

南華大學管理科學研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

GRADUATE INSTITUTE OF MANAGEMENT SCIENCES

NANHUA UNIVERSITY

以向量自我迴歸模式探討台灣股價及國際油價之關聯性

**A Study on the Relationships Between Taiwan Stock index and
Petrol Price by using Vector Autoregression Model**

指導教授：丁誌紋 博士

ADVISOR : CHIN-WEN TING Ph.D.

研究生：楊長霏

GRADUATE STUDENT : CHANG-FEI YANG

中 華 民 國 九 十 四 年 六 月

南 華 大 學

管理科學研究所

碩 士 學 位 論 文

以向量自我迴歸模式探討台灣股價及國際油價之關聯性

研究生：楊長非

經考試合格特此證明

口試委員：戴錦周

丁誌敏

于健

指導教授：丁誌敏

所 長：吳心印

口試日期：中華民國 九十四 年 六 月 七 日

誌謝

本論文得以完成，首先感謝恩師丁誌敏博士的細心指導。在繁忙的公務之中，依舊抽出時間，日夜不辭辛勞的仔細教誨。然追隨恩師多年，深感其風，治學嚴謹，處世和善。

論文口試時，感謝戴錦周博士、于健博士提供諸多的寶貴意見與指教，使得本篇論文可以更加完善，著實感謝。

求學期間，承蒙系上師長對我的愛護，讓我沒齒難忘。同窗好友淑婷、姿君、姍瑾、禮鴻間的相互鼓勵與扶持這兩年的深厚情誼難以言語，對於他們我致上最深的祝福。

最後，我感謝最親愛的家人，是我心理上最大的支柱，在此，我將我最大的學習成就呈獻給他們。

楊長霏謹識

于我最愛與最多回憶的研究室

中華民國九十四年盛夏

南華大學管理科學研究所九十三學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：以向量自我迴歸模式探討台灣股價及國際油價之關聯性

研究生：楊長霏

指導教授：丁誌紋 博士

論文摘要內容：

本研究主要是以向量自我迴歸模式來探討台灣加權股價指數、八大類股指數、消費者物價指數與布蘭特原油價格之互動關係。本研究首先使用Chow檢定，決定研究期間為1990年5月至2004年12月，共176筆月資料觀測值，透過單根檢定、共整合分析、衝擊反應函數、ECM誤差修正模型、變異數分解及Granger因果關係檢定，來檢驗研究變數間之關聯性。茲將研究結果摘要於下：

一、單變量ARIMA方面：在ADF單根檢定下，各變數之原始數列皆不為一穩定數列但經一階差分 $[I(1)]$ 後皆為一穩定數列，後為符合白噪音假設，故利用AIC法則，決定最適落後期數。

二、多變量VAR方面：

1. 兩變量之共整合分析在MAIC分析下發現九個模式中的三變量之共同遞延期數為1期。再經殘差檢定其遞延期數是否合適，若不合適再增加遞延期數，直到三個變量為被解釋變數的迴歸殘差皆符合白噪音。

2. 經共整合檢定發現有三個模式具有長期共整合關係，後經ECM誤差修正模型檢定發現三模式並無短期動態均衡關係。

3. 由變異數分解之數值的大小所分析出各模式變數間的相互關係，結果與本研究所做之Granger因果關係之結果相符，即相互影響程度小。

關鍵字：Chow檢定、VAR向量自我迴歸模式、Granger因果關係檢定、ECM誤差修正模型

Title of Thesis : A Study on the Relationships Between Taiwan Stock index and Petrol Price by using Vector Autoregression Model

Name of Institute : Graduate Institute of Management Sciences, NanHua University

Graduate Date : June 2005 **Degree Conferred :** M.B.A.

Name of Student : Chang-Fei Yang **Advisor :** Chin-Wen Ting Ph.D.

Abstract

The purpose of this research is to apply the VAR model to analyze the relationship between Taiwan stock indices, industrial stocks indices, Consumer Price Index, and Brent crude oil prices.

First, the research uses Chow test to decide the research period and which includes 176 monthly data, from May 1990 to December 2004. The study then use ADF unit root test, Johansen Co-integration test, Impulse function, error-correction model (ECM), Variance decomposition and causality test and Granger causality methodologies to examine the relationship among variables.

Above tests indicate following findings:

ARIMA:

Based on the ADF unit root test, all series become stable after first difference, which means that all series are $I(1)$. As for the optimal lag period, the study uses AIC measurement to solve this problem.

VAR:

1. First, his study uses AIC to analyze the nine models. Second, based on error autocorrelation test, the result indicates that the lag period conforms to white-noise after conducting error autocorrelation tests.
2. The result from Johansen co-integration test indicates that three models show long-term equilibrium relationship. The study then adopts the ECM to test the co-integration relationship between variables. The result shows

that there is no short-term equilibrium relationship exists in the three models.

3. By using the forecast error variance decomposition to analyze the interaction relationship of all the models, the results generally confirm to the results of the Granger causality methodologies.

Key Words:Chow test,Vector Autoregression,Granger causality methodologies,error-correction model

目錄

中文摘要	i
英文摘要	ii
目錄	iv
表目錄	vi
圖目錄	x
第一章 緒論	1
1.1 研究動機與目的	1
1.2 研究範圍	2
1.3 研究架構	3
第二章 文獻回顧	4
2.1 股價指數實證對總體經濟變數影響之相關文獻	4
2.2 油品市場分析	9
第三章 研究方法	19
3.1 Chow 檢定	19
3.2 ARIMA	20
3.3 向量自我迴歸	24
3.4 共整合檢定及誤差修正模型	25
3.5 Granger 因果關係分析模型	28
3.6 衝擊性反應分析	30
3.7 變異數分解分析	32
第四章 實證結果與分析	34
4.1 資料描述	34
4.2 CHOW 檢定	34
4.3 ADF 單根檢定	35
4.4 白噪音檢定	47
4.5 AIC 落後期數之選取	55
4.6 MAIC 檢定	70
4.7 向量自我迴歸模式	72
4.8 共整合檢定	96
4.9 ECM 誤差修正模型	107
4.10 GRANGER 因果關係	112
4.11 變異數分解分析	113
4.12 衝擊反應分析	123
第五章 結論與建議	142
5.1 結論	142

5.2 研究建議.....	144
5.3 研究限制.....	145
參考文獻.....	146
一、中文部分：.....	146
二、英文部分：.....	148

表目錄

表 2.1 OPEC 會員國加盟時間.....	11
表 2.2 自由世界石油市場及其價格摘要.....	14
表 2.3 2001 年底全球已證實之石油蘊藏量.....	15
表 2.4 2001 年底全球石油消費概況.....	16
表 2.5 台灣原油供需表.....	17
表 2.6 我國進口原油之供給表.....	18
表 4.1 Chow 檢定表.....	35
表 4.2 加權指數原始資料之單根檢定.....	37
表 4.3 國際油價之 ADF 單根檢定.....	38
表 4.4 物價指數之 ADF 單根檢定.....	39
表 4.5 水泥窯類指數之 ADF 單根檢定.....	40
表 4.6 食品類指數之 ADF 單根檢定.....	41
表 4.7 金融類指數之 ADF 單根檢定.....	42
表 4.8 機電類指數之 ADF 單根檢定.....	43
表 4.9 塑膠化工類指數之 ADF 單根檢定.....	44
表 4.10 營建類指數之 ADF 單根檢定.....	45
表 4.11 紡織類指數原始資料之單根檢定.....	46
表 4.12 造紙類指數原始資料之單根檢定.....	47
表 4.13 加權指數一階差分白噪音檢定.....	48
表 4.14 國際油價一階差分白噪音檢定.....	49
表 4.15 物價指數一階差分白噪音檢定.....	49
表 4.16 水泥窯類指數一階差分白噪音檢定.....	50
表 4.17 食品類指數一階差分白噪音檢定.....	51
表 4.18 金融類指數一階差分白噪音檢定.....	51
表 4.19 機電類指數一階差分白噪音檢定.....	52
表 4.20 塑膠化工類指數一階差分白噪音檢定.....	53
表 4.21 營建類指數一階差分白噪音檢定.....	53
表 4.22 紡織類指數一階差分白噪音檢定.....	54
表 4.23 造紙類指數一階差分白噪音檢定.....	55
表 4.24 台灣加權指數取對數之 AIC.....	55
表 4.25 台灣加權指數取對數迴歸參數估計表.....	56
表 4.26 布蘭特國際原油價格一階差分取對數之 AIC.....	57
表 4.27 布蘭特國際原油價格一階差分迴歸參數估計表.....	57
表 4.28 物價指數一階差分之 AIC.....	58
表 4.29 消費者物價指數一階差分迴歸參數估計表.....	59

表 4.30	水泥窯類指數一階差分之 AIC	60
表 4.31	水泥窯類指數一階差分迴歸參數估計表	61
表 4.32	食品類股指數一階差分之 AIC	62
表 4.33	食品類指數一階差分迴歸參數估計表	62
表 4.34	金融類股指數一階差分之 AIC	63
表 4.35	金融類指數一階差分迴歸參數估計表	63
表 4.36	機電類股指數一階差分之 AIC	64
表 4.37	機電類指數一階差分迴歸參數估計表	64
表 4.38	塑膠化工類股指數一階差分之 AIC	65
表 4.39	塑膠化工類指數一階差分迴歸參數估計表	65
表 4.40	營建類股指數一階差分之 AIC	66
表 4.41	營建類指數一階差分迴歸參數估計表	66
表 4.42	紡織類股指數一階差分之 AIC	67
表 4.43	紡織類指數一階差分迴歸參數估計表	68
表 4.44	造紙類股指數一階差分之 AIC	69
表 4.45	個別變數之殘差白噪音檢定表	69
表 4.46	各變數之 MAIC 檢定表	71
表 4.47	各變數之 MAIC 檢定表 (續)	72
表 4.48	物價指數、國際油價與加權股價間向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定	73
表 4.49	物價指數、國際油價與加權股價間之向量自我迴歸模式表	74
表 4.50	物價指數、國際油價與加權股價間向量自我迴歸模式—6 期之殘差檢定	75
表 4.51	物價指數、國際油價與水泥窯類指數間向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定	76
表 4.52	物價指數、國際油價與水泥窯類指數間之向量自我迴歸模式表	77
表 4.53	物價指數、國際油價與水泥窯類指數間向量自我迴歸模式—3 期之殘差檢定	78
表 4.54	物價指數、國際油價與食品類指數間向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定	79
表 4.55	物價指數、國際油價與食品類指數間之向量自我迴歸模式表	80
表 4.56	物價指數、國際油價與食品類指數間之向量自我迴歸模式—2 期之殘差檢定	80
表 4.57	物價指數、國際油價與金融類指數間之向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定	81
表 4.58	物價指數、國際油價與金融類指數間之向量自我迴歸模式表	82

表 4.59 物價指數、國際油價與金融類指數間之向量自我迴歸模式—3 期之殘差檢定.....	83
表 4.60 物價指數、國際油價與機電類指數間之向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定.....	83
表 4.61 物價指數、國際油價與機電類指數間之向量自我迴歸模式表 ..	85
表 4.62 物價指數、國際油價與機電類指數間之向量自我迴歸模式—6 期之殘差檢定.....	86
表 4.63 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間之向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定.....	87
表 4.64 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間之向量自我迴歸模式表	88
表 4.65 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間之向量自我迴歸模式—2 期之殘差檢定.....	88
表 4.66 物價指數、國際油價與營建類指數間之向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定.....	89
表 4.67 物價指數、國際油價與營建類指數間之向量自我迴歸模式表 ..	90
表 4.68 物價指數、國際油價與營建類指數間之向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定.....	91
表 4.69 物價指數、國際油價與紡織類指數間之向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定.....	91
表 4.70 物價指數、國際油價與紡織類指數間之向量自我迴歸模式表 ..	92
表 4.71 物價指數、國際油價與紡織類指數間之向量自我迴歸模式—6 期之殘差檢定.....	93
表 4.72 物價指數、國際油價與造紙類指數間之向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定.....	93
表 4.73 物價指數、國際油價與造紙類指數間之向量自我迴歸模式表 ..	94
表 4.74 物價指數、國際油價與造紙類指數間之向量自我迴歸模式—6 期之殘差檢定.....	95
表 4.75 加權股價、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表.....	96
表 4.76 水泥窯類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表..	98
表 4.77 食品類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表.....	99
表 4.78 金融類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表....	100
表 4.79 機電類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表....	101
表 4.80 塑化類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表....	103
表 4.81 營建類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表....	104
表 4.82 紡織類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表....	105
表 4.83 造紙類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表....	106

表 4.84	加權指數、國際油價與物價指數模式之誤差修正估計值	108
表 4.85	機電類指數、國際油價與物價指數模式之誤差修正估計值	109
表 4.86	營建類指數、國際油價與物價指數模式之誤差修正估計值	111
表 4.87	Granger 因果關係檢定.....	113
表 4.88	物價指數、國際油價與加權股價間之變異數分解.....	115
表 4.89	物價指數、國際油價與水泥窯類指數間之變異數分解表	116
表 4.90	物價指數、國際油價與食品類指數間之變異數分解	117
表 4.91	物價指數、國際油價與金融類指數間之變異數分解	118
表 4.92	物價指數、國際油價與機電類指數間之變異數分解表	119
表 4.93	物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間之變異數分解表	120
表 4.94	物價指數、國際油價與營建類指數間之變異數分解表	121
表 4.95	物價指數、國際油價與紡織類指數間之變異數分解	122
表 4.96	物價指數、國際油價與造紙類指數間之變異數分解表	123

圖目錄

圖 1.1 研究架構圖	3
圖 2.1 影響油價的因素	13
圖 4.1 物價指數、國際油價與加權股價間衝擊反應.....	124
圖 4.2 物價指數、國際油價與水泥窯類指數間衝擊反應.....	126
圖 4.3 物價指數、國際油價與食品類指數間衝擊反應.....	128
圖 4.4 物價指數、國際油價與金融類指數間衝擊反應.....	130
圖 4.5 物價指數、國際油價與機電類指數間衝擊反應.....	132
圖 4.6 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間衝擊反應	134
圖 4.7 物價指數、國際油價與營建類指數間衝擊反應.....	136
圖 4.8 物價指數、國際油價與紡織類指數間衝擊反應.....	138
圖 4.9 物價指數、國際油價與造紙類指數間衝擊反應.....	140

第一章 緒論

1.1 研究動機與目的

石油乃同時兼具燃料與原料的特性，因而石油成為經濟開發中的重要資源，而其不可再生的消耗特質，更顯得彌足珍貴。「石油」在1970年代兩次能源危機後，已成為重要經濟與戰略物資，且由能源經濟指標中，可進一步了解石油工業的重要性。由1960年代迄今，石油的需求彈性為0.15，亦即經濟每成長1%，對石油的需求將成長1.15%（經濟部，民93）。

然台灣自產原油有限，幾乎百分之百仰賴進口，1998年進口原油依存度高達99.88%。一旦世界原油價格發生巨幅波動，我國經濟與民生物價不免會遭受衝擊。由歷年來國內因國際油價波動而調整各類石油相關產品價格時所引起的關注與爭議，即可見一般。眾所皆知，石油化學工業所生產的產品，如塑膠、橡膠、紡織纖維、化學品原料，除了與人類食、衣、住、行、育、樂各方面息息相關外，石油化學工業更是其他產業(如電子、資訊、汽車、機械、特用化學等產品)的支援產業(何麗君，民90)，且近幾年來石化相關產品更被廣泛應用於電子材料與航太材料等高科技產品上，對於推動我國工業的轉型與升級，產生莫大的助益和貢獻，因此石化工業實為我國促進經濟發展的火車頭工業。而股票市場向來是經濟的櫥窗，經濟的榮景與否，常可由股價變動來窺知，故本研究將針對國際原油價格變動時，對台灣股票市場進行實證分析，並且試圖加入一個能夠及時反映台灣加權股價、八大類股指數與國際原油價格的變數即消費者物價水準，探討台灣股票市場在國際原油價格變動時是否存在亦步亦趨的共整合關係。

本文的研究目的為：

- (1)觀察台灣加權股價指數與原油價格間之關係。
- (2)觀察八大類股指數間與原油價格間是否有影響。
- (3)欲了解消費者物價指數與國際原油價格間是否有一定的關係。
- (4)試圖以共整合分析及誤差修正模型研究觀察台灣加權股價、八大類股指數對國際原油價格與消費者物價水準間的長期及短期關係。

1.2 研究範圍

本研究分析資料共計216筆。本研究所使用的變數包括加權指數、八大類股指數、消費者物價指數、布蘭特國際原油價格均採用每月最後一交易日為月資料之加權指數。

本研究變數台灣加權指數與布蘭特國際原油價格兩變數之資料來源皆取自「台灣經濟新報資料庫系統 (TEJ)」，教育部電算中心AREMOS資料庫，另八大類股指數亦來自於「台灣經濟新報資料庫系統 (TEJ)」。消費者物價指數之資料來自於行政院主計處所公布之資料。

1.3 研究架構

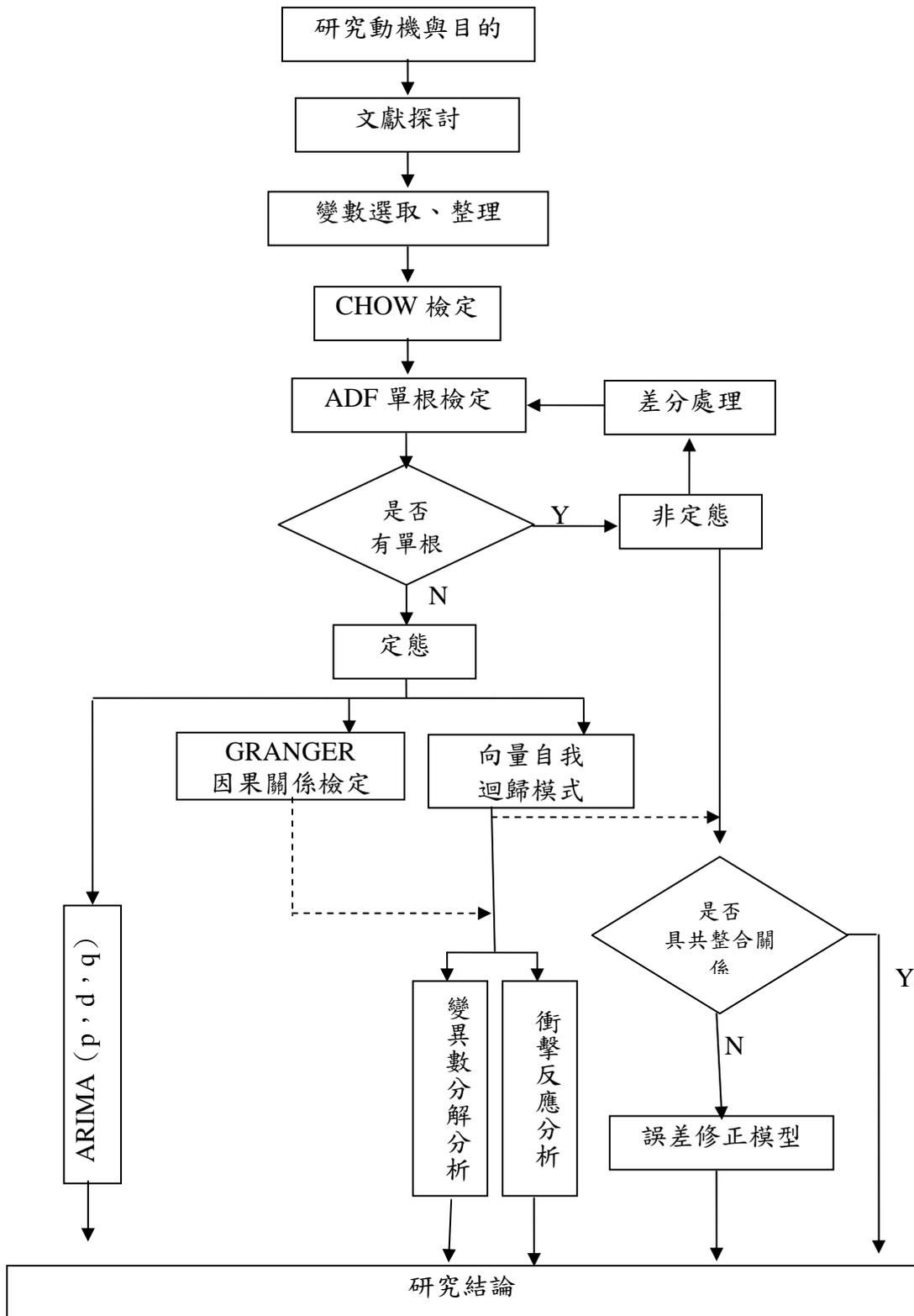


圖 1.1 研究架構圖

資料來源：本研究整理

第二章文獻回顧

2.1 股價指數實證對總體經濟變數影響之相關文獻

一般探討台灣加權股價指數對總體經濟變數的影響文獻中，大多是欲瞭解與解釋現實經濟活動的波動與時間序列變數的共移現象。大多數的研究著重於總體經濟變數之波動或改變對於加權股價指數之影響情況。本研究亦針對總體變數為國際原油價格的文獻加以研究與了解。

作者	研究方法	實證對象
Chen、Roll 和 Ross(1986)	套利定價模型	工業生產指數、通貨膨脹率、違約風險貼水差額、利率期限結構差額、消費水準及原油價格
研究結果		
1. 未預期到的利率期限結構對股價報酬有負相關，消費水準及原油價格對股價報酬則為無顯著效果；而工業生產指數與未預期到的違約風險貼水差額對股價報酬為正向的影響。		
作者	研究方法	實證對象
孫維鴻(民，76)	應用逐步迴歸方法	民國 60 至 75 年之工業生產指數、石油價格、匯率、貨幣供給額、利率等變數
研究結果		
貨幣供給額、利率兩項變數對股價的影響方向與理論不符；第二階段中，國內股價指數受利率、工業生產指數及躉售物價指數之影響，而貨幣供給額也為股價變動的重要指標，由此可知，金融市場較為健全時，利用利率、貨幣供給額、工業生產指數及躉售物價指數等變數來預測股價走勢，具有相當高的解釋能力。		
作者	研究方法	
孫智陸 (民，76)	模式理論的推演分析、動態投入產出物價模式、資料驗證	
研究結果		
1. 國際油價平均每變動 1%，則各產業產品價格因而引起變動之平均百分比，按順序較大的為：礦產品、石油煉製品、林產品、水電及煤氣業，大多與原油進口及使用油品為投入要素有關。		

2. 能源危機期間油價暴漲，帶動物價亦大漲，因此在產業名目產值及附加價值成長方面，淨價格變動成長效果所佔的比例大增，相對地，使得淨實質成長效果所佔的比例大幅降低，是故價格效果的影響力不能忽視。

作者	研究方法	實證對象
許村泰 (民, 77)	因素分析法	民國 71 年至 76 年間 8 個行業 38 家上市公司的股價資料：股價指數、油價、工業生產指數…等共九大項

研究結果

本研究之市場因素的影響力在該研究期間內約有 70% 的程度，並呈趨於上升的情勢，因而透過多元化投資組合所能降低的風險即屬有限；而其歷年來解釋股價變動的程​​度，一般均在 60% 以上。從長期觀點，探討各經濟因素每月變動與全市場股價變動的關係，在當期及領先一月的情況下，均無顯著影響性；經時差調整後，則有物價及匯率因素顯著，而整體因素的解釋能力也大幅上升，此似意謂著若能事先調整各因素的時差，則有助於股價理論模式預測的準確性。

作者	研究方法	實證對象
Huang (1989)	自我迴歸向量模型 (VAR) 貝氏自我迴歸向量模型 (Bayesian VAR)	美國實質國民生產毛額、美國貨幣供給量、美國三個月國庫券利率、國際原油價格，對國內實質國民生產毛額和物價水準 1961 至 1984 年間之季資料

研究結果

結果發現國際原油價格的變動是造成台灣國民所得水準波動的主要因素，而美國貨幣供給量的變動對於台灣景氣循環並無顯著的解釋能力，也就是說，對於小型開放經濟型態的台灣而言，影響其景氣循環的國際因素主要是來自於實質面而非貨幣面，由此可得一驗證，該期間的台灣景氣循環特徵相當符合實質景氣循環理論的預測。

作者	研究方法	實證對象
陳旭怡 (民, 80)	報酬率複迴歸分析	亞太各國日、月、季、年資料 股票報酬率

研究結果

1、各國日報酬率與季報酬率迴歸模型皆顯示。匯率變數對於大部分的

亞太股市而言，是一重要解釋變數。

2、以日資料與月資料股票觀之如：香港、台灣的匯率變動領先股價變動，且二者在短期間呈反向關係。

3、不論日、月、季資料，都證明了亞太各國股市受到美、日二國（或至少其中一國）當期或前期股市之顯著影響。

4、國際原油價格的上揚，並不會對亞太股市造成全面性的影響。

5、不論以日、月、季資料來看，大部分的亞太國家股市皆容易受到前期資料的顯著影響。

作者	研究方法	實證對象
Huang (1989)	自我迴歸向量模型 (VAR) 貝氏自我迴歸向量模型 (Bayesian VAR)	美國實質國民生產毛額、美國貨幣供給量、美國三個月國庫券利率、國際原油價格，對國內實質國民生產毛額和物價水準 1961 至 1984 年間之季資料

研究結果

結果發現國際原油價格的變動是造成台灣國民所得水準波動的主要因素，而美國貨幣供給量的變動對於台灣景氣循環並無顯著的解釋能力，也就是說，對於小型開放經濟型態的台灣而言，影響其景氣循環的國際因素主要是來自於實質面而非貨幣面，由此可得一驗證，該期間的台灣景氣循環特徵相當符合實質景氣循環理論的預測。

作者	研究方法	實證對象
Daniel (1997)	Cobb-Douglas 生產函數 VAR 自我迴歸向量模型	美、英、日三國 1960:1 至 1992:2 年間之季資料

研究結果

將二組共通趨勢區分為生產力趨勢(技術因素)及原油價格趨勢(原料投入指數)，結果顯示美、英二國之產出趨勢受原油價格趨勢之影響相對大於生產力趨勢之影響，然而日本之產出趨勢受生產力趨勢之影響卻相對大於原油價格趨勢之影響。進一步地進行預測誤差變異數分解，結果顯示，原油價格的衝擊對於美、英、日之景氣循環，皆具有重要的解釋能力。

作者	研究方法	實證對象
陳宗益 (民 90)	多變量分析	台灣與美國總經變數，取樣期間為 1990.1-2001.1 等 11 年

		期間 26 個變數的月資料
研究結果		
<ol style="list-style-type: none"> 台股歷史股價報酬率對於台股未來股價報酬率具有預測效力。 台灣總經變數對台股股價報酬率具有領先一期的效果，至於美國總經變數對台股股價報酬率則不具領先效果。 台灣總經變數模型與台股歷史股價報酬率模型皆存在超額報酬，即皆能打敗大盤，不過，台灣總經變數模型較具顯著現象。 		
作者	研究方法	實證對象
任淑怡(民，90)	實質景氣循環理論模型 共整合及共特徵分析	臺灣地區 1976 年第 1 季至 2000 年第 2 季間的季資料
研究結果		
<ol style="list-style-type: none"> 金融、保險及不動產業、社會服務及個人服務業與原油價格不具長期均衡關係。 原油價格為重要的一組共通趨勢。 就貿易運通類子產業與原油價格間，無論是否先考慮恆常性衝擊於分解模型中，商業、運輸倉儲及通信業相對地均受臨時性衝擊影響較大。 		
作者	研究方法	實證對象
白元宏(民，91)	主成分分析法 Granger 因果檢定	台灣加權股價指數、摩根台股指數、90 天期的商業本票利率、一銀的基本放款利率、消費者物價指數、杜拜輕原油、布蘭特原油……等共計二十八個變數。研究範圍為 1990 年 1 月至 2000 年 12 月止共 132 筆月資料
研究結果		
<p>並在此範圍分出前期：1990 年 1 月至 1995 年 12 月、後期：1996 年 1 月至 2000 年 12 月與全期間三種不同的時間模式供研究作比較分析。經實證分析，得到以下五點結論</p> <ol style="list-style-type: none"> 藉由主成份分析法的分析萃取將二十八個總體經濟變數縮減為五項總體經濟因素； 由 Granger 因果檢定發現台灣加權股價指數與摩根台股指數無領先關係； 五項總體經濟因素萃取資料對台灣加權股價指數（Y1）與摩根台股指數（Y2）的預測有效性達到八成的水準； 外國投資機構與法人對國家的總體經濟因素重視程度較一般投資人要來的具敏感性； 政府對外國投資機構與法人的投資限制放鬆有助於台灣股市潛在價值的認定。 		

作者	研究方法	實證對象
施鍾富 (民, 93)	VAR 向量自我回歸模型	資料範圍從是從 1984 年 1 月到 2003 年 3 月
研究結果		
實證結果顯示市場波動與股價波動皆存在單根，同時，市場波動與股價波動兩者間存在共整合關係。Granger 因果關係模型則指出台灣市場的股價波動會領先物價波動。在短期動態關係部分，根據衝擊反應函數圖形與變異數分解模型所顯示，股價波動對於市場波動變動都呈現緩慢而平滑的反應，影響期間多數都在一年之內。同時，在體系內，股價波動、利率波動、匯率波動、失業率波動與國際原油價格波動其外生性相對較強的變數。		
作者	研究方法	實證對象
張懿芬(民, 93)	VAR 向量自我回歸模型	台灣、南韓、新加坡和香港股票價格、貨幣供給、石油價格、匯率...等 1981 年 1 月到 2002 年 12 月的月資料
研究結果		
發現在金融風暴發生之前實證變數之間並無共整關係，但是在金融風暴發生之後有一組共整關係。一般而言，股票價格和通貨膨脹之間存在正向關係，但是和石油價格以及匯率之間存在負向關係。在預測誤差變異數分解中，股價的波動可歸責於油價、匯率和通貨膨脹。然而在每個時期，經由實證分析結果可以得知，油價在統計上顯著並且對股價有負面的衝擊。		
作者	研究方法	
林淑菁 (民, 93)	產業關聯分析 投入產出研究方法	
研究結果		
<ol style="list-style-type: none"> 1. 油價上漲對台灣整體產業有非常不利的影響，維持油價的穩定仍是未來政府努力的目標。 2. 就價格變動而言，價格變動方面以能源密集度高的產業影響最大，服務業所受的影響最小。而服務業以勞動為主要投入，因此油價波動對服務業衝擊較小。 3. 油價上漲對礦業會帶來極大的衝擊，對經濟發展的負面影響非常大，這是政府須特別重視的問題。分析結果說明當油價上升使產出下降，因此油價上升不但帶來經濟的委縮、需求的減少使整體經濟受到不利的影 		

響，因此維持油價的穩定亦是政府經濟發展上的一大考量。		
作者	研究方法	實證對象
洪介偉(民，94)	AR (1) -GRACH (1, 1)	台灣油價 油品供需
研究結果		
油價變動將負面影響股票市場報酬，台灣和南韓市場似乎具有不對稱的現象，所以根據 Joint test 之數據建議，台灣及南韓市場可以考慮以不對稱模型來配適。		

2.2 油品市場分析

原油與其相關產品為目前世界貿易額最大的商品，由原油提煉而成的產品舉凡取暖油、石化製品，甚至阿斯匹靈皆與我們的交通運輸、工業生產及家計消費有著密不可分的關係。1970 年代發生的二次石油危機更喚起我們對原油價格波動的重視，以下將介紹原油市場的歷史沿革及影響價格的因素，再進一步瞭解我國原油進口情形。

2.2.1 世界原油市場概況

2.2.1.1 供給面回顧

石油的發現很早，但一直到十九世紀中葉，美國及加拿大等引進中國鑽井取鹽技術才鑽獲大量的原油，因生產成本低廉、運輸方便，由此開啟了以石油為主導的能源新世紀。二次世界大戰後，石油不再只是燃料，石化工業的發展進一步擴展了對原油的需求與應用。

國際石油工業的發展，可追溯到十九世紀的後半葉，當時石油工業多由小型的生產商、提煉商及銷售商所組成。1860年代，美國洛克菲勒家族成立了標準石油公司 (Standard Oil Company)，國際石油公司才邁入了大型壟斷及高度垂直整合 (vertically integrated) 的高資本密集經營型態，而成為石油市場的主要操縱者。直到20 世紀初這一段期間，西方先進國家陸續到世界各地開採油源，並發展成多國籍結合的國際性

合作組織，最著名的為七姊妹，由美國的 Exxon、Mobil、Standard of California、Texaco、Gulf、英國的 British Petroleum (BP) 與英荷資本的 Royal-Dutch Shell 所組成。1970 年代之前石油開採成本低廉、供給充裕、價格便宜，世界石油的供應為七姊妹所壟斷，直到「石油輸出國家組織」(Organization of Petroleum Exporting Countries, OPEC) 掘起才打破這樣的局面。1960 年代私人的獨立公司進入大石油公司勢力不及的地區(如奈及利亞) 大量開採，使得市場競爭更為激烈，供給的增加造成原油價格下跌(1947 至1970年代前期，阿拉伯灣的實質原油價格下降約65%)，而且提供了產油國更多可資合作的對象，因而削減了七姊妹與產油國議價的能力。就是在這樣的環境下提供了OPEC適時發展的時機(陳思穎，民88)。

OPEC於1960年代成立，其會員國請見表 2.2.1。1960至1973年為OPEC的成長期，在這段期間OPEC取得抬高價格及石油收益增加的初步勝利，OPEC取消了對油公司的長期優惠協定、公告價格(posted price)改由產油國單方面決定、及廢除了油公司尚未開採的礦區探勘權等協議。1970年代，世界石油供應轉由OPEC所控制。在兩次石油危機中OPEC並以石油做為戰爭的武器，哄抬原油價格，充分發揮了卡特爾(Cartel)組織的力量。但也因為油價的高漲，促使非OPEC的產油國家增加產量，造成OPEC市場佔有率的下降。沙烏地阿拉伯在1985年採行「逆價制」⁴以增加售油量，卻使油價一度跌至一桶10美元以下，1990年伊拉克侵略科威特時油價一度升到24.72美元，波斯灣戰爭結束後，油價再度回到16至20美元的波動區間。1997年發生亞洲金融危機，全球景氣受到影響，加上暖冬等因素，國際油價從1996年12月的每桶28.37美元的高峰逐步下跌，迄今方有回升的跡象。

表 2.1 OPEC 會員國加盟時間

加入時間	國家
1960/9/14	委內瑞拉、伊朗、沙烏地阿拉伯、伊拉克、科威特（此五國為創始OPEC之會員國）
1961/1	卡達
1962/4	利比亞、印尼
1967/12	阿布達比
1969/7	阿爾及利亞
1971/7	奈及利亞
1973/12	厄瓜多爾
1975/7	加彭

