

# 國際原油價格衝擊對台灣石油消費量的不對稱效果\*

黃琇琇\*\*、林建甫\*\*\*

## 摘要

本文探討原油價格衝擊對於台灣石油消費量的不對稱效果，石油消費變數包含國內石油消費總量與各部門的石油消費量。研究方法分為三個部份，包括 Schorderet (2004)、Granger and Lee (1989) 及 Enders and Siklos (2001) 提出的不對稱效果分析模型。實證結果發現：第一，原油價格漲跌與石油消費量之間的確存在著長期不對稱關係；第二，國際原油價格較國內油品價格對石油消費量更具解釋力。第三，石油消費量對於油價上漲的敏感度高於對油價下跌。第四，就部門別觀察，不同部門別的石油消費量對油價反應不同。其中，運輸與工業部門的石油消費量對國際油價反應，不但具顯著性且長期調整存在不對稱性。政策意涵方面，意謂政府除了應減少對油價干預之外，亦應重新檢視相關優惠或補貼措施是否仍有必要，以讓國內油品價格能真實反映國際油價。其次，對油價上漲較為敏感的運輸與工業部門，應優先輔導產業轉型，提高能源使用效率，降低對石油依賴程度，或鼓勵替代能源使用。

關鍵詞：油價、石油消費、不對稱共整合、不對稱誤差修正模型

JEL 分類代號：Q40, C22, C12

---

\* 作者感謝匿名評審提供寶貴意見。

\*\* 嶺東科技大學財政系助理教授，本文聯繫作者。電話：(04)23892088#3622，傳真：(04)23895293，Email: [michelle@teemail.ltu.edu.tw](mailto:michelle@teemail.ltu.edu.tw)。

\*\*\* 台灣大學經濟學系教授。

# 國際原油價格衝擊對台灣石油 消費量的不對稱效果

黃瑋琇、林建甫

## 壹、前言

原油價格為影響原物料價格波動的重要因素，並牽動著經濟生產活動與國民生計，近來由於節能減碳的環保意識逐漸受到認同，加以原油的耗竭性危機日益突顯，油價的相關議題也受到許多研究者的重視。過去有關油價的相關文獻，多數是著重於研究油價對於經濟活動的影響，關心的經濟變數包含經濟成長率或 GDP、物價、就業、股價與匯率等。例如，Doroodian and Boyd (2003) 以 CGE 模型探討油價對經濟成長與通貨膨脹的影響，結果顯示在出現技術進步下，油價對經濟與通貨膨脹衝擊較為緩和；Huang et al. (2005) 以多變數門檻模型探討美國、加拿大與日本的油價變動對工業生產指數、利率與實質股價報酬的經濟衝擊，結果顯示當油價波動低於門檻值時對經濟衝擊較為有限；Cunado and de Gracia (2003) 分析不同的油價代理變數對通貨膨脹率與工業生產指數的影響；Lardic and Mignon (2006, 2008) 探討油價漲跌對 GDP 影響的不對稱性；Papapetrou (2001) 以 VAR 模型探討希臘的油價對股價、利率、產出與就業之衝擊，發現油價對股價波動具解釋力；Cologni and Manera (2008) 也以 VAR 模型分析 G7 國家的油價與利率、貨幣供給、物價、GDP 與匯率之間的關係；Sadorsky (1999) 研究發現油價對股票實質報酬具有顯著影響；Arouri and Fouquau (2009) 是探討油價對波斯灣國家股市價格的影響；Benassy-Quere et al. (2007) 則以油價與匯率間的關係作為探討主軸。

國立中興大學 

National Chung Hsing University

另一方面，也有文獻是探討原油價格對於石油產品價格的傳遞效果 (Bacon, 1991; Shin, 1994; Borenstein et al., 1997; Chen et al., 2005; Grasso and Manera, 2007; Honarvar, 2009)。這些文獻著重於分析油價傳遞過程是否具不對稱性 (asymmetry)。此種不對稱關係，如同 Bacon (1991) 提到汽油零售價與原油價格之間的關係有如「Rockets and Feathers」，亦即當原油價格上漲，汽油零售價即迅速上漲，而當原油價格下跌，汽油零售價卻緩慢下跌。Chen et al. (2005) 指出此種油價漲跌呈現不對稱調整的現象，會出現在下游的零售階段。而 Borenstein et al. (1997)、Lewis (2004) 及 Johnson (2002) 則從消費者的搜尋行為與搜尋成本，解釋中下游階段價格調整不對稱的原因。

除了油價傳遞方面具不對稱性，油價對於經濟變數的衝擊亦可能存在此種現象。例如，Mork (1989)、Lee and Ratti (1995) 及 Sadorsky (1999) 皆證實了油價上漲對經濟的負面衝擊，相較於油價下跌所產生的正面衝擊大。Brown and Yucel (2002) 指出經濟活動對油價反應具不對稱性，可能原因為政府貨幣政策、調整成本、投資環境不確性與石油產品價格調整的不對稱性。其他有關油價衝擊對總體經濟變數不對稱效果的相關研究，還有 Mork and Olson (1994)、Cunado and de Gracia (2003)、Huang et al. (2005) 及 Lardic and Mignon (2006, 2008) 等文獻。

油價在經濟體系的重要性，除了其對於總體變數影響或價格傳遞過程的議題受到重視之外，另一個研究的焦點是油價對於石油或能源消費需求影響，但現有文獻的數量卻相對較少。Yamaguchi (2007)、Narayan and Smyth (2007)、Narayan and Wong (2009) 及 Gori et al. (2007) 是少數將油價與能源消費兩者關係聯結之文獻，主要是探討需求函數的估計。其中，Gori et al. (2007) 的研究另延伸至油價與消費量之預測。就前述的文獻可知，油價衝擊可能是具有不對稱的非線性效果，而其對石油消費量的影響亦然。Dargay and Gately (1995) 是首篇從不對稱效果分析石油需求函數的文獻，主要是估計所得與價格彈性，其後又有 Dargay and Gately (1997) 及 Gately and Huntington (2002) 等文章皆是估計不對稱性的石油需求函數，然而前述文獻乃直接將價格變數或所得變數對石油消費量進行迴歸估計，並未從共整合角度做變數間的關係檢定。至於國內現有文獻，諸如龔明鑫

(2007)、徐世勳等 (2005)、何金巡等 (2005)、周濟等 (2004)、梁啓源 (2009) 及黃宗煌等 (2006)，也多以探討油價對經濟變數影響為主題，缺少油價對石油需求影響的分析。因此，本文將有別於前述研究，探討台灣地區石油消費量以及各部門石油消費量對於油價的反應。

基於時間序列資料通常長達數十年，以線性分析無法捕捉體制變化或結構轉變的行為模式，晚近研究遂有非線性分析之發展，國內文獻部份例如楊奕農與楊明憲 (2003)、李建強等 (2006) 及梁晉嘉與林正寶 (2008) 的文章運用了非線性的指數平滑轉換自我迴歸 (ESTAR) 模型；另外，李建強等 (2005) 及萬哲鈺與高崇璋 (2008) 的研究則是運用門檻模型者。而本文採用的非線性分析，則是著重在不對稱效果探討，將分別運用三種研究方法：第一，Schorderet (2004) 提出的不對稱共整合 (asymmetric cointegration)；第二，Granger and Lee (1989) 的不對稱誤差修正模型 (asymmetric error correction model)；第三，Enders and Siklos (2001) 的不對稱門檻共整合檢定 (asymmetric threshold cointegration test) 與不對稱誤差修正模型。Schorderet (2004) 的方法主要著重於拆解變數漲跌波動，以分析變數之間的長期關係；而 Granger and Lee (1989) 的優點在於可檢定期均調整與短期影響效果的對稱性，但此法觀察長期與短期效果的波動，皆以預設門檻值為零作為劃分依據，但此將可能過於獨斷且無法捕捉真實反應，故可另以 Enders and Siklos (2001) 所建議採取搜尋最適門檻值方式，觀察油價漲跌超過某一門檻值上下，對石油消費量的影響。

台灣在經濟發展的同時，能源消費也逐年遞增，而且高碳能源比例過高，煤炭與石油供給占能源總供給之 82%，能源供給長期以來仰賴進口，進口能源約占能源供給 99%，其中，以石油能源為最大部份約占能源供給 50%。石油進口占總進口比率自 2005 年後因國際油價上漲而突破 10%，至 2008 年 7 月國際油價漲至最高，杜拜原油價格月均價為每桶 131 美元，因此於 2008 年第三季石油進口值占總進口值比率更高達 22%，石油進口值占 GDP 比率也達 15%。由此可見，國際原油價格波動對台灣國內經濟與能源需求的影響實不容忽視。就油價因素方面，由於台灣長久以來，國內油品市場受到政府干預，而使國內油價對於國際油價的反應，未必即時同步調整。面對此兩個重要油價指標，雖然國內油品價格對石油消費量有直接效果，但國際油價卻具指標意義，並具有宣示效果與預

期心理的影響。究竟國內油品價格對石油消費量的關係較為密切？或是國際油價對國內石油消費量產生的效果較具解釋力？本文探討石油消費的需求時，除了將觀察國際原油價格，對石油消費量的影響之外，也將納入國內油品價格對石油消費之影響，以作為比較探討。在政策重要性方面，分析油價變動與國內石油消費量之間的確切關係，以了解各部門石油消費對油價反應的差異，將可有助於油價政策或能源政策的制定，達成節能減碳或產業轉型目標，並減緩油價對經濟之衝擊。本文結構除第壹部分為前言之外；第貳部份為研究方法與步驟；第參部份為實證分析；最後部份為結論。

## 貳、研究方法與步驟

本文目的乃探討油價對台灣地區石油消費量之影響，尤其主要著重於油價漲跌對石油消費量的不對稱效果。首先，須就研究的相關變數做單根檢定，單根檢定方法除了以傳統的線性檢定，包含 Augmented Dickey-Fuller (ADF)、Phillips-Perron (PP) 與 Kwiatkowski et al. (1992) 提出的 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) 等三種檢定方法之外，基於時間序列可能有非線性特性，本文亦採取 Kapetanios et al. (2003) 提出的針對非線性結構序列的非線性檢定法，簡稱 Kapetanios-Shin-Snell (KSS) 檢定，其模型假設是以指數平滑轉換自我迴歸 (exponential smooth transition autoregressive, ESTAR)，檢定序列是否恆定<sup>1</sup>。

<sup>1</sup> KSS 檢定的非線性模型乃基於下列方程式：

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} [1 - \exp(-\theta X_{t-1}^2)] + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

將方程式依一階漸進泰勒展開式表達，並加入落後期以消除序列自我相關，可寫成下

$$\text{式：} \Delta X_t = \sum_{j=1}^p \rho_j \Delta X_{t-j} + \delta X_{t-1}^3 + \varepsilon_t$$

虛無假設可表示為  $H_0: \delta = 0$ ，對立假設為  $H_1: \delta > 0$ ，由於估計係數非呈現漸進常態分配，KSS 檢定之臨界值須參考 Kapetanios et al. (2003)。

若單根檢定結果呈現各變數同為  $I(1)$  數列，則可進一步採取共整合檢定，檢視油價與石油消費量之間是否具共整合關係。由於在共整合檢定方面，亦有線性與非線性之分，本文先以傳統的線性共整合檢定，即 Engle and Granger (1987) 兩階段共整合檢定。然而，傳統的線性假設過於武斷，無法捕捉變數之間隱含的非線性關係，且未考慮變數間可能存在不對稱變動的效果，因此有必要改以非線性且不對稱假設的共整合檢定。

