

國立交通大學

經營管理研究所

碩士論文

國際原油價格對總體經濟變數之影響



The Influence of Crude Oil Prices
on Macroeconomic Variables

研究生：黃旭淳

指導教授：胡均立 教授

中華民國九十五年六月

國際原油價格對總體經濟變數之影響

The Influence of Crude Oil Prices on Macroeconomic Variables

研究生：黃旭淳

Student: Chu-Chun Huang

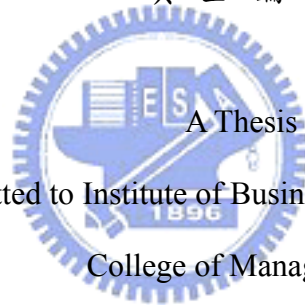
指導教授：胡均立

Advisor: Dr. Jin-Li Hu

國立交通大學

經營管理研究所

碩士論文



Submitted to Institute of Business and Management

College of Management

National Chiao Tung University

in Partial Fulfillment of the Requirements

for the Degree of

Master

of

Business Administration

June 2006

Taipei, Taiwan, Republic of China

中華民國九十五年六月

國際原油價格對總體經濟變數之影響

研究生：黃旭淳

指導教授：胡均立 博士

國立交通大學經營管理研究所碩士班

摘 要

近兩年來，國際原油價格快速飆漲，來到每桶 70 美元的歷史新高點，不禁令人擔憂，高漲的油價是否會對我國的經濟產生影響。本研究使用 VAR 模型與 VECM 模型，探討油價的波動是否會對我國的總體經濟變數帶來衝擊。其中總體經濟變數包括了我國與美國之股價指數、新台幣兌美元匯率、失業率、物價指數與其下之分類物價指數。由於研究目的與資料性質的不同，因此本文將實證分析劃分成兩個部份。第一部分主要探討國際原油價格對我國股、匯市是否產生影響。研究目標著眼於油價的衝擊在短期下是否會對股匯市產生立即之影響，因此採用原油價格與股匯市之日資料進行分析。第二部份將探討原油價格對我國失業率與物價指數是否產生影響。且將深入探討油價上漲，是否對與民生經濟相關的物價指數（包括油料費、運輸費、石油化學材料、燃氣四項分類物價指數）帶來衝擊。將以油價與變數的月資料來進行分析。

透過單根檢定與共整合檢定的結果，顯示第一部分之研究應以向量自我迴歸模型進行分析，而第二部分之研究應以向量誤差修正模型進行分析。

研究結果顯示，在 VAR (10) 模型的分析中，原油平均價格對於當期的台灣加權股價指數、美國道瓊工業指數以及新台幣兌美元匯率均沒有顯著影響，而利用 Granger 因果檢定，亦顯示原油平均價格對台灣加權股價指數、美國道瓊工業指數以及新台幣兌美元匯率均沒有因果關係存在。

而在 VECM (1) 模型中，研究結果顯示原油平均價格對於躉售物價總指數、以及油料費、石油化學材料、燃氣分類物價指數有著非常顯著之影響。因此油價的上漲的確會對民生需求帶來立即且明顯的衝擊，並使得民生用品價格也跟著調漲，影響層面十分廣泛。

關鍵詞：原油價格、單根檢定、共整合檢定、向量自我迴歸模型、向量誤差修正模型。

The Influence of Crude Oil Prices on Macroeconomic Variables

Student: Chu-Chun Huang

Advisor: Dr. Jin-Li Hu

Institute of Business and Management
National Chiao Tung University

ABSTRACT

Crude oil prices rose up very quickly during the past five years. This research applies VAR and VECM models to examine the influence of oil prices on macroeconomic variables. The macroeconomic variables include Taiwan and U.S. stock market indices, USD/NTD exchange rates, unemployment rate, and price indices. The research period is from 2000 to 2005. Both daily and monthly data are used.

The unit root test and cointegration test show that the VAR model should be applied to analyze the effects of oil prices on Taiwan and U.S. stock market indices and USD/NTD exchange rates. The unit root test and cointegration test show that the VECM model should be used to analyze the influence of oil prices on the unemployment rate and consumer, wholesale, fuel, transportation, material, and gas price indices.

The VAR (10) model indicates that the oil price does not significantly influence Taiwan and U.S. stock market indices and the USD/NTD exchange rate. Granger Causality test also indicates that the oil price does not Granger-cause Taiwan and U.S. stock market indices as well as the USD/NTD exchange rate.

The VECM (1) model indicates that the oil price significantly influences the wholesale, fuel, material, and gas price indices.

Keywords: Crude oil prices, unit root test, cointegration test, vector autoregression model, vector error correction model.

致謝

回顧兩年的研究所時光，說長不長，說短不短，但卻留下許多深刻的回憶。很慶幸當初自己的選擇是正確的，能夠來到交大經管所這個大家庭，並且認識了許多認真的同學與優秀的老師，讓我能夠在學業與待人處事上有所裨益。如果我在學識與修養上能有些許精進，我想都是在這裡潛移默化的。

心中想要感謝的人很多，但首先我想感謝的是我的父母親與我的家人，一直在背後給予我強健的支持。尤其是我的父親，不僅經濟上給予我不虞匱乏的資助，在生活方面也是默默付出他的關懷，讓我能夠無後顧之憂，全心全意在課業上努力。因此在這要向我的父親說一聲：「謝謝您，您辛苦了」。

此外，也要感謝我的指導老師胡均立教授，對我的論文給予明確的方向。並且在論文的研究過程中，提供相當多的建議與修正，讓我得以完成論文的撰寫，參加論文口試。此外，感謝書面審查委員丁承教授與周雨田教授，在論文書面審查過程中，提出許多論文上應改進與注意的地方。而同時也感謝口試委員唐瓊璋教授、郭憲章教授與陳美芳教授，在百忙之中撥冗審查我的論文，並在論文口試時給予我相當多的論文寫作建議與修正，讓我在得以進行後續論文之修正，使其更臻完美。

最後，要特別感謝我的好友后儀，在研究所兩年的時光中，對我多所照顧與關心，陪伴我度過許多生活上的不順遂與低潮，讓我得以順利完成學業，心中感激之意，莫以言喻。

黃旭淳 謹誌
中華民國九十五年七月

目錄

中文摘要.....	i
英文摘要.....	ii
致謝.....	iii
目錄.....	iv
表目錄.....	vi
圖目錄.....	vii
第一章、緒論.....	1
1.1 研究動機.....	1
1.2 研究目的.....	3
1.3 研究流程.....	4
1.4 研究架構.....	5
第二章、文獻探討.....	6
2.1 石油的歷史沿革.....	6
2.1.1 第一次石油危機.....	7
2.1.2 第二次石油危機.....	7
2.2 三大原油價格指標.....	9
2.2.1 西德州原油.....	9
2.2.2 杜拜安曼原油.....	9
2.2.3 北海布蘭特原油.....	9
2.3 原油價格變動的原因.....	10
2.3.1 原油需求.....	10
2.3.2 原油供給.....	11
2.3.3 政治紛爭與其他因素.....	13
2.4 我國原油使用現況.....	14
2.5 相關文獻回顧.....	15
第三章、研究方法.....	19
3.1 單根檢定 (Unit Root Test).....	19
3.1.1 經濟資料的結構.....	19
3.1.2 定態時間序列.....	19
3.1.3 單根的意義.....	20
3.1.4 單根檢定.....	22
3.1.5 單根檢定模式選取.....	24
3.2 最適落後期選取標準.....	26
3.2.1 AIC (Akaike Information Criterion).....	26

3.2.2	SBIC (Schwartz Bayesian Information Criterion)	26
3.2.3	概似比檢定 (Likelihood Ratio Test)	27
3.3	向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model).....	29
3.3.1	衝擊反應函數.....	30
3.3.2	預測誤差之變異分解.....	31
3.4	共整合 (Co-integration) 分析.....	32
3.4.1	共整合的意義.....	32
3.4.2	共整合檢定.....	33
3.4.3	向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model).....	35
第四章、實證分析.....		36
4.1	資料來源與變數說明.....	36
4.1.1	日資料部分.....	36
4.1.2	月資料部份.....	37
4.2	單根檢定.....	39
4.2.1	單根檢定 (一).....	40
4.2.2	單根檢定 (二).....	41
4.3	模型 (一)：向量自我迴歸模型.....	43
4.3.1	共整合檢定.....	43
4.3.2	模型 (一) 構建.....	44
4.3.3	決定適當落後期.....	44
4.3.4	衝擊反應函數.....	49
4.3.5	預測誤差之變異分解.....	51
4.4	模型 (二)：向量誤差修正模型.....	53
4.4.1	共整合檢定.....	53
4.4.2	模型 (二) 構建.....	54
4.4.3	決定適當落後期.....	55
4.4.4	衝擊反應函數.....	59
4.4.5	預測誤差之變異分解.....	62
第五章、結論與建議.....		66
參考文獻.....		69

表目錄

表 1	2004 年各國與地區原油消費成長率與消費量百分比表.....	11
表 2	2004 年各國與地區原油蘊藏量與生產量百分比表.....	12
表 3	能源安全度.....	14
表 4	單根檢定 (一).....	40
表 5	單根檢定 (二).....	41
表 6	模型 (一) 共整合檢定之 AIC 值與 SBIC 值.....	43
表 7	模型 (一) 共整合檢定結果.....	43
表 8	VAR (p) 之 AIC 值與 SBIC 值.....	45
表 9	模型 (一) 之 LR 檢定結果表.....	45
表 10	殘差之 Q 檢定結果 (一).....	46
表 11	殘差之 Q 檢定結果 (二).....	46
表 12	Granger 因果檢定結果.....	47
表 13	VAR (10) 之迴歸係數與 T 值.....	48
表 14	原油平均價格之預測誤差變異分解.....	51
表 15	台灣股價指數之預測誤差變異分解.....	51
表 16	道瓊工業指數之預測誤差變異分解.....	52
表 17	匯率之預測誤差變異分解.....	52
表 18	模型 (二) 共整合檢定之 AIC 值與 SBIC 值.....	53
表 19	模型 (二) 共整合檢定結果.....	53
表 20	VECM (p) 之 AIC 值與 SBIC 值.....	55
表 21	模型 (二) 之 LR 檢定結果表.....	56
表 22	殘差之 Q 檢定結果 (一).....	56
表 23	Granger 因果檢定結果.....	57
表 24	VAR (1) 之迴歸係數與 T 值.....	58
表 25	原油平均價格之預測誤差變異分解.....	62
表 26	消費者物價總指數之預測誤差變異分解.....	62
表 27	躉售物價總指數之預測誤差變異分解.....	63
表 28	失業率之預測誤差變異分解.....	63
表 29	油料費之預測誤差變異分解.....	64
表 30	運輸費之預測誤差變異分解.....	64
表 31	石油化學材料之預測誤差變異分解.....	65
表 32	燃氣之預測誤差變異分解.....	65

圖目錄

圖 1	單根檢定流程圖	25
圖 2	VAR (10) 之衝擊反應函數圖	50
圖 3	VECM (1) 之衝擊反應函數圖-1	59
圖 4	VECM (1) 之衝擊反應函數圖-2	60



第一章、緒論

1.1 研究動機

近兩年來，國際原油價格快速飆漲，以西德州原油為例，原油價格於民國 93 年 1 月初每桶售價 32.25 美元，然而到了民國 94 年 12 月底，原油每桶售價高達 61.29 美元，原油價格翻升幾近一倍，其間更曾飆升至每桶 70.37 美元的歷史高價，為近幾十年來之僅見。由於石油為重要民生、工業以及軍事戰略物資，價格的飆漲勢必會衝擊到經濟、政治與軍事等各個層面，影響甚鉅。以 1973 與 1979 年所發生的兩次全球石油危機為例，原油價格上漲不僅使得各國經濟成長率下跌，且同時也造成各國物價大幅上漲與失業率上升，形成停滯性通貨膨脹 (stagflation)，造成經濟的嚴重衰退；且一度使得歐洲與日本在外交政策上與美國相左。因此，世界各國莫不對此次原油價格的上漲投以密切的注意，慎防其對經濟成長帶來的不利影響。

過去許多文獻均在探討原油價格對經濟成長率、通貨膨脹率與失業率的影響，例如 Hamilton (1983) 研究提出，美國的實質 GNP 成長率從 1960-72 年代的平均 4.0%，滑落至 1973-81 年代的平均 2.4%；通貨膨脹率從 1960-72 年代的平均 3.1%，兩倍攀升至 1973-81 年代的平均 7.6%；而失業率在 1973-81 年代高達平均 6.7%，除低於 1958 年的經濟衰退時期外，高於 1948 年至 1972 年中間任何一年的失業率。而 1973-81 年代正是兩次石油危機發生的時間，其研究結論顯示，油價所帶來的衝擊 (oil shocks)，對於美國經濟的衰退有著顯著的影響；且油價的上昇，對於 OPEC 會員國的總體經濟表現，有著正面的助益。

由於近兩年油價頻創新高，來到有史以來的新高點，是否會因此導致停滯性通貨膨脹的發生，值得主管機關多加留意。而過往的相關研究，多在探討原油價格對總體經濟變數 (例如 GDP、失業率及通貨膨脹率等) 的影響，較少著墨於對股市與匯市的影響；且大多以月資料或季資料進行分析，而較少利用日資料來進行分析。例如王天賜 (2005) 曾以消費者物價指數、實質 GDP、失業率等季資料，利用 Granger 因果檢定與向量自我迴歸模型，來分析油價與各變數間的領先與落後關係。

因此，植基於過往的研究，本研究擬針對兩項重要的總體經濟變數—股市與匯市，來探討原油價格的上升是否會對股市與匯市造成衝擊。股市以台灣發行量加權股價指數與美國道瓊工業指數作為研究變數；而匯市則以新台幣兌美元匯率

作為研究變數。並以日資料進行分析，探討油價的波動是否會對此兩項變數帶來立即的衝擊。

此外，本研究的第二部份將探討原油價格對我國總體經濟變數（如失業率與物價指數）是否產生影響。且由於原油價格在近兩年來漲勢驚人，許多民生物資的價格也跟著水漲船高，故本研究將深入探討油價上漲，是否對與民生經濟相關的物價指數帶來衝擊。總體經濟變數大多為月資料或季資料的型態，因此將以油價與各項總體經濟變數的月資料來進行分析。研究變數包括了原油平均價格、消費者物價總指數、躉售物價總指數、失業率、以及油料費、運輸費、石油化學材料、燃氣四項分類物價指數。



1.2 研究目的

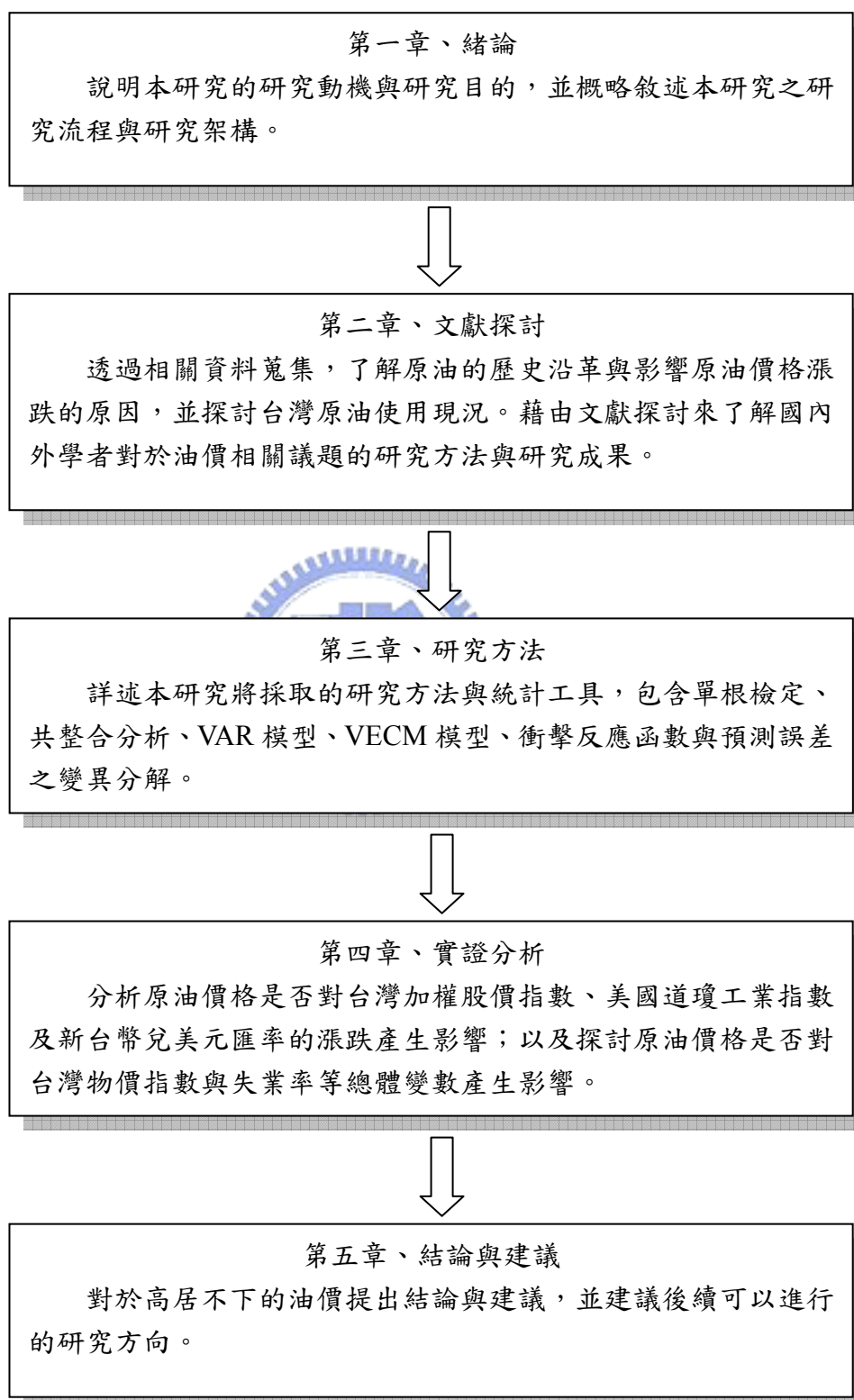
基於上述的研究動機，本研究擬達成的研究目的陳述如下：

1. 透過相關資料蒐集，了解原油的歷史沿革與影響原油價格漲跌的原因，並且探討台灣目前的原油使用現況。此外，藉由文獻探討來了解國內外學者對於油價相關議題的研究方法與研究成果。
2. 探討原油價格是否對台灣加權股價指數、美國道瓊工業指數及新台幣兌美元匯率的漲跌產生影響，將以 VAR 模型進行實證分析，並以衝擊反應函數與預測誤差之變異分解來描繪其影響的程度。
3. 探討原油價格對我國總體經濟變數（如失業率與物價指數）是否產生影響。將以 VECM 模型進行實證分析，並以衝擊反應函數與預測誤差之變異分解來描繪其影響的程度。
4. 對於實證結果提出研究結論，並對高居不下的油價提出政府因應之相關措施。



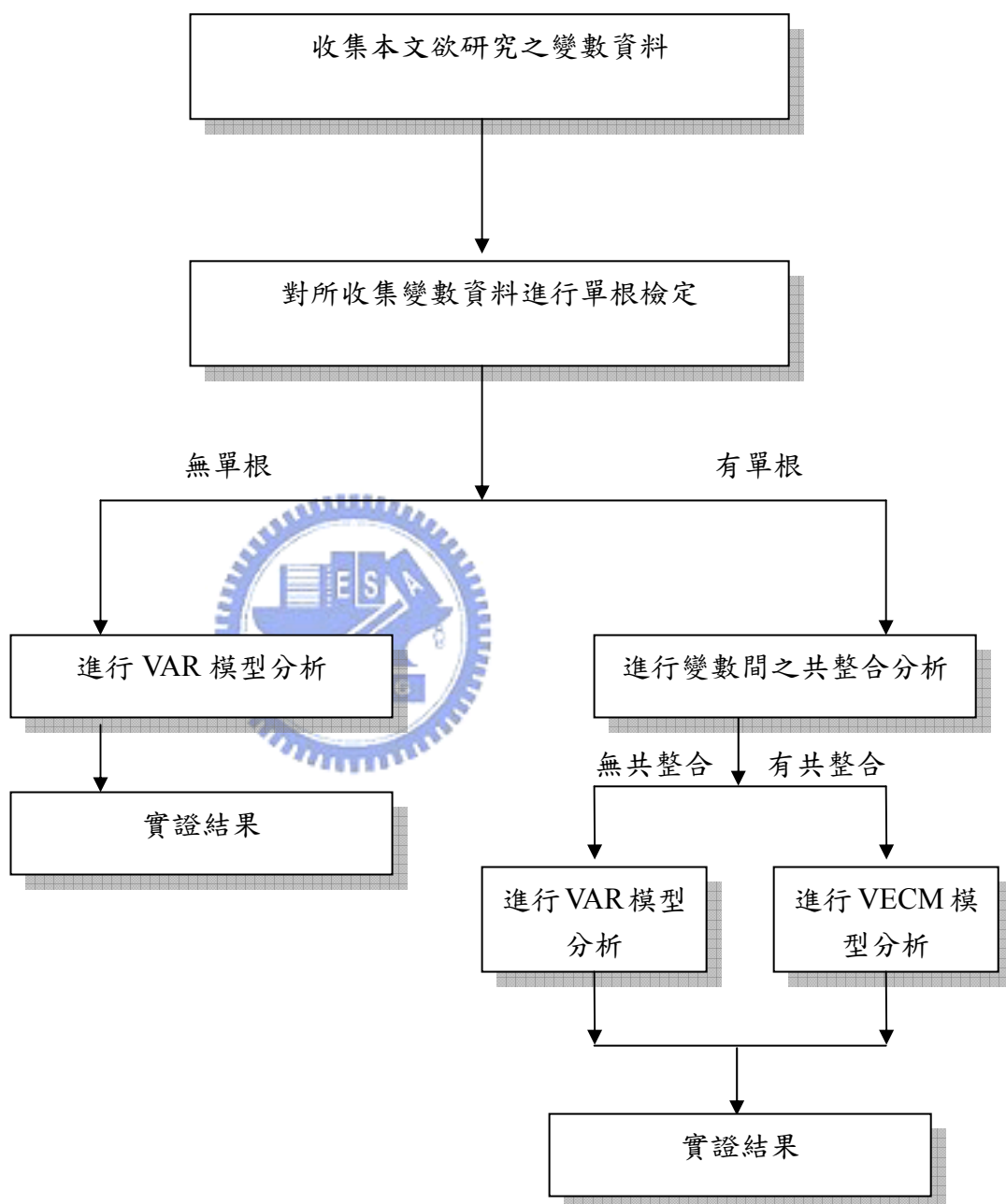
1.3 研究流程

為達成前述之研究目的，本研究擬定之研究流程如下：



1.4 研究架構

本研究參考 Pagan and Wickens (1989) 與 Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 的文章，擬進行的研究架構如下：



