

國立臺灣大學社會科學院經濟學系



碩士論文

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis

台灣總體經濟變數與加權股價指數關係之實證研究

Empirical Relationship between Taiwan Macroeconomic
Variables and Stock Market Index

蔡季哲

CHI-CHE TSAI

指導教授：林建甫 博士

Advisor: CHIEN-FU LIN, PhD

中華民國 106 年 3 月

March 2017

誌謝

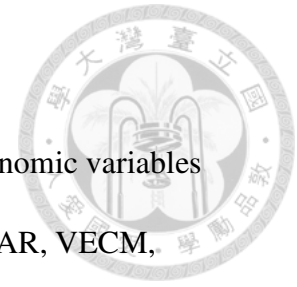
首先謝謝林建甫教授，除了指導我論文完成外，也盡速幫我安排口試得以讓我順利提早畢業，還給了我論文很高的分數，也謝謝口委們的建議，讓我的論文更加完整，此外還要謝謝家人、女友、經研所同學們以及東興國小的同事們，有你們的幫助讓我能在短短的一年多就從經研所順利畢業，並且收穫、成長了許多。

中文摘要

本研究探討總體經濟變數與台灣加權指數之關聯性，使用單根檢定、共整合檢定、向量自我迴歸模型、誤差修正模型、衝擊反應函數、預測誤差變異分解以及因果關係檢定等方法來研究時間序列之變數，研究期間為 2000 年 1 月至 2016 年 12 月之月資料，每筆資料共 204 個觀察值。實證結果發現總體經濟變數與加權指數皆為 $I(1)$ ，長期下，具有共整合均衡關係，總體經濟變數對加權指數之衝擊反應函數與預測誤差變異分解影響相當小，並且 Granger Causality 顯示總體經濟變數與加權指數間亦無顯著之因果關係，表示加權指數有 random walk 之性質，市場上的訊息早已反應在股票市場上，使用總體經濟變數來解釋加權指數之效果不佳，也可能因為總體經濟變數的資料通常為月資料，對於分秒變動的加權指數不甚敏感。此外，工業生產指數方面，其因果關係顯著落後加權指數，衝擊反應函數與預測誤差變異分解受加權指數與匯率影響劇烈，顯示台灣具有開放經濟體之特質，也證實加權指數為領先指標，用加權指數與匯率來解釋和預測實質產出有相當之解釋力。

關鍵字：台灣總體經濟變數、加權股價指數、單根檢定、向量自我迴歸模型、衝擊反應函數、預測誤差變異分解、因果關係檢定

Abstract



This research studies the correlation between Taiwan macroeconomic variables and the stock market index, using unit root test, cointegration test, VAR, VECM, impulse response function, forecast error variance decomposition, and Granger causality test, etc. Period of monthly data is from January 2000 to December 2016. Each variable comprises 204 observations. The empirical results show that Taiwan macroeconomic variables and the stock market index are $I(1)$ with a long-term equilibrium relationship. According to impulse response function and forecast error variance decomposition, response of stock index to macroeconomic variables is very weak. Furthermore, VEC Granger Causality shows that there is no significant causal relationship between stock market index and Taiwan macroeconomic variables, indicating that stock index is like random walk. Stock market reflects all information immediately. Estimating stock market index with macroeconomic variables isn't effective because monthly data of macroeconomic variables, comparing to stock index that continues changing, is not sensitive. In addition, industrial production index (IPI) is significant Granger caused by stock index. In terms of impulse response function and forecast error variance decomposition, IPI is also significant affected by stock index indicating that Taiwan has the characteristics of an open economy and stock index is a leading indicator. Using stock index to estimate IPI with stock index is effective.

Key words: Taiwan Macroeconomic Variable, Stock Market Index, Unit Root Test, VAR, Impulse Response Function, Forecast Error Variance Decomposition, Granger Causality Test

目錄



誌謝.....	i
中文摘要.....	ii
英文摘要.....	iii
目錄.....	iv
圖目錄.....	vi
表目錄.....	vii
第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機.....	1
第二節 研究目的.....	2
第三節 論文架構.....	2
第二章 文獻回顧.....	4
第一節 股票市場研究.....	4
第二節 各國實證文獻.....	4
第三節 台灣實證文獻.....	6
第三章 研究方法.....	7
第一節 單根檢定.....	7
第二節 向量自我迴歸模型.....	9
第三節 共整合檢定.....	10
第四節 誤差修正模型.....	13
第五節 衝擊反應函數.....	13
第六節 預測誤差變異分解.....	14
第七節 Granger 因果關係檢定.....	16

第四章 實證結果分析.....	18
第一節 資料來源與分析.....	18
第二節 單根檢定結果.....	21
第三節 向量自我迴歸模型之最適遞延期實證結果.....	23
第四節 Johansen 共整合檢定實證結果.....	24
第五節 向量誤差修正模型實證結果.....	26
第六節 衝擊反應函數結果實證結果.....	28
第七節 預測誤差變異分解實證結果.....	32
第八節 Granger 因果關係檢定實證結果.....	34
第五章 結論與建議.....	37
第一節 結論.....	37
第二節 研究限制及建議.....	38
參考文獻.....	39

圖目錄

圖 1 研究架構.....	3
圖 2 變數之趨勢圖.....	21
圖 3 變數一階差分後之趨勢圖.....	23
圖 4 變數衝擊對加權指數之影響.....	29
圖 5 變數衝擊對加權指數之影響(結合圖).....	29
圖 6 變數衝擊對工業生產指數之影響.....	31
圖 7 變數衝擊對工業生產指數之影響(結合圖).....	31

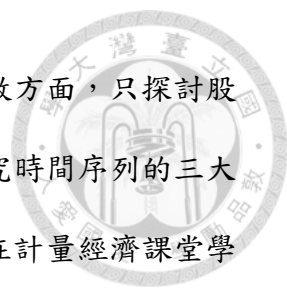
表目錄

表 1 資料說明.....	20
表 2 原始資料之敘述統計.....	20
表 3 ADF 檢定.....	22
表 4 不同遞延期之 VAR 檢定.....	24
表 5 Maximum Eigenvalue Test.....	25
表 6 Trace Test.....	25
表 7 誤差修正模型.....	26
表 8 加權指數預測誤差變異分解表.....	32
表 9 工業生產指數預測誤差變異分解表.....	34
表 10 VEC Granger Causality /Block Exogeneity Wald Tests.....	35
表 11 Granger Causality Test.....	36

第一章 緒論

第一節 研究動機

資本市場為金融市場中重要的一環，提供了長期資本之交易，長期資本包括股票、債券、不動產抵押貸款等，其中股票市場是最重要的市場之一，無論是企業家透過直接金融市場尋求資金的來源，亦或者投資者利用股票市場進行投機行為，而股票市場的變化與市場經濟的發展密不可分，無論政府、企業家、投資者都想了解股票未來發展及走勢，但至今仍然未有一個理論能通盤通過時間的考驗，Robert James Shiller(2013)指出幾乎沒有方法能精準預測幾天或幾周後股市與債市的走向，但或許可以通過研究對三年以上的價格進行預測，Shiller 研究發現股利變動的幅度比股價低，長期而言，可以用來追蹤股價走勢。遵循著長期走勢這個方向，從基本面分析來探討股票市場，股市投資的風險包含了系統性與非系統性風險，非系統性風險為單一產業或公司所造成的風險，例如：企業管理問題、公司勞資問題；系統性風險為全面性的共同因素所引起，例如：2008 年金融風暴、國家發生經濟危機、嚴重的通貨膨脹、國家政治動盪等。非系統性風險投資人可以透過多元化的投資來消除，但系統性風險卻無法避免，可見系統性風險的重要性，William F. Sharpe (1964), John Lintner (1965) and Jan Mossin (1966)發表著名的CAPM 也是從系統性風險出發來研究股票報酬，其中容易取得衡量系統性風險的變數為總體經濟之時間序列變數，因此選用總體經濟變數來做實證研究，研究是否總體變數能解釋並預測股票市場，亦或者股票市場的推升會帶動經濟的成長而影響總體經濟變數，期盼能夠在總體經濟變數與股票市場間發覺其關聯性，但由於許多總體經濟變數為央行之可操控變數，例如：貨幣供給、利率、物價指數以及匯率等，穩定雙率(利率、匯率)與抗通膨都是央行之重要任務，央行可以透過三大貨幣政策工具(準備金制度、貼現窗口制度、公開市場操作)來調節貨幣供給，



進而影響利率與物價指數，因此本研究在股票市場影響總體變數方面，只探討股票市場與其他總體變數對工業生產指數之影響。此外，當代研究時間序列的三大發展包含：動差法、向量自我迴歸模型以及非定態序列分析，在計量經濟課堂學習許多模型，但未曾研究向量自我迴歸模型，因此本研究使用向量自我迴歸模型以及其發展出來的模型來探討總體經濟變數與股票市場之關聯性。

第二節 研究目的

本研究以總體經濟變數與台灣加權指數之關聯性為重點，利用單根檢定、共整合檢定、向量自我迴歸模型、誤差修正模型、因果關係檢定、衝擊函數反應、誤差變異分析等計量方法，其實證結果提供給投資人決策的參考，本文探討的議題包括：