本文在不對稱效果的分析部份將分別運用三種方法：第一，採取 Schorderet (2004) 的不對稱共整合檢定，對變數依正負向變動做拆解，分析油價漲跌與石油消費量是否具有不對稱共整合關係。第二，以 Granger and Lee (1989) 發展的不對稱誤差修正模型，分析石油消費對於油價漲跌的反應，在長期均衡調整與短期效果是否具對稱性。第三，利用 Enders and Siklos (2001) 的門檻共整合檢定，分析油價與石油消費量之間是否存在不對稱共整合關係，若存在不對稱共整合，則再採取不對稱誤差修正模型估計之。


## 一、Schorderet (2004) 不對稱共整合檢定

根據 Schorderet (2004) 的研究，不對稱共整合的分析可分為三個步驟：第一，將變數  $X_t$  的數列區分為正向變動累計 ( $X_t^+$ ) 與負向變動累計 ( $X_t^-$ )：

$$\begin{aligned} X_t^+ &= \sum_{i=0}^{t-1} D_i \Delta X_{t-i} \\ X_t^- &= \sum_{i=0}^{t-1} D_i \Delta X_{t-i} \end{aligned} \quad (1)$$

其中， $D_t$  為指標函數 (indicator function) 可表示如下：

$$D_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta X_{t-i} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta X_{t-i} < 0 \end{cases} \quad (2)$$

國立中興大學 

National Chung Hsing University

第二，假設有兩個變數  $X_{1t}$  與  $X_{2t}$ ，其個別可依式 (1) 與 (2) 得到  $X_{jt}^+$  與  $X_{jt}^-$ ， $j=1,2$ 。兩數列間不存在傳統共整合關係，但存在一線性關係  $Z_t$  如下：

$$Z_t = \beta_0 X_{1t}^+ + \beta_1 X_{1t}^- + \beta_2 X_{2t}^+ + \beta_3 X_{2t}^- \quad (3)$$

若存在一向量  $\beta' = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3)$ ，其中， $\beta_0 \neq \beta_1$  或  $\beta_2 \neq \beta_3$ ，且  $\beta_i \neq 0$ ， $i=1,2,3,4$ 。在傳統共整合理論， $Z_t$  可稱之為「均衡誤差 (equilibrium error)」，其為一穩定數列，則數列  $X_{1t}$  與  $X_{2t}$  具不對稱共整合關係。假設變數只有一個正或負組成項出現在式 (3) 中，亦即僅存在一單向共整合關係，則可表示如下：

$$X_{1t}^+ = \beta^+ X_{2t}^+ + Z_{1t} \quad \text{或} \quad (4)$$

$$X_{1t}^- = \beta^- X_{2t}^- + Z_{2t} \quad (5)$$

第三，上述模型是由 Granger and Yoon (2002) 所提出，但因  $Z_{1t}$  與  $Z_{2t}$  具非線性特質，若直接對式 (4) 與 (5) 做最小平方 (ordinary least squares, OLS) 迴歸，估計結果將產生偏誤，因此需藉助輔助迴歸式如下：

$$X_{1t}^- + \Delta X_{1t}^+ = \beta^- X_{2t}^- + \varepsilon_{1t} \quad \text{或} \quad (6)$$

$$X_{1t}^+ + \Delta X_{1t}^- = \beta^+ X_{2t}^+ + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

此共整合檢定的模型，可擴展為加入截距項與其他變數。依據 West (1988) 研究指出，若變數的均值具線性時間趨勢，以 OLS 估計式 (6) 與 (7) 具有漸進常態特性且一般統計推論仍可適用。為檢定是否存在不對稱共整合關係，傳統的 Engle and Granger (1987) 共整合檢定可直接運用在式 (6) 與 (7)，亦即檢定  $\varepsilon_{1t}$  與  $\varepsilon_{2t}$  是否為  $I(0)$  數列，若  $\varepsilon_{1t}$  與  $\varepsilon_{2t}$  為穩定數列，則存在不對稱共整合關係。現有文獻中，Lardic and Mignon (2006, 2008) 與 Arouri and Fouquau (2009) 的研究皆是採用 Schorderet (2004) 的方法。Schorderet (2004)

將此法應用在分析三種歐洲貨幣兌美元匯率之間的不對稱共整合效果，其亦指出有些變數資料雖然傳統共整合關係無法得到證實，但本質上，變數之間可能具有不對稱共整合關係，尤其許多總體變數具有漲跌互見的波動性，運用此法可對其隱含的不對稱關係加以檢驗。

然而，就分析方法而言，Schorderet (2004) 的不對稱共整合檢定是將變數正或負向累積變動拆解，分開以兩方程式個別觀察變數發生正或負向變動時的關係，所謂的不對稱性，僅是就兩方程式的估計係數比較的相對性。而且，以此法檢定油價漲跌與石油消費關係的不對稱性，主要是就其長期關係式的估計結果，而無法描述動態調整過程，也未能觀察誤差修正機制對變數的反饋影響。因此，可採取 Granger and Lee (1989) 的不對稱誤差修正模型，進而觀察誤差修正項的長期調整效果與變數的短期效果。

## 二、Granger and Lee (1989) 不對稱誤差修正模型

為探討石油消費對於油價漲跌的反應，在長期均衡調整與短期衝擊效果是否呈現不對稱性，則可利用 Granger and Lee (1989) 的不對稱誤差修正模型。此乃根據傳統的 Engle and Granger (1987) 誤差修正模型所做之修正。假設若有變數  $X_j$ ， $j=1, \dots, m$ ，皆為  $I(1)$  數列，變數的水準值可能具有某種線性關係如下：

$$X_{1t} = \theta_1 + \theta_2 X_{2t} + \dots + \theta_m X_{mt} + \varepsilon_t \quad (8)$$

若估計的殘差項  $\varepsilon_t$  單根檢定結果顯示為  $I(0)$  的穩定數列，則以式 (9) 可分析長期與短期的調整關係，此即傳統的 Engle and Granger (1987) 誤差修正模型。

$$\Delta X_{1t} = \pi \widehat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta X_{1t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta X_{2t-i} + \dots + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta X_{mt-i} + u_t \quad (9)$$

其中， $\Delta$  為一階差分， $p$  為落後期數。而 Granger and Lee (1989) 擴展傳統的誤差修正模





型，將變數依正向與負向變動分解，運用在分析長期與短期動態調整效果是否具對稱關係。不對稱誤差修正模型可表示如下式：

$$\begin{aligned} \Delta X_{1t} = & \pi^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^+ + \pi^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \lambda_i^+ \Delta X_{1t-i}^+ + \sum_{i=1}^p \lambda_i^- \Delta X_{1t-i}^- + \sum_{i=1}^p \gamma_i^+ \Delta X_{2t-i}^+ \\ & + \sum_{i=1}^p \gamma_i^- \Delta X_{2t-i}^- + \dots + \sum_{i=0}^p \delta_i^+ \Delta X_{mt-i}^+ + \sum_{i=0}^p \delta_i^- \Delta X_{mt-i}^- + u_t \end{aligned} \quad (10)$$

在殘差項的定義部分，若  $\hat{\varepsilon}_t > 0$ ，則  $\hat{\varepsilon}_t^+ = \hat{\varepsilon}_t$ ，若  $\hat{\varepsilon}_t \leq 0$ ，則  $\hat{\varepsilon}_t^+ = 0$ ；同理，若  $\hat{\varepsilon}_t < 0$ ，則  $\hat{\varepsilon}_t^- = \hat{\varepsilon}_t$ ，若  $\hat{\varepsilon}_t \geq 0$ ，則  $\hat{\varepsilon}_t^- = 0$ 。在變數的定義部分， $\Delta X_{jt-i}^+ = X_{jt-i} - X_{jt-i-1} > 0$ ， $\Delta X_{jt-i}^- = X_{jt-i} - X_{jt-i-1} < 0$ ， $j = 1, \dots, m$ ， $i = 0, \dots, p$ 。而依據式 (10) 估計結果的假設檢定包含兩個部份：第一，虛無假設  $H_0: \pi^+ = \pi^-$ ，用以檢定向長期均衡調整速度的對稱性是否存在。第二，虛無假設  $H_0: \lambda_i^+ = \lambda_i^-, \gamma_i^+ = \gamma_i^-, \dots, \delta_i^+ = \delta_i^-$ ，可檢定變數各落後期的短期效果對稱性；並針對解釋變數聯合檢定正向與負向變動對稱性，即檢定虛無假設  $\Sigma \lambda(L)^+ = \Sigma \lambda(L)^-, \Sigma \gamma(L)^+ = \Sigma \gamma(L)^-, \Sigma \delta(L)^+ = \Sigma \delta(L)^-$ ，上述檢定皆採取 F-test。

### 三、Enders and Siklos (2001) 不對稱門檻共整合檢定與 不對稱誤差修正模型

前述 Granger and Lee (1989) 的不對稱誤差修正模型，雖然有分析長期與短期不對稱效果的優點，但其已預先假設長期調整與短期變動，是以零做為劃分之依據，但實際上，門檻值未必為零，且可能未知。Enders and Siklos (2001) 的方法解決了此問題，其修正傳統的 Engle and Granger (1987) 共整合檢定，考慮誤差修正項的不對稱性，且結合門檻值內生搜尋的觀念，而提出不對稱門檻共整合檢定。假設有兩變數  $X_{1t}$  與  $X_{2t}$  皆為  $I(1)$  數

列，估計長期關係的共整合式如式 (11)：

$$X_{1t} = \beta_0 + \beta_1 X_{2t} + \varepsilon_t \quad (11)$$

利用式 (11) 估計結果，可求取殘差項  $\hat{\varepsilon}_t$ 。為檢定不對稱的長期共整合關係，Enders and Granger (1998) 建議以下列迴歸式：

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = I_t \rho_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t \quad (12)$$

其中， $\rho_1$ 、 $\rho_2$  與  $\gamma_i$  為估計係數，當式 (12) 的殘差項  $\mu_t$  具序列自我相關時，可加入  $\Delta \varepsilon_t$  的落後期，直到  $\mu_t$  滿足無自我相關為止， $I_t$  為指標函數：

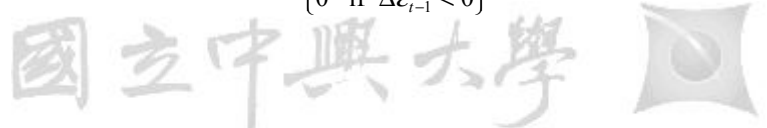
$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \hat{\varepsilon}_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (13)$$

上述方法稱之門檻自我迴歸 (threshold autoregression, TAR)，TAR 捕捉的是殘差項不對稱的變動「幅度」，若要捕捉殘差項不對稱變動的「速度」，則可依據前一期殘差項差分値，此即動差門檻自我迴歸 (momentum threshold autoregression, MTAR)，此時共整合檢定迴歸式可寫成下式：

$$\Delta \hat{\varepsilon}_t = M_t \rho_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta \hat{\varepsilon}_{t-i} + \mu_t \quad (14)$$

指標函數  $M_t$  為：

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta \hat{\varepsilon}_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (15)$$



而上述方式是假設門檻值為零，然而，一般的情況卻是門檻值未必為零，且無法能事前得知，Enders and Siklos (2001) 提出當門檻值未知時，式 (13) 與 (15) 的指標函數分別表達為：

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (16)$$

$$M_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\hat{\varepsilon}_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta\hat{\varepsilon}_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (17)$$