註：阿布達比於1974年加入阿拉伯聯合大公國厄瓜多爾、加彭已退出OPEC，故目前會員國為11國

資料來源：1. 經濟部能委會，「石油輸出國加組織長期策略之研究」，民71年7月。

2. 許志義、洪育民（1994），石油經濟學（上）-國際油價篇，華泰書局。

2.2.1.2 需求面

除了價格，影響原油需求的其他因子包括了世界人口、氣候狀況、實質國內生產毛額、經濟結構、技術進步、節約效果、替代能源等，茲說明如下。

（一）世界人口：世界人口的增加，會導致對財貨與勞務的需求增加，舉凡交通運輸、民生需求均會提高，因而增加對原油的需求。

（二）氣候狀況：若氣候變冷，如東協等高緯度的國家，在冬天時會增加對取暖油的需求，進而提昇對原油的需求。

（三）實質國內生產毛額：由於原油的多項能源產出是經濟活動中不可或缺的投入要素，一國經濟活動越蓬勃發展，實質國內生產毛額亦越高，對能源的引申性需求亦會提昇。傅子平（1993）指出1990年亞太地區的石油消費量首度超越西歐地區，這應與亞太地區高經濟成長率有關。

(四) 經濟結構：在一國經濟發展的過程中，對原油的需求及其產品的與消費型態將隨經濟結構的變化而異。以農業發展為主的國家，原油需求較低。若為工業國家，運輸、電力、石化的發展均會增加對原油的需求，故已開發的工業化國家對原油的需求會大於未開發國家。

(五) 技術進步：技術進步表示投入較少的生產要素可有相同的產出，因此，技術越進步，以原油為投入的生產對原油的需求將會減少。

(六) 節約效果與替代能源：經過兩次石油危機與1990年的波斯灣戰爭，各國政府均體認到節約能源的重要，並尋找其他替代能源與使用技術的提昇，藉以降低對原油的依賴。許志義、洪育民(1994)指出原油在自由世界總能源需求中所佔的比率由1973年的56%，降至1985年的47.9%。

有關近幾十年來國際油價的變動，請參見圖2.1。(受限於資料來源，故僅至1996年)OPEC的市場佔有率屢受非OPEC國家的威脅，OPEC會員國的宗教、政治因素亦使其內部協調困難，但OPEC會員國能否有效執行減產協議仍是影響國際油價的關鍵因素。另一方面，各國替代能源技術發展的緩慢、與開發中國家對能源需求的逐漸增加，亦是OPEC在可見的未來對油價仍有重要影響的原因。

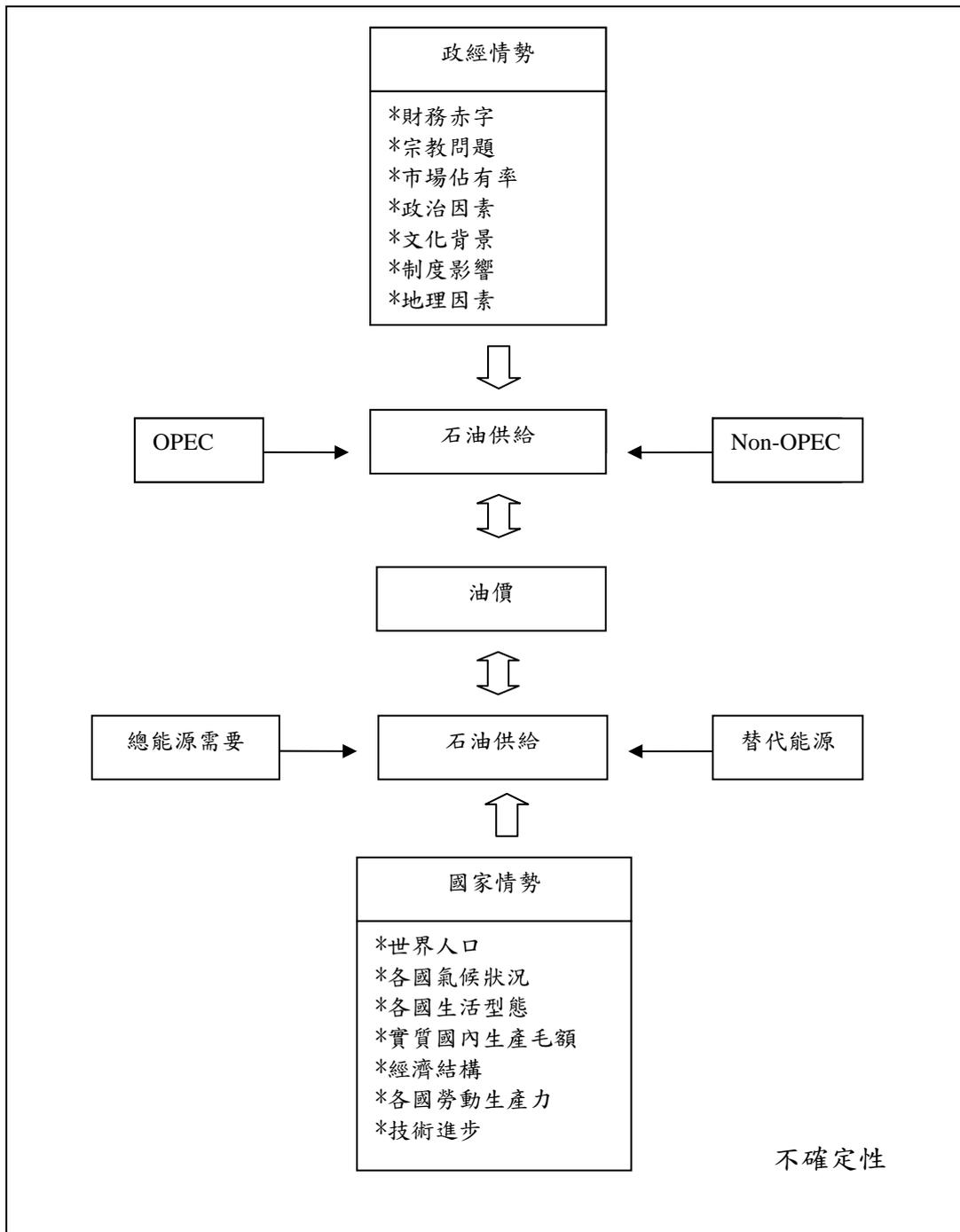


圖2.1 影響油價的因素

資料來源:許志義、洪育民(1992),「國際油價分析與預測」,中華經濟研究所

表 2.2 自由世界石油市場及其價格摘要

特徵項目	原油價格			供給與需求			
	油價水準	波動趨勢	主導力量	產油國	油公司	消費國	供需比較
1960 1970	*名目油價平均為每桶 1.8 美元	*油價緩和上漲 *實質油價下跌	*由國際大石油公司（七姊妹）定價	*1960 年 OPEC 成立 *OPEC 無控制石油市場力量	*國營公司與獨立公司興起 *大石油公司之巔峰且掌握石油市場	*需求增加	*需求大於供給
1971 1980	*名目油價平均為每桶 11.99 美元	*1973 年 10 月第一次石油危機 *1978 年 10 月第二次石油危機	*1973 年以前政府由 OPEC 與石油公司協商 *1973 以後由 OPEC 決定	*OPEC 實施石油國有政策或與由公司共同經營 *OPEC 已完全控制市場	*大石油公司轉移原油控制力量，朝下游發展	*1974 年成立國際能源總署（IEA）與 OPEC 抗衡	*供給短缺
1981 1985	*名目油價平均為每桶 31.2 美元	*名目油價於 1981 年達最高水準 *1985 年油價跌至 10 美元以下	*OPEC 與非 OPEC 共同決定 *1985 年由「逆價制」決定	*1983 年 OPEC 設定會員產量配額 *非 OPEC 產油國產量增加	*大石油公司大量進行現貨市場交易	*世界經濟不景氣，需求減少	*供給大於需求
1986 1989	*名目油價平均為每桶 16.34 美元	*油價持	*OPEC 恢復官價	*OPEC 欲恢復配額限制及減產 *爭奪市場佔有率	*大石油公司在石油下游產業因油價過低面臨考驗	*需求量緩慢上升	*供給大於需求
1990 1999	*1990 至 1997 年平均油價為每桶 18.42 美元	*1991 年因伊拉克戰爭使油價上漲為 24.72 美元 *1996 年油價創新高每桶 23.46 美元 *1997 年因金融風暴使油價下跌		*OPEC 仍建議減量		*亞洲金融風暴重創亞洲各國，使原油需求成長減緩	*金融危機時：供給大於需求 *自 1999 年後：需求大於供給

資料來源：1. 許志義、洪育民（1994），石油經濟學（上）-國際油價篇，華泰書局。

2.2.2 全球油品市場現況

表2.3為2001年底全球原油蘊藏量情形。其中，全球蘊藏量最豐富的地區為中東地區，所佔比重高達65.3%，其次分別為中南美洲，佔9.1%，非洲地區，佔7.3%。亞太地區以中國大陸蘊藏量所佔比重最多，為2.3%，其餘各國所佔比重則均少於1%，亞太地區佔全球總蘊藏量比例僅為4.2%。至於在可開採年限方面，全球預計仍有40.3年左右，中東地區為86.8年，中南美洲為38.8年，非洲地區為27.4年，亞太地區為15.6年，中國大陸為19.9年。

表 2.3 2001 年底全球已證實之石油蘊藏量

地區	總蘊藏量(單位:十億桶)	比重	蘊藏量/生產量(可開採年限)
北美地區	63.9	6.1%	13.5
中南美洲	96.0	9.1%	38.8
歐洲	18.7	1.8%	7.8
前蘇聯	65.4	6.2%	21.1
中東地區	685.6	65.3%	86.8
非洲地區	76.7	7.3%	27.4
亞太地區	43.8	4.2%	15.6
全世界總和	1,050.0	100%	40.3

資料來源:BP Statistical Review of World Energy, June2002

表2.4 為2001年底全球石油消費概況，全球每日平均消費75,291千桶石油，前三大消費地區及所佔比重分別為北美地區，30.4%，亞太地區，27.7%，歐洲地區，21.7%，比較表3.3與表3.4可推論原油的煉製以靠近消費地區為主的特性。此外，亞太地區中，中國大陸為石油最大消費國，日本次之，台灣的平均日消費量為776 千桶，佔全世界消費量的1.1%，略高於新加坡與泰國。

表 2.4 2001 年底全球石油消費概況

地區	消費量 (每日千桶)	與2000年消費量 比較之變百分比	比重
北美	23,386	-0.3%	30.4%
中南美洲	4,693	-1.1%	6.2%
歐洲	16,093	0.6%	21.7%
前蘇聯	3,407	-0.4%	4.8%
中東地區	4,306	-0.6%	5.9%
非洲地區	2,490	0.8%	3.3%
亞太地區	20,916	-0.5%	27.7%
中國大陸	5,041	0.8%	6.6%
印度	2,072	-0.4%	2.8%
印尼	1,095	3.7%	1.5%
日本	5,427	-3.2%	7.0%
馬來西亞	407	-8.8%	0.5%
菲律賓	347	-0.5%	0.5%
新加坡	726	10.2%	1.1%
南韓	2,235	-0.1%	2.9%
台灣	776	-5.2%	1.1%
泰國	714	-2.8%	1.0%
全世界總和	75,291	0.2%	100.0%

資料來源:BP Statistical Review of World Energy, June2002

2.2.3 我國進口原油概況

台灣由於先天缺乏能源，所以必須大量仰賴進口，其中原油又為我國主要的初級能源。雖然經歷了兩次石油危機，我國對石油的進口並沒有減少（張剛維，民91）。民國87年，我國進口能源佔能源供給量的96.21%，其中原油及石油產品就佔了51.23%。進口原油依存度高達99.88%，而對中東原油進口依存度為61.50%。兩次石油危機後，中油公司逐漸分散原油進口的來源，以民國87年為例，雖然自沙烏地阿拉伯進口原油的比重仍有24.2%，但相對於民國81年的38.5%已下降了14.3%。其他進口來源分別為：位於中東地區的伊朗（10%）、阿拉伯聯合大公國（8.5%）、科威特（8.1%）、阿曼（1.1%）與東南亞的印尼（4.3%），其他地區（包括西非、澳洲等地）則佔了43.9%。

2.2.3.1 我國石油供需現況

我國石油進口主要為原油，大約佔百分之八十以上，其他的進口石油產品包括液化石油氣、車用汽油、航空燃油、燃料油、潤滑油、柏油、溶劑油、石油腦及其他石化產品。由表2.5與表2.6 可知我國原油供給超過百分之九十九以上均仰賴國外進口，2001年進口石油依存度為99.92%，而且大多數係來自戰亂頻仍的中東地區，2001年中東原油進口依存度為68.06%，使得石油供應的穩定性與價格的波動性一直是眾所矚目的焦點。且我國近年石油產品供給量排行，燃料油高居首位，其次為柴油與車用汽油。其中，燃料油、液化石油氣、航空燃油及其他油品的年進口量約為一千萬公秉油當量，佔總供應量的百分之十五點七，且有逐年上升之趨勢。逐年上升之趨勢。

表 2.5 台灣原油供需表

年別 Year	石油產品合計 Grand Total			液化石油氣 LPG			車用汽油 Motor Gasoline		
	合計 Total	自產 Indigenous	進口 Imported	合計 Total	自產 Indigenous	進口 Imported	合計 Total	自產 Indigenous	進口 Imported
	2003	75,260.5	65,518.5	9,741.9	2,896.5	1,829.0	1,067.5	11,005.8	10,809.9
2002	67,273.0	57,212.4	10,060.5	2,768.2	1,609.1	1,159.1	9,353.3	9,062.8	290.5
2001	65,782.6	55,463.6	10,319.1	2,744.1	1,496.4	1,247.7	7,971.8	7,499.8	471.9
2000	61,751.0	51,464.1	10,287.0	2,498.1	1,343.7	1,154.4	8,217.7	6,241.0	1,976.7
1999	57,193.0	46,771.1	10,421.9	2,237.6	1,063.7	1,173.9	7,546.2	6,002.7	1,543.5
1998	47,478.4	38,563.4	8,915.0	2,083.7	1,067.6	1,016.1	7,468.2	5,516.8	1,951.4
1997	46,602.0	37,734.9	8,867.0	2,138.2	1,082.6	1,055.5	6,813.7	5,463.0	1,350.7
1996	44,461.6	36,514.8	7,946.8	2,113.7	1,025.7	1,088.0	7,056.0	5,239.7	1,816.3

資料來源：中華民國九十二年能源統計手冊 經濟部能源局編印

表 2.6 我國進口原油之供給表

地區		沙烏地	科威特	阿拉伯					
Area		阿拉伯		聯合大公國	印尼	阿曼	伊朗	其他	總計
年別		Saudi	Kuwait	United Arab	Indonesia	Oman	Iran	Others	Total
Year		Arabia		Emirate					
2003	數量	90,778	59,261	12,592	3,787	3,391	59,746	97,550	327,106
	Quantity%	27.7	18.1	3.9	1.2	1.0	18.3	29.8	100.0
2002	數量	56,279	39,545	10,595	5,994	20,886	48,014	90,304	271,557
	Quantity%	20.7	14.6	3.9	2.2	7.7	17.7	33.3	100.0
2001	數量	68,548	49,835	12,819	5,295	3,998	33,987	104,804	279,287
	Quantity%	24.5	17.8	4.6	1.9	1.4	12.2	37.5	100.0
2000	數量	55,959	28,661	14,450	8,345	14,309	25,039	125,249	272,013
	Quantity%	20.6	10.5	5.3	3.1	5.3	9.2	46.0	100.0
1999	數量	46,449	22,183	18,586	10,118	11,253	21,698	124,124	254,412
	Quantity%	18.3	8.7	7.3	4.0	4.4	8.5	48.8	100.0
1998	數量	58,524	19,500	20,627	10,445	2,686	24,141	106,274	242,199
	Quantity%	24.2	8.1	8.5	4.3	1.1	10.0	43.9	100.0
1997	數量	63,482	23,148	16,274	10,839	6,211	17,174	92,655	229,782
	Quantity%	27.6	10.1	7.1	4.7	2.7	7.5	40.3	100.0
1996	數量	61,210	26,714	16,496	7,577	8,931	21,912	86,762	229,603
	Quantity%	26.7	11.6	7.2	3.3	3.9	9.5	37.8	100.0
1995	數量	62,283	21,276	14,590	17,367	18,179	18,643	58,061	210,399
	Quantity%	29.6	10.1	6.9	8.3	8.6	8.9	27.6	100.0

資料來源：中華民國九十二年能源統計手冊 經濟部能源局編印

第三章 研究方法

3.1 Chow 檢定

Chow 結構轉變點 (breakpoint) 檢定乃是檢定樣本中的子樣本 (sub-sample) 之間，是否有不一樣的性質。若樣本期間的結構已經改變，但忽略性質不一的結構，可能扭曲研究結果，故本文選擇Chow轉變點檢定來篩選研究的樣本期間。

假設某一資料產生過程DGP (data generating process) 為AR(p)的時間數列變數 y_{1t} 共有 T 個樣本，而 y_{1t} 的DGP在時間點 k 時有結構轉變發生，也就是 y_{1t} 的DGP從樣本1到 $k-1$ 和從樣本 k 到 T 的DGP是不相同的，以數學表示會更清楚：

$$y_{1t} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i}, \text{ 當 } t = 1, 2, \dots, k-1 \quad (1)$$

$$y_{1t} = a'_0 + \sum_{i=1}^p a'_i y_{t-i}, \text{ 當 } t = k, k+1, k+2, \dots, T \quad (2)$$

換言之，對 $i = 0, 1, \dots, p$ 而言， $a_i \neq a'_i$ ，因此虛無假設可寫成

$$H_0: a_i = a'_i, \quad i = 0, 1, \dots, p \quad (3)$$

其在虛無假設 (即所有樣本DGP都相同) 成立下的模型 (null model) 可寫成：

$$y_{1t} = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i}, \text{ 當 } t = 1, 2, \dots, k, \dots, T \quad (4)$$

如果在估計之前，事先就得知結構轉變點的位置「可能」是發生在 k 的位置，就可以利用Chow轉變點檢定來做是否有結構轉變的檢定。其檢定步驟如下：

1、以全部樣本估計DGP (例如用(4)式，即 $y_{1t} = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i}$ 估計)，令其殘差平方和為 SSR_R 。

2、已知轉變點為 k 的前提下，將樣本分成 $1, 2, \dots, k-1$ 和 $k, k+1, \dots, T$ 兩個

子樣本，再分別估計其DGP，並分別將子樣本的迴歸殘差平方和令其為 SSR_1 和 SSR_2 。

也就是例如將子樣本分別以(1)和(2)兩式來估計，並令這兩式的迴歸殘差平方和分別為 SSR_1 和 SSR_2 。

3、計算Chow轉變點檢定的 F 統計量，並以自由度 $(p+1, T-2p-2)$ 的 F 分配進行檢定。

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_1 - SSR_2)/(p+1)}{(SSR_1 + SSR_2)/(T-2(p+1))} \sim F_{(p+1, T-2p-2)} \quad (5)$$

其中 $p+1$ 為包含截距項的自變數個數，若迴歸不含截距項，則上式的 $p+1$ 就用 p 來取代即可。

3.2 ARIMA

ARMA 是由兩種 DGP，即 AR 和 MA 結合而成。所謂 AR (auto regressive) 模式主要是指變數 (y_t) 除了受誤差項 (e_t) 影響之外，還受變數前期 (y_{t-1} 、 y_{t-2} 、 y_{t-3} 、...) 所影響。AR(p) 的一般化模型可以下式表示：

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + e_t \quad (6)$$

其中 a_0 表示常數的截距項， p 代表落後期數 (lag)， a_i 代表 y_{t-i} 的係數， e_t 是白噪音。

而 MA (moving average) 模式是指變數 (y_t) 與變數前期的誤差項 (e_{t-1} 、 e_{t-2} 、 e_{t-3} 、...) 有一定的關係。而所謂的 MA(q) 的一般化模型可寫成：

$$y_t = a_0 + e_t + \sum_{i=1}^q b_i e_{t-i} \quad (7)$$

其中 a_0 表示常數的截距項， q 代表落後期數， b_i 代表 e_{t-i} 的係數， e_t 是白噪音。

若有一資料，ARMA(p,q)無法配適時，可利用取差分 (take difference) 的方式，進行配適，此法稱為 ARIMA (autoregressive integrated moving average)。若取 d 次差分後，可用 ARMA(p,q)配適的話，則可稱此模型為 ARIMA(p,d,q)。

3.2.1 單根檢定

若一簡單的 AR(1)數列 (不管截距項和白噪音項)：

$$y_t = a_1 y_{t-1} \quad (8)$$

而數列 y_t 的特徵方程式有單根，則該數列就不符合定態的統計定義。因此，特性根是否有單根就可以用來當做一個時間序列變數是否為定態或非定態變數的判斷準則。若一個變數是①定態，則其「所有的特性根必需在單位圓內」；②非定態，則其「所有的特性根將落在單位圓上或單位圓外」。

統計上檢定數列是否有單根的檢定方法常見的有以下兩種。

1、DF 單根檢定

Dickey與Fuller (1979) 考慮一時間數列 (Y_t) 是否存有單根現象，其檢定模型依其是考慮到截距項 (drift term) 和一個線性時間趨勢 (linear time trend) 等三個基本的檢定模型，若用於一階自我相關迴歸模型 <AR(1)>此三個迴歸式分別如下：

Model1：純粹隨機漫步模型，無截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + e_t \quad (9)$$

Model2：包含截距項 (a_0) 但無時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma_\mu y_{t-1} + e_t \quad (10)$$

Model3：包含截距項（ a_0 ）及時間趨勢項（ t ）

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma_\tau y_{t-1} + bt + e_t \quad (11)$$

其中 a_0 為截距項（intercept或drift term）， t 為時間趨勢變數，假設 $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。上述三種檢定模型的檢定假說為：

虛無假設(H_0)：有單根現象； $\gamma = 0$ 、 $\gamma_\mu = 0$ 或 $\gamma_\tau = 0$

對立假設(H_1)：無單根現象； $\gamma < 0$ 、 $\gamma_\mu < 0$ 或 $\gamma_\tau < 0$

若檢定結果無法拒絕虛無假設（do not reject H_0 ）時，則可判斷該時間數列資料（ y_t ）有單根現象。檢定結果若為接受虛無假設（ H_0 ），則代表數列存有單根，需進行差分處理，然後再將差分過之數列重複上述檢定，直到 γ 統計值顯著異於零，通過單根檢定成為定態數列為止。

2、ADF單根檢定

前面介紹的 DF 檢定，是用最小平方法（OLS）來進行，因此迴歸估計後的殘差項是否符合白噪音的性質，當然會影響到估計出來的迴歸係數的性質。特別是當非定態變數之 DGP 不一定是像 AR(1)的模式時，原先的 DF 檢定就可能會有問題，所以 Dickey 與 Fuller 而將 DF 檢定法之三個檢定模型重置加入應變數（ y_t ）之落後期（lagged term），即考慮了變數（ Δy_t ）之自我相關的問題來對時間數列資料（ y_t ）進行單根檢定。其檢定模型為：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (12)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (13)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (14)$$

上式中 $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p a_i\right)$ ，而 $\beta_i = -\sum_{i=1}^p a_j$ 。(12)(13)(14)式的方程式所表示

的，正是所謂的「擴充的 DF 檢定」(augumerted Dickey-Fuller test，簡稱 ADF 檢定)。

3.2.2 落後期數之選取

在時間數列的實證研究中，運用判定係數或調整判定係數來當做模型配適度指標的情形並不多見。比較為大家所常用的，反而是利用 AIC (Akaike information criterion) 或是 SBC (Schwartz Bayesian information criterion，也被稱為 SBIC 或 SC) 準則。本研究亦將利用 AIC 準則求出最適的落後期數。

其中，AIC 和 SBC 的計算式分別是：

$$AIC = T \ln(SSE) + 2k \quad (15)$$

$$SBC = T \ln(SSE) + k \ln(T) \quad (16)$$

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

由於 $SST = SSR + SSE$ ，SSR「愈大」代表模型樣本資料的解釋能力愈好，在 SST 固定的情況下，即表示 SSE「愈小」代表模型樣本資料的解釋能力愈好。因此，AIC 和 SBC 所計算出來的值愈小，則代表模型的配適度愈佳。

3.2.3 白噪音檢定

白噪音 (white noise) 就是滿足一些「特定的統計定義」的時間數列「隨機變數」。換言之，如果有一個時間數列變數 (e_t) 符合下列三個條件，則稱此數列 e_t ，符合白噪音的過程：

- (1) 期望值為 u ，即 $E(e_t) = u$ ， $\forall t$ 。
- (2) 變異數一致且相同，即 $Var(e_t) = \sigma^2$ ， $\forall t$ 。
- (3) 自我共變異數 (autocovariance) 為零，即 $Cov(e_{t-j}, e_{t-k-j}) = 0$ ， $\forall j, k, j \neq k$ 。

若一DGP符合白噪音過程，則在均齊變異的情況下， e_t 數列應無自我相關情形，統計上常以Ljung-Box (1978) 的 Q 統計量來檢定一數列是否符合白噪音過程。而 Q 統計量的一般式如下：

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\tau}_k^2}{T-k} \sim \chi_m^2 \quad (17)$$

其中 T ：樣本個數， m ：落後期數， $\hat{\tau}_k$ ：第 t 期資料與第 $t-k$ 期的自我相關係數的估計值，檢定結果若接受虛無假設 $H_0: \tau_1 = 0, \tau_2 = 0, \dots, \tau_k = 0$ ，即表示數列無自我相關存在，反之，則存在自我相關，即不符合白噪音過程。

3.3 向量自我迴歸

多變數時間數列模型以線性迴歸來表示時，其實隱含著變數之間存在著因果關係之假設，也就是說其實假設迴歸方程式的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。因變數我們將之稱為「內生變數」(endogenous variable)，而自變數則是「外生變數」(exogenous variable)。然而由於經濟體系的微妙運作，使得有時候無法確定某些變數是不是因變數或自變數。

像變數間存在錯綜複雜的關係時，在實證上經常採用所謂的「結構系統方程式」(structural system equations) 的方法來估計。有鑑於此Sims (1980) 提出向量自我迴歸模型 (vector autoregression; VAR) 以解決結構模型的認定問題，VAR可以視為是結構系統方程式的縮減式。

這種方式將所有的變數均以內生變數來處理，可以克服內生外生變

數認定的質疑，不過值得注意的是，VAR主要的目的在於預測任一變數變動對所有變數的影響。

3.3.1 向量自我迴歸基本模型

所謂的VAR是一組由多變數、多條迴歸方程式所組成，這些在每一條方程式中，因變數皆以因變數自身的落後期，加上其他變數落後期來表示。 m 個變數間，VAR(p)的一般化模型，可表示如下：

$$Y_t = d + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$(p \times 1) \quad (p \times 1) \quad (p \times p) \quad (p \times 1) \quad (p \times 1)$

3.4 共整合檢定及誤差修正模型

3.4.1 共整合概念

Granger and Newbold (1974) 指出若迴歸式的自變數為非定態，以傳統OLS方法進行迴歸分析，將產生「假性迴歸」(spurious regression) 關係，即在用迴歸方式來估計變數之間的因果關係，而所謂假性迴歸，簡單地說，就是在用迴歸方法檢定或估計實證模型的時候，如果所採用的時間數列不是定態，則迴歸的結果，很有可能使原本毫無「因果關係」的變數之間，卻出現「假性迴歸」的因果關係，也就是出現迴歸係數顯著異於零，且 R^2 也很高的情況。

後來，Engle and Granger (1987) 提出共整合(cointegration) 的理論，他們發現非定態變數之間的迴歸關係，如果出現共整合現象，則這樣的迴歸關係仍有經濟意義，其共整合的定義，為一組非定態時間數列變數的線性組合若變成定態時，則稱這些變數有「共整合」現象。

共整合常被詮釋為「經濟變數間具有長期均衡關係」的現象。換句

話說，非定態變數具有共整合關係時，隱含了這些變數，就長期而言是具有往「均衡方向調整」的特性，亦即在短期時，變數間可能存在偏離的現象，但是這種短期偏離長期均衡的現象，應該會逐漸縮小。

3.4.2 共整合之檢定

1、Johansen最大似比檢定

Johansen (1988,1991) 運用多變量的架構來探討共整合檢定，並假設一個多變數長、短期動態行為VAR (vector autoregression) 體系，利用模型中的迴歸係數矩陣的秩 (rank) 決定共整合關係；Johansen並利用係數矩陣的特徵值 (eigenvalues) 建立LR統計值 (χ^2 分配)，檢定共整合向量及從事模型線性限制的統計推論。

檢定任 n 個整合變數是否具有共整合關係，而且還可以檢定有幾組共整合向量。例如， $X_t = [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}]$ ，若各變數均與落後一期之變數有關，則可表示為

$$X_t = AX_{t-1} + e_t \quad (19)$$

此式改寫成

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + e_t \quad (20)$$

由此求得 n 個特性根，將特性根依大小順序排列成 $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ ，所以如果這 n 個非定態變數都是獨立的變數，則 $rank(\Pi) = 0$ ，同時 $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = 0$ ，因此自然對數 $\ln(1 - \lambda_i) = \ln(1) = 0$ ， $\forall i$ ；而 $rank(\Pi) = 1$ 時， $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_n = 0$ ；若 $rank(\Pi) = 2$ 時， $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 \neq 0$ ，但 $\lambda_3 = \lambda_4 = \dots = \lambda_n = 0$ 。

2、共整合向量與其個數的檢定

Johansen共整合分析法中，判定共整合向量的個數可由 Π 的秩來作判

斷，檢定向量的秩即檢定該向量有多少個非零的特徵根（Characteristic Roots）。因此可以運用以下兩種統計量來進行共整合檢定：（其中 T 代表樣本總數， $\hat{\lambda}_i$ 是第 i 個特性根的估計值，而 $r = \text{rank}(\Pi)$ ）

(1) 軌跡檢定

H_0 ：最多有 r 個共整合向量（ $\text{rank} \leq r$ ）

H_1 ：最少有 $r+1$ 個共整合向量（ $\text{rank} > r$ ）

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (21)$$

其原理是在於，如果沒有任何共整合向量存在，則 $r=0$ ，隱含 $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = 0$ ，這將使 $\lambda_{\text{trace}} = 0$ ；而如果有 r 組共整合向量存在，則 $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 \neq 0$ ， \dots ， $\lambda_r \neq 0$ ，但是 $\lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0$ ，所以

$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ 的值將會接近 0。

(2) 最大特性根檢定

H_0 ：最多有 r 個共整合向量（ $\text{rank} \leq r$ ）

H_1 ：最少有 $r+1$ 個共整合向量（ $\text{rank} > r$ ）

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (22)$$

同理，若有 r 組共整合向量存在， $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 \neq 0$ ， \dots ， $\lambda_r \neq 0$ ，但是 $\lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0$ ，所以 $\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$ 的值將會接近 0。

3.4.3 誤差修正模型

在 3.4.1 節裡提到，當經濟變數間具共整合關係時，它們之間有長期均衡關係，但在短期時，變數間可能存在偏離的現象，Banerjee et al., (1993) 發展出一誤差修正機能 ECM (error correction mechanism)，可了解短期失衡往長期均衡修正的程度。這正是 Granger 所提出之「Granger

表現定理」 (Granger representation theorem) 之涵意，因為「Granger表現定理」係指對一組具共整合關係的I(1)變數而言，可以轉換成以誤差修正模型的方式來呈現。其ECM模式如下：

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \alpha(y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + e_t \quad (23)$$

其中， $y_{t-1} - \gamma x_{t-1}$ 為誤差修項；

γ 為 x (自變數) 與 y (因變數) 間長期關係；

β_1 為描述 x 變動與 y 變動的短期關係；

α 為描述誤項調至均衡的速度。

當 $\alpha > 1$ 時，表示其誤差修正模式會快速修正至均衡，即消除偏離之誤差所作的調整相當的強烈。當 $\alpha \leq 0$ 時，表示消除偏離之誤差所作的調整則非常的薄弱。

3.5 Granger 因果關係分析模型

3.5.1 定義

若過資料數列能通過之定態檢定，即可利用Granger 因果檢定以進一步探討兩兩變數間均衡關係的大小、方向及可能的影響途徑。

Granger於1969年對因果關係的定義建立於變數預測的角度，其係用預測值與實際值的差異大小當作判定的準則，亦即以預測誤差變異數的大小來衡量。假定有 X 、 Y 兩個變數，當我們對 X 做預測時，除了利用 X 過去的數值尋找有關的資訊外，此時若加入了另一個相關變數 Y 過去的數值，將使得對 X 的預測更準確，也就是降低了原來的預測誤差，此一現象稱之為 Y 是 X 的因 (Y causes X)，反之亦然。若是上述兩種情形同時存在時，則表示 X 和 Y 之間具有回饋 (feedback) 關係。

Granger (1969) 由預測能力的角度，定義兩變數間的因果關係。首

先，考慮兩數列 X_t 、 Y_t 為雙變量線性隨機過程（bivariate linear stochastic process）所產生之恆定數列，並做如下假設：

X^t ：包含 X 所有過去值

\bar{X}^t ：包含 X 當期與所有過去值

Y^t ：包含 Y 所有過去值

\bar{Y}^t ：包含 Y 當期與所有過去值

$A^t = \{X^t \cup Y^t\}$ ：包含 X 與 Y 所有過去值

$\bar{A}^t = \{\bar{X}^t \cup \bar{Y}^t\}$ ：包含 X 與 Y 當期與所有過去值

$\sigma^2 = (X_t | A^t)$ 在情報集合 A^t 下，對 X_t 的最佳線性預測均方誤（the mean square error of optimal linear predictor）

Granger 因果關係可表示如下：

$$1、\sigma^2(X_t | X^t, Y^t) < \sigma^2(X_t | X^t)$$

表示加入 Y 過去之訊息有助於 X 之預測，稱為 Y 影響（cause） X 。

$$2、\sigma^2(X_t | X^t, \bar{Y}^t) < \sigma^2(X_t | X^t, Y^t)$$

表示加入 Y 之當期值有助於 X 之預測，稱 Y 瞬間影響（instantaneous causality） X 。

$$3、\sigma^2(X_t | X^t, Y^t) < \sigma^2(X_t | X^t) \text{ 且 } \sigma^2(Y_t | X^t, Y^t) < \sigma^2(Y_t | Y^t)$$

表示 X 與 Y 具有回饋關係（feedback），即 X 影響 Y ， Y 也影響 X 。

$$4、\sigma^2(X_t | X^t, \bar{Y}^t) = \sigma^2(X_t | X^t, Y^t) = \sigma^2(X_t | X^t)$$

$$\text{且 } \sigma^2(Y_t | \bar{X}^t, Y^t) = \sigma^2(Y_t | X^t, Y^t) = \sigma^2(Y_t | Y^t)$$

