

東 海 大 學 經 濟 學 系

碩 士 論 文

國際金價與國際油價對台灣加權指數影響效果之分析

與探討

指導教授： 陳文典 博士

研究生： 張文碩 撰

中 華 民 國 一 百 零 二 年 六 月

謝詞

這篇論文能夠如期完成，首先要誠摯的感謝指導教授陳文典老師的督促與鼓勵，每當在寫作論文過程與計量方法遇到困難時，老師總是不厭其煩的討論與解惑並指點我正確的方向，使我在這兩年中獲益良多。並特別感謝口試委員廖培賢老師與陳依兌老師在百忙之中提供寶貴的意見與指導，以及對文章提出適當的指教與修正，使本論文能夠更完整與嚴謹。

在這兩年的研究生日子中，有著許多使我的生活更豐富的人事物，要感謝系上陳文典老師、廖培賢老師、劉仲戎老師、廖國宏老師、馬德平老師、蕭志同老師、王宜甲老師、林佳慧老師、戴中擎老師在課堂上的細心教導以及對論文內容的幫助，在此對老師們的付出表達最衷心的謝意。

並感謝系上佩雯助理、雅嵐助教、曉惠助教、懿琇學姐、亞璇學姐在我們研究生生活上無私的付出與協助，以及惠文學姐與嘉樺學長對論文與口試上的幫助與指導，也要感謝研究所的同學們，梓堯、凱倫、乙玲、楨德、蓓馨、峻展、文倩、正興在課業上的幫助與勉勵。

最後要感謝家人在我這兩年的求學過程中不斷的給予支持與鼓勵，使我能完成這篇論文並順利取得碩士學位，在此感謝並與家人共同分享這個喜悅。

摘要

本文探討了世界經濟中數個總體經濟變數之間的連動相關性，我們藉由收集一段超過二十年的資料，運用多種時間序列方法，透過向量誤差修正模型(Vector Error Correlation model)與門檻型 GARCH 模型(Threshold GARCH model)找出在長期時間變化下，所存在之相對應關係，並找出黃金價格、股票價格、以及石油價格在時間波動下所擁有的共同趨勢因素。初步檢驗得知，這些經濟變數之間可能存在因果關係，尤有進者，三者間的共整合關係數值也透露這三個總體經濟變數間存在一組連動關係的性質，此外，這篇文章顯示，黃金和石油的價格是相互影響，黃金價格對股票價格存在正向影響，且石油價格對股票價格存在負向影響，三者間關係亦被評估具有高度預測能力，本文亦提供了一個平台進行調查和分析影響台灣股市的因素。

關鍵字：台股價格、黃金價格、石油價格、共整合檢定、誤差修正模型、因果關係檢定、ARCH、TGARCH

Abstract

This paper discusses the correlations of macroeconomic variables of Taiwan over the past two decades, using the VECM and TGARCH model to identify the long run relationships. We explore common factors among the prices of gold, oil, and stock market, and examine their possible causal relationships. The co-integration relationships show a one-way causality from prices of oil and gold to the Taiwan stock market. In addition, this article shows that the price of gold and oil are mutual influenced, and the golden price to stock price is positive while oil's impact is negative. This article provides a platform to investigate and analyze the factors that affect the Taiwan stock market.

Key words : Stock · Gold · Oil · Co-integration · VECM · Granger Causality · ARCH · TGARCH

目錄

摘要

第一章 緒論

- 1.1 研究動機與目的..... 1
- 1.2 文章架構與研究流程..... 2

第二章 文獻回顧與介紹

- 2.1 石油價格與股票價格之文獻探討..... 4
- 2.2 黃金價格與股票價格之文獻探討..... 6
- 2.3 同時研究黃金價格、石油價格股票價格之文獻探討..... 7

第三章 理論模型與計量方法

- 3.1 理論模型..... 9
- 3.2 單根檢定(Unit root test)..... 10
- 3.3 向量自我迴歸模型(Vector Autoregression model, VAR)..... 12
- 3.4 共整合檢定與向量誤差修正模型(Co-integration & Vector Error Correlation model)..... 13
- 3.5 Granger 因果關係檢定(Granger Causality)..... 15
- 3.6 衝擊反應分析(Impluse Response Analysis)..... 17
- 3.7 預測誤差變異數分解(Forecast Error Variance Decomposition)..... 18
- 3.8 自我迴歸條件異變異數模型(AutoRegressive Conditional Heteroskedasitcity, ARCH)..... 19
- 3.9 門檻型 GARCH 模型 (Threshold GARCH model, TGARCH)..... 20

第四章 實證結果

- 4.1 資料來源與結構改變分析..... 23
- 4.2 資料之實證分析..... 24
- 4.3 變數之單根檢定..... 27
- 4.4 變數之共整合檢定..... 27
- 4.5 誤差修正模型分析..... 29
- 4.6 變數之 Granger 因果關係檢定..... 32
- 4.7 變數之衝擊反應函數分析與預測誤差變異數分解..... 34
- 4.8 ARCH 與 TGARCH 檢測..... 36

第五章 結論與建議..... 41

參考文獻..... 42

第一章 緒論

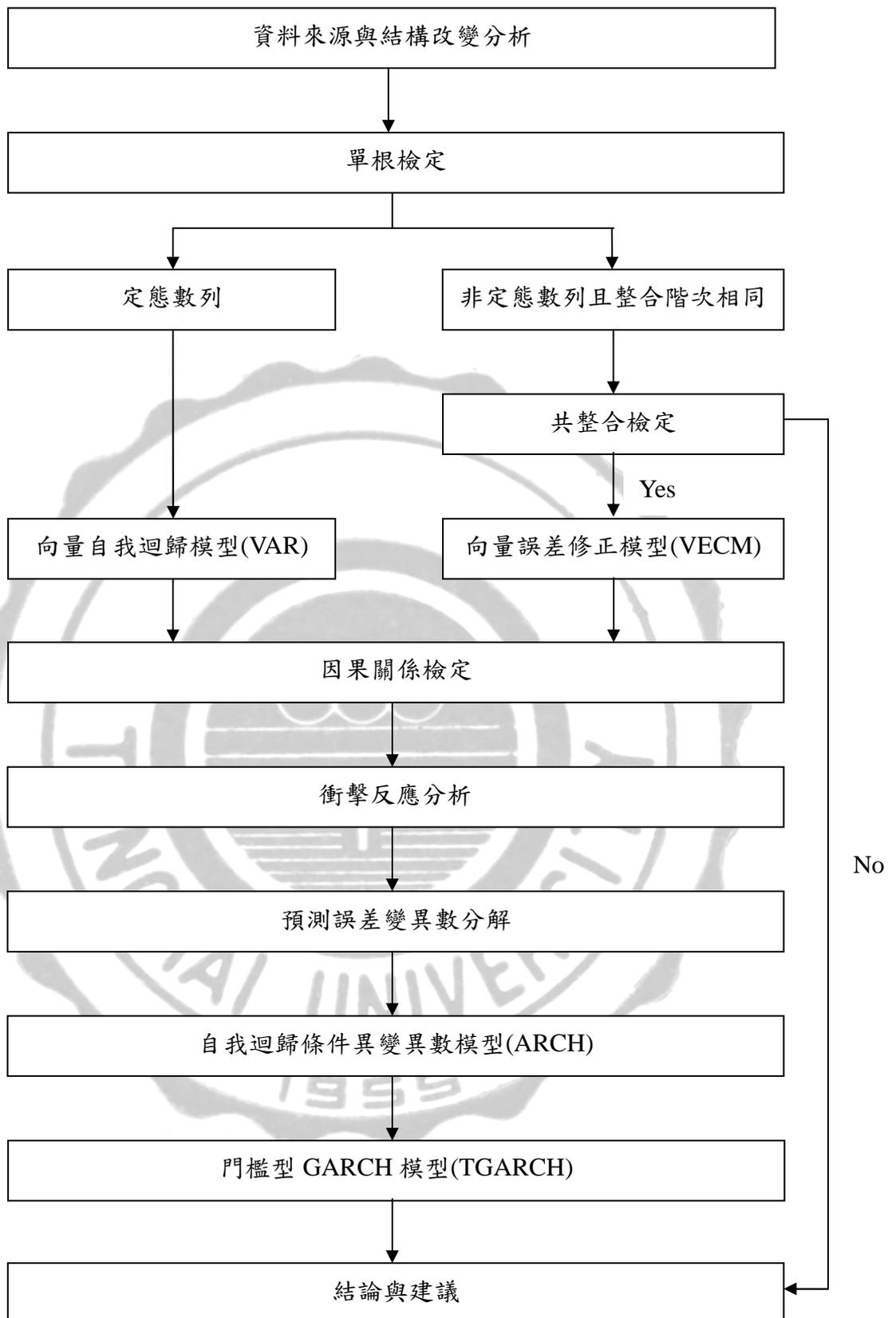
1.1 研究動機與目的

目前的金融市場由於全球化與相互牽引連動的影響，國家與國家間的股票市場形成高度相依，財務指標如資產收益率和回報率的波動在不同的市場產生相依性的情況，已成為金融分析師和投資組合經理注意的焦點。例如，具有高度波動性質的石油價格與其價格變動的上升幅度，已經嚴重影響總體經濟變量與政策制定者對石油消費城市的高度關切情況。有些學者如Sadorsky(1999)、Faff and Chan(1998)、張懿芬(2004)、陳淑玲(2005)、Zhang(2008)、Samanta and Zadeh(2012)，已在最近幾年的總體經濟變量間從事多方面的相互依存的分析。這些作品大多數都採用共整合誤差修正模型(Vector Error Correlation model)的技術幫助分離和鑑定這些變數的長短期均衡關係。而這些研究最重要的是除了使我們對這些變數的連動關係有更深入的了解，並使我們能夠適當預測出未來變數之間彼此互動的情形。在最近的文章中，Samanta and Zadeh(2012)運用了Zhang et al.(2008)取得外溢效果的技術得到溢出效應(Spillover Effects)與對應關係來預測經濟變數的誤差變異數分解(Error Variance Decomposition)方法來討論股票價格、黃金價格、石油價格與美元匯率之間的相互關係。他們指出，溢出效應是隨時間變化的外溢指數之性質，其中取決於所使用的測量標準。對於想要分散投資機會組合的投資者和追求穩定經濟的政策制定者而言，了解這些關係是非常重要的。本文我們使用Samanta and Zadeh(2012)的分析方法，來討論相互依存的利益關係與三個重要的總體經濟變數的波動性變化，這三個總體經濟變數分別為股票價格、黃金價格、與石油價格。為了瞭解台灣總體經濟變數彼此關聯性，當其中一個變數發生波動改變行為時是否可以影響並預測其他指標的變動行為。本文除了利用上述指標來檢測基本變數間關係之統計行為外，並檢查近期觀察到的黃金價格和石油價格的反向因果關係。此外，我們運用向量自我迴歸模型的統計特性，來分析本期資料的相關性，以及過去資料的共整合特性，並使用門檻型GARCH模型(Threshold

GARCH model)來了解變數間彼此變動的對稱性，我們收集了過去二十年月資料的數據，運用適當的計量經濟學方法來得到我們所預期的結論，以1991年1月至2012年11月共兩百六十三筆的數據資料，包含金價（紐約黃金現貨價格）、油價（70%杜拜輕原油現貨+30%北海布蘭特原油現貨）、股價（台股加權指數），我們將從這個統計研究來合理的推論出這些重要經濟變數的相互影響關係。