其中， $\tau$  為未知的門檻值，利用 Chan (1993) 的建議方法，以 grid search 方式，將  $\hat{\varepsilon}_t$  與  $\Delta\hat{\varepsilon}_t$  依其值大小排列，保留 15% 分位至 85% 分位的觀察值做為潛在門檻，以極小化殘差平方和為目標，如此可估計出最適門檻值。Chan (1993) 證明以極小化殘差平方和為原則，所決定的門檻具有超級一致性。因此，根據式 (12) 與 (16) 之不對稱共整合檢定，可稱其為 Consistent TAR 模型；而根據式 (14) 與 (17) 之不對稱共整合檢定，則可稱為 Consistent MTAR 模型。

而不論是 TAR 或 MTAR，皆須先檢定共整合關係是否存在，亦即以 F 統計量檢定虛無假設  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$ ，然因檢定統計量漸進分配非傳統 F 分配，須以修正後的  $\phi$  統計量臨界值檢定，臨界值將決定於觀察值數目與落後期數多寡，Enders and Siklos (2001) 文章提供了模擬結果作為查表參考值。若拒絕前述虛無假設，表示存在共整合關係，則進一步檢定長期均衡誤差是否存在對稱性調整，虛無假設為  $H_0: \rho_1 = \rho_2$ ，採用標準的 F 分配檢定即可。若拒絕對稱性的虛無假設，則可進一步估計不對稱誤差修正模型如下式：

$$\Delta X_{1,t} = \lambda_0 + \alpha^+ \hat{\varepsilon}_{t-1}^+ + \alpha^- \hat{\varepsilon}_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \lambda_{1i} \Delta X_{1,t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{2i} X_{2,t-i} + \dots + \sum_i^p \lambda_{mi} \Delta X_{m,t-i} + \delta_t \quad (18)$$

其中，在 TAR 模型， $\hat{\varepsilon}_{t-1}^+$  與  $\hat{\varepsilon}_{t-1}^-$  是分別指  $I_t \hat{\varepsilon}_{t-1}$  與  $(1-I_t) \hat{\varepsilon}_{t-1}$ ；若在 MTAR 模型， $\hat{\varepsilon}_{t-1}^+$  與  $\hat{\varepsilon}_{t-1}^-$

是分別指  $M_t \hat{\varepsilon}_{t-1}$  與  $(1-M) \hat{\varepsilon}_{t-1}$ 。 $\lambda_0$  為截距項， $\alpha^+$ 、 $\alpha^-$ 、 $\lambda_{1i}$ 、 $\lambda_{2i}$  與  $\lambda_{mi}$  為估計係數， $\delta_t$  為符合白噪音 (white noise) 之殘差項。 $p$  為落後期數， $m$  為模型所含變數個數。 $\alpha^+$  與  $\alpha^-$  的意義，乃衡量當  $X_{t-1}$  出現正向或負向偏離均衡值時， $\Delta X_{1t}$  的調整係數大小。

## 參、實證分析

### 一、資料處理

關於台灣石油產品消費量的變數，主要是來自經濟部的能源統計資料，石油能源國內消費若按照部門別可分為能源部門自用與最終消費，最終消費又包含能源用消費與非能源用消費兩類。其中，在能源用消費可再區分為運輸、工業、農業、服務與住宅等五個部門，在過去十年，此五部門合計之能源用消費約占石油能源國內消費的八成，以 2009 年為例，其比率為 83.37%。而各部門在石油能源使用的密集度不盡相同，其對油價波動的敏感度也會有所差異，此亦為本文探討各部門石油消費量對於油價衝擊反應的原因。

在資料處理方面，油價變數將分別考量國際原油價格與國內原油價格的影響，原油價格是以杜拜、布蘭特與西德州三種原油每桶平均現貨價格，計價單位為美元，資料來源為國際貨幣基金會統計資料 (International Monetary Foundation Statistics, IFS)；國內油品價格方面，雖然國內油品種類多，且價格各異，不過，就反映政府油品調整公式效果之目的而言，選擇何種油品價格作為代理變數理應對實證結果無太大差異性，因此本文選擇以資料起始時間較早的九五無鉛汽油中油公司批售價格作為代理變數，資料來源為經濟部能源局能源統計。另外，由於國際原油價格模型的油價變數為以美元計價，為考量匯率波動對石油消費的影響，另於國際原油價格模型中納入名目匯率，匯率資料來自主計處總體統計資料庫。石油產品消費量的單位為千公秉油當量，資料來源為經濟部能源局能源統計。為去除人口因素所導致的需求變化，石油產品國內消費量總計與各部門

國立中央大學

National Chung Hsing University

石油產品消費量以人口指數平減，人口指數以2006年為基期。而且，所有變數皆以自然對數轉換。

在樣本期間方面，台灣的能源消費統計自1982年開始，但國內油品價格最早的資料僅自1999年1月，因此關於本文的樣本期間為1999年1月至2010年3月之月資料，變數定義與說明如下表1。

表1 變數定義與說明

變數代碼	變數定義	單位	資料起始時間	來源
POIL	杜拜、布蘭特與西德州三種原油每桶平均現貨價格	美元/每桶	1980:1	IFS
ER	美元兌新台幣名目匯率	美元兌新台幣	1980:1	主計處總體統計資料庫
DP	九五無鉛汽油中油公司批發價格	新台幣/公升	1999:1	經濟部能源局能源統計
PETTOT	石油產品國內消費量總計	千公秉油當量	1982:1	經濟部能源局能源統計
PETTRANS	運輸部門石油產品消費量	千公秉油當量	1982:1	經濟部能源局能源統計
PETIND	工業部門石油產品消費量	千公秉油當量	1982:1	經濟部能源局能源統計
PETAGR	農業部門石油產品消費量	千公秉油當量	1982:1	經濟部能源局能源統計
PETSV	服務部門石油產品消費量	千公秉油當量	1982:1	經濟部能源局能源統計
PETRES	住宅部門石油產品消費量	千公秉油當量	1982:1	經濟部能源局能源統計

綜合以上所述，本文將運用三種研究方法探討油價對石油消費量的不對稱效果，同時，基於石油消費需求可能受到國際油價與國內油價影響，因此實證模型將區分為兩個：模型一為國際油價模型，解釋變數為國際原油價格與匯率；模型二為國內油價模型，解釋變數為國內油品價格，藉此可觀察比較兩種油價因素與國內石油消費量的關係<sup>2</sup>。

<sup>2</sup> 關於石油消費量的解釋變數，本文不將國際油價與國內油價放在同一模型分析，主要基於國內油價受國際油價影響，兩者相關係數高達0.95，估計其膨脹係數已達10，將有共線性問題，因此分別以兩個模型探討較為適宜。

## 二、實證結果

### (一)單根檢定與傳統共整合檢定

在探討油價與石油產品消費量的關係前，必須先對各變數進行單根檢定，以了解各變數是否為定態數列，單根檢定的過程除了採用傳統 ADF、PP 與 KPSS 等三種線性檢定方法，另運用 Kapetanios et al. (2003) 提出的 KSS 非線性檢定法。在線性檢定方法部份，KPSS 檢定不同於 ADF 與 PP 檢定，而是基於數列為定態的虛無假設，而各檢定方法又因截距項與趨勢項之有無，而有不同檢定型態，例如 ADF 與 PP 檢定的型態可分為含截距項但不含趨勢項、含截距項與趨勢項，以及不含截距項與趨勢項等三種；而 KPSS 檢定的型態可分為含截距項但不含趨勢項及含截距項與趨勢項兩種。因此在檢定型態的選擇，本文依據 Lardic and Mignon (2006, 2008) 與 Arouri and Fouquau (2009) 的作法，採取 F 檢定以選擇最適檢定型態。單根檢定的結果整理如表 2，在 5% 的顯著水準下，不論是線性或非線性檢定，各變數的水準值皆顯示數列為非定態數列；而一階差分後，各變數則皆顯示為定態，因此各變數皆為  $I(1)$  數列。

接著以傳統的 Engle and Granger (1987) 兩階段共整合檢定，分析模型一與模型二中的非定態變數之間是否存在傳統的共整合關係。其中，殘差項分別以 ADF、PP 與 KPSS 檢定其是否為  $I(0)$ ，共整合檢定結果整理如表 3。

在顯著水準為 5% 下，模型一的各石油消費量變數與原油價格間，在三種檢定方法下，顯示至少有一種檢定結果是呈現無共整合關係；模型二的石油消費量變數與國內油價間，皆在 KPSS 檢定下拒絕共整合關係的存在。由此可見，傳統的共整合檢定，因檢定方式不同將可能造成結果差異，無法能一致性的通過共整合關係的考驗。然而，就經濟理論而言，價格與消費量之間應有某種程度的關係，在線性假設下雖然拒絕傳統的共整合關係，但或許只是因線性假設過於嚴格，並不表示其相互無關。因此，故有必要對於石油消費量變數與油價變數間，進一步檢視其是否具有不對稱共整合關係。

表2 各變數的單根檢定

檢定方法	Level				First difference			
	ADF	PP	KPSS	KSS	ADF	PP	KPSS	KSS
POIL	-3.2520 <sup>c</sup>	-2.1420 <sup>b</sup>	1.3166 <sup>***b</sup>	-2.2382	-9.0677 <sup>***a</sup>	-8.9889 <sup>***a</sup>	0.0983 <sup>b</sup>	-3.9345 <sup>***</sup>
PETTOT	-2.5580 <sup>b</sup>	0.6118 <sup>a</sup>	0.1844 <sup>**c</sup>	-3.2210	-4.0049 <sup>***b</sup>	-8.5785 <sup>***a</sup>	0.0728 <sup>b</sup>	-8.6267 <sup>***</sup>
PETTRANS	-2.1224 <sup>b</sup>	-0.2596 <sup>a</sup>	0.3152 <sup>***c</sup>	-3.0173	-15.6499 <sup>***a</sup>	-15.9321 <sup>***a</sup>	0.4000 <sup>b</sup>	-7.6558 <sup>***</sup>
PETIND	0.5709 <sup>a</sup>	-2.3475 <sup>b</sup>	1.0996 <sup>***b</sup>	-2.5729	-13.2194 <sup>***a</sup>	-15.6894 <sup>***a</sup>	0.1004 <sup>b</sup>	-6.3162 <sup>***</sup>
PETAGR	-0.6821 <sup>a</sup>	-2.2804 <sup>b</sup>	0.2964 <sup>***c</sup>	-2.1884	-18.2346 <sup>***a</sup>	-20.9711 <sup>***a</sup>	0.3188 <sup>b</sup>	-5.1071 <sup>***</sup>
PETSV	0.0559 <sup>a</sup>	0.4495 <sup>a</sup>	0.2153 <sup>***c</sup>	-2.4068	-10.1523 <sup>***b</sup>	-16.4734 <sup>***b</sup>	0.5001 <sup>b</sup>	-6.1472 <sup>***</sup>
PETRES	-1.1850 <sup>a</sup>	-0.4696 <sup>a</sup>	1.1261 <sup>***b</sup>	-1.9782	-10.2987 <sup>***a</sup>	-14.7399 <sup>***a</sup>	0.0853 <sup>b</sup>	-5.9058 <sup>***</sup>
DP	0.6544 <sup>a</sup>	0.7227 <sup>a</sup>	1.1924 <sup>***b</sup>	-2.4910	-8.7561 <sup>***a</sup>	-8.5280 <sup>***a</sup>	0.0317 <sup>b</sup>	-3.6425 <sup>**</sup>
ER	-2.7947 <sup>b</sup>	-0.0968 <sup>b</sup>	0.1584 <sup>**c</sup>	-1.6422	-7.7527 <sup>***a</sup>	-7.7527 <sup>***a</sup>	0.0609 <sup>b</sup>	-6.6232 <sup>***</sup>