第二章、文獻探討

2.1 石油的歷史沿革

石油是存在於自然界中的天然有機礦物油，成因係大量古生代浮游生物及動植物的遺骸堆積在海底下，逐漸形成沈積物並造成沈積盆地，這些埋藏在沈積盆地內的動植物殘骸，在缺氧環境下經細菌作用而將碳水化合物中的氧逐漸消耗。並隨著埋藏深度的增加，使得溫度與壓力也相對提高，經過數千萬年的地熱涵養後，有機物逐漸受熱裂解出油氣。不過並非每一個沈積盆地都可以產生油氣，要視生油岩層所含油母質的種類及其成熟度而定。經由當初沈積環境的不同，則形成了氣態的天然氣、液態的石油與固態的煤炭的差異。而大部分的原油存在於地殼下的中生代地質層，依不同產地有不同的原油性質（中油網站）。

自 18 世紀中葉的工業革命以降，一直到 20 世紀末的資訊科技革命，人類文明快速地擴充發展。從蒸汽機的使用，到現今人類有能力進入太空探險，科技的進步可謂一日千里。而人類的文明進步著實與化石能源 (fossil energy) 包括煤炭、石油與天然氣能夠充足的供應有著密切的關係。舉我國為例，煤炭與石油兩者的能源供給約佔民國 93 年全部能源供給的 83%，其中石油能源供給的比率更高達 51%，其重要性可見一斑。而自 1960 年代以後，石油的應用開始超越煤炭，成為世界各國所採用的主要能源，此時約有三分之二的石油需求由中東地區供應，且原油價格僅約每桶 3 美元（郭博堯，2003）。低廉而豐沛的原油供應帶動了經濟快速發展，與工業上的各種應用，例如若以原油為原料，今日已能製成 2500 種性能相異之石油產品，以及 3000 種以上之石油化學品，而這些石油與石化產品均深深地影響人類的日常生活。

全球原油蘊藏量最豐富的地區當屬中東與沙烏地阿拉伯。中東地區包括伊朗、伊拉克與科威特等，其原油蘊藏量高達 3465 億桶，每日生產約 8 百萬桶原油；而沙烏地阿拉伯原油蘊藏量亦達 2627 億桶，每日生產約 1 千萬桶原油。也因為如此相近之地理關係，1960 年 9 月 10 日，以阿拉伯石油輸出國家為主的主要石油輸出國（沙烏地阿拉伯、委內瑞拉、科威特、伊拉克及伊朗等國）之代表在巴格達開會，同年 9 月 14 日宣布石油輸出國組織 (Organization of Petroleum Exporting Countries, OPEC) 成立（郭博堯，2003）。該組織成立旨在協調成員國的產油政策，藉由集體行動達成經濟規模，來跟國際石油壟斷公司（如：Standard Oil、Gulf、Exaco、British Petroleum、Royal Dutch、Companie Francais de Petrole）進行談判，以維持石油價格的穩定，並與工業化石油消費國進行石油貿易往來，促進產油國的經濟發展，使得石油成為中東國家最重要的經濟命脈。

除了 OPEC 的 11 個會員國外，其餘約有 50 多個產油國均屬非 OPEC 會員國，其中有 14 個產油國產量較多。非 OPEC 會員國主要以美國、墨西哥、蘇聯與東歐各國為主。目前非 OPEC 的石油生產量約佔全部生產量的 44.5%，而 OPEC 的產量約佔全部生產量的 41.1%。

2.1.1 第一次石油危機

1973 年敘利亞和埃及的坦克侵入以色列佔領的地區，因而爆發第四次中東以阿戰爭。由於西方世界馳援以色列，阿拉伯產油國家為對美國進行抵制與報復，遂以石油作為武器，對美國和荷蘭實施石油禁運，同時削減石油產量，並對石油進口國實行不等量供應以為手段。石油輸出國組織所採取的行動也的確收效，造成第一次全球性石油危機，使得當時原油由每桶 2.41 美元暴漲到每桶 10.95 美元。油價的上漲使得進口物品價格大幅上升，各石油進口國遂以匯率貶值措施來因應日益擴大的國際收支赤字，然此舉卻造成各國物價大幅上漲以及各國央行採取緊縮性貨幣政策，使得工業投資與生產全面減少與經濟快速衰退，如美國當時工業生產減少 14%，日本工業生產更是減少了 20%。此次的石油危機不僅對經濟產生衝擊，也一度使得歐洲與日本在外交政策上與美國相左，並且修正了美國人心中資源為取之不盡的信念，開始思索節約能源與替代能源方案 (郭博堯，2001)。

2.1.2 第二次石油危機

70 年代末期，當時世界第二大石油出口國伊朗政局不穩，巴勒維國王的政府被推翻，1978 年 11 月伊朗石油輸出量由每日 580 萬桶減少至 100 萬桶，到了 12 月伊朗的石油供應完全停止。加上 1980 年 9 月兩伊戰爭爆發，使得國際原油的供需更加不均衡，原油價格開始從每桶 13 美元上漲至每桶 34 美元，爆發了第二次石油危機 (郭博堯，2001)。然此次石油危機對各國所帶來的衝擊並不若第一次石油危機那麼嚴重，原因是第一次石油危機過後，石油進口國莫不致力開採新油礦，減少對中東原油的依賴，例如英國在北海發現油礦、俄羅斯發現未探勘的石油蘊藏量高達將近 700 億桶，新油源的發現使得非 OPEC 國家的原油產量在 1982 年超過中東油國組織；此外，各國亦努力節約能源與發掘替代性能源的應用。在各國積極調整能源使用比例的努力下，石油佔各工業國的能源比重由 1978 年的 53% 下降至 1985 年的 43%。且美、日與歐洲等國也開始實行策略性戰備儲油的措施，以減少油源供應不穩時所帶來的衝擊。

兩次石油危機之後，近幾十年來，又相繼發生了波斯灣戰爭、以巴衝突、美國 911 事件及美伊戰爭等，均造成了油價的波動。而從中不難發現，中東政治的紛爭往往是導致油價不穩的原因之一。

而值得隱憂的是，參照我國能源政策白皮書內提及，進入 21 世紀之後，原油僅足夠未來 41 年之需，天然氣亦僅可再開採 67 年，煤炭雖可再開採 333 年，但是在石油及天然氣耗盡之後，剩下的煤炭恐已不夠百年之需，若考慮金磚四國 (BRICs) 及其他開發中國家未來能源需求的快速成長，化石能源可能在 21 世紀就將耗盡。如此看來，石油能源的供給不斷的減少，而需求卻是源源不絕的穩定成長，在供不應求的情況下，若未能及時發掘替代性能源，恐怕 21 世紀將會是高能源價格的時代。因此各國近來均積極發展新的替代性能源，以我國為例，未來將推行潔淨的天然氣、引進淨煤技術及發展再生能源，大幅降低對石油的依賴度，希望達成 2025 年石油占能源結構比重 30% 的目標；而美國總統布希也在 2006 年國情咨文演說提到，將增加針對乙醇以及燃料植物之研究、推動建設新的核能發電廠、增加風力發電和太陽能發電、並研發清潔燃煤技術。希望 2025 年前，取代 75% 從中東進口的石油。



2.2 三大原油價格指標

全世界原油種類達四、五百種，當前國際原油價格的計算方式，源自於 1986 年墨西哥首次使用的原油價格計算公式。目前各個產油地區對油價的計算方式，是以與自身產油條件相似的三大指標油價進行一個或多個組合，然後加上一個溢價而得到該產油地之油價 (廖惠珠，2004)。

前述的三大指標油價，包含了西德州原油 (Western Texas Intermediate, WTI)、杜拜安曼原油 (Dubai and Amman) 以及北海布蘭特原油 (Brent)，為世界上最具代表性的原油價格指標，各自代表了三個不同市場。西德州原油代表北美市場；杜拜原油代表亞洲市場；布蘭特原油代表歐洲市場。

2.2.1 西德州原油

生產於美國德州西部的輕質低硫原油，主要產自阿肯色州，由於美國本土多以油管輸油，因此在德州密德蘭 (Midland) 與奧克拉荷馬州顧盛 (Cushing) 卸收轉運之各州所產原油，亦包括在內。西德州原油目前在紐約期交所 (New York Mercantile Exchange, NYMEX) 進行交易。

2.2.2 杜拜安曼原油

杜拜原油為阿拉伯聯合大公國首都杜拜所產的原油；安曼原油則為約旦首都安曼所產之原油。這兩種原油均為中東原油的指標性商品，都屬高硫原油。日本所輸入的原油多為杜拜與安曼原油。由於杜拜原油蘊藏量逐漸枯竭，因此產量逐年減少，而安曼原油則是逐年調升其產量。杜拜安曼原油目前在東京工業品交易所 (Tokyo Commodity Exchange, TOCOM) 上市交易，商品價格為杜拜與安曼原油價格的平均價。而本研究將以杜拜原油價格進行分析，而不再分析類似性質的安曼原油。

2.2.3 北海布蘭特原油

北海是大西洋的邊緣海，在大不列顛島和歐洲大陸之間。1964 年北海沿岸國家協商締約，規定按等分線劃分大陸架，英國獲占大陸架總面積的 51%；其次是挪威，擁有的北海海域面積僅次於英國。故北海石油主要是由英國和挪威進行開採。布蘭特是北海著名油田，油質多為低硫原油。布蘭特原油目前於英國倫敦的國際石油交易所 (International Petroleum Exchange of London, IPE) 上市交易。

2.3 原油價格變動的原因

現今除了杜拜原油因為油源枯竭與供應日漸稀少而產生許多問題，西德州原油以及北海布蘭特原油的現貨與期貨交易十分地蓬勃，而其現貨價格與最近一期之期貨價格幾乎完全相同，可說是市場效率非常高的期貨市場 (廖惠珠，2004)。然也因為交易資訊十分透明，吸引了許多避險者、投資者與投機者。其中也包括了許多投資機構、金融銀行等投機者，而這些投機者在原油市場上的交易行為，往往會造成國際油價的波動。因此國際油價不僅受到供給需求的基本面影響，亦受到市場交易之技術面與消息面所影響。不過，當資訊完全公開之後，油價仍是以供給需求的基本面為依歸。茲將原油價格變動的原因分述於下。

2.3.1 原油需求

目前先進國家對原油產品所提供的終端服務 (例如運輸、取暖與機械動能) 仍是大幅度的成長，然因節約能源措施與替代能源的應用，以及能源使用的效率提高，使得先進國家對原油的需求並沒有隨之大幅度的成長 (廖惠珠，2004)。但目前成長中的國家，例如中國大陸、巴西、印度與俄羅斯近年經濟快速起飛，基礎建設也密集的開發，導致對原油等動力能源需求殷切，所需之汽油與燃料油都大幅上升，由表 1 便可得知。因此未來這些成長中國家對於原油需求仍有相當的成長空間，而原油需求的成長也帶動了價格不斷的上漲。

此外，由表 1 可以發現，中國大陸在 2004 年的石油消費量佔全球的 8.2%，並較 2003 年的消費量成長了 15.8%，成長力道十分強勁，近來已經超過日本成為美國之外的世界第二大石油消費國。且中國經濟仍持續高速發展，預計未來十年內，石油需求的缺口將繼續擴大，例如世界先進國家一個人平均用油量為每人 25 公升/日，而中國大陸平均用油量為每人 6.25 公升/日，離先進國家仍有一段不小的差距。而中國對石油需求的快速增加，也是導致 2005 年世界原油價格上漲主要原因之一。

依據英國石油公司 (British Petroleum) 統計資料顯示，目前每人每年的原油消費 (consumption of oil per capita)，若以地理區域來劃分，則以非洲、東南亞、東歐以及大多數的中南美洲地區的消費量最低，僅約每人每年 0.75 公噸 (tonnes)，為全世界使用原油量最少的族群。其次是大多數的西歐國家、日本以及澳大利亞，其每人每年的原油消費大約為 1.5 至 2.25 公噸之間。而原油消費量最高的則是北美洲國家、沙烏地阿拉伯、科威特以及阿拉伯聯合大公國，其每人每年的原油消費均超過 3 噸，為其他國家的兩倍至三倍。不過許多國家近年來均致力於開發其他替代能源，以減低對原油的依賴度。例如日本、義大利與德國在 2004 年之原油消費均呈現負成長的趨勢。

表 1 2004 年各國與地區原油消費成長率與消費量百分比表

國/地區	成長	消費	國/地區	成長	消費	國/地區	成長	消費
美國	2.8%	24.9%	西班牙	2.8%	2.1%			
加拿大	3.9%	2.6%	英國	2.4%	2.1%	澳洲	1.3%	1.0%
墨西哥	1.8%	2.3%	土耳其	2.4%	0.8%	中國大陸	15.8%	8.2%
北美洲總計	2.8%	29.8%	波蘭	7.1%	0.6%	馬來西亞	5.2%	0.6%
			希臘	2.0%	0.5%	香港	17.9%	0.4%
巴西	2.7%	2.2%	烏克蘭	13.0%	0.5%	印度	5.5%	3.2%
委內瑞拉	10%	0.7%	歐洲及前蘇聯總計	1.8%	25.4%	印尼	1.4%	1.5%
中南美洲總計	3.7%	5.9%				日本	-3.0%	6.4%
			伊朗	5.1%	1.9%	菲律賓	2.2%	0.4%
比利時	4.5%	1.0%	沙烏地阿拉伯	6.6%	2.1%	新加坡	12.4%	1.0%
法國	0.9%	2.5%	中東總計	5.2%	6.7%	南韓	-0.8%	2.8%
德國	-1.2%	3.3%				台灣	0.9%	1.1%
義大利	-2.8%	2.4%	埃及	3.0%	0.7%	泰國	9.2%	1.2%
荷蘭	4.8%	1.2%	南非	2.8%	0.7%	亞洲及大洋洲總計	5.2%	28.9%
蘇聯	3.1%	3.4%	非洲總計	3.4%	3.3%	世界合計	3.4%	100%

資料來源：BP Statistical Review of World Energy 2005

2.3.2 原油供給

目前原油的供給狀態並不均衡，亦即原油的蘊藏量與生產量並不平均。從表 2 可以得知，原油約有 30% 是由中東地區所生產，另外 70% 則是由各個地區所生產。但若以原油的蘊藏量來看，世界的原油約有 61% 是蘊藏於中東地區，而其餘的蘊藏量則是散佈在各個區域。如此懸殊的蘊藏生產比 (reserves to production ratio) 使得中東地區對原油的生產與價格的確有著相當的影響力，且其產油政策往往會影響到原油的供應狀況。

故石油輸出國組織常利用原油減產來影響價格、或對美國的外交政策進行抵制。例如 1999 年 3 月，OPEC 會員國在海牙召開會議，進行石油減產的協商，會後決議每日減產 170 萬桶。而一些並非 OPEC 的會員國如墨西哥與挪威也加入減產的行列，同年 6 月底，石油減產達成率高達九成，使得石油的供給大幅的減少。復因當年亞洲經濟復甦、巴西與東歐國家原油需求升高，以及美國冬季取暖需求，

使得原油供不應求，價格大幅上漲達二倍之多（郭博堯，2003）。

表 2 2004 年各國與地區原油蘊藏量與生產量百分比表

國/地區	蘊藏	生產	國/地區	蘊藏	生產	國/地區	蘊藏	生產
美國	2.5%	8.5%	英國	0.4%	2.5%	加彭	0.2%	0.3%
加拿大	1.4%	3.8%	烏茲別克	◆	0.2%	利比亞	3.3%	2.0%
墨西哥	1.2%	4.9%	其他	0.2%	0.6%	奈及利亞	3.0%	3.2%
北美洲總計	5.1%	17.3%	歐洲及前蘇聯總計	11.7%	22.0%	蘇丹	0.5%	0.4%
						突尼西亞	0.1%	0.1%
阿根廷	0.2%	1.0%	伊朗	11.1%	5.2%	非洲其他	◆	0.2%
巴西	0.9%	2.0%	伊拉克	9.7%	2.6%	非洲總計	9.4%	11.4%
哥倫比亞	0.1%	0.7%	科威特	8.3%	3.1%			
厄瓜多	0.4%	0.7%	安曼	0.5%	1.0%	澳洲	0.3%	0.6%
秘魯	0.1%	0.1%	卡達	1.3%	1.2%	汶萊	0.1%	0.3%
千里達	0.1%	0.2%	沙烏地阿拉伯	22.1%	13.1%	中國大陸	1.4%	4.5%
委內瑞拉	6.5%	4.0%	敘利亞	0.3%	0.7%	印度	0.5%	1.0%
中南美洲其他	0.1%	0.2%	阿拉伯聯合大公國	8.2%	3.3%	印尼	0.4%	1.4%
中南美洲總計	8.5%	8.8%	葉門	0.2%	0.5%	馬來西亞	0.4%	1.0%
			中東其他	◆	0.1%	泰國	◆	0.2%
亞塞拜然	0.6%	0.4%	中東總計	61.7%	30.7%	越南	0.2%	0.5%
丹麥	0.1%	0.5%				亞太其他	0.1%	0.2%
義大利	0.1%	0.1%	阿爾及利亞	1.0%	2.1%	亞洲及大洋洲總計	3.5%	9.8%
哈薩克	3.3%	1.6%	安哥拉	0.7%	1.3%	世界合計	100%	100%
挪威	0.8%	3.9%	查德	0.1%	0.2%			
羅馬尼亞	◆	0.1%	剛果	0.2%	0.3%	OECD	7.0%	25.3%
俄羅斯	6.1%	11.9%	埃及	0.3%	0.9%	OPEC	74.9%	41.1%
土庫曼	◆	0.3%	赤道幾內亞	0.1%	0.4%	非 OPEC	14.9%	44.5%

資料來源：BP Statistical Review of World Energy 2005

◆表示少於 0.05%

而在美國 911 恐怖事件後，油價大幅滑落，使得 OPEC 不得不採取減產的措施來捍衛油價，並協調相關會員國削減原油日產量 150 萬桶及協議非 OPEC 成員國（如：俄羅斯等國）削減石油日產量 50 萬桶，預計減產持續時間達 6 個月，以

使油價能穩定維持在每桶 22~28 美元之間。

因此原油的供給受到產油國的產油政策影響甚鉅，然為減少對中東地區原油的依賴，各國也都致力開採新油田，從表 2 可見，目前雖然 OPEC 與非 OPEC 的原油蘊藏量比率懸殊，但非 OPEC 的石油生產量卻高過 OPEC。因此，OPEC 也體認到將油價維持在一個合理的區間才是比較正確的作法，避免過高的油價影響全球經濟並減緩石油需求，或是過低油價損及石油生產國的經濟利益。其作法是利用石油產量調整機制來控制油價，當油價下跌以減產因應，當油價上漲時則以增產因應，而非任由油價暴漲暴跌。如此的產油政策才能確保產油國的獲利穩定，並避免石油消費國的反彈 (郭博堯，2003)。

2.3.3 政治紛爭與其他因素

中東局勢的不穩與其政治紛爭，常常是造成油價波動的很大因素，例如 70 年代的兩次石油危機，便係肇因於以阿種族衝突與兩伊戰爭。而 90 年代所發生的波斯灣戰爭，使得科威特與伊拉克這兩個產油國每日立即減少 400 萬桶原油的供應量，造成國際原油價格在當年十月大幅上漲至每桶 40 美元，且當時其他產油國的增產能力不足，花費數個月才弭平了石油需求的缺口。等到波灣戰爭結束後，油價便很快回復至每桶 20 美元的水準。而 2003 年美伊戰爭的爆發，雖然使得海珊政權瓦解，但另一方面，新成立的政府無法掌控局勢，導致伊拉克持續混亂，影響到原油的穩定供應，也導致油價向上攀升。

此外，一些不確定的因素也會影響原油的價格，例如 2005 年 9 月卡崔娜颶風重創美洲，造成美國九家煉油廠關閉，每日減少原油供應 183 萬桶，且墨西哥灣的石油生產完全停擺。又如俄羅斯的 Yukos 石油公司因為被指積欠鉅款稅額而被凍結資產並禁止賣油等因素，更加深國際油價上漲的壓力。

而季節性因素也是一個值得留意的因素。一般而言，無鉛汽油在每年的 5 到 9 月之間暑假旅遊旺季，價格有走高的趨勢；而熱燃油每年從 10 月到隔年 4 月間有上漲趨勢，特別是每年美國冬季時東部氣溫的高低，對其價格影響很大。故國際油價的變動就有如股票市場一樣，只要市場上有風吹草動，如國際局勢動盪、美國原油存量多寡、產油國家政策改變、產油設施受到天災或意外的影響等，即牽動油價走勢。

2.4 我國原油使用現況

依據經濟部能源局統計資料顯示，我國原油多以進口為主，以 2004 年為例，當年原油進口 58445.7 千公秉，自產僅有 44.6 千公秉，自產產量不及進口量的千分之一。故我國與日本等國均屬高度依賴能源進口的國家，如我國的進口能源依存度高達 97.9%，而進口石油依存度更是高達 99%，故能源價格的波動對我國民生、工業與運輸均產生很大的影響。而我國進口原油的主要國家為沙烏地阿拉伯、伊朗與科威特等中東國家，這三個國家的原油進口量便已達到我國年進口量的六成，因此一旦中東政治情勢不穩，例如伊拉克入侵科威特，便會導致油品供給的不穩定，使得國內油價與石化產品價格產生波動，進而衝擊到經濟民生。故我國政府長期致力於分散石油進口來源，以減少石油供應風險。而對中東原油進口依存度已由民國 73 年 83.3% 逐年下降至民國 88 年的 60.4%。不過在民國 90 年石油市場開放後，對中東原油進口依存度再度升高至 76.7% (能源政策白皮書，2005)。

表 3 能源安全度

	進口能源依存度	石油依存度	中東原油進口依存度	平均每人進口能源值 (元)
73 年	88.8	59.2	83.3	9878
78 年	92.7	56.6	82.5	5517
83 年	95.3	52.8	73.8	7119
88 年	96.7	51.5	60.4	10866
93 年	97.9	51.0	76.7	30656

資料來源：經濟部能源政策白皮書

而從表 3 得知，石油依存度方面因推行能源多元化政策奏效，自 66 年 76.9% 的歷史高點下降至 93 年 51.0%。不過，平均每人負擔能源進口值則由 73 年 9878 元增至 93 年 30656 元。

此外，依據英國石油公司的統計資料顯示，台灣在 2004 年的原油的消費量達全球消費量的 1.1%，與澳洲、荷蘭等國相當，因此我國也是原油消費量相當大的國家。而當前各國均極力發展替代能源的應用與減少對石油的依賴，因此我國政府也已經開始加速思考未來的能源使用政策，積極推展再生能源 (風力、水力、生質能與太陽能等) 與節約能源的措施，確保國家永續發展。

2.5 相關文獻回顧

油價的研究議題在 1970 年代二次石油危機發生之後，變得十分的熱絡且重要。有許多的美國學者研究發現油價上漲所帶來的衝擊會影響美國的經濟表現。而這類有關油價的研究，最早是由 Hamilton (1983) 所提出的，其使用 Sims (1980) 所建構六個變數的模型，包括兩個產出變數（實質 GNP 成長率與失業率）、三個價格變數（進口物價、薪資與通貨膨脹率）及一個財務部門變數（M1 貨幣供給），利用 Granger 因果檢定，探討其與原油價格之間的關係。結果顯示油價所帶來的衝擊，對美國經濟的衰退有著顯著的影響，並領先大約一年的時間；且油價的上昇，對於 OPEC 會員國的總體經濟表現，有著正面的助益。