1.2 文章架構與研究流程

本文的架構共分成五章，各章內容簡述如下：第一章為緒論，說明本文的研究動機、目的與研究流程。第二章為文獻回顧，針對國內外學者有關股價、金價、油價三種變數間彼此間的檢定做一個概括性的回顧與說明。第三章為研究方法，詳細說明推導本文所使用的單根檢定、向量自我迴歸模型、共整合檢定、向量誤差修正模型、因果關係檢定、衝擊反應分析、ARCH模型與GARCH模型。第四章為實證研究，一開始說明本文的資料來源與資料選取程序，再利用不同的統計估計模型進行變數間彼此關係的相關性比較。第五章為結論與建議，分析三個變數間彼此波動與相關的結果做原因評估且歸納出結論，並提出未來可行的研究方向與建議，以做為後續研究的參考。



[研究流程圖]

第二章 文獻回顧與介紹

本文主要在探討石油價格與黃金價格這兩種總體經濟變數的衝擊對台灣加權股價指數所造成的影響，研究的目的是在這兩種變數是否對台股市場運作具有影響作用，因此，要了解黃金價格衝擊與石油價格衝擊對股價指數的影響之前，我們先分別進行對黃金價格與石油價格與股價之國內外相關文獻做個概括性的回顧。

2.1 石油價格與股票價格之文獻探討

Jones and Kaul(1996)運用 1947 年到 1991 年之季資料來檢定戰後期間石油價格變動對美國、加拿大、英國、日本的股票市場的影響，觀察二戰後石油價格變動是否能由現在與未來的實質現金流量變化來解釋，使用現金流動股利評估模型發現，美國與加拿大的股票市場對石油價格衝擊的反應較為顯著，而日本與英國則較不顯著，這代表著美國與加拿大的股票市場中，股價對油價變動的反應現象能被當期與預期未來實質現金流動所解釋，其研究結果證明石油價格對總合股價報酬確實有顯著影響。

Huang et al.(1996)使用向量自我迴歸模型(Vector Autoregression model)來研究 1979 年到 1990 年每日石油期貨報酬與每日美國股票市場報酬兩者間的連動關係，研究結果顯示石油期貨報酬會領先個別石油公司之報酬，但石油期貨報酬與其他股票報酬(諸如：S&P500 指數或運輸類股)並未有顯著領先落後關係，此外，石油期貨波動會領先石油類股指數波動，研究結果得到石油期貨價格與股價報酬之間的關係為不顯著的結果。

Sadorsky(1999)也曾使用向量自我迴歸模型(Vector Autoregression model)來討論美國石油價格變動與股票市場活動的關係，研究期間為 1947 年 1 月到 1996 年 4 月之月資料，進而主張石油價格與石油價格的波動皆會影響股價報酬，且在 1986 年之後，石油價格的變動較利率更能解釋股價報酬之預測誤差變異；除此之外，石油價格波動的衝擊對經濟會出現不對稱的影響，所謂不對稱影響是指

固定石油價格的上下變動對經濟情況影響衝擊幅度會不同。

Papapetrou(2001)也曾使用向量自我迴歸模型(Vector Autoregression model)來分析希臘之石油價格衝擊、股票市場、經濟活動以及就業率之間的交互關係，其研究期間為1989年1月到1999年6月之月資料，研究結果發現石油價格的變動會對經濟活動與就業有立即的負面影響，並得到石油價格變動是解釋股價變動的重要因素，且兩者間呈現高度負相關的走勢。

Basher and Sadorsky(2006)也曾使用多因子套利定價模型(Multifactor Arbitrage Pricing model)分析石油價格與新興股票市場報酬之連動關係。研究期間以1992年12月31日至2003年10月31日之每日收盤價，共2827個觀測值。研究結果發現：油價變動對新興市場股票報酬會有負相關，其條件關係為非對稱型態，結論得出當油價上漲時對股市所造成的影響會大於當油價下跌時對股市的影響幅度。

孫維鴻(1987)針對金融經濟因素與股價的關係，將樣本分成兩個階段(第一階段：民國60年至68年、第二階段：民國69年至75年)進行分析，並採用逐步迴歸法(Stepwise Regression Procedure)進行實證。研究結果發現，第一階段時期國內股價指數受到石油價格變動影響相當顯著，在第二階段中的石油價格變動影響股票則較不顯著。

張懿芬(2004)也曾挑選台灣、南韓、新加坡和香港之貨幣供給、石油價格、匯率以及通貨膨脹等這些總體經濟變數，探討其對於股票價格的影響。張懿芬(2004)使用結構向量自我迴歸模型(Structural VAR model)，資料期間為1981年1月到2002年12月的月資料，主要討論股價與這些總體變數的長短期關係。經由實證分析結果得知，股價的波動可歸因於油價、匯率和通貨膨脹率的變化，而油價對股價的影響相當顯著且兩者呈現高度負相關。

2.2 黃金價格與股票價格之文獻探討

McDonald and Solnick(1977)在黃金價格與黃金類股的研究中，發現投資黃金可以修正通貨膨脹與政治面的不穩定性，此意味著投資黃金是一種優良的避險管道。同時也指出黃金價格的變動是影響黃金類股走勢的重要因素，而 Blose and Shieh(1995)也在內容得到相同的結論。

Moore (1990)在黃金價格是否會受到通貨膨脹等市場因素影響的研究中，使用哥倫比亞大學國際經濟週期研究所提供的通貨膨脹領先訊號，來測試自 1970 年以來，領先訊號對紐約市場黃金價格的關係。實證結果顯示，在 1970 年至 1988 年，黃金價格與股市、債市走勢呈現負相關，此意味著當黃金價格上漲時，股市及債市會呈現下跌的情形。

Faff and Chan(1998)也曾使用多因素模型(Multi-Factor model)來檢定黃金產業之股票報酬，並以澳洲股票市場做為研究對象，除探討市場因素外，也企圖以黃金價格、利率與匯率這三個變數來解釋股價報酬。資料研究期間為 1972 年到 1992 年，研究結果發現對股價有顯著解釋能力的變數是市場因素與黃金價格因素。

王麗梅(1992)也曾以台灣上市公司的通貨膨脹率、工業生產指數與黃金價格變動率這些總體經濟變數做為樣本來討論其對台灣股票市場的影響，方法使用主成份分析(Principle Component Analysis)與正準相關分析(Canonical Correlation Analysis)之多變量統計方法，實證結果發現未預期之黃金價格變動率與股票報酬率為呈現高度正相關，這表示國際黃金價格之波動的確會影響國內股市之波動。

2.3 同時研究黃金價格、石油價格與股票價格之文獻探討

Samanta and Zadeh(2012)使用向量自我迴歸移動平均模型(Vector Autoregressive Moving Average model)與外溢指標(Spillover Index)來進行分析道瓊指數、黃金價格、石油價格、與利率這些總體經濟變數，研究結果顯示這些總體變數都存在外溢效果，並且存在連動關係，但並不一定發生在同一時期。這很可能是由於股票價格和黃金價格容易存在自我迴歸(Autocorrelation)情形，而石油價格和匯率相較於前面兩者更容易被其他變數影響。

陳淑玲(2005)使用單變量與雙變量之不對稱型條件異質變異數模型(GJR GARCH Model)來分析石油與黃金這兩個經濟變數之價格衝擊對台灣加權股價指數期貨與現貨市場的影響關係。研究期間擷取 2000 年 1 月 1 日至 2004 年 12 月 31 日之日資料，發現台指期、現貨市場間存在一組共整合向量，表示其具有長期均衡關係。依 GJR GARCH 模型發現其具有波動叢聚現象(Volatility Clustering)與不對稱效果。若將石油價格與黃金價格之衝擊當成外生變數，則可發現此兩變數有可能對台指期、現貨產生顯著的影響，意謂可將其當作投資決策時的另一種參考指標。

謝鎮州(2006)使用多種時間序列方法，探討 1990 年 9 月到 2006 年 1 月間台灣加權股價指數、原油現貨、原油期貨、黃金現貨與黃金期貨間之連動關係。運用無母數共整合檢定(Nonparametric Test for Cointegration)發現，股價指數、原油與黃金價格三者之間存在長期穩定均衡關係。而從因果關係檢定(Causality Test)也發現，原油與黃金價格單向地領先股價指數；原油現貨與期貨、黃金現貨與期貨皆存在雙向的回饋關係；原油現貨與期貨單向地領先黃金現貨與期貨。另由衝擊反應分析(Impluse Response Analysis)也得到原油期貨較具獨立性的結果；股價指數易受其他變數影響，而預測誤差變異數分解(Forecast Error Variance Decomposition)也觀察出股價指數的波動容易受原油現貨及期貨變異所影響；而原油期貨對其他變數波動之解釋能力最強。該文也進一步主張石油價格對其他

變數的影響力最大，因此在投資股市時，必須正視石油價格波動所形成的影響。

陳金廷（2006）使用 TGARCH 模型探討油價、金價與台灣產業分類股價指數之關聯性，企圖了解哪些產業股價指數會受到油價、金價波動之影響。研究期間選自 1998/1/3 至 2005/12/30。實證結果發現，油價對金價會產生波動外溢效果，這表示黃金價格報酬率的波動，會受到石油價格劇烈波動的影響，且石油價格的波動，會正向影響電子類股、橡膠類股指數；金價的波動會正向影響化學類股指數、水泥類股指數、汽車類股指數、紡織類股指數，且負向影響食品類股指數。



第三章 理論模型與計量方法

3.1 理論模型

本文依據Samanta and Zadeh於2012年所撰寫的“Co-Movements of Oil, Gold, the US Dollar, and Stocks”外溢效果檢測黃金價格、石油價格、道瓊指數與美元指數之間的波動外溢關係，文中所提及到外溢效果主要模型如下式：

Spillover effect model :

$$Y_t = k_0 + \sum_{i=1}^m k_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m s_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.1.1)$$

$$X_t = k_0 + \sum_{i=1}^m k_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m s_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.1.2)$$

ARCH model :

$$Y_t = X_t' \theta + \varepsilon_t, h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q b_j h_{t-j} \quad (3.1.3)$$

TGARCH model :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \psi \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^q b_j h_{t-j} \quad (3.1.4)$$

本文以Samanta and Zadeh(2012)的理論架構為基礎，運用Spillover effect test與因果關係彼此存在關聯性，以及ARCH、TGARCH模型對變數間的可預測性與變異情形，來研究黃金價格、石油價格、與台股價格彼此間的相互連動關係，藉由連動關係變化預測未來台灣股票市場波動情形。

3.2 單根檢定(unit root test)

由於定態(Stationary)變數為當時間數列資料受到外在衝擊時，會隨時間經過而回復到原來的平均水準，其隨機過程之機率分配不會隨時間而改變，且其平均數及標準差均具有穩定的結構，相反的，當外在對時間數列的衝擊不隨時間經過而消失，且其影響依然存在的情況，此情況我們稱之為非定態(Non-stationary)時間數列。

當時間數列資料若為定態，則採用向量自我迴歸(Vector Autoregression model, VAR)模型來檢定時間數列變數間的長、短期互動關係，在判定不確定變數是否為定態，在建構VAR檢定前須對變數做單根檢定，若為非定態且有相同共整合階次，將以共整合檢定來判定變數間是否有長期均衡關係；因此，對於要進行時間數列實證分析，判斷資料變數是否為定態，是相當重要的一個步驟。

要判斷時間序列變數是否為定態，可利用時間序列變數的特性根方程式是否存在單根來作為判斷定態與否的準則，如果特性根方程式中的解為1，則稱此變數具有單根，藉由證明及推導來找出具有單根的變數並不符合定態的定義。