表示 X 與 Y 為獨立關係（independence）。

由上述因果關係之定義內容得知，Granger 是以時間的先後及加入被預測變數以外的資料是否提升預測能力來區別因果關係。

3.5.2 檢定方法

Granger (1969) 年的文章中除了對因果關係下定義外，並同時提出檢定此因果關係的方法，茲以一簡單模型說明之。

假設 X_t 、 Y_t 為二時間數列：

$$X_t = \sum_{j=1}^n a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (24)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^n c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^n d_j X_{t-j} + \mu_t \quad (25)$$

ε_t 、 μ_t 為二個不相關的白噪音 (white noise)， n 值表示模型所選擇之落後階數。在(24)式中，若 $\sum_{j=1}^n |b_j| \neq 0$ ，則可認定 Y 影響 X 。在(25)式中亦相同，若 $\sum_{j=1}^n |d_j| \neq 0$ ，則可認定 X 影響 Y 。若兩種狀況同時成立，則 X_t 、 Y_t 有回饋關係存在。反之，若 $\sum_{j=1}^n |b_j| = 0$ ，則表示 Y 不影響 X ，餘類推。此檢定一般使用 F 統計量進行檢定之。 X 是否影響 Y 及 Y 是否影響 X 之假設檢定式如下：

$$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = \dots = b_n = 0 \quad \text{即二者互無影響}$$

$$d_1 = d_2 = d_3 = \dots = d_n = 0$$

$$H_1 : \sum_{j=1}^n |b_j| \neq 0 ; \sum_{j=1}^n d_j \neq 0 \quad \text{即二者互有影響}$$

因果關係檢定上 Granger (1969) 及 Sims (1972) 皆透過 F 檢定，以檢定單一迴歸方程式中落後項係數是否顯著異於零。

3.6 衝擊性反應分析

VAR 模型之變異數分解 (decomposition) 與衝擊性反應 (impulse response function) 分析可用來解釋各變數受其他變數的影響，以及受其

他變數衝擊之動態反應情形，二者是VAR模型用來分析變數間互動的主要工具。

VAR模型的主要目的是預測某一個變數的改變對整個VAR系統中所有變數的影響，這樣的影響可以所謂的「衝擊反應函數」(impulse response function) 來呈現。以下就來介紹衝擊反應函數。

為便於直接觀察變數間的互動關係，Sims建議藉由Wold Decomposition的分解定理將式(18)轉化成向量移動平均 (vector moving Average; VMA) 的表示方法，使每一變數由模型內所有變數的當期及落後項各期的隨機干擾項表示，轉換過程如下：

$$\begin{aligned}
 Y_t &= \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \\
 Y_t - \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} &= \alpha + \varepsilon_t \\
 (1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m) Y_t &= \alpha + \varepsilon_t \\
 Y_t &= (1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \alpha + (1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \varepsilon_t \\
 Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \tag{26}
 \end{aligned}$$

(26)式乃經由Wold Decomposition分解定理轉換之向量移動平均形態，也就是每一個變數皆可以表示成模型內變數當期和落後期隨機衝擊項的線性組合。

若(26)式中之隨機衝擊項當期無關 (contemporaneously uncorrelated)，則可以得出唯一的預測誤差變異數分解，由其百分比的大小來判定變數間的關係。遺憾的是我們無法保證隨機衝擊項為當期無關，若未去除隨機衝擊項之間的相關，所得的結果將不足以採信。

傳統VAR採Cholesky分解法之正交化轉化過程 (orthogonalizing innovation) 去除當期相關，亦即將自互變異數矩陣中 Σ 予與對角化

(diagonalized)，其方法為選擇一個下三角型矩陣 (lower triangular matrix) C ，而 C 為非奇異矩陣 (nonsingular matrix)，使式(26)轉變如下：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} A_i C C^{-1} \varepsilon_{t-i}$$

$$\text{令 } D_i = A_i C, U_{t-i} = C^{-1} \varepsilon_{t-i}$$

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} D_i U_{t-i} \quad (27)$$

經過此一正交化轉換過程，便可得到對角化的共變異數矩陣：

$$E(U_t U_t') = (C^{-1} \varepsilon_t \varepsilon_t' C^{-1}) = C^{-1} \Sigma C^{-1}$$

式(27)為VAR模型之向量自我迴歸移動平均表示法， U_{t-i} 為序列無相關 (serially uncorrelated) 及當期無關之干擾項，因此每個變數皆能表示成隨機衝擊項的函數。在 t 期變數 j 的隨機衝擊下，對變數 Y_{t+k} 的第 i 個元素所造成的反應，為矩陣 D 第 (i, j) 個元素值。而 $K = 1, 2, 3, \dots$ 的所有元素值的集合，為衝擊反應函數 (impulse response function; IRF)。藉由此一函數，可以觀察到我們所關心的變數受到其他變數自發性的衝擊時，隨時間所呈現的反應大小、變化及其反應型態是持續性 (persistent) 或跳動性 (volatility)、長期或短期、正向或負向。模型內變數間動態交互影響程度即可獲得了解。

3.7 變異數分解分析

其中變異數分解也稱為「預測誤差之變異分解」它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差變異所貢獻。其相關的理論如下：一個數列 Y_t 的 n 階預測誤差之變異數向量：

$$Y_t - E_{t-n}(Y_t) = \sum_{i=0}^{\infty} D_i U_{t-i} - E_{t-n} \left[\sum_{i=0}^{\infty} D_i U_{t-i} \right]$$

可改寫成

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} D_i U_{t-i} \quad (28)$$

其中， $E_{t-n}(Y_t) = E(Y_t | Y_{t-n}, Y_{t-n-1}, Y_{t-n-2}, \dots)$ ，表示在 $t-n$ 期時，利用所有已知訊息對 Y_t 做預測，所得到的預測值。(28)式也顯示了利用所有已知的資訊對 t 期預測，所產生的誤差。其預測誤差共變數矩陣 $\sum(n)$ 如下：

$$\sum(n) = E(Y_t - E_{t-i}(Y_t))(Y_t - E_{t-i}(Y_t)) = \sum_{i=0}^n D_i \sum_d D_i \quad (29)$$

每一變數的變異數矩陣皆可表示成所有變數的變異數加權總和。以(29)式而言，即是每一期對角線的數值，而該數值大小取決於 D_i 上的元素。因此，我們可以透過 D_i 值對各變數之預測誤差變異數分解的百分比大小來判斷經濟變數間的關聯。

若 $U(i, n)$ 為第 i 個變數的 n 階預測誤差變異數，模型有 p 個變數，其中由 j 個變數所造成的部份為 $U(i, n, j)$ ，則其關係式：

$$U(i, n, j) = D_0^2(i, j) + D_1^2(i, j) + \dots + D_{n-1}^2(i, j) \quad (30)$$

$$U(i, n) = \sum_{j=1}^p U(i, n, j) \quad (31)$$

由上二式可求得預測誤差變異數分解百分比為 $\frac{U(i, n, j)}{U(i, n)}$ 。藉由分解內生變數來自本身或其他變數比重，來判斷各變數之內生性或外生性。

事實上，VAR 模式並非毫無缺點，模型中若變數過多，容易產生過度配適 (over-fitting) 及過度參數化 (over-parameterization) 的問題。若經濟變數彼此間的相關程度很大，很可能造成共線性 (multi-collinearity) 的問題，而影響估計結果。雖然 VAR 模型發展至今仍有稍許爭議，但其優點亦不容我們忽視，故本文將採用此模型為實證統計模型的設定方法。

第四章 實證結果與分析

4.1 資料描述

本文針對台灣大盤加權指數（以下簡稱：加權指數）、消費者物價指數（以下簡稱：物價指數）、布蘭特國際原油價格（以下簡稱：國際油價）與八大類股指數研究其關連性，並利用ADF單根檢定、共整合檢定、VAR向量自我回歸模式及Granger因果關係分析的方法，來進一步地研究國際原油價格變動與消費者物價指數對台灣股票市場波動三者間相互的恆常性及臨時性衝擊影響。本研究的觀察期間自1987年1月至2004年12月，以月底資料為本研究分析資料共計216筆。

本研究變數中之台灣加權指數與布蘭特國際原油價格兩變數之資料來源皆取自「台灣經濟新報資料庫系統(TEJ)」，教育部電算中心AREMOS資料庫，另八大類股指數亦來自於「台灣經濟新報資料庫系統(TEJ)」。消費者物價指數之資料則來自於行政院主計處所公布之資料。

4.2 CHOW 檢定(Chow test)

雖然本研究之收集研究的資料期間為1987年1月至2004年12月，即台灣股票市場交易電腦化後至去年年底，共216筆月資料，但經過分析後，由於資料所包含的期間很長，在泡沫股價中，投資者盲目追高，脫離股價基本面的探討，因此可能在此階段間加權指數與基本經濟指標脫節，若將此階段的資料納入研究期間，可能將變數間影響程度給稀釋了，因此，本研究乃利用Chow檢定(Chow test)，客觀的找出適當的研究期間。

本研究利用SAS分析軟體，撰寫迴圈程式，發現在上述216筆資料

中，若將切點（breakpoint）切在第四十筆，所求得的 p 值最小，亦即將研究期間分成 1990 年 4 月以前及 1990 年 5 月以後，兩段期間的結構性差異最大，故本研究進一步縮短研究期間為 1990 年 5 月至 2004 年 12 月止。

表 4.1 Chow 檢定表

breakpoint	date	F	p-value
210	Jun04	0.30234	0.73941
209	May04	0.31404	0.73083
208	Apr04	0.36604	0.69392
207	Mar04	0.3899	0.67761
206	Feb04	0.4966	0.60931
205	Jan04	0.59712	0.55133
204	Dec03	0.64257	0.52697
203	Nov03	0.6193	0.5393
202	Oct03	0.59589	0.552
201	Sep03	0.60394	0.5476
200	Aug03	0.58043	0.56055
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
44	Aug90	40.7399	1.11E-15
37	Jan90	48.4284	0
43	Jul90	51.8646	0
42	Jun90	60.5712	0
38	Feb90	61.7019	0
41	May90	74.4496	0
39	Mar90	75.8273	0
40	Apr90	82.3884	0

資料來源：本研究整理

4.3 ADF 單根檢定

自 Nelson and Plosser (1982) 採用 Dickey-Fuller Test 檢定美國主要的總體經濟變數之時間序列後，發現多數的經濟變數時間序列存在非定態 (non-stationary) 特性，即變數本身的平均值會隨著時間而改變，然為了確定本研究所採用之經濟變數是否為定態序列，則使用 ADF 單根檢定法對變數進行定態檢定。在落後期數的選擇本研究較為廣泛使用之 AIC (Akaike's Information Criterion) 準則。單根檢定的最適落後期是在殘差符合無序列相關下 (P-Value 大於 0.05)，選擇 AIC 的最小值所產生的。

4.3.1 加權指數單根檢定之結果

首先，本研究先針對加權指數的原始資料來進行其單根檢定。由表 4.2 可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前 0 期、前 1 期及前 2 期時，其 p 值分別 0.2261、0.2973 及 0.0958，皆未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，加權指數原始資料不符合穩定條件，而在檢定模型在考慮線性時間趨勢時，不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，在前 0 期、前 1 期及前 2 期時，其 p 值分別為 0.4058、0.5495 及 0.3504，不通過顯著性檢定，因此在考慮線性時間趨勢時，加權指數原始資料亦不穩定，由以上的結果顯示，加權指數原始資料不是穩定的時間數列，因此加權指數原始資料應取一階差分後，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.2 加權指數原始資料之單根檢定

Type	落後 期數	加權指數原始資料之 ADF 單根檢定		加權指數一階差分 ADF 單根檢定	
	Lags	F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	3.32	0.2261	92.69	0.001***
	1	3.04	0.2973	34.69	0.001***
	2	3.88	0.0958	34.44	0.001***
Trend	0	3.86	0.4058	92.12	0.001***
	1	3.14	0.5495	34.48	0.001***
	2	4.14	0.3504	34.33	0.001***

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析之結果彙整於表 4.2 中，其中加權指數原始資料之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示出加權指數取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示加權指數取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.3.2 單根檢定之結果

本研究亦針對國際油價的原始資料來進行其單根檢定。由表4.3可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別0.7464、0.5718及0.5895，皆未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，為原始資料不符合穩定條件，而檢定模型在考慮線性時間趨勢時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別為0.6758、0.4823及0.4652，亦未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項與線性時間趨勢時，原始資料皆不穩定，由以上的結果顯示，原始資料不是穩定的時間數列，因此原始資料應取一階差分後，再由ADF單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.3 國際油價之 ADF 單根檢定

Type	落後期數	國際油價原始資料之 ADF 單根檢定		國際油價一階差分 ADF 單根檢定	
	Lags	F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	1.27	0.7464	66.43	0.001***
	1	1.96	0.5718	35.94	0.001***
	2	1.89	0.5895	29.13	0.001***
Trend	0	2.51	0.6758	66.34	0.001***
	1	3.48	0.4823	36.05	0.001***
	2	3.71	0.4352	30.03	0.001***

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析結果，彙整於表 4.3 中，其中國際油價之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示出國際油價取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示國際油價取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.3.3 物價指數單根檢定之結果

本研究亦針對物價指數的原始資料來進行其單根檢定。由表4.4可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別0.0667、0.003及0.001，在顯著水準為1%的標準下僅部分通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，物價指數原始資料不完全符合穩定條件，而檢定模型在考慮線性時間趨勢時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別為0.51、0.489及0.4215，亦未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項與線性時間趨勢時，物價指數原始資料不完全為穩定時間數列，由以上的結果顯示，物價指數原始資料不是穩定的時間數列，因此物價指數原始資料應取一階差分後，再由ADF單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.4 物價指數之 ADF 單根檢定

Type	落後期數 Lags	物價指數原始資料之 ADF 單根檢定		物價指數一階差分 ADF 單根檢定	
		F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	4.36	0.0667	142.05	0.001***
	1	6.43	0.003	80.99	0.001***
	2	8.7	0.001	55.69	0.001***
Trend	0	3.34	0.51	145.66	0.001***
	1	3.45	0.489	85.26	0.001***
	2	3.78	0.4215	60.13	0.001***

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析結果，彙整於表 4.4 中，其中物價指數之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示出物價指數取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示物價指數取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.3.4 水泥窯類指數單根檢定之結果

本研究亦針對水泥窯類指數的原始資料來進行其單根檢定。由表4.5 可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前0期、前1期及前2期時，其p 值分別為0.5569、0.5189及0.8127，皆未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，水泥窯類指數原始資料不符合穩定條件，且檢定模型在考慮線性時間趨勢時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別為0.7287、0.7602 及0.6095，亦未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項與線性時間趨勢時，水泥窯類指數原始資料皆不為穩定時間數列，由以上的結果顯示，水泥窯類指數原始資料不是穩定的時間數列，因此水泥窯類指數原始資料應取一階差分後，再由ADF單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.5 水泥窯類指數之 ADF 單根檢定

Type	落後 期數 Lags	水泥窯類指數原始資料之 ADF 單根 檢定		水泥窯類指數一階差分 ADF 單根檢 定	
		F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	2.02	0.5569	94.95	0.001***
	1	2.17	0.5189	40.36	0.001***
	2	1.01	0.8127	34.25	0.001***
Trend	0	2.25	0.7287	95.48	0.001***
	1	2.09	0.7602	40.09	0.001***
	2	2.84	0.6095	34.05	0.001***

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析結果，彙整於表 4.5 中，其中物價指數之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，都達到顯著水準，顯示出水泥窯類指數取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示水泥窯類指數取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.3.5 食品類指數單根檢定之結果

本研究亦針對食品類指數的原始資料來進行其單根檢定。由表4.6可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別0.5680、0.7035及0.6901，皆未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，食品類指數原始資料不符合穩定條件，而檢定模型在考慮線性時間趨勢時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別為0.7686、0.7458及0.8081，亦未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項與線性時間趨勢時，食品類指數原始資料皆不為穩定時間數列，由以上的結果顯示，食品類指數原始資料不是穩定的時間數列，因此食品類指數原始資料應取一階差分後，再由ADF單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.6 食品類指數之 ADF 單根檢定

Type	落後 期數	食品類指數原始資料之 ADF 單根檢定		食品類指數一階差分 ADF 單根檢定	
	Lags	F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	1.97	0.568	95.43	0.001***
	1	1.44	0.7035	45.33	0.001***
	2	1.49	0.6901	32.68	0.001***
Trend	0	2.05	0.7686	95.05	0.001***
	1	2.16	0.7458	45.09	0.001***
	2	1.85	0.8081	32.92	0.001***

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析結果，彙整於表 4.6 中，其中食品類指數之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示出食品類指數取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示物價指數取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.3.6 金融類指數單根檢定之結果

本研究亦針對金融類指數的原始資料來進行其單根檢定。由表4.7可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別0.2137、0.4687及0.4156，皆未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，金融類指數原始資料不符合穩定條件，而檢定模型在考慮線性時間趨勢時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別為0.5187、0.6972及0.6519，亦未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項與線性時間趨勢時，金融類指數原始資料皆不為穩定時間數列，由以上的結果顯示，金融類指數原始資料不是穩定的時間數列，因此金融類指數原始資料應取一階差分後，再由ADF單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.7 金融類指數之 ADF 單根檢定

Type	落後期數 Lags	金融類指數原始資料之 ADF 單根檢定		金融類指數一階差分 ADF 單根檢定	
		F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	3.36	0.2137	103.86	0.001***
	1	2.36	0.4687	43.29	0.001***
	2	2.57	0.4156	44.06	0.001***
Trend	0	3.3	0.5187	103.25	0.001***
	1	2.4	0.6972	43.04	0.001***
	2	2.63	0.6519	43.78	0.001***

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析結果，彙整於表 4.7 中，其中物價指數之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示出物價指數取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示物價指數取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.3.7 機電類指數單根檢定之結果

本研究亦針對機電類指數的原始資料來進行其單根檢定。由表 4.8 可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前 0 期、前 1 期及前 2 期時，其 p 值分別 0.6440、0.5721 及 0.49901，皆未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，機電類指數原始資料不符合穩定條件，而檢定模型在考慮線性時間趨勢時，在前 0 期、前 1 期及前 2 期時，其 p 值分別為 0.8211、0.7239 及 0.5681，亦未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項與線性時間趨勢時，機電類指數原始資料皆不為穩定時間數列，由以上的結果顯示，機電類指數原始資料不是穩定的時間數列，因此機電類指數原始資料應取一階差分後，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.8 機電類指數之 ADF 單根檢定

Type	落後 期數 Lags	機電類指數原始資料之 ADF 單根檢定		機電類指數一階差分 ADF 單根檢定	
		F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	1.67	0.644	61.92	0.001***
	1	1.96	0.5721	25.81	0.001***
	2	2.24	0.499	21.24	0.001***
Trend	0	1.78	0.8211	61.78	0.001***
	1	2.27	0.7239	25.74	0.001***
	2	3.05	0.5681	21.21	0.001***

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析結果，彙整於表 4.8 中，其中機電類指數之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示出機電類指數取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示機電類指數取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.3.8 塑膠化工類指數單根檢定之結果

本研究亦針對塑膠化工類指數的原始資料來進行其單根檢定。由表 4.9 可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前 0 期、前 1 期及前 2 期時，其 p 值分別 0.4272、0.6253 及 0.4463 皆未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，塑膠化工類指數原始資料不符合穩定條件，而檢定模型在考慮線性時間趨勢時，在前 0 期、前 1 期及前 2 期時，其 p 值分別為 0.5071、0.6094 及 0.6058，亦未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項與線性時間趨勢時，塑膠化工類指數原始資料不是穩定的時間數列，由以上的結果顯示，塑膠化工類指數原始資料不是穩定的時間數列，因此塑膠化工類指數原始資料應取一階差分後，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.9 塑膠化工類指數之 ADF 單根檢定

Type	落後期數 Lags	塑膠化工類指數原始資料之 ADF 單根檢定		塑膠化工類指數一階差分 ADF 單根檢定	
		F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	2.53	0.4272	104.47	0.001***
	1	1.75	0.6253	48.45	0.001***
	2	2.45	0.4463	36.72	0.001***
Trend	0	3.35	0.5071	104.16	0.001***
	1	2.84	0.6094	48.14	0.001***
	2	2.86	0.6058	36.47	0.001***

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析結果，彙整於表 4.9 中，其中塑膠化工類指數之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示出塑膠化工類指數取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示塑膠化工類指數取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.3.9 營建類指數單根檢定之結果

本研究亦針對營建類指數的原始資料來進行其單根檢定。由表4.10可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別0.3616、0.8063及0.7086，皆未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，營建類指數原始資料不符合穩定條件，而檢定模型在考慮線性時間趨勢時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別為0.5437、0.6927及0.6426，亦未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項與線性時間趨勢時，營建類指數原始資料皆不為穩定時間數列，由以上的結果顯示，營建類指數原始資料不是穩定的時間數列，因此營建類指數原始資料應取一階差分後，再由ADF單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.10 營建類指數之 ADF 單根檢定

Type	落後 期數 Lags	營建類指數原始資料之 ADF 單根檢定		營建類指數一階差分 ADF 單根檢定	
		F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	2.78	0.3616	110.97	0.001***
	1	1.04	0.8063	38.78	0.001***
	2	1.42	0.7086	38.58	0.001***
Trend	0	3.17	0.5437	110.15	0.001***
	1	2.43	0.6927	38.54	0.001***
	2	2.68	0.6426	38.54	0.001***

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析結果，彙整於表 4.10 中，其中營建類指數之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示出營建類指數取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示營建類指數取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.3.10 紡織類指數單根檢定之結果

本研究亦針對紡織類指數的原始資料來進行其單根檢定。由表 4.11 可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前 0 期、前 1 期及前 2 期時，其 p 值分別 0.0412、0.2768 及 0.0791，僅部分通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，紡織類指數原始資料不完全符合穩定條件，而檢定模型在考慮線性時間趨勢時，在前 0 期、前 1 期及前 2 期時，其 p 值分別為 0.1268、0.3673 及 0.1641，亦未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項與線性時間趨勢時，紡織類指數原始資料皆不為穩定時間數列，由以上的結果顯示，紡織類指數原始資料不是穩定的時間數列，因此紡織類指數原始資料應取一階差分後，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.11 紡織類指數原始資料之單根檢定

Type	落後 期數 Lags	紡織類指數原始資料之 ADF 單根檢定		紡織類指數一階差分 ADF 單根檢定	
		F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	4.92	0.0412**	103.4	0.001***
	1	3.12	0.2768	37.42	0.001***
	2	4.15	0.0791*	35.2	0.001***
Trend	0	5.26	0.1268	102.69	0.001***
	1	4.05	0.3673	37.23	0.001***
	2	5.07	0.1641	34.97	0.001***

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析結果，彙整於表 4.11 中，其中紡織類指數之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示出紡織類指數取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示紡織類指數取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.3.11 造紙類指數單根檢定之結果

本研究亦針對造紙類指數的原始資料來進行其單根檢定。由表4.12 可看出，其檢定模型在考慮截距項時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別0.0764、0.3994及0.1717，僅部分通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，造紙類指數原始資料不完全符合穩定條件，而檢定模型在考慮線性時間趨勢時，在前0期、前1期及前2期時，其p值分別為0.1457、0.3437及0.2098，未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項與線性時間趨勢時，造紙類指數原始資料皆不為穩定時間數列，由以上的結果顯示，造紙類指數原始資料不是穩定的時間數列，因此造紙類指數原始資料應取一階差分後，再由ADF單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.12 造紙類指數原始資料之單根檢定

Type	落後 期數 Lags	造紙類指數原始資料 之 ADF 單根檢定		造紙類指數一階差分 ADF 單根檢定	
		F	Pr > F	F	Pr > F
Single Mean	0	4.2	0.0764	90.98	0.001***
	1	2.63	0.3994	41.99	0.001***
	2	3.53	0.1717	34.9	0.001***
Trend	0	5.16	0.1457	90.44	0.001***
	1	4.17	0.3437	41.98	0.001***
	2	4.84	0.2098	34.59	0.001***

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

經由 SAS 分析結果，彙整於表 4.12 中，其中造紙類指數之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示出造紙類指數取一階差分的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示造紙類指數取一階差分之時間數列並無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

4.4 白噪音檢定

各經濟變數在通過單根檢定後，將已呈穩定狀態之時間數列做白噪音(White Noise)檢定，若符合白噪音檢定則表示該變數之時間數列中每筆月資料皆為獨立的，不受前期所影響；反之，若不符合白噪音檢定則每筆月資料互相不獨立，因此可能有自我迴歸(AR)的情形。

4.4.1 經一階差分後之加權指數的白噪音檢定

由於加權指數在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表 4.13 經一階差分後之加權指數的白噪音檢定中，可知經一階差分後之加權指數之時間數列，不論資料前 6 期一直到前 12 期的影響，其 p 值皆大於 10%，但資料至前 18 期一直到前 24 期的影響，其 p 值皆小於 5%，並不符合白噪音

條件，也就是台灣股價報酬率之時間數列將可能產生自我迴歸(AR)的情形。因此我們若以單一變數模型分析，可以知道經一階差分後之加權指數可以ARMA(p,q)來作探討。

表 4.13 加權指數一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	9.27	6	0.1588	0.007	0.095	-0.072	-0.037	-0.027	-0.186
12	17.51	12	0.1314	0.153	-0.124	0.045	-0.028	0.035	-0.041
18	30.29	18	0.0347**	-0.05	0.086	-0.005	-0.119	-0.123	-0.161
24	38.8	24	0.0287**	-0.062	-0.055	0.053	0.097	0.119	0.093

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

資料來源:本研究整理

4.4.2 經一階差分後之國際油價的白噪音檢定

由於國際油價在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表4.14經一階差分後之國際油價的白噪音檢定中，可知經一階差分後之國際油價之時間數列，不論資料受前6期的影響，其p值小於10%，表示已達顯著水準，並不符合白噪音條件，但資料受前12期至24期的影響，其p值皆大於10%，符合白噪音，也就是國際油價之時間數列將可能產生自我迴歸(AR)的情形。因此若以單一變數模型分析，可以知道經一階差分之國際油價可以ARMA(p,q)來作探討。

表 4.14 國際油價一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	12.07	6	0.0604*	0.12	-0.002	-0.01	-0.204	-0.036	-0.096
12	16.04	12	0.1893	0.002	-0.04	0.004	0.086	0.07	0.084
18	25.31	18	0.1167	-0.134	0.019	-0.111	-0.093	-0.072	-0.058
24	30.93	24	0.1559	0.084	0.06	-0.002	0.063	-0.092	-0.068

註：*表示顯著水準<10%； **表示顯著水準<5%； ***表示顯著水準<1%

資料來源:本研究整理

4. 4. 3 經一階差分後之物價指數的白噪音檢定

由於物價指數在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表4.15 經一階差分後之物價指數的白噪音檢定中，可知經一階差分後之物價指數之時間數列，不論資料受前6期至24期的影響，其p值小於10%，已達顯著水準，並不符合白噪音條件，也就是物價指數之時間數列將可能產生自我迴歸(AR)的情形。因此我們若以單一變數模型分析，可以知道經一階差分後之物價指數可以為ARMA(p, q)來作探討。

表 4.15 物價指數一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	14.74	6	0.0224**	-0.245	-0.139	-0.04	0.029	-0.004	0.029
12	20.56	12	0.0572*	-0.108	0.039	0.062	-0.021	0.016	0.116
18	32.79	18	0.0177**	-0.05	0.035	0.031	-0.025	0.092	-0.22
24	64.98	24	<.0001***	0.15	0.052	-0.071	-0.105	-0.041	0.339

註：*表示顯著水準<10%； **表示顯著水準<5%； ***表示顯著水準<1%

資料來源:本研究整理

4.4.4 經一階差分後之水泥窯類指數的白噪音檢定

由於水泥窯類指數在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表 4.16 經一階差分後之水泥窯類指數的白噪音檢定中，可知經一階差分後之水泥窯類指數在一階差分時之時間數列，不論資料前 6 期一直到前 24 期的影響，其 p 值皆大於 10%，符合白噪音條件，但若由 AIC 準則，來決定 ARIMA 模型時，仍可能產生自我迴歸(AR)的情形。

表 4.16 水泥窯類指數一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	6.78	6	0.3416	-0.071	-0.003	-0.076	0.005	0.035	-0.159
12	16.56	12	0.1668	0.025	-0.162	0.151	0.029	0.007	-0.048
18	24.28	18	0.146	-0.053	0.094	0.041	-0.109	-0.118	0.025
24	31.93	24	0.1289	-0.04	-0.056	0.093	0.048	0.085	0.122

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

4.4.5 經一階差分後之食品類指數的白噪音檢定

由於食品類指數在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表 4.17 經一階差分後之食品類指數的白噪音檢定中，可知經一階差分後之食品類指數在一階差分時之時間數列，不論資料前 6 期一直到前 24 期的影響，其 p 值皆大於 10%，符合白噪音條件，但若由 AIC 準則，來決定 ARIMA 模型時，仍可能產生自我迴歸(AR)的情形。

表 4.17 食品類指數一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.32	6	0.6332	0.008	-0.047	0.06	0.074	-0.098	-0.053
12	13.3	12	0.3475	0.024	-0.184	0.048	0.092	0.031	-0.045
18	24.95	18	0.1264	-0.008	0.149	-0.036	0.019	-0.143	-0.124
24	29.81	24	0.1911	-0.069	0.026	0.047	-0.034	0.105	0.065

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

4.4.6 經一階差分後之金融類指數的白噪音檢定

由於金融類指數在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表 4.18 經一階差分後之金融類指數的白噪音檢定中，可知經一階差分後之金融類指數在一階差分時之時間數列，不論資料前 6 期一直到前 24 期的影響，其 p 值皆大於 10%，符合白噪音條件，但若由 AIC 準則，來決定 ARIMA 模型時，仍可能產生自我迴歸(AR)的情形。

表 4.18 金融類指數一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	7.36	6	0.289	-0.064	0.04	-0.129	0.031	0.02	-0.13
12	15.49	12	0.2155	0.116	-0.106	0.099	-0.024	0.022	-0.09
18	22.93	18	0.1932	0.031	0.114	-0.007	-0.107	-0.088	-0.071
24	26.94	24	0.3072	0.02	-0.058	0.04	0.056	0.081	0.068

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

4.4.7 經一階差分後之機電類指數的白噪音檢定

由於機電類指數在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表4.19經一階差分後之機電類指數的白噪音檢定中，可知經一階差分後之機電類指數之時間數列，不論資料受前6期至24期的影響，其p值小於10%，已達顯著水準，並不符合白噪音條件，也就是機電類指數之時間數列將可能產生自我迴歸(AR)的情形。因此我們若以單一變數模型分析，可以知道經一階差分後之機電類指數可以ARMA(p, q)來作探討。

表 4.19 機電類指數一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	17.58	6	0.0074***	0.108	0.147	-0.026	-0.147	0.029	-0.201
12	23.26	12	0.0256**	0.169	-0.022	-0.022	-0.001	-0.032	-0.013
18	45	18	0.0004***	-0.185	-0.112	-0.069	-0.108	-0.065	-0.211
24	60.52	24	<.0001***	0.035	-0.098	0.056	0.155	0.134	0.143

註：*表示顯著水準<10%； **表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

資料來源:本研究整理

4.4.8 經一階差分後之塑膠化工類指數的白噪音檢定

由於塑膠化工類指數在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表4.18經一階差分後之塑膠化工類指數的白噪音檢定中，可知經一階差分後之塑膠化工類指數在一階差分時之時間數列，不論資料前6期一直到前24期的影響，其p值皆大於10%，符合白噪音條件，但若由AIC準則，來決定ARIMA模型時，仍可能產生自我迴歸(AR)的情形。

表 4.20 塑膠化工類指數一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.66	6	0.5879	-0.126	0.06	-0.04	0.022	-0.014	-0.065
12	13.6	12	0.3269	0.115	-0.147	0.052	0.005	0.055	-0.086
18	20.21	18	0.321	-0.029	0.076	0.025	-0.112	-0.085	-0.083
24	26.28	24	0.3391	-0.105	-0.005	0.019	-0.009	0.004	0.136

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

4.4.9 經一階差分後之營建類指數的白噪音檢定

由於營建類指數在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表 4.21 經一階差分後之營建類指數的白噪音檢定中，可知經一階差分後之營建類指數在一階差分時之時間數列，不論資料前6期一直到前24期的影響，其p值皆大於10%，符合白噪音條件，但若由AIC準則，來決定ARIMA模型時，仍可能產生自我迴歸(AR)的情形。

表 4.21 營建類指數一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	2.02	6	0.9176	0.017	0.033	0.053	-0.042	0.011	-0.071
12	8.73	12	0.7258	-0.004	-0.127	0.002	-0.025	0.109	-0.083
18	19.03	18	0.3897	-0.021	0.155	-0.032	-0.02	-0.122	-0.111
24	22.47	24	0.5512	-0.067	-0.025	0.009	0.004	0.076	0.078

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

4.4.10 經一階差分後之紡織類指數的白噪音檢定

由於紡織類指數在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表4.22 經一階差分後之紡織類指數的白噪音檢定中，可知經一階差分後之紡織類指數之時間數列，不論資料前6期一直到前18期的影響，其p值皆大於10%，但資料至前18期一直到前24期的影響，其p值小於10%，並不符合白噪音條件，也就是紡織類之時間數列將可能產生自我迴歸(AR)的情形。因此我們若以單一變數模型分析，可以知道經一階差分後之紡織類指數可以ARMA(p,q)來作探討。

表 4.22 紡織類指數一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	5.38	6	0.4961	-0.014	0.052	-0.013	-0.004	-0.08	-0.141
12	12.36	12	0.4173	0.032	-0.133	0.008	-0.002	0.106	-0.085
18	24.52	18	0.1388	0.041	0.086	-0.002	-0.085	-0.167	-0.134
24	33.72	24	0.0898	-0.142	-0.01	0.033	0.064	0.078	0.119

註：*表示顯著水準 < 10%； **表示顯著水準 < 5%； ***表示顯著水準 < 1%

資料來源:本研究整理

4.4.11 經一階差分後之造紙類指數的白噪音檢定

由於造紙類指數在一階差分時已通過單根檢定，因此我們再由表4.23 經一階差分後之造紙類指數的白噪音檢定中，可知經一階差分後之造紙類指數在一階差分時之時間數列，不論資料前6期一直到前24期的影響，其p值皆大於10%，符合白噪音條件，但若由AIC準則，來決定ARIMA模型時，仍可能產生自我迴歸(AR)的情形。

