



國立臺灣科技大學

財務金融研究所

EMBA 碩士在職專班

碩士學位論文

學號：M10618909

---

台灣加權股價指數之影響因子分析



Analysis of the Factors Influencing Taiwan Weighted  
Stock Price Index

研究生：吳清在

指導教授：繆維中 博士

中華民國 112 年 7 月



M10618909



## 碩士學位論文指導教授推薦書

Master's Thesis Recommendation Form

系所：  
Department/Graduate Institute

財務金融研究所

Graduate Institute of Finance

姓名：  
Name

吳清在

WU, CHING-TZAI

論文題目：  
(Thesis Title)

臺灣加權股價指數之影響因子分析

Analysis of the Factors Influencing Taiwan Weighted Stock Price Index

係由本人指導撰述，同意提付審查。

This is to certify that the thesis submitted by the student named above, has been written under my supervision. I hereby approve this thesis to be applied for examination.

指導教授簽章：

Advisor's Signature

共同指導教授簽章（如有）：

Co-advisor's Signature (if any)

日期：

Date(yyyy/mm/dd)

2023/7/1



M10618909



## 碩士學位考試委員審定書

Qualification Form by Master's Degree Examination Committee

系所：  
Department/Graduate Institute

財務金融研究所

Graduate Institute of Finance

姓名：  
Name

吳清在

WU, CHING-TZAI

論文題目：  
(Thesis Title)

臺灣加權股價指數之影響因子分析

Analysis of the Factors Influencing Taiwan Weighted Stock Price Index

經本委員會審定通過，特此證明。

This is to certify that the thesis submitted by the student named above, is qualified and approved by the  
Examination Committee.

學位考試委員會  
Degree Examination Committee

委員簽章：  
Member's Signatures

劉化洋

張琬喻

指導教授簽章：  
Advisor's Signature

梁靜中

共同指導教授簽章（如有）：  
Co-advisor's Signature (if any)

梁靜中

系所（學程）主任（所長）簽章：  
Department/Study Program/Graduate Institute Chair's Signature

日期：  
Date(yyyy/mm/dd)

2023/7/20

## 中文摘要

本研究以台股指數為主要對象，其影響台股指數變動之主要因素，計有五大構面 24 個變數，包括一為總體經濟因素(含 7 個變數)，二為重要國外股價指數(含 7 個變數)，三為資金籌碼面(含 4 個變數)，四為企業獲利能力(含 5 個變數)，五為其他因素(含 1 個變數)。樣本期間為 2011 年 1 月至 2022 年 12 月，採用月資料(共有 144 個月)。

本研究方法包括三大部分，一為主成分分析，二為共線性檢定與逐步迴歸分析，三為建立三種研究模型(含複迴歸模型、ARIMA 模型、VAR 模型)之估計與預測，以模型誤差之大小來決定其優劣。有關建立三種模型來選取最佳模型，並做未來之預測，乃為本研究之特色或貢獻。

從主成分分析結果可知，本研究只萃取特徵值大於 1 的主成分，共有 4 個主成分。其中第一主成分對所有變數的解釋比例為 55.70%，第二主成分为 11.80%，第三主成分为 8.56%，第四主成分为 5.40%，合計已達 81.46%。

將 24 個自變數再進行複迴歸分析，從五大構面影響台股指數之變動因素觀察，其影響最大者為企業獲利能力構面，其次(考量相關性)為重要國外股價指數構面，第三為總體經濟因素構面，至於資金籌碼面，其他因素構面似無影響性。

要建立 ARIMA 模型，須先作單根檢定，並依 AIC 訊息準則，可獲得其適當的 ARIMA(2,1,2)模型，其估計結果 4 個變數[含 AR(1)、AR(2)、MA(1)、MA(2)]均很顯著。F 值亦顯著，D-W 值(2.013475)接近於 2，表示其殘差項無自我相關。惟  $R^2$  判定係數為 0.096380 係偏低。

