

國立政治大學國際經營與貿易學系

碩士論文

能源價格衝擊與台灣總體經濟

Energy Price Shocks and Taiwan's Macroeconomy



指導教授：郭炳伸 博士

林信助 博士

研究生：陳虹均 撰

中華民國九十九年五月

## 謝辭

在政大國貿所的兩年轉眼即過，現在回想起來更覺得心驚膽戰，不是因為當初以幾分之勝幸而能進入全國一流的商學院；也不是因為自己知識淺薄卻仍能安然修足財務組學分順利畢業；更不是因為自己個性懶散卻奇蹟似地能在五月底前將論文修改完成。卻是感嘆光陰似箭，歲月如梭，虹均兩年來馬齒徒長，不懂得立定志向奮發求進，沒能爭取得什麼亮眼的成績讓父母高興，甚感慚愧。至聖先師孔子三十而立，反觀自己在待人處事上面仍沒什麼長進，凡事不懂得替他人著想，幸得同窗不愛與我計較才能有幾個朋友，更是慚愧。

虹均能夠完成這篇論文，首先當然要感謝我的家人，沒有他們也沒有今天的我。其次要感謝我的指導教授，郭炳伸老師與林信助老師，若不是兩位老師的辛苦栽培，憑虹均一己之力要完成這一篇碩士論文是萬萬不能。再者，要感謝同窗好友子誠、冠丞、宗穎與炳善，能夠得到你們的真誠相待，是我在政大兩年最大的收穫之一。還要感謝我的女友綉綾，在我爲了考試、報告、論文焦頭爛額的時候；還有爲了與人相處的事而感到鬱悶時，一直都是妳陪著我渡過難關。最後要感謝這兩年來教導我的師長們、一起努力的同窗還有其他曾經幫助過我的人。沒有身邊大家的幫助，我什麼也做不成。

很多人說，畢業是人生的另一段旅程的開始，虹均從前也是這麼認爲。但隨著年歲虛長，漸覺雖然環境不同，但待人處事道理卻不會變。從前總認爲自己還年輕，不懂得把握機會精進自己。如今即將到了將成家立業的年紀，在社會上行走卻仍顯得左支右絀，因此希望藉這文中的一隅勉勵自己：「時時自省，日新又新」，今後各奔前程

祝大家事事平安，身體健康

虹均 謹誌於政治大學 2010.6.19

## 摘要

自 1970 年代以來有許多研究指出，能源價格衝擊對於一個國家的總體經濟表現有顯著的影響。但對於能源價格究竟是以何種形式，以及透過什麼管道對總體經濟產生影響，卻沒有一致的看法。同時，經濟決策者對於能源價格變動的反應，經常因為有不確定性的存在而有延後反映的現象。本文利用台灣 1981 年到 2009 年的能源價格，建構數種對稱與不對稱之能源價格變動設定，以 Granger 因果關係檢定探討能源價格變動與台灣其他相關的總體經濟變數資料間的關係；並透過自我迴歸分配落後模型 (Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL) 模型估計能源價格與台灣產出的長期關係。我們的實證結果顯示：能源價格，相較於台灣的總體經濟體系，具有外生性。能源價格成長率對產出與失業率沒有顯著的影響；但能源價格的波動程度對台灣產出成長率卻有顯著的負面影響。能源價格波動率與台灣實質產出具有長期均衡關係，而且能源價格波動將對台灣實質產出有負面影響。

關鍵詞：能源價格、因果關係檢定、ARDL 模型

JEL 分類代號：E32

## **ABSTRACT**

Since the 1970s, numerous studies have demonstrated that energy price impact can have a significant influence on a country's macroeconomy. However, there is no consensus regarding in what form, or by which channel can energy price changes affect the macroeconomy. In addition, economic decision makers often respond to energy price changes with a time lag due to the existence of uncertainty. This paper constructs several indicators of symmetric and asymmetric energy price changes based on the energy prices in Taiwan for the period from 1981 to 2009. We employ the Granger's causality test to examine the relationship between energy price changes and related macroeconomic variables; and utilize the autoregressive distributed lag model (ARDL) to estimate the long-run relationship between energy price volatility and Taiwan's real GDP. Our empirical results show that energy price exhibits exogeneity relative to important macroeconomic variables; the energy price growth rate does not have significant impact on output and unemployment rate, while the energy price volatility has negative impact on Taiwan's macroeconomy. There is long-run relationship between the energy price volatility and Taiwan's real GDP. Furthermore, the energy price volatility do have negative impact on Taiwan's real GDP.

Keywords: Energy Price, Granger Causality Test, ARDL model

JEL: E32

# 目 錄

|                     |     |
|---------------------|-----|
| 摘 要 .....           | I   |
| ABSTRACT.....       | II  |
| 目 錄.....            | III |
| 第一章 緒論 .....        | 1   |
| 第一節 主題闡述與研究目的 ..... | 1   |
| 第二節 文獻回顧與貢獻.....    | 4   |
| 第二章 變數定義與資料來源 ..... | 12  |
| 第三章 研究方法.....       | 18  |
| 第一節 定態與單根檢定.....    | 19  |
| 第二節 因果關係檢定 .....    | 22  |
| 第三節 ARDL 模型.....    | 23  |
| 第四章 實證結果與分析.....    | 27  |
| 第一節 單根檢定.....       | 27  |
| 第二節 因果關係檢定 .....    | 29  |
| 第三節 ARDL 模型估計.....  | 32  |
| 附錄 A .....          | 40  |
| 附錄 B .....          | 41  |
| 參考文獻.....           | 42  |

## 圖目錄

|                                  |    |
|----------------------------------|----|
| 圖 1 台灣 GDP 成長率與能源價格波動率對應圖 .....  | 2  |
| 圖 2 模型變數原始資料時間序列圖 .....          | 13 |
| 圖 3 能源價格變動衡量時間序列圖 .....          | 17 |
| 圖 4 CUSUM 與 CUSUMSQ 係數穩定性圖 ..... | 36 |

## 表目錄

|                                     |    |
|-------------------------------------|----|
| 表 1 能源價格變動衡量方式彙整 .....              | 15 |
| 表 2 總體變數單根檢定表 .....                 | 28 |
| 表 3 能源價格變動衡量單根檢定表 .....             | 28 |
| 表 4 因果關係檢定卡方值之一 .....               | 31 |
| 表 5 因果關係檢定卡方值之二 .....               | 31 |
| 表 6 界限檢定結果 .....                    | 34 |
| 表 7 台灣實質 GDP 與能源價格波動之長期關係係數估計 ..... | 35 |
| 表 8 ARDL 之誤差修正模型估計 .....            | 37 |

# 第一章 緒論

## 第一節 主題闡述與研究目的

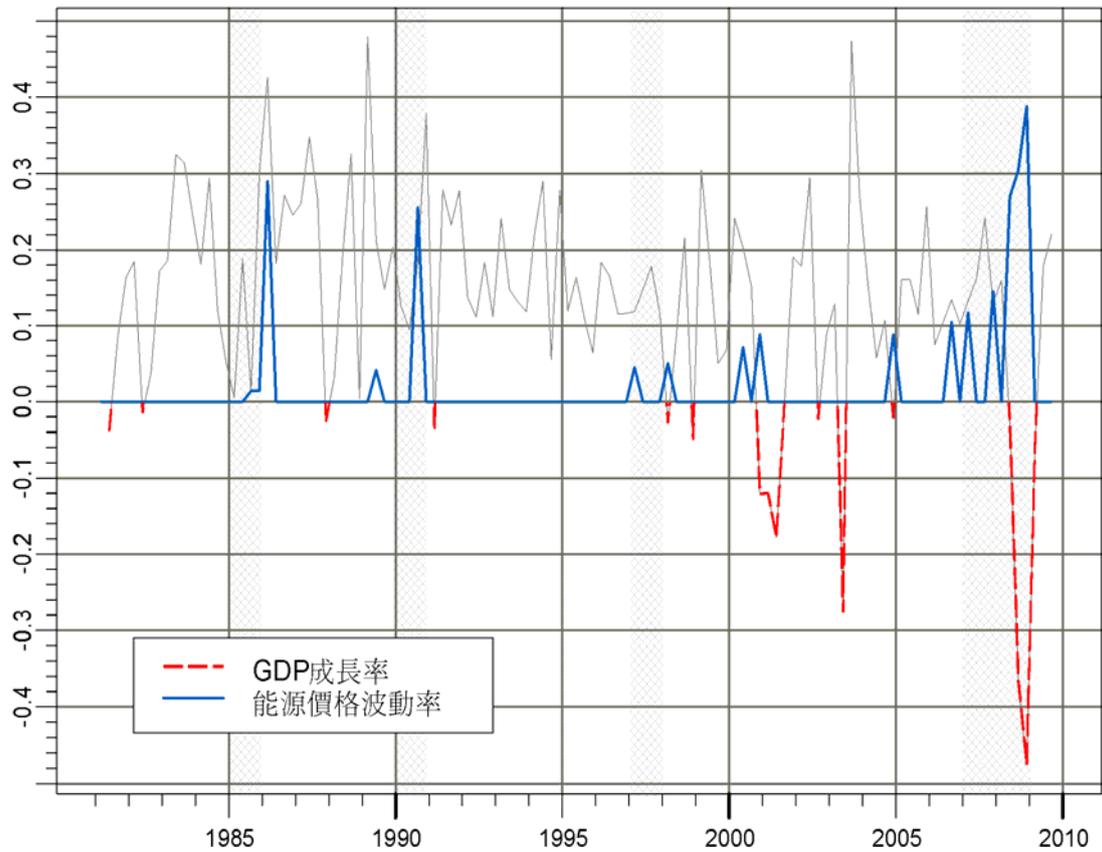
在過去的 30 年裡，世界能源價格總共發生過五次的大幅波動。首先 1980 年 9 月 22 日伊拉克入侵伊朗爆發第一次波斯灣戰爭，原油價格從 1979 年初每桶 15 美元，漲至 1980 年每桶最高約 39 美元，此稱為「第二次石油危機」。第二次為 1986 年 OPEC 的卡特爾壟斷模式瓦解，平均原油價格比 1985 年平均原油價格大跌約 46%。第三次為 1990 年 8 月 2 日伊拉克入侵科威特，引發第二次波斯灣戰爭，原油價格在一年間上漲將近 20%，此稱為第「第三次石油危機」。2007 年到 2008 年中，受到全球景氣大好的影響，原油價格上漲最高約達 150%，這是第四次能源價格大幅波動。最近的一次發生在 2008 年 9 月雷曼兄弟宣布破產後，原油價格在半年內下跌 70%，波動幅度之大實為前所未見。

台灣的天然礦產資源並不豐富，進口能源依存度超過 1%；而台灣的石油消費量僅占世界石油總消費量的 1.33%，因而世界上發生重大能源價格衝擊事件時，很可能對台灣能源價格有顯著影響。<sup>1</sup> 如同 Hamilton (1996) 所闡述，歷史上幾次石油危機使消費者與廠商擔憂未來能源價格攀高與能源可得性。在不確定的心理因素下造成某些重大消費或投資決策的延遲，對經濟產生緊縮效果。消費者與廠商預期未來能源價格走勢時，較可能依過去一段時間的能源價格波動來判斷，而不僅是過去一個月或一個季。我們將這種概念用以探討台灣能源價格波動率與

---

<sup>1</sup> 依據經濟部能源局「97 年能源統計手冊」，台灣 2008 年進口能源依存度為 99.23%；2008 年世界石油消費為 3952.8 (百萬公噸油當量)，而台灣的石油消費為 52.5 (百萬公噸油當量)。

圖 1 台灣 GDP 成長率與能源價格波動率對應圖



- 註：1. 圖中灰色區塊代表上述之歷史事件。其中 GDP 成長率為原始資料乘上 20。  
2. 僅繪出能源價格大幅波動之部分（相較於前 10 季）。  
3. 圖中灰色細線條代表 GDP 成長率為正的部分。

GDP 成長率的關連。假設台灣的廠商與消費者進行重大投資決策時，將考慮過去較長一段期間能源價格的波動，若能源價格相較於過去出現大幅波動時，可能對台灣 GDP 成長率有重大影響。如圖一實線標出台灣能源價格波動率大於前 10 季的大幅波動，虛線代表台灣 GDP 成長率低於前 10 季的大幅衰退。當能源價格出現大幅波動時，台灣產出成長率總是亦步亦趨地產生大幅衰退的現象。

