融市場衝擊，其中油價變化屬於總體經濟衝擊。為了解析油價變化的衝擊來源，Kilian (2009) 的結構模型將衝擊來源分為三項：原油市場供給面的不確定（供給面衝擊）、景氣循環（需求面衝擊）、市場的預防性需求變化（市場面衝擊）。Cogni & Manera (2009) 以四條結構式與兩條恆等式建立一個包含六項總體經濟變數的模型，這六項變數分別是油價、物價、匯率、產出、利率與貨幣供給。並根據貨幣市場供需函數、商品市場價格與產出函數、匯率變動函數與油價變動函數，定義出變數之間的衝擊影響順序。Valcarcel & Wohar (2013) 採用 Blanchard & Quah (1989) 總供給-總需求衝擊關係之假設⁶，根據凱因斯模型設計出影響經濟體系總供給與總需求水準的函數關係，再加入油價變數，形成一個衝擊影響順序為：失業、油價、產出、物價之結構模型，再以此模型探討油價衝擊對美國的總體經濟效果。

鑒於實證模型所使用的變數個數、定義、理論依據、相關假設等將影響變數之間的衝擊影響順序（ordering of shocks），並且有可能改變實證分析的結論，本研究將參考 Valcarcel & Wohar

⁶ Blanchard & Quah (1989) 為了釐清來自供給面與需求面的衝擊效果，假設總需求衝擊對於經濟體系的產出與失業僅具有暫時效果，總供給衝擊則為永久效果；並且總供給與總需求衝擊彼此互相獨立。



(2013) 的設計內容，依據凱因斯的總供給與總需求模型，將總體經濟體系的變數關係以(1)~(3)式表示：

$$y_t^{AD} = F\left(\underset{+}{m_t - p_t}, \underset{-}{r_t}, \underset{-}{o_t}\right) \quad (1)$$

$$y_t^{AS} = F\left(\underset{+}{n_t}, \underset{+}{\theta_t}, \underset{+}{o_t}\right) \quad (2)$$

(1)式的總需求函數指出，經濟體系的總需求水準受到實質餘額 $m_t - p_t$ 、貨幣政策（以利率 r_t 代表）與油價 o_t 影響，其影響方向分別由下標 + 或 - 符號表示。(2)式代表長期產出函數，係根據 Cobb-Douglas 生產函數型態，產出水準受到實際就業人口 n_t 、生產力 θ_t 與油價 o_t 之影響。以上各變數除名目利率外，其餘變數均需取自然對數。由於名目利率可以表示為名目貨幣餘額的函數，其關係可以寫成 $r_t = -\beta m_t$ ，且 $0 < \beta < 1$ 。就業人口 n_t 和失業人口 u_t 的關係可以寫成 $u_t = n_t^{FE} - n_t$ ，其中 n_t^{FE} 代表充分就業情況下的就業人口。而經濟體系的均衡物價水準 p_t 係由總供給與總需求共同決定，根據上述關係可將物價水準寫成如下函數型態：

$$p_t = F\left(\underset{+}{m_t}, \underset{-}{\theta_t}, \underset{+}{o_t}, \underset{-}{u_t}\right) \quad (3)$$

(3)式指出根據總供需模型決定的物價水準將與貨幣供給 m_t 、油價 o_t 呈正向變動，但與生產力 θ_t 、失業人口 u_t 呈反向關係。至於貨幣供給、生產力、失業、與油價的變動將呈如下隨機模式：

$$m_t = m_{t-1} + C_m(L)\varepsilon_t^{AD} \quad (4)$$

$$\theta_t = \theta_{t-1} + C_\theta(L)\varepsilon_t^{AS} \quad (5)$$

$$u_t = u_t^{FE} + C_u(L)\varepsilon_t^{NRU} \quad (6)$$

$$o_t = o_{t-1} + C_o(L)\varepsilon_t^{Oil} + C_o^{\%}(L)\varepsilon_t^{NRU} \quad (7)$$

其中 u_t^{FE} 為充分就業情況下的自然失業人口，因此 $u_t - u_t^{FE}$ 可代表經濟體系在 t 期的失業缺口 (unemployment gap, ug_t)。 $\varepsilon_t^{AD}, \varepsilon_t^{AS}, \varepsilon_t^{Oil}, \varepsilon_t^{NRU}$ 分別代表來自總需求、總供給、油價與失業的衝擊，並且皆為互相獨立且不具序列相關之干擾項。 $C_x(L)$ 為各函數的落後運算元係數。根據 (1)~(7)式可得產出成長率與物價成長率的函數關係為：

$$\Delta y_t = F\left(\varepsilon_t^{AS}, \varepsilon_t^{Oil}, \varepsilon_t^{NRU}\right) \quad (8)$$

$$\Delta p_t = F\left(\varepsilon_t^{AD}, \varepsilon_t^{AS}, \varepsilon_t^{Oil}, \varepsilon_t^{NRU}\right) \quad (9)$$

再配合(6)式與(7)式可得：



$$\begin{pmatrix} ug_t \\ \Delta o_t \\ \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} M_{11} & 0 & 0 & 0 \\ M_{21} & M_{22} & 0 & 0 \\ M_{31} & M_{32} & M_{33} & 0 \\ M_{41} & M_{42} & M_{43} & M_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{NRU} \\ \varepsilon_t^{Oil} \\ \varepsilon_t^{AS} \\ \varepsilon_t^{AD} \end{pmatrix} \quad (10)$$

(10)式顯示失業衝擊、油價衝擊、供給面衝擊與需求面衝擊將對總體經濟變數（失業缺口、油價年增率、產出成長率、與物價成長率）帶來的影響效果將由多項式迴歸參數矩陣 M 表示。並且由(10)式可知經濟體系的結構衝擊分為來自供給面與需求面的變化，其中前三項（ $\varepsilon_t^{NRU}, \varepsilon_t^{Oil}, \varepsilon_t^{AS}$ ）代表供給變動的衝擊，其意義分別為自然失業率、油價與生產力變化的衝擊；至於需求變化的衝擊則以 ε_t^{AD} 代表。這些衝擊對於總體經濟變數的失業、油價、產出、與物價變動率將造成遞迴式（recursive）影響效果，亦即供給面衝擊的 $\varepsilon_t^{NRU}, \varepsilon_t^{Oil}, \varepsilon_t^{AS}$ 均將對產出成長率 Δy_t 造成永久性影響；但僅 ε_t^{NRU} 會對失業缺口 ug_t 造成永久性影響。並且總需求衝擊 ε_t^{AD} 在長期間不影響產出成長率⁷，但全部衝擊來源均可能對物價變化造成永久性影響效果。

肆、研究方法

鑒於 Valcarcel & Wohar（2013）指出，油價衝擊的總體經濟效果會因為估計期間與經濟狀態改變而具時間變異性，其參數估計值並非固定，因此本研究將以代表景氣循環的產出成長率為門檻變數，藉由 Balke（2000）建構的 STVAR 模型進行門檻效果檢定與參數估計，再利用 Koop et al.（1996）一般化衝擊反應函數進行油價衝擊效果的模擬，以探討油價對總體經濟變數的影響效果是否隨景氣循環狀態而具不對稱性。本小節先說明 Balke（2000）的門檻效果檢定步驟，下一節說明 Koop et al.（1996）一般化衝擊反應函數的模型設計與衝擊模擬過程。

一、結構式門檻模型的檢定步驟

（一）、門檻模型介紹

Balke（2000）的 STVAR 模型假設內生變數之間的關係將因為狀態不同而改變，此「狀

⁷ 總體經濟學教科書說明凱因斯學派總供給與總需求模型時指出：總需求衝擊對於產出水準僅有暫時性影響，不具永久性效果，因此推論出長期總供給線為一條垂直線，其位置不因總需求變動而改變。任何基於需求面的總體經濟政策（貨幣政策或財政政策）最終只能改變物價水準，無法影響長期產出水準。文獻上將此總需求衝擊在長期不影響總供給的推論稱為「總需求的中立性」（long run neutrality）假說。Blanchard & Quah（1989；以下簡稱 BQ）乃將此總需求具中立性之假設建構在其結構式 VAR 模型中，以區別經濟體系來自需求面及供給面變化的衝擊反應。往後許多基於 BQ 假設進行實證研究的文獻（例如 Shively, 2004），在其研究模型中便假設總需求衝擊僅能影響物價水準，對產出不具影響力；足以影響產出水準的是供給面衝擊。雖然「總需求是否具長期中立性」的議題至今在文獻上仍有諸多討論（請參考 Keating, 2013），只不過本研究係根據 Valcarcel & Wohar（2013）模型進行台灣的實證，其建構基礎就是 BQ 假設，因此可得總需求衝擊在長期不影響產出成長率之結論。



態」係以體系處於 $(z_{t-d} > \gamma)$ 或 $(z_{t-d} \leq \gamma)$ 之情境來代表。因此可將變數之間的關係寫成：

$$Y_t = (c_1 + A_1 Y_t + B_1(L) Y_{t-1}) + (c_2 + A_2 Y_t + B_2(L) Y_{t-1}) I(z_{t-d} > \gamma) + U_t \quad (11)$$