關於三種模型之預測結果，每種模型均含樣本內估計(11 年月資料)，樣本外預測(1 年月資料)二部分。並作三種模型誤差之比較，以 RMSE(均方根誤差)與 MAE(平均絕對誤差)來衡量，其數值越小者越佳。其中以縮減式 VAR 模型之 RMSE 與 MAE 均最小，排名第一；其次以複迴歸模型，其 RMSE 與 MAE 均名列第二；而 ARIMA 模型，其 RMSE 與 MAE 均居第三殿後。

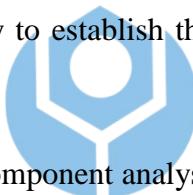
本研究因採用三種模型，蒐集 25 個變數資料，並作深入探討，以獲得最佳預測模型，應可提供給主管機關、證券業及投資者作為監理、經營及投資之參據。

**關鍵詞：**台股指數、主成分分析、複迴歸模型、ARIMA 模型、VAR 模型

## Abstract

This study takes the Taiwan stock index as the main object. The main factors affecting the changes of the Taiwan stock index include five dimensions and 24 variables, including one is the overall economic factor (including 7 variables), and the other is the important foreign stock price index (Including 7 variables), the third is the level of capital chips (including 4 variables), the fourth is the profitability of the enterprise (including 5 variables), and the fifth is other factors (including 1 variable). The sample period is from January 2011 to December 2022, using monthly data (144 months in total).

This research method includes three parts, one is principal component analysis, the other is collinearity test and stepwise regression analysis, the third is the estimation and prediction of three research models (including multiple regression model, ARIMA model, VAR model), and the model error. The size determines its pros and cons. It is the feature or contribution of this study to establish three models to select the best model and make future predictions.



From the results of principal component analysis, it can be seen that this study only extracts principal components with eigenvalues greater than 1, and there are 4 principal components in total. Among them, the first principal component explained 55.70% of all variables, the second principal component accounted for 11.80%, the third principal component accounted for 8.56%, and the fourth principal component accounted for 5.40%, totaling 81.46%.

Perform multiple regression analysis on the 24 independent variables, and observe the factors that affect the Taiwan stock index from the five aspects. The most influential factor is the dimension of corporate profitability, followed by (considering the correlation) the dimension of important foreign stock prices, the third dimension is the overall economic factor, as for the capital bargaining chip aspect, other factors seem to have no influence.

To establish an ARIMA model, a single root test must be done first, and the appropriate ARIMA(2,1,2) model can be obtained according to the AIC information criterion, and the estimated results have 4 variables [including AR(1), AR(2), MA(1), MA(2)] are all significant. The F value is also significant, and the D-W value (2.013475)

is close to 2, indicating that the residuals have no self-correlation. But the coefficient of determination of  $R^2$  is 0.096380 which is low.

Regarding the prediction results of the three models, each model includes two parts: in-sample estimation (11-year-month data) and out-of-sample prediction (1-year-month data). And compare the errors of the three models, using RMSE (root mean square error) and MAE(mean absolute error), the smaller the value, the better. Among them, the RMSE and MAE of the reduced VAR model are the smallest, ranking first; followed by the multiple regression model, its RMSE and MAE are both ranked second; and the ARIMA model, its RMSE and MAE are both ranked third.

This study adopts three models, collects 25 variable data, and conducts in-depth discussions to obtain the best prediction model, which should be provided to the competent authorities, securities industry and investors as a reference for supervision, operation and investment.

**Keywords:** Taiwan stock index, principal component analysis, multiple regression model, ARIMA model, VAR model



## 誌 謝

本論文歷經半年之構思準備，尤其近兩個月來之連夜趕工，嘗盡艱辛，如同春江水暖鴨先知，但亦有如懷胎十月，喜獲麟兒之喜悅。首先要感謝吾恩師又是指導教授的繆維中老師，其在台科大所開的課程我幾已修過，有時候修讀完又去旁聽，可謂百聽不厭，致對繆老師認識較深，其專業素養精湛，包括計量經濟、財務管理等。其備課認真，傾囊相授，會化繁為簡，讓學生易懂易吸收，如沐春風，因此贏得學生們之青睞，可謂是台科大的名師之一。我常稱他為 14A 教授，有如前央行總裁彭淮南經評比為全球 14A 總裁。且他對這位年邁(82 歲)的門徒又特別疼惜關照，此恩此情感同身受，點滴在心頭。其次，亦對兩位口試委員劉代洋老師、張琬喻老師，在口試時提出許多專業寶貴意見，讓我學到不少寫作論文之技巧及引用論文之方法，致受益眾多，感念不已。尤其劉老師因多年未見，以為我早已畢業了，事實上晚點離校收穫更多，因學校擁有挖不盡的寶藏。