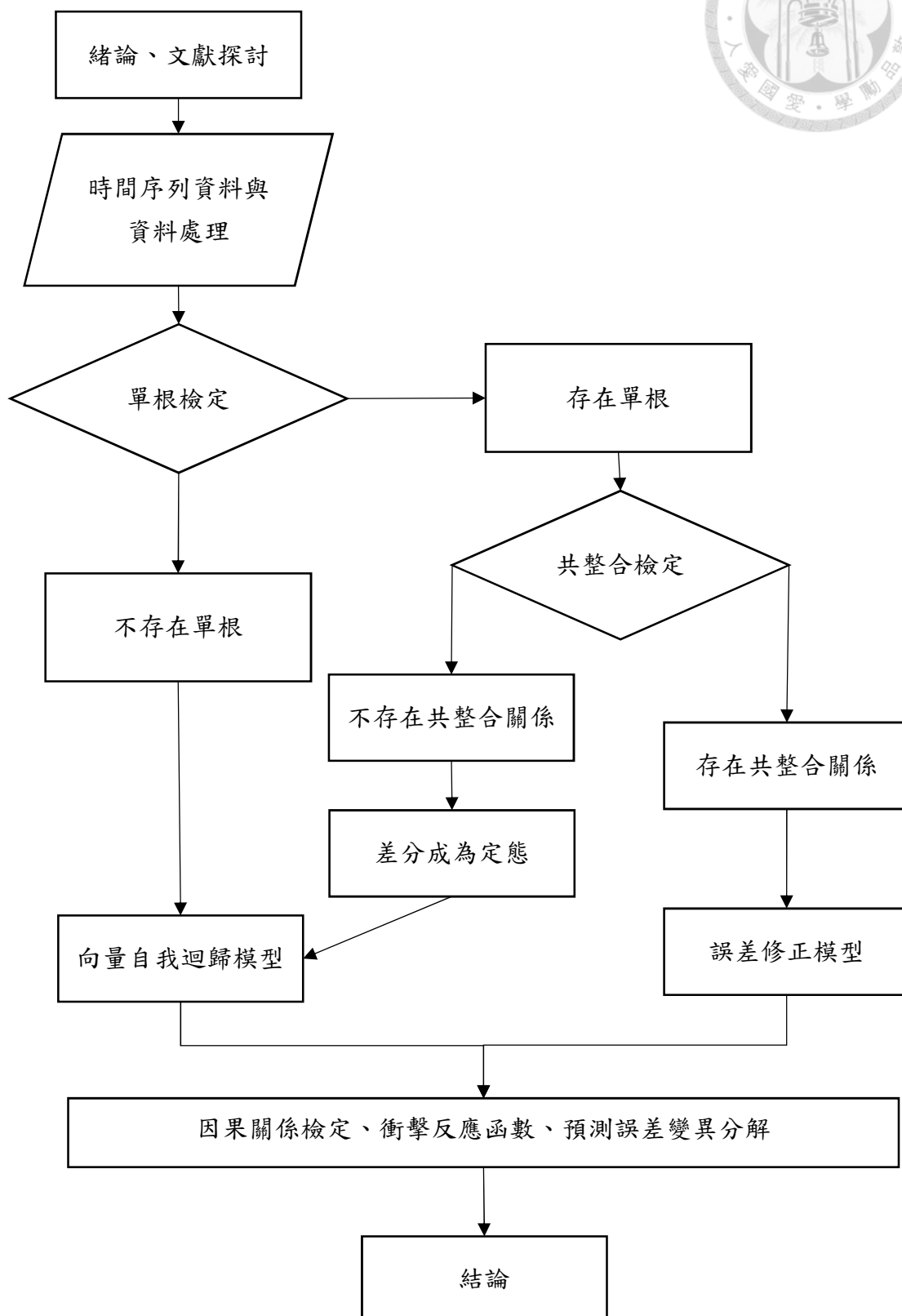
1. 探討總體變數與台灣加權指數間之因果關係，為領先、落後亦或者為回饋關係。
2. 探討變數間是否存在長期均衡。
3. 探討加權指數與工業生產指數對其他變數之衝擊反應函數結果。
4. 探討其他變數對加權指數與工業生產指數之預測變異解釋能力。
5. 探討工業生產指數與加權指數是否能透過其他變數有效解釋與預測。

第三節 論文架構

本研究架構如圖 1 所示，第一章為緒論，說明研究動機、研究目的、研究架構。第二章為文獻回顧。第三章為研究方法之介紹，包括：單根檢定、共整合檢定、向量自我迴歸模型、誤差修正模型、因果關係檢定、衝擊函數反應、誤差變異分析。第四章為實證結果分析。第五章為結論與建議。



圖 1 研究架構



資料來源：本研究自行整理

第二章 文獻回顧

第一節 股票市場研究

股市的預測已有相當多著名的研究，例如：Campbell and Shiller (1988)提出股利收益預測股票報酬、Fama and French (1988)提出股利收益率預測短期股票之報酬、Kothari and Shanken (1997)提出本益比、股利收益率以及市場報酬之時間序列研究等。本研究主要在研究總體經濟變數與加權指數間之實證研究，先前實證的文獻中，研究總體經濟變數與股票報酬主要分為兩類，第一類為研究總體經濟變數對於股價的影響，另一類則在研究股票市場波動性與總體變數波動性的關聯，本文著重在第一類之研究。

變數的內外生通常不容易直接判定，因此後來許多文獻使用向量自我迴歸模型(VAR)與向量誤差修正模型(VECM)來研究各國總體變數與股票市場之間的關聯性。

第二節 國外實證文獻

Mukherjee and Naka (1995)使用 VECM 研究日本股票市場報酬與匯率、通貨膨脹、貨幣供給、工業生產指數、長期公債殖利率以及銀行拆款利率之關聯性，發現股票市場報酬與此六個總體變數有長期共整合關係。Ratanapakorn and Sharma (2007)使用 VECM 研究美股指數與總體變數之長短期關係，發現美股指數與工業生產指數、通貨膨脹、貨幣供給、短期利率以及匯率為正向相關，而與長期利率為負向相關，causality test 顯示所有總體變數長期皆領先美股指數，但短期則否。Mookerjee and Yu (1997)研究新加坡股票市場報酬與廣義貨幣供給、狹義貨幣供給、匯率以及外匯存底之相關性，研究期間為 1984 年 10 月到 1993 年 3 月之月資料，發現狹義貨幣供給、廣義貨幣供給、外匯存底與新加坡股價長期有共整



合關係。Gan et al. (2006)使用 Granger causality 和 cointegration 研究紐西蘭股票指數與七個總體變數之相關性，發現變數間具有長期共整合關係，而因果關係檢定發現，利率、貨幣供給以及實質 GDP 領先紐西蘭加權指數。Robert (2008)研究新興市場(中國、巴西、俄羅斯、印度)的匯率、油價與股票市場的相關性，發現總體變數與四個市場之股票並沒有顯著的相關性。Rahman et al. (2009)使用 VECM 研究總體經濟變數與馬來西亞股票市場之關聯性，研究期間為 1986 年 1 月至 2008 年 4 月之月資料，發現利率、外匯存底以及工業生產指數與馬來西亞股票指數長期呈現正相關，而貨幣供給與匯率與馬來西亞股票指數長期呈現負相關，因果關係檢定發現，馬來西亞股票指數與利率具有雙向回饋關係。Asaolu and Ogunmuyiwa (2011)研究奈及利亞股票平均每股股價與 9 個總體經濟變數之相關性，只有匯率領先奈及利亞平均每股股價，而共整合檢定發現總體變數與奈及利亞平均每股股價具有長期均衡關係。

上述各國實證研究所使用常見的總體經濟變數包括：匯率、隔夜拆款利率、貨幣供給、工業生產指數、匯率、物價指數、通貨膨脹率、外匯存底以及實質 GDP 等總體經濟變數，使用 VECM 來探討總體經濟變數與加權股價指數長期的均衡關係，以及使用因果關係檢定，探討總體經濟變數與加權股價指數的關係為領先、落後亦或者互為因果的回饋關係，在大部分國家總體經濟變數與加權指數有長期的共整合關係，包含：美國、新加坡、紐西蘭等國家，其短期總體變數與加權指數可能會有偏離均衡的現象，但長期而言，變數會維持共整合關係式之長期均衡上，可以用以幫助投資人從基本面分析，了解加權指數長期的走勢，而各國的總體經濟變數與加權指數的因果關係檢定，結果則不盡相同，以美國而言，

Ratanapakorn and Sharma (2007)實證顯示其使用之總體變數皆領先美股指數，以紐西蘭而言，Gan et al. (2006)實證顯示只有利率、貨幣供給以及實質 GDP 領先紐西

蘭加權指數。



第三節 台灣實證文獻

徐千婷(2006)，使用 VECM 顯示新台幣名目有效匯率相較於匯率對實質生產之解釋力較大，隱含我國匯率的影響較利率大，反映台灣擁有開放經濟體系之特質。劉淑敏(2011)，使用 SVAR 建立貿易依存度、產出缺口、通貨膨脹率、利率以及匯率等變數之模型，實證結果顯示當通貨膨脹率面對產出缺口衝擊時，短期內即有明顯的同向效果，驗證產出與通貨膨脹存在抵換關係。陳南光、徐之強(2002)，在較短的遞延期之下(2 和 4 季)，股票財富對於未來消費的變動不具領先關係，但若把落後期數拉長至 6 季，股票財富開始對於未來消費的變動有顯著之解釋力。此外，M1B 和 M2 的變動在各種落後期數之下均顯著影響股價。

以台灣出口導向國家而言，或許實證結果會跟已開發與開發中國家不同，而期刊上之實證研究大部分著重在匯率、貨幣政策以及股票市場等總體變數之間的關聯，本研究探討全面性之總體經濟變數，研究多面向之總體經濟變數與股票市場之關係，比較實證結果與著重某個總體變數之文獻是否有差異。台灣加權指數與總體變數是否具有長期均衡？變數之間的因果關係為何？變數間衝擊的影響與解釋力為何？本研究以實證上常見的總體經濟變數研究台灣股票市場與總體經濟變數的長短期關係、因果關係等，幫助了解台灣股票市場之基本面分析。

第三章 研究方法



第一節 單根檢定(Unit Root Test)

經濟變數之時間序列資料分為定態(Stationary)與非定態(Non-Stationary)，一般估計時間序列模型前提假設變數符合定態，但許多文獻上假設變數符合定態卻出現非定態時間序列資料的性質，主要的原因是許多經濟的資料都具有非定態的性質，例如：所得、物價以及貨幣供給等總體變數資料，甚至一些財務方面的資料。當變數為非定態時，可能會產生 Granger and Newbold(1974)提出的「假性迴歸」(spurious regression)問題，亦即，變數之間無相關性，但估計出的模型卻產生係數具有顯著的 t 值且整體有高度的解釋力，造成實證結果誤判的情形。因此使用時間序列變數進行實證研究時，必須先行確認變數是否為定態，時間序列之定態可分為強定態(strongly stationary)與弱定態(weakly stationary)，後者必須滿足以下三個條件：

1. 平均數為有限常數值

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mu$$

2. 變異數為有限常數值

$$\text{Var}(y_t) = \text{Var}(y_{t-s}) = \sigma$$

3. 共變異數為有限常數值

$$\text{Cov}(y_t, y_{t-s}) = \text{Cov}(y_{t-j}, y_{t-j-s}) = \gamma_s$$

相對的強定態不需要是有限平均數與變異數，因此，隱含弱定態較強定態的條件更為嚴謹。此外，若變數為非定態的時間序列，應對變數進行差分，使其成為定態性質，依據 Granger(1986), Engle and Granger(1987)，時間序列若經 d 階差分即為定態，其整合級次為 d，用 $y_t \sim I(d)$ 表示。確認時間序列變數是否為定態，其中最常見為單根檢定，相關單根檢定法敘述如下：



1. Dickey-Fuller 單根檢定(DF)

由 Dickey 與 Fuller(1979)提出以 AR(1)模型檢定變數是否具有單根情況，DF 假設殘差項是獨立且具有固定變異數，可分為三種型式檢定：

(1) 不含截距項與時間趨勢

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(2) 只含截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(3) 含截距項與時間趨勢

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

其中 Δy_t 為對時間序列 y_t 取一階差分， a_0 為漂移項(shift)， t 為時間趨勢項， ε_t 為白噪音(White Noise)。此假設檢定的虛無假設 $H_0: \gamma=0$ ，對立假設 $H_1: \gamma \neq 0$ ，若是顯著拒絕虛無假設 H_0 ，則表示單根不存在， y_t 為定態序列 $I(0)$ ，反之，若無法顯著拒絕虛無假設 H_0 ，則需進一步進行差分再檢驗，使其成為定態序列。此外，當不知道真實的資料產生過程(Data Generating Process, DGP)，直接假設殘差項為獨立且具有固定變異數，可能會發生當真實的 DGP 同時存在 AR 與 MA，必須納入所有 AR 的落後項，才能估計出正確的 γ ，亦須找出適當的 MA 項，使殘差無自我相關，如果殘差項具有顯著的自我相關，將導致 DF 檢定力降低。