註：1.a 是指不含截距項與趨勢項；b 是指含截距項、不含趨勢項；c 是指含截距項與趨勢項。

2.\*是指在 10%顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*是指在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*\*是指在 1%顯著水準下拒絕虛無假設。

3.KSS 檢定是以去均數 (de-meaned) 與去趨勢 (de-trended) 之序列。

表3 Engle-Granger 兩階段共整合檢定

模型	被解釋變數	殘差項檢定方法		
		ADF	PP	KPSS
模型一： 國際油價模型	PETTOT	-1.8384 <sup>a</sup>	-2.7994 <sup>b</sup>	0.1703 <sup>**c</sup>
	PETTRANS	-1.8574 <sup>a</sup>	-2.1699 <sup>**a</sup>	0.1485 <sup>**c</sup>
	PETIND	-3.4249 <sup>**b</sup>	-3.4249 <sup>**b</sup>	0.1464 <sup>**c</sup>
	PETAGR	-2.9596 <sup>***a</sup>	-4.0752 <sup>***a</sup>	0.2632 <sup>***c</sup>
	PETSV	-6.8701 <sup>***a</sup>	-5.8144 <sup>***a</sup>	0.2148 <sup>**c</sup>
	PETRES	-1.0199 <sup>a</sup>	-5.6276 <sup>***b</sup>	0.0399 <sup>b</sup>

國立中興大學

National Chung Hsing University

表 3 Engle-Granger 兩階段共整合檢定 (續)

模型	被解釋變數	殘差項檢定方法		
		ADF	PP	KPSS
模型二： 國內油價模型	PETTOT	-6.1548*** <sub>a</sub>	-6.3357*** <sub>a</sub>	0.2443*** <sub>c</sub>
	PETTRANS	-3.3017*** <sub>a</sub>	-8.5581*** <sub>a</sub>	0.3160*** <sub>c</sub>
	PETIND	-3.8748*** <sub>a</sub>	-3.5922*** <sub>a</sub>	0.1955** <sub>c</sub>
	PETAGR	-3.2576*** <sub>a</sub>	-4.8622*** <sub>a</sub>	0.3073*** <sub>c</sub>
	PETSV	-4.2500*** <sub>a</sub>	-6.3975*** <sub>a</sub>	0.2148** <sub>c</sub>
	PETRES	-2.2069*** <sub>a</sub>	-6.0697*** <sub>a</sub>	0.5221** <sub>b</sub>

註：1.a 是指不含截距項與趨勢項；b 是指含截距項、不含趨勢項；c 是指含截距項與趨勢項。

2.\*是指 10% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*是指在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*\*是指在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

## (二) Schorderet (2004) 不對稱共整合檢定

Schorderet (2004) 的不對稱共整合檢定，乃根據前述式 (6) 與 (7) 之輔助迴歸式，將被解釋變數分別以各石油消費變數代入，而模型一的解釋變數為國際原油價格 (POIL) 與匯率變數 (ER)，模型二之解釋變數則為國內油品價格 (DP)。並且，依 Schorderet (2004) 的建議於模型中加入截距項。據此，利用式 (6) 與 (7) 估計結果，可分別檢定油價下跌與油價上漲與石油消費量是否存在不對稱共整合關係，檢定方式為運用 Engle and Granger (1987) 兩階段共整合檢定，將估計式之殘差項以 ADF、PP 與 KPSS 方法檢定之，不對稱共整合檢定結果整理如表 4。

在國際油價模型部分，式 (6) 為檢定國際油價下跌及匯率下跌與石油產品消費量間的共整合關係，式 (7) 為檢定國際油價上漲及匯率上漲與石油產品消費間的共整合關係。檢定結果發現，在 5% 顯著水準下，不論是就式 (6) 或式 (7)，ADF、PP 與 KPSS 三種檢定皆一致顯示具共整合關係。而在國內油價模型部分，式 (6) 為檢定國內油價下跌與石油產品消費間的共整合關係，式 (7) 為檢定國內油價上漲與石油產品消費量間的



共整合關係。在 5% 顯著水準下，式 (6) 或式 (7) 檢定結果，僅有運輸部門石油產品消費量 (PETTRANS)、工業部門石油產品消費量 (PETIND) 與農業部門石油產品消費量 (PETAGR) 在三種檢定方法下，呈現石油產品消費變數與國內油價下跌或上漲具有共整合關係。其他石油產品消費變數則無法一致通過共整合檢定，尤其石油產品國內消費量總計 (PETTOT) 在三種檢定方法皆未能支持共整合關係的存在。

表 4 Schorderet 不對稱共整合檢定

模型	變數	式 (6)			式 (7)		
		ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
模型一： 國際油價模型	PETTOT	-1.9758** <sub>a</sub>	-3.7492*** <sub>a</sub>	0.3409 <sub>b</sub>	-2.2340** <sub>a</sub>	-5.1659*** <sub>a</sub>	0.3038 <sub>b</sub>
	PETTRANS	-3.2761*** <sub>a</sub>	-7.4774*** <sub>a</sub>	0.1263 <sub>b</sub>	-2.4241** <sub>a</sub>	-6.8850*** <sub>a</sub>	0.2031 <sub>b</sub>
	PETIND	-3.7614*** <sub>a</sub>	-5.5414*** <sub>a</sub>	0.3445 <sub>b</sub>	-5.3651*** <sub>a</sub>	-5.2126*** <sub>a</sub>	0.2514 <sub>b</sub>
	PETAGR	-1.9663** <sub>a</sub>	-3.1447*** <sub>a</sub>	0.2335 <sub>b</sub>	-1.9763** <sub>a</sub>	-3.1447*** <sub>a</sub>	0.2335 <sub>b</sub>
	PETSV	-2.2361** <sub>a</sub>	-3.2593*** <sub>a</sub>	0.3179 <sub>b</sub>	-2.6204*** <sub>a</sub>	-4.2896*** <sub>a</sub>	0.2654 <sub>b</sub>
	PETRES	-2.9012*** <sub>a</sub>	-3.7412*** <sub>a</sub>	0.3186 <sub>b</sub>	-4.3821*** <sub>a</sub>	-6.1402*** <sub>a</sub>	0.1624 <sub>b</sub>
模型二： 國內油價模型	PETTOT	-1.7410* <sub>a</sub>	-1.5640 <sub>a</sub>	0.2122** <sub>c</sub>	-1.1011 <sub>a</sub>	-1.7557* <sub>a</sub>	0.3390*** <sub>c</sub>
	PETTRANS	-2.6564*** <sub>a</sub>	-2.6529*** <sub>a</sub>	0.1251* <sub>c</sub>	-2.6669*** <sub>a</sub>	-5.5815*** <sub>a</sub>	0.3168 <sub>b</sub>
	PETIND	-2.0972** <sub>a</sub>	-2.0650** <sub>a</sub>	0.4114* <sub>b</sub>	-2.0307** <sub>a</sub>	-2.6479*** <sub>a</sub>	0.3638* <sub>b</sub>
	PETAGR	-2.7141*** <sub>a</sub>	-2.7141*** <sub>a</sub>	0.1232* <sub>c</sub>	-2.9863*** <sub>a</sub>	-5.1898*** <sub>a</sub>	0.0851 <sub>c</sub>
	PETSV	-1.7393* <sub>a</sub>	-1.7354* <sub>a</sub>	0.2007** <sub>c</sub>	-1.1217 <sub>a</sub>	-2.1168** <sub>a</sub>	0.3253*** <sub>c</sub>
	PETRES	-1.8265* <sub>a</sub>	-2.0631** <sub>a</sub>	0.1909** <sub>c</sub>	-1.8329* <sub>a</sub>	-2.1677** <sub>a</sub>	0.2976*** <sub>c</sub>

註：1.a 是指不含截距項與趨勢項；b 是指含截距項、不含趨勢項；c 是指含截距項與趨勢項。

2.\*是指在 10% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*是指在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*\*是指在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

另外，就式 (6) 與 (7) 長期關係的估計結果可整理如表 5。由於殘差項具序列相關，因此根據 West (1988) 建議的方法修正標準差，並計算修正後之  $t$  值，以符合一致性估計<sup>3</sup>。就修正後的  $t$  值顯示，在 5% 顯著水準下，除了式 (7) 農業部門的匯率變數未達顯著性之外，其餘各式的估計係數皆具顯著性。進一步比較  $\beta^+$  與  $\beta^-$  的估計係數大小，就國際油價模型中，式 (7) 的  $\beta_1^+$  皆大於式 (6)  $\beta_1^-$ ，顯示各石油消費量變數對於油價上漲的反應大於油價下跌時；若觀察匯率因素，則發現式 (6) 的  $\beta_1^-$  皆大於式 (7)  $\beta_1^+$ ，表示石油消費量變數對於匯率下跌（即台幣升值）的反應較匯率上升（即台幣貶值）時大，亦即因匯率上升而減輕購油成本，而使石油消費量增加的反應較為敏感。另外，就國內油價模型而言，比較式(7) 與式 (6) 國內油價估計係數，結果亦與國際油價的情況相同，顯示各石油消費量變數對於國內油價上漲的反應均大於油價下跌時。

就上述的不對稱共整合檢定結果可歸納以下結論：第一，國際原油價格的上漲與下跌與各石油產品消費量變數之間存在不對稱共整合關係，但國內油品價格卻僅有與運輸、工業與農業部門石油產品消費量之間具有共整合關係，此顯示國際原油價格相較於國內油品價格，對石油消費量的漲跌有較為密切之關係。另外，就國際油價與國內油價模型的 Adj.R<sup>2</sup> 比較，亦呼應國際油價的解釋力高於國內油價模型。第二，比較估計係數結果可知，不論是國際油價或國內油價模型，皆顯示石油消費量對於油價上漲的敏感度高於對油價下跌；但石油消費量對於匯率下跌的敏感度卻高於匯率上升。就政策意義而言，此意謂若要減少石油消費量，以提高油價政策著手，應可達到抑制消費功效，但若另一方面發生匯率上升，則將抵銷油價上漲的效果，故匯率政策的配合將是一重要因素。

<sup>3</sup> West (1988) 建議將標準差估計值乘上  $(\hat{s}/\hat{\sigma}_e^2)^{1/2}$ ，即可求得修正後之標準差。其中， $\hat{\sigma}_e$  為 OLS 估計的迴歸式標準誤， $\hat{s} = \sigma(0) + 2 \sum_{h=1}^m [1 - (h/m + 1)] \hat{\sigma}(h)$ ， $\hat{\sigma}(h) = \frac{1}{T} \sum_{t=h+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-h}$ ， $m = (T)^{1/4}$ 。