此外，能完成此論文的最大功臣，乃是幫我繕打的前同事陳雅惠，其繕打功力是第一流，編排又美觀，且為人聰穎，做事盡責，一路相挺，更是感激莫名。接著為李盈儀助教，對我口試時之準備資料、聯絡口試委員、洽定會議場地，以及協助做論文比對工作等，可謂助我良多。還有四位親人之幫忙亦功不可沒，一為我姪媳羅芳宇，幫我蒐集研究資料，解決比對系統操作問題，也是我求學路上的貴人；二為我兒子曾協助解決電腦操作之疑難雜症或 Chat GPT 之使用；三為我外孫(高二生)，亦曾代班協助繕打二節之文字稿，績效良好；四為我外戚姜志銘教授，經常解決我統計理論上之迷惑認知。最後對三位老窗友陳君萍、黃辛于、陳信妙之協助蒐集論文資料，亦一併致謝。

我願將完成國內第三篇碩士論文獻給我摯愛的先父，其已離世 40 年，這些年來我已自公職退休，又重返多所校園追求成長，可謂孩兒一生勤奮不懈，力爭上游，及終身學習之心志毅力，永不改變停歇，也將此成果用以告慰在天之靈的慈父！

最後我亦喜將唐朝詩人劉禹錫，寫給他好友白居易的「酬樂天詠老見示」，其中已傳誦千古之名句：「莫道桑榆晚，為霞尚滿天」，願與曾助我的好友們分享共勉，即鼓勵老人要勇於面對，不要有嗟老嘆老的哀愁！

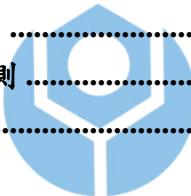
吳清在 謹誌於  
台科大財金所  
民國 112 年 7 月

# 目 錄

中文摘要 .....	I
Abstract .....	II
誌謝 .....	IV
目 錄 .....	V
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 研究架構 .....	3
第二章 文獻探討 .....	5
第一節 股價基礎理論 .....	5
第二節 相關文獻探討及股市變數比較 .....	8
第三章 研究方法 .....	22
第一節 選樣設計 .....	22
第二節 研究變數 .....	23
第三節 研究模型 .....	25
第四章 實證結果與分析 .....	39
第一節 敘述性統計 .....	39
第二節 主成分分析 .....	41
第三節 共線性檢定與逐步迴歸分析 .....	45
第四節 複迴歸模型之實證結果 .....	50
第五節 ARIMA 模型之實證結果 .....	57
第六節 VAR 模型之實證結果 .....	62
第七節 模型預測 .....	72
第五章 結論與建議 .....	78
第一節 研究結論 .....	78
第二節 研究建議 .....	80
參考文獻 .....	82

## 圖目錄

圖 1-1 研究流程圖 .....	4
圖 4-2-1 陡坡圖 .....	43
圖 4-5-1a 台股指數(原序列).....	58
圖 4-5-1b 台股指數(取對數).....	58
圖 4-5-1c 台股指數(取一階差分).....	59
圖 4-6-2a 利率(原序列).....	64
圖 4-6-2b 利率(一階差分).....	64
圖 4-6-3a 道瓊工業指數(原序列).....	65
圖 4-6-3b 道瓊工業指數(一階差分).....	65
圖 4-6-4a 資產報酬率(原序列).....	66
圖 4-6-4b 資產報酬率(一階差分).....	66
圖 4-6-5a 每股盈餘(原序列).....	67
圖 4-6-5b 每股盈餘(一階差分).....	67
圖 4-7-1 台股指數複迴歸之預測 .....	73
圖 4-7-2 台股指數 ARIMA 之預測 .....	75
圖 4-7-3 台股指數 VAR 之預測 .....	77