圖一中的灰色區塊代表重大能源價格衝擊發生期間，我們可以發現能源價格大幅波動通常來自於歷史上重大的政治與經濟事件所造成，例如：1986 年、1990

年與 2007-2009 年的三次大幅波動。圖一顯示能源價格波動率與台灣產出成長率的趨緩具有高度關聯性，這種關聯性有可能只代表歷史的巧合；亦即造成經濟蕭條真正的因素恰好與能源價格大幅波動的時間點相同。但相對地這種關聯性也可能表示 1980 到 2009 年之間，至少有一些台灣的經濟蕭條與能源價格的外生性波動有因果關係。因此本文的研究目的在依序回答下列問題：首先，能源價格以什麼樣的形式對台灣產出成長率造成影響？其次探討能源價格衝擊對台灣產出成長率具有什麼樣的影響？



## 第二節 文獻回顧與貢獻

前一節所述能源價格與一國總體經濟的關連性在美國的實證研究中已經被發掘，在 Hamilton (1983) 一篇重要的文章中，因果關係檢定 (Granger causality test) 實證結果顯示，原油價格的確能夠解釋美國總體經濟的表現，並且對美國產出成長率有顯著的負面影響。Mork (1989) 也支持上述論點，透過向量自我迴歸模型 (vector autoregressive model, VAR) 由實證資料分析指出，原油價格上漲對美國總體經濟造成負面影響，油價下跌的影響卻不顯著。Burbidge and Harrison (1984) 將該 VAR 模型應用到五個 OECD 國家中，發現油價衝擊對美國、與日本的工業生產具有顯著的負面衝擊。

能源價格與一國總體經濟之間的關係在許多前人的文獻中已經有詳盡的論證與分析。一般而言我們相信能源價格衝擊會透過某些管道 (channels) 影響一國總體經濟，但有關於這些管道的理論則意見不一。在推論能源價格如何影響一國產出、失業率時也有著許多的歧見，比較常見的有以下三個理論。第一個理論，也是常見於大學教科書中的理論解釋，當石油危機發生時，將使勞動需求減少，短期總供給衰退產生超額需求，最終造成物價上漲且實質產出減少，我們稱之為實質產出管道 (real balance channel)。<sup>2</sup> 第二個是有關所得面的理論，認為油價上漲將使石油進口國的所得移轉到石油出口國，進而造成石油進口國的消費支出減少，總合需求衰退。如 Mork, Olsen and Mysen (1994) 的實證結果顯示，挪威

---

<sup>2</sup> Abel, A., and B. Bernanke. (1998). *Macroeconomics*, 3rd ed. Reading, MA: Addison-Wesley.

成爲石油淨出口國之後，油價與 GDP 成長率呈現顯著的正相關；而日本身爲石油淨進口國，油價上漲對經濟產生顯著的緊縮效果。不過這種所得移轉 (income transfer) 理論本身有一些缺點，同時也有實證研究證明，英國、加拿大等淨出口國並不因爲油價上漲而帶動總合需求 (見 Rasche and Tatom, 1981)。<sup>3</sup> 第三個理論假設原油與其他資本爲生產上的互補品 (complements in production)，當油價上漲不僅使廠商對原油的使用減少，連帶也減少其他資本的使用，造成生產曲線的下移，使潛在產出 (potential output) 水準衰退。(見 Rasche and Tatom, 1977; Berndt and Wood, 1979; Fischer, 1985; Tatom, 1988)。

不過上述的三個理論都有一個共同的性質，不論是實質產出、所得移轉、潛在產出水準管道，其理論背後皆隱含油價與總體經濟之間的關係具有對稱性 (symmetric relationship)。以實質產出管道爲例，今若油價衝擊造成油價下跌而非上漲，則根據該理論的分析，應造成一國勞動需求增加，推動總供給線右移產生超額供給，最終使物價下跌產出成長。換言之，在對稱性的假設之下，油價上漲固然對一國總體經濟有負面影響，相對地，油價下跌則應該要有利於一國的經濟成長。但實際數據似乎並不支持上述假設。

在能源價格與一國總體經濟不對稱關聯的實證研究方面，Mork (1989) 延續 Hamilton (1983) 的研究結果，將油價分成上漲與下跌兩個部分，利用美國

---

<sup>3</sup> 例如原油淨出口國可能因爲進口原油淨進口國的其他商品，帶來的第二次所得移轉效果，進而抵銷掉第一次的所得移轉效果，這點是所得移轉理論無法加以說明的。另一點則是該理論無法說明油價上漲與下跌在某些國家所造成的不對稱影響。

1949Q1~1988Q2 期間的樣本，證實油價上漲與 GNP 成長率的負向關係的確成立，但油價下跌對於 GNP 成長率卻沒有顯著的影響。Dotsey and Reid (1992) 使用美國 1950:1~1990:12 的樣本仿照 Mork 的模式，同樣得到只有油價上漲對實質 GNP 以及就業有顯著的影響。Mork *et al.* (1994) 也證明這種不對稱效果出現在其它 OECD 國家。然而另一方面，能源價格與一國產出成長率之間的關聯性可能不僅止於對稱性與不對稱性，能源價格波動率也可能是管道之一。如 Ferderer (1996) 將美國產出成長率對油價上漲與下跌進行迴歸分析，也發現油價上漲與下跌所估計出來的係數兩者之間有顯著的差異，但在上述迴歸中加入油價波動率之後，油價上漲與下跌的係數間的顯著差異隨即變小。結果說明油價上漲與下跌對美國經濟造成的不對稱影響，有一部分可以透過油價波動率來解釋，隱含油價同時透過兩種以上的管道影響美國產出成長率。

能夠擺脫對稱性假設的限制，並用以解釋能源價格以非對稱形式或能源價格波動率形式對一國總體經濟產生影響的理論主要有二，首先是部門移轉 (sectoral shift) 理論。Hamilton (1988) 在 Lilien (1982) 所建構的部門移轉理論的架構下，建立原油價格不對稱影響的總體模型。假設工資、價格可自由變動，由於原油價格增加，使需要消耗能源的商品 (如：汽車) 買氣減弱。假設勞工在部門間移動具有高成本或延遲性，那麼在該部門所造成的損失就無法因為勞工移轉到另一個部門而重新獲得。勞工可能因為等待部門條件改善而寧願繼續選擇待業。在部門移轉理論的假設之下，即使另一部門所提供的薪資帶來的效用大於不工作的效用，

勞工仍可能選擇暫時失業等待求職環境變好，此稱為技術限制 (technological constraint)。部門移轉理論隱含能源價格上漲與下跌非但對一國產出可能有不對稱的影響，而且可能透過能源價格波動率的形式影響一國產出。第二個理論為不確定性 (uncertainty) 理論，Bernanke (1983) 與 Pindyck (1991) 認為一個經濟個體所做出的投資決策具有不可逆的 (irreversible) 性質，投資者為做出勝算最大的決策，會選擇延遲投資或消費決策以等待最新的資訊產生。換言之，資訊產生速度些微的改變，也可能造成特定財貨的投資與消費大幅波動。因此，投資者在等待新資訊與做出最適決策的過程中，可能使資本財的需求有很大的波動，進而在短期間影響景氣的循環。例如面臨能源價格大幅波動的情況，廠商在決定要投資耗油資本與非耗油資本財時，可能會選擇推遲投資方案以等待能源價格回復平穩再進行投資決策，因此短期間使得國內的投資衰退。在上述理論基礎之下，能源價格不同的衡量方式就占了重要的角色，有時甚至能夠影響推論結果。如 Hooker (1996) 的一篇實證研究中，闡述在 1948:Q1 到 1973:Q3 期間原油價格對美國總體經濟具有顯著負面影響，但這種關聯性在 1973:Q4 之後便消失。針對這個問題 Hamilton (1996) 提出淨原油價格上漲 (net oil price increase) 的衡量方式，證明原油價格上漲仍然對美國總體經濟具有顯著負面影響。<sup>4</sup> 唯必須要透過正確的油價衡量方式來捕捉消費者與廠商的不確定心理，亦即把當期原油價格與過去一年做比較，而非僅過去一季做比較。Hamilton 的實證結果顯示，油價與美國總

---

<sup>4</sup> 計算方式請參考本文第二章資料來源與變數定義。

體經濟之間的關聯性仍然存在，只是必須有適當的油價衡量方式。

如同前述 Hamilton (1983) 與 Ferderer (1996) 的研究結果顯示，能源價格與一國產出成長率的關係可能是對稱、非對稱性或透過能源波動率的形式，藉由分辨出哪一種關聯性確實存在於台灣，我們能夠推論能源價格衝擊可能透過何種管道影響台灣總體變數。若能源價格對台灣有對稱的負面影響，則源價格衝擊可能透過實質產出、所得移轉、前在產出等管道影響台灣產出成長率；若能源價格對台灣有不對稱的負面影響，或是能源價格波動率對台灣有負面影響，則能源價格可能透過技術限制、不確定性造成台灣經濟蕭條。

在台灣相關的文獻中，關於能源價格成長率是否對台灣產出成長率或股市產生影響的研究有不少。其中多數的作者皆認為能源價格上漲會造成台灣產出成長率的衰退；至於能源價格與台灣股票市場的因果關係則沒有一致的結論。王天賜 (2005) 藉由三種不同的 VAR 模型設定以及因果關係檢定，說明國際油價領先台灣實質 GDP 的變化，並且國際油價上漲為台灣產出成長率所帶來的衝擊較下跌來得顯著；然而原油價格與台灣股市並沒有顯著的領先落後關係。相似的結論也可以在其他研究中看到，呂理平 (2006) 的因果關係檢定結果顯示，我國股票市場九大類股與國際原油價格沒有顯著的領先落後關係。黃宗煌、陳谷汎與林師模 (2006) 以可計算一般均衡模型估計結果顯示，原油價格對台灣 GDP 有緩和的負面影響。梁啓源 (2009) 的可計算一般均衡模型分析也得到類似的結果。Lin, Fang and Cheng (2009) 延續 Kilian (2009) 的研究，說明台灣股市對油價衝擊的反應與

美國類似，三種油價衝擊中只有原油預期需求衝擊（例如：消費者與廠商擔心未來原油耗竭而增加現在的需求）對台灣股市有負面影響，供給面衝擊與需求面衝擊皆沒有顯著影響。<sup>5</sup> 然而台灣文獻中關於能價格與產出成長率間不對稱關係的研究很少見，並且多僅限於將能源價格單純地分成上漲與下跌兩個部分來探討（見 王天賜，2005；林灼榮、劉浩然，2008），相對地，本研究建構多種能代表能源價格不對稱影響的能源價格變動衡量方式（例如：淨能源價格上漲與下跌率），藉由更廣泛的能源價格變動衡量方式得以符合理論的假設，並得到更穩健的推論結果；如 Ferderer (1996) 的但美國實證研究顯示能源價格影響一國經濟的方式可能更為複雜，甚至以能源價格波動率的形式影響一國產出。台灣有關能源價格波動率與台灣總體經濟之間關聯的研究更是稀少，如鄧延俞 (2009) 以 panel 分量迴歸方法對 21 個國家進行分析，發現而原油價波動率在低分量時對經濟成長具有負面影響。但該研究之結果只代表樣本中的 21 個國家，平均而言油價波動率對產出成長率之影響，但卻無法清楚說明能源價格波動對台灣產出成長率之影響。而本文建構兩種衡量能源價格波動率的方式，以 Granger 因果關係檢定與 ARDL 模型的估計對台灣這個能源對外依存度極高的國家進行探討，進一步了解能源價格波動率與台灣產出之間的關聯性。

如前所述，能源價格衝擊透過什麼樣的管道影響一國總體經濟，在過去的研究中並沒有一致的看法。因而文獻上有一常見的做法，即透過不同的能源價格變

---

<sup>5</sup> Kilian (2009) 認為造成油價上漲的油價衝擊可以分為三種，分別是供給短缺造成的供給面衝擊、全球經濟成長造成的需求面衝擊，以及憂慮未來原油供給不足的預期需求衝擊。