表5 Schorderet 不對稱共整合的估計結果

		PETTOT	PETTRANS	PETIND	PETAGR	PETSV	PETRES
國際油價模型：							
式(6)	$\beta_0^-$	-0.2952 (-2.2645)	2.5094 (24.2995)	-0.3706 (-2.8204)	8.5669 (14.6105)	-24.3232 (-54.7432)	3.6346 (14.7619)
	$\beta_1^-$	0.3772 (5.8944)	0.4584 (9.0435)	0.5826 (9.0327)	1.3161 (4.5729)	0.7554 (3.4636)	0.5763 (4.7684)
	$\beta_2^-$	3.4752 (8.9869)	4.3140 (14.0853)	3.8293 (9.8249)	13.3342 (7.6677)	12.9975 (9.8635)	8.3245 (11.4000)
	Adj.R <sup>2</sup>	0.9824	0.9848	0.9872	0.9249	0.9791	0.9848
式(7)	$\beta_0^+$	2.4981 (21.2848)	0.7421 (6.0833)	2.3452 (16.7445)	-0.8657 (-1.3382)	28.9287 (69.7462)	0.1377 (0.7865)
	$\beta_1^+$	0.5396 (9.0863)	0.6646 (10.7669)	0.6124 (8.6407)	1.8117 (5.5343)	1.3794 (6.5722)	1.0304 (11.6316)
	$\beta_2^+$	1.3075 (2.5070)	1.3402 (2.4723)	3.0687 (4.9308)	3.6951 (1.2854)	6.0133 (3.2626)	2.5668 (3.2998)
	Adj.R <sup>2</sup>	0.9870	0.9891	0.9896	0.9669	0.9829	0.9909
國內油價模型：							
式(6)	$\beta_0^-$	-6.2775 (-82.0509)	-4.8170 (-64.9028)	-8.0588 (-91.9156)	-13.3468 (-61.1632)	-42.3652 (-165.2347)	-8.5295 (-51.9523)
	$\beta_1^-$	1.8835 (29.4946)	2.2944 (60.9257)	2.6377 (32.6955)	6.3446 (60.2123)	5.6495 (27.5689)	3.6595 (35.9792)
	Adj.R <sup>2</sup>	0.8890	0.9279	0.9089	0.9319	0.8682	0.8785
式(7)	$\beta_0^+$	6.8290 (109.7845)	5.8004 (158.1174)	8.5786 (109.1639)	12.8928 (125.6090)	42.2220 (211.5197)	8.4282 (85.0665)
	$\beta_1^+$	2.4076 (21.1768)	3.0230 (27.4096)	3.1018 (3.8077)	9.1949 (28.3557)	7.2889 (19.1307)	4.9135 (20.1401)
	Adj.R <sup>2</sup>	0.9389	0.9828	0.9492	0.9623	0.9317	0.9577

註： $\beta_0$ 、 $\beta_1$ 與 $\beta_2$ 分別為截距項、油價變數與匯率變數之估計係數。括弧中之值為依 West (1988) 所建議方法修正後之  $t$  值。

不對稱共整合檢定結果，說明了石油消費量與油價漲跌之間存在著長期的不對稱關係，石油消費量對於油價上漲的敏感度高於對油價下跌。而就價格因素而言，國際油價將較國內油價更具解釋力。其次，不同部門別的石油消費量可能因消費行為特性之差異，

例如石油消費密集度、搜尋成本或價格反應的時間落差等因素，對油價反應並不相同；即使同部門的石油消費量，對於油價上漲與下跌的反應也有差異。

### (三) Granger and Lee (1989) 不對稱誤差修正模型

由於 Schorderet (2004) 的不對稱共整合檢定主要是以分析變數間長期關係為立基點，若要從動態角度觀察石油消費對於油價漲跌的反應，在長期與短期效果是否具對稱性，可利用 Granger and Lee (1989) 所建議的不對稱誤差修正模型。依據式 (10)，將  $X_{1t}$  分別以各石油消費變數，即 PETTOT、PETTRANS、PETIND、PETAGR、PETSU 與 PETRES 代入，而模型一的解釋變數  $X_{2t}$  與  $X_{3t}$ ，分別以國際原油價格與匯率代入，至於模型二的解釋變數  $X_{2t}$  則以國內油品價格代入。在估計過程中，迴歸式適當地加入落後期數直到殘差項無自我相關為止。國際油價模型與國內油價模型的估計與相關檢定結果，分別如表 6 與表 7。表格中整理了長期均衡調整估計係數、解釋變數顯著性的聯合檢定，以及短期效果的不對稱檢定。另以 Lagrange Multiplier (LM) test 檢驗序列自我相關，並以 Regression Equation Specification error Test (RESET) 檢驗模型設定正確性，各方程式皆可通過模型診斷檢定。

表 6 Granger-Lee 不對稱誤差修正模型：國際油價模型

	PETTOT	PETTRANS	PETIND	PETAGR	PETSU	PETRES
長期均衡調整係數：						
$\pi^+$	-0.3508**	-0.4164**	-0.1956**	-0.0322*	-0.2618*	-0.7735***
$\pi^-$	-0.1193***	-0.1315**	-0.1169**	-0.0256*	-0.4928**	-0.6686***
解釋變數顯著性之聯合檢定：						
$\lambda(L)^+ = \lambda(L)^- = 0$	14.0159***	4.6667**	5.6982***	8.1740***	1.4559	5.9593**
$\gamma(L)^+ = \gamma(L)^- = 0$	3.8254**	3.2762**	3.3478**	3.1678**	0.5420	1.3502
$\delta(L)^+ = \delta(L)^- = 0$	2.4082*	0.9243	0.0959	3.0484*	1.0697	0.5247

國立中興大學

National Chung Hsing University

表 6 Granger-Lee 不對稱誤差修正模型：國際油價模型（續）

	PETTOT	PETTRANS	PETIND	PETAGR	PETSV	PETRES
對稱性檢定：						
$\pi^+ = \pi^-$	5.9175**	3.9267**	3.7716**	0.0010	0.7623	0.1954
$\lambda_1^+ = \lambda_1^-$	1.5606	1.9888	0.2946	0.0809	0.9925	1.3366
$\lambda_2^+ = \lambda_2^-$	5.2004**	0.0475	4.2638**	0.4624	0.0523	0.9277
$\lambda_2^+ = \lambda_3^-$	1.6189	0.0888	3.1294*	0.4919	1.0576	0.1941
$\lambda_4^+ = \lambda_4^-$	2.2547	0.0174	9.2354***	0.6253	0.0005	—
$\gamma_0^+ = \gamma_0^-$	0.3126	4.0740**	2.2619	3.0147*	2.3897	0.8353
$\gamma_1^+ = \gamma_1^-$	4.5712**	1.9148	9.1103***	4.2383**	0.6013	0.1685
$\gamma_2^+ = \gamma_2^-$	0.6754	1.7587	0.3191	0.0753	0.1736	2.9281*
$\gamma_3^+ = \gamma_3^-$	0.0234	1.0483	1.1333	0.0481	0.4858	0.8786
$\gamma_4^+ = \gamma_4^-$	2.3952	0.7419	2.8882*	0.2406	0.0238	—
$\delta_1^+ = \delta_1^-$	0.7008	2.2846	3.4512*	0.5889	1.2610	0.4113
$\delta_2^+ = \delta_2^-$	3.8691**	1.8452	3.5594*	0.0077	0.6305	0.0007
$\delta_2^+ = \delta_2^-$	3.3961*	0.1099	5.4719**	0.4485	0.1537	3.5764*
$\delta_3^+ = \delta_3^-$	0.3664	0.1483	0.5600	0.8620	0.0405	0.1616
$\delta_4^+ = \delta_4^-$	0.0341	2.2948	2.3585	1.3315	0.2225	—
$\Sigma\lambda(L)^+ = \Sigma\lambda(L)^-$	10.2552***	0.3697	8.4050***	1.1741	0.0529	1.4509
$\Sigma\gamma(L)^+ = \Sigma\gamma(L)^-$	4.0264**	3.3568*	4.8283**	3.8873**	0.5196	1.9156
$\Sigma\delta(L)^+ = \Sigma\delta(L)^-$	1.2387	0.9263	0.1637	4.0886**	1.8827	0.3910
LM test	0.4246	0.6443	0.3617	0.7378	0.7904	0.2241
RESET test	0.7355	0.7774	0.2190	0.4083	0.2137	0.6154
Adjusted R <sup>2</sup>	0.4828	0.6443	0.4999	0.4374	0.4035	0.4923

註：1. \*是指在 10% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*是指在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*\*是指在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

2. 對稱性檢定欄位中之值為  $F$ -statistics；LM test 與 RESET test 欄位中之值為  $p$ -value。
3.  $\lambda(L)$ 、 $\gamma(L)$  與  $\delta(L)$  之  $L$  係指落後因子。 $\lambda(L)$  之  $L = 1, \dots, i$ ； $\gamma(L)$  與  $\delta(L)$  之  $L = 0, \dots, i$ ， $i$  為最大落後期數。

先就長期調整效果而言，長期均衡調整係數是以  $\pi^+$  為正向的誤差修正向調整係數， $\pi^-$  為負向的誤差修正項調整係數，兩者分別代表石油消費量偏離長期均衡之上與下時，朝向長期均衡調整的速度。正向偏離均衡的原因主要可能源自油價上升或匯率上升，使石油消費降低，因而產生正向偏離誤差拉大。

表 7 Granger-Lee 不對稱誤差修正模型：國內油價模型

	PETTOT	PETTRANS	PETIND	PETAGR	PETSV	PETRES
長期均衡調整係數：						
$\pi^+$	-0.4195***	-0.3969**	-0.2875***	-0.0361	-0.0985	-0.6667***
$\pi^-$	-0.2860**	-0.1765*	-0.0736**	-0.2709*	-0.4210***	-0.5635***
解釋變數顯著性之聯合檢定：						
$\lambda(L)^+ = \lambda(L)^- = 0$	4.4357**	4.7474***	6.5527***	3.7785**	3.5254**	3.8052**
$\gamma(L)^+ = \gamma(L)^- = 0$	3.3817**	0.8089	3.5315**	0.7434	0.2322	1.0724
對稱性檢定：						
$\pi^+ = \pi^-$	3.7299**	0.5914	3.6668**	1.0563	2.0726	0.2070
$\lambda_1^+ = \lambda_1^-$	0.6884	1.1582	0.1113	0.4682	1.5724	2.7336*
$\lambda_2^+ = \lambda_2^-$	2.5803	0.8895	4.4928**	0.3497	0.0169	3.6080*
$\lambda_2^+ = \lambda_3^-$	0.0304	0.8667	0.6950	0.0051	0.4243	0.1861
$\lambda_4^+ = \lambda_4^-$	1.4654	0.1167	4.4911**	0.4865	0.0167	3.4298*
$\gamma_0^+ = \gamma_0^-$	1.1136	0.0462	1.1106	0.2307	0.1621	0.2620
$\gamma_1^+ = \gamma_1^-$	3.7900**	0.5934	3.8860**	0.0010	1.1144	0.6500
$\gamma_2^+ = \gamma_2^-$	0.8358	0.4236	1.0152	0.0011	0.1167	0.0050
$\gamma_3^+ = \gamma_3^-$	0.0779	1.2486	0.0335	2.2739	0.2640	0.5193
$\gamma_4^+ = \gamma_4^-$	0.0344	0.0150	0.0005	0.3996	0.2772	1.7950
$\Sigma\lambda(L)^+ = \Sigma\lambda(L)^-$	6.6400***	0.2145	7.0122***	0.6081	0.1765	0.8991
$\Sigma\gamma(L)^+ = \Sigma\gamma(L)^-$	5.0397**	1.6173	4.1297**	0.8240	0.2321	1.7106
LM test	0.5815	0.2522	0.3446	0.2115	0.4791	0.5892
RESET test	0.1789	0.2730	0.4746	0.3109	0.2405	0.3928
Adjusted R <sup>2</sup>	0.3705	0.6008	0.3876	0.3217	0.3484	0.4014

- 註：1. \*是指 10% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*是指 5% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*\*是指 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。
2. LM test 與 RESET test 欄位中之值為  $p$ -value。
3.  $\lambda(L)$  與  $\gamma(L)$  之  $L$  係指落後因子。 $\lambda(L)$  之  $L = 1, \dots, i$ ； $\gamma(L)$  之  $L = 0, \dots, i$ ， $i$  為最大落後期數。