2. Augmented Dickey-Fuller 單根檢定(ADF)

由於 DF 檢定用 OLS 進行估計且僅考慮 AR(1)的形式，一般殘差可能存在有自我相關，影響 DF 檢定值不正確，因此 Dickey 與 Fuller(1981)提出 ADF 來解決此問題，在原始 DF 檢定法的迴歸式中加入 p 期之遞延期，使殘差符合白噪音，ADF 可分為三種型式：

(1) 不含截距項與時間趨勢



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

(2) 只含截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

(3) 含截距項與時間趨勢

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

其中 Δy_t 為對時間序列 y_t 取一階差分， a_0 為漂移項(shift)， t 為時間趨勢項， p 為遞延期數， ε_t 為白噪音。此假設檢定的虛無假設 $H_0: \gamma=0$ ，對立假設 $H_1: \gamma \neq 0$ ，若是顯著拒絕虛無假設 H_0 ，則表示單根並不存在， y_t 為定態序列 $I(0)$ ，反之若無法顯著拒絕虛無假設 H_0 ，則需進一步進行差分再檢驗，使其成為定態序列。此外，用來決定模型的最適遞延期數的判定準則眾多，其中以 Akaike(1973)提出的 Akaike Information Criterion(AIC)與 Schwarz(1978)提出的 Schwarz Information Criterion(SBC)最為常用，公式如下：

$$AIC = T \ln|\Sigma| + 2k$$

$$SBC = T \ln|\Sigma| + 2k \ln(T)$$

其中 Σ 為共變異數矩陣， k 為待估參數之數目， T 為樣本個數。此兩種模型選擇方法加入懲罰項，可以預防過度配適的情況，其值愈小表示模型愈適合。

第二節 向量自我迴歸模型(Vector Autoregression, VAR)

多變數的時間序列模型，若以傳統的基本線性迴歸模型估計，隱含著變數之間存在因果關係的假設，應變數為內生變數(endogenous variable)，自變數為外生

變數(exogenous variable)，但在現實的社會中，變數的內生或外生通常難以判定，造成早期計量模型受到諸多限制，並且容易受到質疑。Sims(1980)提出了向量自我迴歸模型，將所有變數視為內生變數來處理，可用來預測任一變數變動對所有變數的影響，VAR(p)模型如下：

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{Y}_{t-2} + \cdots + \mathbf{A}_p \mathbf{Y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

其中 \mathbf{A}_0 為 $(n \times 1)$ 維之向量， \mathbf{A}_i 為 $(n \times n)$ 維之矩陣， p 表遞延期數， $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ 為 $(n \times 1)$ 維之誤差向量，且 $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$ 。

第三節 共整合檢定(Cointegration Test)

一般經濟變數大多都具有非定態的性質，進行差分會使變數間失去長期關係，尤其在 Nelson and Plosser(1982)的研究發表後更加確立，若使用差分方法來使變數呈現定態性質，會使得變數無法顯現長期的關係，為了解決此問題，Engle and Granger(1987)首先提出共整合的概念，共整合是非定態變數之間，因存在這種特殊關係，而使其可透過線性轉換變成定態性質，例如： x_t 、 y_t 兩個變數皆為 $I(k)$ ，也就是 k 階整合之非定態變數($k > 0$)，若其線性組合後的關係為 $I(k-b)$ ，則稱 x_t 、 y_t 兩個變數為 k 階 b 次共整合(cointegrated of order k, b)，可表示為 $CI(k, b)$ 。這樣的變數資料在長期下，Stock and Watson(1988)發現共整合變數之間存在共同隨機趨勢(common stochastic trend)，也就是兩個變數存在長期均衡的關係，在短期可能有偏離長期均衡的情況，但此短期偏離長期均衡的現象，會逐漸縮小，也就是誤差修正機能(error correction mechanism)。確認變數間是否存在共整合關係，可以透過兩種方式進行檢定：

1. Engle-Granger 兩階段檢定法



Engle and Granger(1987)提出一個簡易的兩階段流程來檢定兩變數的共整合階次是否為CI(1, 1)，其步驟如下：

Step 1 使用 OLS 估計長期均衡關係

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + e_t$$

其中 x_t 、 y_t 皆為 I(1)序列。將其殘差保留起來進行下一個步驟

Step2 利用單根檢定來檢驗 e_t 經過差分後是否為定態

$$\Delta \hat{e}_t = a_0 + a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^n a_{i+1} \Delta \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t$$

假設檢定為：

$$H_0: a_1 = 0$$

$$H_1: a_1 < 0$$

當無法顯著拒絕 H_0 時，殘差具有單根，表示 x_t 與 y_t 不具有共整合關係，反之，當顯著拒絕 H_0 時，殘差為定態，表示 x_t 與 y_t 具有共整合關係，此外，其臨界值不能使用傳統的 ADF 統計量，漸近分配參考 Phillips and Ouliaris (1990) 之推導。

Engle-Granger 兩階段檢定法雖然容易估計，但存在一些問題：(1)自變數與應變數的設定若非來自理論基礎，而是基於實證偏好或主觀設定，可能發生錯誤的推論，雖然 Rajab Ssekuma(2011)指出以任一變數當自變數，只要樣本夠大，兩式之殘差會有漸進分配，結果將一致，但總體變數通常樣本數不會太大，因此可能產生不一致的結果。(2) 無法處理多個共整合關係的存在。(3) 可能不具效率性，在估計第一階段共整合關係時所產生的估計誤差會被帶到下一個階段。

2. Johansen 共整合檢定

由 Johansen(1988, 1991, 1994)提出的共整合檢定法，以 VAR 為基礎，用最大概似估計法(Maximum Likelihood Estimation, MLE)推導出之共整合向量估計式：

$$\Delta \mathbf{x}_t = \boldsymbol{\pi} \mathbf{x}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\pi}_i \Delta \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

其中 \mathbf{x}_t 為 $(n \times 1)$ 維之向量， $\boldsymbol{\pi}$ 和 $\boldsymbol{\pi}_i$ 為待估計 $(p \times p)$ 維之係數矩陣， p 為干擾項符合白噪音之最適遞延期數， $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$ 為 $(p \times 1)$ 維之矩陣。假設最多有 r 組共整合向量，由 MLE 導出估計式之 $\boldsymbol{\pi}$ 求得 n 個特徵根，將特徵根依大小排列 $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ ，可用利用以下兩種統計量來進行共整合檢定：

1. 軌跡檢定(trace test)

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

其中 $\hat{\lambda}_i$ 為 $\boldsymbol{\pi}$ 矩陣中的特徵根， T 為樣本個數。

假設檢定為：

$$H_0: \text{rank}(\boldsymbol{\pi}) \leq r$$

$$H_1: \text{rank}(\boldsymbol{\pi}) > r$$

2. 最大特徵根檢定(maximum eigenvalue test)

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

其中 $\hat{\lambda}_i$ 為 $\boldsymbol{\pi}$ 矩陣中的特徵根， T 為樣本個數。

假設檢定為：

$$H_0: \text{rank}(\boldsymbol{\pi}) = r$$

$$H_1: \text{rank}(\boldsymbol{\pi}) = r + 1$$

以上兩種 Johansen 共整合檢定法之漸進分配為隨機布朗運動(Brownian Motion)，其臨界值可參考 Johansen and Juselius(1990)。



第四節 誤差修正模型(Error Correction Model, ECM, VECM)

當變數經過共整合檢定後，發現變數間具有共整合現象時，隱含這些變數長期而言，具有往均衡方向調整的特性，在使用 VAR 時需要加入長期修正項，可以利用誤差修正模型來尋找長短期間動態調整的關係，避免變數經過差分之後造成忽略長期均衡之關係，由 Ender(2004, pp. 329) and Banerjee et al.(1993, pp. 50~51) 提出誤差修正模型之一般式如下：

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_\varepsilon \varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^m \sum_{i=0}^{n_j} \beta_{ji} \Delta x_{j,t-i} + \varepsilon_t$$

其中 β_ε 為調整速度參數(speed of adjustment parameter)。此外衝擊反應函數與預測誤差變異分解為 VECM 常用之方法。

第五節 衝擊反應函數(Impulse Response Function)

衝擊反應函數用來研究 VAR 模型中，應變數對於每個變數衝擊的回應，也就是給予每一個方程式中誤差項一單位的衝擊量，觀察其在一段時間內對 VAR 的影響，當系統是穩定的，該衝擊則會隨時間消失，其過程為利用 Wold 分解定理(Wold decomposition theorem)將 VAR 轉換成移動平均(moving average, MA)的形式，即向量移動平均模型(vector moving average, VMA)，其轉換過程如下：



$$Y_t - \sum_{i=0}^{\infty} A_i Y_{t-i} = \mu + \varepsilon_t$$

$$(1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_n L^n) Y_t = \mu + \varepsilon_t$$

上式 L 為落後運算子

$$Y_t = (1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_n L^n)^{-1} (\mu + \varepsilon_t)$$

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i}$$

其中 Y_t 為 $(m \times 1)$ 維之向量， μ 為 $(m \times 1)$ 維之常數向量， C_i 為 $(m \times m)$ 維之矩陣， ε_{t-i} 為 $(m \times 1)$ 維之殘差向量。當隨機衝擊項與當期有關時，則需透過 Choleski 分解 (Choleski decomposition)，去除與當期之相關，轉換過程如下：

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} C_i V V' \varepsilon_{t-i}$$

上式 V 為下三角矩陣(lower triangular matrix)，令 $D_i = C_i V$ ， $\eta_{t-i} = V' \varepsilon_{t-i}$

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} D_i \eta_{t-i}$$

可由 D_i 的大小來分析不同誤差項衝擊對各變數的影響，當變數受到其他變數自發性的衝擊，其反應為正向或負向、反應的型態為持續性或跳動性以及反應時間的長短皆可由衝擊反應函數的圖形觀察出。

第六節 預測誤差變異分解(Forecast Error Variance Decomposition)

預測誤差變異分解用來估算某一個變數的預測誤差變異，其中有多少比例是由其他變數的預測誤差變異所解釋，其與衝擊反應函數的差別在於，變異分解是給定應變數在受到本身及其他變數衝擊時變動的比例程度大小，以 $VAR(1)$ 的縮減



式開始推導，其過程如下：

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{X}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

向前預測 1 期為：

$$\mathbf{X}_{t+1} = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{X}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}$$

向前推算 1 期的期望誤差為：

$$\mathbf{X}_{t+1} - E_t(\mathbf{X}_{t+1}) = \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}$$

向前推算 2 期的期望誤差為：

$$\begin{aligned} \mathbf{X}_{t+2} - E_t(\mathbf{X}_{t+2}) &= \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1(\mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{X}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1}) + \boldsymbol{\varepsilon}_{t+2} - (I + \mathbf{A}_1)\mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1^2 \mathbf{X}_t \\ &= \boldsymbol{\varepsilon}_{t+2} + \mathbf{A}_1 \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1} \end{aligned}$$