表 4.23 造紙類指數一階差分白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	2.61	6	0.8563	0.019	-0.021	0.032	0.003	-0.08	-0.078
12	4.75	12	0.9658	-0.012	-0.091	0.001	0.038	0.022	-0.032
18	19	18	0.3916	-0.016	0.109	-0.012	-0.053	-0.146	-0.191
24	28.16	24	0.2532	-0.109	-0.061	0.04	0.006	0.063	0.155

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

資料來源:本研究整理

4.5 AIC 落後期數之選取

4.5.1 台灣加權指數落後期之選取

經過白噪音檢定後，因加權指數之時間數列不符合白噪音，因此本文欲透過ARMA (p,q) 模型之轉換，使其建立數列符合白噪音過程，至於最適落後期數的選取，本研究將以AIC準則選取出落後期數p及q。

本研究使用SAS軟體，將p及q皆從0, 1, 2, ..., 24配對，共有625種配對，試著找出AIC的最小值，表4.24為其最終的結果，結果顯示AIC準則之最小值為2715.75，其所對應之p為2，而q為15。因此，即可得知台灣加權指數之模型為ARIMA(2, 1, 15)。

表 4.24 台灣加權指數取對數之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	2715.75	2	15	2715.75

資料來源:本研究整理

經由AIC準則求得(p,q)後，台灣加權指數取對數之模型為ARIMA(2, 1, 15)，再代入程式後於表4.45檢測此ARIMA模式是否符合白噪音之要求。

表 4.25 台灣加權指數取對數迴歸參數估計表

Dependent Variable: 加權指數				
Sample(adjusted): 1990:08 2004:12				
Backcast: 1989:05 1990:07				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.567132	14.57867	0.656242	0.5126
AR(1)	0.397707	0.365514	1.088075	0.2783
AR(2)	0.285665	0.257935	1.107508	0.2698
MA(1)	-0.381656	0.376811	-1.012858	0.3127
MA(2)	-0.311416	0.266656	-1.167858	0.2447
MA(3)	-0.16052	0.084385	-1.902224	0.059
MA(4)	0.01993	0.107644	0.18515	0.8534
MA(5)	0.048176	0.086802	0.555014	0.5797
MA(6)	-0.250313	0.080291	-3.117555	0.0022
MA(7)	0.272192	0.118192	2.302969	0.0226
MA(8)	-0.053009	0.145494	-0.364335	0.7161
MA(9)	0.263854	0.097859	2.69628	0.0078
MA(10)	0.113245	0.140923	0.803596	0.4229
MA(11)	0.052066	0.087277	0.596558	0.5517
MA(12)	-0.316219	0.088462	-3.574641	0.0005
MA(13)	-0.440031	0.139893	-3.145484	0.002
MA(14)	0.092899	0.161784	0.574218	0.5667
MA(15)	0.062521	0.122987	0.508356	0.6119
R-squared	0.268372	Mean dependent var		3.014335
Adjusted R-squared	0.188129	S.D. dependent var		552.5306

資料來源:本研究整理

4.5.2 布蘭特國際原油價格落後期之選取

經過白噪音檢定後，因國際油價之時間數列不符合白噪音，因此本文欲透過ARMA (p,q) 模型之轉換，使其建立數列符合白噪音過程，至於最適落後期數的選取，本研究將以AIC準則選取出落後期數p及q。

本研究使用SAS軟體，將p及q皆從0, 1, 2, ..., 24配對，共有625種配對，試著找出AIC的最小值，表4.26為其最終的結果，所對應之結果顯示AIC準則之最小值為759.222，其所對應之p為4，而q為4。因此，即可得

知國際油價之模型為ARIMA(4, 1, 4)。

表 4.26 布蘭特國際原油價格一階差分取對數之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	759.222	4	4	759.222

資料來源:本研究整理

經由AIC準則求得(p,q)後，布蘭特國際原油價格一階差分取對數之模型為ARIMA(4, 1, 4)，再代入程式後於表4. 45檢測此ARIMA模式是否符合白噪音之要求。

表 4.27 布蘭特國際原油價格一階差分迴歸參數估計表

Dependent Variable: 國際油價				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1990:10 2004:12				
Backcast: 1990:06 1990:09				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.068216	0.131305	0.519525	0.6041
AR(1)	-0.288276	0.094887	-3.03809	0.0028
AR(2)	0.842298	0.106781	7.888074	0
AR(3)	0.04394	0.065883	0.666939	0.5058
AR(4)	-0.788154	0.07524	-10.47514	0
MA(1)	0.338218	0.105602	3.202749	0.0016
MA(2)	-0.949802	0.125488	-7.568896	0
MA(3)	-0.06123	0.096221	-0.636346	0.5254
MA(4)	0.773454	0.101804	7.597504	0
R-squared	0.199882	Adjusted R-squared		0.16037

資料來源:本研究整理

4.5.3 消費者物價指數落後期之選取

經過白噪音檢定後，因物價指數之時間數列不符合白噪音，因此本文欲透過ARMA (p,q) 模型之轉換，使其建立數列符合白噪音過程，至於最適落後期數的選取，本研究將以AIC準則選取出落後期數p及q。

本研究使用SAS軟體，將p及q皆從0, 1, 2, ..., 36配對，共有1296種配

對，試著找出AIC的最小值，表4.28為其最終的結果，結果顯示以AIC準則之最小值為409.493，其所對應之p為28，而q為4。因此，即可得知物價指數之模型為ARIMA(28, 1, 4)。

表 4.28 物價指數一階差分之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	409.493	28	4	409.493

資料來源:本研究整理

經由 AIC 準則求得 (p,q) 後，物價指數一階差分之模型為 ARIMA(28, 1, 4)，再代入程式後於表4.45檢測此ARIMA模式是否符合白噪音之要求。

表 4.29 消費者物價指數一階差分迴歸參數估計表

Dependent Variable: 物價指數				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.14922	0.05945	2.51	0.0121
AR(1)	0.56054	0.10978	5.11	0
AR(2)	-0.06921	0.16063	-0.43	0.6666
AR(3)	0.72001	0.145	4.97	0
AR(4)	-0.38605	0.12547	-3.08	0.0021
AR(5)	-0.07679	0.09186	-0.84	0.4032
AR(6)	0.12934	0.09116	1.42	0.1559
AR(7)	-0.26887	0.09647	-2.79	0.0053
AR(8)	0.16861	0.10265	1.64	0.1005
AR(9)	-0.09818	0.10627	-0.92	0.3555
AR(10)	0.08271	0.09924	0.83	0.4046
AR(11)	-0.02124	0.09441	-0.22	0.822
AR(12)	0.022	0.08659	0.25	0.7994
AR(13)	-0.04708	0.09197	-0.51	0.6087
AR(14)	-0.00074	0.08494	-0.01	0.9931
AR(15)	-0.0683	0.07873	-0.87	0.3857
AR(16)	0.04683	0.09055	0.52	0.6051
AR(17)	0.0899	0.07514	1.2	0.2315
AR(18)	-0.23962	0.01906	-12.57	0
AR(19)	0.32422	0.08597	3.77	0.0002
AR(20)	-0.16088	0.10437	-1.54	0.1232
AR(21)	0.11333	0.09981	1.14	0.2562
AR(22)	-0.19929	0.0913	-2.18	0.0291
AR(23)	0.0736	0.09756	0.75	0.4506
AR(24)	0.51878	0.09055	5.73	0
AR(25)	-0.22331	0.0848	-2.63	0.0085
AR(26)	0.14772	0.11267	1.31	0.1898
AR(27)	-0.31368	0.12085	-2.6	0.0094
AR(28)	0.03851	0.10022	0.38	0.7008
MA(1)	0.96266	0.18536	5.19	0
MA(2)	-0.01323	0.18366	-0.07	0.9426
MA(3)	0.74508	0.16735	4.45	0
MA(4)	-0.87726	0.17598	-4.98	0
R-squared	0.4887893	Adjusted R-squared	0.3735868	

資料來源:本研究整理

4.5.4 水泥窯類指數落後期之選取

經過白噪音檢定後，雖水泥窯類指數之時間數列符合白噪音，若由AIC最小的準則來建立ARIMA模型時經由SAS軟體分析，求出AIC準則之最小值為1721.05，其p為6，而q為15。因此，即可得知水泥窯類指數之模型為ARIMA(6, 1, 15)。

表 4.30 水泥窯類指數一階差分之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	1721.05	6	15	1721.05

資料來源:本研究整理

經由AIC準則求得(p,q)後，水泥窯類指數一階差分之模型為ARIMA(6, 1, 15)，再代入程式後於表4.45檢測此ARIMA模式是否符合白噪音之要求。

表 4.31 水泥窯類指數一階差分迴歸參數估計表

Dependent Variable: 水泥窯類				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1990:12 2004:12				
Backcast: 1989:09 1990:11				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.01302	1.400393	-0.723386	0.4706
AR(1)	0.45772	0.112423	4.071397	0.0001
AR(2)	0.38539	0.106811	3.608128	0.0004
AR(3)	-0.5809	0.117972	-4.923988	0
AR(4)	0.270846	0.110706	2.446525	0.0156
AR(5)	0.233224	0.100854	2.312487	0.0221
AR(6)	-0.55742	0.083435	-6.680905	0
MA(1)	-0.52574	0.131669	-3.992897	0.0001
MA(2)	-0.31338	0.139762	-2.242265	0.0264
MA(3)	0.529103	0.137223	3.855797	0.0002
MA(4)	-0.44898	0.139518	-3.218076	0.0016
MA(5)	-0.0582	0.141722	-0.410632	0.6819
MA(6)	0.683053	0.121883	5.604181	0
MA(7)	-0.18821	0.118882	-1.583183	0.1155
MA(8)	-0.10932	0.118043	-0.926068	0.3559
MA(9)	0.193693	0.116861	1.65747	0.0996
MA(10)	0.120434	0.11297	1.066075	0.2881
MA(11)	-0.29236	0.11727	-2.49307	0.0138
MA(12)	-0.01265	0.111527	-0.113434	0.9098
MA(13)	0.259661	0.101603	2.555638	0.0116
MA(14)	-0.14134	0.101551	-1.391843	0.1661
MA(15)	-0.13387	0.090744	-1.475287	0.1423
R-squared	0.291828	Mean dependent var		-0.58976
Adjusted R-squared	0.190661	S.D. dependent var		27.87558

資料來源:本研究整理

4.5.5 食品類指數落後期之選取

經過白噪音檢定後，雖食品類指數之時間數列符合白噪音，若由AIC最小的準則來建立ARIMA模型時經由SAS軟體分析，求出AIC準則之最小值為1830.86，其p為6，而q為5。因此，即可得知食品類指數之模型為

ARIMA(6, 1, 5)。

表 4.32 食品類股指數一階差分之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	1830.86	6	5	1830.86

資料來源:本研究整理

經由 AIC 準則求得 (p,q) 後，食品類指數一階差分之模型為 ARIMA(6, 1, 5)，再代入程式後於表 4.45 檢測此 ARIMA 模式是否符合白噪音之要求。

表 4.33 食品類指數一階差分迴歸參數估計表

Dependent Variable: 食品類				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1990:12 2004:12				
Backcast: OFF (Roots of MA process too large)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2.921701	5.619031	-0.519965	0.6038
AR(1)	0.175884	0.4645	0.378653	0.7055
AR(2)	-0.013085	0.355605	-0.036797	0.9707
AR(3)	0.516611	0.301526	1.713321	0.0886
AR(4)	0.069674	0.176418	0.394938	0.6934
AR(5)	0.13368	0.210018	0.636519	0.5254
AR(6)	-0.03017	0.110654	-0.272652	0.7855
MA(1)	-0.130137	0.477748	-0.272397	0.7857
MA(2)	-0.165442	0.341892	-0.483899	0.6291
MA(3)	-0.555111	0.333653	-1.663734	0.0982
MA(4)	-0.144995	0.155315	-0.933553	0.352
MA(5)	-0.250624	0.215732	-1.161737	0.2471
R-squared	0.163983	Mean dependent var		-0.402426
Adjusted R-squared	0.105409	S.D. dependent var		40.40573

資料來源:本研究整理

4.5.6 金融類指數落後期之選取

經過白噪音檢定後，雖金融類指數之時間數列符合白噪音，若由 AIC

最小的準則來建立ARIMA模型時經由SAS軟體分析，求出AIC準則之最小值為2170.67，其p為6，而q為3。因此，即可得知金融類指數之模型為ARIMA(6, 1, 3)。

表 4.34 金融類股指數一階差分之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	2170.67	6	3	2170.67

資料來源:本研究整理

經由 AIC 準則求得(p,q)後，金融類指數一階差分之模型為ARIMA(6, 1, 3)，再代入程式後於表 4.45 檢測此 ARIMA 模式是否符合白噪音之要求。

表 4.35 金融類指數一階差分迴歸參數估計表

Dependent Variable: 金融類				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1990:12 2004:12				
Backcast: 1990:09 1990:11				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.52291	6.770947	0.077228	0.9385
AR(1)	-0.260652	0.184739	-1.410925	0.1602
AR(2)	-0.116742	0.191446	-0.609792	0.5429
AR(3)	-0.72516	0.160593	-4.515514	0
AR(4)	-0.05627	0.078905	-0.713135	0.4768
AR(5)	0.032238	0.076369	0.422131	0.6735
AR(6)	-0.201647	0.074188	-2.718046	0.0073
MA(1)	0.173399	0.174653	0.992818	0.3223
MA(2)	0.109696	0.175166	0.62624	0.5321
MA(3)	0.638607	0.150304	4.248782	0
R-squared	0.095259	Adjusted R-squared		0.044047

資料來源:本研究整理

4.5.7 機電類指數落後期之選取

經過白噪音檢定後，因機電類指數之時間數列不符合白噪音，因此

本文欲透過ARMA (p,q) 模型之轉換，使其建立數列符合白噪音過程，至於最適落後期數的選取，本研究將以AIC準則選取出落後期數p及q。

本研究使用SAS軟體，將p及q皆從0, 1, 2, ..., 24配對，共有625種配對，試著找出AIC的最小值，表4.36為其最終的結果，結果顯示AIC準則之最小值為2216.25，其所對應之p為1，而q應為8。因此，即可得知機電類指數之模型為ARIMA(1, 1, 8)。

表 4.36 機電類股指數一階差分之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	2216.25	1	8	2216.25

資料來源:本研究整理

經由 AIC 準則求得 (p,q) 後，機電類指數一階差分之模型為 ARIMA(1, 1, 8)，再代入程式後於表4.45檢測此ARIMA模式是否符合白噪音之要求。

表 4.37 機電類指數一階差分迴歸參數估計表

Dependent Variable: 機電類				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1990:07 2004:12				
Backcast: 1989:11 1990:06				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.374938	11.74021	0.457823	0.6477
AR(1)	-0.451069	0.516797	-0.872817	0.384
MA(1)	0.638326	0.53152	1.200945	0.2315
MA(2)	0.207178	0.135393	1.530197	0.1279
MA(3)	0.093199	0.108716	0.857269	0.3925
MA(4)	-0.184021	0.093961	-1.958495	0.0519
MA(5)	-0.012046	0.143713	-0.083819	0.9333
MA(6)	-0.226276	0.101663	-2.225756	0.0274
MA(7)	0.137632	0.158932	0.865983	0.3878
MA(8)	0.067726	0.169942	0.398522	0.6908
R-squared	0.170418	Adjusted R-squared		0.124892

資料來源:本研究整理

4.5.8 塑膠化工類指數落後期之選取

經過白噪音檢定後，雖食品類指數之時間數列符合白噪音，若由AIC最小的準則來建立ARIMA模型時經由SAS軟體分析，求出AIC準則之最小值為1689.40，其p應為1，而q應為0。因此，即可得知塑膠化工類指數之模型為ARIMA(1, 1, 0)。

表 4.38 塑膠化工類股指數一階差分之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	1689.40	1	0	1689.40

資料來源:本研究整理

經由AIC準則求得(p,q)後，塑膠化工類指數一階差分之模型為ARIMA(1, 1, 0)，再代入程式後於表4.45檢測此ARIMA模式是否符合白噪音之要求。

表 4.39 塑膠化工類指數一階差分迴歸參數估計表

Dependent Variable: 塑化類				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1990:07 2004:12				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.367759	1.919645	0.712506	0.4771
AR(1)	-0.12629	0.071584	-1.764234	0.0795
R-squared	0.017774	Mean dependent var		1.45908
Adjusted R-squared	0.012064	S.D. dependent var		28.68514

資料來源:本研究整理

4.5.9 營建類指數落後期之選取

經過白噪音檢定後，雖營建類指數之時間數列符合白噪音，若由AIC最小的準則來建立ARIMA模型時經由SAS軟體分析，求出AIC準則之最小值為1746.27，其p應為4，而q應為3。因此，即可得知營建類指數之模型

為ARIMA(4, 1, 3)。

表 4.40 營建類股指數一階差分之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	1746.27	4	3	1746.27

資料來源:本研究整理

經由 AIC 準則求得 (p,q) 後，營建類指數一階差分之模型為 ARIMA(4, 1, 3)，再代入程式後於表 4.45 檢測此 ARIMA 模式是否符合白噪音之要求。

表 4.41 營建類指數一階差分迴歸參數估計表

Dependent Variable: 營建類				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1990:10 2004:12				
Backcast: 1990:07 1990:09				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.456065	2.215905	-0.205814	0.8372
AR(1)	-0.616341	0.138395	-4.453505	0
AR(2)	-0.459857	0.158804	-2.895754	0.0043
AR(3)	-0.514352	0.114747	-4.482469	0
AR(4)	-0.051942	0.071415	-0.727329	0.4681
MA(1)	0.75662	0.141518	5.346467	0
MA(2)	0.486981	0.172195	2.828075	0.0053
MA(3)	0.566346	0.119196	4.75139	0
R-squared	0.122262	Mean dependent var		0.065205
Adjusted R-squared	0.084567	S.D. dependent var		28.4983

資料來源:本研究整理

4.5.10 紡織類指數落後期之選取

經過白噪音檢定後，因紡織類指數之時間數列不符合白噪音，因此本文欲透過 ARMA (p,q) 模型之轉換，使其建立數列符合白噪音過程，至於最適落後期數的選取，本研究將以 AIC 準則選取出落後期數 p 及 q。

本研究使用SAS軟體，將p及q皆從0, 1, 2, ..., 24配對，共有625種配對，試著找出AIC的最小值，表4.42為其最終的結果，結果顯示AIC準則之最小值為1684.42，其p應為14，而q應為3。因此，即可得知紡織類指數之模型為ARIMA(14, 1, 3)。

表 4.42 紡織類股指數一階差分之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	1684.42	14	3	1684.42

資料來源:本研究整理

經由 AIC 準則求得 (p,q) 後，紡織類指數一階差分之模型為 ARIMA(14, 1, 3)，再代入程式後於表4.45檢測此ARIMA模式是否符合白噪音之要求。

表 4.43 紡織類指數一階差分迴歸參數估計表

Dependent Variable: 紡織類				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1991:08 2004:12				
Backcast: 1991:05 1991:07				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.539648	1.753233	-0.307802	0.7587
AR(1)	-1.30332	0.505228	-2.579669	0.0109
AR(2)	-0.791487	0.665263	-1.189735	0.2361
AR(3)	-0.343536	0.371058	-0.925828	0.3561
AR(4)	-0.139784	0.157761	-0.886046	0.3771
AR(5)	-0.133586	0.166027	-0.804604	0.4224
AR(6)	-0.19759	0.159813	-1.236378	0.2183
AR(7)	-0.103743	0.16944	-0.61227	0.5413
AR(8)	-0.108136	0.15079	-0.717131	0.4745
AR(9)	-0.042173	0.146332	-0.2882	0.7736
AR(10)	0.078931	0.145453	0.54266	0.5882
AR(11)	0.148574	0.144682	1.026895	0.3062
AR(12)	0.021302	0.164376	0.129593	0.8971
AR(13)	-0.033053	0.134464	-0.245817	0.8062
AR(14)	-0.045068	0.08301	-0.542923	0.588
MA(1)	1.36762	0.507791	2.693272	0.0079
MA(2)	0.845329	0.691479	1.222495	0.2235
MA(3)	0.272726	0.367641	0.741827	0.4594
R-squared	0.092008	Mean dependent var		-0.506708
Adjusted R-squared	-0.015935	S.D. dependent var		25.23647

資料來源:本研究整理

4.5.11 造紙類指數落後期之選取

經過白噪音檢定後，雖造紙類指數之時間數列符合白噪音，若由AIC最小的準則來建立ARIMA模型時經由SAS軟體分析，求出AIC準則之最小值為1684.42，其p應為0，而q應為0。因此，即可得知造紙類指數之模型為ARIMA(0, 1, 0)。

表 4.44 造紙類股指數一階差分之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	P	Q	min
1	ML	AIC	1614.18	0	0	1614.18

資料來源:本研究整理

表 4.45 個別變數之殘差白噪音檢定表

落後 期數	物價指數		加權股價		國際油價		金融類股		食品類股	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	3.00E-05	0.996	0.0026	0.959	0.0365	0.849	0.0312	0.86	0.7626	0.383
2	0.1016	0.95	0.0034	0.998	0.0522	0.974	0.0458	0.977	1.5742	0.455
3	0.3261	0.955	0.0719	0.995	0.7275	0.867	0.0953	0.992	2.0055	0.571
4	0.3902	0.983	0.0828	0.999	0.728	0.948	0.3597	0.986	2.063	0.724
5	0.3959	0.995	0.1257	1	0.8696	0.972	0.3634	0.996	2.3099	0.805
6	0.4864	0.998	0.5659	0.997	2.082	0.912	0.3938	0.999	2.8754	0.824
7	0.6167	0.999	0.7423	0.998	2.0846	0.955	1.8902	0.966	2.8809	0.896
8	0.6793	1	0.8569	0.999	2.0866	0.978	2.0836	0.978	7.9788	0.436
9	0.6939	1	2.3544	0.985	2.0882	0.99	2.3152	0.985	10.22	0.333
10	0.8485	1	4.7133	0.909	2.7202	0.987	2.9196	0.983	12.721	0.24
11	1.0564	1	6.8579	0.81	3.7369	0.977	2.9217	0.992	12.726	0.312
12	1.1594	1	6.8985	0.864	3.7382	0.988	4.3802	0.976	13.207	0.354
落後 期數	紡織類股		塑化類股		機電類股		營建類股		水泥窯類股	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	8.00E-05	0.993	0.356	0.551	0.0093	0.923	0.0494	0.824	0.0034	0.953
2	0.0007	1	0.5913	0.744	0.0152	0.992	0.0494	0.976	0.0101	0.995
3	0.0012	1	1.5676	0.667	0.0208	0.999	0.0712	0.995	0.0103	1
4	0.0073	1	1.7965	0.773	0.1412	0.998	0.2933	0.99	0.074	0.999
5	0.0078	1	1.8361	0.871	0.2136	0.999	0.4365	0.994	0.1678	0.999
6	0.0786	1	2.6815	0.848	0.215	1	0.8858	0.99	0.3739	0.999
7	0.2254	1	4.1235	0.765	0.5419	0.999	1.4656	0.983	0.3739	1
8	0.2954	1	6.4314	0.599	0.6051	1	1.7321	0.988	0.4271	1
9	0.3046	1	7.5348	0.582	1.1682	0.999	2.5119	0.981	0.9882	0.999
10	0.3085	1	7.8496	0.644	1.1715	1	5.4511	0.859	1.0939	1
11	0.5581	1	8.1688	0.698	1.175	1	5.5503	0.902	1.3229	1
12	0.5683	1	9.7165	0.641	1.2117	1	5.6342	0.933	1.3544	1

資料來源:本研究整理

4.6 MAIC 檢定

當本研究欲進行多變數間之關連性分析時，不應再以前述所做單一變數ARIMA之檢定的最適落後期數為依歸來加以分析多變數之關連性，由於做VAR分析時，為多變數之聯立方程式，因此我們必須採用多變量

AIC準則（MAIC）。其模式為： $MAIC = \log \left| \hat{\Sigma} \right| + \frac{2k}{T}$ ，其中 $\hat{\Sigma}$ 為殘差的

共變異數矩陣， T 為樣本觀值數， k 為聯立方程組中所有方程式，迴歸因子（regressors）總個數。

本研究利用Eviews編寫程式，並建立了九個模式，其模式內容分述如下，得出表4.46油價與物價及各類指數間之MAIC，經測試了24期試著找出多變量模型，其結果彙整之MAIC，於表4.46與表4.47中，由該表所找出MAIC的最小值其遞延期數皆為1期，表示多變量共同受前一期影響。因此下述分析，在遞延期數的選擇上將以一期為基準，再進行個別聯立方程式的白噪音測試，選擇最適的期數。

模式一：國際油價、消費者物價指數與大盤指數之模式

模式二：國際油價、消費者物價指數與水泥窯類指數之模式

模式三：國際油價、消費者物價指數與食品類指數之模式

模式四：國際油價、消費者物價指數與金融類指數之模式

模式五：國際油價、消費者物價指數與機電類指數之模式

模式六：國際油價、消費者物價指數與塑膠化工類指數之模式

模式七：國際油價、消費者物價指數與營建類指數之模式

模式八：國際油價、消費者物價指數與紡織類指數之模式

模式九：國際油價、消費者物價指數與造紙類指數之模式

表 4.46 各變數之 MAIC 檢定表

VAR Lag Order Selection Criteria					
Included observations: 151					
	模式一	模式二	模式三	模式四	模式五
Lag	AIC	AIC	AIC	AIC	AIC
0	22.24879	16.23507	17.12578	19.03507	19.69944
1	22.23664*	16.21821*	17.11207*	19.02455*	19.66680*
2	22.27842	16.24991	17.13994	19.07770	19.68181
3	22.31397	16.30636	17.19523	19.13299	19.71319
4	22.37797	16.34645	17.22053	19.13298	19.78597
5	22.46326	16.42933	17.32049	19.22196	19.86201
6	22.50794	16.49364	17.39396	19.28172	19.90797
7	22.52175	16.55536	17.46562	19.33229	19.92742
8	22.52180	16.57044	17.48067	19.37257	19.95859
9	22.60295	16.63960	17.54326	19.46809	20.01412
10	22.65426	16.69074	17.59115	19.52110	20.06617
11	22.68146	16.74224	17.64469	19.53265	20.13218
12	22.64725	16.76515	17.65676	19.52794	20.08695
13	22.54275	16.70572	17.54539	19.48236	19.98846
14	22.48661	16.69781	17.54018	19.50281	19.90717
15	22.37203	16.66345	17.49111	19.48181	19.78681
16	22.36865	16.68910	17.53384	19.49840	19.81932
17	25.48250	16.63563	17.39441	19.41940	19.84147
18	25.68163	16.66876	17.40229	19.43457	19.87284
19	25.87279	16.62440	17.33447	19.44719	19.86713
20	26.13476	16.67199	17.36400	19.50518	19.94039
21	26.33748	16.71652	17.42792	19.54693	19.91748
22	26.52082	16.64119	17.30387	19.57441	19.87259
23	26.64382	16.63210	17.28697	19.52227	19.82270
24	26.86796	16.59603	17.26632	19.47744	19.81932
AIC: Akaike information criterion					

資料來源:本研究整理

表 4.47 各變數之 MAIC 檢定表 (續)

VAR Lag Order Selection Criteria				
Sample: 1990:06 2004:12				
Included observations: 151				
	模式六	模式七	模式八	模式九
Lag	AIC	AIC	AIC	AIC
0	16.38500	16.23308	16.17400	15.70052
1	16.36466*	16.21779*	16.17004*	15.68477*
2	16.41058	16.25216	16.21471	15.72683
3	16.46900	16.31098	16.27265	15.75539
4	16.54240	16.29909	16.33572	15.81091
5	16.63453	16.37383	16.43455	15.90861
6	16.71222	16.43753	16.49401	15.96645
7	16.74255	16.50087	16.54961	16.01861
8	16.78222	16.55727	16.59278	16.04978
9	16.84377	16.63735	16.67395	16.09672
10	16.87701	16.68274	16.74168	16.14263
11	16.92383	16.71294	16.79291	16.19554
12	16.93514	16.74739	16.81305	16.21192
13	16.82330	16.65600	16.71736	16.12832
14	16.81935	16.58168	16.71219	16.09729
15	16.80326	16.52852	16.64035	16.07226
16	16.80792	16.57530	16.66114	16.15351
17	16.78210	16.47929	16.59793	16.08074
18	16.77659	16.51604	16.54491	15.99701
19	16.74845	16.52172	16.50009	15.90849
20	16.80882	16.60612	16.53160	15.88463
21	16.86601	16.69133	16.58126	15.92225
22	16.88699	16.69852	16.59787	15.99317
23	16.86760	16.64200	16.58452	15.97929
24	16.85485	16.63728	16.61053	15.95403

AIC: Akaike information criterion

資料來源:本研究整理

4.7 向量自我迴歸模式

在上一節檢定多變量之間選用落後期數MAIC法則後，仍須視迴歸方程組中的個別方程式之殘差是否符合白噪音過程方能更進一步的決定後續多變量研究之落後期數之使用。本研究先用MAIC初步所得之遞延階數為1期，並以此1期為基準所求得之向量自我迴歸模式，做殘差檢定。

4.7.1 物價指數、國際油價與加權股價間之向量自我迴歸模式

表 4.48 物價指數、國際油價與加權股價間向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		加權指數	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0002	0.988	0.3697	0.543	0.2061	0.65
2	0.0256	0.987	11.453	0.003***	0.2217	0.895
3	0.1522	0.985	11.715	0.008***	2.5738	0.462
4	6.1527	0.188	11.722	0.02**	2.5838	0.63
5	6.1588	0.291	11.727	0.039**	3.2368	0.664
6	8.4537	0.207	11.728	0.068*	8.3718	0.212
7	8.7215	0.273	12.544	0.084*	13.08	0.07*
8	9.1299	0.331	12.99	0.112	14.567	0.068*
9	9.1557	0.423	14.01	0.122	15.197	0.086*
10	10.213	0.422	14.012	0.172	15.197	0.125
11	10.752	0.464	14.393	0.212	15.215	0.173
12	12.073	0.44	16.399	0.174	16.23	0.181

資料來源:本研究整理

在 MAIC 準則中本研究使用遞延期數為 1 期之聯立方程式加以分析其殘差值是否符合白噪音的標準，因本研究選用遞延期數為 12 期的方式加以檢測該遞延期數是否適當，但經檢測後由表 4.48 發現在以國際油價、物價指數及大盤指數為因變數模式下，有部份 P 值小於 10%，並且達到顯著水準，故不符合白噪音過程。因此本研究以 MAIC 準則下所選取的最適落後期數 1 期為基準，增加其落後期數並加以檢測是否符合白噪音準則。

表 4.49 物價指數、國際油價與加權股價間之向量自我迴歸模式表

Vector Autoregression Estimates			
Sample(adjusted): 1990:12 2004:12			
Included observations: 169 after adjusting endpoints			
t-statistics in []			
	國際油價	物價指數	加權指數
國際油價(-1)	-0.02063	0.010806	-22.6045
	[-0.25614]	[0.32708]	[-1.08783]
國際油價(-2)	-0.05186	0.023241	9.20127
	[-0.62554]	[0.68324]	[0.43008]
國際油價(-3)	0.081015	-0.01425	-31.2958
	[0.99246]	[-0.42555]	[-1.48561]
國際油價(-4)	-0.18984	-0.01104	-7.53797
	[-2.38652]	[-0.33827]	[-0.36719]
國際油價(-5)	0.05508	0.022574	-3.25251
	[0.67502]	[0.67424]	[-0.15446]
國際油價(-6)	-0.10685	-0.02998	27.38407
	[-1.33857]	[-0.91541]	[1.32940]
物價指數(-1)	0.172752	-0.36047	-45.717
	[0.87465]	[-4.44792]	[-0.89693]
物價指數(-2)	-0.06297	-0.27723	8.967826
	[-0.29678]	[-3.18460]	[0.16379]
物價指數(-3)	-0.01111	-0.13819	-91.3145
	[-0.05194]	[-1.57422]	[-1.65389]
物價指數(-4)	-0.10838	-0.05803	-9.36003
	[-0.50832]	[-0.66331]	[-0.17012]
物價指數(-5)	-0.05922	-0.01649	5.621132
	[-0.29041]	[-0.19701]	[0.10681]
物價指數(-6)	-0.18239	0.004583	36.04502
	[-0.95434]	[0.05845]	[0.73086]
加權指數(-1)	-9.62E-06	-0.00011	0.015247
	[-0.03179]	[-0.90956]	[0.19526]
加權指數(-2)	5.18E-05	8.58E-05	0.069604
	[0.17179]	[0.69351]	[0.89421]
加權指數(-3)	6.52E-05	-8.37E-05	-0.11304
	[0.21735]	[-0.68033]	[-1.46019]
加權指數(-4)	0.000467	0.000263	-0.04341
	[1.58283]	[2.16853]	[-0.56990]
加權指數(-5)	0.000351	4.18E-06	0.085712
	[1.17092]	[0.03401]	[1.10810]
加權指數(-6)	0.000379	2.05E-05	-0.17247
	[1.32323]	[0.17436]	[-2.33456]
C	0.107572	0.249003	23.29885
	[0.57581]	[3.24840]	[0.48327]
R-squared	0.125196	0.186287	0.129882
Adj. R-squared	0.02022	0.088641	0.025468

資料來源:本研究整理

表 4.50 物價指數、國際油價與加權股價間向量自我迴歸模式—6 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		加權指數	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0051	0.943	0.0036	0.952	0.2839	0.594
2	0.2009	0.904	0.0062	0.997	0.4816	0.786
3	0.3135	0.957	0.0357	0.998	0.6468	0.886
4	0.4228	0.981	0.8759	0.928	0.8743	0.928
5	1.8369	0.871	0.9347	0.968	0.919	0.969
6	2.6815	0.848	1.2096	0.976	0.931	0.988
7	4.1485	0.763	1.4806	0.983	11.429	0.121
8	4.6693	0.792	1.7623	0.987	11.801	0.16
9	4.767	0.854	4.733	0.857	11.9	0.219
10	7.544	0.673	4.9882	0.892	13.279	0.208
11	7.5659	0.752	5.9037	0.88	13.295	0.274
12	8.239	0.766	14.488	0.271	15.027	0.24

資料來源:本研究整理

在增加最適落後期數，以求其聯立方程式能夠符合白噪音準則，最後由表4.50可得最適落後期數為6的聯立方程式下，能夠使該聯立方程式的殘差皆能符合白噪音準則。

4.7.2 物價指數、國際油價與水泥窯類指數間之向量自我迴歸模式

表 4.51 物價指數、國際油價與水泥窯類指數間向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		水泥窯類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0031	0.956	0.2002	0.655	0.288	0.592
2	0.0558	0.972	11.96	0.003***	3.405	0.182
3	0.2112	0.976	12.023	0.007***	5.1394	0.162
4	5.9463	0.203	12.027	0.017**	5.7618	0.218
5	5.9592	0.31	12.032	0.034**	6.5718	0.254
6	7.8328	0.251	12.077	0.06*	9.0492	0.171
7	8.1232	0.322	12.924	0.074*	9.1361	0.243
8	8.4959	0.387	13.162	0.106	12.534	0.129
9	8.512	0.483	14.071	0.12	14.81	0.096*
10	9.4564	0.489	14.073	0.17	15.172	0.126
11	10.06	0.525	14.657	0.199	15.174	0.175
12	11.184	0.513	15.83	0.199	16.065	0.188