在國際油價模型方面，估計結果顯示，5% 的顯著水準下，除了農業與服務業部門石油消費量方程式的誤差修正項係數不顯著外，其餘皆具顯著性。另外，除了服務業部門石油消費量方程式之外，各石油消費變數方程式的  $\pi^+$  絕對值皆大於  $\pi^-$ ，此意謂石油消費變動量若高於長期均衡時，朝向長期均衡拉回調整的速度較快；相反的，石油消費變動量若低於長期均衡時，朝向長期均衡修正調整的速度較慢。再進一步檢定長期均衡調整係數對稱性，亦即檢定虛無假設  $\pi^+ = \pi^-$ ，顯示僅有國內石油消費總量、運輸與工業部門石油消費量的方程式，長期均衡調整係數具不對稱效果。在國內油價模型方面，在 5% 的顯著水準下，長期均衡調整係數在運輸、農業與服務業部門石油消費量方程式中出現誤差修正項未達顯著性，其餘方程式則皆具顯著性。進一步檢定長期均衡調整係數對稱性，則僅發現國內石油消費總量與工業部門石油消費量兩個方程式，長期均衡調整係數具不對稱效果。

其次，就解釋變數顯著性的聯合檢定結果，國際油價模型中，油價變數除了服務與住宅部門的石油消費量變數未達顯著之外，其餘方程式具有顯著性；而匯率變數則各方程式皆未能通過顯著性的檢定。國內油價模型中，油價變數則僅有在國內石油消費總量與工業部門石油消費量方程式具有顯著性。

在對稱性檢定部分，就解釋變數各落後期短期效果的對稱性檢定，即檢定  $\lambda_i^+ = \lambda_i^-$ 、 $\gamma_i^+ = \gamma_i^-$  與  $\delta_i^+ = \delta_i^-$  之虛無假設。5% 顯著水準下，國際油價模型中共計 77 個虛無假設，拒絕虛無假設的僅有 9 個；而在國內油價模型中共計 54 個虛無假設，拒絕虛無假設的只有 6 個，顯示各解釋變數的短期效果具不對稱性的情況僅為少數。進一步針對解釋變數

聯合檢定正向與負向變動對稱性，即檢定虛無假設  $\Sigma\lambda(L)^+ = \Sigma\lambda(L)^-$ 、 $\Sigma\lambda(L)^+ = \Sigma(L)^-$  與  $\Sigma\delta(L)^+ = \Sigma\delta(L)^-$ 。5% 顯著水準下，在國際油價模型方面，國內石油消費總量，以及運輸、工業與農業部門石油消費量方程式的國際油價具顯著的漲跌不對稱效果；至於匯率變數，則僅在農業部門石油消費量方程式顯示有不對稱效果。在國內油價模型方面，則有國內石油消費總量與工業部門石油消費方程式的國內油價變數具顯著不對稱效果。

由此可知，不論是國際油價或國內油價，對於國內石油消費總量的確存在長期調整效果的不對稱性，此種不對稱的意涵，係指因油價上升或匯率上升造成石油消費量降低的反應大於油價下降或匯率下降時。若就各部門石油消費量的反應，國際油價僅對工業與運輸部門石油消費量存在長期不對稱效果，這也突顯了部門別石油消費量對於油價反應存在差異性，而工業、運輸部門因其生產過程對石油依賴度較高，因此對於國際原油價格的反應較為敏感，此為可預期之合理結果。值得注意的是，國內油價則只對工業部門石油消費量存在長期不對稱效果，至於運輸部門石油消費量雖然對於國際油價反應顯著，但對國內油價反應卻不顯著，此可能與政府對於運輸部門實施的相關配套政策有關，諸如票價或油價補貼等，使真實油品價格受到扭曲，因而使油品價格衝擊被干擾，削弱運輸部門消費需求與國內油品價格之間的關連性。

#### (四)Enders and Siklos (2001)不對稱門檻共整合檢定與不對稱誤差修正模型

前述 Granger and Lee (1989) 的不對稱誤差修正模型，雖然可呈現變數間的長期與短期的動態關係，但模型隱含誤差修正項與變數的漲跌皆是以零作為門檻值，此基本假設將過於武斷，且實際上長期均衡的誤差修正項門檻值亦未必為零，為彌補此缺點，可利用 Enders and Siklos (2001) 所建議的不對稱門檻共整合檢定方法，如同前述分析，亦將模型區分為國際油價與國內油價兩種模型，分別依據 TAR 與 MTAR 等兩種方式之設定，估計並檢定油價與石油消費量的共整合關係。檢定步驟包含第一步檢定是否拒絕  $\rho_1 = \rho_2 =$



0的虛無假設，若拒絕虛無假設則表示存在共整合關係，才可進一步再檢定對稱調整的虛無假設 $\rho_1 = \rho_2$ ，若拒絕虛無假設則表示存在不對稱性的調整關係。不對稱門檻共整合檢定結果如表8。

表8 Enders-Siklos 不對稱門檻共整合檢定

模型	變數	Type	$\rho_1$	$\rho_2$	AIC	$\rho_1 = \rho_2 = 0$	$\rho_1 = \rho_2$	門檻值
國際油價模型	PETTOT	TAR	-0.0752 (-2.1309)	-0.0014 (-0.0318)	-55.1129	2.2713	—	0.3061
		MTAR	-0.1170 (-3.6511)	-0.0866 (-1.5709)	-58.3469	7.8991**	10.1921***	-0.0345
	PETTRANS	TAR	-0.2175 (-1.7359)	-0.3872 (-2.7650)	-96.1906	4.1595	—	-0.0743
		MTAR	-0.6855 (-3.5584)	-0.2727 (-2.5566)	-99.6629	7.6263**	4.6315**	0.0871
	PETIND	TAR	-0.4238 (-4.1479)	-0.3512 (-3.5181)	43.0628	13.5011***	0.2862	-0.1070
		MTAR	-0.4738 (-6.0884)	-0.0570 (-0.4629)	35.4288	18.6415***	8.1815***	-0.0837
	PETAGR	TAR	-0.0707 (-0.9285)	-0.2989 (-2.8713)	270.8708	4.2803	—	-0.5096
		MTAR	-0.0602 (-0.7661)	-0.2886 (-2.9227)	270.7235	4.3559	—	-0.1417
	PETSU	TAR	-0.3379 (-3.2574)	-0.6282 (-3.7925)	202.5431	9.9774***	2.8692*	-0.1961
		MTAR	-0.8585 (-5.9667)	-0.4020 (-4.6056)	201.8556	28.4064***	7.3572***	0.2221
	PETRES	TAR	-0.8328 (-5.8320)	-0.6459 (-5.5422)	81.7258	23.6826***	1.6062	0.1337
		MTAR	-0.7512 (-6.6760)	-0.5832 (-3.5965)	81.2899	23.3102***	1.0579	-0.0956

表 8 Enders-Siklos 不對稱門檻共整合檢定 (續)

模型	變數	Type	$\rho_1$	$\rho_2$	AIC	$\rho_1 = \rho_2 = 0$	$\rho_1 = \rho_2$	門檻值
PETTOT	TAR		-0.3900 (-3.0007)	-0.2802 (-2.8688)	-85.2437	7.4166**	0.5405	0.0600
	MTAR		-0.3862 (-2.4514)	-0.2996 (-3.3177)	-85.9651	7.2660**	4.2695**	-0.0678
PETTRANS	TAR		-0.2046 (-1.7214)	-0.4311 (-3.0139)	-97.7876	4.8166	—	-0.0703
	MTAR		-0.6622 (-3.6235)	-0.2687 (-2.5586)	-100.1700	7.8867**	4.5702**	0.0902
PETIND	TAR		-0.2923 (-3.0786)	-0.1043 (-1.6134)	31.5891	5.6916	—	0.1232
	MTAR		-0.2246 (-4.0048)	0.0408 (0.3137)	31.3659	8.1714**	3.8676**	-0.0900
PETAGR	TAR		-0.1273 (-1.4084)	-0.3002 (-2.7058)	279.8536	4.1220	—	-0.3615
	MTAR		-0.0799 (-0.8330)	-0.3188 (-3.1721)	278.0088	5.0739	—	-0.0174
PETSU	TAR		-0.1800 (-1.8635)	-0.4462 (-3.1849)	202.2242	5.7206	—	-0.1313
	MTAR		-0.5157 (-3.4322)	-0.1769 (-1.8840)	200.7279	7.5100**	4.6296**	0.2018
PETRES	TAR		-0.6512 (-5.0999)	-0.5108 (-4.6505)	91.6344	18.3065***	0.9926	0.1122
	MTAR		-0.6277 (-6.1921)	-0.3689 (-2.4238)	89.8699	19.4090**	2.7146*	-0.0864

註：1.  $\rho_1$  與  $\rho_2$  欄位括號內為  $t$  值。 $\rho_1 = \rho_2 = 0$  假設檢定之臨界值須參考 Enders and Siklos (2001)； $\rho_1 = \rho_2$  假設檢定以 standard F test。

2. \*是指在 10% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*是指在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*\*是指在 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

在顯著水準為 5% 下，根據 Enders and Siklos (2001) 的臨界值檢定  $\rho_1 = \rho_2 = 0$  的虛無假設，結果顯示國際油價模型中，油價與各石油消費變數於 TAR 模型僅有工業、服務與住宅部門的石油消費量拒絕虛無假設；而 MTAR 模型下，除了農業部門石油消費量之外，其餘方程式皆拒絕虛無假設，亦即顯示存在共整合關係。再以標準的 F-test 檢定  $\rho_1 = \rho_2$  的虛無假設，結果在 TAR 模型下，皆未有不對稱的調整關係；而在 MTAR 模型下，國內石油消費總量、運輸、工業與服務部門石油消費量皆顯示存在不對稱調整關係。在國內油價模型方面，以 TAR 模型時，僅有國內石油消費總量與住宅部門石油消費量兩方程式拒絕  $\rho_1 = \rho_2 = 0$  虛無假設；而 MTAR 模型下，與國際油價模型相同，除了農業部門石油消費量無法拒絕虛無假設而未有共整合關係，其餘方程式皆可顯示存在共整合關係。進一步檢定  $\rho_1 = \rho_2$  的對稱性假設，結果顯示 TAR 模型時，長期調整係數皆未有不對稱性，不過在 MTAR 模型下，與國際油價模型一樣，皆呈現國內石油消費總量、運輸、工業與服務部門石油消費量存在不對稱調整關係。

就檢定結果為存在不對稱調整關係的 MTAR 模型而言，比較正向與負向誤差修正項的調整係數  $\rho_1$  與  $\rho_2$  絕對值大小可知，一致性的呈現  $\rho_1$  絕對值大於  $\rho_2$  絕對值，表示誤差修正項在長期均衡關係出現正向偏離均衡時的調整速度，相較於負向偏離均衡時的調整速度為大，亦即正向誤差修正項自我調整的機制較快恢復長期均衡關係。而出現正向偏離均衡的原因為何？就長期關係式解釋，可能來自油價上漲或匯率上升所導致，此意謂當油價上漲或匯率上升時石油消費量的減少速度，相較於當油價下跌或匯率下跌時石油消費量的增加速度快。

由於 MTAR 模型證實國際油價與國內油價模型，皆顯示油價與國內石油消費、運輸、工業與服務部門石油消費量方程式，存在不對稱長期調整關係，因此本文以下將以 MTAR 模型為基礎，根據式 (17) 的設定，以估計四個石油消費量變數方程式的不對稱誤差修正模型。在估計過程中，須逐步加入落後期數，以使殘差項符合無自我相關，估計結果整理如表 9。