Mork (1989) 將 Hamilton 的樣本資料延伸至 1988 年，並將 M1 變數替換成為三個月國庫券利率。結果發現油價的衝擊僅對實質 GNP 產生影響。且其進一步將油價的變化區分成為正向（油價上漲）與負向（油價下跌）。結果發現，油價的正向衝擊對實質 GNP 產生顯著的負向影響；但油價的負向衝擊對實質 GNP 卻不產生任何影響，存在不對稱的效果。其並認為石油是一項重要的生產原料，油價的變化將會引起經濟體系的資源重分配，而在重分配的過程中，實質 GNP 的成長便會減緩下來。

Lee, Ni and Ratti (1995) 利用 Hamilton 與 Mork 的六個變數模型架構，探討 1949-1992 原油價格的波動率與美國實質 GNP 成長率的關係。研究結果發現自 1986 年以後，油價的波動轉為強烈，且以 Mork 的研究為例，若將樣本期間延長至 1992 年，結果將不顯著，故其認為上漲的油價僅只對後來的油價有影響。且 Hooker (1996) 研究結果亦顯示，1973 年後油價波動所帶來的衝擊對於美國的實質產出並無顯著的影響。

為了提出解釋，Hamilton (1996) 建議使用非線性的轉換方式，將油價轉換成為淨標準化油價增量（net normal oil price increase, NOPI），其定義如下：

$$\text{NOPI}_t = \max \{ 0, p_t - \max \{ p_t, \dots, p_n \} \} \quad (2.1)$$

其中 $n=4$ 或 12 （視其資料為季資料或月資料而定），因此第 t 期的油價必須高過於過去一年的任何油價，才能來正的油價衝擊。而 NOPI 值對於實質 GDP 成長率有顯著的解釋能力。亦即其仍認為油價波動會對美國經濟產生影響。

Kapetanios and Tzavalis (2004) 的研究則發現，原油價格的上升會減少工業生產；但是相對的，原油價格的下跌會卻不會增加工業生產。作者認為，原油價格的上升會使得廠商調整產量以因應其所帶來的負面影響，但原油價格下跌，廠商則不會採取任何行動。

而國外學者亦提出原油價格是否影響股票市場之相關研究。例如 Kaneko and Lee (1995) 建構一套向量自我迴歸模型，其中變數包括美國與日本的股價指數、工業生產成長率、通貨膨脹率、匯率與原油價格，資料期間為 1975 年至 1993 年。研究結果發現，美國的股價指數並不會受到油價的影響，但是日本的股價指數卻會受到油價的影響。

Sakellaris (1997) 蒐集了美國四個製造產業內的公司市值資料，資料期間從 1959 年到 1985 年，來檢視油價的上漲是否會影響到公司的超額報酬 (excess returns)。實證結果發現，第一次石油危機 (1973-1974) 的油價上漲顯著減少了公司的超額報酬，但是第二次石油危機 (1979-1980) 油價上漲，對公司超額報酬所帶來的影響卻沒有第一次石油危機那麼大。作者認為，原因可能是公司經歷第一次石油危機之後，對於公司的資本運用變得更有彈性，能夠因應油價上漲來調整。

Sadorsky (1999) 建立一個有四個變數的向量自我迴歸模型，來檢驗油價衝擊與股市報酬之間的關係。其中實質油價定義係油料物價指數 (the producer price index for fuels) 除以 CPI、實質股市報酬定義係 S&P 500 股價指數名目報酬減去通貨膨脹率、其餘兩個變數為對數工業生產量與三個月國庫券利率，樣本資料為 1947:1 至 1996:4 的月資料。結果發現油價衝擊對於股市報酬有著顯著的負向衝擊。在 1950:1 至 1985:12 期間，油價的衝擊可以解釋約 8% 股市報酬的預測誤差變異 (forecast error variance)；1986:1 至 1996:12 期間，油價的衝擊可以解釋約 17% 股市報酬的預測誤差變異。此研究結果令人驚訝，因為油價對 1986 年後的股市衝擊，居然大過前兩次石油危機時所帶來的影響。作者認為可能是因為 1986 年後的油價波動率變大所造成的，故油價的上漲與油價的波動率均會影響到股市的表現。此外，作者認為油價對股市報酬存有不對稱效果，亦即油價上漲會造成股市的下跌；但油價的下跌卻不會造成股市的上漲。

Ciner (2001) 以非線性 Granger 因果關係檢定，檢驗原油期貨與 S&P 500 股價指數之關係，資料期間為 1980-1990 的日資料。結果發現原油期貨對 S&P 500 股價指數，若以線性 Granger 因果關係檢定，兩者並不具有因果關係；但若以非線性 Granger 因果關係檢定，則兩者存有顯著的非線性因果關係，而股價指數對原油期貨亦存有反饋關係。

而 Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 以 1984:1 至 1999:9 期間的希臘總體經濟變數 (包括工業生產、利率、匯率、外國股市、油價與股市報酬) 月資料，建立向量自我迴歸模型進行分析，藉以檢視總體經濟變數是否會影響到希臘的股市表現。研究結果顯示，股市報酬並沒有領先經濟活動的趨勢，且大多的經濟活動與外國股市表現均能影響希臘股市。其中油價對於利率有正向的影響、而且油價對工業生產有立即的負向影響。而油價衝擊對於股市報酬會有負向的影響，且

持續大約四個月左右。

Huang, Masulis and Stoll (1996) 欲研究油價衝擊對於美國股市的影響，其建構一個向量自我迴歸模型，藉以檢視每日的原油期貨報酬對股市報酬的動態交互作用關係 (dynamic interaction)。結果發現原油期貨對於個別石油公司的股價報酬有影響，但是對於 S&P 500 股價指數卻沒有影響。因此作者做出油價的衝擊對於總體經濟並不會有影響的結論。但是隨後被 Ciner (2001)、Hamilton (2003) 等學者反駁其沒有考量到油價與總體經濟變數可能存在有非線性的關聯性。

國內的相關研究經常著墨於油價上漲對產業部門的影響，例如王欣怡 (2004) 經由建立一個納入規模經濟與市場結構設定的可計算一般均衡模型 (computable general equilibrium, CGE)，探討國際原油價格對我國整體經濟及各產業部門的影響。結果發現國際油價上漲，對國內生產毛額與國內總產出皆呈現負向影響；而多數產業為因應油價衝擊所帶來的成本提升，皆呈現產出減量的情形，僅原油部門因進口量的減少而增加產量以維持國內的供給。

任淑怡 (2000) 使用共整合與共特徵分析，探討各產業產出與國際原油價格之間的長期均衡關係與序列特性。結果發現金融業、保險與不動產業、社會服務業及個人服務業與原油價格不具有長期均衡關係；而貿易運通業、工業與原油價格均有一個以上的共整合關係。

此外國內也經常探討國際油價上漲對總體經濟變數所帶來的影響，例如王天賜 (2004) 以消費者物價指數、實質 GDP、失業率等季資料，利用 Granger 因果檢定與向量自我迴歸模型，來分析油價與各變數的領先與落後關係。其利用 Hamilton (1996) 及 Hooker (1996) 兩位學者所考慮的變數及其組合，架構三種模型來進行分析。研究結果顯示，在初步的因果關係檢定下，發現在落後 8 期的情況下，油價會領先實質 GDP、進口物價與股價指數；而在向量自我迴歸模型分析結果中，結果顯示，運用以實質 GDP 為解釋變數的單一方程式、VAR 與 VECM 等方法，都顯示國際原油價格變化，顯著領先台灣實質 GDP 的變化。此外，在以 Hamilton 變數為主的模型中，還檢驗出油價會領先失業率的結果。而且也發現，油價上漲對台灣實質 GDP 的衝擊比下跌時皆較為顯著，存在不對稱效果。

劉筱筠 (2004) 分別以台灣股票市場之大盤、電子、塑化與金融類股指數為分析對象，利用門檻 GARCH-M 模型，在控制匯率變動的因素下，探討國際原油價格對股票報酬和其波動的影響，並檢驗此一關係是否會隨油價變動的範圍不同而存在不對稱的現象。研究結果發現，油價的變動與大盤、電子、塑化與金融類股指數報酬皆存在門檻非線性的關係，油價的上昇對於大盤、電子與塑化類股均帶來負面影響；而在報酬波動度方面，大盤與三種類股指數報酬對於高油價之負

面訊息的反應均較大，存在不對稱的現象。

張懿芬 (2003) 探討亞洲市場 (台灣、南韓、新加坡和香港) 股價波動的因素，以股價、通貨膨脹率、貨幣供給、實質油價、實際匯率等月資料，建立結構 VAR 模型，研究結果顯示油價與匯率的變動對股價指數有顯著的負向影響。



第三章、研究方法

本章將詳細介紹下一章實証分析時，所需運用到的統計方法與其概念，其中包括第一節的單根檢定，第二節的最適落後期選取標準，第三節的向量自我迴歸模型，以及第四節的共整合檢定與向量誤差修正模型。

3.1 單根檢定 (Unit Root Test)

3.1.1 經濟資料的結構

一般而言，經濟資料的結構 (the structure of economic data) 可以分為四種，分別為橫斷面資料 (cross-sectional data)、時間序列資料 (time series data)、(pooled cross sections data) 以及 (panel data)。本篇研究所分析的原油價格屬於其中的時間序列資料。故以下針對時間序列資料作一簡略描述，其餘資料結構請參閱 Wooldridge (2003)。

時間序列資料係指隨著時間經過而獲得變數的觀察值，而資料的時間頻率則可以有許多選擇，如年、季、月等。總體經濟變數中有許多都是時間序列資料，例如股價指數、消費者物價指數、匯率與 GDP 等均屬之。其與橫斷面資料最大的差異便是時間序列資料是依時間排序，而非隨機抽樣。且此排序往往隱含重要訊息，如過去事件可能會影響到未來事件；或是某事件發生不會立即反應，延後幾期才會出現影響，產生遞延效果。

3.1.2 定態時間序列

時間序列資料的分析，在最近幾十年的研究中應用的相當廣泛，例如 Jorion (2003) 蒐集了三十個國家 1921-1996 年的股價指數來分析風險是否會隨著時間而遞減；Hamilton (1996) 使用 1948-1994 的油價資料，分析是否會對 GDP 產生顯著影響。而進行時間序列資料分析時，最重要的先決條件便是該資料必須具有定態的性質，以符合統計的假設條件。

定態過程 (stationary process) 在分析時間序列資料時，扮演著相當重要的角色。直覺上來看，一個定態時間序列過程係指隨著時間經過，其機率分配仍呈現穩定的狀態。舉例而言，對於定態時間序列，若產生一個衝擊，則此衝擊的效果只是暫時存在，並會隨著時間慢慢的變小，亦即衝擊在時間 $t+2$ 期所產生的效果會比時間 $t+1$ 期的效果來的小。然對於非定態時間序列，若同樣產生一個衝擊，則此衝擊的效果並不會隨著時間慢慢的變小，而是恆常存在的，使得時間序列不

會收斂至長期均衡的狀態。

依據 Brooks (2002) 的定義，定態可分為強式定態 (strictly stationary) 以及弱式定態 (weakly stationary) 兩種，以下以正式的定義來說明：

1. 強式定態：若有一隨機過程 $\{x_t : t=1, 2, \dots\}$ ，在 $1 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_m$ 的時間點條件下，若其 $(x_{t_1}, x_{t_2}, \dots, x_{t_m})$ 之聯合機率分配與 $(x_{t_1+h}, x_{t_2+h}, \dots, x_{t_m+h})$ 之聯合機率分配相同，且 $h \geq 1$ ，則稱此隨機過程為一強式定態過程。
2. 弱式定態：若一隨機過程滿足下列條件，則稱其為一弱式定態過程。

$$E(x_t) = E(x_{t-i}) = \mu_x \quad (3.1)$$

$$\text{var}(x_t) = \text{var}(x_{t-i}) = \sigma_x^2 \quad (3.2)$$

$$\text{cov}(x_t, x_{t-i}) = \text{cov}(x_{t-j}, x_{t-j-i}) = \gamma_i, \text{ for all } t, t-i, t-j-i \quad (3.3)$$

一般而言，文獻上所用的定態條件均是指弱式定態，故本文亦採用弱式定態的條件來進行分析。

此外，Granger and Newbold (1974) 提出「假性迴歸」(spurious regression) 問題，該篇文章指出過去許多的計量文獻在分析時間序列資料時，所應用的迴歸式都有很高的配適度 (degree of fitting)，也就是 R^2 或調整後 R^2 都非常高，迴歸係數也都顯著異於 0，表面上看來似乎為一良好迴歸模型，但 Durbin-Watson 的值卻相當的低，可能存在殘差自我相關的問題。結果導致在解釋迴歸係數時產生錯誤，並造成錯誤的因果關係推論。

而如果以任兩個具有非定態性質的時間序列變數進行迴歸分析，便有可能出現假性迴歸，使得原本沒有因果關係的兩個變數，被誤認為具有因果關係。嚴重的是，有許多文獻均指出，一些經濟上的資料，例如總體經濟變數中的國民所得、物價或股價指數；或是財務方面的資料，均是呈現非定態的性質。例如 Nelson and Plosser (1982) 以多項美國總體經濟變數進行單根檢定，結果發現除了失業率外，其餘如利率、物價指數均為非定態變數。故從事有關經濟變數研究的研究者，若發現其研究變數為非定態變數，都會予以差分轉換成定態變數，以利後續研究。

所以開始進行時間序列資料的分析時，首先必須先進行檢定，所蒐集到的時間序列資料是否具有定態的性質。一般而言，均以單根檢定來確認變數是否具有定態性質。

3.1.3 單根的意義

所謂單根，係指若一個時間序列變數具有單根，則這個變數資料產生過程

(data generating process, 簡稱 DGP) 之特性根方程式 (characteristic equation) 的解或其中一個解等於 1。以下以楊奕農 (2005) 中一個簡單的例子來說明：以一個基本的 AR (2) (不管截距項與白噪音項) 為例，假設它的 DGP 為：

$$y_t = 0.6y_{t-1} + 0.4y_{t-2} \quad (3.4)$$

若以落遲運算元的方式表示，則可以將上式改寫成為：

$$y_t = 0.6Ly_t + 0.4L^2y_t$$

將上式移項之後，並提出 y_t 的部份，此式則變成為：

$$(1 - 0.6L - 0.4L^2) y_t = 0$$

故之前所提到的特性根方程式便為：

$$1 - 0.6L - 0.4L^2 = 0$$

以因式分解的方式，可以將上式轉變成為：

$$(1 - L)(1 + 0.4L) = 0$$

從上式可以得到兩個 L 的解，分別是 $L=1$ 與 $L=-2.5$ ，因為其中一個解為 1，因此這個時間序列變數具有「單根」的性質，或稱之為「單根過程」(unit root process)。

上述的例子若以一般化的式子來表示，任一簡單的 AR (2) 可以表示為：

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} \quad (3.5)$$

同樣地以落遲運算元的方式表示，則可以將上式改寫成為：

$$y_t = \beta_1 Ly_t + \beta_2 L^2 y_t$$

將上式移項，並提出 y_t 的部份，則此式之特性根方程式為：

$$(1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2) = 0$$

再以因式分解，將上式分解成為：

$$(1 - \rho_1 L)(1 - \rho_2 L) = 0$$

上式可以得到 L 的兩個根，分別是 $L=1/\rho_1$ 及 $L=1/\rho_2$ 。若其中只要有一個根等於 1，或是兩個根均等於 1，即稱此 AR (2) 的 DGP 具有單根。在非定態時間序列的文獻中，這種情形被稱之為特性根落在「單位圓」上 (the characteristic root lies on the unit circle)。

若變數具有單根，經由數學推導得知，其平均數、變異數與共變數都不會是一個固定常數，便違反了我們前述的弱式定態定義，而為非定態變數。因此，特性根是否具有單根可以用來判斷一個時間序列變數為定態或非定態。而一個變數若是定態，則其「所有特性根必須均落在單位圓內，沒有單根」；而一個變數若是非定態，則其「所有特性根必均落在單位圓上或單位圓外，具有單根」(楊奕農，2005)。

3.1.4 單根檢定

一般在文獻上較常使用的單根檢定有兩種，一是 Dickey-Fuller 單根檢定 (簡稱 DF 檢定)，另一個則是 Phillips-Perron 單根檢定 (簡稱 PP 檢定)。爾後，為了解決 DF 檢定殘差有自我相關的問題，則進一步發展出 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定 (簡稱 ADF 檢定)，ADF 檢定與 DF 檢定最大的差異便是加入了自變數差分的落後期，使得估計出的殘差能夠符合白噪音 (white noise) 的統計性質，亦即消除殘差有自我相關的問題。茲將三種單根檢定的模式介紹如下。

1. Dickey-Fuller 單根檢定

由 Dickey and Fuller (1979) 提出，其透過一般最小平方法 (OLS) 的方式來進行估計檢定，不過其檢定臨界值並不適用一般的 t 檢定臨界值，故 Mackinnon (1991) 利用蒙地卡羅模擬法建立檢定的臨界值。DF 檢定有下列三種不同的檢定模式，以配合不同的變數資料產生過程。

(1) 包含截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

(2) 包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

(3) 不包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

上式 Δy_t 為 y_t 的一階差分， a_0 為截距項， t 為時間趨勢項， ε_t 為一白噪音， γ 與 a_2 為迴歸係數。以第三式為例，若 $\gamma=0$ ，則 $\Delta y_t = \varepsilon_t$ ，表示 y_t 需經一階差分後才能轉成定態變數，故 y_t 不是一個定態變數。

DF 檢定的虛無假設為 $H_0: \gamma=0$ ，若無法拒絕虛無假設，則代表此變數具有單根，為非定態變數。此外，在不同的檢定模式下，檢定的臨界值也會有所不同，一般而言，在相同的樣本數與相同的顯著水準下，DF 檢定中的待估參數越多，其檢定臨界值的絕對值也就越大 (楊奕農，2005)。

2. Augmented Dickey-Fuller 單根檢定

由於 DF 檢定是用 OLS 的方式進行檢定，因此迴歸估計後的殘差項是否符合白噪音的條件，會影響到估計出來的迴歸係數的性質。如果殘差出現一階自我相關的情形，會造成 DF 值不正確，以至於產生無法拒絕錯誤的虛無假設： $\gamma=0$ 的機率增加，亦即使得 DF 檢定的檢定力不足 (楊奕農，2005)。故 Said and Dickey (1984) 提出 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定法，加入了自變數差分的落後項，來排除殘差有自我相關的問題，ADF 檢定有三種模型形式，分別列述如下。

(1) 包含截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

(2) 包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

(3) 不包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

與 DF 檢定相比，ADF 檢定多了自變數差分的落後項，也就是 $\sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1}$ 。

而其虛無假設與 DF 檢定相同，為 $H_0: \gamma=0$ ，若無法拒絕虛無假設，則代表此變數具有單根，為非定態變數。

3. Phillips-Perron 單根檢定

由 Phillips and Perron (1988) 年提出，原因是因為 ADF 檢定雖然已考量殘差可能有自我相關的情形，但仍忽略殘差有異質變異的情形。為了解決這個問題，PP 檢定應用函數中央極限定理 (functional central limit theorem) 之無母數方法，推導出單根檢定的估計式及其檢定統計量之分配，且 PP 檢定統計量與 DF 檢定統計量具有相同的漸近分配，故能沿用 DF 檢定所導出的分配，且檢定所用的臨界值亦相同。但 PP 檢定允許檢定式的殘差存在自我相關與異質變異，PP 檢定亦有三種模型形式，分別列述如下。

(1) 包含截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

(2) 包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

(3) 不包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

其檢定統計量為：

$$Z(\tau_\mu) = \left(\frac{S_\mu}{S_{T\ell}} \right) \tau_\mu - \frac{1}{2} (S_{T\ell}^2 - S_\mu^2) \left\{ S_{T\ell} \left[T^{-2} \sum_{t=2}^T Y_{t-1} - \bar{Y}_{t-1} \right]^2 \right\}^{-1}$$

$$Z(\tau_T) = \left(\frac{S_\mu}{S_{T\ell}} \right) \tau_T - (S_{T\ell}^2 - S_\mu^2) T^3 \left\{ 4 S_{T\ell} (3C_y)^2 \right\}^{-1}$$

PP 檢定將 DF 檢定統計量 τ_{μ} 、 τ_T 轉換成為 $Z(\tau_{\mu})$ 與 $Z(\tau_T)$ ，使其擁有與 DF 檢定相同的漸進分配，此處下標 μ 與 T 各代表了迴歸式具有截距項與具有時間趨勢項及截距項。而其虛無假設與 DF 檢定相同，為 $H_0: \gamma=0$ ，若無法拒絕虛無假設，則代表此變數具有單根，為非定態變數。

PP 檢定的寬帶 (Bandwidth) 選取標準，本研究是利用 Newey and West (1994) 選取標準，並透過 Bartlett kernel 的方式進行評估，而統計軟體 EViews5.0 均有內建選取標準，可以方便快速的運用。

除了上述幾種單根檢定的方式之外，此外還有由 Kwiatkowski *et al.* (1992) 提出的 KPSS 單根檢定，及 Perron and Ng (1996) 提出的 NP 單根檢定。KPSS 單根檢定主要是在解決傳統單根檢定無法正確區別具有單根與近似單根的變數，使得一些具有定態性質但非常接近單根過程的變數，被誤判成為非定態變數，因此 KPSS 單根檢定便不依照傳統的虛無假設的方式，將虛無假設改為不具有單根的檢定方式，來解決這個問題。

而 NP 單根檢定是則是為了解決下述兩項單根檢定的問題而產生。問題一是傳統單根檢定當特性根方程式的解相當接近，且數值非常小時，會導致檢定力不足。問題二係當在一階差分序列的移動平均多項式的殘差項為負根且數值很大時，會使單根檢定受到嚴重的資料大小失真。故 Perron and Ng (1996) 延伸 PP 檢定，建構出三個統計檢定量，來解決上述問題。

3.1.5 單根檢定模式選取

由於我們在進行單根檢定時，有三種檢定的模式可茲運用，Enders (2004) 提出，如果變數的真實 DGP 與單根檢定的模式不符時，此時檢定力將會下降，導致無法拒絕錯誤的虛無假設，而將原本為定態的變數誤判成為非定態。故選取正確的模式將有助於檢定力的提升。

而 Doldado, Jenkinson and Sosvilla-Rivero (1990) 也提出一些選取模式的流程，例如首先可以將變數資料以圖形呈現，判斷其是否有明顯的趨勢。若無明顯趨勢，則模式中可以用不用加入截距項與時間趨勢項。若有明顯趨勢，則必須考量在模型中放入截距項與時間趨勢項。其建議以參數最多的模型開始逐步檢定，也就是首先以包含截距項與時間趨勢項的模式進行檢定。

檢定結果若拒絕有單根的存在，便不需繼續後續檢定；若無法拒絕虛無假設，則可以對時間趨勢項的係數進行 t 檢定，決定時間趨勢項是否要加入模型中。如果時間趨勢項係數是顯著的，則檢定 $\gamma=0$ 即可；若時間趨勢項係數是不顯著的，