資料來源:本研究整理

在 MAIC 準則中本研究使用遞延期數為 1 期之聯立方程式加以分析其殘差值是否符合白噪音的標準，因本研究選用遞延期數為 12 期的方式加以檢測該遞延期數是否適當，但經檢測後由表 4.51 發現在國際油價、物價指數及水泥窯類指數為因變數的模式下，有部份 P 值小於 10%，並且達到顯著水準，故不符合白噪音過程。因此本研究以 MAIC 準則下所選取的最適落後期數 1 期為基準，增加其落後期數並加以檢測是否符合白噪音準則。

表 4.52 物價指數、國際油價與水泥窯類指數間之向量自我迴歸模式表

Vector Autoregression Estimates			
Sample(adjusted): 1990:09 2004:12			
Included observations: 172 after adjusting endpoints			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	國際油價	物價指數	水泥窯類
國際油價(-1)	0.058077	0.020812	-0.74816
	[0.75952]	[0.69735]	[-0.71308]
國際油價(-2)	-0.0193	0.018309	0.967047
	[-0.24499]	[0.59542]	[0.89460]
國際油價(-3)	-0.01652	-0.0459	-0.6401
	[-0.20928]	[-1.48968]	[-0.59101]
物價指數(-1)	0.397696	-0.30303	-1.91381
	[2.02177]	[-3.94685]	[-0.70907]
物價指數(-2)	-0.00275	-0.27186	1.122895
	[-0.01366]	[-3.46529]	[0.40715]
物價指數(-3)	0.043573	-0.12392	-3.32931
	[0.22460]	[-1.63655]	[-1.25070]
水泥窯類(-1)	-0.00676	-0.00568	-0.01921
	[-1.30680]	[-2.81522]	[-0.27069]
水泥窯類(-2)	-0.001	0.00389	-0.11317
	[-0.19012]	[1.89325]	[-1.56687]
水泥窯類(-3)	-0.00649	-0.00228	-0.0449
	[-1.29362]	[-1.16531]	[-0.65215]
C	-0.01413	0.224291	0.04629
	[-0.08287]	[3.36956]	[0.01978]
R-squared	0.055923	0.217985	0.040191
Adj. R-squared	0.003474	0.17454	-0.01313

資料來源:本研究整理

表 4.53 物價指數、國際油價與水泥窯類指數間向量自我迴歸模式—3 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		水泥窯類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.3748	0.54	0.0749	0.784	1.3692	0.242
2	0.3748	0.829	0.2203	0.896	2.8784	0.237
3	1.603	0.659	0.3492	0.951	3.031	0.387
4	4.4668	0.347	1.5591	0.816	3.0393	0.551
5	5.5436	0.353	1.5852	0.903	3.0763	0.688
6	5.9489	0.429	1.5857	0.954	3.4419	0.752
7	6.3323	0.502	2.8022	0.903	3.5035	0.835
8	6.8077	0.558	3.1299	0.926	6.1639	0.629
9	6.8315	0.655	5.3457	0.803	7.6551	0.569
10	8.4909	0.581	5.4629	0.858	8.0551	0.623
11	9.1973	0.604	6.7217	0.821	8.162	0.699
12	10.208	0.598	10.071	0.61	9.1467	0.69

資料來源:本研究整理

在增加最適落後期數，以求其聯立方程式能夠符合白噪音準則，最後由表4.53可得最適落後期數為3的聯立方程式下，能夠使該聯立方程式的殘差皆能符合白噪音準則。

4.7.3 物價指數、國際油價與食品類指數間向量自我迴歸模式

表 4.54 物價指數、國際油價與食品類指數間向量自我迴歸模式－1 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		食品類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0135	0.907	0.472	0.492	0.5128	0.474
2	0.0452	0.978	10.452	0.005***	5.6107	0.06*
3	0.1238	0.989	11	0.012**	5.7676	0.123
4	6.4995	0.165	11.041	0.026**	8.3101	0.081
5	6.5106	0.26	11.047	0.05**	8.4989	0.131
6	8.687	0.192	11.064	0.086*	9.3705	0.154
7	8.9909	0.253	12.613	0.082*	9.3867	0.226
8	9.4212	0.308	12.802	0.119	13.041	0.11
9	9.4361	0.398	13.885	0.126	14.757	0.098
10	10.363	0.409	13.887	0.178	16.729	0.081
11	10.839	0.457	14.309	0.216	16.857	0.112
12	12.089	0.439	16.63	0.164	17.356	0.137

資料來源:本研究整理

在 MAIC 準則中本研究使用遞延期數為 1 期之聯立方程式加以分析其殘差值是否符合白噪音的標準，因本研究選用遞延期數為 12 期的方式加以檢測該遞延期數是否適當，但經檢測後由表 4.54 發現在以國際油價、物價指數及食品類指數為因變數的模式下，有部份 P 值小於 10%，並且達到顯著水準，故不符合白噪音過程。因此本研究以 MAIC 準則下所選取的最適落後期數為 1 期為基準，增加其落後期數並加以檢測是否符合白噪音準則。

表 4.55 物價指數、國際油價與食品類指數間之向量自我迴歸模式表

Vector Autoregression Estimates		Sample(adjusted): 1990:08 2004:12	
Included observations: 173 after adjusting endpoints		t-statistics in []	
	國際油價	物價指數	食品類
國際油價(-1)	0.088188	0.039594	-0.33633
	[1.12716]	[1.27977]	[-0.21726]
國際油價(-2)	-0.03628	0.000202	-0.76655
	[-0.46001]	[0.00649]	[-0.49123]
物價指數(-1)	0.356403	-0.31106	-4.01656
	[1.85327]	[-4.09040]	[-1.05554]
物價指數(-2)	-0.02317	-0.23572	1.491937
	[-0.11845]	[-3.04721]	[0.38544]
食品類(-1)	-0.00343	-0.00096	0.058915
	[-0.87814]	[-0.62276]	[0.76229]
食品類(-2)	-0.00744	0.001699	-0.05605
	[-2.02705]	[1.17093]	[-0.77225]
C	0.058311	0.212681	-0.53538
	[0.34053]	[3.14101]	[-0.15801]
R-squared	0.065721	0.120685	0.01799
Adj. R-squared	0.031952	0.088902	-0.01751

資料來源:本研究整理

表 4.56 物價指數、國際油價與食品類指數間之向量自我迴歸模式—2 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		食品類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0991	0.753	0.1484	0.7	0.5362	0.464
2	0.1052	0.949	0.7583	0.684	2.4799	0.289
3	0.2739	0.965	3.9476	0.267	2.5139	0.473
4	6.3095	0.177	3.9881	0.408	3.901	0.42
5	6.3174	0.277	3.9986	0.55	4.0084	0.548
6	8.4139	0.209	4.0246	0.673	4.9479	0.551
7	8.6587	0.278	5.2724	0.627	4.9482	0.666
8	9.0476	0.338	5.4054	0.713	9.5165	0.301
9	9.099	0.428	6.5217	0.687	11.135	0.267
10	9.8975	0.45	6.8356	0.741	12.382	0.26
11	10.314	0.502	7.8931	0.723	12.494	0.328
12	11.735	0.467	10.58	0.565	12.624	0.397

資料來源:本研究整理

在增加最適落後期數，以求其聯立方程式能夠符合白噪音準則，最後由表4.56可得最適落後期數為2的聯立方程式下，能夠使該聯立方程式的殘差皆能符合白噪音準則。

4.7.4 物價指數、國際油價與金融類指數間之向量自我迴歸模式

表 4.57 物價指數、國際油價與金融類指數間之向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		金融類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0182	0.893	0.4157	0.519	0.0188	0.891
2	0.0715	0.965	12.285	0.002	0.5822	0.747
3	0.3412	0.952	12.378	0.006	5.6462	0.13
4	5.974	0.201	12.408	0.015	5.9954	0.199
5	6.0205	0.304	12.413	0.03	7.8875	0.163
6	8.1719	0.226	12.413	0.053	9.7771	0.134
7	8.4054	0.298	13.572	0.059	11.106	0.134
8	8.7878	0.361	13.946	0.083	11.738	0.163
9	8.803	0.456	15.029	0.09	13.147	0.156
10	9.8315	0.455	15.053	0.13	13.198	0.213
11	10.317	0.502	15.603	0.157	13.215	0.279
12	11.332	0.501	17.936	0.118	16.043	0.189

資料來源:本研究整理

在 MAIC 準則中本研究使用遞延期數為 1 期之聯立方程式加以分析其殘差值是否符合白噪音的標準，因本研究選用遞延期數為 12 期的方式加以檢測該遞延期數是否適當，但經檢測後由表 4.57 發現在以國際油價、物價指數及金融類指數為因變數的模式下，有部份 P 值小於 10%，並且達到顯著水準，故不符合白噪音過程。因此本研究以 MAIC 準則下所選取的最適落後期數 1 期為基準，增加其落後期數並加以檢測是否符合白噪音準則。

表 4.58 物價指數、國際油價與金融類指數間之向量自我迴歸模式表

Vector Autoregression Estimates		Sample(adjusted): 1990:09 2004:12	
Included observations: 172 after adjusting endpoints		t-statistics in []	
	國際油價	物價指數	金融類
國際油價(-1)	0.060581	0.025044	-4.8584
	[0.79131]	[0.81918]	[-1.17283]
國際油價(-2)	-0.02733	0.012357	4.107507
	[-0.34831]	[0.39441]	[0.96755]
國際油價(-3)	-0.01248	-0.04834	0.254668
	[-0.15794]	[-1.53235]	[0.05957]
物價指數(-1)	0.341454	-0.32889	-8.87536
	[1.76918]	[-4.26733]	[-0.84987]
物價指數(-2)	-0.00695	-0.28603	2.904744
	[-0.03484]	[-3.59311]	[0.26929]
物價指數(-3)	0.012319	-0.1386	-3.36348
	[0.06351]	[-1.78927]	[-0.32045]
金融類(-1)	-0.00169	-0.00102	-0.06388
	[-1.20356]	[-1.82777]	[-0.84103]
金融類(-2)	-0.0019	0.000457	-0.04505
	[-1.33597]	[0.80581]	[-0.58603]
金融類(-3)	-0.00117	-0.00086	-0.12805
	[-0.84096]	[-1.54949]	[-1.70277]
C	0.017116	0.237907	2.274749
	[0.10042]	[3.49527]	[0.24664]
R-squared	0.05624	0.181698	0.044057
Adj. R-squared	0.003809	0.136237	-0.00905

資料來源:本研究整理

表 4.59 物價指數、國際油價與金融類指數間之向量自我迴歸模式－3 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		金融類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.4702	0.493	0.0118	0.914	0.3446	0.557
2	0.4886	0.783	0.0842	0.959	0.4736	0.789
3	1.8094	0.613	0.2234	0.974	0.5154	0.916
4	4.6904	0.321	1.841	0.765	1.3559	0.852
5	5.6669	0.34	1.8586	0.868	1.8989	0.863
6	6.2206	0.399	1.8623	0.932	3.5462	0.738
7	6.609	0.471	2.8713	0.897	5.0015	0.66
8	7.2812	0.507	3.3253	0.912	5.1484	0.742
9	7.3031	0.606	5.5445	0.784	6.1818	0.722
10	9.1791	0.515	5.6882	0.841	6.2544	0.793
11	9.5361	0.573	6.7762	0.817	6.377	0.847
12	10.645	0.56	12.162	0.433	9.6491	0.647

資料來源:本研究整理

在增加最適落後期數，以求其聯立方程式能夠符合白噪音準則，最後由表4.59可得最適落後期數為3的聯立方程式下，能夠使該聯立方程式的殘差皆能符合白噪音準則。

4.7.5 物價指數、國際油價與機電類指數間之向量自我迴歸模式

表 4.60 物價指數、國際油價與機電類指數間之向量自我迴歸模式－1 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		機電類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0015	0.969	0.401	0.527	0.0036	0.952
2	0.0092	0.995	10.149	0.006***	2.6627	0.264
3	0.0762	0.995	10.735	0.013**	2.7473	0.432
4	6.2191	0.183	10.74	0.03**	5.4573	0.244
5	6.2206	0.285	10.758	0.056*	6.5187	0.259
6	8.5266	0.202	10.76	0.096*	13.53	0.035**
7	8.6818	0.276	11.804	0.107	20.886	0.004***
8	9.2931	0.318	12.226	0.141	21.208	0.007***
9	9.3189	0.408	13.355	0.147	21.262	0.012**
10	10.558	0.393	13.356	0.204	21.269	0.019**
11	11.101	0.435	13.648	0.253	21.752	0.026**
12	12.431	0.412	16.031	0.19	21.811	0.04**

資料來源:本研究整理

在 MAIC 準則中本研究使用遞延期數為 1 期之聯立方程式加以分析其殘差值是否符合白噪音的標準，因本研究選用遞延期數為 12 期的方式加以檢測該遞延期數是否適當，但經檢測後由表 4.60 發現在以國際油價、物價指數及機電類類指數為因變數的模式下，有部份 P 值小於 10%，並且達到顯著水準，故不符合白噪音過程。因此本研究以 MAIC 準則下所選取的最適落後期數為 1 期基準，增加其落後期數並加以檢測是否符合白噪音準則。

表 4.61 物價指數、國際油價與機電類指數間之向量自我迴歸模式表

Vector Autoregression Estimates			
Sample(adjusted): 1990:12 2004:12			
Included observations: 169 after adjusting endpoints			
t-statistics in []			
	國際油價	物價指數	機電類
國際油價(-1)	-0.01427	0.009413	-6.97759
	[-0.17655]	[0.28004]	[-1.26921]
國際油價(-2)	-0.04298	0.021244	4.217423
	[-0.51217]	[0.60870]	[0.73883]
國際油價(-3)	0.071316	-0.01973	-5.00975
	[0.85950]	[-0.57175]	[-0.88766]
國際油價(-4)	-0.21463	-0.01764	-2.59666
	[-2.71439]	[-0.53654]	[-0.48280]
國際油價(-5)	0.034485	0.012122	-1.73396
	[0.42131]	[0.35611]	[-0.31145]
國際油價(-6)	-0.0988	-0.02416	9.29417
	[-1.24111]	[-0.72975]	[1.71650]
物價指數(-1)	0.210171	-0.37548	-1.74025
	[1.07714]	[-4.62731]	[-0.13112]
物價指數(-2)	0.041138	-0.2595	5.82652
	[0.19639]	[-2.97888]	[0.40894]
物價指數(-3)	0.01363	-0.15165	-24.0814
	[0.06423]	[-1.71847]	[-1.66846]
物價指數(-4)	-0.11894	-0.07317	-0.13338
	[-0.55979]	[-0.82804]	[-0.00923]
物價指數(-5)	-0.0623	-0.02714	-6.51897
	[-0.30500]	[-0.31950]	[-0.46922]
物價指數(-6)	-0.16019	0.011894	11.28974
	[-0.83608]	[0.14927]	[0.86629]
機電類(-1)	-0.00049	-0.00062	0.121621
	[-0.41654]	[-1.26608]	[1.52310]
機電類(-2)	0.001484	0.000274	0.139437
	[1.25861]	[0.55804]	[1.73919]
機電類(-3)	0.001407	9.40E-05	-0.04207
	[1.19018]	[0.19124]	[-0.52328]
機電類(-4)	0.000168	0.000179	-0.16014
	[0.14270]	[0.36546]	[-1.99840]
機電類(-5)	0.000797	-2.22E-05	0.116088
	[0.67823]	[-0.04537]	[1.45263]
機電類(-6)	0.001321	0.000338	-0.13694
	[1.14307]	[0.70282]	[-1.74240]
C	0.066063	0.253867	7.523228
	[0.35212]	[3.25375]	[0.58953]
R-squared	0.121656	0.160729	0.158788
Adj. R-squared	0.016254	0.060016	0.057842

資料來源:本研究整理

表 4.62 物價指數、國際油價與機電類指數間之向量自我迴歸模式—6 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		機電類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0004	0.983	0.0033	0.954	0.1094	0.741
2	0.1487	0.928	0.0263	0.987	0.3242	0.85
3	0.3625	0.948	0.0312	0.999	0.638	0.888
4	0.8735	0.928	0.1771	0.996	0.7882	0.94
5	2.8186	0.728	0.3593	0.996	0.9882	0.964
6	3.2522	0.777	0.6549	0.995	1.0568	0.983
7	3.9581	0.785	1.2036	0.991	10.239	0.175
8	4.447	0.815	2.2925	0.971	10.548	0.229
9	4.5966	0.868	3.93	0.916	12.19	0.203
10	7.0492	0.721	4.3675	0.929	13.645	0.19
11	7.0641	0.794	5.8623	0.882	13.775	0.246
12	7.4753	0.825	12.015	0.444	14.171	0.29

資料來源:本研究整理

在增加最適落後期數，以求其聯立方程式能夠符合白噪音準則，最後由表4.62可得最適落後期數為6的聯立方程式下，能夠使該聯立方程式的殘差皆能符合白噪音準則。

4.7.6 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間之向量自我迴歸模式

表 4.63 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間之向量自我迴歸模式—1 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		塑化類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0038	0.951	0.4768	0.49	0.4853	0.486
2	0.0076	0.996	10.669	0.005***	1.0586	0.589
3	0.0642	0.996	11.268	0.01***	1.7866	0.618
4	6.1664	0.187	11.299	0.023**	2.0724	0.722
5	6.1667	0.29	11.314	0.045**	2.5542	0.768
6	8.574	0.199	11.318	0.079*	2.9382	0.817
7	8.7394	0.272	12.855	0.076*	4.4714	0.724
8	9.3352	0.315	13.117	0.108	6.4628	0.596
9	9.3614	0.405	14.265	0.113	8.063	0.528
10	10.602	0.389	14.268	0.161	8.3424	0.595
11	11.145	0.431	14.626	0.2	8.4203	0.675
12	12.517	0.405	17.098	0.146	11.81	0.461

資料來源:本研究整理

在 MAIC 準則中本研究使用遞延期數為 1 期之聯立方程式加以分析其殘差值是否符合白噪音的標準，因本研究選用遞延期數為 12 期的方式加以檢測該遞延期數是否適當，但經檢測後由表 4.63 發現在以國際油價、物價指數及塑膠化工類指數為因變數的模式下，有部份 P 值小於 10%，並且達到顯著水準，故不符合白噪音過程。因此本研究以 MAIC 準則下所選取的最適落後期數 1 期為基準，增加其落後期數並加以檢測是否符合白噪音準則。

表 4.64 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間之向量自我迴歸模式表

Vector Autoregression Estimates			
Sample(adjusted): 1990:08 2004:12			
Included observations: 173 after adjusting endpoints			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	國際油價	物價指數	塑化類
國際油價(-1)	0.112912	0.037157	-1.24671
	[1.43876]	[1.21221]	[-1.23244]
國際油價(-2)	-0.01721	-0.00336	0.361225
	[-0.21586]	[-0.10801]	[0.35151]
物價指數(-1)	0.373979	-0.31108	-2.81776
	[1.91603]	[-4.08049]	[-1.11997]
物價指數(-2)	0.000346	-0.2359	2.613798
	[0.00174]	[-3.03517]	[1.01905]
塑化類(-1)	0.002592	-0.0016	-0.08184
	[0.43312]	[-0.68342]	[-1.06098]
塑化類(-2)	-0.0028	0.002082	0.05088
	[-0.49834]	[0.94989]	[0.70348]
C	0.058925	0.212223	1.34662
	[0.33817]	[3.11823]	[0.59955]
R-squared	0.041374	0.11975	0.038272
Adj. R-squared	0.006725	0.087934	0.003511

資料來源:本研究整理

表 4.65 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間之向量自我迴歸模式—2 期之殘差

檢定

落後期數	國際油價		物價指數		塑化類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.1345	0.714	0.1414	0.707	0.2446	0.621
2	0.136	0.934	0.5326	0.766	1.3938	0.498
3	0.1821	0.98	3.7553	0.289	2.3758	0.498
4	5.6436	0.227	3.8781	0.423	2.4386	0.656
5	5.6826	0.338	3.8794	0.567	2.8848	0.718
6	7.7914	0.254	3.8867	0.692	3.2819	0.773
7	8.0963	0.324	5.2176	0.633	4.4102	0.732
8	8.695	0.369	5.3659	0.718	7.3216	0.502
9	8.7349	0.462	6.5173	0.687	8.9727	0.44
10	10.082	0.433	6.9055	0.734	9.3533	0.499
11	10.623	0.475	7.6443	0.745	9.5629	0.57
12	12.053	0.441	10.936	0.534	12.643	0.395

資料來源:本研究整理

在增加最適落後期數，以求其聯立方程式能夠符合白噪音準則，最後由表4.65可得最適落後期數為2的聯立方程式下，能夠使該聯立方程式的殘差皆能符合白噪音準則。

4.7.7 物價指數、國際油價與營建類指數間之向量自我迴歸模式

表 4.66 物價指數、國際油價與營建類指數間之向量自我迴歸模式－1 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		營建類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.051	0.821	0.4756	0.49	0.9227	0.337
2	0.1291	0.938	10.535	0.005	6.5741	0.037
3	0.2683	0.966	11.035	0.012	6.7093	0.082
4	6.3332	0.176	11.062	0.026	7.2762	0.122
5	6.3571	0.273	11.065	0.05	9.4234	0.093
6	8.2829	0.218	11.082	0.086	10.902	0.091
7	8.667	0.277	12.646	0.081	11.045	0.137
8	9.0003	0.342	12.893	0.116	11.896	0.156
9	9.0112	0.436	13.907	0.126	14.348	0.11
10	9.8674	0.452	13.919	0.177	15.143	0.127
11	10.438	0.491	14.396	0.212	16.062	0.139
12	11.751	0.466	16.915	0.153	17.245	0.141

資料來源:本研究整理

在 MAIC 準則中本研究使用遞延期數為 1 期之聯立方程式加以分析其殘差值是否符合白噪音的標準，因本研究選用遞延期數為 12 期的方式加以檢測該遞延期數是否適當，但經檢測後發現在以國際油價、物價指數及營建類指數為因變數的模式下，有部份 P 值小於 10%，並且達到顯著水準，故不符合白噪音過程。因此本研究應該就 MAIC 準則下所選取的最適落後期數 1 期為基準，增加其落後期數並加以檢測是否符合白噪音準則。

表 4.67 物價指數、國際油價與營建類指數間之向量自我迴歸模式表

Vector Autoregression Estimates			
Sample(adjusted): 1990:09 2004:12			
Included observations: 172 after adjusting endpoints			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	國際油價	物價指數	營建類
國際油價(-1)	0.041449	0.028347	-0.49582
	[0.53620]	[0.91027]	[-0.46964]
國際油價(-2)	-0.02809	0.019324	0.05257
	[-0.35786]	[0.61107]	[0.04903]
國際油價(-3)	-0.02706	-0.05267	-1.22104
	[-0.34586]	[-1.67088]	[-1.14267]
物價指數(-1)	0.368852	-0.33891	-2.0552
	[1.93572]	[-4.41504]	[-0.78973]
物價指數(-2)	0.025634	-0.26323	-1.15704
	[0.12965]	[-3.30486]	[-0.42850]
物價指數(-3)	0.020788	-0.14764	-3.61174
	[0.10826]	[-1.90875]	[-1.37730]
營建類(-1)	-0.00855	-0.00204	0.141758
	[-1.61131]	[-0.95183]	[1.95554]
營建類(-2)	-0.0031	0.003597	-0.18868
	[-0.58650]	[1.68995]	[-2.61465]
營建類(-3)	-0.00662	-0.00259	0.034041
	[-1.42478]	[-1.38102]	[0.53651]
C	-0.01077	0.234309	0.977128
	[-0.06349]	[3.42929]	[0.42184]
R-squared	0.064789	0.174743	0.081972
Adj. R-squared	0.012833	0.128896	0.03097

資料來源:本研究整理

表 4.68 物價指數、國際油價與營建類指數間之向量自我迴歸模式－1 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		營建類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.2809	0.596	0.0377	0.846	0.3478	0.555
2	0.2933	0.864	0.3198	0.852	1.9738	0.373
3	1.6201	0.655	0.4092	0.938	2.0158	0.569
4	5.1802	0.269	1.2214	0.875	2.0198	0.732
5	5.8186	0.324	1.4792	0.915	4.9663	0.42
6	6.5735	0.362	1.4793	0.961	5.819	0.444
7	6.8836	0.441	3.497	0.836	8.4554	0.294
8	7.4889	0.485	3.7511	0.879	9.4496	0.306
9	7.5135	0.584	6.034	0.737	11.158	0.265
10	9.1731	0.516	6.2296	0.796	12.503	0.253
11	9.7245	0.555	7.4374	0.763	12.731	0.311
12	11.377	0.497	12.081	0.439	13.636	0.325

資料來源:本研究整理

在增加最適落後期數，以求其聯立方程式能夠符合白噪音準則，最後由表 4.68 可得最適落後期數為 3 的聯立方程式下，能夠使該聯立方程式的殘差皆能符合白噪音準則。

4.7.8 物價指數、國際油價與紡織類指數間之向量自我迴歸模式

表 4.69 物價指數、國際油價與紡織類指數間之向量自我迴歸模式－1 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		紡織類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0003	0.986	0.4491	0.503	0.5237	0.469
2	0.0285	0.986	11.25	0.004	2.0416	0.36
3	0.1111	0.99	11.703	0.008	2.8028	0.423
4	6.2178	0.183	11.74	0.019	2.9604	0.564
5	6.2255	0.285	11.743	0.038	2.9605	0.706
6	8.4511	0.207	11.746	0.068	6.182	0.403
7	8.7036	0.275	12.92	0.074	6.2418	0.512
8	9.1427	0.33	13.239	0.104	7.2847	0.506
9	9.1654	0.422	14.205	0.115	8.8004	0.456
10	10.258	0.418	14.205	0.164	8.9822	0.534
11	10.823	0.458	14.611	0.201	9.9258	0.537
12	12.081	0.439	16.739	0.16	12.096	0.438

資料來源:本研究整理

在 MAIC 準則中本研究使用遞延期數為 1 期之聯立方程式加以分析其殘差值是否符合白噪音的標準，因本研究選用遞延期數為 12 期的方式加以檢測該遞延期數是否適當，但經檢測後由表 4.72 發現在以國際油價、物價指數及紡織類指數為因變數的模式下，有部份 P 值小於 10%，並且達到顯著水準，故不符合白噪音過程。因此本研究以 MAIC 準則下所選取的最適落後期數 1 期為基準，增加其落後期數並加以檢測是否符合白噪音準則。

表 4.70 物價指數、國際油價與紡織類指數間之向量自我迴歸模式表

Vector Autoregression Estimates			
Sample(adjusted): 1990:08 2004:12			
Included observations: 173 after adjusting endpoints			
Standard errors in () & t-statistics in []			
	國際油價	物價指數	紡織類
國際油價(-1)	0.106375	0.034389	-1.19484
	[1.35150]	[1.11897]	[-1.19349]
國際油價(-2)	-0.02929	-0.00438	-0.62044
	[-0.36670]	[-0.14043]	[-0.61068]
物價指數(-1)	0.349628	-0.31563	-1.8865
	[1.78755]	[-4.13287]	[-0.75831]
物價指數(-2)	-0.02735	-0.23636	1.445982
	[-0.13806]	[-3.05526]	[0.57379]
紡織類(-1)	-0.00099	-0.00328	0.026306
	[-0.16210]	[-1.37418]	[0.33854]
紡織類(-2)	-0.00705	0.001933	0.041778
	[-1.25786]	[0.88403]	[0.58639]
C	0.063987	0.21433	0.069357
	[0.36988]	[3.17307]	[0.03152]
R-squared	0.047565	0.12601	0.024109
Adj. R-squared	0.01314	0.09442	-0.01116

資料來源:本研究整理

表 4.71 物價指數、國際油價與紡織類指數間之向量自我迴歸模式－6 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		紡織類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.1443	0.704	0.1393	0.709	0.4411	0.507
2	0.1444	0.93	0.6499	0.723	2.6983	0.259
3	0.2488	0.969	3.6871	0.297	3.9513	0.267
4	5.873	0.209	3.7696	0.438	4.0897	0.394
5	5.9234	0.314	3.7725	0.583	4.0911	0.536
6	7.9472	0.242	3.7933	0.705	6.7339	0.346
7	8.3702	0.301	4.6414	0.704	6.7451	0.456
8	8.7949	0.36	4.8672	0.772	8.4599	0.39
9	8.8515	0.451	5.7598	0.764	9.6536	0.379
10	10.228	0.421	6.1834	0.8	9.7928	0.459
11	10.651	0.473	7.1324	0.788	10.796	0.461
12	12.135	0.435	9.587	0.652	12.823	0.382

資料來源:本研究整理

在增加最適落後期數，以求其聯立方程式能夠符合白噪音準則，最後由表4.71可得最適落後期數為2的聯立方程式下，能夠使該聯立方程式的殘差皆能符合白噪音準則。

4.7.9 物價指數、國際油價與造紙類指數間之向量自我迴歸模式

表 4.72 物價指數、國際油價與造紙類指數間之向量自我迴歸模式－1 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		造紙類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0025	0.96	0.3364	0.562	0.6654	0.415
2	0.0126	0.994	10.759	0.005	6.1367	0.046
3	0.0894	0.993	11.194	0.011	6.2721	0.099
4	6.2148	0.184	11.194	0.024	6.781	0.148
5	6.2161	0.286	11.196	0.048	6.794	0.236
6	8.5348	0.201	11.212	0.082	8.1599	0.227
7	8.7236	0.273	12.31	0.091	8.1854	0.317
8	9.2706	0.32	12.551	0.128	8.3594	0.399
9	9.2964	0.41	13.587	0.138	9.2412	0.415
10	10.484	0.399	13.587	0.193	9.413	0.493
11	11.029	0.441	13.963	0.235	9.429	0.582
12	12.397	0.414	15.973	0.192	9.6362	0.648

資料來源:本研究整理

在 MAIC 準則中本研究使用遞延期數為 1 期之聯立方程式加以分析其殘差值是否符合白噪音的標準，因本研究選用遞延期數為 12 期的方式加以檢測該遞延期數是否適當，但經檢測後由表 4.75 發現在以國際油價、物價指數及造紙類指數這個模式下，有部份 P 值小於 10%，並且達到顯著水準，故不符合白噪音過程。因此本研究以 MAIC 準則下所選取的最適落後期數 1 期為基準，增加其落後期數並加以檢測是否符合白噪音準則。

表 4.73 物價指數、國際油價與造紙類指數間之向量自我迴歸模式表

Vector Autoregression Estimates			
Sample(adjusted): 1990:08 2004:12			
Included observations: 173 after adjusting endpoints			
t-statistics in []			
	國際油價	物價指數	造紙類
國際油價(-1)	0.113477	0.031296	-1.1559
	[1.43772]	[1.01997]	[-1.39309]
國際油價(-2)	-0.03661	0.001203	0.207199
	[-0.45615]	[0.03855]	[0.24555]
物價指數(-1)	0.347204	-0.30791	-1.40598
	[1.78088]	[-4.06259]	[-0.68600]
物價指數(-2)	-0.02775	-0.2303	2.048954
	[-0.14057]	[-3.00049]	[0.98718]
造紙類(-1)	0.001516	-0.00423	0.059663
	[0.20523]	[-1.47227]	[0.76815]
造紙類(-2)	-0.01103	0.004714	-0.021
	[-1.57770]	[1.73368]	[-0.28565]
C	0.059594	0.213127	-0.8096
	[0.34571]	[3.18037]	[-0.44676]
R-squared	0.052922	0.138503	0.02888
Adj. R-squared	0.01869	0.107365	-0.00622

資料來源:本研究整理

表 4.74 物價指數、國際油價與造紙類指數間之向量自我迴歸模式－6 期之殘差檢定

落後期數	國際油價		物價指數		造紙類	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.1183	0.731	0.1221	0.727	1.3775	0.241
2	0.1233	0.94	0.823	0.663	3.8007	0.15
3	0.241	0.971	3.2288	0.358	4.1571	0.245
4	5.5484	0.236	3.5105	0.476	4.1873	0.381
5	5.6218	0.345	3.5674	0.613	4.1902	0.522
6	7.9942	0.239	3.5775	0.734	5.7931	0.447
7	8.3141	0.306	4.768	0.688	6.0065	0.539
8	8.8214	0.358	4.855	0.773	6.8072	0.558
9	8.8709	0.449	6.1317	0.727	7.9654	0.538
10	10.1	0.432	6.6279	0.76	8.0689	0.622
11	10.69	0.47	7.6107	0.748	8.1179	0.703
12	12.316	0.421	10.044	0.612	8.1239	0.775

資料來源:本研究整理

在增加最適落後期數，以求其聯立方程式能夠符合白噪音準則，最後由表4.74可得最適落後期數為2的聯立方程式下，能夠使該聯立方程式的殘差皆能符合白噪音準則。

由上述九模式中我們可以發現，由於 $Adjusted R^2 = \frac{(n-1)R^2 - k}{n - k - 1}$ ，其中 n 代表樣本總數， k 代表變數之數目，當 $Adjusted R^2$ 小於0時，表示 $n - k - 1 > 0$ 或 $(n-1)R^2 - k < 0$ ，故在 k 很大、 n 很小時將可能造成 $Adjusted R^2$ 成為負值。由以上各條向量自我迴歸模式之 R^2 及 $Adjusted R^2$ 來看，如 $Adjusted R^2$ 皆為負數，原因可能表示變量向量自我迴歸模式本身之 R^2 很小，因此導致 $Adjusted R^2$ 為負數。

因此，在以上各條向量自我迴歸模式中，如該變數的 $Adjusted R^2$ 較大解釋變數的迴歸模式適配度變會比以 $Adjusted R^2$ 較小的變數解釋變數的迴歸模式配適度來得好，故由以上各模式中可看出以物價指數為被解釋變數的迴歸式的配適度較佳。

4.8 共整合檢定

Johansen共整合檢定是一般學者認為用來判定共整合關係最具效率的方法，所以本研究以Johansen共整合之多變數最大概似法做為變數間長期均衡關係的檢定方法。

經由Eviews軟體，求得表4.7檢定表，本研究使用了兩種的檢定方法，一為軌跡檢定（trace test），另一為最大特性根檢定（maximum eigenvalue test），以此兩檢定法加以檢定出本研究模式之三變數無共整合關係。