在長期均衡調整方面，先就各石油消費量對於油價反應的關係式，觀察  $\alpha^+$  與  $\alpha^-$  的大小發現，各方程式一致呈現  $\alpha^-$  絕對值大於  $\alpha^+$  絕對值，此亦呼應前面不對稱門檻共整合檢定之結果，表示當國際原油價格上升、匯率上升或國內油品價格上升，使石油消費量減少，而出現正向偏離長期均衡時，誤差修正項對石油消費量產生的調整速度，相較於當油價下跌、匯率下跌或國內油品價格下跌，使石油消費量增加，而出現負向偏離長期均衡時的調整速度為快。

在短期效果方面，5% 顯著水準下，國際油價模型中，國內石油消費總量、運輸與工業部門石油消費方程式的國際原油價格變數，以 F 聯合檢定結果皆具顯著性，而匯率變數的 F 聯合檢定顯示僅對工業部門石油消費量具顯著影響。至於在國內油價模型中，國內油價變數的 F 聯合檢定結果皆未呈現顯著性。另外，比較國際油價與國內油價模型的 Adjusted  $R^2$ ，也發現國際油價模型 Adjusted  $R^2$  較國內油價模型高，此呼應前述實證分析結果，即國際油價確實較國內油價具有解釋力，尤其國內石油消費總量、運輸與工業部門石油消費量，皆對國際油價有顯著反應。回顧前面 Granger-Lee 不對稱誤差修正模型的結果，同樣顯示國內石油消費總量、運輸與工業部門石油消費量，在國際油價模型不但存在長期調整不對稱性，也是國際油價變數落後期具有漲跌效果的不對稱性。此結果再度突顯了部門別的石油消費量差異性，尤其是工業與運輸部門石油消費量確實對於國際原油價格有顯著反應，且存在不對稱效果。

綜合以上三種不對稱分析的實證結果，可做簡要歸納如下：第一，石油消費量與油價漲跌之間的確存在著長期的不對稱關係；第二，石油消費量對於油價上漲的敏感度高於對油價下跌。第三，國際油價將較國內油價對石油消費量更具解釋力。第四，就部門別觀察，不同部門別的石油消費量可能因消費行為特性之差異，對油價反應並不相同，對於油價上漲與下跌的反應也有差異。其中，以運輸與工業部門的石油消費量較為敏感，不但具顯著性且長期調整存在不對稱性。



表 9 Enders-Siklos 不對稱誤差修正模型

	國際油價模型				國內油價模型			
	PETTOT	PETRANS	PETIND	PETSV	PETTOT	PETRANS	PETIND	PETSV
$\lambda_0$	0.0044 (0.4923)	0.0037 (0.6808)	0.0165 (1.8321)	0.0195 (1.1879)	0.0015 (0.2592)	0.0041 (0.7670)	0.0128 (1.4120)	0.01256 (0.7473)
$\alpha^+$	-0.0574 (-0.9271)	-0.7041 (-3.4279)	-0.3470 (-3.5079)	-0.8124 (-4.8794)	-0.3648 (-2.0797)	-0.6947 (-3.6502)	-0.1598 (-2.4580)	-0.5865 (-3.8218)
$\alpha^-$	-0.0451 (-0.9268)	-0.2673 (-2.4761)	-0.2036 (-1.2276)	-0.2701 (-2.6351)	-0.2975 (-2.7934)	-0.2655 (-2.5208)	-0.1492 (-1.0586)	-0.1879 (-2.0551)
$\lambda_{11}$	-0.3728 (-3.4879)	-0.6128 (-5.6459)	-0.1673 (-1.4961)	-0.2129 (-2.1031)	-0.2230 (-1.9138)	-0.6195 (-5.9322)	-0.1953 (-1.8875)	-0.2843 (-2.8579)
$\lambda_{12}$	-0.2557 (-2.5129)	-0.2541 (-2.9793)	-0.0784 (-0.7954)	-0.1170 (-1.3426)	-0.1127 (-1.0801)	-0.2658 (-3.2055)	-0.1116 (-1.1273)	-0.1620 (-1.8232)
$\lambda_{13}$	-0.0487 (-0.5288)	—	0.0012 (0.0135)	—	0.0139 (0.1533)	—	-0.0665 (-0.6900)	—
$\lambda_{21}$	0.0528 (2.4578)	-0.0469 (-1.9845)	0.0270 (2.0671)	-0.4063 (-2.2456)	0.1159 (0.8494)	-0.0564 (-0.9840)	0.2444 (1.1244)	-0.3838 (-1.0242)
$\lambda_{22}$	-0.0792 (-1.1305)	-0.0819 (-2.3973)	-0.0909 (-2.9353)	0.1157 (0.6601)	-0.1639 (-1.1956)	-0.0814 (-1.4220)	-0.1512 (-0.6929)	0.4946 (1.3398)
$\lambda_{23}$	-0.0314 (-0.4771)	—	-0.0265 (-0.2814)	—	-0.1397 (-1.0435)	—	-0.2021 (-0.9842)	—
$\lambda_{31}$	-0.0428 (-0.0790)	0.3577 (0.7539)	-0.5989 (-0.7615)	1.1284 (0.7856)	—	—	—	—
$\lambda_{32}$	0.7539 (-1.3020)	-0.1774 (-0.3623)	-1.5604 (-1.8890)	-1.8065 (-1.2197)	—	—	—	—
$\lambda_{33}$	1.4341 (2.6057)	—	2.1387 (2.6789)	—	—	—	—	—
F test- $\lambda_{1i}$	4.9289***	16.8971***	0.8445	2.2450	1.4967	18.3707***	1.3297	4.1829**
F test- $\lambda_{2i}$	2.8882**	2.6943**	3.2998**	2.5404*	1.0652	1.2007	0.9048	1.1376
F test- $\lambda_{3i}$	2.4520*	0.2913	3.7077**	0.8420	—	—	—	—
Adjusted R <sup>2</sup>	0.4294	0.4986	0.5686	0.3428	0.3932	0.4458	0.4260	0.2832

註：1. 括號中為 t 值。\*是指 10% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*是指 5% 顯著水準下拒絕虛無假設；\*\*\*是指 1% 顯著水準下拒絕虛無假設。

2. F test 是聯合檢定估計係數的顯著性。F test -  $\lambda_{1i}$  為聯合檢定被解釋變數自身落後

期的顯著性；F test -  $\lambda_{2i}$  為聯合檢定油價變數落後期的顯著性，在國際油價模型係指國際油價，在國內油價模型是指國內油品價格；F test -  $\lambda_{3i}$  為聯合檢定匯率變數落後期的顯著性，其中，i 為估計式最大落後期數。

## 伍、結論

過去已有許多文獻指出，原油價格漲跌對總體經濟變數的影響具有不對稱性，認為油價上漲對經濟的負面衝擊，大於油價下跌時對經濟的正面衝擊，探討的經濟變數例如經濟成長率或 GDP、物價、就業、股價與匯率等。而且，亦有研究證實原油價格對於下游石油產品價格傳遞也有不對稱效果，此種不對稱關係，如同 Bacon (1991) 提到汽油零售價與原油價格之間的關係有如「Rockets and Feathers」，即當原油價格上漲，汽油零售價即迅速上漲，而當原油價格下跌，汽油零售價卻緩慢下跌。基於上述理由，原油價格漲跌對石油消費量的影響亦有可能呈現不對稱關係。尤其台灣地區長久以來國內石油供給依賴進口，且石油產品為許多產業生產的重要投入要素，原油價格波動牽動原物料價格，也直接對石油產品消費產生衝擊。因此，本文主要分別以探討國際原油價格對台灣地區石油消費總量與不同部門別的石油消費量的影響，是否存在不對稱效果；另外，基於國內油品市場受到政府嚴重干預，因此有必要一併探討國內油品價格對石油消費的影響作為對照比較。

本文的不對稱效果實證研究分為三個部份：第一，以 Schorderet (2004) 的不對稱共整合檢定，分析油價漲跌與石油消費量是否具有不對稱共整合關係。第二，以 Granger and Lee (1989) 發展的不對稱誤差修正模型，分析石油消費對於油價漲跌的反應，在長期與短期效果是否具對稱性。第三，利用 Enders and Siklos (2001) 不對稱門檻共整合檢定與不對稱誤差修正模型。探討的石油消費變數除了國內石油消費總量之外，尚有依能源統計分類區分的運輸、工業、農業、服務與住宅等部門之石油消費量，而樣本分析期間為 1999 年 1 月至 2010 年 3 月共計 135 筆月資料。

本文實證結果可得到以下結論。第一，利用 Schorderet (2004) 不對稱共整合檢定的結果，說明了石油消費量與油價漲跌之間存在著長期的不對稱關係，石油消費量對於油價上漲的敏感度高於對油價下跌。而就價格因素而言，國際油價將較國內油價對石油消費量更具解釋力。另外，不同部門別的石油消費量可能因消費行為特性之差異，對油價反應並不相同；即使同部門的石油消費量，對於油價上漲與下跌的反應也有差異。

第二，根據 Granger and Lee (1989) 的不對稱誤差修正模型發現，國際油價與國內油價對於國內石油消費總量皆存在長期調整效果的不對稱性，此不對稱性的意義，乃因油價上升或匯率上升造成石油消費量降低的反應大於油價下降或匯率下降時。若就各部門石油消費量的反應，國際油價僅對工業與運輸部門石油消費量存在長期不對稱效果，這也突顯了部門別石油消費量對於油價反應存在差異性，可能是因工業、運輸部門因其生產過程對石油依賴度較高，因此對於國際原油價格的反應較為敏感。值得注意的是，國內油價則只對工業部門石油消費量存在長期不對稱效果，至於運輸部門石油消費量雖然對於國際油價反應顯著，但對國內油價反應卻不顯著，此可能與政府對於運輸部門實施的相關配套政策有關，諸如票價或油價補貼等，使真實油品價格受到扭曲，削弱運輸部門消費需求與國內油品價格之間的關連性。

第三，利用 Enders and Siklos (2001) 不對稱門檻共整合檢定與不對稱誤差修正模型，實證結果發現在 MTAR 模型的共整合檢定下，國際油價模型與國內油價模型一樣，皆呈現國內石油消費總量、運輸、工業與服務部門石油消費量存在長期均衡調整的不對稱關係。就比較估計係數大小進一步解釋，不對稱性的現象是指當油價上漲或匯率上升時石油消費量的減少速度，相較於當油價下跌或匯率下跌時石油消費量的增加速度快。同時，不對稱誤差修正模型亦呼應前面實證部份，發現國際油價確實較國內油價具有解釋力，尤其國內石油消費總量、運輸與工業部門石油消費量，皆對國際油價有顯著反應。

綜合以上所述，本文實證發現國際油價相較國內油價衝擊對於石油消費量影響較大，主要可能與國際油價具有指標性意義，將透過宣示效果或預期心理因素而影響石油消費量。尤其呈現了國際油價上漲，對石油消費量衝擊程度大於國際油價下跌的不對稱

效果。另一方面，國內油價模型目的，在於表達受到政府干預的國內油價對於石油消費量之衝擊，雖然某些石油消費變數在 Schorderet (2004) 與 Enders and Siklos (2001) 的共整合檢定下，確實呈現了不對稱共整合關係，不過，國內油價變數在誤差修正模型中，卻欠缺影響顯著性，且模型解釋力則較低，此原因可能反映政府在油價制定之外，存在其他補貼或優惠措施，使國內油品價格未必是石油消費的真實價格。另外，若以部門別觀之，運輸與工業部門石油消費量對於國際油價反應顯著且具不對稱性，尤其對於國際油價上漲反應相較下跌時敏感。