則接著再以包含截距項的模式進行檢定；以此方式類推，來決定較適合的單根檢定模型。以下以流程圖表示，以方便了解。

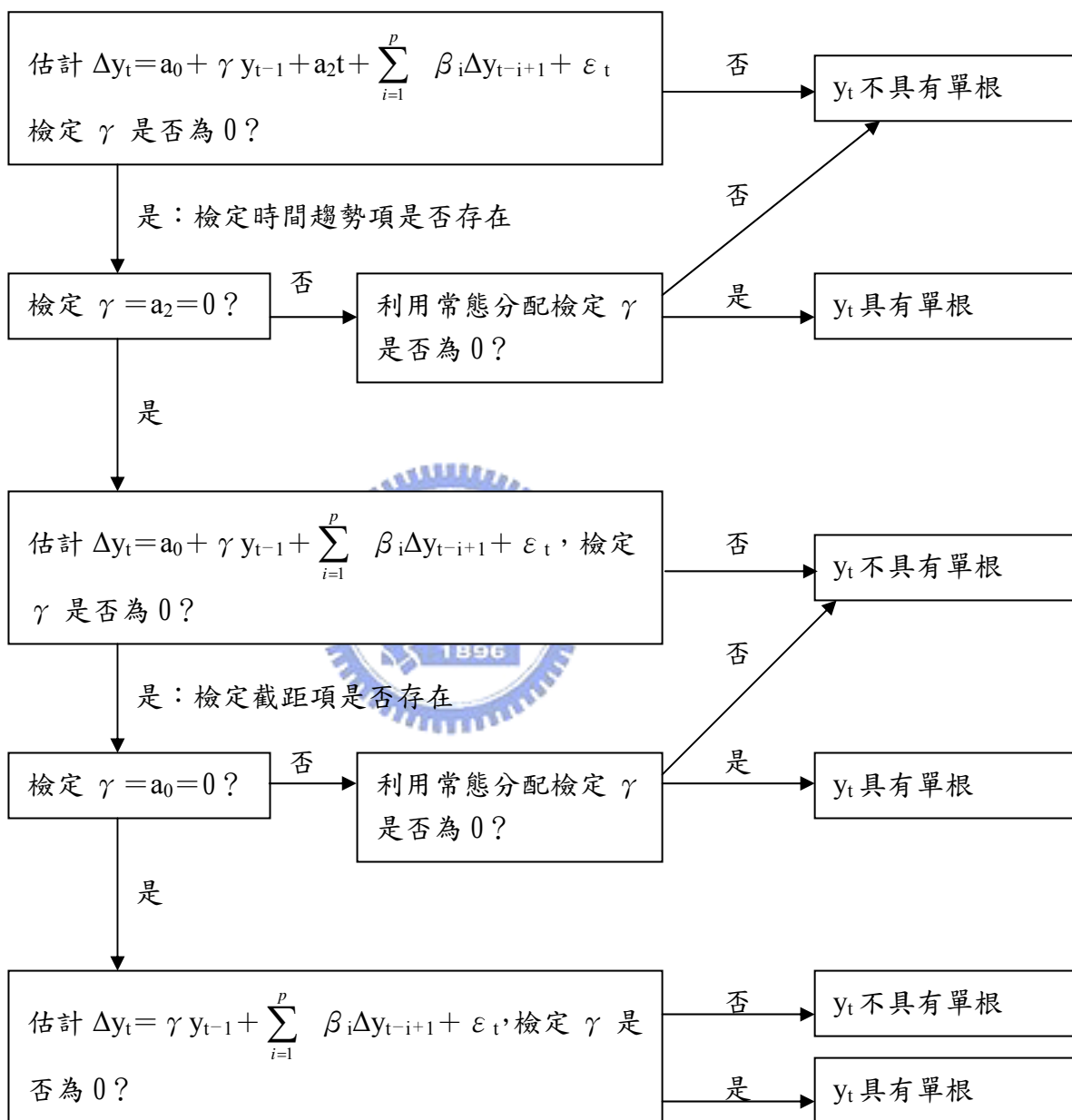


圖 1 單根檢定流程圖

資料來源：Doldado, Jenkinson and Sosvilla-Rivero (1990)

3.2 最適落後期選取標準

ADF 單根檢定加入自變數差分的落後項來消除殘差自我相關，故進行檢定前，必須先判定落後項的期數。若加入的落後期數過長，迴歸模型容易產生過度參數 (over-parameterization) 的情形，使得自由度減少，造成估計結果無效率。同理，若加入的落後期數過短，迴歸模型容易產生過度簡化參數 (parsimonious parameterization) 的情形，使得估計結果產生偏誤。因此決定適當的落後期數是進行檢定時的首要步驟，一般用來判斷最適落後期的標準有三種，分別為 AIC、SBIC 以及概似比檢定，分別概述於下。

3.2.1 AIC (Akaike Information Criterion)

Akaike (1973) 提出 AIC 選取準則，作為選取落後期的依據，其準則為以 AIC 值最小的期數為最適落後期數。但 AIC 選取準則容易有過度適配 (overfitting) 以及落後期選取過長 (over-parameterization) 的問題，這是由於 AIC 準則的懲罰函數 (penalty function) 較小，對於增加落後期數所減少的自由度較不敏感，所以傾向選取落後期數較長的模型。

$$\text{AIC 的計算公式為：} \text{AIC} = T \times \ln(\text{SSE}) + 2k \quad (3.15)$$

其中 T 是樣本總數， $\ln(\text{SSE})$ 是殘差平方和取自然對數， k 是待估參數總數。

而若用於求取向量自我迴歸的最適落後期數，AIC 的計算公式為：

$$\text{AIC} = T \times \ln|\Sigma| + 2k \quad (3.16)$$

其中 Σ 代表共變數矩陣。

3.2.2 SBIC (Schwartz Bayesian Information Criterion)

由學者 Schwartz (1978) 提出，其準則為選取 SBIC 值最小的期數作為最適落後期。不過與 AIC 選取準則相比，SBIC 準則會傾向選擇較精簡的模型，也就是落後期數較短的模型，因此比較不易產生過度適配的問題。此外，當樣本資料越大時，SBIC 準則的準確程度比 AIC 準則高，具有一致性。

$$\text{SBIC 的計算公式為：} \text{SBIC} = T \times \ln(\text{SSE}) + k \ln(T) \quad (3.17)$$

而 T 是樣本總數， $\ln(\text{SSE})$ 是殘差平方和取自然對數， k 是待估參數總數， $\ln(T)$ 是樣本總數取自然對數。

而若用於求取向量自我迴歸的最適落後期數，SBIC 的計算公式為：

$$\text{SBIC} = T \times \ln|\Sigma| + k \ln(T) \quad (3.18)$$

其中 Σ 代表共變數矩陣。

3.2.3 概似比檢定 (Likelihood Ratio Test)

前兩個小節所介紹的 AIC 與 SBIC 選取準則，雖然係一般研究中會採用到的選取依據，但遺憾的是，這兩個選取準則卻無法進行統計的假設檢定，判別其顯著性。例如研究者可以得知某一個模型的 AIC 值比另一個模型的 AIC 值小，但卻無法藉統計方法檢定兩個模型的 AIC 值是否有顯著的不同。而概似比檢定可以補足上述的不足 (楊奕農，2005)。

概似比檢定，簡稱為 LR 檢定，其概念與線性迴歸模型的 F 檢定相同。F 檢定是衡量當我們在模型中多放入變數時，殘差平方和會減少多少。而 LR 檢定也是相同的概念，其目的在衡量未受限制模型與受限制模型的對數概似函數 (log-likelihood functions) 的差異。亦即 LR 檢定的檢定統計量是利用模型估計時所算出的最大概似值來計算的。以下以一個例子來進行說明。

假定現有兩個時間序列模型，一個為落後 3 期的模型；另一個則為落後 4 期的模型。若研究者想得知兩個模型哪一個落後期數較為適當，則可以 LR 檢定來判斷。其中令落後 4 期的模型為未受限制模型，表示如下：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + a_4 y_{t-4} + e_t \quad (3.19)$$

而 e_t 為白噪音，且令此式所估計的最大概似值為 L_U 。

此外，落後 3 期的模型為受限制模型，表示如下：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + e_t \quad (3.20)$$

其中 e_t 為白噪音，且令此式所估計的最大概似值為 L_R 。

研究者為了得知落後 4 期是否比落後 3 期來的好，便可以檢定 a_4 是否為 0，亦即令虛無假設為：

$$H_0 : a_4 = 0$$

並利用 LR 檢定的檢定統計量來進行檢定，LR 檢定的統計量為：

$$LR = -2(L_R - L_U) \sim \chi^2(m) \quad (3.21)$$

其中 LR 為服從自由度 m 的卡方分配，而 m 為限制式的數目，如在本例中， $m = 1$ 。

若檢定結果顯示為拒絕虛無假設，則代表落後 4 期的模型顯著比落後 3 期來的好，則研究者應該選取落後四期的模型。但若檢定結果顯示為無法拒絕虛無假設，則代表落後 4 期的模型與落後 3 期的模型在統計的意義上，並沒有顯著的差異，故無法說明哪一個是較適當的模型。但為符合模型的簡約性 (parsimony) 原則，研究者選取落後 3 期的模型即可。

而若用於求取向量自我迴歸的最適落後期數，LR 檢定的統計量為：

$$LR = T (\ln|\Sigma_R| - \ln|\Sigma_U|) \sim \chi^2(m) \quad (3.21)$$

其中 LR 為服從自由度 m 的卡方分配，而 m 為限制式的數目， T 則為樣本總數， Σ_R 為受限制模型的共變數矩陣， Σ_U 為未受限制模型的共變數矩陣。而 Hamilton (1994) 建議，必須考慮未受限制模型的參數個數，而將調整 LR 統計量為：

$$LR = (T - C) (\ln|\Sigma_R| - \ln|\Sigma_U|) \sim \chi^2(m) \quad (3.22)$$

其中 C 為未受限制模型的參數個數。



3.3 向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model)

時間序列模型若以線性迴歸式來進行分析，其實隱含著變數之間存在因果關係的假設，即迴歸式中因變數是受到自變數的影響，而自變數並不會受到因變數的影響。然而這樣的假設過於武斷，因為經濟體系中，變數之間要區分誰是因變數，誰是自變數並不是十分容易；且變數之間亦可能產生交互影響，或是根本不存在因果關係。因此傳統計量迴歸模型必須先根據經濟變數先驗 (Prior) 理論做為基礎，建構出具有經濟意義的迴歸模型，透過實證的方式來檢驗理論的正確性。但是如果研究的變數沒有經濟理論作為依據，可能會在解釋結論時造成錯誤。

Sims (1980) 提出向量自我迴歸模型 (簡稱為 VAR)，其將所有變數視為內生變數 (endogenous variable)，因此可以解決內生外生變數認定的質疑。進行分析時係依據資料本身的特性，而不預設經濟先驗理論來判別變數之間的關係。

向量自我迴歸模型是一組由多變數、多條迴歸方程式所組成。在每一條方程式中，因變數皆以本身的落後期，再加上其他變數的落後期來進行迴歸分析，使模型可以涵括所有變數所釋出的訊息。以下以一個簡單的三變數、一階自我相關的 VAR 模型來進行說明。

假設有三個變數，分別為 x_t 、 y_t 以及 z_t ，則 VAR 模型包含了三條迴歸式：

$$x_t = a_{10} + a_{11}x_{t-1} + a_{12}y_{t-1} + a_{13}z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3.23)$$

$$y_t = a_{20} + a_{21}x_{t-1} + a_{22}y_{t-1} + a_{23}z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (3.24)$$

$$z_t = a_{30} + a_{31}x_{t-1} + a_{32}y_{t-1} + a_{33}z_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (3.25)$$

其中 ε_{1t} 、 ε_{2t} 、 ε_{3t} 為白噪音，上面這個 VAR 模型可以以矩陣與向量的模式來表示：

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

再令 $Y_t = \begin{pmatrix} x_t \\ y_t \\ z_t \end{pmatrix}$ ， $A_0 = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \end{pmatrix}$ ， $A_1 = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix}$ ， $\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$ ，則上述矩陣的形

式可以簡化寫成：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.26)$$

則可以稱上式為一個 VAR (1) 模型。如果想把模式再擴充至 n 個變數 p 階自我相關的 VAR (p)，則可表示為：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_3 Y_{t-3} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.27)$$

或者簡化成為一般式：

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.28)$$

而上式必須符合下列統計條件

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t, Y_{t-i}) = 0, \quad i=1, 2, 3, \dots, p$$

$$\text{var}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = \sigma^2 \rho_k, \quad \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-i}) = 0$$

上述變數落後期的判斷，便可依據我們前面一節所提到 AIC 值、SBIC 值或 LR 檢定的方式來決定。

向量自我迴歸模型構建之後，經常繼續深入探討後續的意涵，例如以衝擊反應函數 (impulse response function) 來預測模型中一個變數的改變對整個 VAR 系統中所有變數的影響；或使用預測誤差變異分解 (variance decomposition) 分析變數之間的變動關係。以下兩小節將分別介紹衝擊反應函數與變異數分解兩項主題。

3.3.1 衝擊反應函數

Sims (1980) 建議可藉由 Wold 分解定理 (Wold decomposition)，將向量自我迴歸模型轉換成為移動平均 (moving average, 簡稱為 MA) 的表示方式，轉換過程表示如下：

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.29)$$

$$Y_t - \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} = A_0 + \varepsilon_t$$

$$(Y_t - A_1 Y_{t-1} - A_2 Y_{t-2} - \dots - A_p Y_{t-p}) = A_0 + \varepsilon_t$$

以落遲運算元的方式表示，則可以將上式改寫成為：

$$(1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p) Y_t = A_0 + \varepsilon_t$$

$$Y_t = (1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)^{-1} A_0 + (1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)^{-1} \varepsilon_t$$

$$Y_t = \lambda + \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.30)$$

其中 λ 為 $(n \times 1)$ 的常數項矩陣， C_i 為 $(n \times n)$ 的矩陣，且 C_0 為單位矩陣。

在上式中，表示每一個變數均可由模型內所有變數的當期及落後期之隨機誤差項的線性組合來表示。但是這些隨機誤差項雖然沒有自我相關的問題，但是卻可能會有當期相關的性質存在。為了解決這個問題，可以使用正交化 (orthogonalization) 過程來除去當期相關的特性，研究者經常利用 Choleski 分解法 (Choleski factorization) 來完成隨機誤差項的正交化，其作法是利用一個下三角矩陣 K (lower triangular matrix)，將上式轉變成為：

$$Y_t = \lambda + \sum_{i=0}^{\infty} C_i K K^{-1} \varepsilon_{t-i} \quad (3.31)$$

令 $C_i^* = C_i k$ ， $e_{t-i} = k^{-1} \varepsilon_{t-i}$ ，則可以將上式轉變成為：

$$Y_t = \lambda + \sum_{i=0}^{\infty} C_i^* e_{t-i} \quad (3.32)$$

其中 e_{t-i} 為無自我相關及無當期相關隨機誤差項。

由上式看來，每一個變數皆可表示成為隨機衝擊項的函數，藉由此衝擊反應函數，可以觀察到所要研究的變數受到其他變數自發性衝擊時，其參數是如何變化。因此可以用來解釋變數之間的動態關係。並藉此發掘衝擊反應的大小；反應的程度是持續性 (persistence) 或是跳動性 (volatility)；影響方向為正向或負向；以及影響時間為長或為短。

3.3.2 預測誤差之變異分解

預測誤差之變異分解是用來計算某一個變數的預測誤差變異，有多少比例是由其他變數之預測誤差變異所貢獻。藉由 Y_t 向前推算 h 期可以得到一個 Y_{t+h} 的向量，並將 Y_{t+h} 取期望值可得一個 EY_{t+h} 的向量，故向前推算 h 期時的預測誤差可以表示成為：

$$Y_{t+h} - EY_{t+h} \quad (3.33)$$

利用 (3.30) 式可以將上式推導成為：

$$Y_{t+h} - EY_{t+h} = \sum_{i=0}^{h-1} C_i \varepsilon_{t+h-i} = \varepsilon_{t+h} + C_1 \varepsilon_{t+h-1} + C_2 \varepsilon_{t+h-2} + \dots + C_{h-1} \varepsilon_{t+1} \quad (3.34)$$

$$\sigma_Y^2 = \text{MSE}(E_t Y_{t+h}) = \sum_{j=1}^n \text{Var}(\varepsilon_{jt}) (a_j a_j' + c_1 a_j a_j' c_1' + c_2 a_j a_j' c_2' + \dots + c_{h-1} a_j a_j' c_{h-1}') \quad (3.35)$$

而 Y_t 向前推算 h 期的預測誤差變異，來自第 j 個變數所帶來的預測誤差變異為：

$$\sigma_j^2 = \text{Var}(\varepsilon_{jt}) (a_j a_j' + c_1 a_j a_j' c_1' + c_2 a_j a_j' c_2' + \dots + c_{h-1} a_j a_j' c_{h-1}') \quad (3.36)$$

而其所佔 Y_t 之預測誤差變異的比率為： σ_j^2 / σ_Y^2 。

故每一個變數的預測誤差變異數皆可表示成為所有變數之預測誤差變異數的加總總和。所以藉由分解預測誤差變異數，可以得知預測誤差變異係來自本身或其他變數，並進而藉其比重來推估變數之間的相互強弱關係及解釋能力。實證結果發現，通常預測誤差變異的來源主要來自變數本身，但是若有較高比率為其他變數所解釋，表示其他變數會對該變數具有解釋能力。但若其預測誤差變異較無法被其他變數解釋，則代表其外生性強。

3.4 共整合 (Co-integration) 分析

3.4.1 共整合的意義

由於時間序列變數如果具有非定態的性質，變數的統計性質（如平均數、變異數）會隨著時間改變。傳統上為了解決此一問題，研究者通常會將變數予以差分，使其轉換成為定態變數。然Nelson and Plosser (1982) 表示，時間序列資料經此一差分步驟後，可能會喪失資料本身的長期重要訊息。故Granger (1981) 提出共整合理論與誤差修正模型，爾後由Engle and Granger (1987) 進一步發展成為一套估計、檢定以及實証的模型。茲將共整合的定義描述如下。

1. 若時間序列變數 x_t 具有單根，為非定態的性質，經過 d 次差分之後， x_t 轉變成為定態變數，則稱 x_t 整合階次為 d ；或是 x_t 為 d 階整合變數。若以符號表示，為 $x_t \sim I(d)$ ，而 $\Delta^d x_t \sim I(0)$ 。
2. 非定態變數之間如果進行線性組合，組合後的變數通常應該仍為非定態變數，而其線性組合後的階次，應以其中階次最大者為其階次。例如 $x_{i,t} \sim I(d_i)$ ， $i=1,2,\dots,k$ ，故此時有 k 個整合階次為 d_i 的變數，且令

$$z_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i x_{i,t} \quad (3.35)$$

故理論上 $z_t \sim I(\max d_i)$ 。但 Engle 和 Granger 的共整合理論認為，若某一組時間序列有 m 個變數，以向量表示， $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt})$ ，其中這個向量中的每一個變數整合階次均相同。若存在一組線性參數，以 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m)$ 表示，使得 $\beta y_t = \varepsilon_t$ ，其中 $\varepsilon_t \sim I(0)$ 。此時稱此組時間序列變數具有共整合關係，且 β 為 y_t 之共整合向量 (cointegration vector)。

如前所述，許多經濟與財務的時間序列變數均是非定態變數，但是卻可能存在一起移動 (move together) 的現象，因此可能有種力量 (如市場機制) 使其如此，這個現象同時也隱含了這些一起移動的變數長期下可能存在某種均衡關係。例如期貨與現貨、匯率與相對物價比率都可以觀察到這種關係。

而共整合關係恰能表現非定態時間序列間的長期均衡關係。當在短期時，變數間可能存在偏離的現象，隨著時間的拉長，透過誤差修正機能 (error correction mechanism)，偏離會逐漸縮小，而往長期均衡的方向移動。利用 Granger 表現定理 (Granger representation theorem)，共整合關係會與誤差修正模型相對應，呈現變數間長期均衡關係與短期偏離的修正路徑。

文獻上有關共整合的分析方法有 Engle and Granger (1987) 的兩階段共整合

檢定與 Johansen 共整合檢定。然兩階段共整合檢定的方式，並不適合分析變數較多的情況；且在無法判定變數因果關係時進行檢定，容易造成推論的錯誤，因此本研究將使用 Johansen 共整合檢定來進行分析。

3.4.2 共整合檢定

1. Engle and Granger 兩步驟共整合檢定

(1) 步驟一

利用單根檢定確認所有變數的整合階次是否均相同，例如均是 $I(1)$ 變數，如果整合階次不相同，即可判定不具有共整合關係，接著利用 OLS 來估計共整合迴歸式，並將迴歸式的殘差儲存起來。以下以一個例子說明：

假設有兩個時間序列變數 y_t 與 x_t ，且 $y_t \sim I(1)$ 及 $x_t \sim I(1)$ ，對兩變數進行 OLS 迴歸如下：

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

並將其殘差項 ε_t 儲存起來。

(2) 步驟二

接著以 ADF 或 PP 檢定對殘差項 ε_t 進行單根檢定，如果拒絕虛無假設，則代表 y_t 與 x_t 具有共整合關係。因為 ε_t 若為定態變數，隱含了

$$E(\varepsilon_t) = y_t - a_1 - b_1 x_t = 0, \text{ 其共整合向量為 } (1, -a_1, -b_1)。$$

然而 Engle and Granger 兩步驟檢定法存在一些缺點，例如在有限的樣本下，單根檢定會出現檢定力不足的問題；其次，變數間的因果關係若不明顯，則何者應為因變數，何者應為自變數，將對研究者產生很大的困擾，且用不同變數來當因變數，其所產生的殘差亦有不同，可能會造成最後檢定結果的差異；其三，兩步驟檢定法無法藉由迴歸係數判斷某些變數是否應加入迴歸式中，亦沒有適當的統計量來判斷總共有幾組共整合向量。因此 Johansen 共整合檢定利用向量與矩陣的方法來改善這些缺失。

2. Johansen 共整合檢定

Johansen (1988) 提出之共整合檢定，係利用概似比檢定，分別進行對角元素和檢定 (trace test) 以及最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test)，此方法的優點是共整合向量的數目可以得知，以及不需受到變數間因果關係的限制。以下將 Johansen 共整合檢定之相關內容描述如下。

令 y_t 為 $(k \times 1)$ 的 $I(1)$ 向量數列，落後 p 期的 VAR (p) 模型可以表示成為：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_3 Y_{t-3} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.36)$$

其中 $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d } N(0, \sigma^2)$ 。

而將 (3.36) 式改寫成為差分的形式，表現於下：

$$\Delta y_t = A_0 + \Pi Y_{t-1} + \Pi_1 \Delta Y_{t-1} + \Pi_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Pi_{t-p} \Delta Y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (3.37)$$

其中 $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ， $\Pi_i = \sum_{j=1}^i A_j - I$ 。

方程式 (3.37) 中， Π 包含了所有隱含在 y_t 中的長期均衡資訊， ΠY_{t-1} 也就是所謂的誤差修正項。而 Π 的秩 (rank) 則決定了 Y_t 共整合向量的個數，亦即決定變數間共有多少個長期均衡關係，rank (Π) 的數目有以下三種可能：

1. rank (Π) = 0，表示 Π 為零矩陣，則 y_t 之間沒有任何共整合向量，變數之間不存在長期均衡關係。
2. rank (Π) = n，表示 Π 為全秩矩陣 (full rank)， y_t 均為穩定的數列，不符合變數同為 $I(1)$ 之要求。
3. $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$ ，表示 y_t 有 r 個共整合向量，亦即有一個或多個的長期均衡趨勢存在。