單根檢定主要針對變數水準值作檢定，若水準值存在單根，再以差分進行檢定，而單根檢定有許多方法，但多以ADF檢定法與PP檢定法為主，本文以下介紹所使用的單根檢定：

Said and Dickey(1984)所提出之ADF檢定，在DF中加入差分落後項當作修正，使得殘差項為white noise，其中之檢定模型為：

(1) 無截距項、無趨勢項模型

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ 或 } y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2.1)$$

(2) 有截距項、無趨勢項模型

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ 或 } y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2.2)$$

(3) 有截距項、趨勢項模型

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \gamma y_{t-1} + \beta_t + \varepsilon_t \quad (3.2.3)$$

其中 α_1 為常數項， β_t 為時間趨勢項， p 為使殘差項趨於white noise之最適落後期數，而以上三種型式下的虛無假設都相同。

其模型之假設檢定為：

$$\text{虛無假設：} H_0 : \gamma = 0 \text{ 或 } \alpha_1 = 1 \quad (3.2.4)$$

$$\text{對立假設：} H_1 : \gamma \neq 0 \text{ 或 } \alpha_1 \neq 1 \quad (3.2.5)$$

做為檢定的目的在於確定落後一期的 y_{t-1} 之數值 γ 是否為0，當接受虛無假設 $H_0 : \gamma = 0$ ，代表時間序列可能存在差分定態(Difference Stationary)，也表示衝擊對 y_t 有永久性的影響，因此我們必須對數列做一階差分單根檢定，此過程必須做到直到拒絕虛無假設為止；反之，若初次單根檢定能拒絕虛無假設 $H_0 : \gamma = 0$ ，則代表原始時間數列為定態且不具單根。

由於DF檢定，是用OLS的方法進行，因此迴歸估計後的殘差對於符合white noise的性質會影響到估計出來的迴歸係數性質，尤其是當非定態變數不一定為一階自我迴歸AR(1)的模型時，原來的DF檢定就可能會有問題，因此為了避免數列在高階自我迴歸AR(p)利用單根檢定所造成誤差項自我迴歸相關現象，在迴歸式右邊加入被解釋變數的落後項(Δy_{t-i})，以消除殘差項的自我相關，此為之後所提出的擴充DF檢定Augmented Dickey-Fuller test(ADF)，其模式為

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2.6)$$

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2.7)$$

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2.8)$$

模型最適落後期數選定過程中，在每個時間數列在進行單根檢定時，被解釋變數以本身之落後期與其他被解釋變數之落後期用來估計與檢定，如果最適落後期數選取不當，易造成估計與檢定上的誤差。一般常用的判斷方法為AIC(Akaike Information Criterion)及SBC(Schwartz Bayesian Criterion，亦被寫為SBIC或SC)兩

種準則，這兩種檢定誤差的計算方法分別為：

$$AIC = T\ln(SSE) + 2K \quad (3.2.9)$$

$$SBC = T\ln(SSE) + K\ln(T) \quad (3.2.10)$$

其中 K 為VAR中所有待估參數之總數， T 為樣本總數， $\ln(SSE)$ 為 SSE (殘差平方和)取自然對數。

Enders(2004)指出對數據而言，AIC與SBC的值越小，模型的配適度越佳，為了讓模型有相同比較基準，需要將不同模型的樣本長度做調整使其相同，用AIC或SBC做比較後，較能看出模型不同造成的影響，而非樣本數不同所造成的影響，且AIC和SBC兩者之間，在樣本數較小或較少時，比較適合用AIC來做選擇，也意味著能找出正確的落後期數，因此本研究以AIC最小值來做為最適落後期數。

3.3 向量自我迴歸模型(Vector Autoregression model, VAR)

Sims(1980)將向量自我迴歸模型(Vector Auto Regression model)應用在計量經濟學中，此模型把系統中每一個內生變量作為系統中所有內生變量的落後項的函數來建構模型，從而將單變量自我迴歸模型推廣到多變量時間序列變量組成的向量自我迴歸模型，此模型為了避免認定之問題，將所有變數視為內生變數，其概念為由一組多變數與多條迴歸方程式所構成之動態縮減式，由於過多之方程式會造成運算上之不便，故VAR模型大多以矩陣型式表現。該模型的理論基礎在於經濟活動特性經常會表現在資料本身的時間序列上，如果直接對資料本身做分析，便可得知其經濟活動行為的本質，我們為了檢定聯合假設或單一假設對於係數的統計顯著性，VAR模型的序列必須為定態時間序列。

一般模型的VAR，考慮含有 g 個變量， y_{1t} ， y_{2t} ，...， y_{gt} ，而變量的第 t 期的值為他們前 p 期的值與誤差所組成：

$$Y_t = A_0 + A_1y_{t-1} + A_2y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.3.1)$$

其中，

Y_t ：維度 $n \times 1$ 之變數向量，表示有 n 個被解釋變數。

A_0 ：維度 $n \times 1$ 之常數向量。

A_p ：維度 $n \times n$ 之係數向量。

Y_{t-p} ：維度 $n \times 1$ 之向量，為落後 t 期之解釋變數。

n ：為模型中之內生變數。

ε_t ： $n \times 1$ 之向量，為第 t 期誤差向量。

Sims(1980)指出VAR模型的迴歸係數在分析上不具經濟意義，因此不利用其係數做為判斷變數間關係的分析工具，而是由VAR模型發展出三種重要的分析工具，分別為因果關係檢定(Causality Test)、衝擊反應分析(Impulse Response Analysis)以及預測誤差變異數分析(Forecast Error Variance Decomposition)做為變數間關係的分析工具。

3.4 共整合檢定與向量誤差修正模型(Co-integration & Vector Error Correlation model)

傳統最小平方法(Ordinary Least Squares, OLS)或一般最小平方法(Generalized Least Square, GLS)皆假設時間數列資料為恆定變數，其必須符合古典迴歸模型，在 Nelson and Plosser(1992)的研究指出多數總體經濟變數並非為恆定，後來 Granger and Newbold (1974)的研究提出時間序列為非定態時，直接對未處理的時間序列做迴歸分析，很可能會產生假性迴歸(spurious regression)，得到判定係數 R^2 很高、 t 檢定顯著、Durbin-Watson 統計值很小，使得原本不具有因果關係的變數，卻產生假性因果關係，迴歸結果不具有經濟意義。然而為了解決假性迴歸的問題，將非定態的時間序列資料取差分，使得此時間序列具備有定態。但取差分的過程中亦會破壞變數之間的長期均衡關係，導致檢定結果發生錯誤。Engle and Granger(1987)提出共整合(Co-integration)來解決此問題，其理論概念為：這些變數受到短期衝擊會偏離均衡值，但長期而言，變數與變數間會具備有穩定

之均衡關係。本文再藉由 Johansen and Juselius(1990)所提出的最大概似估計法 (Maximum Likelihood Test)來進行共整合檢定，其模型如下：

假設落後期為 k 的向量自我迴歸模型：

$$Y_t = \sum_{n=1}^k \pi_n Y_{t-n} + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma) \quad (3.4.1)$$

其中，

Y_t ：包含 n 個變數的內生變數向量

π_i ： $n \times n$ 的常數向量， $i = 1 \dots k$

D_t ：為中心化後總和為 0 的季節虛擬變數

μ ：常數項

k ：落後期數

ε_t ：殘差項

將具有共整合關係之 $I(1)$ 之數列，轉換成向量誤差修正模型 (Vector Error Correction model, VECM)。向量誤差修正模型指在原來的向量自我迴歸模型 (VAR) 中加入誤差修正項，可看出變數與變數之間長期均衡及短期資訊調整情形，向量誤差修正模型表示如下：

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (3.4.2)$$

ΠY_{t-k} 為誤差修正項，用來將各時間序列經一階差分後所喪失的長期關係，導引回均衡狀態。衝擊矩陣 (Impact matrix) Π 為落後項係數的線性組合，用來檢定變數間是否存在長期關係。衝擊矩陣 Π 中的 $rank$ 可以用來決定變數間共整合向量的個數，衝擊矩陣 Π 的 $rank$ 分為以下三種情形：

1. $rank(\Pi) = n$ ， Π 為 full rank 矩陣， Y_{t-1} 所有的線性組合為定態時間序列，此時直接以 Y_t 估計 VAR。
2. $rank(\Pi) = 0$ ，沒有任何 Y_{t-1} 的線性組合為定態時間序列，表示變數間無共整合關係，此時直接以 ΔY_t 估計 VAR。
3. $0 < rank(\Pi) = r < n$ ，說明 Y_t 向量存在 r 個共整合關係，且 Y_{t-1} 部分的線性組

合為定態時間序列。

Johansen and Juselius(1990)提出軌跡測試 (Trace test) 及最大特性根檢定法 (Maximum Eigenvalue test) 來決定共整合向量的數目：

1. 軌跡測試

虛無假設 H_0 ：變數間最多存在 r 個共整合向量

對立假設 H_1 ：變數間至少有 $r + 1$ 個共整合向量

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.4.3)$$

2. 最大特性根檢定法

虛無假設 H_0 ：變數間最多存在 r 個共整合向量

對立假設 H_1 ：變數間至少有 $r + 1$ 個共整合向量

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.4.4)$$

T 為樣本個數， $\hat{\lambda}_i$ 為 Π 矩陣中的特性根，假設特性根絕對值越大，則兩種檢定統計量值也會越大。不拒絕 H_0 ，表示變數間有 r 個共整合向量，此外兩種檢定法皆符合卡方分配。

3.5 Granger 因果關係檢定(Granger Causality)

主要分析經濟時間序列變量之間的因果關係，Granger(1969)提出這種關係的檢定，其所定義的因果關係是針對定態(stationary)的兩個時間序列，對於非定態(Non-stationary)的數列來說，Granger(1969)認為其因果關係可能隨時間的移動而有所不同，無法達到均衡的結果；因此，以變數之預測能力來探討變數之間的因果關係，利用預測之誤差變異數降低與否當作判定的標準，變數間因果關係之定義才有明確定論。

假設有 X 、 Y 兩變數，其訊息集合為以下所述：

X' ： $X_{t-1}, X_{t-2} \dots$ 包含 X 過去所有資訊

Y' ： $Y_{t-1}, Y_{t-2} \dots$ 包含 Y 過去所有資訊

$\bar{X}' : X, X_{t-1}, X_{t-2} \dots$ 包含 X 當期與過去所有資訊

$\bar{Y}' : Y, Y_{t-1}, Y_{t-2} \dots$ 包含 Y 當期與過去所有資訊

當利用 X 的過去資訊對 X_t 變數進行預測時，加入 Y 變數之過去資訊可使得原來預測誤差下降，達到更精準的預測，則稱此現象為 Y 對 X 造成影響，可分為以下四種情況討論：

1. 單向因果關係(Causality)

若 $\sigma^2(X_t|X', Y') < \sigma^2(X_t|X')$ ，表示加入 Y 變數的過去資訊，會提高對 X_t 的預測能力，代表 Y' 影響了 X_t 。若 $\sigma^2(Y_t|X', Y') < \sigma^2(Y_t|Y')$ ，則是 X' 影響 Y_t 。其中 σ^2 為線性預測均方誤(The Mean Square Error of Linear Predictor)。

2. 瞬時因果關係(Instantaneous Causality)

若 $\sigma^2(X_t|X', \bar{Y}') < \sigma^2(X_t|X')$ ，除了利用 X 變數之過去資訊預測 X_t 變數外，加上 Y 變數當期與過去資訊做預測能降低均方誤，則稱此為 Y 瞬間影響 X ，同理，當 $\sigma^2(Y_t|\bar{X}', Y') < \sigma^2(Y_t|Y')$ ，則稱此為 X 瞬間影響 Y 。

3. 雙向因果關係(Feedback)