其中 Y_t 為 k 維定態數列組成之內生變數向量。 c_1, c_2 為截距項向量， A_i 是描述内生變數當期結構化關係（contemporaneous structural relationships）矩陣，其數值會因為前述之狀態而改變（ A_1 或 A_2 ）。 $B_i(L)$ 為落後運算元組成之 $(k \times k)$ 落後多項式係數矩陣（lag polynomial matrices），其數值同樣因為狀態而改變。 $i = 1, 2$ 用以區隔不同的狀態區間。 U_t 是結構化干擾項（structural disturbances），為白噪音殘差，其均數為0、變異數-共變異數矩陣 Σ 是對角矩陣。 z_{t-d} 為將樣本資料切割成上下區間的門檻變數，其中 d 為延遲參數（delay parameter）且 $d > 0$ ；本研究係採用代表景氣狀態的產出成長率為門檻變數。指標函數 $I(z_{t-d} > \gamma)$ 在門檻值大於 γ （景氣擴張期）時為1，否則為0（景氣遲緩期）。換言之當 $z_{t-d} \leq \gamma$ ，體系位於低區間（ $i = 1$ ），各變數的變動模式由 c_1, A_1 及 $B_1(L)$ 決定；當 $z_{t-d} > \gamma$ ，體系處高區間（ $i = 2$ ），變數的變動模式以 $(c_1 + c_2), (A_1 + A_2)$ 及 $B_1(L) + B_2(L)$ 表示。結構模型的特色在於不僅考慮落後期變數對内生變數 Y_t 的影響效果，也將變數在同期間的影響關係納入考慮。Balke（2000）將同期參數矩陣 A_1 與 A_2 設計為具遞迴結構（recursive structure）關係之下方三角矩陣（如(10)式），此時衝擊影響方向將由 Y_t 向量中排列在最上方之變數依序向下，且不具反向影響效果。其次，基於Balke（2000）使用内生變數擔任門檻變數，此時任何衝擊造成門檻變數發生變化後，將可能使整個體系在上下區間進行轉換；此代表Balke（2000）模型的區間變化也是內生，此特點不同於其他使用外生變數當作門檻變數的非線性門檻模型，例如Tsay（1998）多變數門檻模型。

（二）、門檻效果檢定與參數估計

由於門檻值無法事前預知，加上擾嚷參數（nuisance parameter） γ 存在，無法以F或卡方分配作為檢定虛無假設 $H_0 : c_2 = A_2 = B_2(L) = 0$ （無門檻效果）的漸進分配。Balke（2000）建議以三種具Wald型態之檢定統計量（sup-Wald統計量、avg-Wald統計量以及exp-Wald統計量）進行(11)式有無門檻效果之檢定。其中sup-Wald為在所有可能門檻值計算過程中獲得之最大Wald統計量，avg-Wald為所有可能門檻值得到之Wald統計量的平均數，exp-Wald則為指數Wald統計量（exponential Wald statistics）的加總。上述三個檢定統計量的 p 值將參考Hansen（1996）虛無假設為線性、對立假設為門檻模型的檢定概念，以拔靴（bootstrapping）方式計算，以進行是否存在門檻效果的統計推論。門檻估計值 $\hat{\gamma}$ 為使(11)式之 Σ 矩陣行列式



對數值 (log determinant of variance-covariance matrix) 最小者。

在計算 Wald 統計量之前，必須先以單根檢定確定模型變數的時間數列性質已為定態數列，再利用 AIC 或 SBC 判定標準選擇適宜的落後期數 (p)，接著根據下述步驟計算三種 Wald 統計量：

1. 在給定門檻變數落後期 d 值情況下，於門檻值可能範圍 $\gamma \in [\gamma_L, \gamma_U]$ 內⁸，針對每個門檻值逐一以最小平方估計(11)式，獲得參數估計值 $(\hat{c}, \hat{A}, \hat{B}(L), \hat{\Sigma}, \hat{\gamma})$ ⁹。
2. 算出每一個門檻值下，檢定虛無假設 $H_0: c_2 = A_2 = B_2(L) = 0$ 的 Wald 統計量， $Wald(\gamma)$ 。
3. 選擇前述步驟 2 結果中最大者為 sup-Wald 統計量；計算全部 Wald 統計量的平均數可得 avg-Wald 統計量；加總指數 Wald 統計量 (exponential Wald statistics) 可得 exp-Wald 統計量。

當三種 Wald 統計量一致並顯著地拒絕前述虛無假設時，即可推論(11)式具有門檻效果，此時將選擇使(11)式之 Σ 矩陣行列式對數值最小之 γ 為門檻估計值。由於計算 Wald 統計量須在給定參數 d 情況下進行，本研究基於使用資料頻率為月資料，並且假設經濟體系對於上月景氣數據的變化會快速反應，因此選擇落後一期 ($d=1$) 產出成長率 Δy_{t-1} 為門檻變數，進行前述門檻效果檢定。

二、一般化衝擊反應函數 (GIRF) 的設計

非線性衝擊反應分析可衡量特定衝擊對經濟體系帶來不對稱反應的程度是否因衝擊方向與衝擊大小而有所差異，相較於模型係數估計值更能說明 VAR 模型的動態變化性質。根據 Koop et al. (1996) 的一般化衝擊反應函數 (GIRF) 之定義：

$$GIRF_h = E(Y_{t+h} | v_t = \delta, \omega_{t-1}) - E(Y_{t+h} | v_t = 0, \omega_{t-1}) \quad (12)$$

其中 ω_{t-1} 為時間 $t-1$ 之訊息集合 (information set)， v_t 為某特定外生衝擊，其衝擊的程度以 δ 表示。衝擊反應函數主要顯示當第 t 期發生程度為 δ 的外生衝擊後，對內生變數未來 h 期之條件期望值的影響。由於非線性 VAR 模型之衝擊反應函數的變化會因起始狀態、衝擊大小及衝擊方向差異而有所不同，在計算非線性衝擊反應函數時需先確定衝擊大小、衝擊方向、以

⁸ Balke (2000) 建議每個區間觀察值個數至少需達 15% 的觀察值加上待估計參數個數。門檻效果檢定過程將根據門檻變數數列的實際資料界定出門檻值範圍 $\gamma \in [\gamma_L, \gamma_U]$ ，再逐一利用此範圍內每一筆數據擔任門檻值，進行最小平方之參數估計，並在虛無假設為線性模型之下計算 Wald 統計量 (即步驟 2)。這個過程將進行多次，直到在門檻值範圍內的全部樣本資料均擔任過門檻值為止。此時可獲得每個可能門檻值下的 Wald 統計量，進入步驟 3。

⁹ Y 向量中變數的排列順序如(10)式所示。



及起始條件。本研究將採以下步驟計算 GIRF：

1. 選定某特定期之內生變數實際資料 ω_{t-1}^r 為起始值。利用模型估計殘差，以抽出放回的方式，針對 k 維之內生變數依序產生 h 期的外生干擾 v_{t+h}^b 。此時若抽出某 t 期的衝擊，則該期之 k 個迴歸殘差將一同被記錄下來。
2. 根據步驟 1 選定之起始值與外生干擾，依序代入模型的估計方程式，產生各期內生變數的條件預測值 $Y_{t+h}(\omega_{t-1}^r, v_{t+h}^b)$ 。
3. 重複執行步驟 1、2，不過在油價變數迴歸式中於第 t 期額外加入某一特定方向（正、負）與特定大小（一倍或兩倍標準差）之外生干擾 δ ，以獲得當面臨油價的外生衝擊時，各期內生變數的條件預測值 $Y_{t+h}(\delta, \omega_{t-1}^r, v_{t+h}^b)$ 。
4. 重複執行步驟 2、3 若干次（例如 500 次）。將每次步驟 3 與步驟 2 的結果相減， $Y_{t+h}(\delta, \omega_{t-1}^r, v_{t+h}^b) - Y_{t+h}(\omega_{t-1}^r, v_{t+h}^b)$ 。再計算這 500 次相減差距的平均數，獲得在某特定起始值之衝擊反應函數 $GIRF_h(\omega_{t-1}^r)$ 。
5. 針對不同區間內的每個起始值，重複執行上述步驟 1~4 過程，計算不同起始值下的衝擊反應函數 $GIRF_h(\omega_{t-1}^r)$ ， $r=1,2,\dots$ 。最後將所有不同起始值之衝擊反應予以平均，獲得最後的衝擊反應函數。此時依據起始值所在的不同區間，可分別獲得體系在上、下區間時，各變數因應衝擊的調整過程。由各區間衝擊反應函數變化型態的差異，可推知在不同區間的油價衝擊是否對產出、失業及物價造成不對稱調整模式。

伍、資料描述

一、資料的蒐集、整理與變數定義

本研究以台灣地區資料進行實證分析，根據(10)式可知模型所需的資料包括：實質原油價格、物價、產出、及失業。相關變數的時間數列資料均取自台灣經濟新報資料庫（TEJ），為自 1989.04~2016.05 期間的月資料。選擇這段期間資料進行研究的原因，一方面因 TEJ 資料庫所收錄的杜拜原油價格始自 1989.04，經過年增率換算後，研究使用的變數期間將從 1990.04 開始。這段期間世界原油市場出現幾次重要的歷史變化。包括 1990 年 8 月 2 日伊拉克入侵科威特，引發第二次波灣戰爭，國際原油價格在一年內大幅上漲 20%，被稱為「第三次石油危機」。此外，2007-2008 年來自中國市場的大量需求，使油價飆漲突破每桶 140 美元天價。但隨後又因美國次貸危機與歐洲主權債務危機引發了全球金融海嘯，國際油價在半年內迅速滑落至 50 美元以下。2011-2012 年再度攀升到每桶超過 100 美元後，2015 年 6 月又跌破 60 美元。在這段油價飆漲後