4.8.1 加權股價、國際油價與物價指數Johansen共整合檢定

表 4.75 加權股價、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表

Sample(adjusted): 1990:12 2004:12				
Series: 國際油價 物價指數 加權指數				
Lags interval (in first differences): 1 to 6				
Trace test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.119675	29.85925	29.68	35.65
At most 1	0.041572	8.317721	15.41	20.04
At most 2	0.006733	1.141787	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Trace test indicates no cointegration at the 1% level				
Max-Eigenvalue test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.119675	21.54153	20.97	25.52
At most 1	0.041572	7.175934	14.07	18.63
At most 2	0.006733	1.141787	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level				

資料來源:本研究整理

首先原假設是大盤加權指數、國際油價與消費者物價之間不存在長期均衡關係，即 H_0 : 多變量間沒有共整合關係。但經由表4.75中，軌跡檢定 (trace test) 得知，檢定大盤加權指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為29.85925，大於5%的臨界值，因此拒絕虛無假設，指出此兩變量間有一個以上之共整合關係。

由於在檢定 H_0 : 多變量間沒有共整合關係時，其結果為拒絕虛無假設，因此我們再一次的對大盤加權指數、國際油價與消費者物價波動做檢定， H_0 : 多變量至多一個有共整合關係，亦即由表4.75軌跡檢定中得知，特徵值為8.317721，小於5%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間有一個共整合關係。表示大盤加權指數、國際油價與消費者物價波動間存在長期均衡關係，具共整合關係，但短期卻不一定具有均衡關係。

此結果為乃由軌跡檢定 (trace test) 而得，與最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test) 所得之結果相同。

4.8.2 水泥窯類指數、國際油價與物價指數Johansen共整合檢定

表 4.76 水泥窯類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表

Sample(adjusted): 1990:09 2004:12				
Series: 國際油價 物價指數 水泥窯類				
Lags interval (in first differences): 1 to 3				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Trace test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.084244	23.88358	29.68	35.65
At most 1	0.037215	8.746581	15.41	20.04
At most 2	0.012843	2.223379	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				
Max-Eigenvalue test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.084244	15.13699	20.97	25.52
At most 1	0.037215	6.523203	14.07	18.63
At most 2	0.012843	2.223379	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				

資料來源:本研究整理

首先原假設是水泥窯類指數、國際油價與消費者物價之間不存在長期均衡關係，即 H_0 : 多變量間沒有共整合關係。但經由表4.76中，軌跡檢定 (trace test) 得知，檢定水泥窯類指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為23.88358，小於5%與1%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間沒有共整合關係。表示水泥窯類指數、國際油價與消費者物價波動間不存在長期均衡關係。

此結果乃經由軌跡檢定 (trace test) 而得，與最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test) 所得之結果相同。

4.8.3 食品類指數、國際油價與物價指數Johansen共整合檢定

表 4.77 食品類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表

Sample(adjusted): 1990:08 2004:12				
Series: 國際油價 物價指數 食品類				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Trace test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.060921	25.03184	29.68	35.65
At most 1	0.051931	14.15778	15.41	20.04
At most 2 *	0.028106	4.931974	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				
Max-Eigenvalue test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.060921	10.87406	20.97	25.52
At most 1	0.051931	9.225809	14.07	18.63
At most 2 *	0.028106	4.931974	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				

資料來源:本研究整理

首先原假設是食品類指數、國際油價與消費者物價之間不存在長期均衡關係，即 H_0 : 多變量間沒有共整合關係。但經由表4.77中，軌跡檢定(trace test)得知，檢定食品類指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為10.87406，小於5%與1%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間沒有共整合關係。表示食品類指數、國際油價與消費者物價波動間不存在長期均衡關係。

此結果乃經由軌跡檢定 (trace test) 而得，與最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test) 所得之結果相同。

4.8.4 金融類指數、國際油價與物價指數Johansen共整合檢定

表 4.78 金融類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表

Sample(adjusted): 1990:09 2004:12				
Series: 國際油價 物價指數 金融類				
Lags interval (in first differences): 1 to 3				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Trace test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.08248	21.90411	29.68	35.65
At most 1	0.025941	7.098145	15.41	20.04
At most 2	0.014873	2.577457	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				
Max-Eigenvalue test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.08248	14.80596	20.97	25.52
At most 1	0.025941	4.520688	14.07	18.63
At most 2	0.014873	2.577457	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				

資料來源:本研究整理

首先原假設是金融類指數、國際油價與消費者物價之間不存在長期均衡關係，即 H_0 : 多變量間沒有共整合關係。但經由表4.78中，軌跡檢定(trace test)得知，檢定金融類指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為21.90411，小於5%與1%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間沒有共整合關係。表示金融類指數、國際油價與消費者物價波動間不存在長期均衡關係。

此結果乃經由軌跡檢定 (trace test) 而得，與最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test) 所得之結果相同。

4.8.5 機電類指數、國際油價與物價指數Johansen共整合檢定

表 4.79 機電類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表

Sample(adjusted): 1990:12 2004:12		Series: 國際油價 物價指數 機電類		
Lags interval (in first differences): 1 to 6		Unrestricted Cointegration Rank Test		
Trace test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.121545	28.98404	29.68	35.65
At most 1	0.027313	7.083305	15.41	20.04
At most 2	0.01412	2.403264	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				
Max-Eigenvalue test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.121545	21.90074	20.97	25.52
At most 1	0.027313	4.680042	14.07	18.63
At most 2	0.01412	2.403264	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 1% level				

資料來源:本研究整理

首先原假設是機電類指數、國際油價與消費者物價之間不存在長期均衡關係，即 H_0 : 多變量間沒有共整合關係。但經由表4.79中，軌跡檢定(trace test)得知，檢定機電類指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為28.98404，小於5%與1%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間沒有共整合關係。表示機電類指數、國際油價與消費者物價波動間不存在長期均衡關係，不具共整合關係，故短期不具有均衡關係。

由於在檢定 H_0 : 多變量間沒有共整合關係時，其結果為拒絕虛無假設，因此我們再一次的對大盤加權指數、國際油價與消費者物價波動做檢

定， H_0 : 多變量至多一個有共整合關係，亦即由表4.79軌跡檢定中得知，特徵值為7.083305，小於5%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間有一個共整合關係。表示大盤加權指數、國際油價與消費者物價波動間存在長期均衡關係，具共整合關係，但短期卻不一定具有均衡關係。

但經由表4.79最大特性根檢定（maximum eigenvalue test）得知，即 H_0 : 多變量間沒有共整合關係。檢定機電類指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為21.90074，大於5%的臨界值，因此拒絕虛無假設，指出此兩變量間有一個以上之共整合關係；由於在檢定 H_0 : 多變量間沒有共整合關係時，其結果為拒絕虛無假設，因此我們再一次的對機電類指數、國際油價與消費者物價波動做檢定， H_0 : 變量至多一個有共整合關係，亦即由表4.79定中得知，特徵值為4.680042，則小於5%與1%之臨界值及，因此接受虛無假設，指出此兩變量間只有一個以上之共整合關係。表示機電類指數、國際油價與消費者物價波動間存在長期均衡關係，具共整合關係，但短期卻不一定具有均衡關係。

4.8.6 塑化類指數、國際油價與物價指數Johansen共整合檢定

表 4.80 塑化類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表

Sample(adjusted): 1990:08 2004:12				
Series: 國際油價 物價指數 塑化類				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Trace test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.075122	22.53003	29.68	35.65
At most 1	0.037199	9.019891	15.41	20.04
At most 2	0.014129	2.461796	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				
Max-Eigenvalue test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.075122	13.51013	20.97	25.52
At most 1	0.037199	6.558095	14.07	18.63
At most 2	0.014129	2.461796	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				

資料來源:本研究整理

首先原假設是塑膠化工類指數、國際油價與消費者物價之間不存在長期均衡關係，即 H_0 : 多變量間沒有共整合關係。但經由表4.80中，軌跡檢定 (trace test) 得知，檢定塑膠化工類指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為22.53003，小於5%與1%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間沒有共整合關係。表示塑膠化工類指數、國際油價與消費者物價波動間不存在長期均衡關係。

此結果乃經由軌跡檢定 (trace test) 而得，與最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test) 所得之結果相同。

4.8.7 營建類指數、國際油價與物價指數Johansen共整合檢定

表 4.81 營建類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表

Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: 國際油價 物價指數 營建類				
Lags interval (in first differences): 1 to 3				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Trace test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None *	0.106888	30.10878	29.68	35.65
At most 1	0.049586	10.66539	15.41	20.04
At most 2	0.011089	1.917917	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 5% level				
Trace test indicates no cointegration at the 1% level				
Max-Eigenvalue test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.106888	19.44339	20.97	25.52
At most 1	0.049586	8.747475	14.07	18.63
At most 2	0.011089	1.917917	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				

資料來源:本研究整理

首先原假設是營建類指數、國際油價與消費者物價之間不存在長期均衡關係，即 H_0 : 多變量間沒有共整合關係。但經由表4.81中，軌跡檢定(trace test)得知，檢定營建類指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為30.10878，大於5%的臨界值，因此拒絕虛無假設，指出此兩變量間沒有共整合關係。表示營建類指數、國際油價與消費者物價波動間不存在長期均衡關係。

由於在檢定 H_0 : 多變量間沒有共整合關係時，其結果為拒絕虛無假設，因此我們再一次的對大盤加權指數、國際油價與消費者物價波動做檢

定， H_0 : 兩變量至多一個有共整合關係，亦即由表4.81軌跡檢定中得知，特徵值為10.66539，小於5%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間有一個共整合關係。但經由表4.81最大特性根檢定（maximum eigenvalue test）得知，即 H_0 : 兩變量間沒有共整合關係。檢定營建類指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為19.44339，小於5%與1%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間沒有之共整合關係。表示大盤加權指數、國際油價與消費者物價波動間存在長期均衡關係，具共整合關係，但短期卻不一定具有均衡關係。

4.8.8 紡織類指數、國際油價與物價指數Johansen共整合檢定

表 4.82 紡織類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表

Sample(adjusted): 1990:08 2004:12		Series: 國際油價 物價指數 紡織類		
Lags interval (in first differences): 1 to 2		Unrestricted Cointegration Rank Test		
Trace test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.076089	23.47842	29.68	35.65
At most 1	0.035961	9.787322	15.41	20.04
At most 2	0.019753	3.451473	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				
Max-Eigenvalue test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.076089	13.6911	20.97	25.52
At most 1	0.035961	6.335849	14.07	18.63
At most 2	0.019753	3.451473	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				

資料來源:本研究整理

首先原假設是紡織類指數、國際油價與消費者物價之間不存在長期均衡關係，即 H_0 : 多變量間沒有共整合關係。但經由表4.82中，軌跡檢定 (trace test) 得知，檢定紡織類指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為22.53003，小於5%與1%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間沒有共整合關係。表示紡織類指數、國際油價與消費者物價波動間不存在長期均衡關係。

此結果乃經由軌跡檢定 (trace test) 而得，與最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test) 所得之結果相同。

4.8.9 造紙類指數、國際油價與物價指數Johansen共整合檢定

表 4.83 造紙類指數、國際油價與物價指數 Johansen 共整合檢定表

Sample(adjusted): 1990:08 2004:12		Series: 國際油價 物價指數 造紙類		
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Trace test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.086958	24.56904	29.68	35.65
At most 1	0.029381	8.830552	15.41	20.04
At most 2	0.020998	3.671406	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				
Max-Eigenvalue test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.086958	15.73849	20.97	25.52
At most 1	0.029381	5.159147	14.07	18.63
At most 2	0.020998	3.671406	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				

資料來源:本研究整理

首先原假設是造紙類指數、國際油價與消費者物價之間不存在長期均衡關係，即 H_0 : 多變量間沒有共整合關係。但經由表4.83中，軌跡檢定(trace test)得知，檢定造紙類指數、國際油價與消費者物價波動間的共整合關係時，特徵值為22.53003，小於5%與1%的臨界值，因此接受虛無假設，指出此兩變量間沒有共整合關係。表示造紙類指數、國際油價與消費者物價波動間不存在長期均衡關係。

此結果乃經由軌跡檢定(trace test)而得，與最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)所得之結果相同。

4.9 ECM 誤差修正模型(error-correction model)

經過上述的檢定，得知以下三模式具有長期之共整合關係分別為：大盤加權指數、國際油價與消費者物價模式；機電類指數、國際油價與消費者物價模式及營建類指數、國際油價與消費者物價模式。這三模式中存在共整合關係，存在長期均衡關係，但在短期動態卻不一定具有均衡關係。因此可利用誤差修正項判斷短期是否具有均衡關係。即利用誤差修正項將序列間的長期均衡關係調整回模式中。

表 4.84 加權指數、國際油價與物價指數模式之誤差修正估計值

Vector Error Correction Estimates					
Sample(adjusted): 1990:12 2004:12					
Included observations: 169 after adjusting endpoints			t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	Cointegrating Eq:	CointEq1	Cointegrating Eq:	CointEq1
國際油價(-1)	1	物價指數(-1)	1	加權指數(-1)	1
物價指數(-1)	-6.619275	加權指數(-1)	-0.001599	國際油價(-1)	94.48282
	[-4.64833]		[-1.90152]		[0.72203]
加權指數(-1)	0.010584	國際油價(-1)	-0.151074	物價指數(-1)	-625.408
	[1.70408]		[-0.72302]		[-5.17977]
C	539.8829	C	-81.56224	C	51009.66
Error Correction:	D(國際油價)	Error Correction:	D(物價指數)	Error Correction:	D(加權指數)
CointEq1	-0.011356	CointEq1	-0.04168	CointEq1	-0.00938
	[-2.51185]		[-3.45541]		[-0.74559]
D(國際油價(-1))	-0.056841	D(物價指數(-1))	-0.383689	D(加權指數(-1))	0.024327
	[-0.70667]		[-4.88609]		[0.30737]
D(國際油價(-2))	-0.089458	D(物價指數(-2))	-0.324935	D(加權指數(-2))	0.082002
	[-1.07993]		[-3.81521]		[1.02877]
D(國際油價(-3))	0.058744	D(物價指數(-3))	-0.216373	D(加權指數(-3))	-0.1041
	[0.72783]		[-2.46671]		[-1.32701]
D(國際油價(-4))	-0.193331	D(物價指數(-4))	-0.144766	D(加權指數(-4))	-0.03757
	[-2.47261]		[-1.64306]		[-0.48993]
D(國際油價(-5))	0.047469	D(物價指數(-5))	-0.093832	D(加權指數(-5))	0.09403
	[0.59153]		[-1.11937]		[1.20144]
D(國際油價(-6))	-0.110492	D(物價指數(-6))	-0.053041	D(加權指數(-6))	-0.16872
	[-1.40831]		[-0.68424]		[-2.27519]
D(物價指數(-1))	0.214634	D(加權指數(-1))	-0.000177	D(國際油價(-1))	-25.4315
	[1.10170]		[-1.46259]		[-1.20227]
D(物價指數(-2))	0.023074	D(加權指數(-2))	-2.23E-06	D(國際油價(-2))	6.266273
	[0.10920]		[-0.01824]		[0.28765]
D(物價指數(-3))	0.129883	D(加權指數(-3))	-0.000147	D(國際油價(-3))	-33.0342
	[0.59683]		[-1.22431]		[-1.55634]
D(物價指數(-4))	0.048055	D(加權指數(-4))	0.000221	D(國際油價(-4))	-7.81019
	[0.21984]		[1.88158]		[-0.37983]
D(物價指數(-5))	0.080269	D(加權指數(-5))	-5.49E-05	D(國際油價(-5))	-3.84663
	[0.38597]		[-0.45766]		[-0.18227]
D(物價指數(-6))	-0.07846	D(加權指數(-6))	-6.15E-06	D(國際油價(-6))	27.09938
	[-0.40797]		[-0.05408]		[1.31341]
D(加權指數(-1))	0.000107	D(國際油價(-1))	0.030888	D(物價指數(-1))	-42.4477
	[0.35453]		[0.95270]		[-0.82850]
D(加權指數(-2))	0.000211	D(國際油價(-2))	0.044089	D(物價指數(-2))	15.68411
	[0.69493]		[1.32045]		[0.28225]
D(加權指數(-3))	0.00018	D(國際油價(-3))	-0.001905	D(物價指數(-3))	-80.3083
	[0.60230]		[-0.05855]		[-1.40324]
D(加權指數(-4))	0.000542	D(國際油價(-4))	-0.009107	D(物價指數(-4))	2.851207
	[1.85871]		[-0.28898]		[0.04960]
D(加權指數(-5))	0.000458	D(國際油價(-5))	0.026794	D(物價指數(-5))	16.51013
	[1.53733]		[0.82837]		[0.30188]
D(加權指數(-6))	0.000427	D(國際油價(-6))	-0.027959	D(物價指數(-6))	44.1575
	[1.51365]		[-0.88410]		[0.87309]
C	0.017193	C	0.299116	C	16.24377
	[0.09190]		[3.96651]		[0.33015]
R-squared	0.160735	R-squared	0.246655	R-squared	0.133117
Adj. R-squared	0.053715	Adj. R-squared	0.150591	Adj. R-squared	0.022575

資料來源:本研究整理

首先建立一個假說 H_0 : 國際油價、消費者物價及加權指數不具有誤差修正模型，由表4.84國際油價之誤差修正估計值分析表可知 α 值為

-0.011356; 消費者物價之誤差修正估計值分析表可知 α 值為-0.04168; 大盤股價之誤差修正估計值分析表可知 α 值為-0.00938, 其值小於1表示接受 H_0 , 因此大盤加權指數、國際油價與消費者物價波動間不存在誤差修正模型。

表 4.85 機電類指數、國際油價與物價指數模式之誤差修正估計值

Vector Error Correction Estimates					
Sample(adjusted): 1990:12 2004:12					
Included observations: 169 after adjusting endpoints			t-statistics in []		
Cointegrating Eq:	CointEq1	Cointegrating Eq:	CointEq1	Cointegrating Eq:	CointEq1
國際油價(-1)	1	物價指數(-1)	1	機電類(-1)	1
物價指數(-1)	-2.9065	機電類(-1)	-0.03661	國際油價(-1)	9.39842
	[-3.04230]		[-1.81387]		[1.07348]
機電類(-1)	0.106401	國際油價(-1)	-0.34406	物價指數(-1)	-27.3165
	[1.91976]		[-0.91965]		[-3.35532]
C	216.2895	C	-74.4158	C	2032.78
Error Correction:	D(國際油價)	Error Correction:	D(物價指數)	Error Correction:	D(機電類)
CointEq1	-0.01569	CointEq1	-0.02865	CointEq1	0.001413
	[-2.32037]		[-3.70771]		[0.13806]
D(國際油價(-1))	-0.03574	D(物價指數(-1))	-0.38617	D(機電類(-1))	-0.10178
	[-0.44818]		[-4.89511]		[-1.24930]
D(國際油價(-2))	-0.07044	D(物價指數(-2))	-0.37787	D(機電類(-2))	-0.00397
	[-0.86032]		[-4.41822]		[-0.04792]
D(國際油價(-3))	0.071283	D(物價指數(-3))	-0.22299	D(機電類(-3))	-0.06991
	[0.87516]		[-2.51963]		[-0.87226]
D(國際油價(-4))	-0.19396	D(物價指數(-4))	-0.18034	D(機電類(-4))	0.003531
	[-2.46921]		[-2.03513]		[0.04786]
D(國際油價(-5))	0.04953	D(物價指數(-5))	-0.11406	D(機電類(-5))	0.085612
	[0.61617]		[-1.36629]		[1.13501]
D(國際油價(-6))	-0.12447	D(物價指數(-6))	-0.05381	D(機電類(-6))	-0.09169
	[-1.58009]		[-0.70051]		[-1.28837]
D(物價指數(-1))	0.256027	D(機電類(-1))	-0.00485	D(國際油價(-1))	-0.0873
	[1.27569]		[-2.15160]		[-0.07697]
D(物價指數(-2))	0.007218	D(機電類(-2))	0.001274	D(國際油價(-2))	0.561701
	[0.03318]		[0.55673]		[0.48239]
D(物價指數(-3))	0.124991	D(機電類(-3))	-0.0034	D(國際油價(-3))	-1.14862
	[0.55515]		[-1.53361]		[-0.99158]
D(物價指數(-4))	0.033045	D(機電類(-4))	0.005017	D(國際油價(-4))	0.131605
	[0.14658]		[2.45997]		[0.11780]
D(物價指數(-5))	0.089556	D(機電類(-5))	0.000336	D(國際油價(-5))	0.889607
	[0.42168]		[0.16104]		[0.77817]
D(物價指數(-6))	-0.11216	D(機電類(-6))	0.000356	D(國際油價(-6))	0.887647
	[-0.57391]		[0.18098]		[0.79231]
D(機電類(-1))	0.003288	D(國際油價(-1))	0.035529	D(物價指數(-1))	-1.94373
	[0.57396]		[1.13332]		[-0.68099]
D(機電類(-2))	0.002319	D(國際油價(-2))	0.046753	D(物價指數(-2))	0.104442
	[0.39817]		[1.45270]		[0.03375]
D(機電類(-3))	-0.00375	D(國際油價(-3))	0.006069	D(物價指數(-3))	-4.31567
	[-0.66561]		[0.18955]		[-1.34780]
D(機電類(-4))	0.0077	D(國際油價(-4))	-0.00281	D(物價指數(-4))	-1.25002
	[1.48422]		[-0.09097]		[-0.38988]
D(機電類(-5))	0.007197	D(國際油價(-5))	0.031005	D(物價指數(-5))	2.820093
	[1.35706]		[0.98126]		[0.93367]
D(機電類(-6))	0.006932	D(國際油價(-6))	-0.02506	D(物價指數(-6))	2.454861
	[1.38530]		[-0.80936]		[0.88325]
C	0.061696	C	0.31369	C	-0.66316
	[0.32783]		[4.24045]		[-0.24777]
R-squared	0.157169	R-squared	0.280517	R-squared	0.098991
Adj. R-squared	0.049693	Adj. R-squared	0.188771	Adj. R-squared	-0.0159

資料來源:本研究整理

首先建立一個假說 H_0 : 國際油價、消費者物價及機電類指數不具有誤差修正模型，由表4.85國際油價之誤差修正估計值分析表可知 α 值為-0.01569；消費者物價指數之誤差修正估計值分析表可知 α 值為-0.02865；機電類指數之誤差修正估計值分析表可知 α 值為0.001413，其值小於1表示接受 H_0 ，因此機電類指數、國際油價與消費者物價波動間不存在誤差修正模型。

表 4.86 營建類指數、國際油價與物價指數模式之誤差修正估計值

Vector Error Correction Estimates					
Sample(adjusted): 1990:09 2004:12					
Included observations: 172 after adjusting endpoints					
t-statistics in []					
Cointegrating Eq:	CointEq1	Cointegrating Eq:	CointEq1	Cointegrating Eq:	CointEq1
國際油價(-1)	1	物價指數(-1)	1	營建類(-1)	1
物價指數(-1)	-0.98789	營建類(-1)	-0.02929	國際油價(-1)	34.56611
	[-3.10103]		[-1.56925]		[3.03939]
營建類(-1)	0.02893	國際油價(-1)	-1.01226	物價指數(-1)	-34.1474
	[1.77046]		[-2.45818]		[-3.39850]
C	63.12535	C	-63.8993	C	2181.998
Error Correction:	D(國際油價)	Error Correction:	D(物價指數)	Error Correction:	D(營建類)
CointEq1	-0.04744	CointEq1	-0.01705	CointEq1	0.016156
	[-2.54759]		[-2.29274]		[2.18471]
D(國際油價(-1))	0.059076	D(物價指數(-1))	-0.35526	D(營建類(-1))	0.118752
	[0.77387]		[-4.66777]		[1.63954]
D(國際油價(-2))	-0.0056	D(物價指數(-2))	-0.29027	D(營建類(-2))	-0.21522
	[-0.07207]		[-3.65110]		[-2.97419]
D(國際油價(-3))	-0.00661	D(物價指數(-3))	-0.1726	D(營建類(-3))	0.030127
	[-0.08549]		[-2.23786]		[0.48012]
D(物價指數(-1))	0.41377	D(營建類(-1))	-0.00275	D(國際油價(-1))	-0.70333
	[2.19823]		[-1.28734]		[-0.67114]
D(物價指數(-2))	0.099948	D(營建類(-2))	0.002777	D(國際油價(-2))	-0.21223
	[0.50833]		[1.30276]		[-0.19894]
D(物價指數(-3))	0.089362	D(營建類(-3))	-0.00271	D(國際油價(-3))	-1.46174
	[0.46849]		[-1.46394]		[-1.37631]
D(營建類(-1))	-0.0066	D(國際油價(-1))	0.021932	D(物價指數(-1))	-2.584
	[-1.25059]		[0.71055]		[-1.00000]
D(營建類(-2))	-0.00084	D(國際油價(-2))	0.01114	D(物價指數(-2))	-2.03191
	[-0.16016]		[0.35454]		[-0.75279]
D(營建類(-3))	-0.00629	D(國際油價(-3))	-0.06011	D(物價指數(-3))	-4.41903
	[-1.37538]		[-1.92140]		[-1.68760]
C	-0.04265	C	0.245911	C	1.352486
	[-0.25499]		[3.63586]		[0.58899]
R-squared	0.101028	R-squared	0.200836	R-squared	0.108404
Adj. R-squared	0.045191	Adj. R-squared	0.151198	Adj. R-squared	0.053025

資料來源:本研究整理

首先建立一個假說 H_0 : 國際油價、消費者物價及營建類指數不具有誤差修正模型，由表4.86國際油價之誤差修正估計值分析表可知 α 值為 -0.04744；消費者物價之誤差修正估計值分析表可知 α 值為 -0.01705；營

建類指數之誤差修正估計值分析表可知 α 值為0.016156，其值小於1表示接受 H_0 ，因此營建類指數、國際油價與消費者物價波動間不存在誤差修正模型。

4.10 GRANGER 因果關係(Granger causality methodologies)

將加權指數、八大類股指數、國際油價與物價指數以一階差分後達定態之資料，利用前述Granger(1969)因果關係定義與檢定，進行本研究變數間因果關係檢定。依Granger因果關係分析，若過去的 X 變數觀察值有助於 Y 變數之預測，則代表第 X 變數為 Y 變數的前因， Y 變數為第 X 變數的後果。本文將用此定義透過F統計量及顯著水準 p 值，來判斷加權指數、八大類股指數、國際油價與物價指數間變數的因果互動關係。實證結果列於表4.87，由該表可得到各變數間的因果關係，在建立虛無假設方面本研究僅列出通過顯著性測驗的假設加以表示之，其他未通過Granger因果檢定者，並未臚列於下。

1、檢定虛無假設為 H_0 : 水泥窯類指數不為物價指數之因的檢定中，其 p 值為0.00125，小於 $\alpha = 1\%$ 之顯著水準，達顯著性測驗，故拒絕虛無假設，因此得知水泥窯類指數與物價指數有連動關係。

2、檢定虛無假設 H_0 : 食品類指數不為國際油價之因，其 p 值為0.08328，僅小於 $\alpha = 10\%$ 之顯著水準，達顯著性測驗，故拒絕虛無假設，因此得知食品類指數與物價指數有連動關係但解釋力不大。

3、檢定虛無假設 H_0 : 金融類指數不為物價指數之因，其 p 值為0.04405，通過 $\alpha = 5\%$ 之顯著水準，達顯著性測驗，故拒絕了虛無假設，達顯著性測驗，故拒絕虛無假設，即金融類指數與物價指數間有連動關係。

4、檢定虛無假設 H_0 : 造紙類指數不會物價指數之因，其 p 值為0.05522，通

過 $\alpha = 10\%$ 之顯著水準，達顯著性測驗，拒絕虛無假設，即造紙類指數與物價指數間有連動關係。

上述的研究成果，顯示部分類股與國際油價及物價指數連動性較高，其原因可能由於本研究所使用的物價指數為消費者物價指數而非躉售物價指數，消費者物價指數乃是針對消費財貨加以編定而成故消費者物價指數會對下游消費財貨的造紙業的起伏而產生變化，而水泥、營建與房地產相關產業也與消費者物價指數有前因後果的關係。

表 4.87 Granger 因果關係檢定

模式 指數別	物價對於 油價	油價對於 物價	指數對於 油價	油價對於 指數	指數對於 物價	物價對於 指數
大盤股價	0.82535	0.86009	0.33791	0.39115	0.25621	0.41827
水泥類股	0.26852	0.24021	0.40582	0.73344	0.00125***	0.46843
食品類股	0.13612	0.44256	0.08328*	0.84752	0.41565	0.44108
金融類股	0.26852	0.24021	0.26991	0.50242	0.04405**	0.75107
機電類股	0.82535	0.86009	0.41225	0.34939	0.78187	0.33109
塑化類股	0.13612	0.44256	0.76653	0.4565	0.41588	0.20774
營建類股	0.26852	0.24021	0.17678	0.58609	0.11725	0.45908
紡織類股	0.13612	0.44256	0.37724	0.38665	0.20519	0.53696
造紙類股	0.13612	0.44256	0.23199	0.3996	0.05522*	0.39697

註：*表示顯著水準 $< 10\%$ ；**表示顯著水準 $< 5\%$ ；***表示顯著水準 $< 1\%$

資料來源:本研究整理

4.11 變異數分解分析

在分析變異數分解時，當輸入模式中變量的順序不同，其結果也會不同，Chris Brooks(2002)在Introductory Econometrics for Finance一書中提到在預估變異數分解和衝擊反應時，變量的排列順序是很重要的，應利用Granger因果關係檢定之結果來決定排列順序。另外依Chris Brooks在書中所提供的兩種順序模式，即除了因果排列外，另外一種方式乃將上述排列順序顛倒後，兩種排列方式所得的值加以平均後分析，本研究將利

用此方式之結果來分析變異數分解。

本研究以變異數分解的百分比值來分析上述所提的九個模式，分別將國際油價與物價指數對加權股價與八大類股分析其相互解釋能力，我們取12期的值做為觀察，由於由表4.88至表4.96的變異數分解表中，可發現國際油價與物價指數對加權股價與八大類股的變異數分解百分比，從第5期至第10期開始呈現穩定狀態，因此本研究將取個固定期數，第12期的變異數分解值來做分析。

4.11.1 物價指數、國際油價與加權股價間之變異數分解

在物價指數、國際油價與加權股價三者之變異數分解模式中，此三變數之外生性分別為93.7944%、95.3216%與93.3003%，即當物價指數、國際油價與加權股價三變數自身發生變異時，還存在著極高的自身解釋能力。

就個別變數觀察，除了自身的影響外，在物價指數方面，其受加權指數之影響最大達4.5823%，在國際油價部分，其受加權指數之影響最大達3.4237%，在加權股價方面，其受物價指數與國際油價的影響分別為3.0906%與3.6832%顯示加權股價會受物價指數與國際油價這兩變數一定的程度的影響，由上述分析顯示此模式中的三變數不易受其他兩者變數的影響。

表 4.88 物價指數、國際油價與加權股價間之變異數分解

期數	Variance Decomposition of 物價指數:			Variance Decomposition of 國際油價:			Variance Decomposition of 加權指數:		
	物價指數	國際油價	加權指數	物價指數	國際油價	加權指數	物價指數	國際油價	加權指數
1	99.94316	0.01809	0.0387485	0.03572	99.981195	0.000947	0.077497	0.0011905	99.96006
2	99.51769	0.0624635	0.4198455	0.530747	99.48277	0.0022755	0.628062	0.7694675	98.65613
3	98.74237	0.29078	0.96685	0.814613	99.197115	0.010272	0.721597	0.881495	98.44562
4	97.954125	0.715783	1.330092	0.814445	99.13752	0.0691095	2.433337	2.3796475	95.22298
5	95.05545	0.69476	4.2497885	0.903622	97.847935	1.2903865	2.534694	2.424575	95.07764
6	94.638195	0.8763805	4.485427	0.998818	96.69989	2.34936	2.603812	2.421376	95.009095
7	94.085875	1.451735	4.4623905	1.258377	95.79739	3.011352	3.042996	3.17654	93.85475
8	94.086215	1.4497545	4.4640335	1.254675	95.81091	3.0009575	3.033405	3.560406	93.481645
9	94.038335	1.4884975	4.4731665	1.266886	95.675605	3.1260465	3.067879	3.5783145	93.4276
10	93.99146	1.515204	4.4933365	1.265577	95.647415	3.155485	3.091748	3.6761455	93.30593
11	93.795425	1.6221545	4.5824205	1.31118	95.37808	3.3835845	3.088368	3.6830505	93.302485
12	93.794425	1.6232235	4.582349	1.328864	95.3216	3.423694	3.090571	3.6831655	93.300255

資料來源:本研究整理

4.11.2 物價指數、國際油價與水泥窯類指數間之變異數分解

在物價指數、國際油價與水泥窯類指數三者之變異數分解模式下，此三變數之外生性分別為90.1698%、95.6137%與97.7193%，即當物價指數、國際油價與水泥窯類指數三變數自身發生變異時，還存在著極高的自身解釋能力。

就個別變數觀察，除了自身的影響外，在物價指數方面，其受水泥窯類指數之影響最大達6.8638%，明顯的高於國際油價因此這與前一節Granger因果結果能相互呼應，在國際油價部分，其受物價指數之影響最大達2.9529%，在水泥窯類指數方面，其受物價指數與國際油價的影響分別為1.1747%與1.1060%，由上述分析顯示此模式中的三變數不易受其他兩者變數的影響。

表 4.89 物價指數、國際油價與水泥窯類指數間之變異數分解表

期數	Variance Decomposition of 物價指數:			Variance Decomposition of 國際油價:			Variance Decomposition of 水泥窯類:		
	物價指數	國際油價	水泥窯類	物價指數	國際油價	水泥窯類	物價指數	國際油價	水泥窯類
1	99.526525	0.46782	0.005657	0.4614395	99.41061	0.127952	0.005657	0.1344135	99.85993
2	95.758295	0.615326	3.626381	2.824408	96.213335	0.962259	0.3294955	0.451606	99.218895
3	92.75285	0.6674575	6.579694	2.9280735	95.887755	1.184172	0.510308	0.919957	98.569735
4	90.403615	2.7683055	6.828075	2.946385	95.63537	1.418244	1.114809	1.0690375	97.816155
5	90.295305	2.9329365	6.7717575	2.945856	95.63235	1.4217935	1.1322705	1.0671765	97.800555
6	90.275655	2.9455665	6.778777	2.9515435	95.617085	1.431369	1.1588385	1.0749845	97.766175
7	90.197305	2.9491535	6.85354	2.952221	95.61462	1.4331595	1.163201	1.1043035	97.732495
8	90.17256	2.9650195	6.862417	2.9526525	95.614165	1.4331815	1.1743785	1.1051075	97.720515
9	90.17125	2.9662315	6.8625175	2.9529065	95.6138	1.4332965	1.1743735	1.105328	97.7203
10	90.171025	2.9662275	6.862749	2.952911	95.61374	1.4333465	1.174488	1.10569	97.71982
11	90.16996	2.9662725	6.8637705	2.952932	95.61372	1.4333465	1.1745905	1.1059855	97.719425
12	90.16979	2.966359	6.8638475	2.952932	95.61371	1.433356	1.1746545	1.1059885	97.719355