而要判定共整合向量的數目可以由 rank (Π) 的大小來做判斷，Johansen 共整合檢定利用對角元素和檢定以及最大特性根檢定來確定共有多少共整合向量，茲將兩種檢定方式分述如下：

(1) 對角元素和檢定

在對角元素和檢定中，概似比檢定統計量為：

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -2 \ln(\theta) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

其中， T 為樣本個數， $\hat{\lambda}_i$ 為矩陣中的特性根。

而其虛無假設與對立假設之設定如下：

H_0 : rank (Π) $\leq r$ ，表示最多有 r 個共整合向量

H_1 : rank (Π) $> r$ ，表示至少有 $r+1$ 個共整合向量

(2) 最大特性根檢定

在最大特性根檢定中，概似比檢定統計量為：

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -2 \ln(\theta, r | r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

而其虛無假設與對立假設之設定如下：

H_0 : rank (Π) = r ，表示有 r 個共整合向量

H_1 : rank (Π) = $r+1$ ，表示有 $r+1$ 個共整合向量

以上兩種方法若拒絕虛無假設，則表示變數間至少有 $r+1$ 個長期均衡趨勢。

3.4.3 向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model)

前一節所介紹的向量自我迴歸模型，其分析時並沒有考量到變數之間若存有共整合關係之情形。例如所研究的變數皆為 $I(1)$ 變數，依據 Pagan and Wickens (1989) 研究結論，若變數之間沒有共整合關係時，可以將變數資料予以一階差分後進行 VAR 模型分析；但變數之間存在共整合關係時，此時如果使用 VAR 模型分析，將無法捕捉到變數在長期下的均衡關係，因此便必須將此共整合關係加入 VAR 模型，而成為向量誤差修正模型 (VECM)。

Engle and Granger (1987) 證明一定理，其假設一時間序列 y_t 可以表示成為 $A(B)(1-B)x_t = -\gamma z_{t-1} + \mu_t$ ，其中 μ_t 為白噪音。若 $A(0) = I$ ， $A(1)$ 之所有項目為有限，且 γ 不等於 0， $z_t = \alpha' z_t$ ，則必存一有誤差修正表現式。此定理即為著名之 Granger 表現定理。因此，若變數之間存有共整合關係，則變數的隨機過程必會服從以一致性原則所估計出來之向量誤差修正模型。亦即變數間存在有共整合關係時，則必然對應一誤差修正模型。

向量誤差修正模型與向量自我迴歸模型最大之不同，就是被解釋變數的變動不僅受自身與其他變數落後項的影響，同時亦受到前期均衡誤差項的影響，其觀念是藉由前期的長期共整合關係失衡的部份，修正短期動態調整現象，以解釋數列間的短期變動關係以及由短期失衡狀態修正至長期均衡狀態的過程。

若兩個 $I(1)$ 數列有共整合關係，則可表現誤差修正模型為：

$$\Delta y_t = a_0 + bEC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.38)$$

$$\Delta x_t = a_1 + bEC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.39)$$

其中 p 與 q 為最適落後期、 EC_{t-1} 為誤差修正項、誤差修正係數 b 為長期均衡誤差項的調整速度、 β_i 與 β_j 則為短期動態調整速度、 ε_t 為白噪音。模型中被解釋變數均為自身與其他變數之差分落後項、以及誤差修正項所解釋。

第四章、實證分析

本研究的實證分析分成二個部分進行討論。第一部分主要探討國際原油價格對我國股、匯市是否產生影響。由於過去的文獻在探討油價、股市與匯市之間的關係時，多係採用月資料或季資料來分析，研究目的著眼於油價在長期下對股匯市的影響。而本研究將研究目標放在探索油價的衝擊在短期下是否會對股匯市產生立即之影響，因此將採用原油價格與股匯市之日資料進行分析。

此外，本研究的第二部份將探討原油價格對我國總體經濟變數（如失業率與物價指數）是否產生影響。且由於原油價格在近兩年來漲勢驚人，故本研究將深入探討油價上漲，是否對與民生經濟相關的物價指數帶來衝擊。總體經濟變數大多為月資料或季資料，因此將以油價與各項總體經濟變數的月資料來進行分析。

4.1 資料來源與變數說明

4.1.1 日資料部分

1. 台灣發行量加權股價指數

資料期間為 2000 年 1 月 4 日至 2005 年 12 月 31 日，共 1479 筆資料。當日指數如遇除權除息或股票分割，資料會進行調整。資料來源為 YAHOO! Finance 資料庫。變數在模型中以 TWI 表示。

2. 道瓊工業平均指數 (Dow Jones Industrial Average Index)

資料期間為 2000 年 1 月 3 日至 2005 年 12 月 31 日，共 1508 筆資料。當日指數如遇除權除息或股票分割，資料會進行調整。資料來源為 YAHOO! Finance 資料庫。變數在模型中以 DJI 表示。

3. 國際原油價格

計有三種原油價格，分別是西德州原油、杜拜原油以及北海布蘭特原油，資料期間為 2000 年 1 月 3 日至 2005 年 12 月 30 日，共計 1516 筆資料。資料取自經濟部能源局網站，其原始來源為鉅亨網。三種原油價格在模型中分別以 WTI、Dubai、Brent 表示。

4. 原油平均價格

本研究所蒐集的原油資料包括西德州，杜拜及北海布蘭特三大國際原油。由於後續進行 VAR 分析時，如果將三大原油價格均放入模型之中，會使得變數過

多，如果再加上變數的本身落後期，可能會產生過度參數的問題；且原油變數之間的交互影響，會使得模型益形複雜，違反模型簡約原則。例如若 VAR 最適落後期數為 6 期，如果將三大原油價格均放入模型，則一條迴歸式就會有高達 18 項的解釋變數。故取三大原油之平均價格，形成一個新的變數來進行分析。資料期間為 2000 年 1 月 3 日至 2005 年 12 月 30 日，共計 1516 筆資料。原油平均價格在模型中以 OIL 表示。

5. 匯率

匯率資料係採新台幣兌美元匯率，資料期間為 2000 年 1 月 3 日至 2005 年 12 月 30 日，共 1501 筆資料。資料來源為中央銀行之統計資料。匯率在模型中以 EX 表示。

由於國際原油價格、匯率、台灣加權股價指數與美國道瓊工業平均指數之交易天數不同，為求樣本一致，以利後續分析，故剔除交易天數不同的資料，選取所有變數的共同交易日來進行後續統計分析。

4.1.2 月資料部份

1. 消費者物價總指數

發布機關為行政院主計處，其定義為台灣地區家庭為消費需要，所購買商品及勞務價格變動水準，以民國 90 年為基期 (90 年平均=100)，採用拉氏公式計算。除編算總指數外，下分 7 個大類，40 個中類及 63 個小類之分類指數。資料期間為 2000 年 1 月至 2005 年 12 月，共 72 筆資料。資料取自行政院主計處統計資料庫。變數在模型中以 CPI 表示。

2. 躉售物價總指數

發布機關為行政院主計處，其定義為台灣地區所有國內生產商，包括進口商和出口商第一次交易價格的平均變動水準，以民國 90 年為基期 (90 年平均=100)，採用拉氏公式計算。除編算總指數外，下分 4 個大類，32 個中類，94 個小類及 107 個細類之分類指數。資料期間為 2000 年 1 月至 2005 年 12 月，共 72 筆資料。資料取自行政院主計處統計資料庫。變數在模型中以 WPI 表示。

3. 失業率

發布機關為行政院主計處，其定義係參採國際勞工組織 (ILO) 之規定，與先進國家所公布之失業率定義相同。即凡在資料標準週內，年滿十五歲，同時具有以下 (1) 無工作；(2) 隨時可以工作；(3) 正在尋找工作或等待工作結果等三項條件者，謂之失業人口。資料期間為 2000 年 1 月至 2005 年 12 月，共 72 筆資料。資料取自行政院主計處統計資料庫。變數在模型中以 UNEM 表示。

4. 原油平均價格

如前所述，進行 VAR 分析時，如果將三大原油價格均放入模型之中，會使得變數過多，產生過度參數的問題。故取三大原油之平均價格，變成一個新的變數來進行分析。且此原油平均價格係以算術平均的方式，將日資料轉換成為月資料型態。資料期間為 2000 年 1 月至 2005 年 12 月，共 72 筆資料。原油平均價格在模型中以 OIL 表示。

本研究除了想了解原油價格的上漲，是否會對消費者物價總指數與躉售物價總指數產生影響外，另外則更深入探討一些其下分類較細的物價指數。消費者物價指數下的分類指數有油料費、運輸費兩類；躉售物價指數下的分類指數有石油化學材料、燃氣兩類。以期了解油價上漲是否會對民生基本需求帶來衝擊。

5. 油料費物價指數

發布機關為行政院主計處，為消費者物價分類指數下之中類指數。資料期間為 2000 年 1 月至 2005 年 12 月，共 72 筆資料。資料取自行政院主計處統計資料庫。變數在模型中以 FUEL 表示。

6. 運輸費物價指數

發布機關為行政院主計處，為消費者物價分類指數下之小類指數。資料期間為 2000 年 1 月至 2005 年 12 月，共 72 筆資料。資料取自行政院主計處統計資料庫。變數在模型中以 FEE 表示。

7. 石油化學材料物價指數

發布機關為行政院主計處，為躉售物價分類指數下之小類指數。資料期間為 2000 年 1 月至 2005 年 12 月，共 72 筆資料。資料取自行政院主計處統計資料庫。變數在模型中以 MAT 表示。

8. 燃氣物價指數

發布機關為行政院主計處，為躉售物價分類指數下之中類指數。資料期間為 2000 年 1 月至 2005 年 12 月，共 72 筆資料。資料取自行政院主計處統計資料庫。變數在模型中以 GAS 表示。



4.2 單根檢定

經由之前研究方法得知，許多經濟變數可能是非定態的形式。因此，首先將對本文欲研究的變數進行單根檢定，以確認資料為定態或非定態的形式。然而，由於本研究並不知道所蒐集資料的真實 DGP 模式，因此將對單根檢定的三種模式都予以檢定，以確保檢定結果的準確性。本文所採用的檢定方式是 Augmented Dickey-Fuller 以及 Phillips-Perron 兩種單根檢定，藉由兩種檢定來交叉檢驗，以避免檢定的偏誤。

Augmented Dickey-Fuller 單根檢定的三種檢定模式為：

1. 包含截距項： $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 τ_u 。
2. 包含截距項與時間趨勢項： $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 τ_t 。
3. 不包含截距項與時間趨勢項： $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 τ 。

Phillips-Perron 單根檢定的三種檢定模式為：

1. 包含截距項： $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 $Z(\tau_u)$ 。
2. 包含截距項與時間趨勢項： $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 $Z(\tau_t)$ 。
3. 不包含截距項與時間趨勢項： $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 $Z(\tau)$ 。

由於本研究將研究主題劃分為兩部份，因此單根檢定結果也分成單根檢定（一）與單根檢定（二）來呈現。單根檢定（一）所檢定的變數為西德州原油、杜拜原油、北海布蘭特原油、原油平均價格、台灣發行量加權股價指數、道瓊工業平均指數以及新台幣兌美元匯率。其資料頻率為日資料。

單根檢定（二）所檢定的變數為消費者物價總指數、躉售物價總指數、失業率、原油平均價格、以及油料費、運輸費、石油化學材料、燃氣四項分類物價指數。其資料頻率為月資料。

4.2.1 單根檢定 (一)

表 4 單根檢定 (一)

Variable	ADF Test Statistic			PP Test Statistic		
	τ_u	τ_t	τ	$Z(\tau_u)$	$Z(\tau_t)$	$Z(\tau)$
WTI	-0.79	-2.25	0.74	-0.52	-1.99	0.99
Dubai	-0.17	-1.66	1.15	-0.24	-1.65	1.18
Brent	-0.82	-2.19	0.70	-0.72	-2.10	0.80
OIL	-0.34	-1.74	1.11	-0.41	-1.76	1.05
TWI	-2.33	-2.01	-1.04	-2.36	-2.05	-1.03
DJI	-2.56	-2.54	-0.28	-2.55	-2.53	-0.28
EX	-1.79	-1.58	0.59	-2.00	-1.81	0.55
Δ WTI	-39.97***	-39.97***	-39.95***	-40.29***	-40.33***	-40.22***
Δ Dubai	-44.33***	-44.35***	-44.31***	-44.40***	-44.45***	-44.36***
Δ Brent	-40.69***	-40.69***	-40.67***	-40.62***	-40.63***	-40.59***
Δ OIL	-36.52***	-36.53***	-36.49***	-36.54***	-36.55***	-36.51***
Δ TWI	-35.97***	-36.02***	-35.98***	-35.97***	-36.01***	-35.98***
Δ DJI	-37.67***	-37.67***	-37.68***	-37.68***	-37.68***	-37.69***
Δ EX	-33.06***	-33.12***	-33.06***	-34.15***	-34.06***	-34.16***

說明：

1. τ_u 表示檢定模式包含截距項， τ_t 表示檢定模式包含截距項與時間趨勢項， τ 表示檢定模式不包含截距項與時間趨勢項。
2. 變數差分以 Δ 表示，如匯率的一階差分以 Δ EX 表示。
3. ADF 檢定臨界值：依據 Mackinnon (1991)，在 1%、5%、10% 的顯著水準下， τ_u 的檢定臨界值為 -3.43、-2.86、-2.57； τ_t 的檢定臨界值為 -3.96、-3.41、-3.13； τ 的檢定臨界值為 -2.57、-1.94、-1.62。PP 檢定臨界值與 ADF 檢定臨界值相同。
4. 「***」、「**」、「*」表示在 1%、5%、10% 的水準下為顯著。

檢定結果顯示，在三種單根檢定模式下，不管採用 ADF 檢定或是 PP 檢定，所有變數的統計量均大於 1%、5% 以及 10% 的檢定臨界值。該結果說明所檢定之變數，包括西德州原油、杜拜原油、北海布蘭特原油、原油平均價格、台灣發行量加權股價指數、道瓊工業平均指數以及新台幣兌美元匯率的時間序列資料具有單根，也就是資料呈現非定態的形式。此外，ADF 檢定的最適落後期數係藉由 EViews 5.0 軟體自動選取，選取標準為 SBIC 值。而 PP 檢定的寬帶選取標準，本研究是利用 Newey and West 選取標準，選取 $4 \times (T/100)^{2/9}$ 的最大整數為最適寬帶，並透過 Bartlett kernel 的方式進行評估。

當我們將所檢定之變數予以一階差分後，再進行三種單根模式的檢定，結果發現不管採用 ADF Test 或是 PP Test，其統計量均小於 1%、5% 以及 10% 的臨界值，此結果說明了所檢定之變數為整合階次為 I(1) 的非定態變數，或稱為一階整合變數。且經由一階差分之後，均成為 I(0) 的定態變數。

4.2.2 單根檢定 (二)

表 5 單根檢定 (二)

Variable	ADF Test Statistic			PP Test Statistic		
	τ_u	τ_t	τ	$Z(\tau_u)$	$Z(\tau_t)$	$Z(\tau)$
CPI	-1.90	-2.73	0.67	-1.77	-2.60	1.01
WPI	-1.28	-2.65	0.75	-0.58	-1.89	1.17
UNEM	-1.78	-1.25	0.03	-2.02	-1.18	0.29
OIL	-0.01	-1.50	1.28	0.32	-1.28	1.79
FUEL	-0.37	-1.56	1.69	-0.36	-1.59	1.88
FEE	-1.98	-2.88	1.23	-1.98	-2.76	1.92
MAT	-0.27	-2.04	1.14	-0.59	-1.96	1.01
GAS	-0.94	-2.07	1.39	-0.85	-1.77	1.97
Δ CPI	-10.30***	-10.29***	-10.33***	-10.79***	-11.16***	-10.59***
Δ WPI	-4.83***	-4.79***	-4.78***	-4.50***	-4.44***	-4.58***
Δ UNEM	-4.72***	-5.16***	-4.75***	-4.77***	-5.07***	-4.79***
Δ OIL	-8.29***	-3.79**	-8.17***	-8.37***	-9.67***	-8.21***
Δ FUEL	-7.41***	-7.40***	-7.21***	-7.38***	-7.48***	-7.17***
Δ FEE	-9.86***	-9.80***	-9.72***	-10.81***	-10.74***	-10.16***
Δ MAT	-6.69***	-6.74***	-6.56***	-3.97***	-3.83**	-4.14***
Δ GAS	-5.97***	-5.92***	-5.73***	-5.76***	-5.69***	-5.59***

說明：

1. τ_u 表示檢定模式包含截距項， τ_t 表示檢定模式包含截距項與時間趨勢項， τ 表示檢定模式不包含截距項與時間趨勢項。
2. 變數差分值以 Δ 表示，如失業率的一階差分以 Δ UNEM 表示。
3. ADF 檢定臨界值：依據 Mackinnon (1991)，在 1%、5%、10% 的顯著水準下， τ_u 的檢定臨界值為 -3.53、-2.90、-2.59； τ_t 的檢定臨界值為 -4.09、-3.47、-3.16； τ 的檢定臨界值為 -2.60、-1.95、-1.61。PP 檢定臨界值與 ADF 檢定臨界值相同。
4. 「***」、「**」、「*」表示在 1%、5%、10% 的水準下為顯著。

檢定結果顯示。在三種單根檢定模式下，不管採用 ADF 檢定或是 PP 檢定，

所有變數的統計量均大於 1%、5% 以及 10% 的檢定臨界值。該結果說明所檢定之變數，包括消費者物價總指數、躉售物價總指數、失業率、原油平均價格、以及油料費、運輸費、石油化學材料、燃氣四項分類物價指數的時間序列資料具有單根，也就是資料呈現非定態的形式。

當我們將所檢定之變數予以一階差分後，再進行三種單根模式的檢定，結果發現不管採用 ADF Test 或是 PP Test，大部分變數的統計量均小於 1%、5% 以及 10% 的臨界值，此結果說明了所檢定之變數為整合階次為 $I(1)$ 的非定態變數。且經由一階差分之後，均成為 $I(0)$ 的定態變數。

由以上的實證結果得知，本文研究的三大原油價格、兩項股價指數、匯率、失業率、與物價指數等均為非定態變數，此實證結果符合 Nelson and Plosser (1982) 所提出的大多數的經濟變數均為非定態變數的結論。

下面兩節將構建油價、股價指數與匯率的向量自我迴歸模型，以模型 (一) 表示；以及油價、失業率與物價指數的向量自我迴歸模型以模型 (二) 表示。迴歸分析結束後，將再繼續延伸探討兩個模型的衝擊反應函數與預測誤差之變異分解。

而依據 Pagan and Wickens (1989) 研究建議，檢定 VAR 模型的程序為：

1. 對於欲研究的變數進行單根檢定。
2. 若單根檢定結果為不具有單根，則可以直接以變數 level 值進行 VAR 模型之分析；而若單根檢定結果為具有單根，此時必須再進行共整合檢定，如果變數之間不具共整合關係，則可以將變數差分成為定態變數後，進行 VAR 模型之分析。
3. 而若單根檢定結果為具有單根，且變數之間具有共整合關係，則必須將 VAR 模型轉換成為 VECM 模型來分析。

而由於單根檢定 (一) 與單根檢定 (二) 的結果均顯示欲研究的變數具有單根，依據 Pagan and Wickens 之建議，故接下來的向量自我迴歸模型構建前，都必須先進行共整合檢定，如果變數之間不具共整合關係，則進行 VAR 模型之分析；如果變數之間具有共整合關係，則將 VAR 模型轉換成為 VECM 模型來分析。

4.3 模型 (一)：向量自我迴歸模型

4.3.1 共整合檢定

由 4.2.1 節單根檢定 (一) 得知，原油平均價格、台灣發行量加權股價指數、道瓊工業平均指數以及新台幣兌美元匯率均為非定態變數，且整合階次均為 1，故進行構建向量自我迴歸模型前，須先檢驗變數間是否存有共整合關係。

而進行共整合檢定，必須先判定最適落後期數為何，本研究將以 AIC 準則與 SBIC 準則來進行判定，利用 EViews 5.0 統計軟體呈現估計結果如下：

表 6 模型 (一) 共整合檢定之 AIC 值與 SBIC 值

Criterion	P=1	P=2	P=3	P=4	P=5	P=6	P=7	P=8
AIC	24.108	24.047	24.061	24.066	24.067	24.070	24.084	24.091
SBIC	24.184	24.183	24.258	24.323	24.385	24.448	24.522	24.590

估計結果顯示，落後 2 期的 AIC 值與 SBIC 值均為最小。

接著利用 Q 檢定來確認，在落後 2 期下四條方程式所產生的殘差，是否有無自我相關。如果殘差有自我相關，則必須增長變數的落後期，直到殘差沒有自我相關存在。而 Q 檢定結果顯示，在落後 2 期下四條方程式所產生的殘差，仍有自我相關存在，必須增長變數的落後期數至 9 期，才能消除殘差自我相關。故模型 (一) 共整合檢定的落後期數為 9 期，而共整合檢定結果如下：

表 7 模型 (一) 共整合檢定結果

<i>Trace Statistic</i>				
Null	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	Prob
r=0	0.007753	28.28299	47.85613	0.8013
r≤1	0.006739	17.51941	29.79707	0.6016
r≤2	0.005874	8.168069	15.49471	0.4476
r≤3	1.47E-05	0.020274	3.841466	0.8867
<i>Maximum Eigenvalues</i>				
Null	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5% Critical Value	Prob
r=0	0.007753	10.76358	27.58434	0.9711
r≤1	0.006739	9.351340	21.13162	0.8031
r≤2	0.005874	8.147795	14.26460	0.3639
r≤3	1.47E-05	0.020274	3.841466	0.8867

利用 Johansen 共整合檢定發現，不管是對角元素和檢定亦或是最大特性根檢定，檢定結果均顯示原油平均價格、台灣發行量加權股價指數、道瓊工業平均指數以及新台幣兌美元匯率之間均無共整合關係。因此，依據 Pagan and Wickens (1989) 建議，若是變數均為相同之整合階次，且變數之間不具有共整合關係，此時只需要將變數予以一階差分便可進行 VAR 模型分析。下小節將呈現 VAR 模型的構建。

4.3.2 模型 (一) 構建

模型 (一) 欲分析原油價格的波動是否會對股票市場、外匯市場造成影響，將利用 VAR 模型來進行迴歸分析。以下是本研究所構建之 VAR 模型，一共有四個變數，四條迴歸式，落後期數為 p 期：

$$\text{oil}_t = a_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \text{oil}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \text{twi}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \chi_{1i} \text{dji}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \text{ex}_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4.1)$$

$$\text{twi}_t = a_2 + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \text{twi}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \text{oil}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \chi_{2i} \text{dji}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \text{ex}_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (4.2)$$

$$\text{dji}_t = a_3 + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \text{dji}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} \text{oil}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \chi_{3i} \text{twi}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{3i} \text{ex}_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (4.3)$$

$$\text{ex}_t = a_4 + \sum_{i=1}^p \alpha_{4i} \text{ex}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{4i} \text{oil}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \chi_{4i} \text{twi}_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{4i} \text{dji}_{t-i} + \varepsilon_{4t} \quad (4.4)$$