推上式推廣到 n 期為：

$$\begin{aligned} \mathbf{X}_{t+n} - E_t(\mathbf{X}_{t+n}) &= \boldsymbol{\varepsilon}_{t+n} + \mathbf{A}_1 \boldsymbol{\varepsilon}_{t+n-1} + \mathbf{A}_1^2 \boldsymbol{\varepsilon}_{t+n-2} + \cdots \\ &\quad + \mathbf{A}_1^{n-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t+1} \end{aligned}$$

以變數 $x_{1,t}$ 來表示，向前推算 n 期預測誤差為：

$$\begin{aligned} x_{1,t+n} - E_t(x_{1,t+n}) &= \Psi_{11}(0)\mathbf{e}_{1,t+n} + \Psi_{11}(1)\mathbf{e}_{1,t+n-1} + \cdots \\ &\quad + \Psi_{11}(n-1)\mathbf{e}_{1,t+1} + \Psi_{12}(0)\mathbf{e}_{2,t+n} \\ &\quad + \Psi_{12}(1)\mathbf{e}_{2,t+n-1} + \cdots + \Psi_{12}(n-1)\mathbf{e}_{2,t+1} \end{aligned}$$

向前推算 n 期 $x_{1,t}$ 的預測誤差變異為：

$$\begin{aligned} \sigma_{x_1}^2(n) &= \sigma_{x_1}^2(n)[\Psi_{11}(0)^2 + \Psi_{11}(1)^2 + \cdots + \Psi_{11}(n-1)^2] + \sigma_{x_2}^2(n)[\Psi_{12}(0)^2 \\ &\quad + \Psi_{12}(1)^2 + \cdots + \Psi_{12}(n-1)^2] \end{aligned}$$

因此向前推算 n 期 $x_{1,t}$ 的預測誤差變異可分為兩部分，一部分由 $x_{1,t}$ 的變異數所解

釋，另一部分由 $x_{2,t}$ 的變異數所解釋，由 $\mathbf{e}_{1,t}$ 和 $\mathbf{e}_{2,t}$ 衝擊的影響效果比例分別為：

$$\frac{\sigma_{x_1}^2(n)[\Psi_{11}(0)^2 + \Psi_{11}(1)^2 + \cdots + \Psi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_{x_1}^2(n)}$$

$$\frac{\sigma_{x_2}^2(n)[\Psi_{12}(0)^2 + \Psi_{12}(1)^2 + \dots + \Psi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_{x_1}^2(n)}$$

如果在所有預測期間內， $e_{2,t}$ 的衝擊完全沒有解釋 $x_{1,t}$ 的預測誤差變異，可稱 $x_{1,t}$ 為外生變數；反之， $e_{2,t}$ 的衝擊完全解釋 $x_{1,t}$ 的預測誤差變異，可稱 $x_{1,t}$ 為內生變數。

第七節 Granger 因果關係檢定(Granger Causality Test)

Granger(1969)提出的因果關係檢定，用變數預測的準確性來決定此變數是否與其他變數有因果關係，亦即檢驗一個變數的落後期是否對其他變數具有影響力，檢驗模型如下：

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$Y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

假說檢定為：

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_k \text{ 不完全為 } 0, k = 1 \sim j$$

$$H'_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_j = 0$$

$$H'_1: \beta_k \text{ 不完全為 } 0, k = 1 \sim j$$

四種因果關係之情況：

1. 無法同時顯著拒絕 H_0 與 H'_0 ，表示 X_t 與 Y_t 互相獨立，兩變數不存在因果關係。
2. 無法顯著拒絕 H_0 但顯著拒絕 H'_0 ，表示 X_t 與 Y_t 為單向因果關係， Y_t 領先 X_t 。
3. 無法顯著拒絕 H'_0 但顯著拒絕 H_0 ，表示 X_t 與 Y_t 為單向因果關係， X_t 領先 Y_t 。

4. 同時顯著拒絕 H_0 與 H'_0 ，表示 X_t 與 Y_t 存在互為因果之回饋(feedback)關係。

此外 Granger 因果關係式的落後期 p 和 q ，可以用 AIC 法則先決定 p ，再決定 q ，

當變數具有單根性質，亦須進行差分，使其成為定態。



第四章 實證結果分析

第一節 資料來源與分析

本實證研究資料取自台灣經濟新報(TEJ)，研究期間為 2000 年 1 月到 2016 年 12 月，17 個完整會計年度，以月資料為樣本，每筆資料共有 204 個觀察值，六個變數包括：台灣加權股價指數、物價指數、金融業拆款利率、美元兌台幣匯率、貨幣供給以及工業生產指數，並且把 6 個變數取自然對數進行實證，各變數之敘述如下：

1. 台灣加權股價指數

台灣加權指數為經濟的重要領先指標，也是研究的重點，本研究使用的變數以 2011 年為基年的台灣加權物價指數之月底資料。

2. 物價指數

物價指數可以透過資金面影響股市，寬鬆的貨幣政策下，使存款與貸款利率較低，股市和房地產的投資市場會吸引資金挹注，當這些市場資金過盛後，物價指數也會上升，而物價上漲可能使商品市場帶動股價推升，也可能因為跨期代替效果，投資者退出股票市場，從而投資房地產或貴金屬等保值性強的商品，因此物價指數與股價也有相關性，本研究使用 CPI 作為物價指數的變數。

3. 金融業拆款利率

金融業拆款利率為市場利率體系中對於央行的貨幣政策反應最為敏感的利率之一，因為在金融機構之間的拆借通常是交易量大、範圍廣且交易頻繁，因此隔夜拆款利率亦為央行施行貨幣政策重要的指標，也代表著景氣的訊號燈，央行可以透過同業拆借的市場影響拆款利率和商業銀行超額準備金，進而達到貨幣政策的效果，是以本研究使用金融業加權拆款利率的月資料作為利率



之變數。

4. 美元兌新台幣匯率

匯率為國際貿易中最重要的調節工具，台幣的升值與貶值影響著我國的進出口，當新台幣相對於其他幣別升值時，刺激進口，而當台幣相對於其他幣別貶值時，則刺激出口，以進出口貿易為主的台灣受進出口影響深遠，進而影響股市，然而，當股市上漲時，伴隨著外資熱錢湧入，市場上美元多造成台幣升值，因此匯率、經濟以及股市之間有顯著的關聯性，此外美元的匯率公認為國際性指標，因此使用美元兌新台幣之實質匯率代表匯率。

5. 貨幣供給

股市的動能來自於大量資金，而資金大部分來自流動性較高的貨幣，M1B 為 M1A（通貨淨額+支票存款+活期存款）加上活期儲蓄存款，其中通貨淨額為貨幣機構以外各部門持有之通貨，與支票存款和活期存款都是流動性高之貨幣，也就是說 M1B 為國民隨時可動用的資金，被視為股市資金動能指標，因此選擇 M1B 變數代表貨幣供給。

6. 工業生產指數

工業生產以數量為基礎來衡量製造業、礦業以及公共事業之實質產出，反應各產業的景氣情況，當股市上漲，刺激商品市場，進而帶動工業生產之數量，工業生產指數上升，因此工業生產指數與股票市場亦有相當的關連性。一般衡量實質產出的變數是國民生產毛額(GNP)與國內生產毛額(GDP)，但兩者資料的頻率為年資料與季資料，經建會的處理方法為利用內插法的方式來轉換成月資料，但此方法顯然不夠嚴謹，因此許多文獻 Fama(1990), Neal and Morley(1997)等都使用工業生產指數變數來代表實質產出，是以本研究亦使用工業生產指數來替代，此外工業生產指數有明顯的季節性變化，因此本研

究使用的變數為經過季節調整之工業生產指數。

表 1 資料說明

資料名稱	代號	資料期間	資料性質	資料來源
台灣加權股價指數	INDEX	2000 年 1 月至 2016 年 12 月	月底值	證券交易所
CPI	CPI	2000 年 1 月至 2016 年 12 月	月底值	行政院主計總處
金融業拆款利率	R	2000 年 1 月至 2016 年 12 月	月均值	中央銀行金融統計月報
美元兌新台幣匯率	E	2000 年 1 月至 2016 年 12 月	月均值	經建會台灣景氣指標月報
貨幣供給 M1B	M1B	2000 年 1 月至 2016 年 12 月	月底值	中央銀行金融統計月報
工業生產指數	IPI	2000 年 1 月至 2016 年 12 月	月底值	經濟部統計處

資料來源：本研究自行整理

表 2 原始資料之敘述統計

	INDEX	CPI	R	E	M1B	IPI
平均數	7,212.51	96.54	1.28	32.04	9,393,515.0 2	84.22
標準差	1561.17	5.44	1.28	1.67	3496146.49	17.19
偏態	-0.31	0.033	1.47	-0.06	0.25	-0.12
峰態	-0.96	-1.49	1.48	-0.99	-1.14	-1.39
中位數	7,513.13	97.28	1.01	32.29	8,333,492	84.55
極大值	9,854.95	105.29	4.80	35.07	16,177,676	110.67
極小值	3,636.94	88.92	0.10	28.81	4,240,792	54.30