資料來源:本研究整理

4.11.3 物價指數、國際油價與食品類指數間之變異數分解

在物價指數、國際油價與食品類指數三者之變異數分解模式下三變數之外生性分別為97.0020%、92.4296%與97.6055%，即當物價指數、國際油價與食品類指數三變數自身發生變異時，還存在著極高的自身解釋能力。

就個別變數觀察，除了自身的影響外，在物價指數方面，其受國際油價與食品類指數的影響分別為1.7638%與1.2342%，在國際油價部分，其受食品類指數之影響最大達4.1757%，由上述分析顯示此模式中的三變數不易受其他兩者變數的影響。

表 4.90 物價指數、國際油價與食品類指數間之變異數分解

期數	Variance Decomposition of 物價指數:			Variance Decomposition of 國際油價:			Variance Decomposition of 食品類:		
	物價指數	國際油價	食品類	物價指數	國際油價	食品類	物價指數	國際油價	食品類
1	98.68048	1.158599	0.160921	1.267935	97.4988	1.233264	0.160921	1.123965	98.715115
2	97.966825	1.6869115	0.3462635	3.36434	94.84569	1.789969	0.837499	1.18522	97.97728
3	97.09109	1.7683745	1.1405365	3.371795	92.45853	4.1696755	1.030306	1.3475615	97.62213
4	97.044145	1.760432	1.195424	3.3890065	92.440885	4.17011	1.0311525	1.3474755	97.62137
5	97.01275	1.7645795	1.22267	3.39443	92.42999	4.1755815	1.0458835	1.347455	97.60666
6	97.003045	1.763712	1.2332425	3.3944945	92.42986	4.175649	1.046386	1.3474985	97.606115
7	97.002715	1.763849	1.2334345	3.394727	92.42959	4.1756825	1.0468885	1.3474875	97.605625
8	97.00199	1.763827	1.234181	3.3947345	92.429585	4.175682	1.0470005	1.347487	97.60551
9	97.001985	1.763825	1.2341865	3.39474	92.42958	4.1756825	1.047007	1.347487	97.60551
10	97.00196	1.7638255	1.234214	3.3947415	92.429575	4.1756825	1.047015	1.347487	97.6055
11	97.001955	1.7638255	1.2342175	3.3947415	92.429575	4.1756825	1.047015	1.347487	97.6055
12	97.001955	1.7638255	1.234218	3.3947415	92.429575	4.1756825	1.047015	1.347487	97.6055

資料來源:本研究整理

4.11.4 物價指數、國際油價與金融類指數間之變異數分解

在物價指數、國際油價與金融類指數三者之變異數分解模式下此三變數之外生性分別為 92.9013%、94.7%與 97.7429%，即當物價指數、國際油價與金融類指數三變數自身發生變異時，還存在著極高的自身解釋能力。

就個別變數觀察，除了自身的影響外，在物價指數方面，其受金融類指數的影響達4.0845%，在國際油價部分，其受物價指數與金融類指數的影響分別為2.6260%與2.6740%，在金融類指數方面，其受國際油價的影響達1.5849%，由上述分析顯示此模式中的三變數不易受其他兩者變數的影響。

表 4.91 物價指數、國際油價與金融類指數間之變異數分解

期數	Variance Decomposition of 物價指數:			Variance Decomposition of 國際油價:			Variance Decomposition of 金融類:		
	物價指數	國際油價	金融類	物價指數	國際油價	金融類	物價指數	國際油價	金融類
1	99.3387	0.6278955	0.033405	0.6439435	99.15176	0.2042975	0.033405	0.1884035	99.77819
2	97.50613	0.810211	1.683657	2.535272	96.392625	1.072103	0.510591	1.005124	98.484285
3	96.493305	0.80329	2.703407	2.5957255	94.96337	2.4409015	0.658672	1.5389895	97.80234
4	93.36823	2.835614	3.7961585	2.62119	94.764675	2.6141325	0.6508045	1.5305835	97.818615
5	93.01745	2.9792805	4.003268	2.620648	94.76595	2.6134025	0.6646865	1.558894	97.77642
6	92.99436	3.000958	4.0046805	2.625712	94.70817	2.666115	0.6714875	1.583727	97.744785
7	92.951925	3.0012875	4.046786	2.6255815	94.702285	2.672135	0.671679	1.5833385	97.744985
8	92.903665	3.0132675	4.083067	2.6259515	94.7019	2.67215	0.6719855	1.584168	97.743845
9	92.903215	3.0139315	4.0828495	2.625929	94.70013	2.67394	0.6722025	1.584837	97.74296
10	92.903055	3.0140385	4.0829075	2.626009	94.699955	2.6740355	0.672235	1.584856	97.74291
11	92.90155	3.0140515	4.0844	2.626012	94.69995	2.674038	0.6722455	1.5848835	97.74287
12	92.90128	3.014209	4.0845115	2.626013	94.699905	2.6740815	0.6722505	1.584901	97.74285

資料來源:本研究整理

4.11.5 物價指數、國際油價與機電類指數間之變異數分解

在物價指數、國際油價與機電類指數三者之變異數分解模式下此三變數之外生性分別為96.7599%、94.9471%與93.1218%，即當物價指數、國際油價與機電類指數三變數自身發生變異時，還存在著極高的自身解釋能力。

就個別變數觀察，除了自身的影響外，在物價指數方面，其受國際油價與機電類指數的影響分別為1.6869%與1.5533%，在國際油價部分，其受機電類指數之影響最大達3.5788%，在機電類指數方面，其受物價指數與國際油價的影響分別為3.3250%與3.5532%。由上述分析顯示此模式中的三變數不易受其他兩者變數的影響。

表 4.92 物價指數、國際油價與機電類指數間之變異數分解表

期數	Variance Decomposition of 物價指數:			Variance Decomposition of 國際油價:			Variance Decomposition of 機電類:		
	物價指數	國際油價	機電類	物價指數	國際油價	機電類	物價指數	國際油價	機電類
1	99.798775	0.044569	0.1566575	0.050708	99.88487	0.0644195	0.1566575	0.058239	99.785105
2	99.06044	0.07416	0.865396	0.818009	98.99338	0.1886115	0.178999	1.126152	98.69485
3	98.423605	0.28418	1.292215	0.848884	98.17747	0.9736465	0.2381705	1.3202685	98.44156
4	97.820795	0.8906725	1.2885335	0.868982	97.07845	2.052568	2.326883	1.8818385	95.791275
5	97.63235	0.9200095	1.4476405	1.0120825	96.90001	2.087907	2.389174	2.008617	95.60221
6	97.441245	1.112763	1.4459905	1.147356	96.028665	2.823976	2.5269585	2.00714	95.4659
7	96.90325	1.5928535	1.503898	1.421137	95.375845	3.203022	3.179991	2.911823	93.908185
8	96.89107	1.6002185	1.5087135	1.450472	95.35072	3.1988055	3.22651	3.3865695	93.38692
9	96.84563	1.626129	1.5282455	1.460282	95.33505	3.204667	3.24843	3.394628	93.35694
10	96.82	1.63474	1.5452595	1.4583195	95.08859	3.453091	3.298331	3.4745745	93.227095
11	96.763195	1.6837765	1.55303	1.473877	94.97715	3.5489705	3.323841	3.552976	93.123185
12	96.75987	1.686868	1.5532645	1.4741325	94.947095	3.578772	3.3249875	3.553238	93.121775

資料來源:本研究整理

4.11.6 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間之變異數分解

在物價指數、國際油價與塑膠化工類指數三者之變異數分解模式中，此三變數之外生性分別為 97.058%、94.9471%與 93.1218%，即當物價指數、國際油價與塑膠化工類指數三變數自身發生變異時，還存在著極高的自身解釋能力。

就個別變數觀察，除了自身的影響外，在物價指數方面，其受國際油價與塑化類指數的影響分別為 1.6243%與 1.3177%，在國際油價部分，其受物價指數之影響最大達 3.4655%，在塑化類指數方面，其受物價指數與國際油價的影響分別為 1.9466%與 1.2362%，由上述分析顯示此模式中的三變數不易受其他兩者變數的影響。

表 4.93 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間之變異數分解表

期數	Variance Decomposition of 物價指數:			Variance Decomposition of 國際油價:			Variance Decomposition of 塑化類:		
	物價指數	國際油價	塑化類	物價指數	國際油價	塑化類	物價指數	國際油價	塑化類
1	98.69733	1.0809755	0.221695	1.1501785	98.561275	0.2885445	0.221695	0.2220315	99.556275
2	98.075275	1.527368	0.3973555	3.354037	96.30402	0.341943	1.0004575	1.194031	97.805515
3	97.169875	1.59856	1.2315675	3.4296355	96.06157	0.5087955	1.900977	1.2342635	96.86476
4	97.082735	1.6078065	1.309458	3.4582245	96.01543	0.526345	1.9329045	1.236083	96.83101
5	97.06247	1.6242175	1.3133155	3.464221	96.007225	0.528555	1.943204	1.2358015	96.820995
6	97.05908	1.6235595	1.3173625	3.4647805	96.0066	0.5286175	1.9461025	1.2360965	96.8178
7	97.05845	1.624219	1.31733	3.4655035	96.005855	0.5286415	1.9463265	1.236199	96.817475
8	97.058105	1.624255	1.317636	3.465508	96.005845	0.5286455	1.946646	1.236197	96.81716
9	97.05808	1.624266	1.3176525	3.4655365	96.005815	0.5286505	1.9466495	1.236201	96.81715
10	97.058065	1.6242745	1.3176595	3.4655395	96.00581	0.5286505	1.946661	1.236201	96.81714
11	97.058065	1.6242745	1.317662	3.4655405	96.005805	0.528651	1.946663	1.236201	96.817135
12	97.058065	1.6242745	1.317662	3.4655405	96.005805	0.528651	1.946663	1.2362015	96.817135

資料來源:本研究整理

4.11.7 物價指數、國際油價與營建類指數間之變異數分解

在物價指數、國際油價與營建類指數三者變異數分解模式中，此三變數之外生性分別為 93.9746%、94.5493%與 97.4149%，即當物價指數、國際油價與營建類指數三變數自身發生變異時，還存在著極高的自身解釋能力。

就個別變數觀察，除了自身的影響外，在物價指數方面，其受國際油價與營建類指數的影響分別為3.1149%與2.6713%。在國際油價部分，其受物價指數與營建類指數的影響分別為2.5665%與2.4973%，在營建類指數方面，其受物價指數與國際油價的影響分別為1.2302%與1.2205%，由上述分析顯示此模式中的三變數不易受其他兩者變數的影響。

表 4.94 物價指數、國際油價與營建類指數間之變異數分解表

期數 Period	Variance Decomposition of 物價指數:			Variance Decomposition of 國際油價:			Variance Decomposition of 營建類:		
	物價指數	國際油價	營建類	物價指數	國際油價	營建類	物價指數	國際油價	營建類
1	98.8829425	0.5946455	0.15006	0.31678325	99.12951	0.2369245	0.07503	0.198896	99.651045
2	98.49177	0.8284915	0.482597	2.4825935	95.46131	1.6621365	0.46519875	0.381534	99.0405
3	97.0202175	0.8323695	1.929095	2.532677	94.92137	2.1573365	0.51621975	0.377416	99.00503
4	94.2899075	2.9426015	2.5444025	2.54228575	94.601425	2.4696435	1.102854	1.1401395	97.62116
5	94.13498	3.0714675	2.5538705	2.5443635	94.581115	2.4881055	1.135127	1.1566405	97.57655
6	94.0702975	3.0879195	2.602404	2.56399625	94.553915	2.4953005	1.213319	1.182937	97.4697
7	94.004765	3.105177	2.650936	2.56479	94.551885	2.496431	1.2133265	1.212847	97.439945
8	93.9797725	3.113826	2.6672425	2.56580525	94.55081	2.4965375	1.22943625	1.2165075	97.41967
9	93.976205	3.1141675	2.6704715	2.5663735	94.5496	2.4971585	1.22939925	1.2200395	97.41617
10	93.975635	3.1144755	2.6707325	2.56640325	94.54948	2.497254	1.23011975	1.220093	97.41539
11	93.9746925	3.1148625	2.6712845	2.56649575	94.549375	2.497266	1.2301815	1.2204775	97.41494
12	93.9746325	3.1149145	2.6712905	2.56649775	94.54933	2.4973055	1.23019125	1.2205205	97.414885

資料來源:本研究整理

4.11.8 物價指數、國際油價與紡織類指數間之變異數分解

在物價指數、國際油價與紡織類指數三者變異數分解模式中，此三變數之外生性分別為 96.1942%、94.5894%與 96.4830%，即當物價指數、國際油價與紡織類指數三變數自身發生變異時，還存在著極高的自身解釋能力。

就個別變數觀察，除了自身的影響外，在物價指數方面，其受紡織類指數的影響最大達 2.3406%，在國際油價部分，其受物價指數的影響最大為 3.2542%，在紡織類指數方面，其受國際油價的影響最大達 2.2259%，由上述分析顯示此模式中的三變數不易受其他兩者變數的影響。

表 4.95 物價指數、國際油價與紡織類指數間之變異數分解

期數	Variance Decomposition of 物價指數:			Variance Decomposition of 國際油價:			Variance Decomposition of 紡織類:		
	物價指數	國際油價	紡織類	物價指數	國際油價	紡織類	物價指數	國際油價	紡織類
1	98.367715	0.9407195	0.6915665	1.1717805	97.72903	1.099188	0.6915665	0.8688115	98.43962
2	97.164305	1.400601	1.4350915	3.1518425	95.683785	1.1643715	1.120422	1.8126385	97.06694
3	96.23236	1.467647	2.299992	3.2195615	94.626955	2.1534875	1.2721425	2.2211265	96.50673
4	96.21616	1.461867	2.3219695	3.2433025	94.60363	2.153067	1.2855815	2.224572	96.489845
5	96.198095	1.465688	2.3362175	3.2532015	94.591015	2.15578	1.289801	2.2256945	96.484505
6	96.194775	1.4650775	2.3401455	3.2534995	94.59007	2.1564325	1.2908915	2.22593	96.48318
7	96.194535	1.465265	2.3402025	3.254131	94.589445	2.1564205	1.290914	2.225944	96.48314
8	96.194175	1.465262	2.3405625	3.254147	94.589435	2.1564205	1.291017	2.225943	96.48304
9	96.19418	1.465261	2.3405625	3.2541685	94.589405	2.156429	1.291019	2.225944	96.483035
10	96.19416	1.465263	2.3405745	3.2541725	94.5894	2.156429	1.291022	2.225944	96.483035
11	96.19416	1.4652625	2.3405765	3.2541725	94.5894	2.156429	1.2910225	2.225944	96.483035
12	96.19416	1.4652625	2.3405765	3.254173	94.589395	2.156429	1.2910225	2.225944	96.483035

資料來源:本研究整理

4.11.9 物價指數、國際油價與造紙類指數間之變異數分解

在物價指數、國際油價與造紙類指數三者變異數分解模式中，此三變數之外生性分別為 94.6547%、93.2397%與 95.6075%，即當物價指數、國際油價與造紙類指數三變數自身發生變異時，還存在著極高的自身解釋能力。

就個別變數觀察，除了自身的影響外，在物價指數方面，其受造紙類指數之影響最大達3.7448%，明顯的高於國際油價，因此這與前一節 Granger因果結果能相互呼應，在國際油價部分，其受物價指數與造紙類指數的影響分別為3.3984%與3.3619%。在造紙類指數方面，其受國際油價的影響達最大為3.0362%，由上述分析顯示此模式中的三變數不易受其他兩者變數的影響。

表 4.96 物價指數、國際油價與造紙類指數間之變異數分解表

期數	Variance Decomposition of 物價指數:			Variance Decomposition of 國際油價:			Variance Decomposition of 造紙類:		
	物價指數	國際油價	造紙類	物價指數	國際油價	造紙類	物價指數	國際油價	造紙類
1	98.429295	1.1597285	0.410974	1.398659	96.635035	1.966304	0.410974	1.725364	97.86366
2	97.02876	1.5562895	1.414948	3.326282	94.74576	1.927955	0.8101315	3.0372785	96.15259
3	94.824705	1.5504045	3.6248915	3.3782705	93.260095	3.361632	1.3314665	3.023427	95.645105
4	94.765375	1.5881665	3.646459	3.3964945	93.242585	3.360922	1.3326135	3.0366585	95.63073
5	94.671785	1.599529	3.728688	3.3980565	93.24091	3.3610295	1.353633	3.035682	95.610685
6	94.65854	1.5994475	3.7420135	3.398272	93.23985	3.3618765	1.355596	3.036149	95.608255
7	94.65602	1.600512	3.7434685	3.3984085	93.2397	3.361892	1.3561415	3.0361385	95.60772
8	94.65483	1.6004615	3.7447115	3.39841	93.239675	3.3619145	1.3563685	3.0361515	95.60748
9	94.65478	1.600515	3.7447045	3.3984195	93.239665	3.361918	1.3563735	3.036155	95.607475
10	94.654705	1.600516	3.7447765	3.3984195	93.239665	3.3619185	1.356389	3.036155	95.607455
11	94.654705	1.6005175	3.744778	3.39842	93.239665	3.3619185	1.356389	3.036155	95.607455
12	94.654705	1.6005175	3.7447805	3.39842	93.239665	3.3619185	1.35639	3.036155	95.607455

資料來源:本研究整理

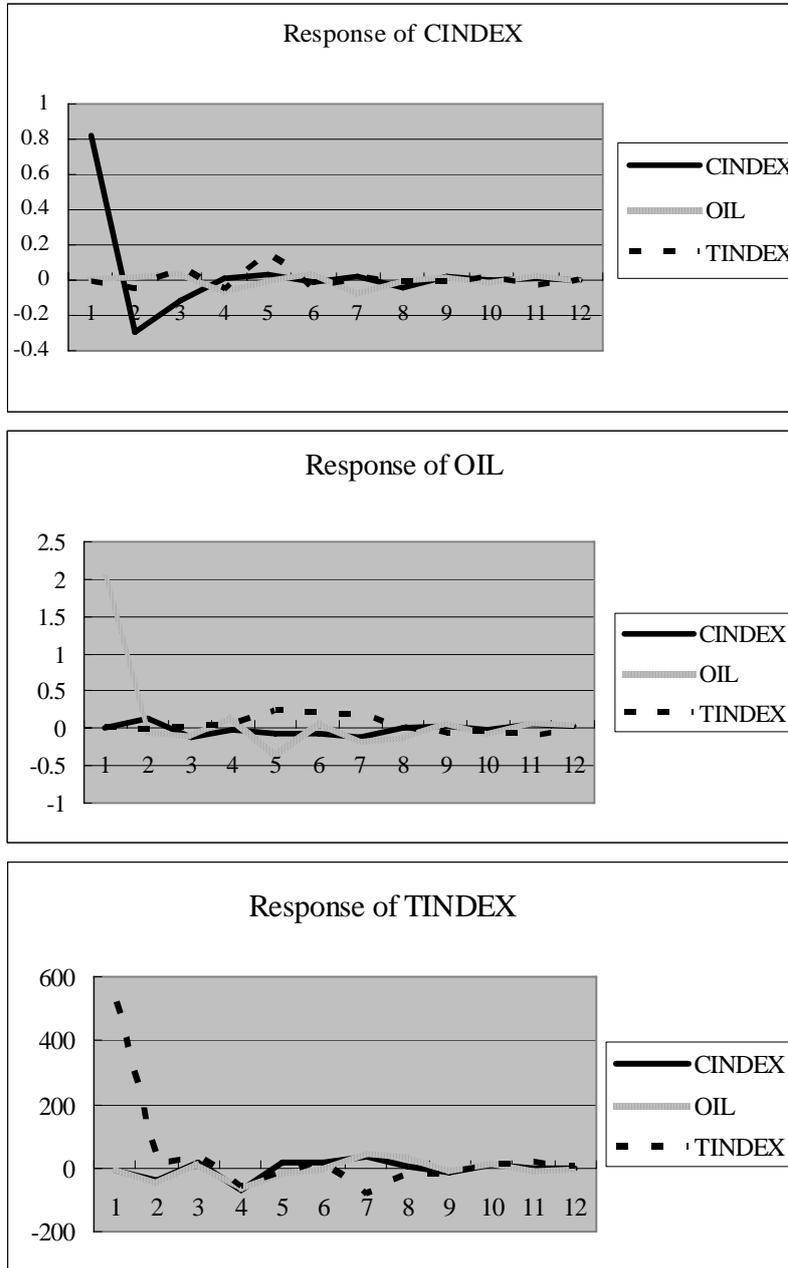
4.12 衝擊反應分析

根據衝擊反應分析，可以觀察模式內某一內生變數發生一個標準差大小的自發性變動時，對於模式內所有變數當期與未來數期的影響過程，由此可看出變數間之衝擊反應情形是屬長期、短期或正向、負向的影響。

在衝擊反應分析中，本研究仍根據Chris Brooks (2002) 所建議之方法，將變量所決定之排列順序放入模式中，求出衝擊反應值，另外再將先前的排列順序顛倒後，再放入模式中，再求出衝擊反應值，利用此兩次所得到的衝擊反應值平均分析三個變量受到某一變量發生自發性干擾時的衝擊反應。

4.12.1 物價指數、國際油價與加權股價間衝擊反應之影響分析

圖 4.1 物價指數、國際油價與加權股價間衝擊反應



註：OIL（國際油價）；CINDEX（物價指數）；TINDEX（加權指數）

資料來源:本研究整理

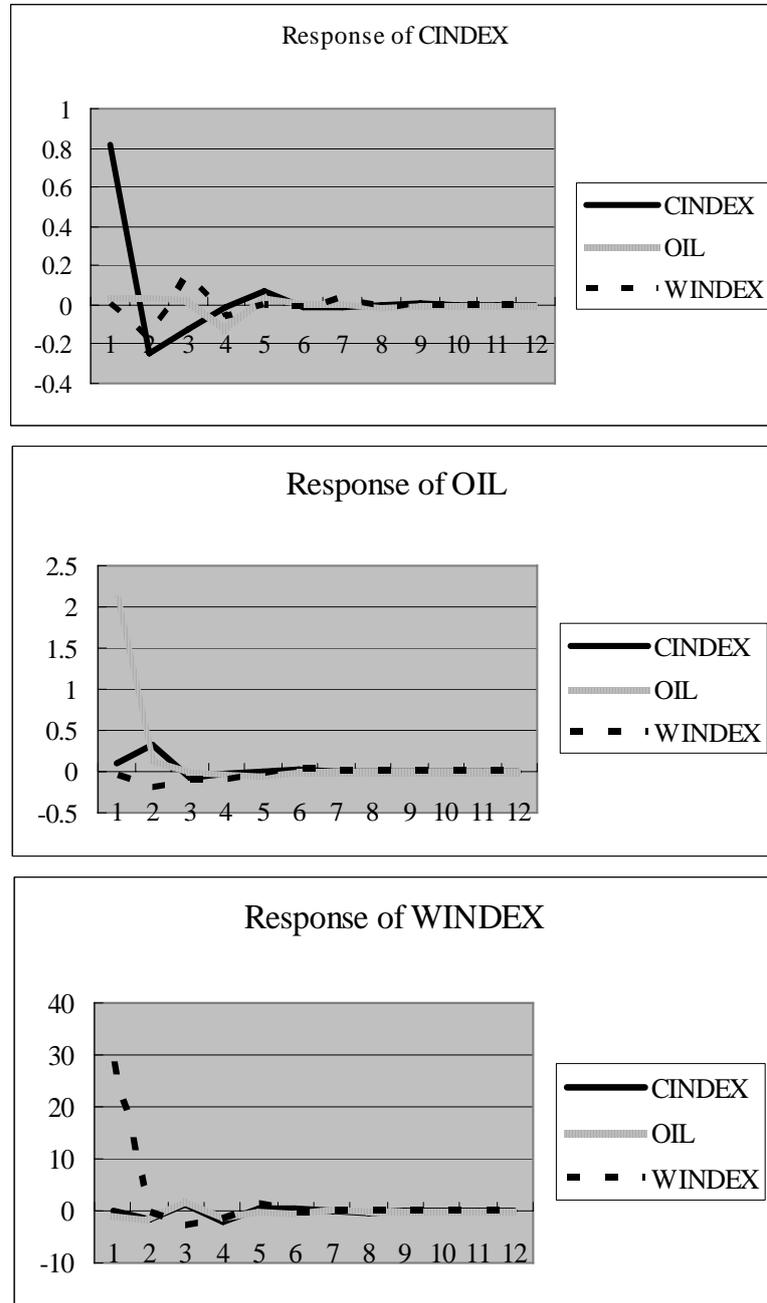
當物價指數發生自發性干擾時，可以由圖4.1清楚的看出，對國際油價與加權股價的衝擊呈現上下波動的情況。唯有對加權股價在第五期達到最大且為正向的影響，且對國際油價與加權股價的衝擊影響在第八期後，逐漸消失。

當國際油價發生自發性干擾時，可以由圖4.1清楚的看出，對物價指數與加權股價的衝擊。在對加權股價的衝擊方面在前七期大部分皆為正向影響，第七期之後轉為負向影響。然對物價指數與加權股價的衝擊影響在第九期後，逐漸消失。

當加權股價發生自發性干擾時，可以由圖4.1清楚的看出，對物價指數與國際油價的衝擊皆在第四期達到最大且為負向的影響，且對物價指數與國際油價的衝擊影響在第九期後，逐漸消失。

4.12.2 物價指數、國際油價與水泥窯類指數間衝擊反應之影響分析

圖 4.2 物價指數、國際油價與水泥窯類指數間衝擊反應



註：OIL（國際油價）；CINDEX（物價指數）；WINDEX（水泥窯類）

資料來源:本研究整理

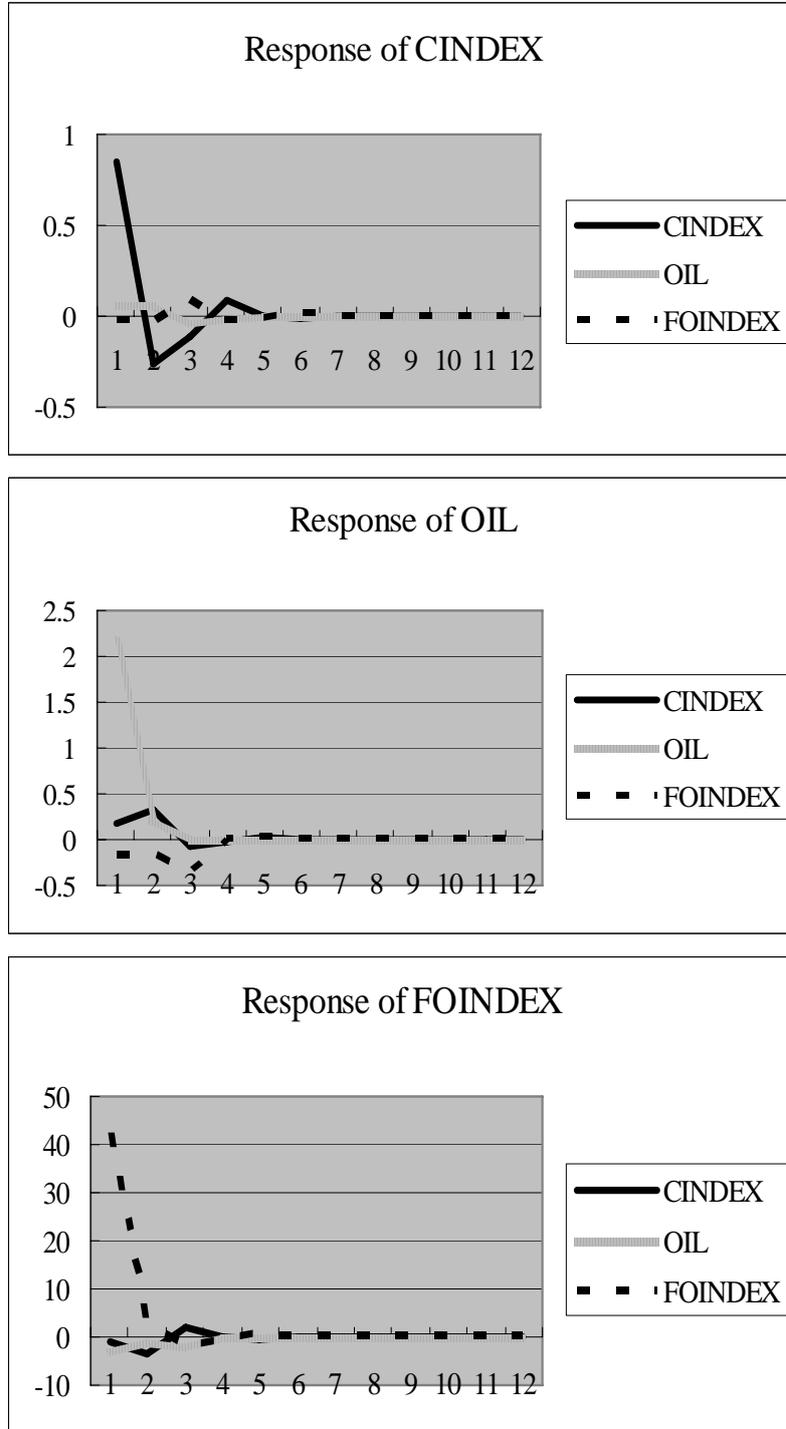
當物價指數發生自發性干擾時，可以由圖 4.2 清楚的看出，對國際油價與水泥窯類指數的衝擊。對水泥窯類指數在第二期至第三期有較大幅度的由負向轉為正向之衝擊，對國際油價唯有在第四期達到最大的負向衝擊外其餘影響皆小且多為正向衝擊，而對國際油價與水泥窯類指數的衝擊影響在第六期後，逐漸消失。

當國際油價發生自發性干擾時，可以由圖4.2清楚的看出，對物價指數與水泥窯類指數的衝擊。在對物價指數在第二期達到最大的正向變動外其餘影響皆小，而對於水泥窯類指數的衝擊方面唯有在第二期達到最大的負向變動外其餘影響皆小，且衝擊影響在第五期後，逐漸消失。

當水泥窯類指數發生自發性干擾時，可以由圖4.2清楚的看出，對物價指數與國際油價的衝擊。且且國際油價與物價指數的衝擊走勢大致相同，唯有在第二期至第四期有大幅度的波動，而對物價指數與國際油價的衝擊影響在第五期後，逐漸消失。

4.12.3 物價指數、國際油價與食品類指數間衝擊反應之影響分析

圖 4.3 物價指數、國際油價與食品類指數間衝擊反應



註：OIL（國際油價）；CINDEX（物價指數）；FOINDEX（食品類）

資料來源:本研究整理

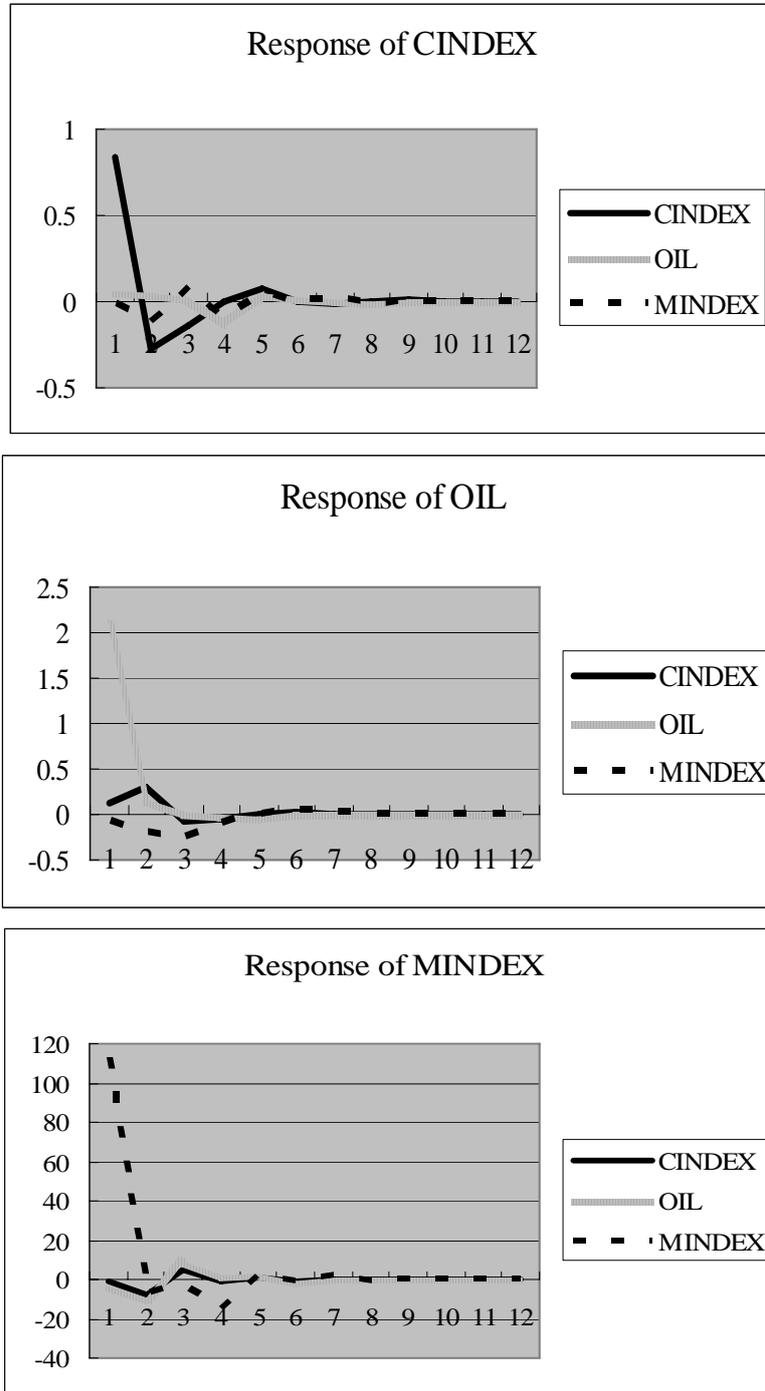
當物價指數發生自發性干擾時，可以由圖4.3清楚的看出，對國際油價與食品類指數的衝擊。在對國際油價唯有在第三期達到最大的負向變動外其餘影響皆小，而對於食品類指數的衝擊方面唯有在第三期達到最大的正向變動外其餘影響皆小，且衝擊影響在第六期後，逐漸消失。