又大幅起落的期間，台灣的經濟表現似乎並未與油價變化有明顯關聯：在 2000 年之前台灣的經濟成長率普遍維持在每年 6% 以上，但是 2001 年之後的資料卻指出，除了 2004 年、2007 年、2010 年外，多數年度的成長率落在 5% 以下。此不免令人好奇：油價變化是否真如文獻所載，對台灣的總體經濟表現具有負面影響？這是本研究選擇使用這段期間資料進行實證分析之原因。以下就個別變數資料的整理過程進行說明：

(一)、實質油價：根據中國石油公司進口原油的比重可知，我國進口自中東地區油品佔 68%、非洲 25%、其餘來自其他地區（包括俄羅斯及亞塞拜然佔 4%、印尼約 2.4%）。鑒於中東地區油品的指標價格為杜拜原油，非洲及俄羅斯油品報價以北海布蘭特原油為主，因此本研究採取七成杜拜原油+三成布蘭特原油的方式計算綜合進口原油價格。又因國際原油報價單位為「美元/桶」，為了計算實質油價，將前述以加權方式計算的進口原油價格再以同期間美國消費者物價指數進行平減；其次，為了消除匯率變動因素，再將實質美元油價乘以同期間新台幣美元匯率，換算成以新台幣計算之實質原油價格 o_t 。

為了驗證油價衝擊的效果是否具有漲跌不對稱性，本研究根據 o_t 數列資料分別計算以下四種代表油價變化的指標，分別為：1. 油價年增率 $\Delta o_t = \ln o_t - \ln o_{t-12}$ ；2. 原油價格上漲率

$$\Delta o_t^+ = \begin{cases} \Delta o_t; & \text{當 } \Delta o_t > 0 \\ 0; & \text{其他情況} \end{cases} ; \quad 3. \text{原油價格下跌率 } \Delta o_t^- = \begin{cases} \Delta o_t; & \text{當 } \Delta o_t < 0 \\ 0; & \text{其他情況} \end{cases} ; \quad 4. \text{淨原油價格上漲率}$$

$\Delta o_t^{\max} = \max \{0, \ln o_t - \ln o_{t-i}^*\}^{10}$ 。其中 Δo_t 為一般文獻常用的油價變動指標，此指標隱含油價漲跌效果是對稱的；而根據 Mork (1989)，為了分析油價漲跌是否對總體變數造成不對稱影響，文獻上將前述 Δo_t 指標進一步區分為 Δo_t^+ 、 Δo_t^- ，分別用來衡量油價上漲與下跌所造成的影響。藉由比較這兩種指標帶來的衝擊效果可以獲悉油價的漲跌衝擊是否會對總體經濟帶來因衝擊方向不同所導致的不對稱效果； Δo_t^{\max} 計算方式參考 Hamilton (1996, 2003) 的 NOPI 指標，用以衡量當油價大幅上漲時帶來的衝擊效果。此指標排除油價在短期拉回後的修正走勢，將能更清楚捕捉真實油價上漲的衝擊效果。陳虹均等人 (2012) 指出當油價上升超越過去一年最高價時，將造成市場參與者的恐慌心理升高，這種衝擊效果將會比僅考慮油價上漲 (Δo_t^+) 更為明顯，並且可以捕捉油價上漲所造成的不對稱性。

(二)、物價：以台灣地區消費者物價指數 (CPI) 代表經濟體系一般物價水準，並以 CPI 年增率代表物價成長率，即 $\Delta p_t = \ln CPI_t - \ln CPI_{t-12}$ 。

(三)、產出：雖然文獻上常以工業生產指數為產出水準的替代變數¹¹，然而工業生產指數

¹⁰ $\ln o_{t-i}^*$ 為過去 12 個月以來最高油價取自然對數， $i=1,2,\dots,12$ 。故 Δo_t^{\max} 代表當油價超越近一年最高價時的漲幅，此定義符合 Hamilton 的 NOPI 指標。

¹¹ 最適切足以代表一國產出水準的資料是實質 GDP，不過由於 GDP 變數的資料頻率為季資料，不適用於當研究資料頻率為月資料時，故文獻上會以工業生產指數代替一國的生產活力。



僅能反映一般製造業景氣變化狀況，無法反映商業與服務業的生產活力。本研究改用國發會編製的景氣指標，並以同時指標綜合指數代表經濟體系的產出能量。同時指標綜合指數的編製方法不但納入工業生產指數，也考慮企業總用電量、製造業銷售量、批發零售與餐飲業營業額、非農部門就業人口、實質海關出口值、實質機械與電機設備進口值等；將比使用工業生產指數更能反映整個經濟體系在特定時點的活動能力。本研究以同時指標綜合指數年增率代表經濟體系的產出成長率 $\Delta y_t = \ln y_t - \ln y_{t-12}$ 。

(四)、失業缺口：根據(6)式可知，失業缺口受到隨機干擾 ε_t^{NRU} 影響，可由實際失業人口 (u_t) 潛在失業人口 (u_t^{FE}) 之差距獲得，即 $ug_t = u_t - u_t^{FE}$ 。但由於失業人口與就業人口在勞動力的定義中屬於一體兩面關係，因此亦可由潛在就業人口與實際就業人口的差距獲得失業缺口估計數 ($u_t - u_t^{FE} = n_t^{FE} - n_t$)。雖然在 Valcarcel & Wohar (2013) 研究中將潛在就業人口視為固定常數，本研究卻認為潛在就業人口亦可能隨時間經過改變，並非固定，故研究過程先以 HP 法 (Hodrick-Prescott, 1997) 將季節調整後的實際就業人口數分離出其長期趨勢，並令此長期趨勢代表經濟體系的潛在就業人口數，據以計算潛在就業人口數與實際就業人口數的差距當作本研究的失業缺口變數，亦即本研究使用的失業缺口 $ug_t =$ 潛在就業人口 n_t^{FE} - 實際就業人口 n_t 。

二、資料的統計性質描述

表 1 為失業缺口 (ug_t)、油價年增率 (Δo_t)、產出成長率 (Δy_t)、與物價成長率 (Δp_t) 的敘述統計量。經過年增率計算後，總觀察值個數為 314 筆 (1990.04~2016.05)。各變數的平均數皆呈現正值，代表經濟體系在這段期間普遍存在失業缺口、油價上漲、產出成長、與物價上漲。但是從最大值與最小值的差距來看，這段期間內各變數數值變化差異很大。以失業缺口而言，最大值 154.2 (千人)，最小值-106.1 (千人)；表示經濟體系有時存在 15.4 萬人左右的失業人口，但有時又出現 10.6 萬人左右的勞力不足現象。而油價漲跌幅度也出現-0.76~ 0.83 之間的變化；產出成長率有-0.31~+0.29 的變化¹²。標準差顯示這段期間失業缺口變動最大，其次為油價變化幅度，物價變化相對其他變數來說呈現較穩定狀態。

¹² 由於本研究使用的油價年增率係經過新台幣美元匯率換算所得到之以新台幣計算的實質油價，產出成長率則採用景氣同時指標綜合指數年增率為替代變數，故其範圍 (包括最大值與最小值) 與市場實際油價以及主計處每季公布之實質 GDP 年增率有所出入。以油價為例，研究期間油價年增率最高達到 83%，該筆資料出現在 1999.12，杜拜油價從 1998.12 的每桶 10.17 美元漲到 1999.12 的 23.66 美元。幸賴期間新台幣升值，兌美元匯率從 32.216 元下跌到 31.395 元，使得以新台幣計算之實質油價增幅僅 83%。產出成長率的最大值出現在 2010.03，經季節調整後的同時指標綜合指數從 2009.03 的 67.61 升高到 2010.03 的 91.15，取自然對數後的年增率為 29.8%。本文感謝匿名審稿人提醒有必要於此處加註說明。



表1 敘述統計量

	ug_t	Δo_t	Δy_t	Δp_t
平均數	0.603884	0.019337	0.039923	0.016705
中位數	-0.497212	0.014360	0.046587	0.014500
最大值	154.2036	0.833961	0.298751	0.068215
最小值	-106.1104	-0.761333	-0.312382	-0.023621
標準差	45.70761	0.294508	0.082264	0.017933
偏態係數	0.463016	-0.257908	-1.006833	0.353774
峰態係數	4.017026	3.140158	7.631794	2.634901
觀察值個數	314	314	314	314

註： ug_t 為失業缺口， Δo_t 為以新台幣計算的實質油價年增率，

Δy_t 為景氣同時指標綜合指數年增率， Δp_t 為消費者物價指數年增率。

表 2 顯示在觀察期間內各種油價測量指標與失業、產出、物價變數的相關性。其中油價與失業缺口呈現一致性的負向關係¹³，代表油價上漲與失業缺口縮減同時存在。此關係並不符合古典供給面理論的預期¹⁴，隱含油價與失業的關係應該受到其他未具名因素的影響，僅以簡單相關係數無法測度兩者的關係。不過值得注意的是：油價上漲率 Δo_t^+ 與油價下跌率 Δo_t^- 皆和失業缺口呈現負向關係，即不論油價上漲或下跌均可能使失業缺口縮小，此隱含油價對失業的影響可能具有漲跌不對稱效果。油價變化與產出的關係亦如前述與失業的關係一樣，不論哪一種油價變化的測量指標一致指出，油價與產出呈現顯著的正向關係，並且因 Δo_t^+ 和 Δo_t^- 對產出均為正向關係，兩者符號相同，再度指出油價對產出的影響可能存在漲跌不對稱效果，並且以（ Δo_t^- 和 Δy ）的相關性（相關係數為 0.51338）高於（ Δo_t^+ 和 Δy ）的相關性（相關係數為 0.36463）。至於油價與物價的變動關係則一致呈現正相關，代表油價上漲（ Δo_t^+ ）與下跌（ Δo_t^- ）對物價的影響是同方向的，此結果再次隱含油價對總體經濟變數的影響可能存在漲跌不對稱效果。