由上述模型可以得知，每一個變數都是由自己本身的落後項，與其他變數的落後項所解釋，因有四個變數，故總共有四條迴歸式。

4.3.3 決定適當落後期

在進行向量自我迴歸分析時，首先要決定變數的最適落後期，本研究將採用 AIC 準則、SBIC 準則與 LR 檢定來決定。至於初始落後期的決定，Lütkepohl (1991) 建議以最大可能的落後期開始估算，然後逐一往較小的落後期數檢驗。只要 LR 檢定出現顯著拒絕虛無假設的情形，代表未受限制的模型顯著比受限制的模型好，所以此時的落後期數為最適落後期。

本文初始以落後期數為 8 期的 VAR (8) 模型開始。此外，為求分析的樣本一致，在進行估計時，已將各個模型的樣本期間均調整成為第 10 個樣本至第 1393 個樣本。以避免樣本數目不一樣所造成判定時的誤差。利用 EViews 5.0 統計軟體呈現估計結果如下：

表 8 VAR (p) 之 AIC 值與 SBIC 值

Criterion	P=1	P=2	P=3	P=4	P=5	P=6	P=7	P=8
AIC	24.048	24.061	24.064	24.067	24.069	24.081	24.089	24.098
SBIC	24.124	24.197	24.261	24.325	24.386	24.459	24.528	24.598

估計結果顯示，VAR (1) 的 AIC 值與 SBIC 值均為最小。

如欲進行 LR 檢定，則必須以兩兩模型比較，例如以 VAR (8) 和 VAR (6) 模型來比較落後 8 期是否比落後 6 期來的好，經由第三章研究方法所述，可以知道 VAR (8) 為未受限制的模型，而 VAR (6) 為受限制的模型。本研究分別進行落後期為 (8, 6)、(6, 4)、(4, 2)、(2, 1) 之 LR 檢定，亦即 VAR (8) 和 VAR (6) 比較、VAR (6) 和 VAR (4) 比較，依此類推。LR 檢定結果呈現於下：

表 9 模型 (一) 之 LR 檢定結果表

Criterion	VAR (8)	VAR (6)	VAR (4)	VAR (2)	VAR (1)
Σ	312621.3	314343.0	317131.8	322369.6	321979.2
$\ln \Sigma $	12.6527	12.6582	12.6671	12.6835	12.6822
LR statistics	7.436	12.104	22.435	-1.789	
5% χ^2	46.185	46.185	46.185	26.296	

說明：

1. LR 檢定統計量為 $LR = (T - C) (\ln|\Sigma_R| - \ln|\Sigma_U|) \sim \chi^2(m)$ 。其中 T 為樣本總數。C 為未受限制式中的「其中一條方程式」待估參數的數目，卡方的自由度 m 則是受限制式的數目， Σ_R 與 Σ_U 分別是受限制模型與未受限制的模型的共變數矩陣。
2. VAR (8) 與 VAR (6) 比較：T=1385，C=33，m=32， $\ln|\Sigma_R|=12.6582$ ， $\ln|\Sigma_U|=12.6527$ 。經計算後 LR=7.436，5%顯著水準下的 $\chi^2(32) = 46.185$ 。
3. VAR (6) 與 VAR (4) 比較：T=1385，C=25，m=32， $\ln|\Sigma_R|=12.6671$ ， $\ln|\Sigma_U|=12.6582$ 。經計算後 LR=12.104，5%顯著水準下的 $\chi^2(32) = 46.185$ 。
4. VAR (4) 與 VAR (2) 比較：T=1385，C=17，m=32， $\ln|\Sigma_R|=12.6835$ ， $\ln|\Sigma_U|=12.6671$ 。經計算後 LR=22.435，5%顯著水準下的 $\chi^2(32) = 46.185$ 。
5. VAR (2) 與 VAR (1) 比較：T=1385，C=9，m=16， $\ln|\Sigma_R|=12.6822$ ， $\ln|\Sigma_U|=12.6835$ 。經計算後 LR=-1.789，5%顯著水準下的 $\chi^2(16) = 26.296$ 。

經由計算落後 1 期至 8 期各期之 AIC 值與 SBIC 值，結果為落後 1 期之 AIC 值與 SBIC 值為最小。而 LR 檢定的結果顯示，在兩兩模型的比較下，LR 檢定均無法拒絕虛無假設，換句話說，LR 檢定的結果亦認為 VAR (1) 為最佳的模型。與 AIC 值與 SBIC 值的結果一致。

故本文所建構的 VAR 模型，在採用 AIC 準則、SBIC 準則與 LR 檢定之結果均決定其最適落後期為 1 期。但決定最適落後期後，仍須對四條方程式所產生的殘差進行檢定，確認有無自我相關。如果殘差有自我相關，則必須增長變數的落後期，直到殘差沒有自我相關存在。本研究利用 Q 檢定來檢驗，落後期數取 36 期。結果發現在 5% 顯著水準下，四條方程式中有三條式子的殘差均有自我相關存在。檢定結果呈現於下表 10：

表 10 殘差之 Q 檢定結果 (一)

lags	e _{1t}		e _{2t}		e _{3t}		e _{4t}	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0067	0.935	0.0585	0.809	0.0002	0.990	0.1857	0.667
2	0.2833	0.868	0.3772	0.828	0.0833	0.959	0.2870	0.866
35	41.238	0.216	50.971	0.040**	69.343	<0.001***	77.679	<0.001***
36	42.278	0.218	52.143	0.040**	69.407	0.001***	80.036	<0.001***

說明：

1. 「***」、「**」表示在 1%、5% 的水準下為顯著。

故必須將 VAR (1) 之落後期數延長，以消除殘差自我相關的情形。而最後結果是延長落後期數至 10 期，才消除殘差有自我相關的情形，茲將檢定結果呈現於下表 11：

表 11 殘差之 Q 檢定結果 (二)

lags	e _{1t}		e _{2t}		e _{3t}		e _{4t}	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0001	0.991	0.0012	0.973	0.0004	0.985	6.E-07	0.999
2	0.0010	0.999	0.0016	0.999	0.0160	0.992	0.0024	0.999
35	34.635	0.486	46.832	0.087	47.880	0.072	47.213	0.081
36	35.662	0.485	47.281	0.099	48.173	0.084	48.189	0.084

說明：

1. 「***」、「**」表示在 1%、5% 的水準下顯著。

故可以確定，本文所構建的 VAR 模型為一 VAR (10) 模型，模型迴歸結果呈現如下表 13。在 5% 的顯著水準下，利用 t 分配進行檢定，迴歸結果顯示，落後期的原油平均價格對於當期的台灣加權股價指數、美國道瓊工業指數以及匯率均沒有顯著影響，且落後期的期數從落後 1 期至 10 期均是相同的結果。此結果說明短期內油價的波動並不會對股票市場與外匯市場產生衝擊。亦即本研究推論前 1

期到前 10 期的原油價格均不可能影響當期的股匯市價格。而在油價波動時，股市或匯市若有隨著油價波動的情形，可能是短期投機客的炒作導致；或是市場投資人士因為消息的傳遞，產生預期心理而使得市場隨著油價起舞。但在本研究的 2000 年至 2005 年的樣本期間內，油價日資料對股匯市日資料的影響是不顯著的。

此外，在研究主題之外，亦發現一些股匯市之間的關聯性。迴歸結果顯示，在 5% 的顯著水準下，利用 t 分配進行檢定，發現前 1 期、前 3 期、前 4 期、前 5 期與前 7 期的美國道瓊工業指數對於當期的台灣加權股價指數有非常顯著而且正向的影響，顯示台灣股票市場係跟著與美國股票市場的脚步前進，有連動的關係存在；但反之則不然，前期的台灣加權股價指數對於當期的美國道瓊工業指數之間顯著的關係似乎較弱，僅有第前 7 期與前 10 期的台灣加權股價指數對美國道瓊工業指數有顯著的影響。

此外，前一期的匯率也會影響到當期的台灣加權股價指數。而匯率市場則是會受到前 1 期、前 3 期與前 4 期的道瓊工業指數所影響；以及匯率自己本身的落後期所影響。

而本研究利用 Granger 因果檢定，結果發現原油平均價格對台灣加權股價指數、美國道瓊工業指數以及匯率均沒有顯著影響，亦即沒有因果關係存在；不過台灣加權股價指數與美國道瓊工業指數則是有互動的關係；且匯率會受到道瓊工業指數所影響，道瓊工業指數有領先匯率的情形存在。而 Granger 因果檢定結果與前面藉由 VAR (10) 的係數判定結果一致。

表 12 Granger 因果檢定結果

	Dependent variable			
	OIL	TWI	DJI	EX
OIL	NA	0.6459	0.9461	0.9551
TWI	0.9194	NA	0.0115***	0.3920
DJI	0.3751	<0.0001***	NA	<0.0001***
EX	0.3451	0.6573	0.2719	NA

說明：

1. 「***」、「**」、「*」表示在 1%、5%、10% 的水準下顯著。
2. NA 表示無法獲得資料。

表 13 VAR (10) 之迴歸係數與 T 值

	OIL		TWI		DJI		EX	
	係數	T值	係數	T值	係數	T值	係數	T值
OIL (-1)	0.044545	1.63	2.817703	0.71	-1.644661	-0.37	-0.001120	-0.41
OIL (-2)	0.014612	0.53	-4.102291	-1.03	3.256310	0.73	0.002399	0.88
OIL (-3)	0.030210	1.11	5.815103	1.46	-1.634362	-0.37	-0.000192	-0.07
OIL (-4)	-0.015932	-0.58	3.511144	0.88	-4.869614	-1.09	0.001113	0.41
OIL (-5)	-0.040865	-1.50	-3.733823	-0.94	-3.085771	-0.69	0.002308	0.85
OIL (-6)	0.015272	0.56	2.118400	0.53	0.111585	0.03	0.001724	0.63
OIL (-7)	-0.006126	-0.23	1.109594	0.28	-1.248535	-0.28	-0.001196	-0.44
OIL (-8)	0.013950	0.52	6.096442	1.55	-3.150846	-0.72	-0.000458	-0.17
OIL (-9)	-0.052005	-1.94*	-0.850836	-0.22	0.979270	0.22	0.001948	0.73
OIL(-10)	0.029865	1.11	0.538321	0.14	-4.032218	-0.92	-0.002300	-0.86
<hr/>								
TWI (-1)	4.06E-05	0.21	-0.011836	-0.42	0.015527	0.50	-2.50E-05	-1.31
TWI (-2)	-7.38E-05	-0.39	0.002070	0.07	-0.019223	-0.62	-2.57E-05	-1.35
TWI (-3)	0.000258	1.35	-0.018774	-0.67	-0.074716	-2.40**	7.96E-06	0.42
TWI (-4)	-0.000251	-1.31	-0.055598	-1.99**	-0.016659	-0.53	3.10E-05	1.62
TWI (-5)	0.000117	0.61	0.004435	0.16	-0.036833	-1.18	-2.20E-05	-1.15
TWI (-6)	-5.15E-05	-0.27	-0.029818	-1.07	-0.040158	-1.29	-7.70E-06	-0.40
TWI (-7)	7.72E-05	0.40	-0.003163	-0.11	-0.087004	-2.80***	1.36E-05	0.72
TWI (-8)	1.82E-05	0.10	-0.006012	-0.22	0.020439	0.66	-1.30E-05	-0.68
TWI (-9)	5.63E-05	0.30	0.017339	0.62	0.041167	1.33	-9.49E-06	-0.50
TWI(-10)	-5.32E-05	-0.29	0.035827	1.32	0.058014	1.91*	-2.32E-05	-1.25
<hr/>								
	OIL		TWI		DJI		EX	
	係數	T值	係數	T值	係數	T值	係數	T值
DJI (-1)	-0.000218	-1.29	0.208057	8.41***	-0.018131	-0.66	-9.00E-05	-5.33***
DJI (-2)	0.000269	1.54	0.026960	1.06	0.010175	0.36	-2.51E-05	-1.44
DJI (-3)	-0.000122	-0.70	0.075210	2.94***	-0.038025	-1.33	-4.47E-05	-2.56**
DJI (-4)	-0.000226	-1.29	0.050617	1.98**	0.059130	2.07**	-3.05E-05	-1.75*
DJI (-5)	0.000114	0.65	0.043586	1.70*	-0.020561	-0.72	-4.48E-06	-0.26
DJI (-6)	0.000119	0.68	0.032888	1.28	0.009070	0.32	1.84E-06	0.11
DJI (-7)	-0.000185	-1.06	0.045086	1.76*	0.027335	0.96	6.63E-06	0.38
DJI (-8)	0.000251	1.44	0.029090	1.14	-0.002176	-0.08	-1.04E-05	-0.60
DJI (-9)	8.32E-05	0.48	-0.010738	-0.42	-0.018842	-0.66	-2.09E-05	-1.20
DJI (-10)	-1.26E-05	-0.07	-0.012586	-0.49	-0.071211	-2.51**	9.29E-06	0.53

EX (-1)	-0.075105	-0.27	-87.15711	-2.14**	10.69245	0.24	0.099895	3.60***
EX (-2)	-0.168194	-0.60	-3.531797	-0.09	5.743162	0.13	-0.012933	-0.46
EX (-3)	0.250648	0.90	-11.11532	-0.27	7.080972	0.16	0.024276	0.87
EX (-4)	0.479428	1.72*	-28.43029	-0.70	49.32923	1.08	0.030132	1.08
EX (-5)	-0.076643	-0.27	-12.41560	-0.30	-61.48803	-1.35	0.094023	3.37***
EX (-6)	-0.417276	-1.49	58.52235	1.43	-82.22108	-1.81*	-0.012306	-0.44
EX (-7)	-0.126946	-0.45	17.25857	0.42	37.99247	0.83	0.026401	0.95
EX (-8)	-0.079320	-0.28	-22.12644	-0.54	-14.05186	-0.31	0.072286	2.59***
EX (-9)	0.188191	0.67	0.910596	0.02	-42.97046	-0.94	-0.007926	-0.28
EX (-10)	-0.487590	-1.76*	-9.812432	-0.24	101.7782	2.26**	-0.020276	-0.73
C	0.022800	1.20	-1.897928	-0.68	-0.477970	-0.15	0.000633	0.33

說明：

1. 「***」、「**」、「*」表示在 1%、5%、10% 的水準下為顯著。

4.3.4 衝擊反應函數

前述的研究方法曾經提及，研究者可以利用衝擊反應函數得知，所研究的變數受到其他變數自發性衝擊時，將會如何反應，反應為正向或負向；反應的時間會持續多久；反應的型態會是持續性或是跳動性。以下我們就前小節所建構的 VAR(10) 模型，來探討當其他變數受到油價一單位的標準差的衝擊時，其反應的方向、強弱、與時間長短。茲繪製衝擊反應函數如下圖 2。

由圖 2 得知，當受到油價一單位標準差的衝擊時，台灣加權股價指數在第 1 期與第 2 期的反應並非十分劇烈，約僅有 1%；但隨著落後期數的拉長，台灣加權股價指數的反應有明顯的變大，反應的幅度提升至 3%與 4%之間，而且呈現波動性的反應，反應的方向有正向亦有負向。反應期數大約只有 15 期，15 期之後，原油價格對台灣加權股價指數的衝擊便趨近於 0。

當受到油價一單位標準差的衝擊時，美國道瓊工業指數相較於台灣加權股價指數，其反應較為激烈，大多呈現一個負向的反應。且第 1 期的反應最大，達到 -6.1%，第 5 期的反應幅度也有 -4%。此外道瓊工業指數呈現波動性的反應，反應的方向有正向亦有負向。反應的期數大約持續 15 期，15 期之後，原油價格對道瓊工業指數的衝擊便趨近於 0。

當受到油價一單位標準差的衝擊時，匯率所呈現的反應十分的小，且大多呈現一個正向的反應，反應的幅度約在 0.001%至 0.002%左右，因此油價對匯率的

衝擊並不大。而反應期數大約只有 16 期，16 期之後，原油價格的衝擊便趨近於 0。

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

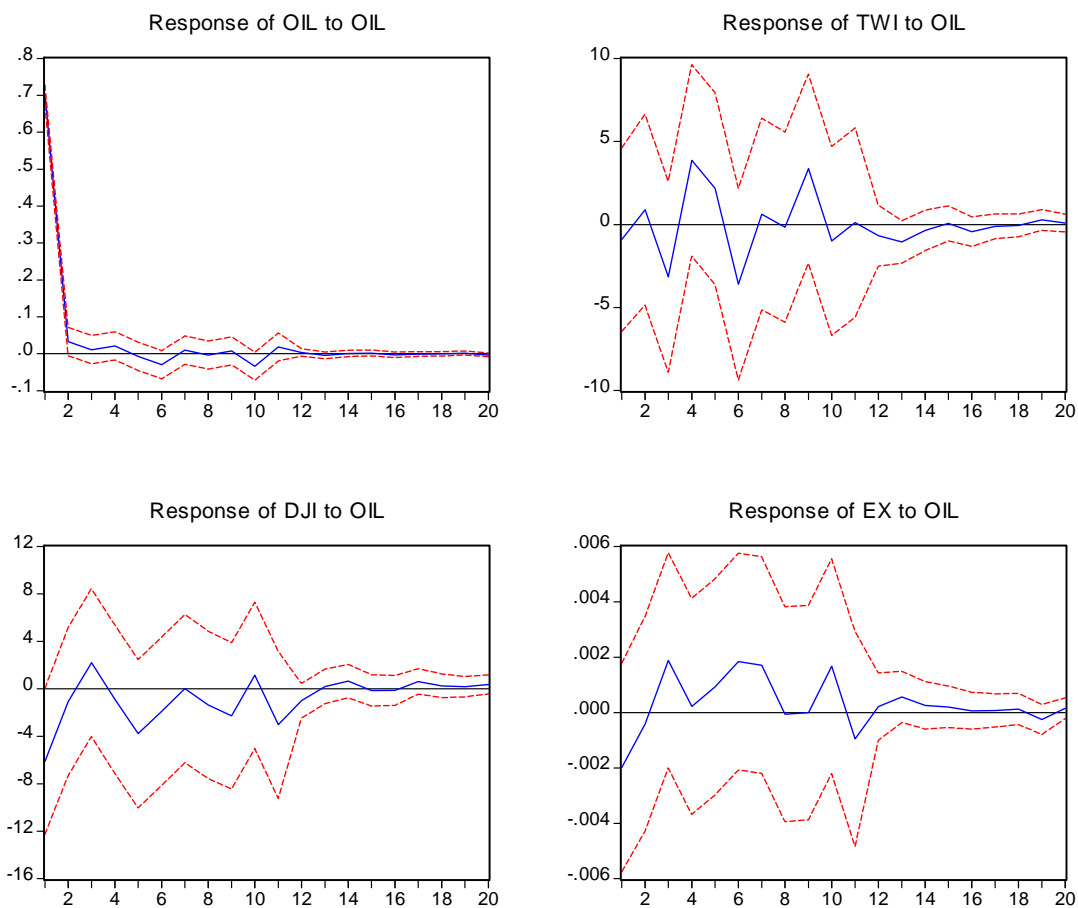


圖 2 VAR (10) 之衝擊反應函數圖

4.3.5 預測誤差之變異分解

由前一節研究方法得知，每一個變數的預測誤差變異數皆可表示成所有變數之預測誤差變異數的加總，所以藉由分解預測誤差變異數，可以得知預測變異係來自本身或其他變數的比重，並進而推估變數之間的相互關係。

表 14 原油平均價格之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of OIL					
Period	S.E.	OIL	TWI	DJI	EX
1	0.701755	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.702986	99.86676	0.000482	0.127351	0.005404
3	0.703844	99.64661	0.000701	0.314614	0.038071
4	0.704831	99.45774	0.110329	0.342492	0.089440
5	0.706617	98.96652	0.321993	0.400194	0.311295
6	0.707294	98.95736	0.332354	0.399512	0.310770
7	0.708060	98.76229	0.332807	0.447217	0.457688
8	0.708665	98.59670	0.347760	0.571795	0.483744
9	0.709586	98.35188	0.377292	0.772192	0.498639
10	0.710755	98.25798	0.377406	0.825300	0.539311

表 15 台灣股價指數之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of TWI					
Period	S.E.	OIL	TWI	DJI	EX
1	102.5971	0.007871	99.99213	0.000000	0.000000
2	105.3753	0.014577	94.87542	4.786088	0.323915
3	105.4786	0.103479	94.70592	4.863722	0.326878
4	105.9632	0.235383	93.84541	5.590925	0.328282
5	106.2634	0.275888	93.65030	5.718840	0.354970
6	106.4545	0.388741	93.31500	5.942518	0.353744
7	106.6184	0.390980	93.17552	6.014743	0.418762
8	106.6856	0.390717	93.07296	6.109629	0.426690
9	106.8091	0.488784	92.92750	6.146275	0.437436
10	106.8594	0.496879	92.86222	6.189902	0.450996

表 16 道瓊工業指數之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of DJI					
Period	S.E.	OIL	TWI	DJI	EX
1	114.3380	0.285910	1.940966	97.77312	0.000000
2	114.3689	0.294650	1.950595	97.75062	0.004138
3	114.4167	0.331518	1.976735	97.68656	0.005185
4	114.8362	0.334850	2.498049	97.15889	0.008213
5	115.1041	0.440625	2.506159	96.93520	0.118013
6	115.3157	0.465712	2.598698	96.71416	0.221435
7	115.4777	0.464409	2.650133	96.44388	0.441582
8	115.8396	0.475288	3.170182	95.86701	0.487519
9	115.9186	0.513353	3.222403	95.77737	0.486869
10	116.0816	0.521580	3.348910	95.56546	0.564056

表 17 匯率之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of EX					
Period	S.E.	OIL	TWI	DJI	EX
1	0.069989	0.080246	2.669644	0.592078	96.65803
2	0.071171	0.080934	3.103557	2.407392	94.40812
3	0.071413	0.149919	3.335544	2.743816	93.77072
4	0.071691	0.149755	3.313249	3.438935	93.09806
5	0.071885	0.165573	3.464883	3.673164	92.69638
6	0.072237	0.228941	3.557208	3.646913	92.56694
7	0.072277	0.284891	3.562274	3.674149	92.47869
8	0.072329	0.284547	3.609428	3.669146	92.43688
9	0.072564	0.282706	3.611705	3.692984	92.41261
10	0.072715	0.334836	3.627820	3.972709	92.06463

由變異數分解的結果可以得知，油價的預測誤差變異數佔三個變數的預測誤差變異數的比率都十分的小，分別是台灣加權股價指數約佔 0.2%，道瓊工業指數約佔 0.32%，匯率約佔 0.1%，且隨著落後期數的增長，比率改變亦不大。此外，台灣加權股價指數的預測誤差變異數約有 5% 由道瓊工業指數的預測誤差變異數所解釋，道瓊工業指數的預測誤差變異數約有 1.9% 由台灣加權股價指數的預測誤差變異數所解釋。匯率則是各由台灣加權股價指數解釋 3.1%，道瓊工業指數解釋 2.4%。

4.4 模型 (二)：向量誤差修正模型

4.4.1 共整合檢定

由 4.2.2 節單根檢定 (二) 得知，包括消費者物價總指數、躉售物價總指數、失業率、原油平均價格、以及油料費、運輸費、石油化學材料、燃氣四項分類物價指數的時間序列資料均呈現非定態，且整合階次均為 1，故進行構建向量自我迴歸模型前，須先檢驗變數間是否存有共整合關係。