動衡量方式 (measurement) 來進行實證模型估計, 藉此試著為前述的幾種理論提供實證支持, 特別是能源價格與一國總體經濟的不對稱關係 (如 Mork, 1989; Hamilton, 1996; Huang, Hwang and Peng, 2005) 以及能源價格波動率如何影響一國總體經濟 (如 Ferderer, 1996)。有鑑於此, 本文建構多種對稱、與不對稱與能源價格波動率之對能源價格變動衡量方式, 使我們能夠充分地捕捉到能源價格與台灣產出成長率之間對稱、以及不對稱關係或能源價格波動率與台灣產出成長率之關係。本文建構之能源價格變動衡量方式可分為三大類: 能源價格成長率、能源價格漲跌率、能源價格波動率; 其中第一類假設源假設能源價格成長率與台灣產出成長率僅存在對稱關係; 後兩類第二類透過將能源價格上漲率與下跌率分開成兩個變數, 允許能源價格與台灣產出成長率間具有不對稱關係; 第三類用於探討能源價格波動率與台灣產出成長率之關聯性。<sup>6</sup> 相較於以往的研究, 本文所建構之三大類能源價格變動衡量更為廣泛, 使我們能夠充分地捕捉到能源價格與台灣總體經濟之間對稱、以及不對稱關係, 甚至於能源價格波動率與台灣總體經濟之間的關聯性, 因而能取得較穩健之實證結果。此外資料樣本不足也可能成為研究上的阻礙之一。<sup>7</sup> 相較於早期的研究, 在本研究的三十年樣本期間內, 多出許多干擾世界能源市場的政治因素 (如: 2001 年的發生於美國的 911 恐怖攻擊事件; 2003 年爆發伊拉克戰爭), 特別是 2008 年金融海嘯對能源市場造成的衝擊更是以往的研究中所缺少的。這些特殊而無法預見的特殊歷史事件, 都使本文的結

---

<sup>6</sup> 本文所有能源價格變動衡量方式詳見第二章所述。

<sup>7</sup> 如 Shapiro and Watson (1988) 於文中提到, 由於樣本期間內油價大幅下跌的情形只發生過一次, 因此難以估計不對稱效果。其研究樣本期間為 1951:Q1~1987:Q2。

果更具具有參考價值。<sup>8</sup> 本研究實證結果發現台灣總體經濟中，相較於其他總體變數，能源價格具有外生性，而且能源價格成長率對產出與失業率沒有顯著的影響，但能源價格的波動程度對台灣產出成長率卻有顯著的負面影響。實證結果隱含能源價格對台灣產出成長率的影響不具有對稱性或非對稱性，而是以能源價格波動率的形式影響台灣總體經濟。本文的主要結論為，能源價格成長率與能源價格漲跌率對台灣產出成長率沒有顯著影響；但能源價格波動率與台灣實質產出具有長期均衡關係，且能源價格波動率對台灣產出成長率卻有顯著的負面影響。

本文共分四個章節，第一章為緒論，闡述研究動機、主要貢獻與文獻回顧；第二章為研究方法，記載本文資料來源、變數定義之論述與實證方法介紹；第三章呈現本文之主要實證結果與分析；第四章為本文做出總結。

---

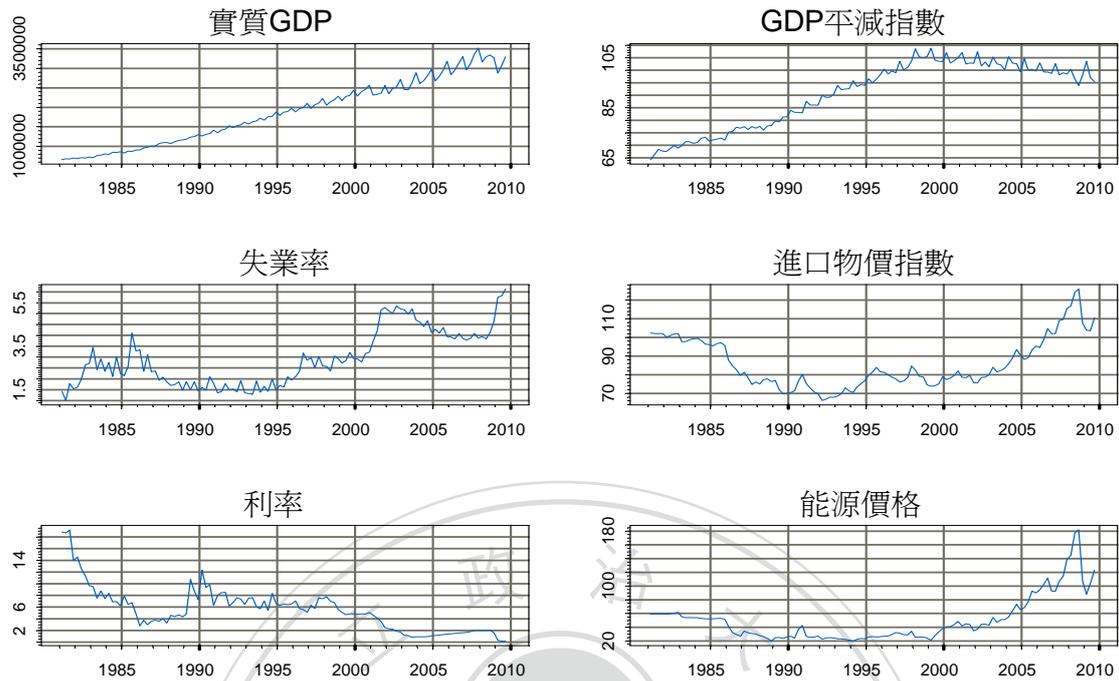
<sup>8</sup> 詳見附錄 B 國際原油市場大事記表。

## 第二章 變數定義與資料來源

本文參考 Hooker (1996) ，以五個總體變數再加上能源價格變動衡量方式做為檢定的基礎，包含實質 GDP 與失業率做為台灣的產出變數；GDP 平減指數與進口物價指數分別代表國內一般物價水準與國際物價受能源價格的影響；根據 McCallum (1983) 的建議，以利率貨幣政策的代理變數，也用於台灣商業本票初級市場 30-90 天利率；最後，能源價格則以台灣 PPI 分類中的石油天然氣指數做為資料來源。圖二所示為原始資料時間序列圖，從圖中可見實質 GDP、GDP 平減指數與失業率等三個序列具有強烈季節性，因此再進行進一步分析之前本文對此三個變數進行季節調整。另外從圖中可初步看出本模型原始序列似乎具有單根，因此經過季節調整後必須透過進一步的單根檢定才能確定原始序列之整合階次。

本文研究目的之一為探討能源價格以何種形式對台灣產出成長率造成影響，並藉此推論能源價格與台灣產出成長率之間的關聯性。藉由對稱與不對稱的能源價格變動衡量，分別代表能源價格與台灣產出成長率之間可能有對稱性或不對稱性的關係。透過檢定對稱與不對稱的能源價格變動衡量對台灣產出成長率影響的顯著性，將能幫助我們釐清能源價格影響台灣產出成長率的管道為何（例如：實質產出管道或不確定效果）。因此本文參考多篇文獻之方法再加上自行建構，將能源價格的衡量分為三大類：能源價格成長率、能源價格漲跌率以及能源價格波動率，再細分為七種不同的設定。其中能源價格成長率為對稱的能源價格變動衡

圖 2 模型變數原始資料時間序列圖



量；能源價格漲跌率以及能源價格波動率為不對稱的能源價格變動衡量。計算公式如表一所列，其中能源價格成長率共分兩種：名目能源價格成長率 (Log-Difference；本文簡稱 LD) 與實質能源價格成長率 (Log-Level；本文簡稱 LL)。上述兩者為常見於一般文獻中的能源價格設定 (見 Hamilton, 1983; Hooker, 1996; Kilian, 2009)，以衡量能源價格成長率對台灣產出成長率的對稱性影響。<sup>9</sup>

第二類能源價格漲跌率共分三種：能源價格上漲率與下跌率、4 期淨能源價格上漲率與下跌率、8 期淨能源價格上漲率與下跌率。首先，將名目能源價格成長率區分為將名目能源價格成長率區分為能源價格上漲率與下跌率，使能源價格上漲與下跌的效果得以分開估計，用以衡量能源價格上漲與下跌所造成的不對稱

<sup>9</sup> 名目能源價格成長率以及實質能源價格成長率參考 Hooker (1996)。原始文獻之實質能源價格為價格形式，故稱之為 log-level。但本文為取得定態數列，實質能源價格係經過差分成長率的形式，惟名稱仍與原著相同。

影響。<sup>10</sup> 其次，根據 Hamilton (1996) 所示，能源價格大幅上漲將使消費者與廠商對其重大投資決策產生的不確定感，對一國產出成長率有負面影響。為探討能源價格所造成的不確定性效果對台灣產出成長率造成之影響，本文參考 Hamilton 之做法並加以延伸之後，建構 n 期淨能源價格上漲率 ( Net Energy Price Increase ; 本文簡稱 NEPI ) 以及 n 期淨能源價格下跌率 ( Net Energy Price Decrease ; 本文簡稱 NEPD )，用來捕捉能源價格上漲所造成的不確定性之大小。<sup>11</sup> 其直覺在於如欲衡量消費者與廠商在決定重大投資時，面臨能源價格上漲所產生的不確定感，把能源價格拿來與前一年度甚至前兩年度的能源價格比較，應該要比僅與上一季能源價格做比較來得合理。有鑒於能源價格小幅下跌可能只是在修正之前的能源價格上漲，本文建構淨能源價格下跌率，藉以了解能源價格大幅下跌時，對於台灣產出成長率是否有顯著的擴張性效果。

第三類為能源價格波動率，細分為兩種：標準誤衡量之能源價格波動率、全距衡量之能源價格波動率。假設能源價格透過超過一種以上的管道影響台灣總體經濟，能源價格突然上漲固然可能使短期供給衰退進而減少實質產出。但部門移轉理論與不確定性理論告訴我們，能源價格衝擊帶來的能源價格大幅波動更會強化能源價格上漲帶來的負面影響。不只如此，能源價格大幅下跌所可能帶來的好處也將會被能源價格大幅波動產生的負面效果抵銷掉。為捕捉上述能源價格波動對台灣總體經濟變數之影響，本文建構能源價格波動用以衡量能源價格是否透過

---

<sup>10</sup> 能源價格上漲與下跌率參考 Mork (1989)。

<sup>11</sup> 淨能源價格上漲與下跌率參考 Hamilton (1996)。

表 1 能源價格變動衡量方式彙整

|     |                  |   |
|-----|------------------|---|
| 成長率 | 能源價格成長率<br>(名目)  | $LD_t = \ln(ENGP_t) - \ln(ENGP_{t-1})$  |
|     | 能源價格成長率<br>(實質)  | $LL_t = \ln(ENGP_t/CPI_t) - \ln(ENGP_{t-1}/CPI_{t-1})$  |
| 漲跌率 | 能源價格上漲率          | $ENG_t^+ = \begin{cases} LD_t & ; \text{ if } LD_t > 0 \\ 0 & ; \text{ ow.} \end{cases}$  |
|     | 能源價格下跌率          | $ENG_t^- = \begin{cases} LD_t & ; \text{ if } LD_t < 0 \\ 0 & ; \text{ ow.} \end{cases}$  |
|     | 淨能源價格上漲率         | $NEPI_t^n = \begin{cases} LD_{t-n} & ; \text{ if } ENGP_t = \max\{ENGP_{t-i}\}_{i=0,1,\dots,n} \\ 0 & ; \text{ ow.} \end{cases}$        |
|     | 淨能源價格下跌率         | $NEPD_t^n = \begin{cases} LD_{t-n} & ; \text{ if } ENGP_t = \min\{ENGP_{t-i}\}_{i=0,1,\dots,n} \\ 0 & ; \text{ ow.} \end{cases}$        |
| 波動率 | 能源價格波動率<br>(標準誤) | $VOLsd_t = \left\{ \frac{1}{n-1} \sum_{m=1}^3 \left[ \frac{ENGP_{t,m}}{CPI_{t,m}} - \mu_t \right]^2 \right\}^{1/2}$                     |
|     | 能源價格波動率<br>(全距)  | $VOLrg_t = \max \left\{ \frac{ENGP_{t,m}}{CPI_{t,m}} \right\}_{m=1,2,3} - \min \left\{ \frac{ENGP_{t,m}}{CPI_{t,m}} \right\}_{m=1,2,3}$ |