表2 相關係數

¹³ 不過由相關係數數值並未超過 0.5 判斷，油價與失業缺口的負向關係應屬輕微。至於 Δo_t^{\max} 與失業缺口也是負向關係，但相關係數絕對值僅 0.1 左右，並在 5% 顯著水準下不具統計顯著性。

¹⁴ 油價上漲代表生產資源稀少，將使長短期總供給曲線左移，在其他情況不變下，會造成失業增加。此時油價變化與失業缺口應呈現負向關係。



	Δo_t	Δo_t^+	Δo_t^-	Δo_t^{\max}
ug_t	-0.32099 (0.0000)	-0.23930 (0.0000)	-0.29939 (0.0000)	-0.10418 (0.0652)
Δy_t	0.52376 (0.0000)	0.36463 (0.0000)	0.51338 (0.0000)	0.18576 (0.0009)
Δp_t	0.19612 (0.0005)	0.13199 (0.0193)	0.19661 (0.0005)	0.03879 (0.4935)

註：括號內數字為相關係數統計量的顯著水準（P 值）。若 P 值小於 5%，代表相關係數之 t 檢定結果支持其為異於 0 之對立假設。

三、單根檢定與 STVAR 模型的落後期選擇

為了檢視(10)式的時間數列資料是否符合定態數列條件，本研究使用 ADF 單根檢定，進行虛無假設為非定態數列、對立假設為定態數列的假設檢定。由表 3 可知，水準項的檢測結果指出實質油價、物價指數、與代表生產活動的同時指標綜合指數為具有單根性質的非定態時間數列；但經一階差分後的年增率數列檢測結果則指出，在 5%顯著水準下上述三項變數均已符合定態數列性質。至於失業缺口的檢定結果在水準項時已符合定態性質，故本研究將以失業缺口（ ug_t ）之水準值放入 STVAR 模型，而油價、物價、產出等變數則以經差分後的年增率數列，即油價年增率（ Δo_t ）、物價指數年增率（ Δp_t ）、同時指標綜合指數年增率（ Δy_t ）代入(11)式。在確定 STVAR 模型使用數列的定態性質後，便可根據 Balke（2000）門檻效果檢定步驟，檢定模型的變數關係是否會隨落後一期產出成長率（ Δy_{t-1} ）有無跨越某未知門檻值（ γ ）而出現門檻效果。模型使用的落後期數根據 SBC 判定標準選擇為 lag=4。

表3 ADF單根檢定結果

		水準項	年增率
實質油價 (O)	有截距項	0.3785	0.0301
	無截距項	0.5911	0.0020
物價指數 (P)	有截距項	0.0434	0.0308
	無截距項	0.9998	0.0480
同時指標 (y)	有截距項	0.8797	0.0002



	無截距項	0.9908	0.0036
失業缺口 (ug)	有截距項	0.0000	0.0018
	無截距項	0.0000	0.0001

註：1. 表格內數字為檢定統計量的 P 值。若該值小於 5%，代表可拒絕虛無假設，數列已為定態數列。

2. 物價指數的檢定結果，在考慮截距項時已呈定態性質，然因無截距項檢定結果仍指出其為單根數列，不符合 VAR 模型之變數性質，因此本研究以經差分後的年增率數列進行分析。
3. 失業缺口在年增率欄位使用「變動量」而非「變動率」；即計算本期相較去年同期的增減數量。檢定結果顯示，失業缺口在水準項已為定態數列，故以失業缺口之水準值帶入 STVAR 模型進行估計。

陸、實證結果

一、門檻效果檢定結果

本研究探討主題有二：1.油價變化對總體經濟變數的影響是否會因景氣循環階段而具有不對稱效果；2.油價的上漲與下跌差異是否如部門移轉理論所述，將對產出和失業造成不對稱影響效果。為了檢定油價衝擊對台灣總體經濟變數的影響是否因景氣循環狀態不同而存在不對稱效果，本研究以產出成長率為劃分不對稱衝擊影響的門檻變數，在允許經濟體系存在落後一期反應情況下，定義(11)式之 $z_{t-d} = \Delta y_{t-1}$ 。當 $z_{t-d} > \gamma$ ，代表產出成長率高，經濟體系處於景氣擴張階段；反之若 $z_{t-d} \leq \gamma$ 表示處於景氣收縮階段。 γ 為判定景氣好壞的門檻值，事前無法確知，將由 Balke (2000) 門檻模型的門檻效果檢定步驟加以估計。又由(10)式可知，本研究使用的 STVAR 模型中各內生變數排列順序為 $Y_t = [ug_t, \Delta o_t, \Delta y_t, \Delta p_t]$ (下文稱為模型一)。

其次，依據 Mork (1989) 與 Hamilton (1996, 2003) 研究結果，油價上漲與下跌的變化對於產出的影響具有不對稱性，其中油價上漲帶來產出成長率下降的負面影響較為顯著，油價下跌對於促進產出成長的正面效果則可能因為資源在部門間移轉的調整成本而被稀釋。為了研究油價變化對總體經濟變數是否存在漲跌不對稱的影響效果，本研究使用兩種油價測度指標帶入分析模型進行測試，首先將油價漲跌幅 Δo_t 區分為油價上漲 (Δo_t^+) 和油價下跌 (Δo_t^-) 兩項指標，此時將模型一修正成為模型二 $Y_t = [ug_t, \Delta o_t^+, \Delta y_t, \Delta p_t]$ (代表僅觀察油價上漲時的衝擊效果) 與模型三 $Y_t = [ug_t, \Delta o_t^-, \Delta y_t, \Delta p_t]$ (代表僅觀察油價下跌時的衝擊效果)。藉由比較模型二與模型三的衝擊反應差異，可以獲悉油價的上漲與下跌變化是否會對產出與失業造成不對稱影響。另外，依據 Hamilton (1996, 2003) 的研究顯示，唯有當油價大幅上漲時才可能對於產出



造成顯著影響，本研究參考陳虹均等人（2012）做法，利用 NOPI 指標捕捉油價大幅上漲時的效果，因此將模型一更改為模型四 $Y_t = [ug_t, \Delta o_t^{\max}, \Delta y_t, \Delta p_t]$ ，其中 Δo_t^{\max} 為油價超越近一年高點時的上漲幅度，符合 NOPI 指標定義。比較模型一和模型四的衝擊反應函數差異，可以再次驗證油價的漲跌衝擊是否會造成產出與失業的不對稱反應模式。

根據以上四種模型的變數設定，本研究以落後一期產出成長率（ Δy_{t-1} ）作為門檻變數，首先利用 Balke（2000）的 Wald 統計量檢視上述模型是否因景氣循環狀態而存在門檻效果。表 4 為門檻效果檢定結果。可以看出三種 Wald 統計量（sup-Wald、avg-Wald、與 exp-Wald 統計量）的判斷結果，均可在 1% 顯著水準下拒絕線性模型的虛無假設，指出模型所列四項內生變數的關係存在強烈的門檻效果，變數之間的互動關係會因為景氣狀態處於高度成長或低度成長區間而改變。在確定門檻效果存在並獲得門檻估計值之後，將依據各模型所獲得的門檻估計值界定模型的上下區間，進行單門檻兩區間的參數估計，以便根據參數估計結果進行各區間的衝擊反應分析。

表 4 門檻效果檢定與門檻估計值

	sup-Wald	avg-Wald	exp-Wald	γ
$Y_t = [ug_t, \Delta o_t, \Delta y_t, \Delta p_t]$	129.81 (0.0010)	101.47 (0.0040)	60.87 (0.0010)	0.06849
$Y_t = [ug_t, \Delta o_t^+, \Delta y_t, \Delta p_t]$	161.60 (0.0000)	124.31 (0.0000)	76.10 (0.0000)	0.00959
$Y_t = [ug_t, \Delta o_t^-, \Delta y_t, \Delta p_t]$	140.58 (0.0000)	124.30 (0.0000)	65.97 (0.0000)	0.06327
$Y_t = [ug_t, \Delta o_t^{\max}, \Delta y_t, \Delta p_t]$	210.86 (0.0000)	131.23 (0.0000)	100.73 (0.0000)	0.01146

註：1. 括號內數字為 P 值。若 P 值小於 5%，代表模型具有顯著的門檻效果。

2. 三種 Wald 統計量的虛無假設為線性模型，亦即檢定(11)式之 $H_0 : c_2 = A_2 = B_2(L) = 0$ 。

3. γ 為各模型利用落後一期產出成長率為門檻變數所獲得之門檻估計值。

二、衝擊反應函數分析結果

本研究依據參數估計結果，進行向前 36 期的油價衝擊反應函數預測。其中油價衝擊方向和衝擊程度在模型一、二、四中使+2 標準差；在模型三中使-2 標準差。實證結果的說明包括：