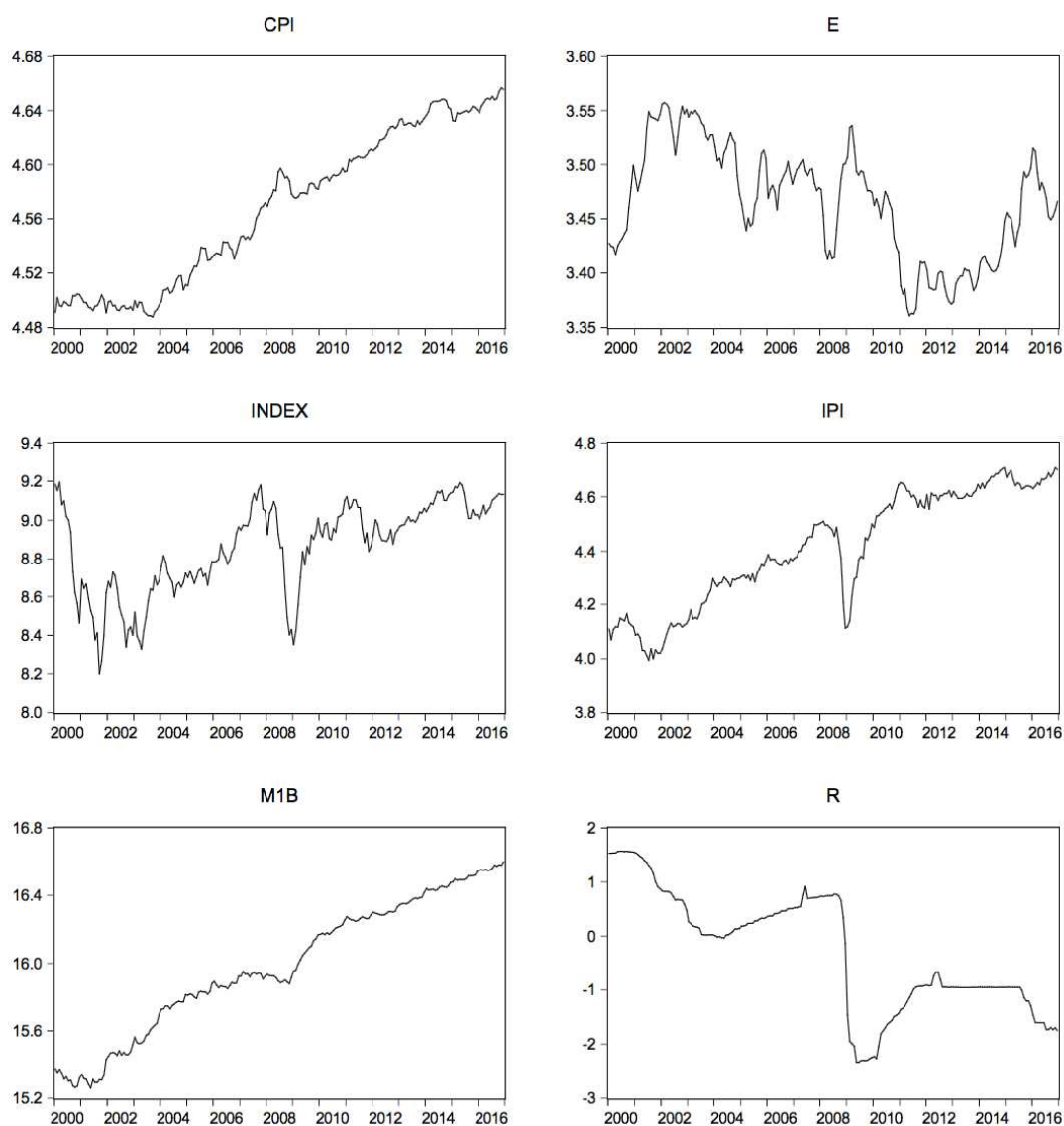
資料來源：本研究自行整理



第二節 單根檢定結果

在進行總體經濟變數與股價關係的時間序列研究之前，必須先進行變數之單根檢定，避免可能產生假性迴歸的問題，由於 DF 單根檢定法的諸多限制，因此使用 ADF 單根檢定法來檢驗每個變數是否符合定態的性質。為了避免 DGP 設定錯誤和資料有過度差分的情形，先觀察圖 2 變數的時間走勢，決定 ADF 估計模型是否加入漂浮項和時間趨勢項。

圖 2 變數之趨勢圖



資料來源：本研究自行整理

把圖 2 中具有時間趨勢的變數加入漂移項和時間趨勢項估計，最適遞延期數由 AIC 決定，最大期數設定為 15 期，由表 3 得知未差分之變數皆無法顯著拒絕有單根之虛無假設，也就是變數為非定態，而變數經過一階差分之後，在 0.05 顯著水準下皆顯著拒絕虛無假設，符合定態性質，因此變數皆為 I(1)，與許多經濟變數與財務變數性質相同，具有非定態的性質。當變數經過一階差分轉為定態後，其時間走勢如圖 3 所示，此外，2008 年金融海嘯的影響可以從圖 2 中明顯看到，因此本研究加入虛擬變數(D01)，假設 2008 年 10 月為金融海嘯開始影響台灣之時間點。

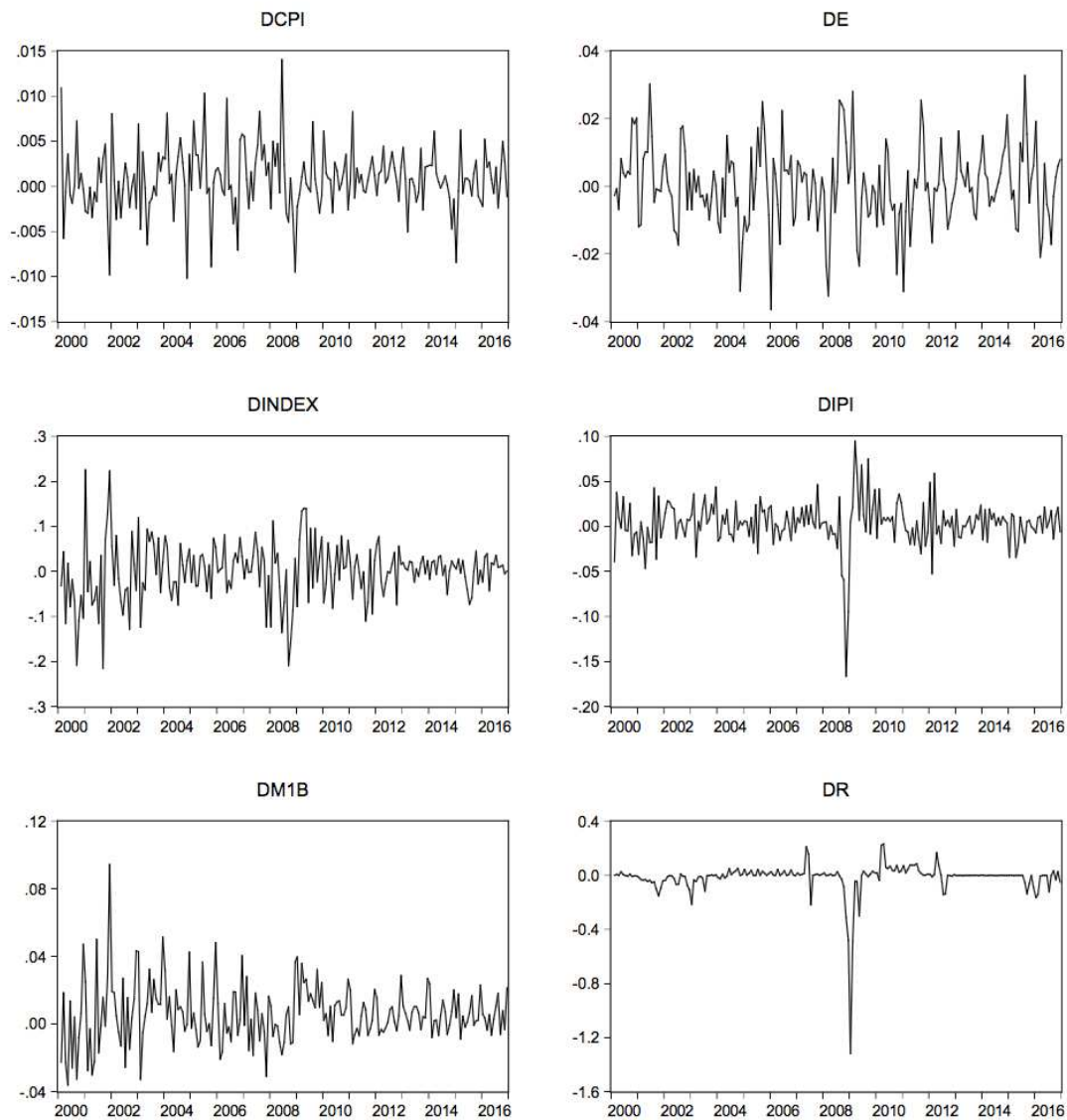
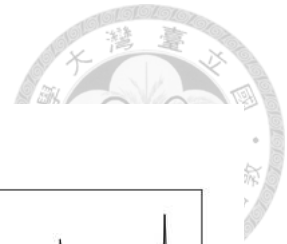
表 3 ADF 檢定

變數	未取差分 ADF	lags	p-value	變數	一階差分 ADF	lags	p-value
CPI	3.237617	1	0.9997	CPI	-13.30346***	1	0.0000
E	0.165488	2	0.7332	E	-8.788756***	2	0.0000
IPI	1.239023	7	0.9450	IPI	-7.268201***	3	0.0000
M1B	2.779748	14	0.9987	M1B	-2.351912**	15	0.0184
R	-1.416287	1	0.1457	R	-7.209468***	1	0.0000
INDEX	0.349326	8	0.7849	INDEX	-5.628602***	8	0.0000

資料來源：本研究自行整理

註：***表示 $p=\text{value}<0.01$ ，**表示 $p=\text{value}<0.05$ ，*表示 $p=\text{value}<0.1$

圖 3 變數一階差分後之趨勢圖



資料來源：本研究自行整理

第三節 向量自我迴歸模型最適遞延期實證結果

將所有變數視為內生變數，需建立 VAR 模型，VAR 模型必須決定其遞延期使殘差符合白噪音，本研究使用 AIC 指標來決定遞延期期數，如表 4 所示，從 VAR(2)開始檢驗到 VAR(5)，發現 VAR(4)之 AIC 為最小，另外仍需檢驗 VAR 模型中每條方程式的殘差是否都符合白噪音，利用每條方程式的殘差做相關性檢驗，

發現 VAR(2)到 VAR(5)的殘差檢驗在 0.05 顯著水準下皆無顯著拒絕無自我相關之虛無假設，再利用 White 檢定檢查是否存在異質變異，發現 VAR(2)到 VAR(4)在 0.05 顯著水準下殘差皆顯著拒絕異質變異，如表 4 所示，因此以 VAR(4)作為本研究之模型。

表 4 不同遞延期之 VAR 檢定

VAR 期數	AIC	LR	BIC	無自我相關 (0.05)	異質變異 p-value
VAR(2)	-32.73461	3404.195	-31.1296	Not rejected	0
VAR(3)	-32.88737	3452.181	-30.47152	Not rejected	0
VAR(4)	-33.69434	3565.434	-30.46199	Not rejected	0.0348
VAR(5)	-33.6173	3589.921	-29.56273	Not rejected	0.0574

資料來源：本研究自行整理

註：AIC 為 Akaike information criterion，LR 為 Likelihood ratio，BIC 為 Schwarz criterion

第四節 Johansen 共整合檢定實證結果

由 ADF 單根檢定確認變數皆為 I(1)，變數間可能存在共整合關係，利用 Johansen 共整合檢定來檢驗有幾組共整合向量，在 0.05 顯著水準下，從表 5 Maximum Eigenvalue Test 結果發現，其顯著拒絕最多有 1 組共整合向量，但卻未顯著拒絕最多有 2 組共整合向量，即變數間有 2 組共整合向量，由表 6 Trace Test，發現有變數間有 6 組共整合向量，當兩種方法結果產生不一致時，本研究參考陳旭昇(2013)，以最大特性根檢驗為主要參考，共整合向量方程式如下：

$$\begin{aligned} \text{INDEX}_t - 0.576491\text{D01}_t - 2.856429\text{E}_t - 1.096840\text{IP}_t - 0.188789\text{M1B}_t \\ - 0.340310\text{R}_t + 9.115146 = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &CPI_t - 0.082612D01_t - 0.236243E_t + 0.336615IP_t - 0.139164M1B_t \\ &+ 0.029681R_t - 3.049213 = 0 \end{aligned}$$