當 $\sigma^2(X_t|X', \bar{Y}') < \sigma^2(X_t|X')$ 且 $\sigma^2(Y_t|\bar{X}', Y') < \sigma^2(Y_t|Y')$ ，則 X 與 Y 變數之間能互相影響。

4. 獨立關係(Independent)

若 $\sigma^2(X_t|X', \bar{Y}') = \sigma^2(X_t|X', Y') = \sigma^2(X_t|X')$ 且 $\sigma^2(Y_t|\bar{X}', Y') = \sigma^2(Y_t|Y') = \sigma^2(Y_t|Y')$ ，表示變數間相互獨立，並無因果關係。

因果關係檢定模型如下：

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (3.5.1)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p c_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^p d_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (3.5.2)$$

虛無假設 $H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = \dots = b_p = 0$

虛無假設 $H'_0 : d_1 = d_2 = d_3 = \dots = d_p = 0$

當拒絕虛無假設 H_0 及 H'_0 ，則兩變數間存在雙向因果關係(Feedback)；若拒絕虛無假設 H_0 且不拒絕 H'_0 ，則 Y 變數對 X 變數存在單向因果關係；若拒絕虛無假設 H'_0 且不拒絕 H_0 ，則 X 變數對 Y 變數存在單向因果關係；若同時不拒絕虛無假設 H_0 及 H'_0 ，則兩變數為相互獨立關係。

3.6 衝擊反應分析(Impulse Response Analysis)

分析當一個誤差項發生變化或者說模型受到某種衝擊(內生變量)時對系統的動態影響，此種分析方法稱為衝擊反應函數，衝擊反應可以顯示出應變數對每個變量衝擊的回應，因此對每個方程式中的每個變量的誤差項給予一單位的衝擊，就可得到在一段時間此衝擊對VAR系統的影響，如果此系統是穩定的，此衝擊會逐漸消失。

考慮二元的VAR(1)

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (3.6.1)$$

式子中，誤差項 ε_{it} 為white noise，其 $E(\varepsilon_t) = 0, \forall i = 1, 2$ ，
 $Var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma, \forall t, E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}) = 0, \forall t \neq s, i = 1, 2$ 。

假設在 $t = 0$ 時，對 y_{1t} 產生衝擊 $y_0 = \begin{bmatrix} \varepsilon_{10} \\ \varepsilon_{20} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix}$ ，且之後($t = 1, 2, \dots$)的誤差項皆為 $\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$ ，則

$$y_1 = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \end{bmatrix} \quad (3.6.2)$$

$$y_2 = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11}^2 + a_{12}a_{21} \\ a_{11}a_{21} + a_{22}a_{21} \end{bmatrix} \quad (3.6.3)$$

因此， $a_{11}, a_{11}^2 + a_{12}a_{21}$ 稱為由 y_{1t} 的衝擊引起的 y_{1t} 的反應； $a_{21}, a_{11}a_{21} + a_{22}a_{21}$ 稱為由 y_{1t} 的衝擊引起的 y_{2t} 的反應。

同理，若在 $t = 0$ 時，對 y_{2t} 產生衝擊 $y_0 = \begin{bmatrix} \varepsilon_{10} \\ \varepsilon_{20} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix}$ 開始，則可分別求得由 y_{2t} 的衝擊引起的 y_{1t} 與 y_{2t} 的反應。

因為衝擊反應是來自一個VAR方程式的誤差項單位衝擊，其他的誤差項都

保持不變的情況下產生，然而，方程組間的誤差項可能有某種程度的相關，若假定它們彼此間完全獨立則會產生錯誤，因此通常會使用Sims(1980)的Cholesky過程，正交化(Orthogonalize)VAR模型的衝擊，但此一分析結果受到VAR模型變數排列順序影響，不同順序產生不同結果，Pesaran and Shin(1998)建立的共整合VAR模型一般化衝擊反應則不需要衝擊的正交化過程，且不受變數排列順序的影響。

3.7 預測誤差變異數分解(Forecast Error Variance Decomposition)

在某種程度上，衝擊反應函數與變異數分解提供的訊息相當類似，兩者主要的不同是變異數分解給予應變數在受到自身及其他變量衝擊時變動的變量不同。將預測誤差的變異數分解成不同衝擊所造成的比例，例如內生變量的波動有多少比例可被特定衝擊所解釋。

利用VAR模型對前 s 期的預測誤差為

$$Y_{t+s} - Y_{t+s|t} = \varepsilon_{t+s} + \psi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \psi_2 \varepsilon_{t+s-2} + \cdots + \psi_{s-1} \varepsilon_{t+1} \quad (3.7.1)$$

將正交化的隨機衝擊項表達如下

$$\varepsilon_t = A\mu_t = a_1\mu_{1t} + a_2\mu_{2t} + \cdots + a_n\mu_{nt} \quad (3.7.2)$$

式中 α_j 表矩陣A的第 j 行帶入前 s 期預測的均方差(Mean Squared Error)

$$MSE(\hat{Y}_{t+st}) = \sum_{j=1}^n \{Var(\mu_{jt}) [a_j a_j' + \psi_1 a_j a_j' \psi_1' + \psi_2 a_j a_j' \psi_2' + \cdots + \psi_{s-1} a_j a_j' \psi_{s-1}']\} \quad (3.7.3)$$

故由

$$Var(\mu_{jt}) [a_j a_j' + \psi_1 a_j a_j' \psi_1' + \psi_2 a_j a_j' \psi_2' + \cdots + \psi_{s-1} a_j a_j' \psi_{s-1}'] \quad (3.7.4)$$

可知第 j 個正交隨機衝擊項對前 s 期預測的MSE貢獻值，並可從這兩個式子的比值得到其貢獻的比率。

在評估關於預測效益評估模式及準則方面，我們所使用的方法為平均絕對值誤差(Mean Absolute Percentage Error, MAPE)與泰勒不等係數 (Theil Inequality Coefficient, THEIL)，其式子與準則為

$$MAPE = \left(\sum_{t=1}^n \frac{|Y_t - Y'_t|}{Y} \right) / t \times 100\% \quad (3.7.5)$$

其中： t 為預測期數， Y_t 為實際值， Y'_t 為預測值

表一 MAPE評估預測準確度之準則

MAPE < 10%	預測能力極佳
10% < MAPE < 20%	預測能力優良
20% < MAPE < 50%	預測能力合理
50% < MAPE	預測能力不正確

*Lee, So and Tang. (2000)。

一般而言，MAPE因為其分母為實際值，所代表為百分比，因此不會有因數值之大小而產生比較基礎不穩固之問題，

$$THEIL = RMSE / \left(\frac{1}{t} \sum_{t=1}^n Y_t^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (3.7.6)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{t} \sum_{t=1}^n (Y_t - Y'_t)^2} \quad (3.7.7)$$

THEIL的值小於0.55時，模型為良好。

3.8 自我迴歸條件異變異數模型(AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity,ARCH)

此模型的概念是Engle(1982)以變異數的條件異質性為基礎所建立，英文直譯為自我迴歸條件異方差模型。粗略地說，該模型將當前一切可利用信息作為條件，並採用某種自我迴歸型式來刻劃方差的變異，對於一個時間序列而言，在不同時

刻可利用的信息不同，而相應的條件方差也不同，利用ARCH模型，可以刻劃出隨時間而變異的條件方差。而由於時間數列的變動會時常受到不同程度外在衝擊的影響，資料的變異數也因而呈現隨時間變動的現象，另外資料迴歸殘差的平方有叢集的現象且隱含序列相關，雖然其條件分配為常態分配，但其非條件分配卻較常態分配數列的波動出現異質波動、高峰度(leptokurtic)、厚尾(heavy tail)現象之分配。

條件異質變異數是隨時間變動的標準差 σ_t ，當已知一筆時間序列資料 Y_t ，其式子如下：

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \varepsilon_t \quad (3.8.1)$$

其誤差項(ε_t)服從常態條件分配如下：

$$\text{傳統形式：}\varepsilon_t \sim N(\mu, \sigma^2) \quad (3.8.2)$$

$$\text{ARCH形式：}\varepsilon_t \sim N(\mu, \sigma_t^2) \quad (3.8.3)$$

其中 σ_t^2 代表給定過去資訊下， ε_t 的條件變異數：

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (3.8.4)$$

此意味著隨著 t 改變，其變異數(ε_t)也會跟著改變，這樣的變數我們稱為ARCH。

3.9 門檻型GARCH模型 (Threshold GARCH, TGARCH)

自從 Engle(1982)提出 ARCH 模型分析時間序列的異方差性以後，Bollerslev(1986)又提出了 GARCH 模型，GARCH 模型是一個專門針對金融數據所量身訂做的迴歸模型，除去和普通迴歸模型相同的之處，GARCH 對誤差的方差亦進行進一步的建構迴歸模型，此模型特別適用於波動性的分析和預測，這樣的分析對投資者的決策能起到非常重要的指導性作用，其意義很多時候超過了對數值本身的分析和預測，在早期的 ARCH 模型存在一個問題，就是為了保證條件變異數總為正值。但是，當需要很多落後值而使我們能夠比較準確地建立這一過數程的模型時，條件變異數為正的限制條件可能得不到滿足的情況。在早期理

論中，人們經常透過減少係數這種方式來任意確定落後期數，以保證 σ_t 滿足非負的限制條件。

Bollerslev(1986)通過在模型中引入條件變異數的落後值對 ARCH 模型進行推廣，目的是為了避免 ARCH 中存在的落後期數太長的問題。因此，廣義的 ARCH 或 GARCH 定義為：條件變異數是條件平均數的殘差平方項之 p 期落後值和條件變異數的 q 期落後值的線性組合 GARCH(p, q)。其形式如下：

$$\gamma_t = c_1 + \sum_{i=1}^R \phi_i \gamma_{t-i} + \sum_{j=1}^M \phi_j \epsilon_{t-j} + \epsilon_t \quad (3.9.1)$$

$$\epsilon_t = \mu_t \sqrt{h_t} \quad (3.9.2)$$

$$h_t = k + \sum_{i=1}^q G_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^p A_i \epsilon_{t-i}^2 \quad (3.9.3)$$

其中 h_t 為條件變異數， μ_t 為獨立同分佈的隨機變數， h_t 與 μ_t 互相獨立， μ_t 為標準常態分佈。(3.9.1)式稱為條件平均方程式；(3.9.3)式稱為條件變異方程式，說明時間序列條件變異數的變化特徵。

Zakoian (1994)對GARCH模型加以變化而產生Threshold GARCH(TGARCH) ，其與Glosten et al.(1993)的GJR GARCH相似，但模型所影響因素為條件標準差，而非一般條件變異數。

當我們為了要評估消息面的影響情形，其所建構的方程式如下：

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \epsilon_{t-1}^2 + \gamma (\epsilon_{t-1}^2 \cdot I_{t-1}) + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3.9.4)$$

$$\text{where } I_t = 1 \text{ if } \epsilon_t < 0, \text{ and } 0 \text{ otherwise.} \quad (3.9.5)$$

- (1) 如果 $\gamma \neq 0$ ，則消息面影響為非對稱。
- (2) 如果 $\gamma = 0$ ，則變成一般GARCH。
- (3) 如果 $\gamma > 0$ ，則此槓桿效果存在。
- (4) 上述模型中，市場好消息($\epsilon_t > 0$)、壞消息($\epsilon_t < 0$)對條件變異數有不同影響。

一般型是TGARCH(p, q)的變異數方程式如下：

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma(\varepsilon_{t-1}^2 \cdot I_{t-1}) + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3.9.6)$$