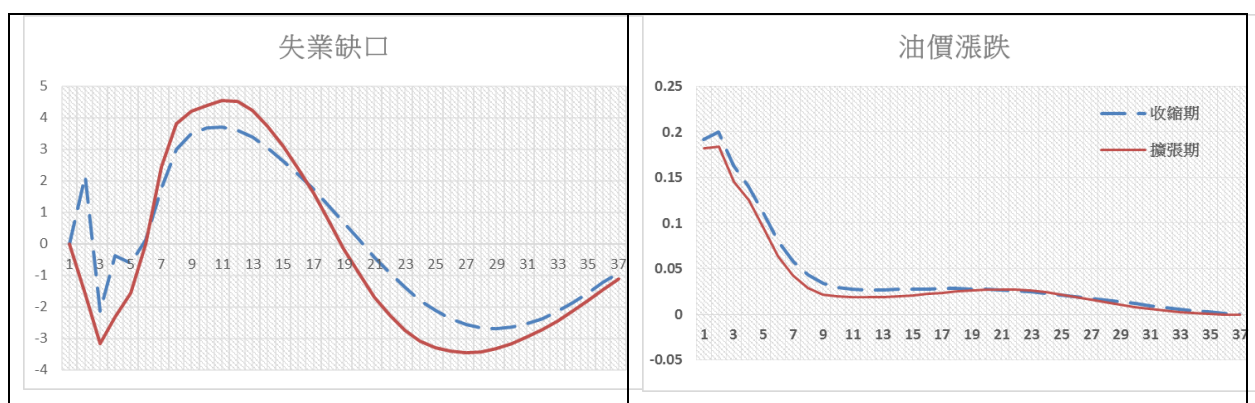
1. 模型一 $Y_t = [ug_t, \Delta o_t, \Delta y_t, \Delta p_t]$ 在景氣擴張期與收縮期的預測結果，目的是探討景氣循環狀態對油價衝擊效果的影響差異。
2. 模型二 $Y_t = [ug_t, \Delta o_t^+, \Delta y_t, \Delta p_t]$ 在景氣擴張期與收縮期的預測結果，並討論此結果是否和考慮油價具對稱影響效果的模型一有所差異。



3. 比較模型二 $Y_t = [ug_t, \Delta o_t^+, \Delta y_t, \Delta p_t]$ 和模型三 $Y_t = [ug_t, \Delta o_t^-, \Delta y_t, \Delta p_t]$ 在不同景氣循環階段的預測差異，藉以探討油價變化對於產出和失業的衝擊是否存在漲跌不對稱效果，而此不對稱效果是否又會受到景氣循環階段的影響而有所差異。
4. 比較模型一 $Y_t = [ug_t, \Delta o_t, \Delta y_t, \Delta p_t]$ 和模型四 $Y_t = [ug_t, \Delta o_t^{\max}, \Delta y_t, \Delta p_t]$ 的預測差異，以便再次驗證油價衝擊是否具有漲跌不對稱性質。

(一)、模型一的衝擊反應函數分析

圖 1 顯示在經濟體系受到 +2 標準差油價衝擊之後的 36 個月內，失業缺口、產出成長率與物價成長率的反應模式。首先由圖形右上方的油價漲跌變化可知，油價上漲衝擊對於油價本身造成的影響效果大約在第 9 期之後迅速消退，並且在預測的第 36 期完全消化此一衝擊效果（衝擊反應函數降至 0）。此隱含油價衝擊的影響期間僅為短暫的，油價上漲衝擊對於油價本身的影響約在 3 年左右回歸到衝擊前的初始狀態。油價對於失業缺口的影響（圖形左上方）顯示，油價無預期上漲會導致失業缺口增加，此種負面效果約在衝擊之後的半年出現¹⁵，並且持續到一年左右（約 12-14 個月）時，失業缺口升高的負面效果達到最大；隨後便逐漸遞減，並在衝擊之後第 18-20 個月降為 0，代表整段失業缺口升高的負面影響持續期間最長不會超過 2 年，顯示油價對失業的影響是短期的。不同景氣狀態下的衝擊反應雖然呈現類似型態，但是以景氣擴張期受到的負面創擊較大，失業缺口上升幅度較高；只不過也是以景氣擴張期回歸到衝擊前狀態的時間點較早，代表景氣擴張期有較強能力消化油價上漲的衝擊。



¹⁵ 失業缺口在景氣衰退期間會在衝擊後的 3 個月內出現短暫升高現象。由於市場經常將油價升高解讀為景氣轉趨熱絡的指標，在景氣衰退期間的油價上漲究竟是代表景氣即將好轉、抑或更將加重企業的生產成本，市場在短期內很難決定，因此造成半年內失業缺口的變化並不穩定。至於在景氣擴張期間，失業缺口立即在油價上漲時下降，反應出市場預期景氣持續熱絡的樂觀預期。

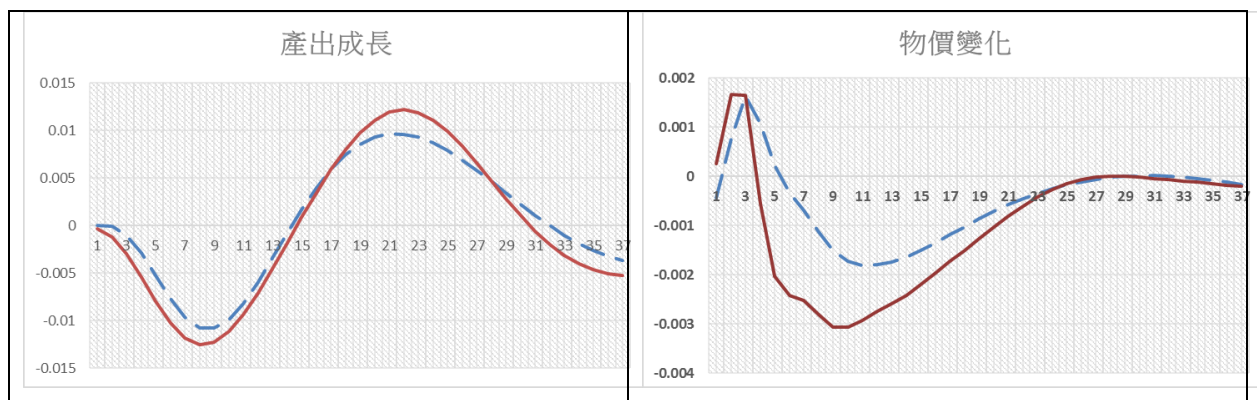


圖 1 油價衝擊對總體經濟變數的影響效果—考慮油價漲跌的對稱變化

油價衝擊對產出成長的影響顯示在圖形左下方。很明顯地，油價上漲對產出成長的負面影響是立即的，並且以景氣擴張期受到的負面衝擊較大。但是此一負面效果會在衝擊之後的第 14 個月衰退至 0，隨後的產出成長變化則進入另一波景氣循環波動，此可能和此時油價對本身的衝擊效果已明顯下降有關（圖形右上方）。這個結果再次指出：油價對產出的負面影響也是短期的。至於油價上漲對物價變化的衝擊顯示於圖形右下方。過去對於油價對物價的影響總認為油價上漲將帶動國內物價漲幅（通貨膨脹）有升高壓力，不過根據此處的衝擊反應函數預測卻指出，油價帶動通膨壓力升高的效果非常短暫，大約僅有 1 季左右期間，此結果在景氣擴張期或景氣衰退期都是一樣的。隨著油價上漲對產出與失業的負面效果逐漸擴大，物價變化反而呈現負成長，並以景氣擴張期的下跌幅度較大（在擴張期下跌約 0.3 百分點，在收縮期下跌 0.2 百分點），此結果應該和產出、失業在擴張期因油價的負面衝擊程度較大有關。最後，由於在兩種景氣狀態下的物價反應函數均可在衝擊後第 29-30 個月（約為 2.5 年）回歸到 0，再次證明油價變化對於物價變數的衝擊效果也是短暫的。

（二）、模型二的衝擊反應函數分析

圖 2 顯示僅考慮油價上漲時的衝擊反應函數，此時的油價衝擊程度為 +2 標準差，預測期間 36 個月。圖 2 係依據油價漲跌具不對稱效果的假說，預測僅考慮油價上漲時將會對總體經濟體系造成何種衝擊效果。