理論上，上述兩條方程式皆為共整合，由於兩組共整合向量過於複雜，因此本研究選取最大特性根之方程式進行分析，也就是上述第二式。

表 5 Maximum Eigenvalue Test

虛無假設	特徵根	統計量	臨界值(0.05)	p-value
None *	0.26271	60.65004	47.07897	0.001
At most 1 *	0.202559	45.0432	40.9568	0.0164
At most 2	0.158269	34.28665	34.80587	0.0576
At most 3	0.128689	27.41341	28.58808	0.07
At most 4	0.100813	21.14648	22.29962	0.0718
At most 5	0.068814	14.1879	15.8921	0.0908
At most 6	0.032252	6.52391	9.164546	0.154

資料來源：本研究自行整理

註：***表示 $p=\text{value}<0.01$ ，**表示 $p=\text{value}<0.05$ ，*表示 $p=\text{value}<0.1$

表 6 Trace Test

虛無假設	特徵根	統計量	臨界值(0.05)	p-value
None *	0.26271	209.2516	134.678	0
At most 1 *	0.202559	148.6015	103.8473	0
At most 2 *	0.158269	103.5583	76.97277	0.0001
At most 3 *	0.128689	69.27169	54.07904	0.0013
At most 4 *	0.100813	41.85829	35.19275	0.0083
At most 5 *	0.068814	20.71181	20.26184	0.0434
At most 6	0.032252	6.52391	9.164546	0.154

資料來源：本研究自行整理

註：***表示 $p=\text{value}<0.01$ ，**表示 $p=\text{value}<0.05$ ，*表示 $p=\text{value}<0.1$




第五節 向量誤差修正模型實證結果

當一組非定態變數具有共整合關係時，隱含這些變數在長期下，有朝長期均衡調整的性質，短期可能有偏離均衡的現象，但其失衡的現象會隨著時間縮小，因此我們將 VAR 加入誤差項，亦即誤差修正模型，此模型除了可以探討長期的均衡，還可以觀察短期修正的動態關係，由誤差修正項可以觀察當短期關係發生失衡時，變數間進行調整的情況，當誤差修正項係數顯著時，代表消除短期偏離的效果強烈，反之，當誤差修正項係數不顯著時，代表消除短期偏離的效果微弱，根據先前檢定，此模型設定最適遞延期為 4 期，並且設定共整合向量為 2 組，模型估計結果如表 7：

長期下，加權指數受第一組共整合向量之顯著的長期負向修正，工業生產指數則受兩組共整合向量顯著的長期修正。

表 7 誤差修正模型

Error Correction	D(INDEX)	D(IPI)
CointEq1	-0.11947**	0.023225**
CointEq2	-0.011574	-0.06268**
D(INDEX(-1))	0.129272*	0.052919**
D(INDEX(-2))	0.125318	0.044108*
D(INDEX(-3))	0.055438	0.028114
D(INDEX(-4))	-0.115924	0.07336**
D(CPI(-1))	-1.687613	0.701172**
D(CPI(-2))	2.181766*	-0.004238
D(CPI(-3))	-1.605863	0.031523
D(CPI(-4))	-0.717765	0.090176



D(D01(-1))	-0.140613**	-0.163917**
D(D01(-2))	0.044917	-0.121499**
D(D01(-3))	-0.057922	-0.013668
D(D01(-4))	0.257565**	0.001129
D(E(-1))	-0.225415	0.090065
D(E(-2))	0.181518	0.080134
D(E(-3))	-0.231435	0.157146
D(E(-4))	-0.439608	0.190275*
D(IPI(-1))	-0.039852	-0.310867**
D(IPI(-2))	0.260635	0.058286
D(IPI(-3))	0.428052**	0.193652**
D(IPI(-4))	0.132389	-0.112979**
D(M1B(-1))	0.167984	-0.043213
D(M1B(-2))	0.496726*	-0.031697
D(M1B(-3))	-0.305021	-0.09806
D(M1B(-4))	0.190078	-0.081419
D(R(-1))	0.136992*	-0.021306
D(R(-2))	-0.14502**	-0.037057**
D(R(-3))	0.005436	-0.022258
D(R(-4))	-0.011459	0.007038

資料來源：本研究自行整理

註：***表示 $p=\text{value}<0.01$ ，**表示 $p=\text{value}<0.05$ ，*表示 $p=\text{value}<0.1$



第六節 衝擊反應函數結果實證結果

由於台灣加權股價指數和總體變數皆為 $I(1)$ ，且具有共整合向量，因此使用向量誤差修正模型來檢驗其衝擊函數反應，本研究以 Cholesky 分解進行檢定，此檢定對於變數的排序會影響估計的結果，當變數擺在模型中愈前面表示其外生性愈強。

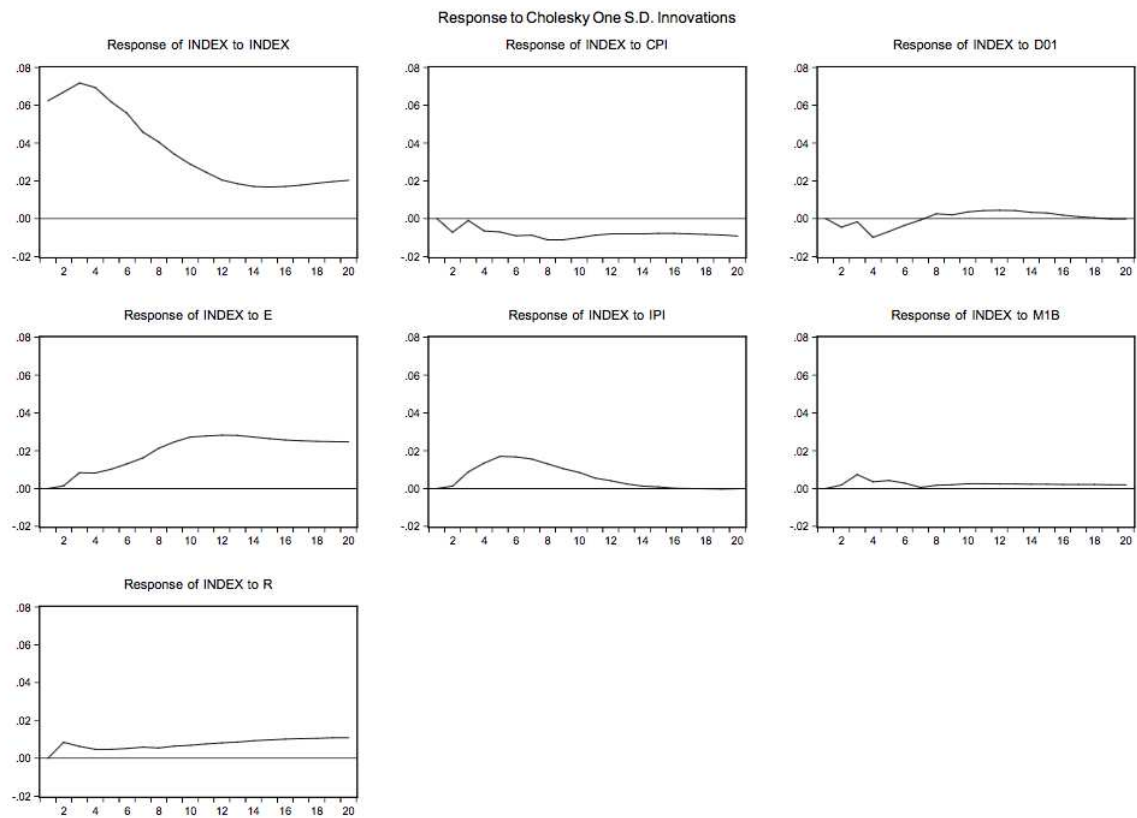
加權指數之衝擊反應函數如圖 4 以及圖 5 所示，當匯率、工業生產指數、貨幣供給以及利率受一單位的標準差衝擊時，加權指數呈現正向的反應。加權指數對於匯率反應逐漸擴大，在第 10 期達到最大，約為 2%，呈現持續性影響；指數對於工業生產指數反應從第 1 期逐漸擴大至第 5 期達到最大，之後至第 15 期平滑遞減為 0%，影響時間長，但非呈現持續性影響；加權指數對於貨幣供給的反應小於 1%，在第 3 期達到最大，之後波動性遞減至 0%，影響相對較小；加權指數對於利率影響約 1%，但不隨時間縮小影響，呈現持續性影響。

當物價指數受到一單位的標準差衝擊時，加權指數皆會呈現負向的反應。加權指數對於物價指數波動的反應呈現波動性遞增，在第 8 期達到最大，約 1%，影響不隨時間縮小，呈現持續性影響。

從圖 5 結合圖顯示，加權指數對於自身衝擊的影響最大，在第 3 期約 7%，對於總體變數的衝擊影響相對不明顯，唯有匯率的衝擊影響較大且持續時間長，可能原因為台灣為出口導向的國家，進出口量受匯率衝擊之影響，進而影響股市，因此匯率的衝擊對於加權指數的影響較其他總體變數的衝擊大，但整體而言，總體變數的衝擊對於加權指數影響不大。

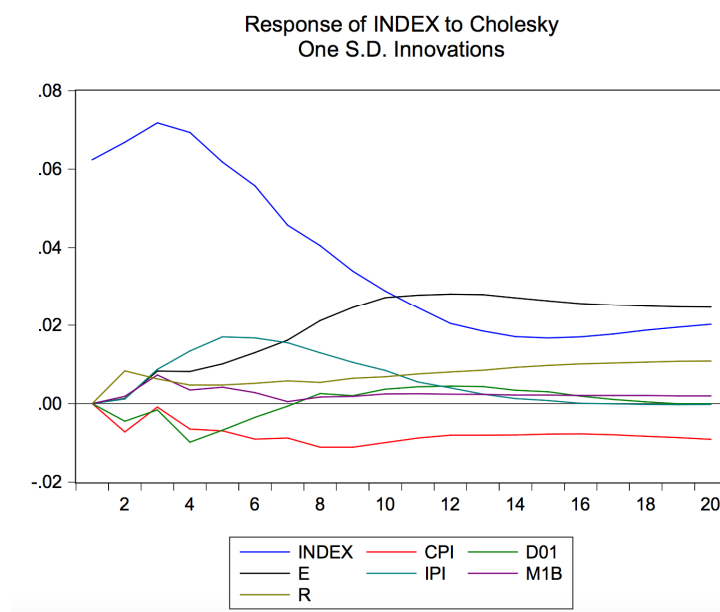


圖 4 變數衝擊對加權指數之影響




資料來源：本研究自行整理

圖 5 變數衝擊對加權指數之影響(結合圖)