而進行共整合檢定，必須先判定最適落後期數為何，本研究將以 AIC 準則與 SBIC 準則來進行判定，利用 EViews 5.0 統計軟體呈現估計結果如下：

表 18 模型 (二) 共整合檢定之 AIC 值與 SBIC 值

Criterion	P=1	P=2	P=3	P=4	P=5	P=6	P=7
AIC	22.957	22.622	22.245	22.307	21.565	18.206	6.081
SBIC	25.365	27.172	28.935	31.139	32.537	31.319	21.335

估計結果顯示，落後 7 期的 AIC 值與 SBIC 值均為最小。但是在落後 7 期的情況下，樣本數目不足，以至於無法進行共整合分析，因此改以 SBIC 值次小的落後 1 期，來作為落後期數，原因是因為 SBIC 值較適合小樣本時的估計。

接著利用 Q 檢定來確認，在落後 1 期下八條方程式所產生的殘差，是否有無自我相關。如果殘差有自我相關，則必須增長變數的落後期，直到殘差沒有自我相關存在。而 Q 檢定結果顯示，在落後 1 期下八條方程式所產生的殘差，仍有自我相關存在，必須增長變數的落後期數至 2 期，才能消除殘差自我相關。故模型 (一) 共整合檢定的落後期數為 2 期，而共整合檢定結果如下：

表 19 模型 (二) 共整合檢定結果

<i>Trace Statistic</i>				
Null	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	Prob
$r=0$	0.562889	202.3218	159.5297	<0.0001***
$r\leq 1$	0.524351	145.2196	125.6154	0.0018***
$r\leq 2$	0.432441	93.94738	95.75366	0.0662
$r\leq 3$	0.291060	54.86501	69.81889	0.4247
$r\leq 4$	0.176337	31.13008	47.85613	0.6595
$r\leq 5$	0.136045	17.74454	29.79707	0.5850
$r\leq 6$	0.102499	7.654358	15.49471	0.5031
$r\leq 7$	0.002788	0.192659	3.841466	0.6607

Maximum Eigenvalues

Null	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5% Critical Value	Prob
r=0	0.562889	57.10220	52.36261	0.0152**
r≤1	0.524351	51.27223	46.23142	0.0133**
r≤2	0.432441	39.08237	40.07757	0.0644
r≤3	0.291060	23.73493	33.87687	0.4750
r≤4	0.176337	13.38554	27.58434	0.8626
r≤5	0.136045	10.09018	21.13162	0.7362
r≤6	0.102499	7.461699	14.26460	0.4361
r≤7	0.002788	0.192659	3.841466	0.6607

說明：

- 「***」、「**」、「*」表示在 1%、5%、10% 的水準下為顯著。

利用 Johansen 共整合檢定發現，不管是對角元素和檢定亦或是最大特性根檢定，檢定結果均顯示消費者物價總指數、躉售物價總指數、失業率、原油平均價格、以及油料費、運輸費、石油化學材料、燃氣四項分類物價指數之間具有共整合關係。因此，依據 Pagan and Wickens (1989) 建議，若是變數均為相同之整合階段，且變數之間具有共整合關係，此時需要將 VAR 模型轉換成為 VECM 模型來分析。下小節將呈現 VECM 模型的構建。

4.4.2 模型 (二) 構建

模型 (二) 欲分析原油價格的波動是否會對失業率、消費者物價總指數、躉售物價總指數、及其下四項分類物價指數造成影響，將利用 VECM 模型來進行迴歸分析。以下是本研究所構建之 VECM 模型，一共有八個變數，八條迴歸式，落後期數為 p 期。不過由於八條迴歸式過於龐雜，因此只列出前四條迴歸式，其餘依此類推：

$$\begin{aligned} \Delta oil_t = & a_1 + b_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta oil_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \chi_{1i} \Delta wpi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta unem_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^p \eta_{1i} \Delta fuel_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{1i} \Delta fee_{t-i} + \sum_{i=1}^p \rho_{1i} \Delta mat_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{1i} \Delta gas_{t-i} + \varepsilon_{1t} \end{aligned} \quad (4.5)$$

$$\begin{aligned} \Delta cpi_t = & a_2 + b_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta oil_{t-i} + \sum_{i=1}^p \chi_{2i} \Delta wpi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta unem_{t-i} + \\ & \sum_{i=1}^p \eta_{2i} \Delta fuel_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{2i} \Delta fee_{t-i} + \sum_{i=1}^p \rho_{2i} \Delta mat_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{2i} \Delta gas_{t-i} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (4.6)$$

$$\Delta wpi_t = a_3 + b_3 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \Delta wpi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} \Delta oil_{t-i} + \sum_{i=1}^p \chi_{3i} \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{3i} \Delta unem_{t-i} + \sum_{i=1}^p \eta_{3i} \Delta fuel_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{3i} \Delta fee_{t-i} + \sum_{i=1}^p \rho_{3i} \Delta mat_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{3i} \Delta gas_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (4.7)$$

$$\Delta unem_t = a_4 + b_4 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_{4i} \Delta unem_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{4i} \Delta oil_{t-i} + \sum_{i=1}^p \chi_{4i} \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{4i} \Delta wpi_{t-i} + \sum_{i=1}^p \eta_{4i} \Delta fuel_{t-i} + \sum_{i=1}^p \lambda_{4i} \Delta fee_{t-i} + \sum_{i=1}^p \rho_{4i} \Delta mat_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_{4i} \Delta gas_{t-i} + \varepsilon_{4t} \quad (4.8)$$

由上述模型可以得知，每一個變數都是由自己本身的落後項，與其他變數的落後項所組成，並且加入誤差修正項成為誤差修正模型。因有八個變數，故總共有八條迴歸式。

4.4.3 決定適當落後期

為求分析時的樣本一致，故將各個模型的樣本期間均調整成為第 7 個樣本至第 72 個樣本，以避免不同的樣本數造成分析結果的偏誤，利用 EViews 5.0 統計軟體呈現估計結果如下：

表 20 VECM(p) 之 AIC 值與 SBIC 值

Criterion	P=1	P=2	P=3	P=4	P=5
AIC	22.707	22.495	22.992	22.993	22.169
SBIC	25.626	27.538	30.159	32.283	33.582

由於樣本數只有 72 筆，且待估變數有 8 個，故落後期數無法取超過 6 期。因為落後期數若是取超過 6 期，將無法有足夠樣本數目來求取參數值。故本研究以落後 5 期開始計算 AIC 值與 SBIC 值，並逐漸往較小的落後期估算。結果顯示，AIC 最小值是落在第 5 期，而 SBIC 最小值是落在第 1 期。

此外，同前一節模型 (一) 的作法，欲進行 LR 檢定，故以兩兩模型進行比較。本研究分別進行落後期為 (5, 3)、(3, 1) 之 LR 檢定，亦即 VECM (5) 和 VECM (3) 比較、VECM (3) 和 VECM (1) 比較。而輔以 LR 檢定，可以用來輔助 AIC 值與 SBIC 值判定結果不一致的情形。茲將 LR 檢定結果呈現於下：

表 21 模型 (二) 之 LR 檢定結果表

Criterion	VECM (5)	VECM (3)	VECM (1)
Σ	0.056973	0.117761	0.311154
$\ln \Sigma $	-2.8652	-2.1391	-1.1675
LR statistics	21.783	44.6936	
5% χ^2	155.369	155.369	

說明：

1. LR 檢定統計量為 $LR = (T-C) (\ln|\Sigma_R| - \ln|\Sigma_U|) \sim \chi^2(m)$ 。其中 T 為樣本總數。C 為未受限制式中的「其中一條方程式」待估參數的數目，卡方的自由度 m 則是受限制式的數目， Σ_R 與 Σ_U 分別是受限制模型與未受限制的模型的共變數矩陣。
2. VECM (5) 與 VECM (3) 之比較：T=72, C=42, m=128, $\ln|\Sigma_R|=-2.1391$, $\ln|\Sigma_U|=-2.8652$ 。經計算後 LR=21.783, 5% 顯著水準下的 $\chi^2(128) = 155.369$ 。
3. VECM (3) 與 VECM (1) 之比較：T=72, C=26, m=128, $\ln|\Sigma_R|=-1.1675$, $\ln|\Sigma_U|=-2.1391$ 。經計算後 LR=44.6936, 5% 顯著水準下的 $\chi^2(128) = 155.369$ 。

經由計算落後 1 期至 5 期各期之 AIC 值與 SBIC 值，結果為 AIC 值與 SBIC 值所決定的落後期數並不一致，AIC 最小值是落在第 5 期，而 SBIC 最小值是落在第 1 期。而 LR 檢定的結果顯示，在兩兩模型的比較下，LR 檢定均無法拒絕虛無假設，換句話說，LR 檢定的結果認為 VECM (1) 為最佳的模型。與 SBIC 值的結果一致。

故本文所建構的 VECM 模型，採用 SBIC 準則與 LR 檢定之結果，決定其最適落後期為 1 期。但決定最適落後期後，仍須對八條方程式所產生的殘差進行檢定，確認有無自我相關。如果殘差有自我相關，則須增長變數的落後期，直到殘差沒有自我相關存在。本研究利用 Q 檢定來檢驗，落後期數取 32 期。結果發現在 5% 顯著水準下，八條方程式中的殘差均無自我相關存在。檢定結果呈現於下。

表 22 殘差之 Q 檢定結果 (一)

	e_{1t}	e_{2t}	E_{3t}	e_{4t}	e_{5t}	e_{6t}	e_{7t}	e_{8t}
Lags	Prob	Prob	Prob	Prob	Prob	Prob	Prob	Prob
1	0.915	0.763	0.846	0.365	0.552	0.435	0.467	0.867
2	0.962	0.553	0.658	0.657	0.776	0.182	0.342	0.878
31	0.966	0.991	0.999	0.983	0.935	0.999	1.000	0.972
32	0.975	0.993	0.999	0.988	0.937	0.999	1.000	0.980

故依據殘差 Q 檢定的結果，可以確定本文所構建的 VECM 模型為一 VECM (1) 模型，模型迴歸結果呈現如下表 24。其中，落後一期的原油平均價格對於躉售物價總指數、以及油料費、石油化學材料、燃氣分類物價指數之迴歸係數均是呈現正向的顯著關係。也就是落後一期的油價會對躉售物價總指數、油料費、石油化學材料、燃氣分類物價指數產生正向影響，亦即油價上漲，各項物價指數也會跟著上漲。且油價的上漲對於油料費、石油化學材料與燃氣分類物價指數均是超過 1% 的顯著水準，可見影響十分明顯。故油價的上漲可能會對民生的需求對來立即且明顯的衝擊，例如油料費的上漲可能會使一般駕駛人多負擔油料成本；燃氣費用的上升可能會使工業、製造業或民生用戶多負擔使用燃氣之成本；而石油化學材料的上漲所帶來的影響可能更為普及，因為許多產品或日常用品都是石化產品。因此石化材料上漲，可能會使許多民生用品也跟著調漲，影響層面十分廣泛。

至於油價上漲對於運輸費分類物價指數的影響呈現不顯著，本文推論可能是由於公共運輸或大眾捷運的費率均係由政府所制定，且政府為了民生需求不至受到油價上漲的衝擊，故均不輕易調漲各項運輸費率，使得運輸費分類物價指數的係數呈現不顯著。

而本研究利用 Granger 因果檢定，結果發現原油平均價格對躉售物價總指數、油料費、石油化學材料、燃氣分類物價指數均產生正向影響，亦即原油平均價格與上述變數有因果關係存在。而 Granger 因果檢定結果與前面藉由 VECM (1) 的係數判定結果一致。

表 23 Granger 因果檢定結果

	Dependent variable							
	OIL	CPI	WPI	UNEM	FUEL	FEE	MAT	GAS
OIL	NA	0.1652	0.0644*	0.8496	0.0090***	0.2432	0.0001***	0.0022***
CPI	0.1884	NA	0.8955	0.4631	0.8619	0.0348**	0.6444	0.0024***
WPI	0.3235	0.0141**	NA	0.5893	0.6041	0.0453**	0.1956	0.7047
UNEM	0.7950	0.8958	0.2062	NA	0.7919	0.3069	0.3439	0.7963
FUEL	0.8934	0.5271	0.9799	0.5988	NA	0.3173	0.3676	0.8424
FEE	0.0810*	0.0293**	0.4474	0.0980*	0.0929*	NA	0.2338	0.0289**
MAT	0.8763	0.0830*	0.5062	0.0562*	0.5247	0.0122**	NA	0.1091
GAS	0.4363	0.6999	0.7454	0.3824	0.2919	0.3430	0.6420	NA

說明：

1. 「***」、「**」、「*」表示在 1%、5%、10% 的水準下為顯著。
2. NA 表示無法獲得資料。

表 24 VAR (1) 之迴歸係數與 T 值

	OIL	CPI	WPI	UNEM	FUEL	FEE	MAT	GAS
Coint Eq	0.054068 1.13	0.039499 3.14***	0.002603 0.17	0.000262 0.13	0.049538 1.41	-0.016267 -1.08	-0.098193 -1.16	-0.073138 -3.50***
D (OIL (-1))	0.087808 0.59	-0.054320 -1.39	0.085918 1.85*	0.001168 0.19	0.284175 2.61***	0.054724 1.17	1.089530 4.14***	0.199346 3.07***
D (CPI (-1))	0.661733 1.32	-0.058923 -0.45	0.020640 0.13	0.015289 0.73	0.064054 0.17	-0.334724 -2.11**	-0.411098 -0.46	-0.666078 -3.03***
D (WPI (-1))	-0.606717 -0.99	0.396947 2.45**	0.448804 2.34**	0.013737 0.54	0.233129 0.52	0.387897 2.00**	1.407794 1.29	-0.101707 -0.38
D (UNEM (-1))	-0.657427 -0.26	0.087186 0.13	0.998776 1.26	0.419817 4.01***	0.488385 0.26	-0.815004 -1.02	4.238040 0.95	-0.285288 -0.26
D (FUEL (-1))	-0.025915 -0.13	0.032173 0.63	0.001520 0.03	-0.004212 -0.53	-0.095637 -0.68	-0.060955 -1.00	-0.308277 -0.90	0.016786 0.20
D (FEE (-1))	0.733582 1.74*	-0.241137 -2.18**	0.099785 0.76	0.028808 1.65*	0.516953 1.68*	-0.026612 -0.20	0.886090 1.19	0.401287 2.18**
D (MAT (-1))	0.013933 0.16	-0.040826 -1.73*	-0.018583 -0.66	-0.007077 -1.91*	0.041658 0.64	-0.070754 -2.51**	0.246090 1.55	0.062631 1.60
D (GAS (-1))	-0.202078 -0.78	0.026334 0.39	0.026331 0.32	-0.009391 -0.87	0.200219 1.05	0.077605 0.95	-0.213658 -0.46	0.208022 1.83*
C	0.431775 1.24	0.057015 0.62	0.030044 0.28	0.012414 0.86	0.107295 0.42	0.144930 1.32	0.087704 0.14	0.170134 1.12

說明：「***」、「**」、「*」表示在 1%、5%、10% 的水準下為顯著。

4.4.4 衝擊反應函數

以下我們就前小節所建構的 VECM (1) 模型，來探討當其他變數受到油價一單位標準差的衝擊時，其反應的方向、強弱、與時間長短。茲繪製衝擊反應函數圖如下：

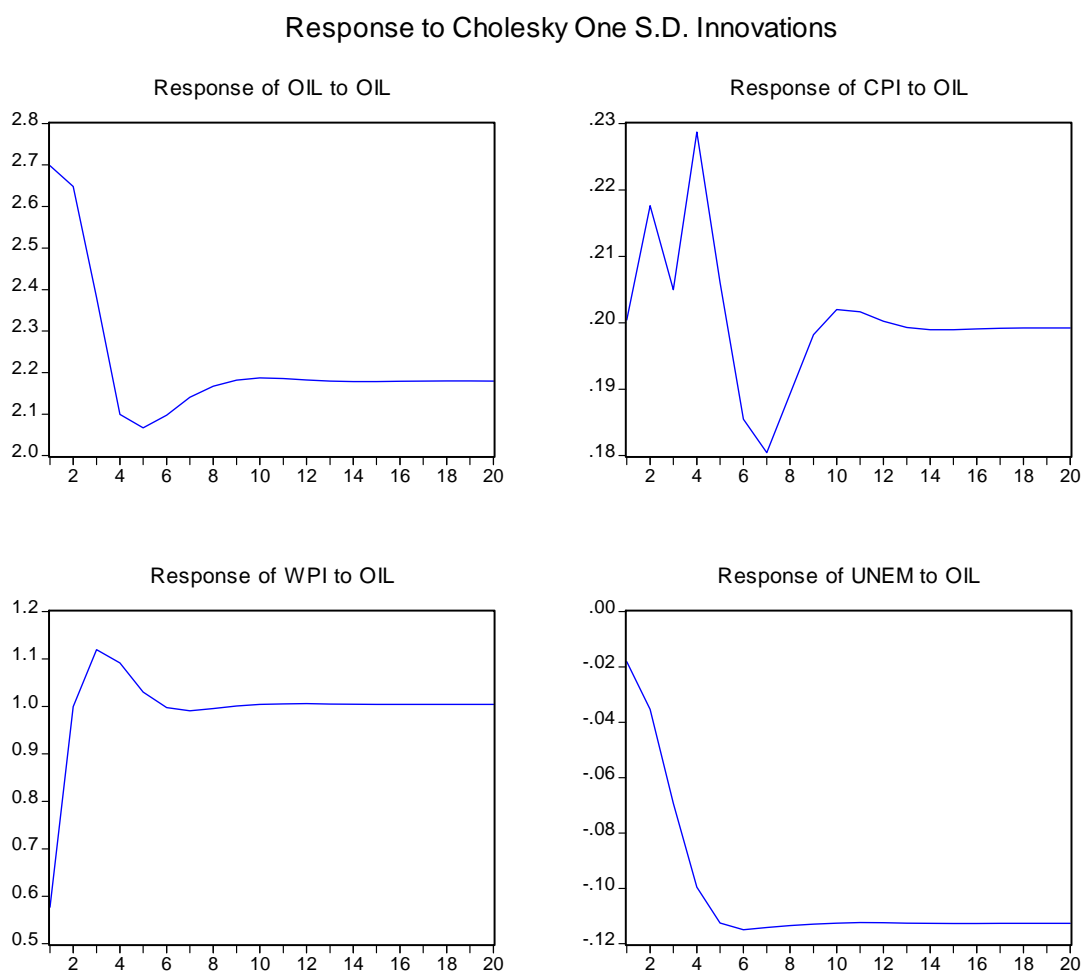


圖 3 VECM (1) 之衝擊反應函數圖-1

由上圖 3 得知，當受到油價一單位標準差的衝擊時，消費者物價總指數反應的幅度約為 0.2%，波動的幅度相當劇烈，且均為正向之反應；躉售物價總指數反應的幅度約為 1.0%，在前第一期至三期的反應較為劇烈。而隨著落後期數的拉長，CPI 與 WPI 反應的幅度均逐漸縮小，反應期數大約只有 10 期，10 期之後，原油價格的對 CPI 與 WPI 變數所帶來的衝擊便不再波動，成為一個永久性的衝擊。而且反應的方向大概均呈現正向反應。

而受到油價一單位標準差的衝擊時，失業率反應幅度約為-0.02%至-0.12%，

且反應的方向均呈現負向反應。反應期數大約只有 6 期，6 期之後，原油價格的對失業率變數所帶來的衝擊便不再波動，成為一個永久性的衝擊。不過實證結果發現，失業率的變動方向與經濟理論並不相符，亦即原油價格與失業率是呈現負向的關係，而非正向關係。

Response to Cholesky One S.D. Innovations

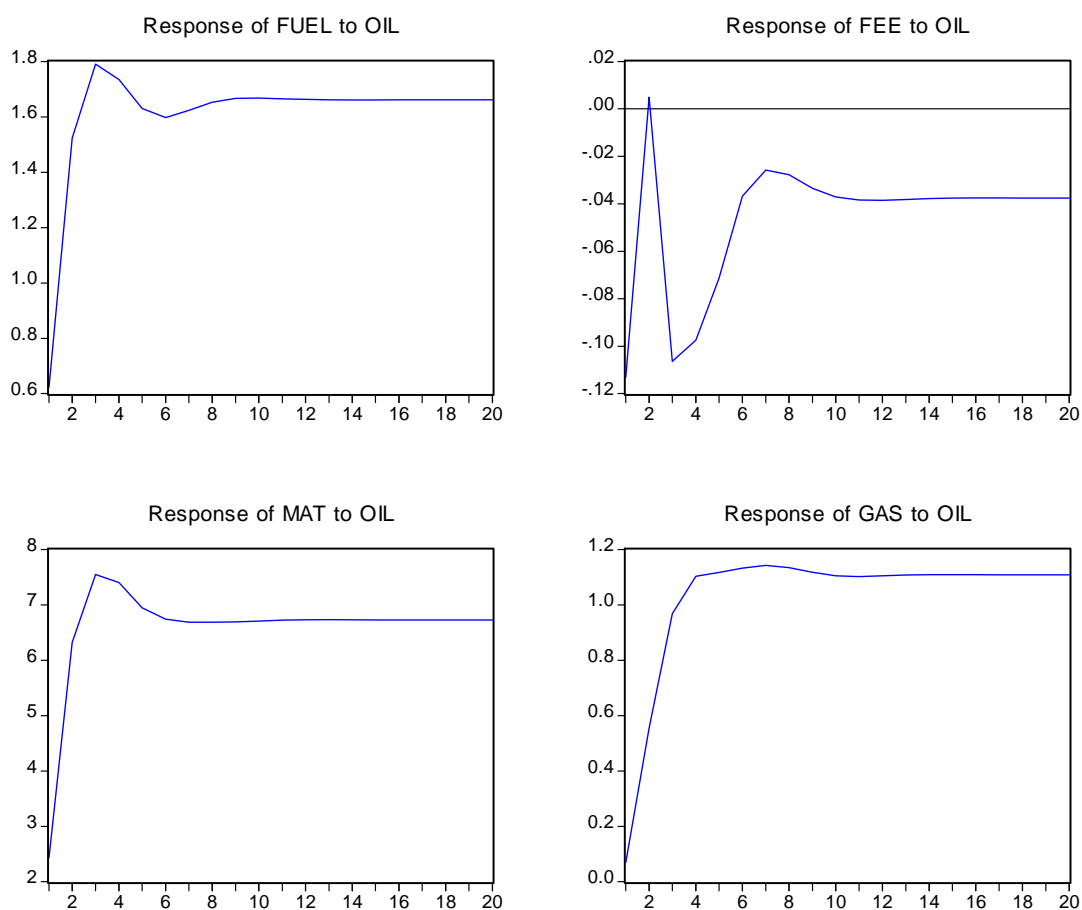


圖 4 VECM (1) 之衝擊反應函數圖-2

由上圖 4 得知，當受到油價一單位標準差的衝擊時，油料費反應的幅度約為 0.6%至 1.8%，在前第一期至三期的反應較為劇烈，且在第三期達到 1.8%的反應幅度；但隨著落後期數的拉長，反應的幅度逐漸縮小，反應期數大約只有 7 期。7 期之後，原油價格的對變數所帶來的衝擊便不再波動，成為一個永久性的衝擊。而且反應的方向大致均呈現正向反應。