非對稱性表現在變異數方程式的係數 γ 。



第四章 實證結果

本章主要依據前一章的研究方法所設計之實證步驟進行實證分析，分析工具使用Eviews計量軟體來進行資料分析。本章節之分類架構如下，第一節介紹資料來源與結構改變分析並簡單描述其基本特性及圖形。第二節之後為各種計量方法的研究結果與分析，運用單根檢定判斷數列是否為穩定數列，並以向量自我迴歸模型找出各變數間的最適落後期數，並運用共整合檢定及誤差修正模型做檢測，並進一步討論變數間的因果關係，以及各市場間相互衝擊反應時的長短期關係，且運用預測誤差變異數分解來解釋近二十年市場結構的轉變，並運用TGARCH模型找出市場間是否存在好消息或壞消息。

4.1 資料來源與結構改變分析

本文樣本取用期間為1991年1月至2012年11月，以台灣近二十年之台股指數、國際金價與國際原油之月資料進行探討分析，其樣本數各為263筆，資料來源取自於台灣經濟新報(Taiwan Economic Journal, TEJ)資料庫，底下說明本研究所搜集之資料以及其處理過程：

1. 台股價格：是由臺灣證券交易所所編製的股價指數，是台灣最為人熟悉的股票指數，被視為是呈現台灣經濟走向的櫥窗，其資料取台灣加權股價指數的原始資料對其做對數化後做季節性調整(Seasonal Adjustment)。
2. 黃金價格：長期以來被視為一種重要的避險工具，是一種金融衍生產品，曾被專家稱為世界第一大股票，資料取紐約黃金現貨價格(美元/英兩)之原始資料對其做對數化後做季節性調整。
3. 石油價格：做為全世界流動性極高的指標性實體商品之一，由於長期以來石油與全球經濟狀態息息相關，因此石油價格被視為一種關鍵性價格，其定價依照台灣進口油價計價方式將北海布蘭特原油現貨(美元/桶)與杜拜輕原油現貨(美元/桶)以3:7的計算數據取對數化後做季節性調整。

季節性調整的目的起因於經濟活動易受若干因素影響而具有週期性，導致該

活動所動所產生之時間數列資料固定每年同一時間呈有規律的起伏變動，這種現象稱為季節因素 (seasonality)。季節因素的形成原因，一般可歸納為下列四項：

1. 時間因素 (calendar effects)
2. 制度因素 (institutional factors)
3. 氣候因素
4. 預期因素 (expectation)

也因此季節調整 (seasonal adjustment) 的目的即是在消除季節性因素對統計資料之干擾，以藉由離析統計資料之趨勢循環特徵，提供資料使用者另一具參考價值之訊息，在剔除季節因素的過程當中，須以不破壞資料本體所蘊含的重要訊息為原則。

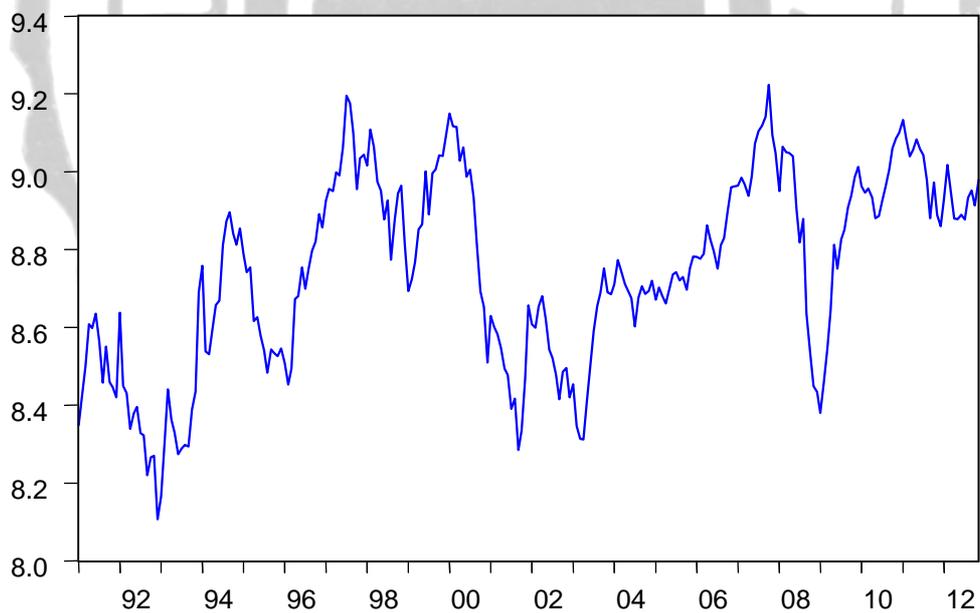
為了瞭解樣本內與樣本外時間上的區隔，我們使用Rats統計軟體中Hamilton and Susmel(1994)檢驗法來檢定數據間的結構性轉變，檢定結果發現在2002年1月時股票價格之結構開始產生變化，因此我們採用此時間做為切割時間點。

4.2 資料之實證分析

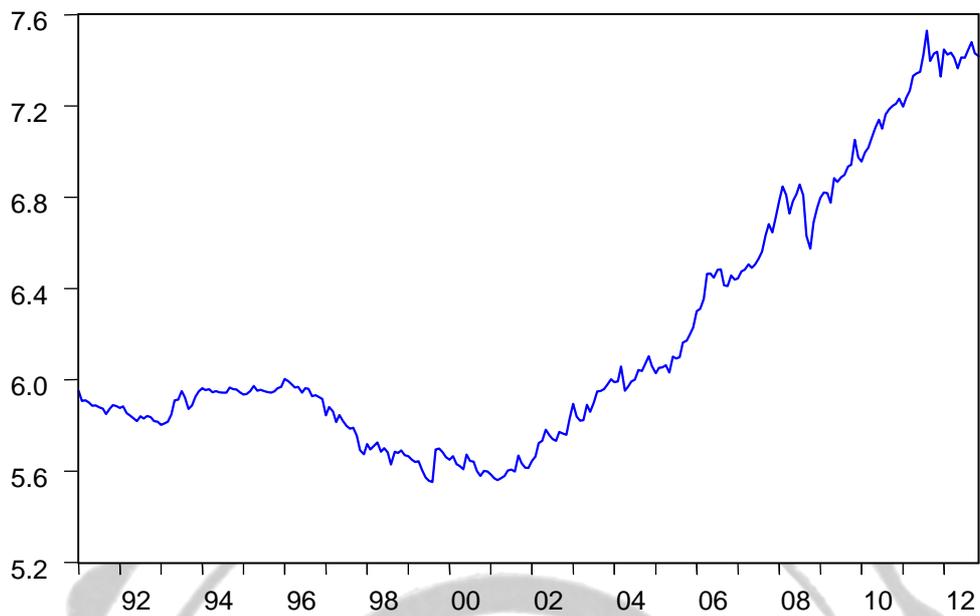
要選擇正確的運用時間序列分析方法，我們必須先了解分析的變數是否為一個定態序列，我們一開始先將資料做基本的統計分析如表二所示，與圖形分析(圖一、圖二、圖三)處理，一個定態的時間序列代表著其變數無須經過差分，本身就為一個定態變數，其變異數為一有限值，此意味著序列會隨著平均值做變動，很少會有極端產生，當落差期數增加，自我相關係數會快速下降，距離現在越遠的過去觀測值對現在的影響越小。因此我們從統計分析與圖形分析發現，其變異數並非為有限值，圖形亦不會隨平均值做變動，三個變數皆為非定態序列，為了證明我們的推論正確，我們必須對變數做單根檢定來證明我們的假設。

表二 基本統計檢定

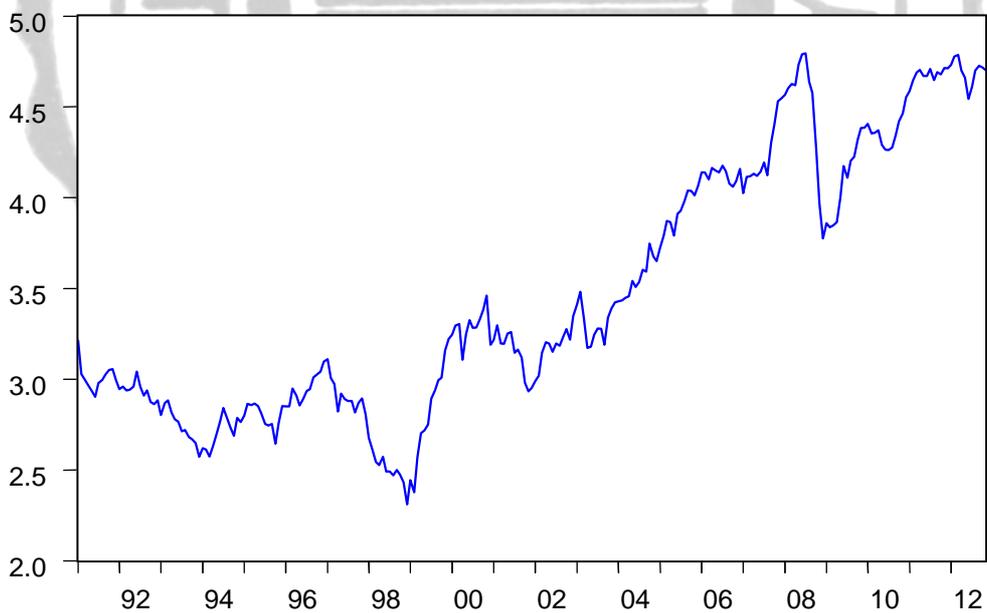
Variable	Sample Obs.	Mean	Variance	Jarque-Bera	Maximum	Minimum
STOCK	263	8.744954	0.059971	11.41705	9.223657	8.105864
GOLD	263	5.949807	0.313338	46.51223	7.530826	5.552273
OIL	263	3.230154	0.499374	24.19648	4.793873	2.310941



圖一 股票價格對數化後做季節性調整之波動情形



圖二 黃金價格對數化後做季節性調整之波動情形



圖三 石油價格對數化後做季節性調整之波動情形

4.3 變數之單根檢定

為了避免Granger and Newbold(1974)所提出「假性迴歸」(Spurious Regression)產生的問題，並確定經濟變數之時間序列的整合級次(Integrate Order)，因此本文使用Augmented Dickey-Fuller單根檢定，檢定選取之變數是否為恆定與針對有截距項及趨勢項之模型進行檢測，以利接下來實證分析。本節分別對股票價格(Stock)、黃金價格(Gold)、石油價格(Oil)三個變數之水準(level data)值做檢定，若檢定結果不拒絕存在單根，則再以變數之一階差分(first difference)值進行檢定(表三)。由表三的結果列表，可發現三個變數在一般水準下無法拒絕存在單根之虛無假設，而在一階差分檢定後發現三個變數皆拒絕1%虛無假設，有了上述證明，我們可以得知三個變數皆為非定態時間數列，在有此認知後，我們接下來便可進行共整合檢定。

表三 ADF 單根檢定

Variable	Observations	Lag length	Unit root in	t-statistic	Prob.*
Stock	260	2	Level	-0.783547	0.9648
Stock	260	1	1st difference	-13.54859	0
Gold	249	13	Level	-2.619837	0.2719
Gold	249	12	1st difference	-6.478202	0
Oil	250	12	Level	-2.693162	0.2404
Oil	250	11	1st difference	-5.977600	0

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

4.4 變數之共整合檢定

本章節檢定方法選定Johansen and Hansen(1998)所提出之最大概似檢定法(Maximum Likelihood Test)，探討股票價格、黃金價格、石油價格之共整合關係，其方法可以解決取差分的過程中會破壞變數之間長期均衡關係的情況，在執行共