註：1.  $ENGP_t$  表示當期能源價格； $CPI_t$  表示當期消費者物價指數。

不確定性效果，或者是部門間的技術限制這兩個管道來影響台灣的總體經濟。<sup>12</sup>

延伸 Ferderer (1996) 之作法，本文另建構以三個月的全距計算能源價格波動率的方法，如此或可避免僅用三個月求出的標準誤衡量方式所帶來的偏誤，將兩種衡量能源價格波動率方式之估計結果加以比對，藉此可增加估計結果的穩健性。

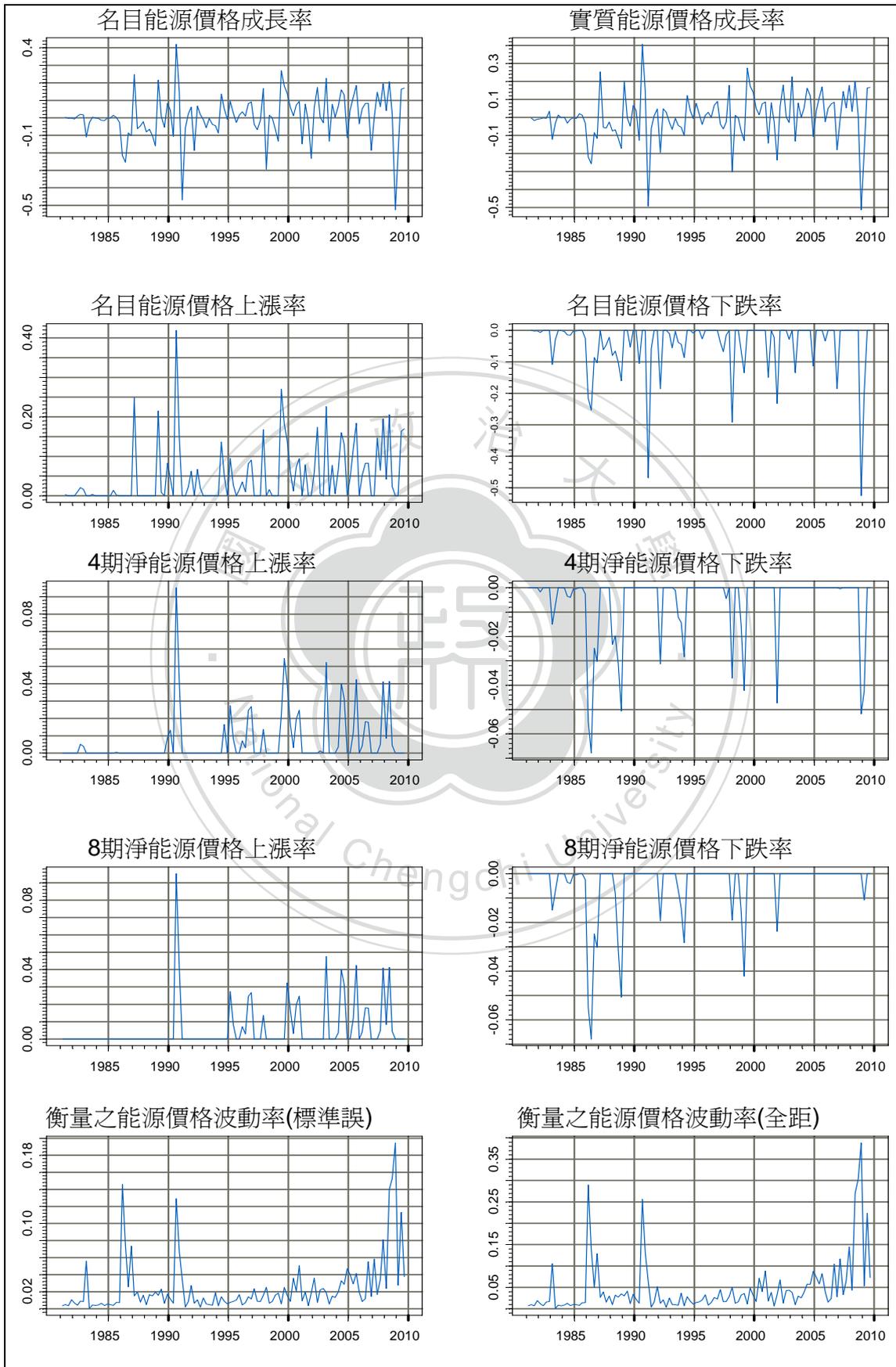
由於本文後續將以最小平方法 (OLS) 加以估計能源價格變動衡量之參數，因此

<sup>12</sup> 以標準誤計算之能源價格波動率參考 Ferderer (1996)。

藉由繪出三大類能源價格變動衡量方式之時間序列圖形，藉以排除極端值、遺漏值或季節性等因素，以避免線性迴歸模型估計結果產生偏誤。如圖三所示，本文建構的三大類源價格衡量方式之時間序列圖形並沒有顯示可能使估計產生偏誤的資料缺陷。此外由於三大類能源價格變動衡量方式皆已轉換為成長率或是波動率的形式，因此本文建構之七種能源價格變動衡量方式似乎無明顯時間趨勢，後續單根檢定則可驗證這些能源價格變動衡量是否為定態。

本文實證分析所使用的原始資料取自台灣經濟新報資料庫 (TEJ)，樣本期間為 1981 年 Q1 到 2009 年 Q3。其中失業率、進口物價指數、利率、能源價格原始資料形態為月資料，故取當季中間月份的資料作為季資料之代表。所有變數的詳細計算方式如附錄 A 所載。

圖 3 能源價格變動衡量時間序列圖



### 第三章 研究方法

本文在進行實證模型分析前，必須先確定個變數之整合階次  $I(d)$ ，以利後續之分析。首先以單根檢定針對台灣國民所得、物價、失業率、進口物價、利率、能源價格等六個序列進行定態分析，以判斷此六個總體變數的整合階次。由於本文將能源價格變動衡量進行 Granger 因果關係檢定以及 ARDL 模型估計，因此針對本文所建構之七種能源價格變動衡量方式也必須分別進行單根檢定，以確定其為定態序列。在我們判斷能源價格透過什麼管道影響台灣產出成長率之時，其隱含的前提假設為能源價格的確對台灣的某些總體變數具有解釋力。藉由本文建構三大類能源價格變動衡量對台灣總體經濟變數進行多變數 Granger 因果關係檢定，本文得以回答三個問題：首先，能源價格與台灣產出成長率所呈現的關聯性是否純屬歷史上的巧合。其次，能源價格與台灣總體經濟變數是否具有領先落後或是回饋關係。最後，對稱與不對稱能源價格變動衡量對台灣產出成長率所呈現出不同的因果關係，隱含能源價格與台灣產出成長率之間的關聯性為對稱性、非對稱性或是以能源價格波動率形式影響台灣產出成長率。然而 Granger 因果關係檢定只能告訴我們能源價格與台灣總體經濟變數的領先落後關係後，卻無法從而得知能源價格對台灣產出成長率產生什麼樣的影響。因此本文進行 ARDL 模型估計，模型設定如第三章第三節所示。由於台灣實質 GDP 的整合階次與能源價格變動衡量方式的整合階次不同，為了探討兩者之間是否具有長期均衡關係，我們藉由界限檢定法來決定 ARDL (p, q) 模型在哪一些落後期數情況下具有共

整合關係。隨後再以不同的模型選擇標準 (model selection criterion) 來配是最佳的  $p$  與  $q$  落後期數，以得到台灣實質 GDP 與能源價格變動衡量方式之間的長期均衡關係式，藉由係數的觀察與檢定，可得知能源價格變動衡量方式是否對台灣產出成長率具有負面影響及顯著程度。最後再以 CUSUM 與 CUSUMSQ 圖形來檢定長期均衡關係式之係數是否穩定。本文透過上述研究步驟希望能夠解答本文第一章第一節所述之兩個問題：能源價格與台灣總體經濟的是否具有領先落後關係？能源價格以什麼樣的形式對台灣產出成長率造成影響？能源價格衝擊對台灣產出成長率具有什麼樣的影響？

### 第一節 定態與單根檢定

在本文第二章變數定義與資料來源中，從圖二原始資料之時間序列圖形觀察發現實質 GDP、GDP 平減指數與失業率等三個變數具有強烈季節性。要分析一時間序列之長期趨勢，必須先消除此序列中其他的變動因素，季節變動便是其中一個需要被去除的因素，因此本文先對上述三個總體變數進行季節調整以過濾出各時間序列之長期趨勢。但從圖形中可初步看出本文所使用各時間序列之長期趨勢大多不具有一個固定的均衡水準，此即所謂的非定態時間序列。

在一篇重要的文獻中 Granger and Newbold (1974) 指出進行迴歸分析時，若所使用的數列呈現非定態 (non-stationary) 可能產生虛假迴歸 (spurious regression) 的現象而過度拒絕虛無假設，造成錯誤認定變數間具有顯著的長期關係，使迴歸分析變得不具意義。本文所述之定態皆指弱勢定態 (weak stationary)

而言，其定義如下，一序列  $\{y_t\} = \{\dots, y_{t-1}, y_t, y_{t+1}, \dots\}$  若同時符合：

$$E[y_t] = \mu \text{ for all } t \quad (3.1)$$

$$\text{cov}(y_t, y_{t-j}) = \gamma_j \text{ for all } t \text{ and any } j \quad (3.2)$$

兩個條件即符合弱勢定態的條件，亦稱共變異定態 (covariance stationary)。而判斷一個序列是否為定態的必要條件為安定性 (stability)，亦即隨機差分方程 (stochastic differential equation) 之特性方程式 (characteristic function) 的解必須落於單位圓之內。如果特性方程式有一個以上的解落於單位圓之外，則稱該序列具有單根 (unit root) 之非定態數列。因此在實務上，我們常常藉由單根檢定來判斷一個序列是否為定態序列。其中最廣泛為人使用的有以下兩種，簡介如下：

- ADF 單根檢定 (Augmented Dickey-Fuller test)

Dickey and Fuller (1979) 提出 DF 單根檢定 (Dickey-Fuller test) 來判斷依序列是否為定態，以 AR(1) 模型為基礎，藉由對下列 (3.3)、(3.4) 或 (3.5) 式進行迴歸，並且以蒙地卡羅算出之臨界值來檢定  $\gamma$  是否等於零，若無法拒絕虛無假設  $H_0: \gamma = 0$  則代表  $y_t$  具有單根且是一非定態序列。

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

其中： $\alpha_0$  為漂移項 (drift term)； $\alpha_1 t$  為線性時間趨勢項 (linear time trend)。

Said and Dickey (1984) 將殘差項可能具有序列相關的情形加以考慮後，提出了

ADF 單根檢定方法。將原來的 DF 單根檢定擴充為更多期落後的自我迴歸模型，

即下列 (3.6)、(3.7) 或 (3.8)：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \alpha_1 t + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

其中  $\alpha_0$  為漂移項 (drift term)； $\alpha_1 t$  為線性時間趨勢項 (linear time trend)。若統計量無法拒絕虛無假設  $H_0: \gamma = 0$  則代表  $y_t$  具有單根且是一非定態序列。

- PP 單根檢定 (Phillips-Perron unit root test)

ADF 單根檢定皆假設殘差項必須相互獨立且同質變異，而 Phillips and Perron (1988) 提出 PP 單根檢定法以無母數方法放寬了對殘差項分配的假設。根據 Zivot (2006)，PP 檢定的迴歸式如 (3.9) 式所示：

$$\Delta y_t = \beta_0 D_t + \pi y_{t-1} + u_t \quad (3.9)$$

其中  $u_t$  為一定態序列並且可為異質變異 (heteroskedastic)。藉由直接修正統計量中的  $t_{\pi=0}$  與  $t_{\hat{\pi}}$  來解決殘差序列相關與異質變異的問題。統計量如下所示：

$$Z_t = \left( \frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right)^{1/2} \cdot t_{\pi=0} - \frac{1}{2} \left( \frac{\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2}{\hat{\lambda}^2} \right) \cdot \left( \frac{T \cdot SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} \right) \quad (3.10)$$

$$Z_{\pi} = t_{\hat{\pi}} - \frac{1}{2} \frac{T^2 \cdot SE(\hat{\pi})}{\hat{\sigma}^2} (\hat{\lambda}^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (3.11)$$

其中  $\hat{\lambda}^2$  與  $\hat{\sigma}^2$  為變異數的一致估計式，如 (3.12) 與 (3.13) 所示：

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E[u_t^2] \quad (3.12)$$

$$\lambda^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \sum_{t=1}^T E[T^{-1} S_T^2] \quad (3.13)$$