## 表目錄

表 2-1	相關文獻對股市變動之影響因素彙總表 .....	18
表 2-1	相關文獻對股市變動之影響因素彙總表(續 1) .....	19
表 2-1	相關文獻對股市變動之影響因素彙總表(續 2) .....	20
表 2-1	相關文獻對股市變動之影響因素彙總表(續 3) .....	21
表 3-1	相關變數彙總表 .....	23
表 3-1	相關變數彙總表(續) .....	24
表 4-1	敘述性統計 .....	40
表 4-2-1	共同性 .....	41
表 4-2-2	解說總變異量 .....	42
表 4-2-3	成分矩陣 .....	44
表 4-3-1	一次共線性檢定 .....	46
表 4-3-2	二階段共線性檢定 .....	47
表 4-3-3	逐步迴歸分析(前進選擇法) .....	48
表 4-3-4	逐步迴歸分析(後退消去法) .....	49
表 4-4-1	迴歸係數(含 23 個自變數) .....	50
表 4-4-2a	迴歸係數(11 個自變數) .....	51
表 4-4-2b	判定係數表與 D-W 值(含 11 個自變數) .....	51
表 4-4-2c	變異數分析(含 11 個自變數) .....	52
表 4-4-2d	迴歸係數相關性(含 11 個自變數) .....	53
表 4-4-3a	迴歸係數(7 個自變數) .....	54
表 4-4-3b	判定係數表與 D-W 值(含 7 個自變數) .....	55
表 4-4-3c	變異數分析(含 7 個自變數) .....	55
表 4-4-3d	迴歸係數相關性(含 7 個自變數) .....	56
表 4-5-1	台股指數之單根檢定(有 3 種序列) .....	57
表 4-5-2	台股指數 ARMA(p,q) 模型之 AIC 及 BIC 評選結果 .....	60
表 4-5-3a	台股指數 ARMIA 模型係數(含 5 個自變數) .....	61
表 4-5-3b	台股指數 ARMIA 模型係數(含 4 個自變數) .....	61
表 4-6-1	VAR(2) 模型估計結果 .....	69
表 4-6-2	VAR 最適落後期數之選取 .....	70
表 4-6-3	因果關係檢定結果 .....	71
表 4-7-1	台股指數複迴歸之估計結果 .....	72
表 4-7-2	台股指數 ARIMA 之估計結果 .....	74
表 4-7-3	台股指數 VAR 之估計結果 .....	76
表 4-7-4	三種模型之誤差比較 .....	77



# 第一章 緒論

## 第一節 研究動機

荷蘭自十七世紀起因海上貿易發達，需要大量資本投入，為集資與分散風險，特別設立荷蘭東印度公司(第一家之股份有限公司)。其中阿姆斯特丹股票交易所因交易額龐大，且具有流通性與公開性，被稱為世界上第一家證券交易市場，隨後被西方資本主義國家所採用，成為股票市場發展的濫觴<sup>1</sup>。台灣證券交易所創立於 1962 年(民國 51 年)，迄今已 60 餘年。截至 2022 年底上市公司已達 971 家，總市值達 44.26 兆元，總開戶人數成長至 1,201 萬人已超過總人口半數(51.4%)，表示平均每 2 位國人就有 1 位參與股市投資。

由於股票市場(股市)如股海，有時風平浪靜，有時波濤洶湧，對於股票價格的變動之影響因素錯綜複雜，有經濟因素或非經濟因素，有可預期掌控或是不可預期掌控者，股價之起落漲跌可謂千變萬化，俗云：「股票市場唯一不變的，就是瞬息萬變」。因此對其變化因素要加以掌握，才能使投資理財立於不敗之地，成為股市的常勝軍或投資好手。

股票交易一般會面臨所謂「系統性風險」與「非系統性風險」兩大類型的風險，前者則起因於總體政經因素，不管是否為績優股都會受到影響；後者係某些特定股票會遭逢的風險，所以可以藉由分散風險予以適當控制。面對系統風險時，分散風險的策略就顯得無能為力，所幸股價指數期貨的誕生，提供投資人對抗系統性風險最有效的防衛工具。期貨之所以能有效規避現貨市場風險，係因為兩者間具有高度的價格相關性，只要在兩個市場同時採取反向操作就可以抵銷價格風險<sup>2</sup>。