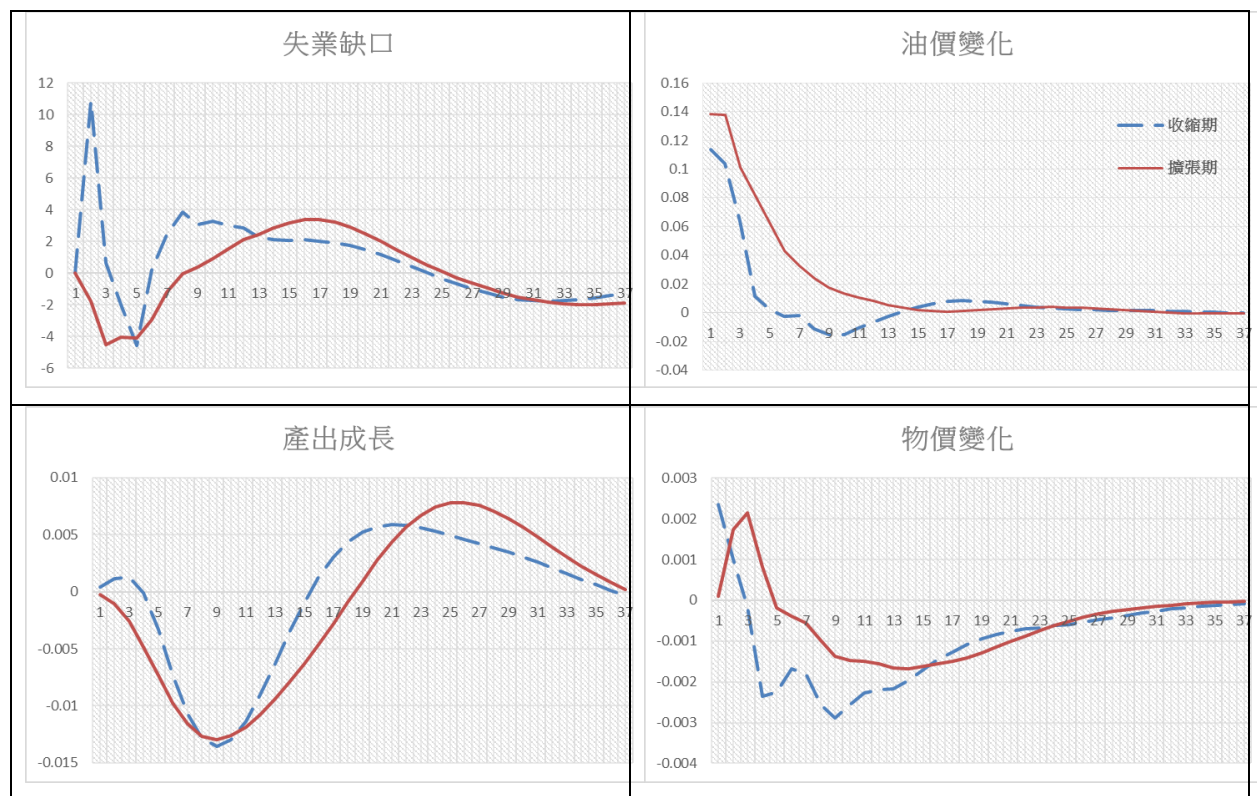


圖 2 油價衝擊對總體經濟變數的影響效果—僅考慮油價上漲效果

首先觀察油價衝擊對於自身影響的衝擊期間，由圖形右上方可知，不論在景氣擴張期或者衰退期，油價於出現上漲衝擊之後對於本身的影響效果大約在第 32-35 期消化完畢，這期間與圖 1 顯示的持續期間差不多，證明油價漲幅回歸到衝擊前正常水準的時間約需要 3 年，不會永久持續。其次，左上方圖形指出油價上漲對失業缺口升高的負面影響約在衝擊之後的半年左右出現¹⁶，此結果也和圖 1 的預測相同。至於失業缺口變化回歸至衝擊前狀態的期間預估需要 23-24 個月，這段期間雖然稍長於圖 1 預測結果（圖 1 預估失業缺口回歸衝擊前水準的時間約 18-20 個月），但依然指出：油價上漲對失業缺口的衝擊影響期間大約僅為 2 年左右，代表油價衝擊效果僅為暫時性。至於在何種景氣狀態下的油價衝擊效果較為嚴重？圖形顯示在景氣收縮期間與擴張期間，失業缺口升高的幅度差不多，只是在收縮期間失業升高的負面影響出現較早，大約在衝擊後第 5 個月達到高峰；在景氣擴張期間失業缺口升高則是緩慢出現，大約在衝擊後第 7 個月達到高峰。

對產出成長率的預測結果顯示，油價上漲會立即造成產出成長率下跌，此點與圖 1 結果相同。並且以景氣擴張期受到的負面衝擊較大，因為在景氣擴張期間，油價衝擊對產出成長的負面影響是立即的，並且需要較長時間才能使產出成長率回復到衝擊前初始狀態¹⁷。由於不論景氣

¹⁶ 如前所述，景氣衰退期間的失業缺口雖會立即升高，但是半年內的缺口變化並不穩定，顯示在景氣衰退期間，就業市場對油價升高的解讀呈現分歧、不確定現象。而在景氣擴張期間，就業市場對油價上漲的解讀是景氣持續熱絡跡象，使失業缺口短暫下跌。

¹⁷ 衝擊反應函數回歸到 0 的時間點，在景氣收縮期是 15 個月，景氣擴張期為 18 個月；此結果均較圖 1 的 14 個月為長。



狀態為何，產出成長率的衝擊反應函數仍然會在 2 年左右回歸到 0，代表油價對產出造成的負面影響是短暫的。

對物價的影響方面，右下圖顯示油價上漲推升物價上揚的效果是立即但短暫的，大約在衝擊之後的 3 個月（景氣收縮期）- 6 個月（景氣擴張期），物價成長率便轉為負數，此時間點頗能配合失業缺口擴大與產出成長率降至谷底的時點，代表油價衝擊造成的景氣衰退會導致物價不升反降，並且以景氣衰退期間的物價下跌趨勢較為明顯，此點係不同於圖 1 的分析結果。然而和圖 1 結果相同的是：物價變化最終仍會回歸到油價衝擊前的初始狀態，雖然需要約 3 年左右時間¹⁸，依然支持油價上漲對物價變化僅為短暫性之結論，油價衝擊不會對物價變化造成永久影響。

（三）、比較模型二和模型三的衝擊反應函數

為了檢視油價上漲與下跌是否如部門移轉假說所述會對產出和失業造成不對稱影響，圖 3 將油價上漲模型和油價下跌模型的衝擊反應預測結果進行比較。由於油價上漲的衝擊反應函數來自衝擊大小為+2 標準差的預測結果，油價下跌來自 -2 標準差的預測結果，為了比較油價漲跌對各變數的影響程度是否有所差異，故將圖中油價下跌的衝擊反應函數乘以負號以便進行衝擊反應程度的比較。

油價衝擊對失業缺口的影響顯示在圖 3 左方欄位。前已述及不論景氣狀態是處於擴張期或收縮期，油價上漲的負面效果約在衝擊之後 5-7 個月出現（實線部分），此時的失業缺口穩定升高，並需要大約 24-25 個月方能將油價上漲的負面影響完全消化，使衝擊反應函數回歸到 0。換言之，就業市場需要大概 2 年時間走出油價上漲的衝擊影響。在油價下跌的影響效果方面，圖 3 的虛線變化顯示，在景氣擴張期間的油價下跌會立即造成失業缺口升高¹⁹，此應與市場預期景氣可能轉冷的心理有關。不過因為衝擊反應函數在第 4 個月轉為負值，代表油價下跌可以帶來失業缺口下降，就業市場熱絡的好處。在景氣衰退期間（圖 3 右下方欄位）油價下跌的衝擊反應函數在第 19 個月之前持續為負（虛線持續位於橫軸之上），代表油價下跌將會帶來失業缺口持續下降的好處，再次反應出就業市場可望因為油價下跌而轉呈熱絡。至於這種就業市場熱絡的景象可以維持多久？由於不論景氣狀態，油價下跌的衝擊反應函數（虛線）回歸到 0 的時間點均早於油價上漲（實線）的影響期間，代表油價下跌對就業市場帶來失業缺口下降的好處期間較短，遠不如油價上漲造成失業缺口增加的持續期間，此結論似可呼應部門移轉假說所述：因資源在部門間移轉的成本導致油價上漲對經濟體系造成的負面效果較強，但油價下跌對經濟體系帶來的正面效果較弱。