在政策意義上，此意謂政府除了應減少對油價干預之外，亦應重新檢視相關優惠或補貼措施是否仍有必要，以避免油價市場存在價格扭曲，讓國內油品價格能真實反映國際油價，回歸自由市場機制。其次，能源政策亦應因部門有所區分，尤其對油價上漲反應較為敏感的運輸與工業部門，應優先輔導產業轉型，提高能源使用效率，降低對石油的依賴程度，或鼓勵替代能源使用。面對未來原油價格波動高度不確定的時代，如何因應油價上漲對經濟產生的衝擊將是重要課題。本文藉由釐清石油消費量與油價漲跌的關係，以及不同部門石油消費量反應的差異性，期望可有助於規劃能源政策的方向，並正視原油價格對經濟產生的衝擊。

(收件日期為民國 99 年 2 月 1 日，接受日期為民國 99 年 8 月 3 日)



## 參考文獻

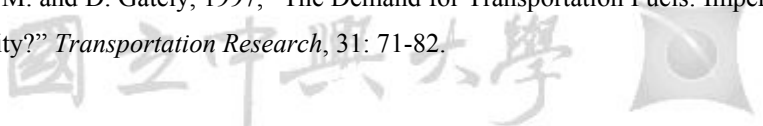
### (1)中文部分

1. 何金巡、周麗芳與林建甫，2005，「油價、景氣與政府財政的總體經濟計量分析」，2005年總體經濟計量模型研討會，台北：行政院主計處與中央研究院經濟研究所。
2. 李建強、洪福聲與黃柏農，2005，「金融發展與經濟成長的關係會消失嗎？—門檻迴歸模型之運用」，經濟研究，41：45-74。
3. 李建強、張佩鈴與陳珮芬，2006，「台灣毛豬市場批發價格的非線性模型分析」，農業經濟半年刊，80：59-95。
4. 周濟、彭素玲、郭迺鋒與賴金端，2004，「國際油價變動對台灣經濟影響之投入產出分析」，行政院經濟建設委員會委託計畫研究報告，世新大學經濟學系。
5. 徐世勳、李篤華與周磊，2005，「國際原油與國內油品價格同時提高對台灣總體經濟之影響評估」，石油策略研究中心時事月報，5：1-12。
6. 梁啓源，2009，「能源價格波動對國內物價與經濟活動的影響」，中央銀行季刊，31：9-34。
7. 梁晉嘉與林正寶，2008，「交易成本與套利的非線性動態探討：台灣肉雞市場的實證」，農業經濟半年刊，83：125-145。
8. 黃宗煌、陳谷汎與林師模，2006，「國際油價上漲的經濟影響評估」，台灣經濟論衡，4：1-46。
9. 楊奕農與楊明憲，2003，「生產效率估計之非線性考量：平滑轉換迴歸在台灣農業部門生產效率估計之應用」，農業經濟半年刊，74：1-22。
10. 萬哲鈺與高崇瑋，2008，「不對稱歐肯法則之臺灣實證」，臺灣經濟預測與政策，39：1-31。
11. 龔明鑫，2007，「國際油價上漲對台灣經濟之影響與因應對策」，經濟部研究發展委

員會委託計畫研究報告，台灣經濟研究院。

## (2)英文部分

1. Arouri, M. E. H. and J. Fouquau, 2009, "How Do Oil Price Affect Stock Returns in GCC Markets? An Asymmetric Cointegration Approach," *Working Paper*, Orleans Economic Laboratory, Orleans University.
2. Bacon, R. W., 1991, "Rockets and Feathers: The Asymmetric Speed of Adjustment of U.K. Retail Gasoline Prices to Cost Changes," *Energy Economics*, 13: 211-218.
3. Benassy-Quere, A., V. Mignon, and A. Penot, 2007, "China and the Relationship between the Oil Price and the Dollar," *Energy Policy*, 35: 5795-5805.
4. Borenstein, S., A. C. Cameron, and R. Gilbert, 1997, "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Changes?" *Quarterly Journal of Economics*, 112: 305-339.
5. Brown, S. P. A. and M. K. Yucel, 2002, "Energy Prices and Aggregate Economic Activity: An Interpretative Survey," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 42: 193-208.
6. Chan, K. S., 1993, "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimation of a Threshold Autoregressive Model," *The Annals of Statistics*, 21: 520-533.
7. Chen, L. H., M. Finney, and K. S. Lai, 2005, "A Threshold Cointegration Analysis of Asymmetric Price Transmission from Crude Oil to Gasoline Prices," *Economics Letters*, 89: 233-239.
8. Cologni, A. and M. Manera, 2008, "Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries," *Energy Economics*, 30: 856-888.
9. Cunado J. and F. P. de Gracia, 2003, "Do Oil Price Shock Matter? Evidence for Some European Countries," *Energy Economics*, 25: 137-154.
10. Dargay, J. M. and D. Gately, 1995, "The Imperfect Price-reversibility of Non-transport Oil Demand in the OECD," *Energy Economics*, 17: 59-71.
11. Dargay, J. M. and D. Gately, 1997, "The Demand for Transportation Fuels: Imperfect Price Reversibility?" *Transportation Research*, 31: 71-82.



National Chung Hsing University

12. Doroodian, K. and R. Boyd, 2003, "The Linkage between Oil Price Shocks and Economic Growth with Inflation in the Presence of Technological Advances: A CGE Model," *Energy Policy*, 31: 989-1006.
13. Enders, W. and C. W. J. Granger, 1998, "Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Business and Economic Statistics*, 16: 304-311.
14. Enders, W. and P. L. Siklos, 2001, "Cointegration and Threshold Adjustment," *Journal of Business Economics and Statistics*, 19: 166-176.
15. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, "Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55: 251-276.
16. Gately, D. and H. G. Huntington, 2002, "The Asymmetric Effects of Changes in Price and Income on Energy and Oil Demand," *Energy Journal*, 23: 19-55.
17. Gori, F., D. Ludovisi, and P. F. Cerritelli, 2007, "Forecast of Oil Price and Consumption in the Short Term under Three Scenarios: Parabolic, Linear and Chaotic Behaviour," *Energy*, 32: 1291-1296.
18. Granger, C. W. J. and T. H. Lee, 1989, "Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships Using Multicointegration and Non-symmetric Error Correction Models," *Journal of Applied Econometric*, 4: S145-S159.
19. Granger, C. W. J. and G. Yoon, 2002, "Hidden Cointegration," *Working Paper 2002-02*, Department of Economics, California University.
20. Grasso, M. and M. Manera, 2007, "Asymmetric Error Correction Models for the Oil-gasoline Price Relationship," *Energy Policy*, 35: 156-177.
21. Honarvar, A., 2009, "Asymmetry in Retail Gasoline and Crude Oil Price Movements in the United States: An Application of Hidden Cointegration Technique," *Energy Economics*, 31: 395-402.
22. Huang, B. N., M. J. Hwang, and H. P. Peng, 2005, "The Asymmetry of the Impact of Oil Price Shocks on Economic Activities: An Application of the Multivariate Threshold Model," *Energy Economics*, 27: 455-476.
23. Johnson, R. N., 2002, "Search Costs, Lags and Prices at the Pump," *Review of Industrial*

- Organization*, 20: 33-50.
24. Kapetanios, G., Y. Shin, and A. Snell, 2003, "Testing for a Unit Root in the Nonlinear STAR Framework," *Journal of Econometrics*, 112: 359-379.
  25. Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, 1992, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
  26. Lardic, S. and V. Mignon, 2006, "The Impact of Oil Prices on GDP in European Countries: An Empirical Investigation Based on Asymmetric Cointegration," *Energy Policy*, 34: 3910-3915.
  27. Lardic, S. and V. Mignon, 2008, "Oil Prices and Economic Activity: An Asymmetric Cointegration Approach," *Energy Economics*, 30: 847-855.
  28. Lee, K., S. Ni, and R. A. Ratti, 1995, "Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability," *Energy Journal*, 16: 39-56.
  29. Lewis, M., 2004, "Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Industry," *Discussion Paper*, Department of Economics, Ohio State University.
  30. Mork, K. A., 1989, "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results," *Journal of Political Economy*, 97: 740-744.
  31. Mork, K. A. and M. H. T. Olson, 1994, "Macroeconomic Responses to Oil Price Increase and Decreases in Seven OECD Countries," *Energy Journal*, 15: 19-35.
  32. Narayan, P. K. and R. Smyth, 2007, "A Panel Cointegration Analysis of the Demand for Oil in the Middle East," *Energy Policy*, 35: 6258-6265.
  33. Narayan, P. K. and P. Wong, 2009, "A Panel Data Analysis of the Determinants of Oil Consumption: The Case of Australia," *Applied Energy*, 86: 2771-2775.
  34. Papapetrou, E., 2001, "Oil Price Shocks Stock Market, Economic Activity and Employment in Greece," *Energy Economics*, 23: 511-532.
  35. Sadorsky, P., 1999, "Oil Price Shocks and Stock Market Activity," *Energy Economics*, 21: 449-469.
  36. Schorderet, Y., 2004, "Asymmetric Cointegration," *Working Paper*, Department of

Economics, Geneva University.

37. Shin, D., 1994, "Do Product Prices Respond Symmetrically to Changes in Crude Prices?" *OPEC Review*, 18: 137-157.
38. West, K. D., 1988, "Asymptotic Normality, When Regressors Have a Unit Root," *Econometrica*, 56: 1397-1417.
39. Yamaguchi, K., 2007, "Estimating Energy Elasticity with Structural Changes in Japan," *Energy Economics*, 29: 1254-1259.



National Chung Hsing University

# The Asymmetric Effects of Oil Prices Shocks on The Oil Consumption in Taiwan<sup>\*</sup>

Wen-Hsiu Huang<sup>\*\*</sup> and Chien Fu Jeff Lin<sup>\*\*\*</sup>

## Abstract

This paper analyzes the asymmetric effects of oil prices shocks on the oil consumption in Taiwan. In order to investigate the fact that the oil consumption responds asymmetrically to oil prices shocks, we employ three kinds of empirical methods which are proposed by Schorderet (2004), Granger and Lee (1989), and Enders and Siklos (2001), respectively. The empirical results can be listed as following: First, there is evidence for the asymmetric cointegration relationships between crude oil prices and the oil consumption. Second, the crude oil prices have more power than the prices of domestic oil product to explain the behavior of oil consumption in Taiwan. Third, the asymmetric error correction models indicate that the long-run asymmetric effects of oil prices on the oil consumption exist. When the error correction terms leave above the long-run equilibrium, the adjustment speeds are faster than that below the long-run equilibrium. This means that the oil consumption responds faster when oil prices rise than fall. Forth, the oil consumption of transportation and industry department respond to crude oil prices significantly and asymmetrically in the long run.

**Keywords:** Oil price, Oil Consumption, Asymmetric Cointegration, Asymmetric Error Correction Model

**JEL Classification:** Q40, C22, C12

---

\* The authors thank the anonymous referees and the editor for helpful comments and suggestions.

\*\* Assistant Professor, Department of Public Finance, Ling Tung University. Corresponding Author. Tel: (04) 23892088 ext. 3622, Fax:(04) 23895293, Email: [michelle@teemail.ltu.edu.tw](mailto:michelle@teemail.ltu.edu.tw).

\*\*\* Professor, Department of Economics, National Taiwan University.