資料來源：本研究自行整理

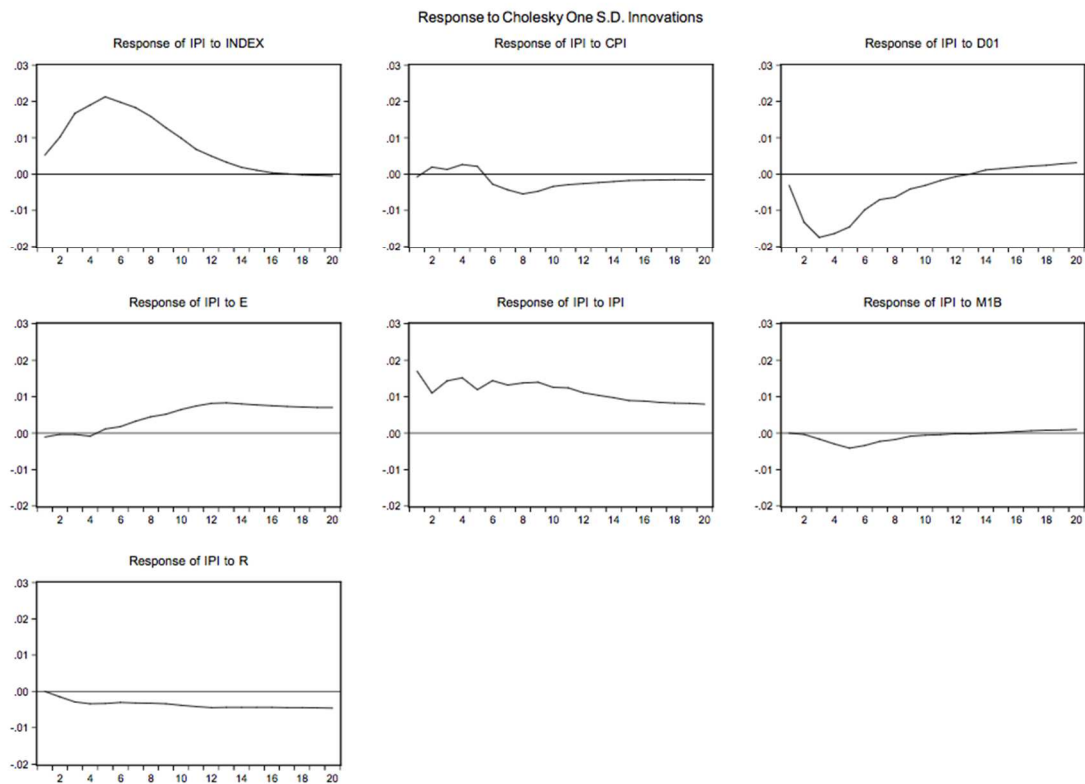
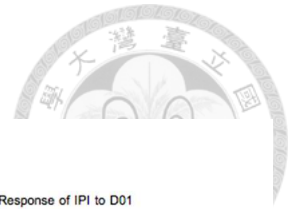


工業生產指數之衝擊反應函數如圖 6 與圖 7 所示，當加權指數、物價指數以及匯率受一單位的標準差衝擊時，工業生產指數呈現正向反應，其中工業生產指數對於加權指數的衝擊影響呈平滑遞增，在第 5 期達到最大，約 2%，之後到第 16 期平滑遞減至 0%；工業生產指數對於物價指數的反應呈現波動影響，在第 5 期前為正向影響，但第 5 期後為負向反應；工業生產指數對於匯率的反應第 4 期前為 0%，從第 4 期開始遞增至第 12 期達到最大，約 1%，呈現持續性影響。

當貨幣供給、虛擬變數以及利率受一單位的標準差衝擊時，工業生產指數呈現負向反應，其中工業生產指數對於貨幣供給之影響，只有在第 5 期較大，約 0.5%，其餘期數影響約為 0%；工業生產指數對於利率之影響，在第 3 期達到最大，約 0.5%，呈現持續性影響。

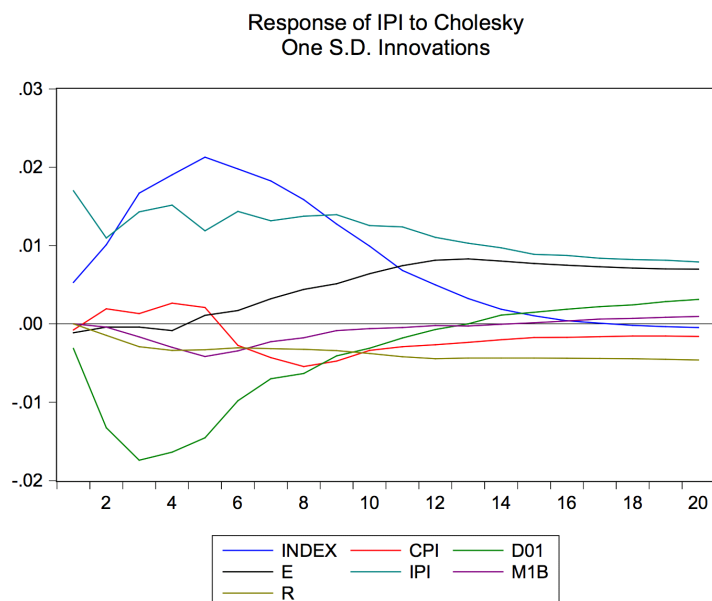
從圖 7 結合圖顯示，第 1 期時工業生產指數受自身波動影響最大，第 1 期之後，加權指數與虛擬變數的波動影響最大，且持續時間長，可能原因為加權指數為領先指標，加權指數的波動，影響商品市場進而影響工業生產指數，亦顯示代表金融海嘯之虛擬變數發生自發性衝擊時，對實質產出之負向影響劇烈，影響次之為貨幣供給，M1B 代表資金的動能，當 M1B 波動會影響股市，進而透過商品市場影響工業生產指數。

圖 6 變數衝擊對工業生產指數之影響



資料來源：本研究自行整理

圖 7 變數衝擊對工業生產指數之影響(結合圖)



資料來源：本研究自行整理



第七節 預測誤差變異分解實證結果


利用誤差修正模型建立加權指數、物價指數、美元兌台幣匯率、工業生產指數、貨幣供給以及隔夜拆款利率之預測誤差變異分解，分析加權指數與工業生產指數之變異來自於自身與其他變數所解釋，可以了解變數之間長短期互動的關係，此外預測誤差變異分解如同衝擊函數反應，其變數順序會影響估計出的結果。

加權指數預測誤差變異分解結果如表 8 所示。

1. 總體經濟變數解釋能力隨著期數增加逐漸上升，其中代表金融海嘯之虛擬變數與工業生產指數解釋力先上升後下降，分別在第 15 期與第 10 期開始遞減。
2. 加權指數在第 1 期到第 7 期，其自我解釋能力大於 90%，加權指數的自我解釋能力雖然隨時間逐漸下降，但其自我解釋能力在第 20 期時仍然高達 71%，表示其獨立性強。
3. 物價指數、虛擬變數、工業生產指數、貨幣供給以及利率解釋力皆低於 4%，表示這些總體經濟變數對於加權指數的變異解釋能力低。
4. 總體經濟變數中，匯率解釋能力最強，隨時間解釋力逐漸上升，第 20 期時有 19% 的解釋能力，為加權指數誤差變異分析中重要之變數，其他總體經濟變數在解釋變異能力上皆微弱。

表 8 加權指數預測誤差變異分解表

Period	INDEX	CPI	D01	E	IPI	M1B	R
1	100	0	0	0	0	0	0
2	98.2538	0.612655	0.241152	0.019233	0.01639	0.03951	0.817257
3	97.19986	0.380642	0.166021	0.506901	0.558181	0.402856	0.785535
4	95.76796	0.499731	0.630254	0.717338	1.341054	0.355606	0.688056
5	94.31043	0.615171	0.709517	1.021487	2.324257	0.364071	0.655068
6	92.95494	0.835609	0.658294	1.506836	3.037795	0.342583	0.663939



7	91.53928	1.017544	0.600255	2.244622	3.569498	0.312352	0.716447
8	89.76187	1.324196	0.575537	3.467861	3.819763	0.297582	0.75319
9	87.7883	1.607208	0.552909	5.019658	3.91309	0.28982	0.829012
10	85.69468	1.801723	0.562061	6.817139	3.915194	0.292019	0.917189
11	83.73807	1.931466	0.587865	8.581336	3.833542	0.296258	1.031462
12	81.85532	2.029062	0.61825	10.29754	3.738666	0.300447	1.160714
13	80.08452	2.126461	0.645064	11.90299	3.633058	0.304475	1.303435
14	78.48361	2.219311	0.653802	13.33354	3.532458	0.307078	1.470206
15	77.03678	2.301525	0.657049	14.60371	3.43933	0.309884	1.651722
16	75.73638	2.379425	0.648498	15.72924	3.35174	0.311841	1.842869
17	74.53486	2.461165	0.634745	16.7525	3.267629	0.313449	2.035654
18	73.42042	2.550704	0.619158	17.68248	3.185585	0.314611	2.227042
19	72.38048	2.645257	0.603594	18.5341	3.105659	0.314741	2.416162
20	71.40081	2.749483	0.588401	19.32087	3.027539	0.314669	2.598229

資料來源：本研究自行整理

工業生產指數預測誤差變異分解結果如表 9 所示。

1. 工業生產指數的自我解釋能力在第 1 期高達 87%，但在第 1 期之後自我解釋能力快速下降，到第 2 期只剩 55%，甚至到第 5 期只剩 30%，表示工業生產指數的自我解釋能力並不強。
2. 加權指數、虛擬變數以及匯率，隨著期數的增加，解釋能力明顯逐漸變大，其中以加權指數的解釋能力增加幅度最大，從第 1 期為 8%，至第 7 期增加為 42%；虛擬變數解釋力主要在第 4 期前，約 31%，第 4 期之後逐漸下降；匯率的解釋力隨時間逐漸上升，在第 20 期有 8%之解釋力。
3. 物價指數、貨幣供給以及利率解釋能力相當弱，無論第 1 期至第 20 期皆低於 4%。

表 9 工業生產指數預測誤差變異分解表

Period	INDEX	CPI	D01	E	IPI	M1B	R
1	8.481971	0.184362	2.990953	0.382816	87.9599	0	0
2	17.72652	0.590823	25.29526	0.194283	55.88032	0.021421	0.291369
3	26.67074	0.393987	31.86398	0.103982	40.08065	0.190334	0.696328
4	31.83945	0.539834	31.24341	0.096284	34.87323	0.491021	0.916772
5	37.53611	0.537166	29.67648	0.108047	30.23173	0.893137	1.017334
6	40.51844	0.628756	26.69282	0.162323	29.90185	1.030114	1.065688
7	42.48561	0.952937	24.26799	0.36686	29.7732	1.008299	1.145104
8	42.88722	1.42742	22.48145	0.707868	30.30479	0.963584	1.227664
9	42.45282	1.723179	21.0238	1.122771	31.43404	0.90176	1.341622
10	41.72693	1.81891	19.99975	1.75733	32.33154	0.856776	1.508771
11	40.55903	1.871867	19.1297	2.572155	33.32398	0.820686	1.722588
12	39.42733	1.911046	18.42129	3.503635	33.98226	0.790663	1.963777
13	38.3356	1.934787	17.83762	4.428494	34.50889	0.766712	2.187893
14	37.33868	1.942592	17.36846	5.249483	34.94793	0.745798	2.407058
15	36.47887	1.940875	16.99249	5.978067	35.25883	0.728573	2.622293
16	35.66985	1.938737	16.66334	6.632936	35.54705	0.714356	2.833734
17	34.93169	1.934596	16.38501	7.226727	35.77326	0.704794	3.04392
18	34.24141	1.928535	16.1402	7.767188	35.97523	0.697748	3.24969
19	33.57816	1.923171	15.93456	8.265487	36.14828	0.693713	3.456622
20	32.94749	1.920468	15.76098	8.739574	36.27313	0.692448	3.66591