¹⁸ 這個期間稍長於前述考慮油價對稱影響效果的模型一估計結果，模型一估計物價變動回到初始狀態的期間約為 2.5 年。

¹⁹ 圖中虛線是乘以負號之後的結果。



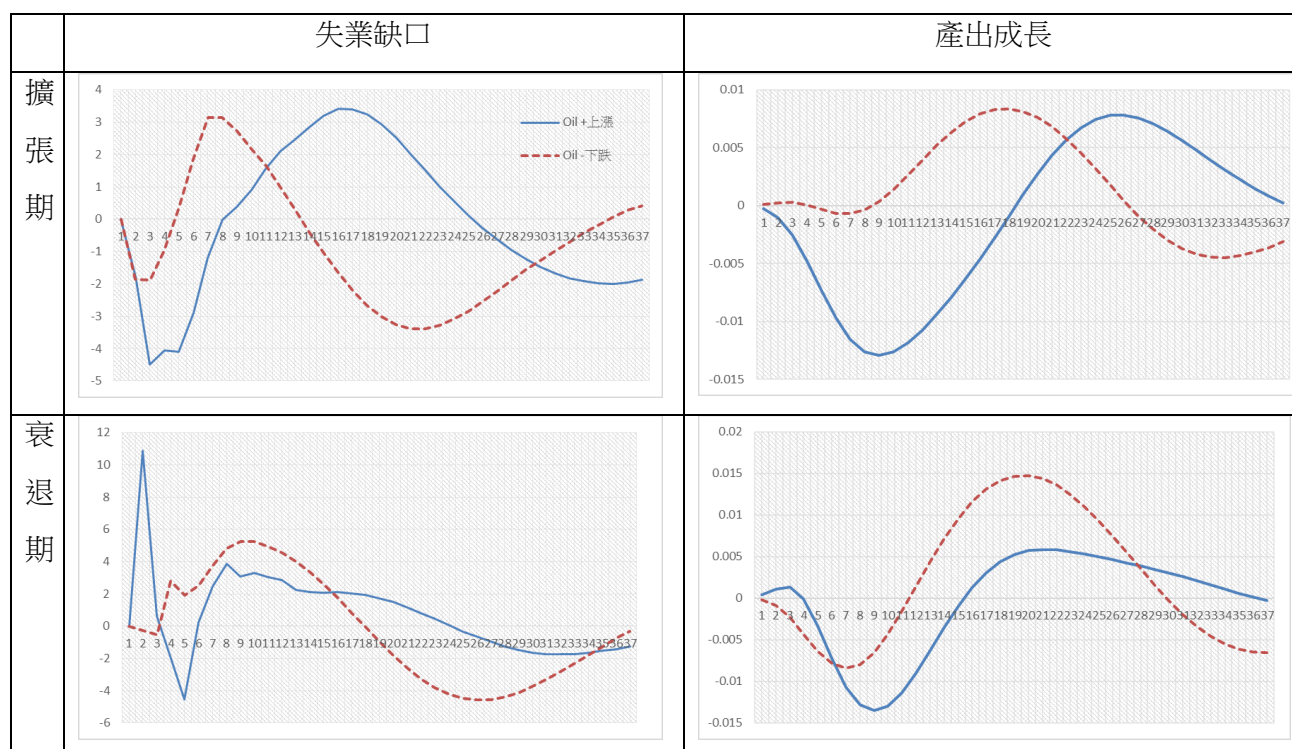


圖 3 比較油價上漲與下跌對產出和失業的影響

圖 3 右方欄位顯示油價變化對產出成長率的影響效果。實線顯示在景氣擴張期間，油價上漲會立即造成產出成長率下跌，此油價對產出的負面效果將持續約 14 個月左右；但是在景氣衰退期間，油價上漲導致產出成長率下跌期間約為 1 年；因此不論是處於何種景氣狀態，油價上漲均將導致產出成長率下跌，為期不超過 1.5 年。至於油價下跌的影響效果，圖 3 右方欄位的虛線部分顯示，在景氣擴張期間，油價下跌並未如預期般帶來產出成長結果，由於衝擊反應函數持續為負值，顯示油價下跌使產出持續呈現負成長狀態。至於在景氣衰退期間，油價下跌雖能使產出成長率維持一小段正值，代表在衝擊後的 10 個月內產出可望出現正成長，但此正成長的幅度並不如油價上漲造成產出成長率下跌的幅度²⁰，此結果證實油價衝擊效果確實會因為漲跌方向的差異而使產出呈現不對稱調整，其中油價上漲對產出的負面影響大於油價下跌的正面影響。

(四)、比較模型一和模型四的衝擊反應函數

為了再次檢視油價漲跌的不對稱效果，過去實證文獻亦利用 Hamilton 的淨原油價格上漲指標 (NOPI)，透過比較油價漲跌幅 (Δo_t) 和 NOPI (Δo_t^{\max}) 的影響效果，驗證油價衝擊效果的不對稱性。因此我們比較模型一和模型四的油價上漲衝擊對於產出和失業的影響效果，並將衝擊反應函數的變化趨勢繪製如圖 4。其中實線為考慮油價漲跌具對稱效果的模型一估計結果，

²⁰ 圖 3 中間下方圖形的虛線下跌幅度不如實線，代表油價下跌的影響效果較輕，油價上漲的影響效果較大。



此代表油價上漲與下跌效果的平均值；虛線則是考慮油價大幅上漲效果的模型四估計結果，可顯示僅考慮油價大幅變化的衝擊效果。當模型四所預測的調整幅度大於模型一時，將代表油價大幅上揚將帶來較大的衝擊影響，隱含油價衝擊具有漲跌不對稱的影響效果。

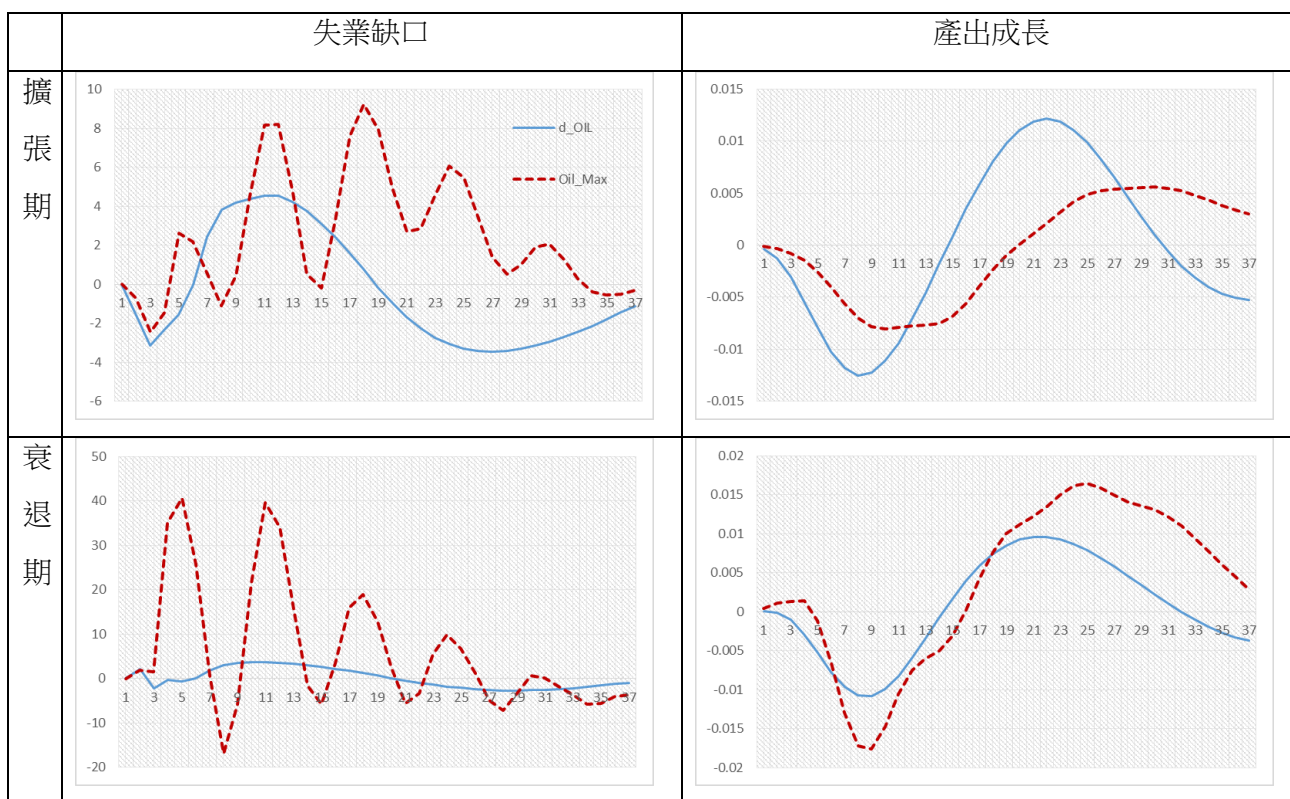


圖 4 比較油價大幅上漲對產出和失業的影響

由圖 4 左方欄位可以看出，不論處於景氣擴張期或衰退期，虛線顯示的失業缺口增加幅度均明顯高於實線的缺口變化幅度；並且虛線在多數預測期間內為大於 0 的正數，此代表油價大幅上漲 (Δo_t^{\max}) 對失業缺口的影響高於油價漲跌幅 (Δo_t) 的效果，隱含油價會因漲跌方向不同而對失業造成不對稱影響。在比較虛線於兩區間的預測刻度後顯示，失業缺口在景氣衰退期的升高幅度較大，代表當衰退期間發生油價大幅上揚，將對就業市場將帶來嚴重的負面後果。所幸此種失業缺口擴大現象不會永久持續下去，雖然虛線顯示的失業缺口在預測期間內出現大幅震盪走勢，但不論處於何種景氣狀態下，失業缺口的衝擊反應函數在預測期間結束前（第 36 個月）均回歸到 0，亦即回到衝擊發生前的初始狀態。和實線顯示意義相同的是：油價大幅變化對失業缺口的影響期間仍為暫時性質，可望在衝擊過後的 3 年左右消化殆盡，不會造成永久性影響。

圖 4 右方欄位指出油價變化對產出成長率的預測結果。右上方欄位顯示為景氣擴張期的影響效果，由虛線變化可知， Δo_t^{\max} 衝擊效果在衝擊後一段期間內會使產出成長出現負值，亦即



油價大幅上漲不利生產行為。此外， Δo_t^{\max} 對產出變化的影響程度雖不如 Δo_t 大²¹，但就影響期間來說 Δo_t^{\max} 造成的產出下跌持續期間比 Δo_t 的持續期間為長。此結論指出油價大幅上漲對產出造成的負面影響將持續一段較長期間。圖 4 右下方指出在景氣衰退期間油價衝擊的產出效果。此處清楚顯示虛線造成的產出下跌幅度高於實線，代表油價大幅上漲對產出的負面影響較大，支持油價漲跌具有不對稱性效果之假說：油價上漲對產出的負面影響大於油價下跌的正面效果。

柒、結論

油價變化對總體經濟活動的影響是否因景氣狀態而呈現不同的衝擊效果，以及油價漲跌方向是否也會對於產出及失業造成漲跌不對稱影響，此議題攸關執政當局在因應油價衝擊時的總體經濟政策。由於既有文獻對歐美國家的實證顯示，油價的衝擊效果會因為景氣狀態而不同，並且可能會透過部門移轉效果、不確定理論、貨幣政策等管道對經濟活動帶來漲跌不對稱影響，亦即油價上漲的負面效果大於油價下跌的正面效果。本研究參考 Valcarcel & Wohar (2013) 結構模型的變數順序設計，將油價衝擊變數納入凱因斯總供給與總需求模型；再根據 Mork (1989) 與 Hamilton (1996、2003) 提出檢視油價不對稱影響效果的測量變數，利用四種油價測量指標探討油價變化對於台灣的產出成長率、物價成長率與失業缺口之影響。鑒於景氣循環的不同階段可能影響油價的衝擊效果，本研究利用 Balke (2000) 門檻效果檢定與估計步驟，以產出成長率為門檻變數，透過結構式門檻向量自我迴歸模型 (STVAR) 進行油價衝擊效果的台灣實證。