整合檢定前，由於要考慮到Johansen and Hansen(1998)之最大概似檢定法是以VAR模型為基礎，因此須先決定適當的落後期數，使模型之殘差項符合white noise假設，為了避免落後期選取過多或過少，導致可能會估計無效率或有偏差的問題產生，因此選擇用AIC之最小值作為最適落後期，再輔以LM檢定(Lagrange Multiplier test)，確認模型之殘差項具備獨立性假設如表四所示，檢定長度經由統計軟體發現最適落後期數位於第二期，在決定使用之向量自我迴歸模型後，表五為進行共整合檢定，由於要尋找的是三個變數所存在的共整合向量數目，因此其結果需在5%顯著水準下拒絕虛無假設，在表五的列表裡，我們發現這三個變數存在一組共整合解，這代表這三個變數間在長期將可以達到均衡之關係。

表四 VAR 最適落後期數

Lag	AIC	LM-Stat	Prob
0	2.124257	-	-
1	-8.409670	14.94629	0.0924
2	-8.422488*	15.88060	0.0694
3	-8.415354	10.26287	0.3296

* indicates lag order selected by the criterion

表五 檢定共整合解

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.061648	31.08871	29.79707	0.0353
At most 1	0.051644	14.54475	15.49471	0.0691
At most 2	0.002912	0.758239	3.841466	0.3839

Trace test indicates 1 co-integrating eqn(s) at the 0.05 level

*denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

4.5 誤差修正模型分析

在上一節所找出的共整合關係我們要將它運用在誤差修正模型裡面，依據共整合檢定結果可以了解三個總體經濟變數間長期均衡狀態，而變數間長期均衡狀態下短期動態調整之關係可用向量誤差修正模型來瞭解。其統計的結果報告於表六至表八中，依據表中股票價格、黃金價格、石油價格的向量誤差修正模型來了解此三個變數的長期均衡狀態與短期動態調整關係，其中誤差修正項 $C(t-1)$ 為長期均衡關係之前一期的非均衡誤差 ecm_{t-1} ，係數為誤差修正項對因變數的調整速度，另存在趨勢項。以列表來看，短期情況下當期股票價格會受到前一期石油價格與前一其股票價格之負向影響，而會與前一期黃金價格呈正向影響，而比較前一期油價與股價所影響的情形，油價所影響的幅度會比股價來的大，表八下方的公式為長期均衡下股票價格、黃金價格、石油價格三者的長期均衡關係，從式子中亦可以發現股票價格與黃金價格在長期下依然呈正向關係，與石油價格呈負向關係，由Faff and Chan(1998)的文獻中，黃金被視為在投資股市時交叉避險的工具之一，一般性而言，投資人多屬於風險趨避者，在金價持續上漲的情況下，由於投資人會產生避險心態，為了降低投資風險而將資金轉向股票市場，進而導致股票價格上升，黃金價格下跌，所得效果大於替代效果的情況，反之，當股市存在交易過熱情形時，發生泡沫現象的風險提高，投資人會考慮將投資組合的部分資金配置在黃金等避險商品上。而股票價格與石油價格兩者間的關係，我們將石油價格視為原物料價格的波動影響，當原物料價格上升意味著產出相對可能減少，這可能會影響投資人對股票的投資信心，在股票市場減少投資的情況下，股票價格會產生下降的情形發生，VECM代表著當三個變數脫離長期均衡關係時，若

$$Stock > 0.435496Gold - 0.624777Oil + 7.655236$$

股票價格會下跌，直到回復到長期均衡，反之，若

$$Stock < 0.435496Gold - 0.624777Oil + 7.655236$$

股票價格會上升，直到回復到長期均衡狀態。向量係數 α 代表著反應向量間的均

衡關係偏離長期狀態時，其調整到長期均衡的調整速度，由係數強度可知當偏離長期均衡時，股票價格的調整速度較快。

變數之向量誤差修正估計：

表六 股票價格

Variable	Coefficient	Standard Error	t-statistic
C (t-1)	-0.079792	-0.01843	-4.32852***
D log Stock(t-1)	0.056299	-0.06132	0.91809
D log Stock(t-2)	0.063442	-0.06259	1.01358
D log Gold(t-1)	-0.054887	-0.11549	-0.47523
D log Gold(t-2)	-0.033681	-0.11611	-0.29007
D log Oil(t-1)	0.080597	-0.06357	1.26783
D log Oil(t-2)	0.040579	-0.06179	0.65672
c	0.001514	-0.00901	0.16806
@TREND	-1.21E-06	-6.10E-05	-0.01993

表七 黃金價格

Variable	Coefficient	Standard Error	t-statistic
C(t-1)	-0.01188	-0.01009	-1.17759
D log Stock(t-1)	0.039808	-0.03356	1.1862
D log Stock(t-2)	-0.00687	-0.03425	-0.20056
D log Gold(t-1)	-0.098206	-0.06321	-1.55373
D log Gold(t-2)	-0.159559	-0.06355	-2.51094**
D log Oil(t-1)	0.032017	-0.03479	0.92029
D log Oil(t-2)	-0.016995	-0.03382	-0.50258
c	-0.00733	-0.00493	-1.48803
@TREND	0.000109	-3.30E-05	3.28058***

表八 石油價格

Variable	Coefficient	Standard Error	t-statistic
C(t-1)	-0.005554	-0.01863	-0.29815
D log Stock(t-1)	0.204365	-0.06197	3.29774***
D log Stock(t-2)	0.034461	-0.06325	0.5448
D log Gold(t-1)	0.136836	-0.11672	1.17237
D log Gold(t-2)	0.204856	-0.11734	1.74579*
D log Oil(t-1)	0.09829	-0.06424	1.52995
D log Oil(t-2)	0.040375	-0.06244	0.64658
c	-0.00055	-0.0091	-0.06048
@TREND	2.83E-05	-6.20E-05	0.45935

共整合關係： (4.5.1)

$$Stock = 0.435496Gold - 0.624777Oil + 7.655236 + 0.004284@TREND$$

$$[-2.0450]** \quad [2.60972]***$$

誤差修正項：

$$ecm_{t-1} = Stock - 0.435496Gold + 0.624777Oil - 7.655236 - 0.004284@TREND \quad (4.5.2)$$

$$\text{係數向量：} \alpha = [-0.079792 \quad -0.01188 \quad -0.005554]$$

1.t-statistics in []

2.*、**、***分別表示10%、5%、1%顯著水準，拒絕虛無假設 H_0

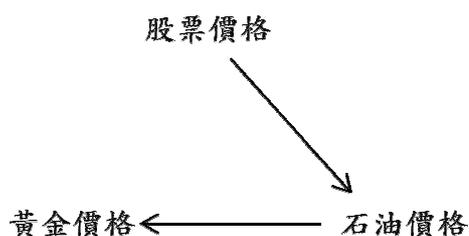
3.10%、5%、1%之顯著水準臨界值分別約為±1.645、±1.96、±2.576。

Vector Error Correlation model：

$$\begin{aligned} \Delta Stock = & -0.079792ecm_{t-1} - 0.056299\Delta Stock_{t-1} + 0.063442\Delta Stock_{t-2} \\ & - 0.054887\Delta Gold_{t-1} - 0.033681\Delta Gold_{t-2} + 0.080597\Delta Oil_{t-1} \\ & + 0.040579\Delta Oil_{t-2} + 0.001514 \end{aligned} \quad (4.5.3)$$

4.6 變數之Granger因果關係檢定

透過共整合可以了解變數間的長期關係，卻無法確定變數間的先後關係，因此本節利用Granger因果關係檢定來探討這二十年股票價格、黃金價格、與石油價格的相互影響關係，藉由因果關係檢定我們可以捕捉變數間的領先、落後關係與雙向變動關係。由表九到表十二的實證結果得出，石油價格存在10%顯著水準下單向領先黃金價格，股票價格存在1%顯著水準下單向領先石油價格，而股票價格與黃金價格並無領先落後的關係，由此結論我們可以得知石油價格對於黃金價格具有解釋能力，且股票價格對於石油價格具有高度解釋能力。



表九 被解釋變數為：

台股價格

Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
D(Gold)	0.284881	2	0.8672
D(oil)	2.170144	2	0.3379

黃金價格

Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
D(Stock)	1.436071	2	0.4877
D(oil)	1.038178	2	0.5951

石油價格

Excluded	Chi-sq	DF	Prob.
D(Stock)	11.27112	2	0.0036***
D(Gold)	4.047602	2	0.1322

表十 金價與油價之因果關係

Null Hypothesis:	Observations	F-Statistic	Prob.
D(OIL) does not Granger Cause D(GOLD)	260	2.97963	0.0526*
D(GOLD) does not Granger Cause D(OIL)	260	0.45815	0.633

*、**、***分別表示10%、5%、1%顯著水準，拒絕虛無假設 H_0

表十一 股價與金價之因果關係

Null Hypothesis:	Observations	F-Statistic	Prob.
D(STOCK) does not Granger Cause D(Gold)	260	0.59024	0.5549
D(Gold) does not Granger Cause D(STOCK)	260	0.0233	0.977

*、**、***分別表示10%、5%、1%顯著水準，拒絕虛無假設 H_0

表十二 股價與油價之因果關係

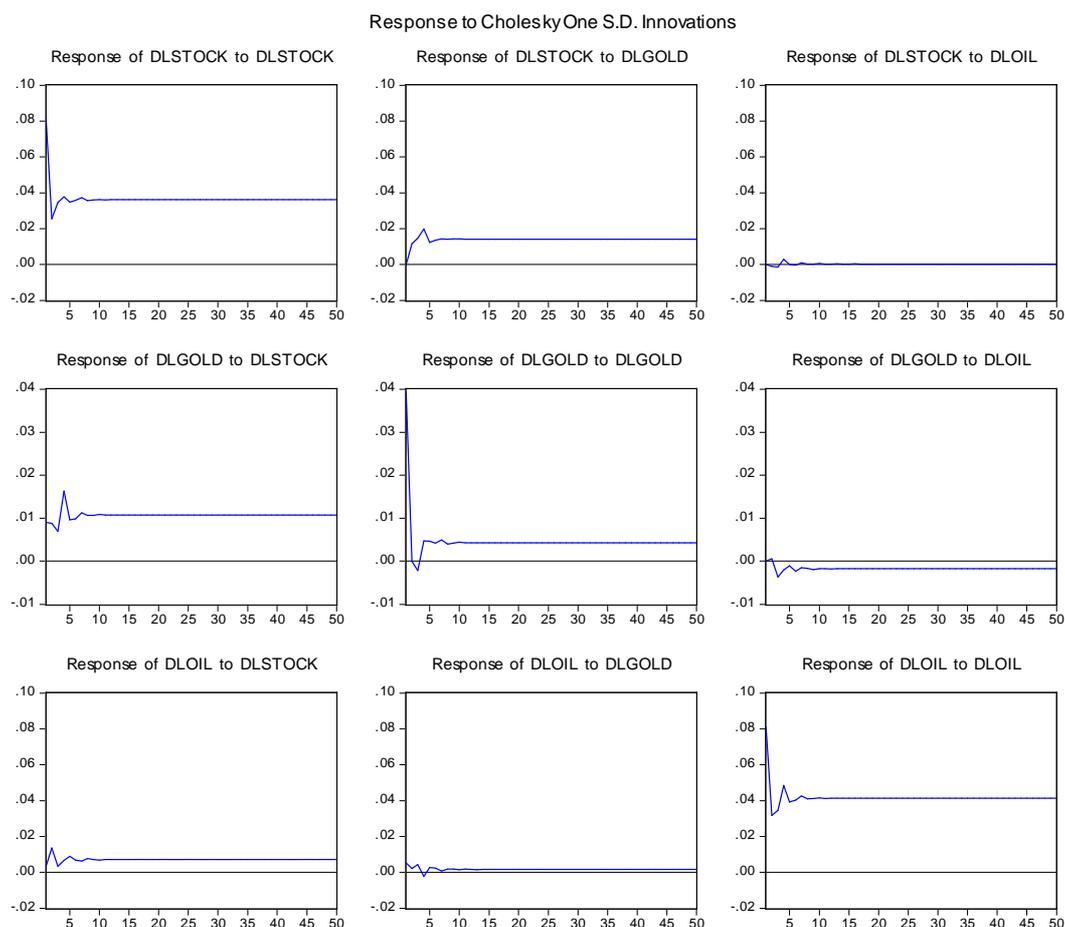
Null Hypothesis:	Observations	F-Statistic	Prob.
D(STOCK) does not Granger Cause D(Oil)	260	6.01569	0.0028***
D(Oil) does not Granger Cause D(STOCK)	260	0.14257	0.8672