資料來源：本研究自行整理

第八節 Granger 因果關係檢定實證結果

根據誤差修正模型，總體經濟變數與加權指數間存在共整合向量，代表長期有均衡關係，因此使用 VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests 來檢驗



長期台灣加權指數與工業生產指數和其他變數之間的因果關係，亦可以檢驗其應變數之外生性，結果如表 10 所示。

1. 在 0.05 的顯著水準下，加權指數長期不受任意單一總體變數影響，整體而言總體變數遞延期資訊也無法顯著影響加權指數。
2. 在 0.05 的顯著水準下，工業生產指數長期分別受加權指數、虛擬變數以及利率顯著影響，整體而言工業生產指數亦顯著被其他變數遞延期所影響。

表 10 VEC Granger Causality /Block Exogeneity Wald Tests

Dependent variable: D(INDEX)				Dependent variable: D(IPI)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.	Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(CPI)	5.292648	4	0.2586	D(INDEX)	13.13613**	4	0.0106
D(D01)	9.058741*	4	0.0596	D(CPI)	2.994083	4	0.5588
D(E)	1.566464	4	0.8148	D(D01)	73.42494***	4	0
D(IPI)	3.328442	4	0.5044	D(E)	5.088334	4	0.2784
D(M1B)	4.180749	4	0.3821	D(M1B)	1.593828	4	0.8099
D(R)	5.650458	4	0.2268	D(R)	13.4097***	4	0.0094
All	27.36004	24	0.288	All	110.2244***	24	0

資料來源：本研究自行整理

註：***表示 $p=\text{value}<0.01$ ，**表示 $p=\text{value}<0.05$ ，*表示 $p=\text{value}<0.1$

就短期而言，因台灣加權股價指數與總體變數皆為 $I(1)$ ，因此將變數做一階差分，遞延期設定為 2 期，進行 Granger 因果關係檢定，檢驗台灣加權指數與總體變數之間的因果關係，結果如表 11 所示。

1. 在 0.05 的顯著水準下，利率領先加權指數，說明利率可以用來預測加權指數之走勢。
2. 在 0.05 的顯著水準下，加權指數領先物價指數、匯率以及工業生產指數，說明加權指數可以用來預測物價指數、匯率以及工業生產指數之走勢。

3. 在 0.1 的顯著水準下，加權指數與貨幣供給有互相領先之回饋關係。

表 11 Granger Causality Test

虛無假設	F 統計量	p-value	結論
DINDEX does not Granger Cause DCPI	3.35182**	0.037	INDEX 領先 CPI
DCPI does not Granger Cause DINDEX	0.96739	0.3819	
DINDEX does not Granger Cause DE	9.46364***	0.0001	INDEX 領先 E
DE does not Granger Cause DINDEX	1.02744	0.3598	
DIPI does not Granger Cause DINDEX	0.57562	0.5633	INDEX 領先 IPI
DINDEX does not Granger Cause DIPI	10.8631***	0.0000	
DM1B does not Granger Cause DINDEX	5.572***	0.0044	INDEX, M1B 回饋關係
DINDEX does not Granger Cause DM1B	3.01661*	0.0512	
DR does not Granger Cause DINDEX	4.05026**	0.0189	R 領先 INDEX
DINDEX does not Granger Cause DR	1.69499	0.1863	

資料來源：本研究自行整理

註：***表示 $p=\text{value}<0.01$ ，**表示 $p=\text{value}<0.05$ ，*表示 $p=\text{value}<0.1$

第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究主要目的為透過實證分析的方式，瞭解總體經濟變數與加權指數的關係，由衝擊函數反應觀察，雖然物價指數、工業生產指數、匯率、利率以及貨幣供給的波動，都會帶給加權指數影響，但加權指數的誤差變異分解中，從第 1 期 100% 到第 20 期還是有 71% 之自身解釋能力，代表總體經濟變數對加權指數之影響還是透過加權指數自身影響，顯示加權指數的自身解釋能力極高，VEC Granger Causality 顯示總體變數亦無法影響加權指數，因此在長期之下，總體經濟變數無法用來預測或完整解釋加權指數，與 Robert James Shiller(2013)的看法不同，亦與陳南光、徐之強(2002)顯示 M1B 遞延期顯著影響股價之實證結果不同，可能原因為加權指數具有 random walk 之特性，股票市場早已反應所有流入市場的訊息，並在透過供需的關係反應在價格上，也就是股票市場為效率市場，股價早已代表所有投資者、分析師等精明人士的看法，只會圍繞在其內涵價值附近波動，無法被任何總體變數所預測。

工業生產指數受其他變數影響較為強烈，尤其匯率、加權指數以及虛擬變數，不但衝擊函數之影響大，預測變異分解之解釋力亦強，並且 VEC Granger Causality 亦顯示整體而言，加權指數與其他總體變數可以顯著影響工業生產指數，顯示加權具有領先指標的特質，可以用來預測工業生產指數之走勢，當景氣復甦，市場上資金充裕，股票市場具效率性率先開始上漲，當股票市場資金過盛，流入到商品市場，帶動製造業、礦業與公共事業的實質產出之數量，導致工業生產指數上升，與劉淑敏(2011)顯示通膨率顯著正向影響實質產出之實證結果不同。此外，顯示台灣為出口導向的國家，國際貿易對台灣扮演著舉足輕重的地位，新台幣之實質匯率貶值，對實質產出有擴張效果，另外，有趣的現象是雙率中，匯率對於

台灣實質產出的影響遠大於利率，亦驗證台灣為出口導向的國家，擁有開放經濟體系的性質，此部分與徐千婷(2006)實證結果相同。



第二節 研究限制及建議

本研究受到的限制與建議如下：

1. 本研究是以時間作為結構改變之轉折點，可以使用 Tong(1978, 1990)提出的門檻迴歸(Threshold Autoregression Model, TAR)以變數作為結構改變之轉折點，比較非線性時間序列模型與傳統方法之異同。
2. 在瞬息變化的股票市場裡，使用月資料可能會有所限制，無法詳盡地解釋股票市場的變化情況。
3. 就時間序列資料而言，許多資料的條件變異數並非固定，因此傳統估計方法無法真實描繪時間序列資料，可以利用 ARCH-GARCH 模型來探討加權指數過去的情形與預測未來的走勢。

參考文獻



中文部分

1. 王泓仁(2005),「台幣匯率對我國經濟金融活動之影響」,《中央銀行季刊》,第 27 卷第 1 期,頁 13-45。
2. 林建甫(2006),「台灣總體經濟金融模型之建立」,《中央銀行季刊》,第 28 卷第 1 期,頁 5-42。
3. 徐千婷(2006),「匯率與總體經濟變數之關係：台灣實證分析」,《中央銀行季刊》,第 28 卷第 4 期,頁 13-42。
4. 陳旭昇(2013),《時間序列分析：總體經濟與財務金融之應用》,第二版,台北：東華書局。
5. 陳南光、徐之強(2002),「資產價格與中央銀行政策—台灣的實證分析」,《中央銀行季刊》,第 24 卷第 1 期,頁 45-82。
6. 彭淮南(2005),「新台幣匯率持續升值,對產業之生存與發展造成衝擊,應如何因應」,《中央銀行季刊》,第 27 卷第 1 期,頁 1-8。
7. 楊浩彥、郭迺鋒、林政勳(2013),《實用財經計量方法：EViews 之應用》,台北：雙葉書廊。
8. 楊奕農(2009),《時間序列分析：經濟與財務上之應用》,第二版,台北：雙葉書廊。
9. 劉淑敏(2011),「臺灣產出缺口與通貨膨脹關係之研究」,《中央銀行季刊》,第 33 卷第 4 期,頁 17-43。

英文部分

1. Benjamin A. Abugri. (2008), "Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets,"

International Review of Financial Analysis, Volume 17, Issue 2, pp. 396-410.

2. Nasseh, A. and Strauss, J. (2000), "Stock Prices and Domestic and International Macroeconomic Activity: A Cointegration Approach," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 40(1), pp. 229-245.
3. Erdem, C., Arslan, C. K. and Erdem, M. S. (2005), "Effects of Macroeconomic Variables on Istanbul Stock Exchange Indexes," *Applied Financial Economics*, 15(14), pp. 987-994.
4. Poitras, M. (2004), "The Impact of Macroeconomic Announcements on Stock Prices: In Search of State Dependence," *Southern Economic Journal*, 70(3), pp. 549-565.
5. Ahmed, S. (2008), "Aggregate Economic Variables and Stock Markets in India," *International Research Journal of Finance and Economics*, No. 14, pp. 141-164.
6. Aylward, A. and Glen, J. (2000), "Some International Evidence on Stock Price as leading indicators of Economic Activity," *Applied Financial Economics*, 10(1), pp. 1-14.
7. Bhattacharyya, B. and Mukherjee, J. (2006), "Indian Stock Price Movement and the Macroeconomic context - A Time Series Analysis," *Journal of International Business and Economics*, 5 (1), pp. 167-181.
8. Chen, N., Roll, R. and Ross, S. (1986), "Economic forces and the Stock Market," *Journal of Business*, 59, pp. 383-403.
9. Fama, E. F. (1970), "Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work," *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417.
10. Gan, C., Lee, M., Yong, H. and Zhang, J. (2006), "Macroeconomic Variables and

Stock Market Interactions: New Zealand Evidence,” *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), pp. 89-101.



11. Maysami, R.C., Howe, L.C. and Hamaz, M.A. (2004), “Relationship between Macroeconomic Variables and Stock Market Indices: Cointegration Evidence from Stock Exchange of Singapore’s All-S Sector Indices,” *Jurnal Pengurusan*, 24, pp. 47-77.
12. Mukherjee, T. K. and Naka, A. (1995), “Dynamic relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An application of a Vector Error Correction Model,” *The Journal of Financial Research*, 2, pp. 223-237.
13. Rahman, A. Abdul, Noor, Z. Mohd Sidek and Fauziah H. T. (2009), “Macroeconomic Determinants of Malaysian Stock Market,” *African Journal of Business Management*, 3(3), pp. 95-106.
14. Ratanapakorn, O. and Sharma, S. C. (2007), “Dynamics analysis between the US Stock Return and the Macroeconomics Variables,” *Applied Financial Economics*, 17(4), pp. 369-377.
15. Robert, D.G. (2008), “Effect of Macroeconomic Variables on Stock Market Returns for four Emerging Economies: Brazil, Russia, India and China,” *International Business & Economics Research Journal*, 7(3), pp. 1-8.
16. Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2nd Edition, New York, Wiley & Sons, Inc.
17. Brooks. C. (2002), *Introductory Econometrics for Finance*, 2nd Edition, Cambridge University Press.

18. Engle, R.F. and Granger, C.W. (1987), “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrics*, 2, pp. 251-276.