當受到油價一單位標準差的衝擊時，運輸費反應的幅度約為-0.1%至 0%之間，且前三期的反應十分的劇烈，呈現一個倒 V 型的反轉。大約 8 期之後，原油價格的對變數所帶來的衝擊便不再波動，成為一個永久性的衝擊。

當受到油價一單位標準差的衝擊時，石油化學材料反應的幅度約為 3%至 7.5%，在前第一期至三期的反應較為劇烈；但隨著落後期數的拉長，反應的幅度逐漸縮小，反應期數大約只有 7 期，7 期之後便成為一個永久性的衝擊。而反應的方向均呈現正向反應。

當受到油價一單位標準差的衝擊時，燃氣分類物價指數反應的幅度約為 0.2%至 1.1%，在前第一期至三期的反應較為劇烈；但隨著落後期數的拉長，反應的幅度逐漸縮小，反應期數大約只有 6 期，6 期之後便不再變動。



4.4.5 預測誤差之變異分解

以下呈現模型 (二) 各個變數之預測誤差變異分解結果，來推估變數之間的相互強弱關係及解釋能力。

表 25 原油平均價格之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of OIL								
Period	OIL	CPI	WPI	UNEM	FUEL	FEE	MAT	GAS
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	94.55206	0.843953	0.645576	0.261316	0.796018	2.894471	0.003001	0.003611
3	91.46905	0.591031	1.250463	0.190775	2.093568	3.844333	0.468901	0.091877
4	88.62849	0.471832	2.275635	0.159924	2.755780	4.805892	0.668355	0.234096
5	86.63804	0.415990	3.171538	0.193856	3.135788	5.421220	0.684939	0.338633
6	85.37242	0.368009	3.853772	0.263903	3.323462	5.821590	0.623807	0.373042
7	84.63486	0.326619	4.301155	0.342328	3.430911	6.028961	0.559210	0.375954
8	84.18798	0.292208	4.593023	0.406779	3.501295	6.142451	0.505133	0.371132
9	83.87991	0.264577	4.793735	0.452627	3.558488	6.220840	0.462374	0.367445
10	83.62914	0.242335	4.947716	0.484256	3.610054	6.291713	0.428740	0.366044

原油平均價格之預測誤差變異數大部分均由自身的變異所解釋，隨著落後期的增長，WPI、FUEL、與 FEE 的解釋能力有提高的趨勢。

表 26 消費者物價總指數之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of CPI								
Period	OIL	CPI	WPI	UNEM	FUEL	FEE	MAT	GAS
1	7.966471	92.03353	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	9.961598	78.40832	2.405828	0.042255	0.314197	1.722389	4.588057	2.557357
3	10.52294	71.74330	2.782362	0.317788	0.495987	1.229324	6.611829	6.296470
4	11.50074	65.94582	2.620621	0.618184	0.948654	1.268413	8.010445	9.087117
5	11.69102	63.06504	2.295724	0.703552	1.290458	1.494915	8.858516	10.60077
6	11.56316	61.70250	2.045943	0.658341	1.485282	1.534349	9.457933	11.55250
7	11.43689	61.01475	1.871892	0.597245	1.566559	1.488697	9.791311	12.23266
8	11.45320	60.51032	1.755620	0.546471	1.606777	1.430777	9.955552	12.74128
9	11.56252	60.06488	1.673710	0.508544	1.638229	1.385309	10.04559	13.12121
10	11.68521	59.65988	1.610289	0.480372	1.670251	1.352105	10.12234	13.41956

消費者物價總指數之預測誤差變異數被原油平均價格解釋的比率約有 11%。

表 27 躉售物價總指數之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of WPI								
Period	OIL	CPI	WPI	UNEM	FUEL	FEE	MAT	GAS
1	46.85045	0.023855	53.12569	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	54.29816	0.036390	44.41934	0.783777	0.003428	0.221226	0.191989	0.045692
3	55.74601	0.117121	40.72829	1.788339	0.073994	0.788999	0.664124	0.093125
4	55.33851	0.137918	39.14545	2.460584	0.175693	1.216551	1.360237	0.165053
5	54.56408	0.139329	38.45147	2.869040	0.239295	1.511763	1.979030	0.245996
6	53.95450	0.134578	38.10812	3.102220	0.269415	1.705279	2.411414	0.314476
7	53.57817	0.131824	37.90168	3.235903	0.280677	1.833121	2.679005	0.359615
8	53.35963	0.131963	37.76038	3.316099	0.284119	1.915027	2.846663	0.386115
9	53.21965	0.133813	37.65785	3.370893	0.284906	1.968329	2.962214	0.402350
10	53.11413	0.135912	37.57868	3.414542	0.285245	2.006244	3.051170	0.414081

躉售物價總指數之預測誤差變異數被原油平均價格解釋的比率約有 53%，解釋的比率相當的高，因此原油平均價格可以說是躉售物價總指數的一個重要解釋變數。

表 28 失業率之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of UNEM								
Period	OIL	CPI	WPI	UNEM	FUEL	FEE	MAT	GAS
1	2.633327	0.416800	0.131428	96.81844	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	3.686553	0.180976	0.383550	92.49148	0.813448	0.999375	1.288216	0.156397
3	7.434959	0.113697	0.681205	85.18762	1.466128	0.975799	4.028468	0.112124
4	11.85331	0.071134	1.036831	78.63739	1.592837	0.829008	5.908058	0.071434
5	15.04925	0.058528	1.341295	74.38003	1.560570	0.735925	6.807181	0.067231
6	17.04454	0.054236	1.577481	71.88918	1.505531	0.692058	7.171573	0.065402
7	18.30784	0.049309	1.742332	70.38218	1.460221	0.661449	7.336937	0.059728
8	19.17107	0.044245	1.850059	69.38893	1.424189	0.632035	7.435795	0.053675
9	19.79125	0.040050	1.919347	68.68968	1.395832	0.605392	7.509641	0.048816
10	20.25010	0.036806	1.966588	68.17317	1.374265	0.584219	7.569644	0.045208

失業率之預測誤差變異數經分解後，被原油平均價格解釋的比率，從落後 1 期的 2.6%，隨著落後期的拉長，逐漸提升至落後 10 期的 20%，因此失業率似乎有被油價落後期影響的情況存在。

表 29 油料費之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of FUEL								
Period	OIL	CPI	WPI	UNEM	FUEL	FEE	MAT	GAS
1	9.957275	0.765385	0.715088	1.023168	87.53908	0.000000	0.000000	0.000000
2	29.01679	0.865746	1.767453	0.454400	64.10361	2.466848	0.024378	1.300773
3	37.75653	0.693414	1.825770	0.398278	52.10183	5.539379	0.017725	1.667078
4	41.07367	0.692808	1.631092	0.332317	46.91040	7.543701	0.045174	1.770836
5	42.29940	0.705596	1.474978	0.264968	44.84936	8.490147	0.076227	1.839327
6	42.88396	0.714590	1.370107	0.222009	43.90783	8.931912	0.082256	1.887335
7	43.38783	0.720463	1.306291	0.192570	43.24119	9.168123	0.076484	1.907045
8	43.87922	0.728941	1.268081	0.169760	42.65287	9.325475	0.069432	1.906227
9	44.31225	0.738366	1.244038	0.151536	42.14571	9.444302	0.064067	1.899732
10	44.66221	0.746275	1.226762	0.136817	41.73068	9.541134	0.060509	1.895610

油料費之預測誤差變異數經分解後，被原油平均價格解釋的比率，從落後 1 期的 9%，隨著落後期的拉長，在第 2 期的時候，便大幅度的提升至 29%，接著逐漸提升至落後 10 期的 44%，顯見油價是解釋油料費的重要解釋變數。

表 30 運輸費之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of FEE								
Period	OIL	CPI	WPI	UNEM	FUEL	FEE	MAT	GAS
1	1.768149	9.193818	0.070811	10.03042	0.614030	78.32277	0.000000	0.000000
2	0.978522	6.646421	0.659207	7.674990	1.623975	78.71793	3.658016	0.040939
3	1.266751	8.359486	0.537131	6.063820	1.173813	77.91426	4.638304	0.046437
4	1.405069	9.612807	0.662886	5.085729	0.934441	76.84317	5.398030	0.057868
5	1.348573	10.87918	0.874178	4.481531	0.803736	75.92420	5.609572	0.079029
6	1.195498	11.83245	1.145135	4.111237	0.707417	75.17315	5.737698	0.097416
7	1.058655	12.56246	1.378275	3.879043	0.627332	74.51574	5.867407	0.111090
8	0.953806	13.09353	1.557364	3.719935	0.561028	73.96632	6.030153	0.117867
9	0.877453	13.48926	1.687220	3.599144	0.507371	73.52828	6.190929	0.120337
10	0.820292	13.79686	1.784007	3.500017	0.463863	73.18453	6.329280	0.121144

運輸費之預測誤差變異數經分解後，被油價解釋的比率不高，大約只有 1%，故油價不是運輸之解釋變數。

表 31 石油化學材料之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of MAT								
Period	OIL	CPI	WPI	UNEM	FUEL	FEE	MAT	GAS
1	25.94547	1.181018	21.65344	0.015324	1.240613	0.308887	49.65525	0.000000
2	47.49908	0.600674	18.67398	0.378359	0.347314	0.789648	31.43648	0.274461
3	53.67073	0.306443	17.73249	0.941841	0.201105	1.447287	25.11020	0.589897
4	56.13152	0.212368	18.08616	1.312963	0.242044	1.681374	21.67105	0.662513
5	57.11589	0.165608	18.52895	1.605975	0.286965	1.865235	19.80196	0.629423
6	57.61974	0.142601	18.79005	1.822159	0.319291	2.046337	18.68131	0.578519
7	57.94265	0.128707	18.88886	1.966333	0.339539	2.213198	17.97952	0.541185
8	58.18659	0.117438	18.92811	2.052875	0.351593	2.335928	17.50822	0.519253
9	58.37850	0.107673	18.96037	2.105782	0.357869	2.416100	17.16706	0.506648
10	58.53394	0.099476	18.99515	2.143251	0.361147	2.469569	16.89958	0.497877

石油化學材料之預測誤差變異數經分解後，被原油平均價格解釋的比率，從落後 1 期的 25%，隨著落後期的拉長，在第 2 期的時候，便大幅度的提升至 47%，接著逐漸提升至落後 10 期的 58%，顯見油價是解釋石油化學材料的重要解釋變數。

表 32 燃氣之預測誤差變異分解

Variance Decomposition of GAS								
Period	OIL	CPI	WPI	UNEM	FUEL	FEE	MAT	GAS
1	0.346325	15.84057	0.753055	0.252706	15.91854	0.140551	0.436935	66.31133
2	8.898995	11.90491	0.315560	0.277488	25.65371	0.571762	1.679069	50.69851
3	19.08383	14.54866	0.206130	0.299890	26.63037	0.851342	3.678145	34.70163
4	24.67611	17.31550	0.407446	0.395891	26.51639	0.591248	4.077050	26.02036
5	27.32823	19.09583	0.754330	0.405907	26.53489	0.441809	3.931635	21.50737
6	29.01364	19.95103	1.083125	0.353551	26.46893	0.356167	3.686025	19.08752
7	30.25379	20.40501	1.307070	0.297778	26.31123	0.294452	3.461153	17.66952
8	31.13038	20.73074	1.439602	0.255786	26.16475	0.253817	3.273195	16.75173
9	31.70596	21.00914	1.518183	0.225242	26.08888	0.224919	3.124195	16.10348
10	32.09225	21.24232	1.571019	0.202697	26.06951	0.201934	3.010559	15.60972

燃氣之預測誤差變異數經分解後，從落後 1 期的 0.3%，隨著落後期的拉長，在第 2 期的時候，便大幅度的提升至 8.8%，接著逐漸提升至落後 10 期的 32%，顯見油價是解釋燃氣的重要解釋變數。

第五章、結論與建議

節節高升的原油價格，讓上至經濟官員，下至平民百姓莫不感受到其所帶來的沉重壓力；而報章雜誌亦不時刊登原油價格再創新高等聳動標題，讓人憂心是否石油危機將再次來臨。在如斯之研究背景下，本文透過構建 VAR 模型與 VECM 模型，試圖探討油價的波動是否會對我國的總體經濟變數帶來衝擊。其中總體經濟變數包括了我國與美國之股價指數、新台幣兌美元匯率、失業率、物價指數與其下之分類物價指數。而由於研究目的與資料性質的不同，因此本文將實證分析劃分成為兩個部份，分別探討兩個模型之實證結果。

首先，第一部分的實證分析方面，迥異於以往研究在探討油價對股匯市的影響時，均係採用月資料或季資料的資料型態。本文改蒐集原油與股匯市之日資料，來探討原油價格變動在短期下，對我國股匯市是否會帶來立即性的衝擊。透過單根檢定與共整合檢定的結果得知，可以利用 VAR 模型來進行分析。在採用落後期數為 10 期的 VAR (10) 模型下，實證結果發現，VAR 模型內有關油價的迴歸係數均不顯著，亦即油價的波動短期內並不會對我國股市、美國股市與匯市產生影響；而利用 Granger 因果檢定結果亦顯示油價並沒有與我國股市、美國股市與匯市有因果關係存在。

此外，透過 VAR (10) 的衝擊反應函數與預測誤差變異數得知，當受到油價一單位標準差的衝擊，我國股市、美國股市與匯市的反應均不大，且持續大約 15 期之後，油價所帶來的衝擊便回歸至零。預測誤差變異分解結果亦顯示，在各個變數的預測誤差變異數中，油價所佔的比率均十分的小。

而在研究主題之外，亦發現一些股匯市之間的關聯性。迴歸結果顯示，台灣股票市場與匯率市場有追隨美國股票市場的腳步的連動關係存在，利用 Granger 因果檢定結果亦發現美國股票市場與台灣股票市場與匯率市場有因果關係存在。

此外，本研究另行嘗試使用原油平均價格與台灣電子類股指數之模型來進行分析，樣本資料為此兩項變數 2000 年 1 月至 2005 年 12 月之月資料。透過建構一個 VAR (6) 模型來進行分析，結果發現油價與電子類股指數仍無因果關係存在，與利用加權股價指數之結果一致。故油價對台灣的各项分類股價指數可能亦無顯著之影響。

在第二部分的實證分析方面，本文主要想得知原油價格是否會對消費者物價總指數、躉售物價總指數以及失業率產生影響，另外則更深入探討一些其下分類

較細的物價指數。消費者物價指數下的分類指數有油料費、運輸費兩類；躉售物價指數下的分類指數有石油化學材料、燃氣兩類。以期了解油價上漲是否會對民生基本需求帶來衝擊。

透過單根檢定與共整合檢定的結果得知，變數均為一階整合變數且具有共整合關係，因此必須將 VAR 模型改成為 VECM 模型來進行分析。

在採用落後期數為 1 期的 VECM (1) 模型下，實證結果發現，原油價格會對躉售物價總指數、以及油料費、石油化學材料、燃氣三種分類物價指數產生影響，而在利用 Granger 因果檢定結果亦顯示油價有領先躉售物價總指數、以及油料費、石油化學材料、燃氣三種分類物價指數的關係存在。

從本文研究得知，原油價格並不會對我國股匯市產生影響，但是卻會對我國一些民生相關之物價指數產生影響。顯示原油價格的波動會對我國實質面的經濟產生影響。而我國自產原油有限，每年原油供給中 99% 以上都依賴進口，因此國內油價變動大部分取決於國際原油價格的漲跌。因此如何節約能源與發展替代能源變成為當前我國之重要課題。

我國政府對於節約能源措施已推動多年，早在 1978 年爆發第二次能源危機後，政府便頒行能源節約措施，制訂「能源管理法」，採取包含強制性能源效率管理、技術服務、獎勵優惠、技術研發及教育宣導等能源政策。87 年「全國能源會議」討論因應全球溫暖化，咸認須全力推動節約能源，以降低 CO₂ 之排放。94 年因應溫室氣體減量京都議定書之生效，經濟部於 94 年 6 月再度召開「全國能源會議」，研議各部門更具挑戰性目標及採行更積極之措施，規劃節能目標為至 2025 年再降低能源密集度 22 至 27%。節約能源目標預計 2010 年可節約 658 萬公秉油當量。此外，政府亦逐步調整產業結構以及強化能源價格市場機制。

由於油價近兩年的飆漲，許多國家都紛紛尋找新的替代能源，例如太陽能、生質能。而有許多國家也極力發展氫的應用，其好處是其為一乾淨的能源，轉換過程中僅僅產生水氣，不會排出二氧化碳等有毒氣體，因此被視為二十一世紀的新能源。許多國家也開始試行加氫站，期使能將原油的應用減低。而我國目前在這一方面的努力仍然不夠積極，故政府應重視這一方的建設，才能在未來的轉換過程中居於領先地位。

而在後續的研究方向，本文有一些建議提供參考：

1. 由於本研究在第一部份的研究結果呈現不顯著的情形，也就是油價的波動短期內並不會對我國股市、美國股市與匯市產生影響。但由於 Ciner (2001) 與 Hamilton (2003) 均提到油價與變數間雖然不具有線性關係，但仍可能有非線

性的關係存在，因此後續的研究可以採用非線性的模型來探討油價與股匯市之間的關係。

2. 從油價的時間序列圖來看，近兩年的油價有大幅攀升的趨勢，來到有史以來的新高點。因此是否意味著高油價時代的來臨，值得深入探討，因此後續研究可以使用結構轉變分析來探討油價的穩定結構是否已然被破壞。



參考文獻

中文部分

王天賜 (2004),「原油價格、台灣股價指數與總體經濟的關聯性」,國立東華大學國際經濟研究所碩士論文。

王欣怡 (2004),「不完全競爭市場結構下原油價格衝擊傳遞效果之一般均衡分析」,中原大學國際貿易研究所碩士論文。

中華民國能源政策白皮書 (2005),經濟部能源局。

任淑怡 (2000),「台灣景氣循環與國際原油價格-共整合及共特徵分析」,輔仁大學經濟學研究所碩士論文。

郭博堯 (2001),「背景分析-石油與國際危機的關聯」,財團法人國家政策基金研究會,永續(研)090-036號。

郭博堯 (2003),「全球石油危機的油價衝擊」,財團法人國家政策基金研究會,永續(研)092-005號。

陳力維 (2000),「台灣房地產價格變動因素之研究」,淡江大學財務金融學系碩士論文。

楊奕農 (2005),時間序列分析：經濟與財務上之應用,雙葉書廊。

張懿芬 (2003),「股價波動的總體因素-以台灣、南韓、新加坡及香港為例」,南華大學經濟學研究所碩士論文。

廖惠珠 (2004),「由基礎面檢視未來原油價格走勢」,能源報導月刊2004年2月號。

劉筱筠 (2004),「應用門檻 GARCH-M 模型分析國際原油價格變動與台灣股價報酬波動之關連性」,國立台北大學經濟學系碩士論文。

繆燕鶯 (2001),「亞太地區貨幣政策與股市報酬之關聯性分析-以向量自我迴歸及共整合模型為例」,中原大學企業管理研究所碩士論文。

英文部分

Akaike, H. (1973), "Information Theory as an Extension of the Maximum Likelihood Principle," in B. N. Petrov and F. Csaki (eds), Second International Symposium on Information Theory, Akademiai Kiado, Budapest, Hungary, 267-281.

British Petroleum (2005), Statistical Review of World Energy 2005, British Petroleum Press.

Brooks, C. (2002), Introductory Econometrics for Finance, Cambridge University Press.

Ciner, C. (2001), "Energy Shocks and Financial Markets: Nonlinear Linkages," Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, 5, 203-212.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Statistical Association, 74, 427-431.

Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1981), "The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Econometrica, 49, 1057-1072.

Doldado, J., T. Jenkinson and S. Sosvilla-Rivero (1990), "Co-Integration and Unit Roots," Journal of Economic Surveys, 4, 249-273.

Enders, W. (2004), Applied Econometric Times Series, 2nd Edition, Wiley.

Engle, R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," Econometrica, 55, 251-276.

Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," Journal of Econometrics, 2, 111-120.

Granger, C. W. J. (1981), "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification," Journal of Econometrics, 16, 121-130.

Hamilton, J. D. (1983), "Oil and the Macroeconomy since World War II," Journal of Political Economy, 91, 228-248.

Hamilton, J. D. (1994), Time Series Analysis, Princeton University Press.

Hamilton, J. D. (1996), "This is what Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship," Journal of Monetary Economics, 38, 215-220.

Hamilton, J. D. (2003), "What is Oil Shock?," Journal of Econometrics, 113, 363-398.

Hondroyannis, G. and E. Papapetrou (2001), "Macroeconomic Influences on the Stock Market," Journal of Economics and Finance, 25, 33-49.

Hooker, M. A. (1996), "What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship?," Journal of Monetary Economics, 38, 195-213.

Huang, R. D., R. W. Masulis and H. R. Stoll (1996), "Energy Shocks and Financial Markets," Journal of Futures Markets, 16, 1-27.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-254.

Jorion, P. (2003), "The Long-term Risks of Global Stock Markets," Financial Management, 32, 5-26.

Takashi, K. and B. S. Lee (1995), "Relative Importance of Economic Factors in the U.S. and Japanese Stock Markets," Journal of the Japanese and International Economics, 9, 290-307.

Kapetanios, G. and E. Tzavalis (2004), "Modelling the Impact of Large Structural Shocks on Economic Relationships: Evidence from Oil Price," Working Paper, Queen Mary College of University of London, London.

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," Journal of Econometrics, 54, 159-178.

Lee, K., S. Ni and R. Ratti (1995), "Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability," Energy Journal, 16, 39-56.

Lütkepohl, H. (1991), Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer-Verlag.

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.

Mork, K. (1989), "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results," Journal of Political Economy, 97, 740-744.

Nelson, C. R. and C. Polsser (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," Journal of Monetary Economics, 10, 139-162.

Newey, W. K. and K. D. West (1994), "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," Review of Economic Studies, 61, 631-653.

Perron, P. and S. Ng (1996), "Useful Modifications to Some Unit Root Test with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties," Review of Economics Studies, 63, 435-465.

Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," Biometrika, 75, 335-346.

Sadorsky, P. (1999), "Oil Price Shocks and Stock Market Activity," Energy Economics, 21, 449-460.

Said, S. E. and D. A. Dickey (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average of Unknown Order," Biometrika, 71, 599-607.

Sakellaris, P. (1997), "Irreversible Capital and the Stock Market Response to Shocks in Profitability," International Economic Review, 38, 351-79.

Schwartz, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model," Annals of Statistics, 6, 461-464.

Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality," Econometrica, 48, 1-47.

Wooldridge, J. M. (2003), Introductory Econometrics, 2nd Edition, South-Western Educational Publishers.

參考網站

中油網站，油的來源

<http://www.cpc.com.tw/classroom/source.htm>。

中央銀行統計資料

http://www.cbc.gov.tw/economic/statistics/total_index.asp。

行政院主計處統計資料庫

<http://61.60.106.82/pxweb/Dialog/statfile9L.asp>。

經濟部能源局網站

<http://www.moeaboe.gov.tw>。

YAHOO！Finance 資料庫

<http://finance.yahoo.com>。