當國際油價發生自發性干擾時，可以由圖4.3清楚的看出，對物價指數與食品類指數的衝擊。對食品類指數在第四期由負向的影響轉為正向影響，對物價指數唯有在第二達到最大且為的正向衝擊外其餘影響皆小，且對物價指數與食品類指數的衝擊影響在第六期後，逐漸消失。

當食品類指數發生自發性干擾時，可以由圖4.3清楚的看出，對物價指數與國際油價的衝擊。物價指數在第二期由負向的影響轉為正向影響，而國際油價除前三期有明顯的負向影響外，其餘的衝擊值皆小，對物價指數與國際油價的衝擊影響在第五期後，逐漸消失。

4.12.4 物價指數、國際油價與金融類指數間衝擊反應之影響分析

圖 4.4 物價指數、國際油價與金融類指數間衝擊反應



註：OIL（國際油價）；CINDEX（物價指數）；MINDEX（金融類）

資料來源:本研究整理

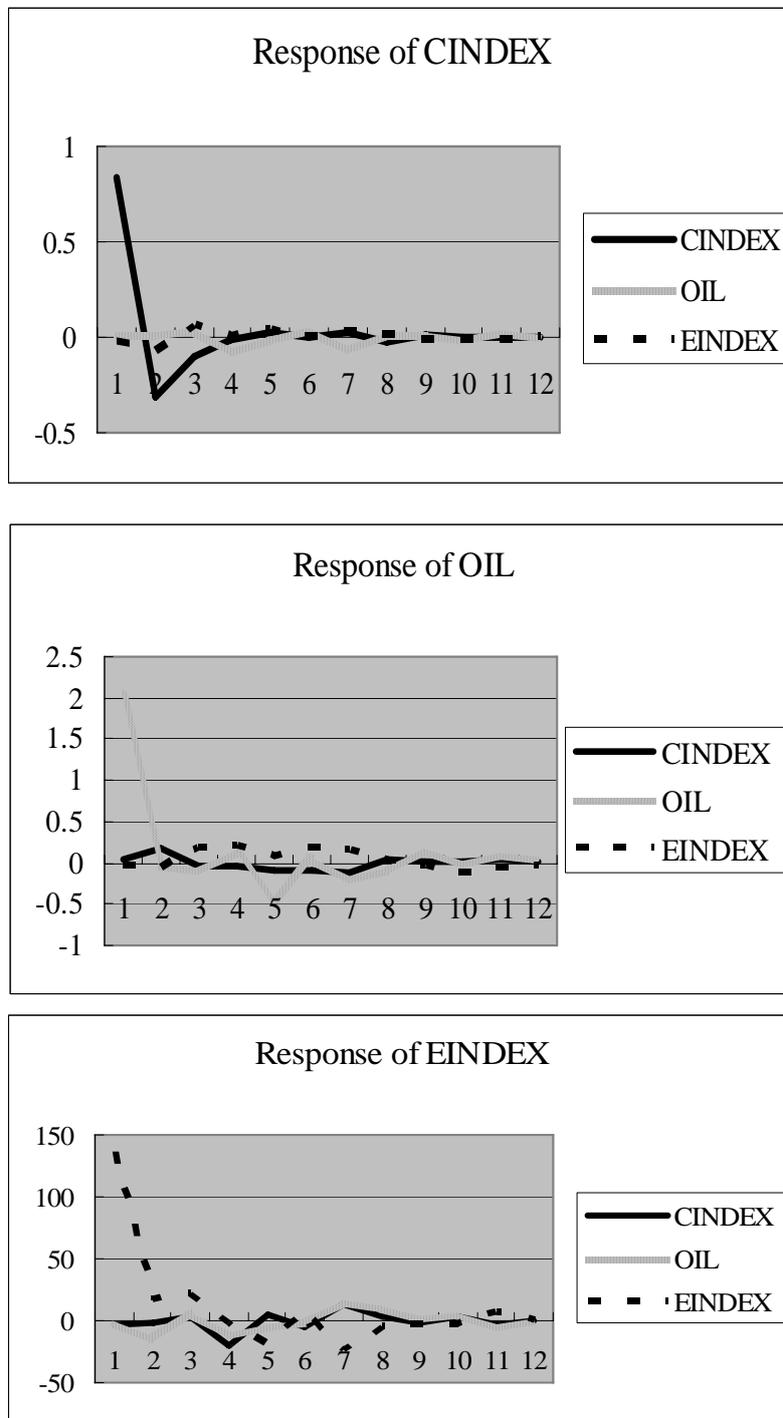
當物價指數發生自發性干擾時，可以由圖4.4清楚的看出，對國際油價與水泥窯類指數的衝擊。對金融類指數在第二期至第四期有較大幅度的正負向衝擊，在對國際油價唯有在第四期達到最大且為負向影響，且衝擊影響在第七期後，逐漸消失。

當國際油價發生自發性干擾時，可以由圖4.4清楚的看出，對物價指數與食品類指數的衝擊。對金融類指數在前第四期由皆為負向的影響且在第四期後轉為正向影響，對物價指數唯有在第二期達到最大且為正向衝擊，且對物價指數與金融類指數的衝擊影響在第七期後，逐漸消失。

當金融類指數發生自發性干擾時，可以由圖4.4清楚的看出，對物價指數與國際油價的衝擊。且對物價指數與國際油價的衝擊影響趨於一致，且在第二期至第三期有較大幅度的由負向轉為正向之衝擊外，且衝擊影響在第八期後，逐漸消失。

4.12.5 物價指數、國際油價與機電類指數間衝擊反應之影響分析

圖4.5 物價指數、國際油價與機電類指數間衝擊反應



註：OIL（國際油價）；CINDEX（物價指數）；EINDEX（機電類）

資料來源:本研究整理

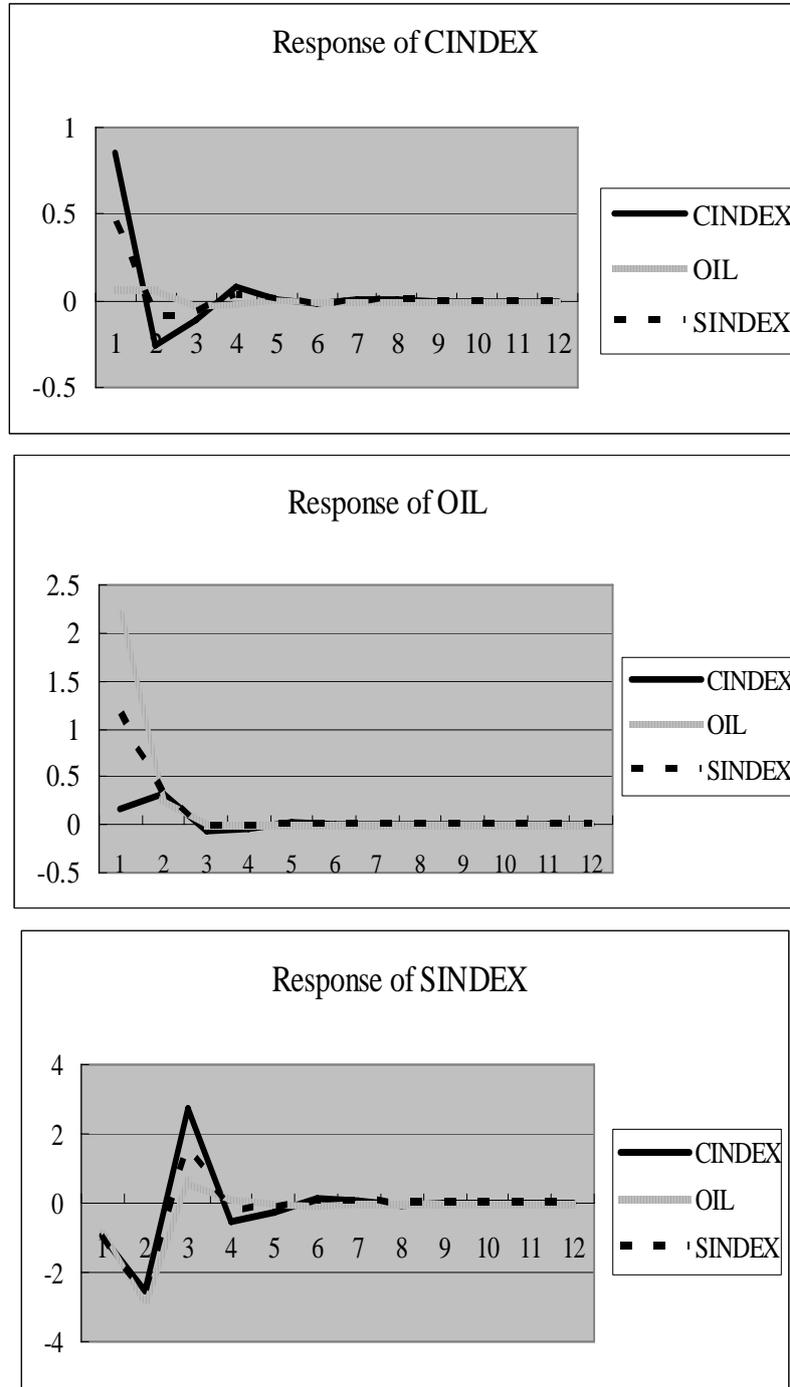
當物價指數發生自發性干擾時，可以由圖4.5清楚的看出，對國際油價與金融類指數的衝擊。呈現上下起伏的變化，對物價指數與國際油價的衝擊影響在第十期後，逐漸消失。

當國際油價發生自發性干擾時，可以由圖4.5清楚的看出，對物價指數與機電類指數的衝擊。對機電類指數在第三期至第八期的影響皆為正向，對物價指數在第三期至第七期的影響皆為負向但其影響值皆小，且對物價指數與機電類指數的衝擊影響在第十期後，逐漸消失。

當機電類指數發生自發性干擾時，可以由圖4.5清楚的看出，對物價指數與國際油價的衝擊。且對物價指數與國際油價的衝擊影響方向趨於一致，且在第二期至第七期有較大幅度的衝擊外，且衝擊影響在第九期後，逐漸消失。

4.12.6 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間衝擊反應之影響分析

圖 4.6 物價指數、國際油價與塑膠化工類指數間衝擊反應



註：OIL（國際油價）；CINDEX（物價指數）；SINDEX（塑化類）

資料來源:本研究整理

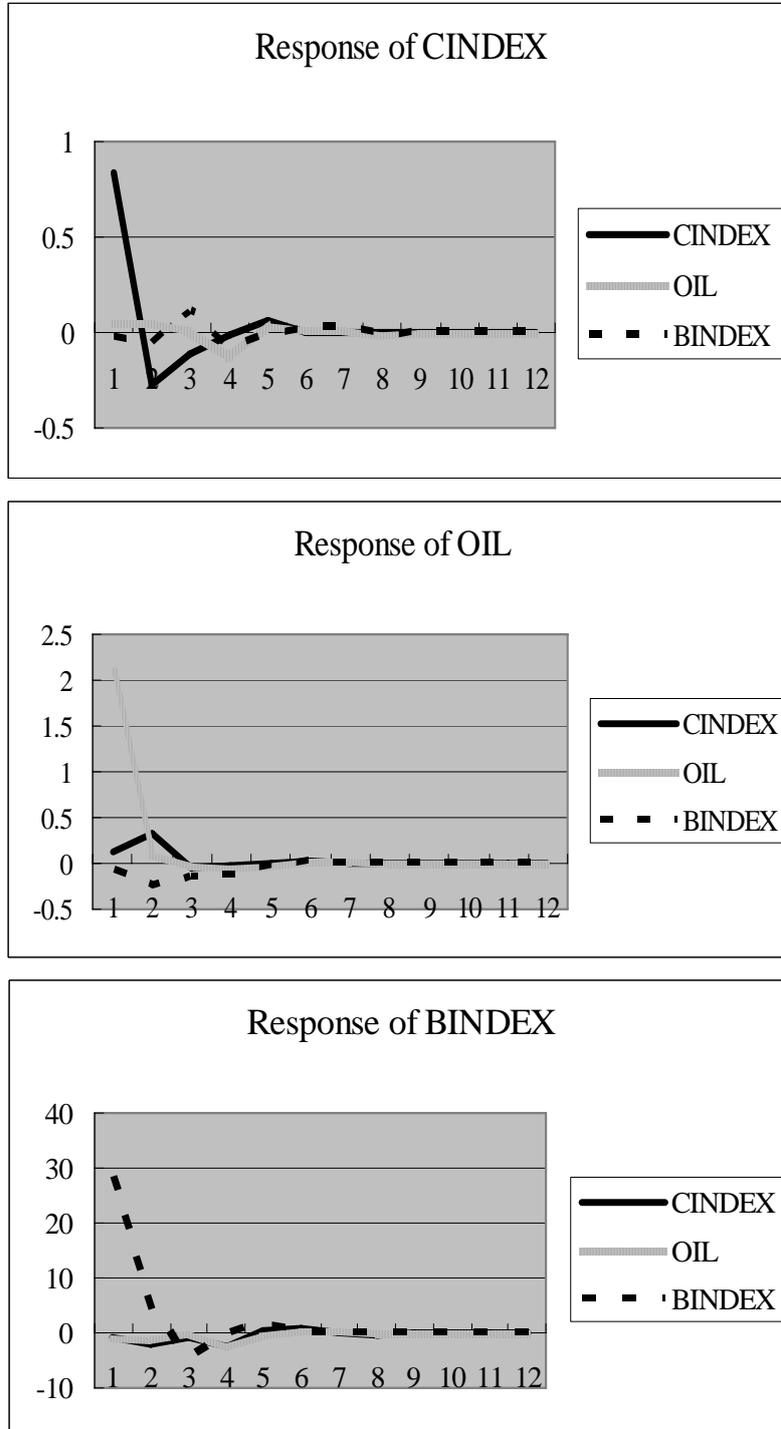
當物價指數發生自發性干擾時，可以由圖4.6清楚的看出，對國際油價與塑膠化工類指數的衝擊。對塑膠化工類指數在第一期達到最大且為正向影響，對物價指數與國際油價的衝擊影響在第五期後，逐漸消失。

當國際油價發生自發性干擾時，可以由圖4.6清楚的看出，對物價指數與塑膠化工類指數的衝擊。對塑膠化工指數在第一期達到最大且為正向影響，對物價指數在第一期至第二期的波動較大且為正向，且對物價指數與塑膠化工指數的衝擊影響在第五期後，逐漸消失。

當塑膠化工類指數發生自發性干擾時，可以由圖4.6清楚的看出，對物價指數與國際油價的衝擊。且塑膠化工類指數變動時與物價指數及國際油價的受衝擊影響方向趨於一致，且衝擊影響在第八期後，逐漸消失。

4.12.7 物價指數、國際油價與營建類指數間衝擊反應之影響分析

圖 4.7 物價指數、國際油價與營建類指數間衝擊反應



註：OIL（國際油價）；CINDEX（物價指數）；BINDEX（營建類）

資料來源:本研究整理

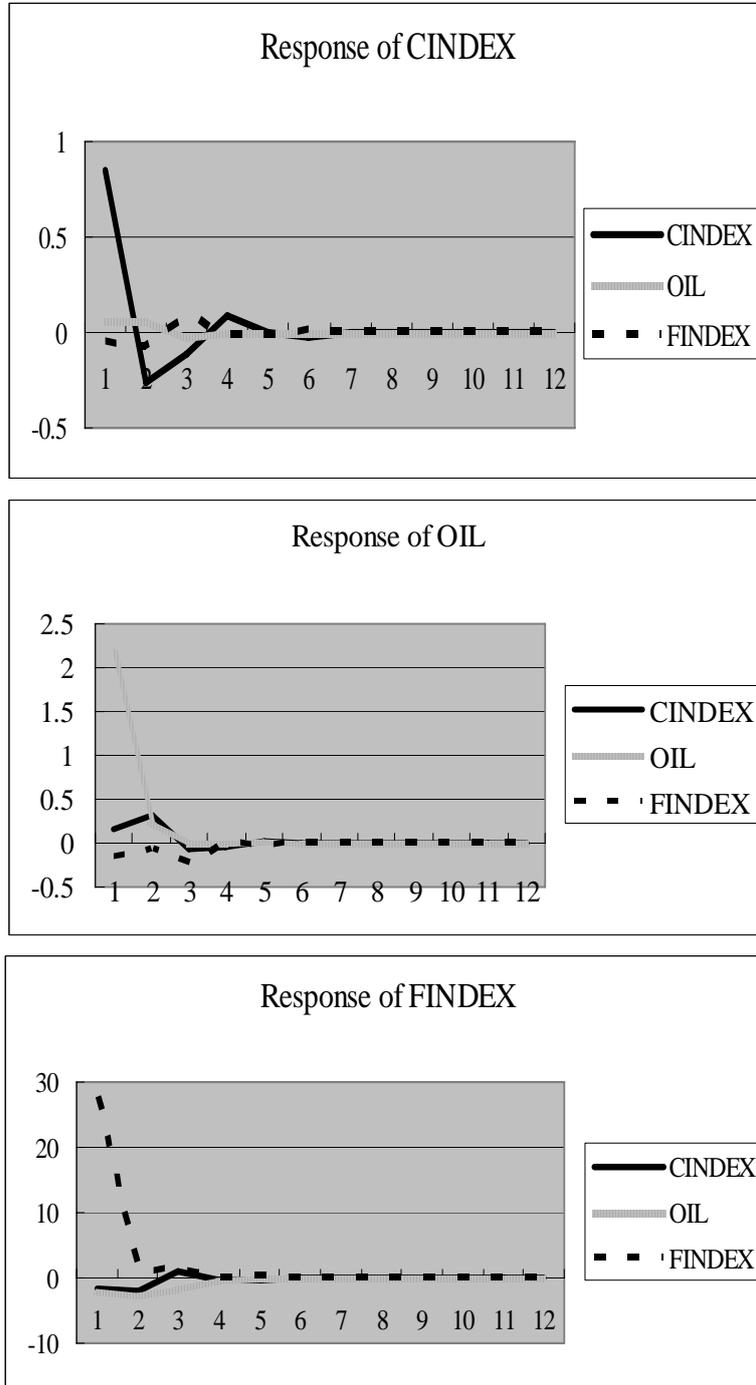
當物價指數發生自發性干擾時，可以由圖4.7清楚的看出，對國際油價與營建類指數的衝擊。對營建類指數在第三期達到最大且為正向影響，對物價指數唯有在第四期達到最大且為負向衝擊，對物價指數與金融類指數的衝擊影響在第八期後，逐漸消失。

當國際油價發生自發性干擾時，可以由圖4.7清楚的看出，對物價指數與營建類指數的衝擊。對營建類指數在第三期時影響由負向轉為正向，對物價指數除在第二期達到最大且正向影響外，其餘影響值皆小，且對物價指數與機電類指數的衝擊影響在第五期後，逐漸消失。

當營建類指數發生自發性干擾時，可以由圖4.7清楚的看出，對物價指數與國際油價的衝擊。且衝擊波動方向趨於一致，而對物價指數與國際油價的衝擊影響在第七期後，逐漸消失。

4.12.8 物價指數、國際油價與紡織類指數間衝擊反應之影響分析

圖 4.8 物價指數、國際油價與紡織類指數間衝擊反應



註：OIL（國際油價）；CINDEX（物價指數）；FINDEX（紡織類）

資料來源:本研究整理

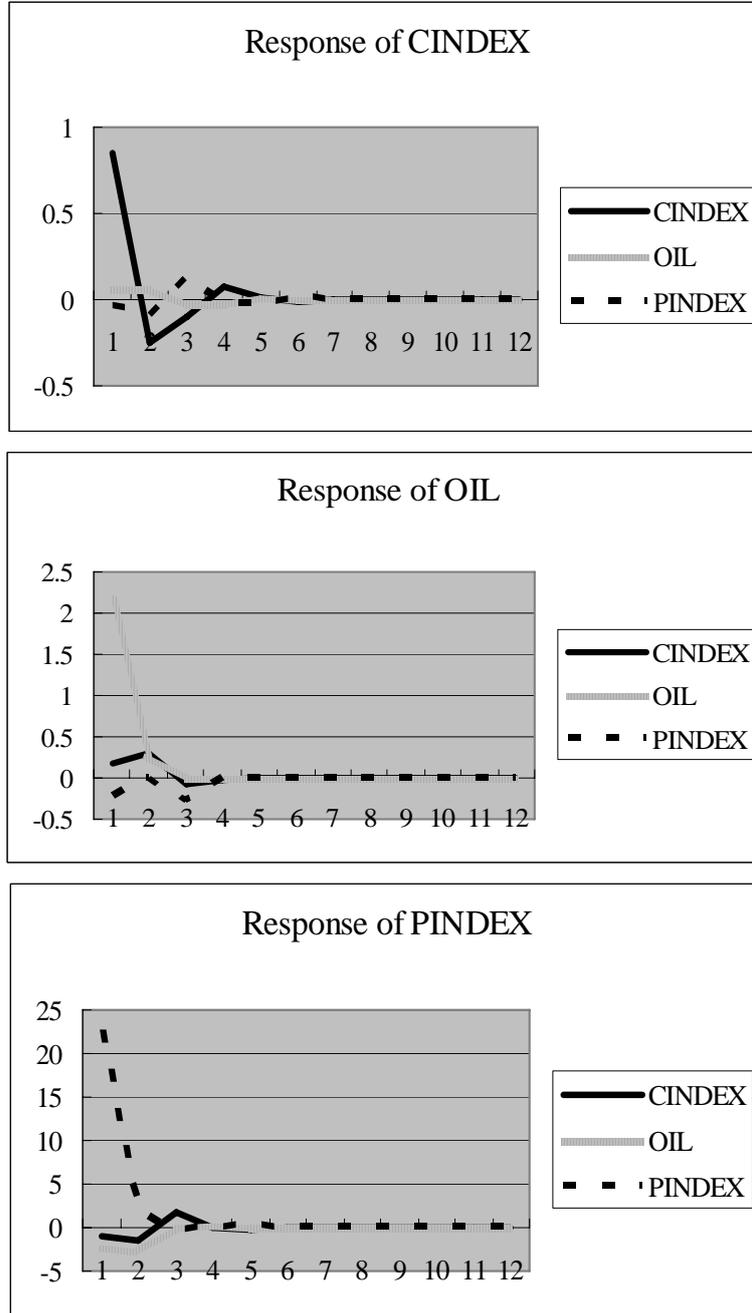
當物價指數發生自發性干擾時，可以由圖4.8清楚的看出，對國際油價與紡織類指數的衝擊。在前四期國際油價與紡織類指數有較明顯的波動產生，而國際油價與紡織類指數的衝擊影響在第八期後，逐漸消失。

當國際油價發生自發性干擾時，可以由圖4.8清楚的看出，對物價指數與紡織類指數的衝擊。對營建類指數在第四期由負向轉為正向影響，對物價指數唯有在第二期達到最大且為正向衝擊外其餘影響皆小，且對物價指數與紡織類指數的衝擊影響在第五期後，逐漸消失。

當紡織類指數發生自發性干擾時，可以由圖4.8清楚的看出，對物價指數與國際油價的衝擊。且物價指數與國際油價分別在第三期與第四期時，衝擊由負向轉為正向，對物價指數與國際油價的衝擊影響在第六期後，逐漸消失。

4.12.9 物價指數、國際油價與造紙類指數間衝擊反應之影響分析

圖 4.9 物價指數、國際油價與造紙類指數間衝擊反應



註：OIL（國際油價）；CINDEX（物價指數）；PINDEX（造紙類）

資料來源:本研究整理

當物價指數發生自發性干擾時，可以由圖4.9清楚的看出，對國際油價與造紙類指數的衝擊。對造紙類指數在第二期至第三期時，有一明顯的衝擊且為由負向轉為正向，對國際油價的衝擊值皆小，且對國際油價與造紙類指數的衝擊影響在第七期後，逐漸消失。

當國際油價發生自發性干擾時，可以由圖4.9清楚的看出，對物價指數與造紙類指數的衝擊。對造紙類指數在第一期與第三期皆有較大的負向影響，對物價指數唯有在第二期達到最大且為正向衝擊外其餘影響皆小，且對物價指數與造紙類指數的衝擊影響在第五期後，逐漸消失。

當造紙類指數發生自發性干擾時，可以由圖4.9清楚的看出，對物價指數與國際油價的衝擊。且物價指數與國際油價分別在第三期與第四期時，衝擊由負向轉為正向，其餘衝擊值皆小，對物價指數與國際油價的衝擊影響在第六期後，逐漸消失。

第五章 結論與建議

台灣加權股價指數、八大類股指數、消費物價指數與國際原油價格間到底存在什麼樣的關聯性，一直是實務界與學術界關心的議題，如果某個變量的波動能夠預測另一變量的波動走勢，那麼只要能確實掌握經濟脈動，就可以預測股價的走勢。本文利用傳統單變數的ARIMA模式與多變量之VAR 模式並透過衝擊反應函數、變異數分解及因果關係檢定，試圖了解股價與油價兩經濟因素之相互影響關係。並根據前述實證分析，可得下列結論：

5.1 結論

首先由於本研究為避免研究樣本期間結構不同所可能造成之成果扭曲，因此，利用 Chow 檢定，客觀的找出股票市場、物價指數與國際油價關聯性的最適研究期間，其結果是以 1990 年 4、5 月為分界點，亦即自台灣股票市場電腦化交易到 1990 年 4 月的結構與 1990 年 5 月至 2004 年 12 月止的結構，有明顯的差異。而其經濟意涵，意謂自電腦化交易至 1990 年 1 月的高點（台灣股價指數 12689 點）的期間，是台灣的一個大波動的大多頭走勢，在這個期間的投資者只要手中有股票，就會獲利，因此這階段大多數的投資者可能忽略了經濟基本面的意義，而在 1990 年 1 月後股價走勢反轉下跌達 3 個月未見起色，且股價跌了 4 成亦未有明顯的反彈，投資者心態才有了修正，也才開始注重股價的基本面。故本研究最後選定之研究期間為 1990 年 5 月至 2004 年 12 月止。

本研究欲先由變數本身之ARIMA分析來了解變數自身的關係，在ADF單根檢定下，首先針對各變數進行檢定，發現皆拒絕原始對數序列為一穩定數列，故將各變數數列作一階差分後，進行檢驗發現皆為穩定數列但不符合白噪音假設，故利用AIC法則，決定了自我相關之最適落後期

數，並個別檢視加入之個別變數ARMA模型之殘差是否符合白噪音檢定。

另外，在 VAR 遞延期數方面，本研究利用多變量 AIC (MAIC) 求出九個模式中個別三變量之共同遞延期數，經求出九個模式中的遞延階數為 1 期，並以此 1 期為基準求得向量自我迴歸模式，再經由 Q 統計量檢定其殘差是否符合白噪音過程，若不合適再增加遞延期數，直到以此三個變量為被解釋變數的迴歸模型之殘差皆符合白噪音過程為止。因此本研究在時間的選擇和遞延期數的選擇上做了嚴謹的測試。

由共整合關係檢定結果可知，在 5% 的顯著水準下，有三個模式通過顯著性測驗，故知其為具有共整合關係，此三個模式分別為 1. 大盤股價指數、國際油價與消費者物價模式 2. 機電類指數、國際油價與消費者物價模式 3. 營建類指數、國際油價與消費者物價模式。故知，長期而言這三個模式中的三變量具有往均衡方向調整的特性。而其他六個模式中三變量之間的關係較為薄弱。而由衝擊反應分析可知，當九個模式中的個別變數發生自發性干擾時，其衝擊反應效果在第五期至第十期後都能收斂接近平穩。

另由變異數分解分析中顯示，消費者物價指數、國價原油價格、大盤加權指數、水泥窯類指數、食品類指數、金融類指數、機電類指數、營建類指數、塑化類指數、紡織類指數、造紙類指數之本身解釋能力極高，故顯示在短期內這 11 個變數較不易受模式中另兩變數之影響，另外在 1. 物價指數、國際油價與水泥窯類指數模式 2. 物價指數、國際油價與紡織類指數模式 3. 物價指數、國際油價與造紙類指數模式此三模式變異數分解關係中發現物價指數受此三類股影響最大。這與 Granger 因果關係所求得的结果大抵相同。

然單就 Granger 因果關係檢定的結果來看，首先我們要先界定消費者

物價指數較容易受消費財的影響，而原物料則較容易影響到躉售物價指數，故本研究中所使用的消費者物價指數在原物料波動劇烈時，並無明顯的影響與衝擊。而國際原油價格波動後往往最容易影響供給成本波動，故對本研究所使用的消費者物價指數的影響就沒有很劇烈了。另外我們亦可由各類股本身的成分股下去分析，由於塑化類指數、營建類指數、紡織類指數、食品類指數中的成分股往往是投資大眾所說的「牛皮股」，其股價的波動不大，因此在國際油價上漲時，就不會有太大的波動。

另就VAR向量自我迴歸模之各條向量自我迴歸的 *Adjusted R²* 來檢視，以消費者物價指數為被解釋變數的配適度較佳。

本研究亦對於個別變量檢測出其 ARIMA 模式，由 ARIMA 模式與 VAR 模式相互比較，發現某些變量 ARIMA 模式之 Adj. R-squared 值較 VAR 模式來得高，其表示此些變量由過去的歷史資訊所反應本身的變化，比由其他變量來反映的變化更好。究其因，乃總體經濟環境中，變數間複雜的關係，可能不是只由幾個變數的變化就可表現出來的，因此在本研究中利用加權股價與八大類股指數對於國際原油價格與消費者物價指數所建立的模型，並未得到很好的配適關係，也因此無法看出長期互相影響的程度。

5.2 研究建議

1. 本研究僅以 CHOW 檢定來分割研究樣本期間而研究結果中發現，各變數間的關係薄弱。建議後續研究者可就樣本期間再加以篩選，或使用門檻共整合的方式加以分析。
2. 後續研究者可利用 ARMAX、VARMA、VARMAX 或 GARCH 等方法對此本研究之變量做更深入的分析，來檢測本研究變量之關係是否依舊薄弱。
3. 本研究使用的消費者物價指數作為研究變數之一，僅較能看出消費財

貨變動對該物價指數的影響，但對於原物料的影響卻未能瞭解，故後續研究者可加入躉售物價指數來檢測原物料發生變動時，對指數的影響。

4. 針對本研究中八大類股，其類股指數受大型股影響甚鉅，而大型股往往股性穩定，故建議研究者或許將大型股排除在樣本外後再加以研究來比較其結果。

5. 本研究資料是以月資料為主，但部分經濟事件或許具短期衝擊效果，但卻沒長期關係，因此後續研究者可以以日資料加以分析或是加入事件研究法，如此更能瞭解本研究變數間的短期的衝擊反應。

5.3 研究限制

由於國內的原油價格資料來源不全，故本研究使用布蘭特國際原油與國內股票市場、國內消費者物價指數加以分析，使得本研究無法得知國際油價與國內油價的連動關係，也無法了解國內油價與國內股價的連性。

參考文獻

一、中文部分：

1. 丹尼爾·尤金(Daniel Yergin)，薛綸譯(民80)，石油世紀初版，臺北市；時報文化。
2. 白元宏(民91)，台灣證券市場股價指數與總體經濟變數之關聯性實證探討，私立南華大學財務管理研究所碩士論文。
3. 任淑怡(民90)，台灣景氣循環與國際原油價格-共整合及共特徵分析，私立輔仁大學經濟學研究所碩士論文。
4. 何麗君(民90)，影響台灣石化原料供應商採用電子市集之意願的因素，國立中山大學/國際高階經營管理研究所碩士論文。
5. 施鍾富(民93)，市場波動性與股價波動性之長短期動態關係研究，國立中興大學企業管理系研究所碩士論文。
6. 孫智陸(民76)，國際油價變動對臺灣經濟發展的影響，中國文化大學經濟學研究所博士論文。
7. 徐清俊、陳彥豪(民93)，台灣、日本、英國及美國公債市場動態關聯性之研究，運籌研究集刊，第五期，p.31-56。
8. 張剛維(民91)，建立我國油品選擇權評價模式之探討，淡江大學產業經濟學系碩士論文。
9. 張懿芬(民93)，股價波動的總體因素--以台灣、南韓、新加坡及香港為例，南華大學財務管理研究所碩士論文。
10. 許志義、洪育民(民83)，石油經濟學(上)--國際油價篇，台北：華泰書局。
11. 許村泰(民76)，市場因素影響股價變動之分析 -- 以台灣股票市場為例，國立中央大學產業經濟研究所碩士論文。

12. 陳旭怡(民 80), 國際總體經濟因素對亞太地區股價影響之實證研究, 私立輔仁大學管理學研究所碩士論文。
13. 陳宗益(民 90), 利用總經變數掌握台股趨勢, 國立臺灣大學會計學研究所碩士論文。
14. 陳思穎(民 88)中油公司進口原油價格與匯率之選擇性避險研究, 國立台北大學經濟學系碩士論文。
15. 楊奕農(民 94), 時間序列分析：經濟與財務上之應用, 台北；雙葉書廊。
16. 經濟部(民 93), 能源報導, 2004 年第 4 期。
17. 經濟部能委會(民 71), 石油輸出國家組織長期策略之研究。
18. 謝俊權(民 90), 台灣股市八大類股間之長期均衡趨勢分析—門檻共整合誤差修正模型之運用, 中國文化大學經濟學研究所碩士論文。

二、英文部分：

1. Chen, N., R. Roll, and S. Ross, (1986), "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 59, 383-403.
2. Carl R. Chen, Nancy J. Mohan, Thomas L. Steiner, 1999, "Discount Rate Changes, Stock Market Returns, Volatility, and Trading Volume: Evidence From Intraday Data and Implications For Market Efficiency", *Journal of Banking and Finance* 23,897-924.
3. Chris Brooks, (2002), "Introductory Econometrics for Finance", Cambridge: Cambridge University Press.
4. Daniel B.C. (1997), "International Interdependence of National growth vectors in gaussian vector autoregressive models." *Econometrica* 59,1551-1580.
5. Dickey, D. and Fuller,(1979), W.A."Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol74, 1979, pp.427-31.
6. Eun C.S. and S. Shim (1989), "International Transmission of Stock Market Movement." *Journal of Quantitative Analysis*, 24, 241-256.
7. Granger, C. W. J. and P, Newbold. (1974),Spurious regressions in econometrics . *Journal of Econometrics*, 2, 111-120
8. Huang, C.H. (1989), "Post-war Taiwan Business Cycles : Evidence from International Factors," *Taiwan Economic Review*, 17:1, 1-19.
9. Johansen, S., (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
10. Nelson, C. R., and C. I. Plosser (1982), Trends and Random Walks in rates: A Structural Trends Analysis,"*Journal of Monetary Economics*, 40, 73-96.

11. Sims, C. A., (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48, 1-48.
12. Tiao, G.C. and R.S. Tsay, (1984), "Multiple Time Series Modeling and Extended Sample Cross Correlation," *Journal of Business & Economic Statistics*, 1:43-56.