其中  $S_T = \sum_{t=1}^T u_t$ 。若無法拒絕虛無假設  $H_0: \pi = 0$  則序列有單根且是一非定態序列，當殘差具有異質性時，PP 檢定的結果比 ADF 檢定要來得更穩健。

## 第二節 因果關係檢定

如本文第一章所述，歷史上的資料顯示台灣能源價格與產出成長率之間似乎具有負面關聯性。亦即當能源價格衝擊導致能源價格大幅波動時，台灣產出成長率往往也呈現大幅度趨緩。本文要驗證這種關聯性其實並非歷史上的巧合，而是能源價格衝擊的確對台灣產出成長率具有負面影響。因此在本文要探討能源價格已如何影響台灣產出成長率之前，必須先探討其背後隱含的假設，也就是能源價格領先台灣的產出成長率。許多文獻指出能源價格影響一國總體經濟的管道有多種可能，藉由對稱與不對稱的能源價格變動衡量方式得以大致區分對稱性與不對稱性之管道。<sup>13</sup> 因此本文進一步建構三大類能源價格變動衡量方式，以回答本研究之第二個問題：能源價格以什麼樣的形式對台灣產出成長率造成影響？為解答上述兩個問題，本文以因果關係檢定探討對稱與不對稱的能源價格變動衡量方式與其他台灣總體經濟變數間的因果關係。

實證研究中欲了解兩相關連的變數之間因果關係的方向，或是兩者之間是否有回饋 (feedback) 的關係時，最常用的方法便是因果關係檢定法 (Granger

---

<sup>13</sup> 見 Rasche and Tatom, 1981; Bernanke, 1983; Fisher, 1985; Hamilton, 1988; Mork, 1989; Mork, Olsen and Mysisen, 1994。

causality test)。Granger (1969) 證明，兩變數之間的因果關係可以被拆解成兩條獨立的迴歸式 (3.14) 與 (3.15)。並且最適落後期數能夠以檢定的方式得知。

$$X_t + b_0 Y_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t' \quad (3.14)$$

$$Y_t + c_0 X_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \varepsilon_t'' \quad (3.15)$$

上式為  $Y_t$  與  $X_t$  具有同期影響的因果關係模型，當  $b_0 = c_0 = 0$  時轉變成為簡單因果關係模型 (simple causal model)。為瞭解能源價格與台灣總體經濟變數間的領先落後關係，進而找出能源價格具有外生性的證據，本文採用簡單因果關係模型。藉由聯合檢定 (3.14) 式中的  $b_j$  係數與 (3.15) 式中的  $c_j$  係數是否顯著異於零，能夠得到下列四種可能的結論：(1)若  $c_j \neq 0$  且  $b_j = 0$ ，表示  $X_t$  領先  $Y_t$ ；(2)若  $c_j = 0$  且  $b_j \neq 0$ ，表示  $Y_t$  領先  $X_t$ ；(3)若  $c_j = 0$  且  $b_j = 0$ ，表示  $Y_t$  與  $X_t$  相互獨立；(4)若  $c_j \neq 0$  且  $b_j \neq 0$ ，表示  $Y_t$  與  $X_t$  具有雙向回饋關係。

但傳統的雙變數因果關係檢定往往會有遺漏重要變數的問題 (Stern, 1993; Masih and Masih, 1996; Asafu-Adjaye, 2000)。因此本文使用五個台灣總體變數再加上能源價格進行因果關係檢定。

### 第三節 ARDL 模型

本文使用 ARDL 模型有以下幾點原因：首先，由於本研究使用 1981 年到 2009 年的季資料，原始資料僅 115 筆樣本數並不大，使用 VAR 模型估計參數動輒十數個，降低估計的效率性；而 ARDL 模型的限制雖然較 VAR 模型多一些，但其優點之一便是能夠用於小樣本的參數估計。其次，使用 VAR 模型即

將所有變數是為內生變數，此舉避免對解釋變數與被解釋變數之間先驗的假設，但 VAR 模型僅用於解釋解釋變數與被解釋變數之間的短期動態關係，一般還須透過 Engle – Granger (1987) 與 Johansen (1988) 的方法來檢定解釋變數與被解釋變數間是否存在長期均衡式。唯上述方法通常要求變數之間具有相同的整合階次，但本文主要探討之台灣總體變數期水準值 (level value) 呈現非定態，而各種能源價格變動衡量方式皆為定態序列，顯然傳統的方式無法求得台灣實質產出與能源價格變動之長期均衡關係。但 ARDL 模型則放寬了此一限制，僅要求模型中變數水準值的整合階次介於  $I(0)$  到  $I(1)$  之間即可。因此透過 ARDL 模型求得的一致長期關係估計式，本文得以了解能源價變動衡量方式與台灣實質產出之間的短期動態關係與長期關係，而不必擔心變數序列整合階次不同的問題。

在確定能源價格與台灣總體經濟變數間的因果關係後，本文最後要回答的問題為：能源價格衝擊對台灣產出成長率具有什麼樣的影響？欲估計總體變數間具有何種關係，最直接的方法便是透過一般線性複迴歸模型。然而在一般而言總體經濟變數多屬於非定態序列，若直以這些非定態總體變數進行迴歸分析則可能產生如 Granger and Newbold (1974) 所指出的虛假迴歸 (spurious regression) 現象。要解決非定態序列的問題還可以對非定態序列進行共整合檢定 (cointegration tests)，最著名的計量方法便是 Engle – Granger (1987) 與 Johansen (1988) 所建構的一系列步驟化的共整合分析。然而一般而言共整合分析多只適用於各變數之整合階次相同時，某種程度上增加了經濟分析的限制性。透過 ARDL 模型

(autoregressive distributed lag model)的設定，以及 Pesaran, Shin and Smith (2001) 所提出之界限檢定法 (bounds testing approaches) 來決定進行共整合分析能夠解決上述的兩個問題。

ARDL 模型 (autoregressive distributed lag model) 可以簡單的描述為被解釋變數對其自身的落後項以及解釋變數的當期與落後項進行迴歸；且模型中可以包含一個或多個解釋變數。本研究所使用之 ARDL(p, k, q) 模型如 (3.16) 所示：

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \rho_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^q \beta_{j,i} x_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

透過將  $y_t$  取代成  $y_{t-1} + \Delta y_t$  且  $x_t$  取代成  $x_{t-1} + \Delta x_t$  並重複上此步驟，可將上式重新參數化成 (3.17) 式：

$$A(L)y_t = \alpha_0 + B(L)x_{1t} + B(L)x_{2t} + \dots + B(L)x_{kt} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

其中， $A(L) = 1 - \rho_1 L - \rho_2 L^2 - \dots - \rho_p L^p$

$$B(L) = 1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_q L^q$$

在本文中  $y_t$  為台灣實質 GDP，且只有一個解釋變數  $x_{1t}$  代表能源價格波動率的兩種衡量方式。

上述為本文之 ARDL 模型建構，但由於本文大部分之總體變數均呈現非定態的現象，並且整合階次並不相同。有鑑於此，本文透過界限檢定法來了解台灣實質 GDP 與能源價格波動率之間是否具有長期關係。檢定模型如 (3.18) 所示：

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p \tau_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \varphi_i \Delta x_{t-i} + \pi y_{t-1} + n_1 x_{t-1} + u_t \quad (3.18)$$

檢定  $H_0 = \pi = n_1 = 0$  等同於檢定變數間沒有共整合的虛無假設，藉由 F 統計量檢定拒絕虛無假設以得到我們所想要的對立假設，亦即有共整合存在。該 F 統計量之極限分配並不限制變數是  $I(0)$  或  $I(1)$ ，而必須參考 Pesaran *et al.* (2001) 所建構之兩組極限分配臨界值表。第一組假設所有變數都是  $I(0)$ ，形成臨界值之下界；第二組則假設所有變數都是  $I(1)$ ，形成臨界值之上界。若所計算出之 F 統計量高於上界，代表虛無假設可以被拒絕；若所計算出之 F 統計量低於下界，代表虛無假設無法被拒絕；若所計算出之 F 統計量介於上下界之間，則無法得到確切之推論。一旦我們檢測出共整合，我們就可以接著進行 ARDL 模型之長期關係係數之估計，以及誤差修正模型之估計。並藉此以回答本文之主要問題之一，亦即能源價格對台灣產出所具有之影響為何。

； 代表

## 第四章 實證結果與分析

### 第一節 單根檢定

本文使用 ADF 單根檢定來判斷研究序列是否為定態，並以 PP 單根檢定的結果做為對照以確保研究之穩健性。在對總體變數進行單根檢定時，皆使用具有飄移項與線性時間趨勢項的自我迴歸模型，為了能夠在最佳模型配適與保留足夠的自由度之間取得平衡，本文以 SBC 法 (Schwarz-Bayesian Criterion) 選取最適落後期數。<sup>14</sup> 如表二所示，在所有常用的顯著水準下，國民產出、物價、失業率、進口物價與能源價格均無法拒絕有單根的虛無假設；但經過差分之後，在 1% 的顯著水準下均呈現定態，亦即為 I(1) 序列。而利率在 5% 的顯著水準下拒絕有單根的虛無假設，為一 I(0) 序列。由於所有的序列整合階次並不相同，因此使用如 Engle and Granger (1986) 或 Johansen (1988) 所提出之一般共整合檢定方式不甚恰當。

表三為本文所使用之七種不同能源價格變動衡量的單根檢定結果。能源價格變動衡量單根檢定均採用不含飄移項與線性時間趨勢項的自我迴歸模型。由於各種能源價格為成長率或波動率形式，因此 ADF 單根檢定與 PP 單根檢定結果，在 1% 的顯著水準下均拒絕有單根的虛無假設呈現定態。

---

<sup>14</sup>  $SBC = T \times \ln(RSS) + n \cdot \ln T$ 。其中 RSS 為殘差的平方和，選取最小的 SBC 值之模型，最會最適落後期數。

表 2 總體變數單根檢定表

| 變數   | ADF 單根檢定法      |                  | PP 單根檢定法       |                  |
|------|----------------|------------------|----------------|------------------|
|      | 原始數列           | 一階差分             | 原始數列           | 一階差分             |
| GDP  | 0.3209 [0]     | -10.5942 [0] *** | 0.6013 [9]     | -10.6204 [7] *** |
| DEFL | 0.5514 [0]     | -10.6867 [0] *** | 0.4262 [0]     | -10.6867 [0] *** |
| UEM  | -1.6151 [1]    | -8.7533 [0] ***  | -1.7139 [1]    | -8.7533 [0] ***  |
| IMP  | -1.2751 [0]    | -8.8895 [0] ***  | -1.3007 [0]    | -8.8895 [0] ***  |
| INT  | -3.8682 [1] ** | —                | -3.8459 [1] ** | —                |
| ENGP | 1.5795 [6]     | -4.0463 [7] ***  | -2.2933 [8]    | -70.8611 [7]     |

註：1. GDP 為國民產出、DEFL 為物價、UEM 為失業率、IMP 為進口物價、INT 為利率、ENGP 為能源價格。

2. [n] 括號中的 n 表示落後期數。\*\*與\*\*\*分別表示 5%與 1%顯著水準。

3. ADF 檢定 1%、5%與 10%臨界值分別為-4.046925、-3.452764 與-3.151911；PP 檢定 1%、5%與 10%臨界值分別為-4.041280、-3.450073 與-3.150336。

表 3 能源價格變動衡量單根檢定表

| 能源價格             | ADF 單根檢定法      | PP 單根檢定法        |
|------------------|----------------|-----------------|
| LD               | -9.1551 [1]*** | -10.5122 [1]*** |
| LL               | -9.1820 [1]*** | -10.5607 [1]*** |
| ENG <sup>+</sup> | -7.0346 [0]*** | -7.0346 [0]***  |
| ENG <sup>-</sup> | -8.0655 [0]*** | -8.0655 [0]***  |
| NEPI4            | -6.7188 [0]*** | -6.7188 [0]***  |
| NEPD4            | -6.2035 [0]*** | -6.2035 [0]***  |
| NEPI8            | -7.0950 [0]*** | -7.0950 [0]***  |
| NEPD8            | -5.6802 [0]*** | -5.6802 [0]***  |
| VOLsd            | -2.7595 [1]*** | -3.9502 [1]***  |
| VOLrg            | -2.8354 [1]*** | -4.0063 [1]***  |