在本研究使用的 STVAR 模型中，總體經濟變數的衝擊影響順序為：失業缺口、油價年增率、產出成長率、物價成長率。為了探討油價漲跌方向是否引起失業與產出變數出現不對稱調整模式，進一步將上述油價年增率變數分別改用油價上漲率、油價下跌率、以及淨原油價格上漲率進行參數估計與衝擊反應分析。並以 Balke (2000) 的 Wald 統計量測試上述變數年增率資料在 1990.04~2016.05 期間是否存在門檻效果。結果顯示不論使用何種油價測量指標，上述四項總體經濟變數之間的關係均呈現顯著的門檻效果，代表景氣循環的不同階段會使油價衝擊對台灣失業、產出與物價的影響呈現相異的反應模式。

以油價年增率為測量指標的分析結果指出，當油價出現正向衝擊（即油價無預期上漲）將使失業缺口升高，此負面影響約在衝擊後的半年出現；不過影響期間卻是短暫的，就業市場大約可在衝擊後的 2 年內恢復到衝擊前的狀態。至於油價衝擊對產出的負面影響則是立即顯現，產出活動需要 1-2 年才能走出油價上漲的衝擊。這項估計結果雖然比起陳虹均等人 (2012) 所估計的半年期間為長，但卻一致指出油價對產出的衝擊效果是短暫的。至於在何種景氣狀態下，

²¹ 實線下跌較深、虛線下跌較淺，虛線的變化較平坦。



經濟體系受到油價衝擊的負面影響較大？分析結果指出，不論採用油價年增率或油價上漲率進行模擬預測，在景氣擴張期間，台灣的產出與失業變數受到油價上漲的衝擊效果均高於在景氣衰退期間。而物價變化的預測結果顯示，油價無預期上漲所帶來通膨壓力升高效果僅能維持約 3 個月左右，隨即因為產出與失業變數的負面反應而出現物價成長率下跌現象。雖然景氣循環狀態對物價變化的影響效果視模型採用何種油價測量指標而定，但預測結果一致指出，物價變化回到衝擊前狀態的時間最長不超過 3 年。

此外，油價的漲跌方向差異會對失業和產出帶來不對稱調整模式。不論景氣狀態為何，油價上漲使失業缺口升高，持續期間較長；油價下跌使失業缺口減少，持續期間較短。對產出的影響方面，也是不論景氣狀態，油價上漲使產出成長率大幅下降，而油價下跌卻會在景氣擴張期使產出成長率下跌，在景氣衰退期使產出成長率上揚。這個結果證實不論在何種景氣狀態下，油價的漲跌變化確實使產出成長率出現不對稱調整模式，並且油價上漲對產出的負面影響超過油價下跌的正面影響，符合部門移轉假說之論述。這種油價漲跌的不對稱影響效果在本研究改用淨原油價格上漲率進行估計時依然成立。油價大幅上揚對失業缺口與產出成長的影響方向和使用油價年增率時的模擬結果相同，只是使用淨原油價格上漲率的衝擊反應程度較大，支持油價的總體經濟效果具有漲跌不對稱性質。

本研究利用四種油價測量指標（油價年增率、油價上漲率、油價下跌率、淨原油價格上漲率）的分析結果支持陳虹均等人（2012）研究結論：油價衝擊對台灣總體經濟的影響效果僅為暫時性，並且可以透過部門移轉管道對台灣的產出與失業帶來不對稱影響。利用 STVAR 模型以景氣循環階段為門檻變數後，本研究進一步發現，油價衝擊的不利影響主要顯現在景氣擴張階段。因此在政策意義上，如何透過制度設計以降低生產資源在部門間移轉的僵固性，將可能減緩油價上漲對台灣總體經濟帶來的嚴重負面衝擊，成為延長景氣擴張持續期間的可行方案之一。由於本研究並未探討文獻指出其他兩項造成產出不對稱調整的原因：不確定理論與貨幣政策效果，此將成為未來繼續探索此一課題並建立分析模型的研究方向。

參考文獻

- 陳虹均、郭炳伸、林信助(2012)：能源價格衝擊與台灣總體經濟。*台灣經濟預測與政策*, 42, 1-36。
- Balke, N. (2000). Credit and economic activity: credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *The Review of Economics and Statistics*, 82, 344-349.
- Balke, N.S., Brown, S.P.A., & Yücel, M.K. (2002). Oil price shocks and the U.S. economy: where does the asymmetry originate? *Energy Journal*, 23, 27-52.
- Bernanke, B.S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *Quarterly Journal of Economics*, 98, 85-106.



- Bernanke, B.S., Gertler, M., & Watson, M. (1997). Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 91-142.
- Blanchard, O.J., & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *The American Economic Review*, 74, 655-673.
- Bohi, D.R. (1989). Energy price shocks and macroeconomic performance. Washington, D.C.: Resources for the Future.
- Bohi, D.R. (1991). On the macroeconomic effects of energy price shocks. *Resources and Energy*, 13, 145-162.
- Brown S.P.A., & Yücel, M.K. (2002). Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 42, 193-208.
- Burbidge, J., & Harrison, A. (1984). Testing for the effects of oil-price rise using vector autoregressions. *International Economic Review*, 25, 459-484.
- Cologni, A., & Manera, M. (2009). The asymmetric effects of oil shocks on output growth: a Markov-Switching analysis for the G-7 countries. *Economic Modelling*, 26, 1-29.
- Dohner, R.S. (1981). Energy prices, economic activity and inflation: survey of issues and results. In K.A. Mork (ed). *Energy Prices, Inflation and Economic Activity*. Cambridge, MA: Ballinger.
- Farzanegan, M.R., & Markwardt, G. (2009). The effects of oil price shocks on the Iranian economy. *Energy Economics*, 31, 134-151.
- Favero, C.A., & Rovelli, R. (2003). Macroeconomic stability and the preferences of the Fed: a formal analysis, 1961-98. *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 545-556.
- Fried, E.R., & Schultze, C.L. (1975). Overview. In Fried & Schultze (Eds.), *Higher Oil Prices and the World Economy*, Washington, D.C.: The Brookings Institution.
- Gisser, M., & Goodwin, T.H. (1986). Crude oil and the macroeconomy: tests of some popular notions. *Journal of Money, Credit and Banking*, 18, 95-103.
- Hamilton, J.D. (1983). Oil and the macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91, 228-248.
- Hamilton, J.D. (1988). A neoclassical model of unemployment and the business cycle. *Journal of Political Economy*, 96, 593-617.
- Hamilton, J.D. (1989). A new approach to the econometric analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica*, 57, 357-384.
- Hamilton, J.D. (1996). This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics*, 38, 215-220.
- Hamilton, J.D. (2003). What is an oil shock? *Journal of Econometrics*, 113, 363-398.
- Hamilton, J.D. (2009). Causes and consequences of the oil shock of 2007-08. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 215-261.
- Hansen, B. (1996). Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica*, 64, 413-430.
- Hodrick, R.J., & Prescott, E.C. (1997). Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money Credit and Banking*, 29, 1-16.



- Horwich, G., Weimer, D.L. (1984). Oil price shocks, market response, and contingency planning. Washington, D.C. : American Enterprise Institute.
- Keating, J.W. (2013). What do we learn from Blanchard and Quah decompositions of output if aggregate demand may not be long-run neutral? *Journal of Macroeconomics*, 38, 203–217.
- Kilian, L. (2009). Not all price shocks are alike : disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *The American Economic Review*, 99, 1053-1069.
- Kilian, L., & Vigfusson, R.J. (2011). Nonlinearities in the oil price – output relationship. *Macroeconomic Dynamics*, 15, 337-363.
- Koop, G., Pesaran, M., & Potter, S. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74, 119-147.
- Mork, K.A. (1989). Oil shocks and the macroeconomy when prices go up and down : an extension of Hamilton's results. *Journal of Political Economy*, 97, 740–744.
- Mork, K.A., Olsen, O., & Mysen, H.T. (1994), Macroeconomic responses to oil price increases and decreases in seven OECD countries. *Energy Journal*, 15, 19–35.
- Ozlale, U. (2003). Price stability vs. output stability : tales of Federal Reserve administrations. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, 1595–1610.
- Pindyck, R. (1991). Irreversibility, uncertainty and investment. *Journal of Economic Literature*, 29, 1110-1148.
- Pierce, J.L., & Enzler, J.J. (1974). The effects of external inflationary shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 13-61.
- Ramey, V.A., & Vine, D.J. (2010). Oil automobiles and the U.S. economy : how much have things really changes. NBER Working Paper No. 16067.
- Raymond, J.E., & Rich, R.W. (1997). Oil and the macroeconomy : a Markov state-switching approach. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29, 193-213.
- Shively, P.A. (2004). The size and dynamic effect of aggregate-demand and aggregate-supply disturbances in expansionary and contractionary regimes. *Journal of Macroeconomics*, 26, 83-99.
- Thoma, M. (1994). Subsample instability and asymmetries in money-income causality. *Journal of Econometrics*, 64, 279-306.
- Tsay, R.S. (1998). Testing and modeling multivariate threshold models. *Journal of the American Statistical Association*, 93, 1188-202.
- Valcarcel, V.J., & Wohar, M.E. (2013). Changes in the oil price-inflation pass-through. *Journal of Economics and Business*, 68, 24-42.
- Valente, G. (2003). Monetary policy rules and regime shifts. *Applied Financial Economics*, 13, 525–535.
- Yüksel, E., Metin-Ozcan, K., & Hatipoglu, O. (2013). A survey on time-varying parameter Taylor rule : a model modified with interest rate pass-through. *Economic Systems*, 37, 122–134.
- Weise, C.L. (1999). The asymmetric effects of monetary policy : a nonlinear vector autoregression approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 31, 85-108.