*、**、***分別表示10%、5%、1%顯著水準，拒絕虛無假設 H_0

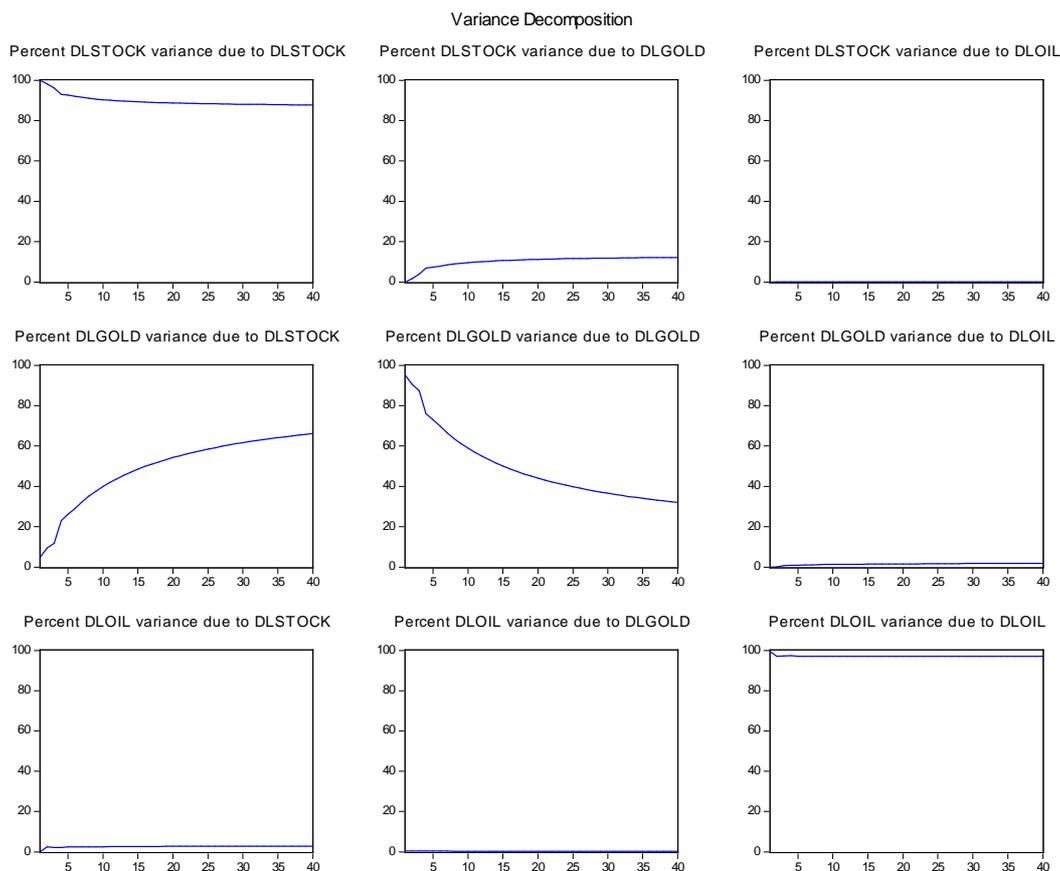
4.7 變數之衝擊反應函數分析與預測誤差變異數分解

因果關係檢定使我們瞭解到股票價格、黃金價格、石油價格間領先落後之關係，然而我們並不瞭解當某一變數發生自發性干擾時，在同一時間其他變數間之反應情形。因此，利用衝擊反應分析來觀察三個變數發生自發性干擾時，對模型內所有的內生變數當期與未來期數的動態影響過程，變異數分解分析主要在說明向量自我迴歸中變數之間的動態關係，主要是討論應變數在受到自身及其他變數隨機干擾時所受到的影響大小與解釋的程度。圖二為變數之衝擊反應分析，我們主要分析當黃金價格與石油價格產生衝擊時，對股票價格所造成的影響，我們先從整體圖形解釋，發現三個變數的衝擊產生時不會逐漸消失，而是在長期下形成一個穩定的狀態，此意味著這個系統不是一個穩定的系統，在產生衝擊時可能依然會被其他因素所形成一種長期性的影響，我們如果從各個變數來解釋，當黃金價格產生衝擊時，對股票價格一開始會形成一個反向衝擊，但在三期後會逐漸形成

一個正向的衝擊，之後調整到穩定的狀態，而當石油價格產生衝擊時，對股票價格在期初會形成一個正向衝擊，但兩期後會形成一個反向的衝擊，之後調整到穩定狀態，但影響程度就沒黃金價格所影響來的多。圖三為變數間的變異數分解關係，由圖中結果可以發現股票價格與石油價格具有高度自身解釋的變異比重，表示這兩個變數本身的外生性較強，而黃金價格自身解釋的變異比重較低，表示黃金價格本身有較低的外生性，且股票價格對黃金價格的影響程度大。



圖二 衝擊反應分析



圖三 變異數分解

4.8 ARCH與TGARCH檢測

在執行完基本統計方法運用後，為了檢定長期均衡方程式的準確性，我們要先從單變量GARCH的估計表十三開始做起，由表十三的檢測結果得知迴歸式為拒絕虛無假設的情況，因此我們得到這條迴歸式存在顯著的ARCH效果，因此我們再執行ARCH的檢測得到下列式子，在ARCH模型中我們發現石油價格與股票價格彼此的長期相互關係改變，當石油價格與黃金價格產生變化時，股票價格也會形成正向變化，這種情況在受到波動的前面幾期影響最為明顯，此發現意味投資人在股票價格發生波動時，會在第一時間將黃金與石油相關類股納入投資組合中，尤其是與石油需求大的相關類股或是替代能源類股，或是將部分資金配置於黃金商品上，造成後面幾期變數上的波動變化。

表十三 ARCH檢定

F-statistic	367.0015	Prob.F(2,258)	0.0000
Obs*R-squared	193.1192	Prob.Chi-Square(2)	0.0000

ARCH :

$$Stock = 0.147880Gold + 0.142171Oil + 7.275863 + \varepsilon$$

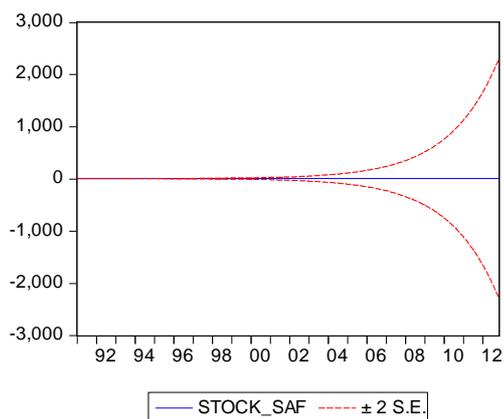
$$\sigma^2 = 0.001281 + 0.881053\varepsilon^2 + 0.169941\sigma_{t-1}^2 + \xi_t$$

由模型分析可以得知，當執行TGARCH時，得到 $\gamma = 0.120374$ ， $\gamma \neq 0$ 且 $\gamma > 0$ ，消息面的影響為非對稱，且存在槓桿效果，圖四為執行TGARCH後的樣本內變異數估計圖形，圖六為執行TGARCH後的樣本外變異數估計圖形，樣本外期數為2002年1月到2012年11月，圖中顯示樣本外預測，圖中折線波動隨時間往原點移動，這意味此模型隨時間增加，其被預測的可能性會相對提高。在表十四以平均絕對值誤差(Mean Absolute Percentage Error)計算後，以Lewis的MAPE的四等級表來說，樣本內估計在所建構模型下，其預測經預測效益評估後為能力極佳的情況，樣本外估計在所建構模型下，其預測經預測效益評估為能力優良情況，以泰勒不等係數 (Theil Inequality Coefficient)計算後，兩預測估計皆小於0.55，故兩種預測皆接受此預測模式。圖七為執行TGARCH後的變異數波動，後半期的變異數較低，代表迴歸式被預測的準度隨期數增加相對提高。

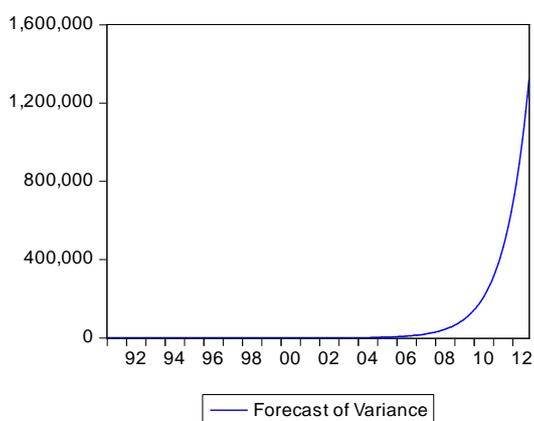
TGARCH :

$$Stock = 0.147866Gold + 0.144151Oil + 7.267569 + \varepsilon_t$$

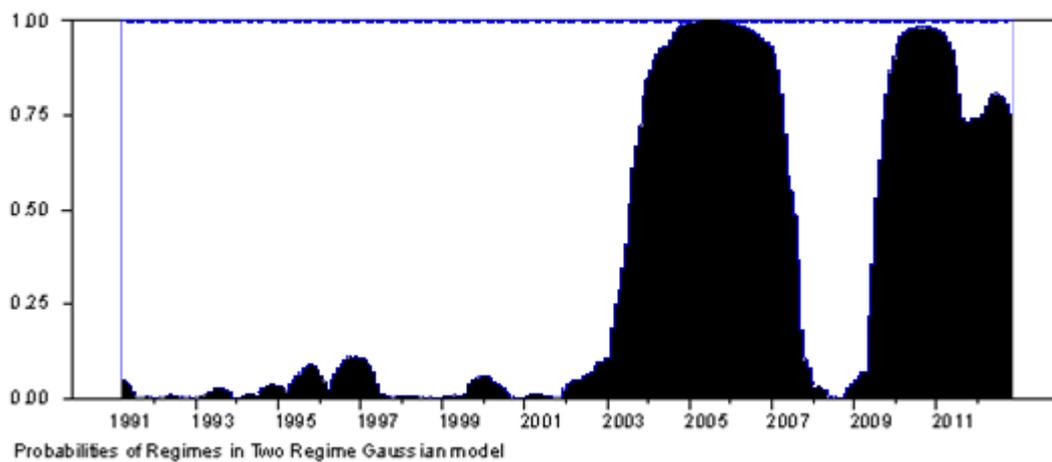
$$\sigma_t^2 = 0.001228 + 0.835969\varepsilon_{t-1}^2 + 0.120374(\varepsilon_{t-1}^2 \cdot I_{t-1}) + 0.171275\sigma_{t-1}^2$$