註：1.LD 為名目能源價格成長率、LL 為實質能源價格成長率、ENG<sup>+</sup>與 ENG<sup>-</sup>為能源價上漲率與下跌率、NEPI<sub>i</sub> 與 NEPD<sub>i</sub> 為 i 期淨能源價格上漲與下跌率、VOLsd 為以標準誤衡量之能源價格波動率、VOLrg 為以全距衡量之能源價格波動率。

2. [n] 括號中的 n 表示落後期數。\*\*\*分別表示 1%顯著水準。

3. ADF 檢定 1%、5%與 10%臨界值分別為-4.046925、-3.452764 與-3.151911；PP 檢定 1%、5%與 10%臨界值分別為-4.041280、-3.450073 與-3.150336。

## 第二節 因果關係檢定

因果關係檢定透過解釋變數與被解釋變數在迴歸方程式左右不同的兩條迴歸式，可以了解所有變數之間是否具有單向或雙向的因果關係，如果兩變數之間具有雙向因果關係，隱含他們互相影響、互為因果。若一變數對台灣總體變數僅具有單向因果關係，則可推論其相對於台灣的其他總體變數具有外生性。

表四呈現能源價格對台灣總體經濟變數具有顯著影響的證據。藉由因果關係檢定，台灣的 GDP 成長率、通貨膨脹率、失業率、進口物價成長率與利率等總體變數個別對所有總體變數的落後項，以及能源價格的落後項進行迴歸，以 Wald 檢定探討能源價格的落後項對於哪些台灣的總體變數的影響具有顯著性。結果顯示，能源價格顯著影響台灣的產出成長率，但並非所有的能源價格變動衡量方式都是如此，只有衡量能源價格波動率的兩種方式呈現顯著；名目能源價格成長率、實質能源價格成長率、能源價格上漲與下跌率以及 4 期與 8 期淨能源價格上漲與下跌率等，這些能源價格變動衡量方式皆對台灣總體經濟沒有顯著影響。這隱含能源價格成長率無法捕捉到能源價格對台灣總體經濟的影響，即使考量能源價格上漲下跌的不對稱效果之後仍然如此。相對地，能源價格波動率的衡量方式對台灣產出的影響具顯著性，包含使用標準誤以及全距衡量的能源價格波動率，其卡方統計量的  $p$  值都達到 5% 的顯著水準（其中標準誤衡量的能源價格波動率其  $p$  值較大，也達到 0.010 的顯著程度）。此外，能源價格對台灣失業率並沒有顯著的影響。物價方面，只有兩種能源價格成長率對於台灣的通貨膨脹率似乎有影響力，

但顯著性都很低 ( $\chi_{LD}^2 = 3.43 (0.064)$ 、 $\chi_{LL}^2 = 3.75 (0.059)$ )。貨幣政策方面，在 10% 的顯著水準下，8 期淨能源價格上漲率領先台灣利率。原因可能如 Bernanke, Gertler and Watson (1997, 2004) 所述，央行已經從歷史中學到教訓，即使以經濟活動趨緩為代價，也毋須使物價維持在穩定水準。因此當能源價格出現高於前兩年度的大幅上漲下跌時，央行勢必以透過利率的調整來穩定物價。

表五的結果隱含能源價格是台灣總體經濟的外生變數。因果關係檢定結果顯示，台灣的產出、物價、利率或進口物價對於國內能源價格並不具有解釋力。所有卡方統計量的  $p$  值都呈現非常不顯著的結果，雖然在台灣通貨膨脹率與能源價格波動率似乎有回饋的效果。但 10% 並不是一個很高的顯著水準，且標準誤衡量之價格波動率接近不顯著 ( $\chi_{VOLsd}^2 = 3.09 (0.079)$ )。

由上述檢定的結果推論，能源價格成長率與台灣的總體經濟並不具有任何因果關係，即使加入不對稱效果仍然相同。但能源價格波動率不論以全距或標準誤衡量方式，都對台灣的產出成長率具有顯著的影響力。相對地，台灣總體經濟變數對於未來能源價格的預測並沒有有效的幫助。亦即，能源價格在台灣的總體經濟中具有顯著的外生性。

表 4 因果關係檢定卡方值之一

|                  | ENG $\Rightarrow$ GDP | ENG $\Rightarrow$ INFL | ENG $\Rightarrow$ UNE | ENG $\Rightarrow$ IMP | ENG $\Rightarrow$ INT |
|------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| LD               | 0.32 (0.573)          | 3.43 (0.064)*          | 0.00 (0.959)          | 0.26 (0.610)          | 0.02 (0.883)          |
| LL               | 0.35 (0.555)          | 3.57 (0.059)*          | 0.00 (0.961)          | 0.21 (0.643)          | 0.00 (0.959)          |
| ENG <sup>+</sup> | 0.11 (0.746)          | 1.59 (0.208)           | 0.05 (0.825)          | 0.03 (0.856)          | 0.03 (0.857)          |
| ENG <sup>-</sup> | 0.24 (0.624)          | 1.98 (0.160)           | 0.02 (0.875)          | 0.90 (0.343)          | 0.00 (0.978)          |
| NEPI4            | 0.47 (0.492)          | 0.89 (0.346)           | 0.38 (0.539)          | 0.02 (0.893)          | 2.37 (0.124)          |
| NEPD4            | 0.61 (0.434)          | 1.76 (0.185)           | 0.15 (0.697)          | 0.32 (0.573)          | 1.12 (0.289)          |
| NEPI8            | 0.37 (0.542)          | 0.16 (0.693)           | 0.06 (0.808)          | 0.27 (0.603)          | 3.42 (0.064)*         |
| NEPD8            | 1.33 (0.248)          | 0.61 (0.434)           | 0.03 (0.855)          | 0.88 (0.348)          | 0.82 (0.365)          |
| VOLsd            | 6.68 (0.010)**        | 0.97 (0.325)           | 1.11 (0.293)          | 3.27 (0.070)*         | 1.33 (0.248)          |
| VOLrg            | 6.92 (0.009)***       | 1.31 (0.253)           | 1.13 (0.289)          | 3.34 (0.068)          | 1.29 (0.257)          |

註：1. A  $\Rightarrow$  B 代表虛無假設：A 不是 B 的因 (H<sub>0</sub>: “A” does not Granger Cause “B”)。

- 表中的迴歸由 GDP 成長率、通貨膨脹率、失業率、進口物價成長率與利率等總體變數個別對所有總體變數的落後項，以及能源價格的落後項進行迴歸。再對能源價格的落後項進行 Wald 檢定。
- 因果關係檢定落後期數皆由 BIC 所選出的 1 期作為最適落後期數。
- 括號中的數字表示 *p* 值。\* 與 \*\* 以及 \*\*\* 分別表示 10%、5%與 1%顯著水準。

表 5 因果關係檢定卡方值之二

|                  | GDP $\Rightarrow$ ENG | INFL $\Rightarrow$ ENG | UNE $\Rightarrow$ ENG | IMP $\Rightarrow$ ENG | INT $\Rightarrow$ ENG |
|------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| LD               | 0.99 (0.321)          | 0.68 (0.409)           | 0.00 (0.985)          | 0.13 (0.724)          | 0.15 (0.696)          |
| LL               | 0.72 (0.397)          | 0.72 (0.396)           | 0.00 (0.958)          | 0.11 (0.740)          | 0.23 (0.629)          |
| ENG <sup>+</sup> | 0.33 (0.564)          | 0.58 (0.445)           | 0.14 (0.708)          | 0.10 (0.748)          | 2.63 (0.105)          |
| ENG <sup>-</sup> | 1.09 (0.296)          | 0.40 (0.527)           | 0.08 (0.776)          | 0.63 (0.429)          | 0.88 (0.348)          |
| NEPI4            | 0.26 (0.609)          | 0.18 (0.667)           | 0.08 (0.781)          | 0.05 (0.822)          | 0.31 (0.579)          |
| NEPD4            | 0.56 (0.456)          | 0.18 (0.670)           | 0.01 (0.911)          | 0.01 (0.918)          | 0.36 (0.549)          |
| NEPI8            | 0.00 (0.945)          | 0.03 (0.863)           | 0.00 (0.946)          | 0.54 (0.464)          | 0.17 (0.677)          |
| NEPD8            | 1.75 (0.186)          | 1.65 (0.199)           | 0.18 (0.675)          | 0.19 (0.661)          | 0.64 (0.424)          |
| VOLsd            | 0.01 (0.914)          | 3.09 (0.079)*          | 1.19 (0.274)          | 0.92 (0.339)          | 1.15 (0.284)          |
| VOLrg            | 0.06 (0.805)          | 3.44 (0.064)*          | 1.03 (0.311)          | 0.98 (0.323)          | 0.95 (0.330)          |

註：1. A  $\Rightarrow$  B 代表虛無假設：A 不是 B 的因 (H<sub>0</sub>: “A” does not Granger Cause “B”)。

- 表中的迴歸皆由能源價格對 GDP 成長率、通貨膨脹率、失業率、進口物價成長率、利率與能源價格的落後項進行迴歸。再個別對總體變數落後項進行 Wald 檢定。
- 因果關係檢定落後期數皆由 BIC 所選出的 1 期作為最適落後期數。
- 括號中的數字表示 *p* 值。\* 與 \*\* 以及 \*\*\* 分別表示 10%、5%與 1%顯著水準。

### 第三節 ARDL 模型估計

根據 Pesaran *et al.* (2001) 文中的 Assumption 3 假設之下，被解釋變數的落後期數並不出現在解釋變數的資料產生過程 (data generation process, DGP) 之中，使得解釋變數為被解釋變數的長期趨力 (long-run forcing)；但相對地，被解釋變數的水準值 (level) 對解釋變數並沒有存在回饋的效果。該假設確保不論解釋變數的整合階次為何，被解釋變數與解釋變數的水準值之間至多僅存在一組長期關係。此一性質又稱為弱外生性 (weak exogeneity)。<sup>15</sup> 這是一個重要的性質，因為當能源價格波動率對台灣實質產出具有弱外生性假設成立之下，本文建構的台灣實質產出 ARDL 模型才能夠得到一致估計式。

上一節的因果關係檢定證實能源價格波動率對台灣實質 GDP 成長率具有顯著的影響力，該結果同時隱含能源價格波動率外生於台灣實質 GDP，該外生性正好提供我們估計 ARDL 模型所必需的前提假設。藉由估計 ARDL 模型可以讓我們了解能源價格與台灣產出之間的長期關係以及誤差修正關係，更進一步使我們得以藉能源價格波動率當期與落後期的資訊來幫助我們預測未來台灣實質 GDP。

在本章第一節的單根檢定中，台灣實質 GDP 序列似乎呈現 I(1) 整合階次的現象；但另一方面能源價格波動率呈現 I(0) 整合階次。爲了要整合兩個不同階次的序列，我們透過 Pesaran *et al.* (2001) 所建構之界限檢定法來探討在多少

---

<sup>15</sup> 見 Johnston and Dinardo (1996)。

的落後期數之下，本文之 ARDL 模型能夠拒絕沒有共整合的虛無假設。首先，我們以最小平方法 (OLS) 估計第三章第三節所列之 (3.18) 式，再藉由聯合檢定等式右邊的  $y_t$  與  $x_t$  前面的係數是否等於零 (亦即檢定  $H_0 = \pi = \eta_1 = 0$ )，等同於檢定台灣實質 GDP 與能源價格不存在共整合的虛無假設。根據 Bahmani-Oskooee and Bohl (2000) 所指出，該檢定結果通常對落後階次選擇很敏感。因此本文建構了落後期數 1~5 期的落後期數並計算個模型之 F 統計量，並將之與 Pesaran *et al.* (2001) 所建構之臨界值表加以比較來判斷是否存在共整合現象。

界限檢定結果如表六所示，檢定的結果的確隨著落後期數選擇的不同而改變。以落後 2 期之 F 統計量推論為例，在 10% 顯著水準之下為無法得到結論，但在 5% 顯著水準之下卻是不拒絕虛無假設。但在落後 5 期開始之 F 統計量呈現 5% 顯著的狀態，而落後 6 與 7 期之 F 統計量更是 1% 顯著。這個結果似乎顯示，在足夠長的落後期數選取之下，台灣實質 GDP 與能源價格波動率之間具有長期關係。

接下來我們使用  $R_{adj}^2$ 、AIC 與 SBC 等三種準則來判斷最適落後期數之 ARDL (p, q) 模型。根據前面的界限檢定結果，我們以最大落後期數為 5 來分別進行三種準則的模型選擇，並估計出最適之 ARDL 模型進而求得台灣實質 GDP 與能源價格波動率之長期均衡關係式。長期關係式之估計結果如表七所示，三個模型選擇標準之下所配適的 ARDL (p, q) 模型均不相同，但其模型配式之

表 6 界限檢定結果

| 落後期數 (p,q) | F 統計量     |
|------------|-----------|
| (1, 1)     | 5.4314*   |
| (2, 2)     | 4.2685    |
| (3, 3)     | 3.9286    |
| (4, 4)     | 4.6433    |
| (5, 5)     | 6.6670**  |
| (6, 6)     | 8.9287*** |
| (7, 7)     | 8.0370*** |

註：相對應之臨界值參考 Pesaran et al. (2001) 中的 Table C1.iii (具有非限制節距項且不包含時間趨勢項；解釋變數個數  $k=1$ )。在 10% 顯著水準下，上下界為 [4.04, 4.78]；在 5% 顯著水準下，上下界為 [4.94, 5.73]；在 1% 顯著水準下，上下界為 [6.84, 7.84]。\*、\*\*與\*\*\* 分別代表在 10%、5% 與 1% 的顯著水準下，F 統計量大於臨界值上界的情況。

配適度均甚佳。SBC、AIC 與  $R_{adj}^2$  標準選出之 ARDL 模型的  $\bar{R}^2$  分別為 99.903%、99.911% 與 99.912%。表七所呈現的是台灣實質 GDP 與能源價格波動率之長期關係式的係數估計。首先，在三個模型選擇標準下所估計出來的長期均衡係數均非常相近，其中，標準差衡量之能源價格波動率之係數均呈現負值，並且由 SBC 與 AIC 準則選出之模型，在 10% 顯著水準下，拒絕能源價格波動率與台灣產出沒有長期關係的虛無假設；而由  $R_{adj}^2$  準則選出之模型，係數更呈現 5% 的顯著。上述的實證結果符合我們第一章圖一中所得到的直覺，亦即及能源價格波動率越大對台灣實質 GDP 造成的緊縮效果愈明顯。

由  $R_{adj}^2$ 、AIC 與 SBC 等三種準則選出來的誤差修正模型的估計結果如表八所示。其中 ECM 為誤差修正項，其係數亦可由表七中的長期關係係數求得。由三個模型所估計出來的誤差修正項係數均為顯著的負值，代表當台灣 GDP 成長率偏離與能源價格波動率之長期均衡時，將會有自動調整之效果。三個模型的

表 7 台灣實質 GDP 與能源價格波動之長期關係係數估計

| 解釋變數     | 模型選擇標準                         |                  |                   |
|----------|--------------------------------|------------------|-------------------|
|          | ARDL (p, q)                    |                  |                   |
|          | R <sup>2</sup> <sub>adj.</sub> | AIC              | SBC               |
|          | ARDL (6,1)                     | ARDL (6,0)       | ARDL (1,0)        |
| VOLsd    | -9.801 (.038)**                | -7.188 (.063)*   | -9.139 (.079)*    |
| Constant | 16.211 (.000)***               | 16.085 (.000)*** | 15.9781 (.000)*** |

註：1. 括號中為  $p$  值。\*、\*\*與\*\*\*分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

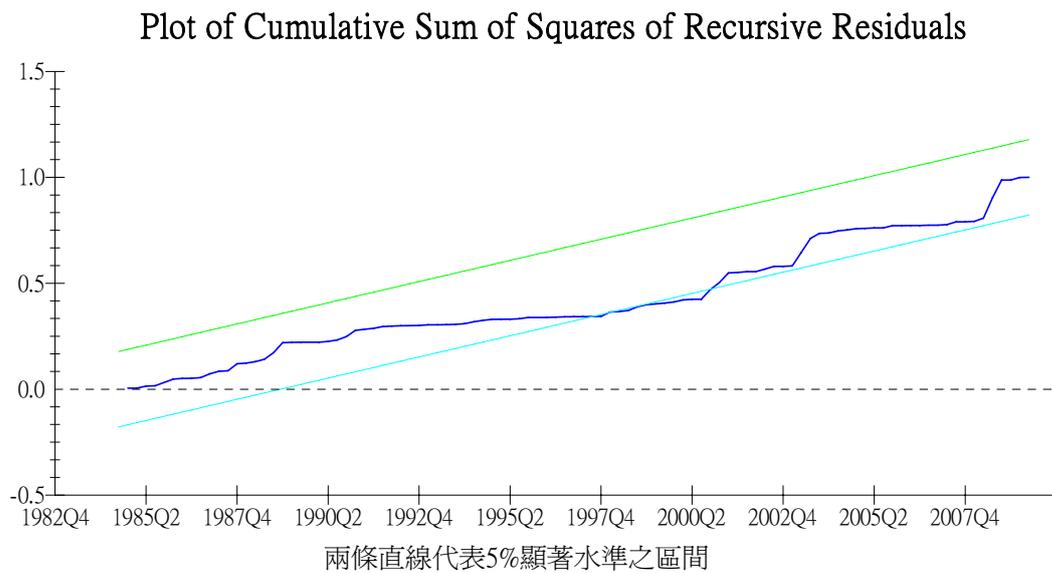
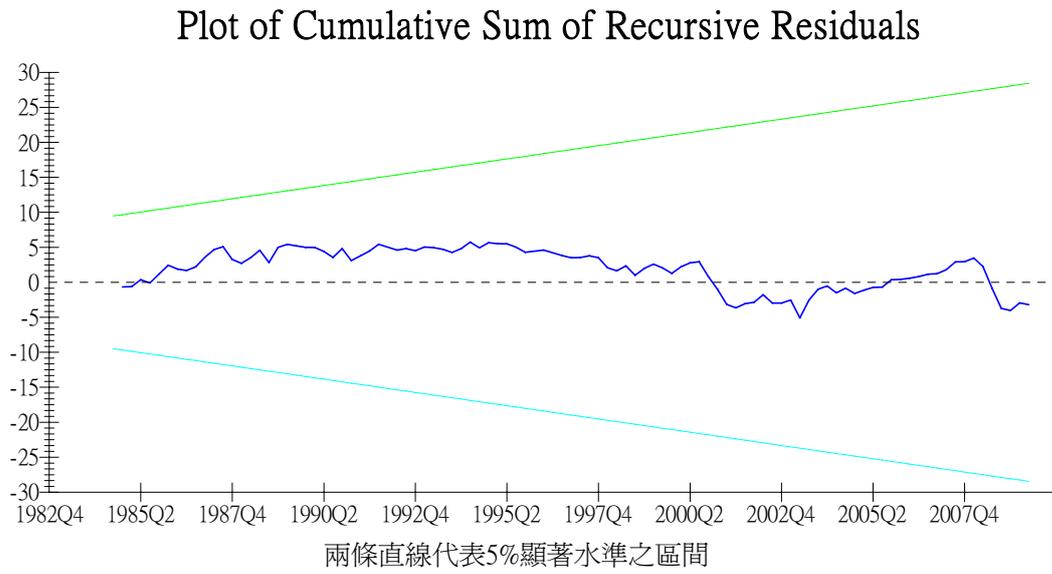
2. 三條迴歸式之被解釋變數均為台灣實質 GDP 取自然對數。

3. VOLsd 代表標準差衡量之能源價格波動率；Constant 為常數項。

F 統計量也都顯著的拒絕所有變數等於零的虛無假設，顯示個別模型之係數整體而言對於台灣 GDP 成長率具有解釋力。在 Durbin-Watson 統計量方面，由 R<sup>2</sup><sub>adj.</sub> 與 AIC 所選出之模型期殘差項沒有序列相關之情形發生；但 SBC 所選出之模型的殘差可能呈現序列相關的情況。

藉由 Pesaran and Pesaran (1997) 之建議，我們檢定長期均衡係數與短期動態關聯之穩定性，藉由 Brown, Durbin, and Evans (1975) 所提出之 CUSUM 與 CUSUMSQ 圖形來加以判斷三個模型的穩定性。結果如圖四所示，三個模型均沒有呈現統計上顯著的結構改變。

圖 4 CUSUM 與 CUSUMSQ 係數穩定性圖



註：1. 本圖形以 AIC 所選出之 ARDL (5, 0) 作圖，其他兩個模型所繪之圖與之相似故省略。

表 8 ARDL 之誤差修正模型估計

| 解釋變數                 | 模型選擇標準           |                  |                  |
|----------------------|------------------|------------------|------------------|
|                      | ARDL (p, q)      |                  |                  |
|                      | $R^2_{adj.}$     | AIC              | SBC              |
|                      | ARDL (6, 1)      | ARDL (5,0)       | ARDL (1,0)       |
| $\Delta GDP_{t-1}$   | 0.087 (.379)     | 0.120 (.091)*    |                  |
| $\Delta GDP_{t-2}$   | -0.023 (.814)    | -0.028 (.858)    |                  |
| $\Delta GDP_{t-3}$   | -0.085 (.376)    | -0.063 (.485)    |                  |
| $\Delta GDP_{t-4}$   | -0.254 (.012)**  | -0.255 (.010)**  |                  |
| $\Delta GDP_{t-5}$   | -0.175 (.104)    | -0.160 (.139)    |                  |
| $\Delta VOLsd_t$     | -0.070 (.107)    | -0.094 (.018)**  | -0.095 (.021)**  |
| $\Delta VOLsd_{t-1}$ | -0.037 (.509)    |                  |                  |
| Constant             | 0.213 (.000)***  | 0.210 (.000)***  | 0.165 (.000)***  |
| $ECM_{t-1}$          | -0.013 (.000)*** | -0.013 (.000)*** | -0.010 (.001)*** |
| $\bar{R}^2$          | 0.237            | 0.230            | 0.160            |
| F 統計量                | 5.791            | 5.487            | 11.036           |
| D-W 統計量              | 1.9969           | 2.0480           | 1.6951           |

註：1. 括號中為  $p$  值。\*、\*\*與\*\*\*分別代表 10%、5%與 1%的顯著水準。

2. 三條迴歸式之被解釋變數均為台灣實質 GDP 取自然對數之一階差分。

3.  $\Delta = 1 - L$ ；其中  $L$  為落遲運算子。

4.  $VOLsd$  代表標準差衡量之能源價格波動率；Constant 為常數項； $ECM$  為誤差修正項。

## 第五章 結論

本文旨在探討能源價格與台灣總體經濟之間的關聯性，以及透過本文的實證結果來推論能源價格影響台灣產出成長率的可能管道。根據本文建構之三大類能源價格變動衡量方式，顯示能源價格以非對稱的形式影響台灣產出成長率。其中能源價格本身的上漲與下跌率對台灣產出成長率沒有顯著影響；但能源價格波動率則對台灣產出成長率有顯著的負面影響。

根據因果關係檢定結果，能源價格成長率對於台灣總體經濟變數並沒有顯著的影響力，隱含能源價格與台灣總體經濟變數之間可能不具有對稱性的關聯性；能源價格上漲與下跌對台灣總體經濟變數亦無顯著影響力，隱含能源價格與台灣總體經濟變數之間可能不具有非對稱的關聯性；但是能源價格波動率卻對台灣產出成長率有顯著影響，隱含能源價格以波動率的形式對台灣產出成長率造成影響。進一步的因果關係檢定顯示，模型中所有台灣總體經濟變數都對能源價格缺乏解釋力。換言之，能源價格波動率領先台灣產出成長率，隱含能源價格相對於其他台灣總體經濟變數具有外生性。根據部門移轉理論與不確定性理論，能源價格波動大幅波動將對一國總體經濟產生負面影響。我們在因果關係所證實的能源價格波動率之外生性條件，使我們得以使用 ARDL 模型進行估計，經由界限檢定法以及多種模型選擇標準我們配適得三組 ARDL 模型，並求得台灣實質 GDP 與能源價格波動率之長期均衡關係式。以台灣實質 GDP 為被解釋變數且能源價格波動率為解釋變數所估計出的三組 ARDL 模型估，能源價格波動率之係數均呈