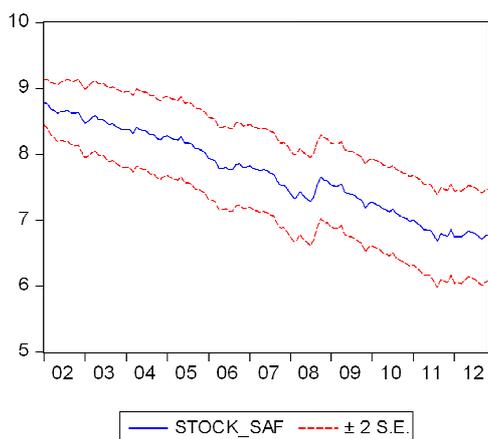
Forecast:	STOCK_SAF
Actual:	STOCK_SA
Forecast sample:	1991M01 2012M11
Included observations:	263
Root Mean Squared Error	0.239570
Mean Absolute Error	0.177966
Mean Abs. Percent Error	2.024581
Theil Inequality Coefficient	0.013743
Bias Proportion	0.069152
Variance Proportion	0.074867
Covariance Proportion	0.855981



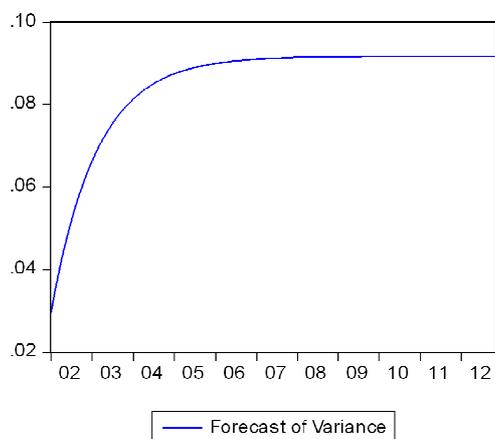
圖四 樣本內預測條件變異數 σ^2



圖五 Hamilton Test股票價格樣本結構變化



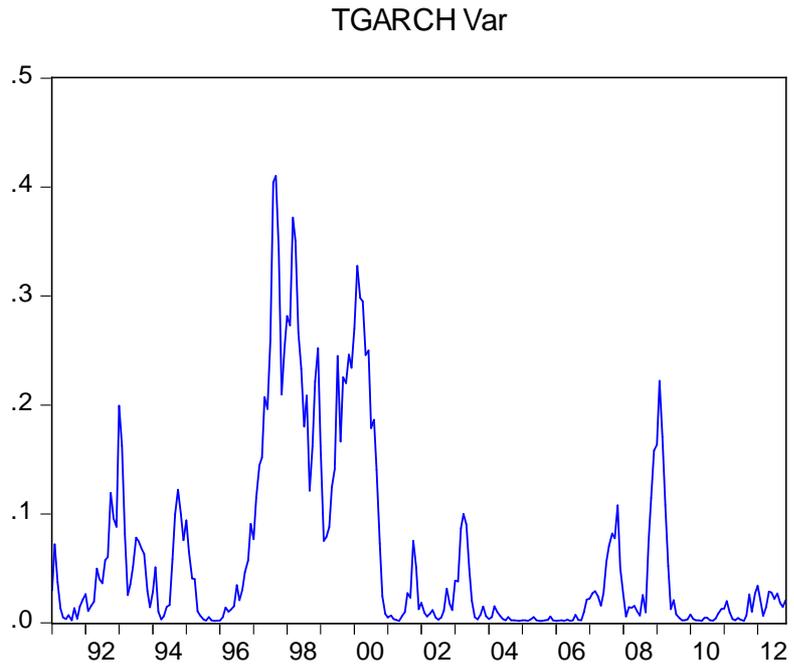
Forecast: STOCK_SAF
 Actual: STOCK_SA
 Forecast sample: 2002M01 2012M11
 Included observations: 131
 Root Mean Squared Error 1.345417
 Mean Absolute Error 1.129204
 Mean Abs. Percent Error 12.67491
 Theil Inequality Coefficient 0.081325
 Bias Proportion 0.660695
 Variance Proportion 0.096540
 Covariance Proportion 0.242764



圖六 樣本外預測條件變異數 σ^2

表十四 評估預測準確度

	MAPE	THEIL
Forecast sample(1991/01~2012/11)	2.024581	0.013743
Forecast sample(2002/01~2012/11)	12.67491	0.081325



圖七 TGARCH變異數 σ 之波動



第五章 結論

本文所探討的是經過一段時間的幾個經濟變數所形成的連動關係，運用 Samanta and Zadeh(2012)之總體經濟變數連動效果評估模型做為理論基礎，檢定當黃金價格，石油價格，台灣股票價格產生衝擊時，其造成的結果能否被預測出來。由於國際原油價格與黃金價格近二十年來呈現整體上漲趨勢，也使得國際原物料大漲、通貨膨脹率上升，更讓具有保值功能的黃金也呈現劇烈多頭影響。因此本文想探討1991年1月至2012年11月各變數價格波動期間，台灣股市與石油價格、黃金價格之間是否具有長期均衡關係，以及各變數間之領先落後關係，我們藉由單根檢定評定變數的定態性質，經由共整合關係檢定與向量誤差修正模型找出變數之落後期數與長短期對應關係，運用因果關係檢定可以找出變數之領先落後關係，衝擊反應分析與預測誤差變異數分解可以找出變數受到衝擊時的反應方向與變數本身的外生性，藉由ARCH與TGARCH可以確認迴歸式的準確性與樣本期間之變異數變化。

本文由整篇文章的結果可以發現，三者間以台股價格對石油價格存在單向因果關係，意指台股價格變動會連帶影響石油價格，而石油價格對黃金價格也具有單向因果關係，代表石油價格變動會連帶影響黃金價格，變數之間存在著連動關係並相互衝擊，另外得知石油價格對股票價格存在負向反應，黃金價格對股票價格存在正向反應，意謂油價上漲時、股價與金價都會下跌，即油價上漲有通貨膨脹以及公司成本上升之疑慮，影響石油相關類股震盪造成股票價格向下波動，股價向下探底的影響可能會使持有黃金的投資人在對資產配置時會對投資組合做適當調整，拋售手上持有黃金轉而將資金投入位於價格低點的股票市場，股價與金價兩者間短期價格雖呈現反向關係，但長期波動仍會形成正向關係，因此本文藉由此思維進行實證研究的設定與建構，結果發現石油價格與黃金價格兩變數為可用來觀察台股的經濟變數，因此當投資人在做投資時，除考慮一般較常見的總體經濟變數，亦可將石油與黃金兩變數納入預測台股波動性之考量中。

參考文獻

- Basher, S.A. and P. Sadorsky(2006), “Oil Price Risk and Emerging Stock Markets”,
Global Finance Journal, Vol.17 , pp.224-251.
- Blose, L.E. and J.C.P. Shieh(1995), “The Impact of Gold Price on The Value of Gold
Mining Stock”, Review of Financial Economics, Vol.14, pp.125-139.
- Bollerslev, T.(1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”,
Journal of Econometrics, Vol.31, pp.307-327.
- Enders, W.(2004), “Applied Economic Time Series”.
- Engle, R.F.(1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of
the Variance of U.K. Inflation”, Econometrica, Vol.50, pp.987-1008.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger(1987), “Co-integration and Error Correction:
Representation, Estimation and Testing”, Econometrica, Vol.55, pp.251-276.
- Faff, R. and H. Chan(1998), “A Multifactor Model of Gold Industry Stock Returns
Evidence From the Australian Equity Market”, Applied Financial Economics,
Vol.8, pp.21-28.
- Glosten, L.R., R. Jagannathan and D. Runkle(1993), “On the Relation between the
Expected Value and The Volatility of The Nominal Excess Return on Stocks.”,
Journal of Finance, Vol.48, pp.1779-1801.
- Granger, C.W.J. and P. Newbold(1974), “Spurious Regressions in Econometrics”,
Journal of Econometrics, Vol.2, pp.111-120.
- Granger, C. W. J. (1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and
Cross-spectral Methods”, Econometrica, Vol.37, pp.424-438.
- Hamilton, J.D. and R. Susmel(1994), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
and Changes in Regime”, Journal of Econometrics, Vol.64, pp.307-333.
- Harbo, I., S. Johansen, B. Nielsen, and A. Rahbek(1998), “Asymptotic Inference on

- Cointegrating Rank in Partial Systems”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.16, pp.388-399.
- Huang, R.D., R.W. Masulis and H.R. Stoll(1996), “Energy Shocks and Financial Markets”, *The Journal of Futures Markets*, Vol.16, pp.1-27.
- Johansen, S. and K. Juselius(1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—With Applications to The Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, pp.169-210.
- Johansen, S and P. R. Hansen(1998), “Workbook on Cointegration”
- Jones, C.M. and G. Kaul(1996), “Oil and Stock Markets”, *Journal of Finance*, Vol.51, pp.463-491.
- Lee, H.L., K.C. So and C.S. Tang (2000), “The Value of Information Sharing in a Two-Level Supply Chain”, *Management Science*, Vol.46, pp.626-643.
- Mackinnon, J.G.(1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol.11, pp.601-618.
- Mackinnon, J.G., A.A. Haug and L. Michelis(1999), “Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol.14, pp.563-577.
- McDonald, J.G. and B.H. Solnick(1977), “Valuation and Strategy for Gold Stocks”, *Journal of Portfolio Management*, Vol.4, pp.9-33.
- Moore, G.H.(1990), “Gold Prices and a Leading Index of Inflation”, *Challenge*, Vol.33, pp.52-56.
- Nelson, C.R. and C.I. Plosser(1982), “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications”, *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, pp.139-162.
- Papapetrou, E.(2001), “Oil Price Shocks, Stock Market, Economic Activity and Employment In Greece”, *Energy Economics*, Vol.23, pp.511-532.

- Pesaran, H.H. and Y. Shin(1998), “Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”, *Economics letters*, Vol.58, pp.17-29.
- Sadorsky, P.(1999), “Oil Price Shocks and Stock Market Activity”, *Energy Economics*, Vol.21, pp.449-469.
- Said, S.E. and D.A. Dickey(1984), “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order”, *Biometrika*, Vol.71,1984, pp.559-607.
- Samanta, S.K. and A.H.M. Zadeh(2012), “Co-Movements of Oil, Gold, the US Dollar, and Stocks”, *Modern Economy*, Vol.3, pp.111-117.
- Sims, C.A.(1980), “Macroeconomics and Reality”,*Econometrica*, Vol.48, pp.1-48.
- Zhang, Y.J., Y. Fan, H.T. Tsai and Y.M. Wei(2008), “Spillover Effect of US Dollar Exchange Rate on Oil Prices”, *Journal of Policy Modeling*, Vol.30, pp.973-991.
- Zakoian, J.M.(1994), “Threshold Heteroskedastic Models”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.18, pp.931-955.
- 孫維鴻（1987），金融經濟因素與股價關係—台灣證券市場之實證研究，
國立中興大學企業管理研究所碩士論文。
- 王麗梅（1992），總體經濟因素對股票報酬之影響—臺灣上市公司之實證研究，
國立交通大學管理科學研究所碩士論文。
- 張懿芬（2004），股價波動的總體因素—以台灣、南韓、新加坡及香港為例，
南華大學經濟學研究所碩士論文。
- 陳淑玲（2005），石油價格與黃金價格衝擊對台灣加權股價指數期、現貨的影響，
台北大學合作經濟學系國際企業組碩士論文。
- 陳金廷（2006），油價、金價與台灣產業分類股價指數關聯性探討，
樹德科技大學金融保險研究所碩士論文。
- 謝鎮州（2006），股票、黃金與石油價格互動關係之研究-以台灣為例，
逢甲大學經濟學研究所碩士論文。