現顯著小於零的狀態。此結果我們在第一章第一節圖一中所得到的直覺，也符合部門移轉理論與不確定性理論的推論，亦即能源價格大幅波動時，將對台灣產出造成顯著的負面影響。

本文推論得，能源價格應屬於台灣總體經濟之外生變數，但能源價格成長率對台灣產出成長率並無顯著影響，而是能源價格波動率與台灣實質產出有長期均衡關係，並對台灣實質產出具有負面影響。誤差修正模型估計之誤差修正項均呈現顯著小於零，台灣產出偏離與能源價格波動率之長期均衡關係時，將會有自動調整機制使其回到均衡關係。因此根據 Lilien (1982)、Bernanke (1983) 與 Pindyck (1991) 所建構之總體經濟理論與本文實證結果對照，能源價格波動率對台灣實質產出有顯著負面影響，隱含能源價格可能透過兩個管道影響台灣總體經濟：首先，能源價格高度波動所產生的不確定效果 (uncertainty effect)，造成不可逆的投資 (irreversible investment) 需求衰退，進而對台灣產出成長率造成負面影響。再者，在勞力與資本於產業間移動具有高成本的假設下，受能源價格衝擊而失業的員工，不願轉往其他產業尋找工作，導致台灣失業率提高。雖然此兩種管道所造成部門之間的影响我們不易加以區別，但能源價格波動率對台灣產出成長率的顯著負面影響，即隱含能源價格透過上述兩個管道影響台灣實質產出，這是本研究根據近三十年台灣資料所得出的結果。

## 附錄 A

### A.1 總體資料計算方式彙整

|            |                              |
|------------|------------------------------|
| 實質 GDP 成長率 | 台灣實質 GDP 經過季節調整之後，取對數差分而得。   |
| 通貨膨脹率      | 台灣 GDP 平減指數經過季節調整之後，取對數差分而得。 |
| 失業率        | 台灣失業率經季節調整取差分而得。             |
| 進口物價成長率    | 台灣進口物價指數取對數差分而得。             |
| 利率         | 台灣商業本票初級市場 30-90 天利率。        |

### A.2 油價衡量計算方式彙整

|               |  |
|---------------|--|
| 名目能源價格成長率     | 將能源價格取自然對數之後相減，得到名目能源價格對上一季的成長率。   |
| 實質能源價格成長率     | 將能源價格除以消費者物價指數得實質能源價格，取自然對數再差分得到實質能源價格對上一季的成長率。  |
| 能源價格上漲率與下跌率   | 將名目能源價格成長率，區分成上漲與下跌兩個部分，名目能源價格上漲率的計算方式為，只取當期名目能源價格成長率大於零的數據，當期成長率若小於零則令之等於零。名目能源價格下跌率的計算方式則與名目能源上漲率相反。                                   |
| 淨能源價格上漲率愈下跌率  | 將當季名目能源價格與前 n 季相比，如果當季能源價格大於前 n 季，則淨能源價格上漲率等於當季名目能源價格與前 n 季最大名目能源價格的成長率；如果前 n 季中有任何一季能源價格大於當季能源價格，則淨能源價格上漲率為零。淨能源價格下跌率的計算方式則與淨能源價格上漲率相反。 |
| 能源價格波動率 (標準誤) | 將實質能源價格以三個月資料點求得當季的能源價格標準誤，用以衡量能源價格波動率。  |
| 能源價格波動率 (全距)  | 本文發展以三個月資料點求得當季能源價格全距，以衡量能源價格波動率的做法，能夠改善只有三樣本點計算當季樣本標準誤可能造成偏誤的問題。  |

## 附錄 B

### 國際原油市場大事記表

| 事件年代        | 主要事件  |
|-------------|---|
| 1973 – 1974 | 第四次以阿戰爭；OPEC 對西方國家實施禁運 (embargo)。           |
| 1978 – 1979 | 伊朗革命。                                       |
| 1980        | 長達 8 年的兩伊戰爭爆發。                              |
| 1982 – 1986 | OPEC 試圖建立配額制度來支撐油價，但協議屢屢失敗。                 |
| 1990 – 1991 | 伊拉克再次入侵科威特，爆發第二次波斯灣戰爭。                      |
| 1997        | OPEC 決議增產；亞洲金融風暴。                           |
| 2001        | 911 恐怖攻擊事件。                                 |
| 2003        | 英美聯軍入侵伊拉克，爆發伊拉克戰爭。                          |
| 2007        | 伊朗扣押英軍水兵；土耳其越境打擊伊拉克庫爾德武裝份子；美、中兩國積極建立石油戰略儲備。 |
| 2008        | 華爾街金融風暴。                                    |

資料來源：維基百科 (<http://zh.wikipedia.org>)、中商情報網 (<http://www.askci.com>)。

## 參考文獻

### 中文文獻

- [1] 王天賜 (2005), 「原油價格, 台灣股價指數與總體經濟的關聯性」, 東海大學國際經濟研究所論文。
- [2] 呂理平 (2006), 「國際原油價格及台灣各類股股價之關聯性分析」, 交通大學經營管理研究所碩士論文。
- [3] 林灼榮、劉浩然 (2008), 「國際原油與國內汽柴油價格之關連分析-不對稱誤差修正模型之應用」, 第九屆全國實證經濟論文研討會。
- [4] 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, 第三十一卷第一期。
- [5] 黃宗煌、陳谷汎、林師模 (2006), 「國際油價上漲的經濟影響評估」, 臺灣經濟論衡, 民95.06, pp. 1-46。
- [6] 鄧延俞 (2009), 「油價與產出成長率關係之探討: Panel 分量迴歸分析」, 世新大學管理學院經濟學系碩士論文。

### 英文文獻

- [1] Abel, A., and Bernanke, B., (1998) *Macroeconomics*, 3rd ed. Reading, MA: Addison-Wesley.
- [2] Asafu-Adjaye, J., (2000) "The Relationship between Energy Consumption, Energy Prices and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries," *Energy Economics*, 22, 6, pp. 615-25.
- [3] Bahmani-Oskooee, M. and Bohl, M. T., (2000) "German Monetary Unification and the Stability of the German M3 Money Demand Function," *Economics Letters*, 66, pp. 203-208.
- [4] Bernanke, B. S., (1983) "Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment," *Quarterly Journal of Economics*, 98(1), pp. 85-106.
- [5] Bernanke, B. S., (1986) "Alternative Explanations of the Money Income Correlation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, pp. 49-100.
- [6] Bernanke, B. S., Gertler, M. and Watson, M. (1997) "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks," *Brookings Papers on Economic Activity* 28 (1), pp. 91-142.

- [7] Bernanke, B. S., Gertler, M. and Watson, M. (2004) Reply to “Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy: Comment,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 36 (2), pp. 286–291.
- [8] Berndt, E. R. and Wood, D. O., (1979) “Engineering and Econometric Interpretations of Energy-Capital Complementarity,” *The American Economic Review*, 69, 3, pp. 342-54.
- [9] Blanchard, O. and Watson, M., (1984), “Are Business Cycles All Alike?,” *Working Paper 1392*, National Bureau of Economic Research.
- [10] Brown, R. L., Durbin, J. and Evans, J. M., (1975), “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations over Time,” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 37, pp. 149-192.
- [11] Burbidge, J. and Harrison, A., (1984) “Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions,” *International Economic Review*, 25, pp. 459-484.
- [12] Dicky, D. A. and Fuller, W. A., (1979) “Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- [13] Dotsey, M. and Reid M., (1992) “Oil Shocks, Monetary Policy, and Economic Activity,” *Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Review*, LXVIII, pp.14-27.
- [14] Engle, Robert F. and Granger C. W. J., (1987) “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Journal of Econometrics*, 55, pp. 251-276.
- [15] Ferderer, J. P., (1996) “Oil Price Volatility and the Macroeconomy: A Solution to the Asymmetry Puzzle,” *Journal of Macroeconomics*, 18, pp. 1-16.
- [16] Fischer, S., (1985) “Supply Shocks, Wage Stickiness, and Accommodation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 17, 1, pp. 1-15.
- [17] Granger, C. W. J., (1969) “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Method,” *Econometrica*, 37, pp. 424-438.
- [18] Granger, C. W. J. and Newbold, P., (1974) “Spurious regressions in econometrics,” *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120.
- [19] Hamilton, J. D., (1983) “Oil and The Macroeconomy Since World War II,”

*Journal Politic Economy*, 91, 2, pp. 228-248.

- [20] Hamilton, J. D., (1988) "A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle," *Journal of Political Economy*, 96, pp. 593-617.
- [21] Hamilton, J. D., (1996) "This is What Happened to the Oil Price-macroeconomy Relationship," *Journal of Monetary Economics*, 38, pp. 215-220.
- [22] Hamilton, J. D., (2003) "What is an Oil Shock?," *Journal of Econometrics*, 113, pp. 363-398.
- [23] Hooker, M., (1996) "What Happened to the Oil Price-macroeconomy Relationship?," *Journal of Monetary Economy*, 38, pp. 195-213.
- [24] Huang, B. N., Hwang, M. J. and Peng, H. P., (2005) "The Asymmetry of the Impact of Oil Price Shocks on Economic Activities: An Application of the Multivariate Threshold Model," *Energy Journal*, 27, 3, pp. 455-476.
- [25] Johansen, S., (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-54.
- [26] Johnston, J. and Dinardo J., (1996) *Econometric Methods*, McGraw-Hill College.
- [27] Lee, K., Ni, S. and Ratti, R. A., (1994) "Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability," *Working Paper no. 94-10*, University of Missouri-Columbia.
- [28] Lilien, D., (1982) "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment," *Journal of Political Economy*, 90, pp. 777-793.
- [29] Lin, C. C., Fang, C. R. and Cheng, H. P., "Relationships between Oil Price Shocks and Stock Market: An Empirical Analysis from the Greater China." *Working Paper*, National Chengchi University, Taiwan.
- [30] Masih, A.M.M. and Masih, R., (1996) "Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality: Results from a Multi-country Study Based on Cointegration and Error-correction Modeling Techniques," *Energy Economics*, 18, 3, pp. 165-83.
- [31] MacKinnon, J. G., (1991) "Critical Values for Cointegration Tests," in R.F. Engle and C. W. J. Granger (eds.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press.
- [32] McCallum, B. T., (1983) "A Reconsideration of Sims' Evidence Concerning Monetarism," *Economics Letters*, 13, pp. 167-71.

- [33] Mork, Knut A., (1989) "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results," *Journal of Political Economy*, 91, pp. 740–744.
- [34] Mork, K. A., Olsen, O. and Mysen, H. T., (1994) "Macroeconomic Responses to Oil Price Increases and Decreases in Seven OECD Countries," *Working Paper 13*, The Norwegian School of Management.
- [35] Pesaran, M. H. and Pesaran. B., (1997) *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*, London: Oxford University Press.
- [36] Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J., (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289-326.
- [37] Phillips, P. C. B., and Perron, P., (1998) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 2, pp. 335-346.
- [38] Pindyck, R., (1991) "Irreversibility, Uncertainty and Investment," *Journal of Economic Literature*, 29, 3, pp. 1110-48.
- [39] Rasche, R. H. and Tatom, J. A., (1977) "The Effects of the New Energy Regime on Economic Capacity, Production, and Prices," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 59, 4, pp. 2-12.
- [40] Rasche, R. H. and J. A. Tatom, (1981) "Energy Price Shocks, Aggregate Supply and Monetary Policy: the Theory and International Evidence," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 14, pp. 9-93.
- [41] Said, S. E., and Dickey, D. A., (1984) "Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models with Unknown Order," *Biometrika*, 71, 3, pp. 599-607.
- [42] Shapiro, M. D. and Watson, M. W., (1989) "Sources of Business Cycle Fluctuations," *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 111-48.
- [43] Sims, C. A., (1980) "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 48, pp1-48.
- [44] Sims, C. A., (1981) "An Autoregressive Index Model for the U.S., 1948-1975," *In: Large-Scale Macro-Econometric Models (J. Kmenta and J. Ramsey, eds.)*, North-Holland, Amsterdam, pp. 283-327.
- [45] Stern, D. I., (1993) "Energy and Economic Growth in the USA: A Multivariate Approach," *Energy Economics*, 15, 2, pp. 137-50.

- [46] Swanson, N. R. and Granger, C.W.J., (1997) “Impulse Response Functions Based on a Causal Approach to Residual Orthogonalization in Vector Autoregressions,” *Journal of the American Statistical Association* 92, 437, pp. 357–367.
- [47] Tatom, J. A., (1988) “Are the Macroeconomic Effects of Oil-price Changes Symmetric?,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 28, 1 pp.325-368.