根據過去文獻，影響台灣股價變動的因素，主要為總體經濟因素(基本面，包括消費者物價指數、利率、匯率、貨幣供給額、進出口貿易、失業率、工業生產指數等)，重要國外股價數(包括美國道瓊工業指數、那斯達克指數、標普 500 指數、日本日經 225 指數、大陸上海綜合指數、深圳綜合指數、香港恆生指數等)，資金籌碼面(包括外資〔含陸資〕、投信、證券自營商等三大法人之買賣超)，企業獲利能力(包括營業毛利率、營業利益率、資產報酬率、股東權益報酬率、每股盈餘等)，其他因素(包括天災、瘟疫、戰爭、政策面等)。因此股市被稱為一國的經濟櫥窗、景氣領先指標或經濟發展的縮影，亦

<sup>1</sup> 王宏仁 (2016)，〈台灣股市報酬與總經變數互動關係之研究〉，頁 1。

<sup>2</sup> 孫光夏 (2014)，〈台灣加權股價指數、股價指數期貨與匯率關聯性之研究〉，頁 1。

反映目前與未來經濟環境之榮枯或興衰。

瞭解影響股市之股價波動因素後，亦須進一步作實證分析，建立預測模型(建模)，以作為未來投資之參考(含選對正確的產業及個體)，以達獲利最大及避免虧損之目標。本研究所採用之研究方法，包括(1)主成分分析(含第一、第二主成分等)，(2)複迴歸分析(含共線性檢定、逐步迴歸分析)，(3)時間序列分析(含建立 ARIMA、VAR 模型等)，然後比較分析何種研究方法所建立之台股指數預測模型其誤差最小，並作為投資進出場之依據。

## 第二節 研究目的

根據上節之研究動機，以說明本研究之主要目的列示如下：

- 一、由於股價之變動因素極為錯綜複雜，包括有總體經濟因素、重要國外股價指數、資金籌碼面、企業獲利能力、其他因素等五個構面，每個構面又含多種變數，欲透過本研究可找出獲得影響股價指數變動之重要「構面」及其「變數」。
- 二、研究方法有主成分分析、複迴歸分析、時間序列分析等，以建立之複迴歸模型、ARIMA(自我迴歸整合移動平均)模型、VAR(向量自我迴歸)模型，並探討何種研究方法所建立預測模型之準確度最高(即誤差最小)，俾藉此能提高預測能力。
- 三、透過 Granger 因果關係檢定，可看出各變數間之因果關係，其間之關係是單向或雙向。
- 四、另長期觀察台股指數之變動，似與美國股市指數(如道瓊、那斯達克、標普 500 等指數)之漲跌息息相關，台美之間是連動、脣齒相依；以及受到外資買賣超之影響至大(按目前外資對台股持股比率約 40%)，欲從本研究之實證結果加以印證。
- 五、藉此研究之結果或發現，可提供給股市投資人(含法人、散戶)作為買賣股票之參據，以降低個人損失，達到投資獲利目的，進而亦可活絡股市，促進經濟，健全資本市場之發展。

## 第三節 研究架構

本研究架構，主要包括緒論、文獻回顧及探討、設定研究方法、實證結果與分析、提出結論與建議等五部分，略述如下：

### 一、緒論

介紹本研究之動機、目的，及說明本研究之架構與流程圖。

### 二、文獻回顧及探討

先介紹一般股價基礎理論，接著探討影響股價變動之相關文獻，並對影響股價之研究變數作一比較彙整，以利瞭解過去所做過之相關研究，並獲得其重要研究結果，以資借鏡，再繼續改進。

### 三、設定研究方法

主要內容一為選樣設計(包括研究對象、資料來源、樣本資料期間〔含樣本內估計、樣本外預測〕)；二為研究變數(包括總體經濟因素、國外重要股價指數、資金籌碼面、企業獲利能力、其他因素等五大構面 23 個變數)；三為研究模型(包括複迴歸模型、ARIMA 模型、VAR 模型之建立)等，並求取各種模型之最適研究變數，以提高預測能力。

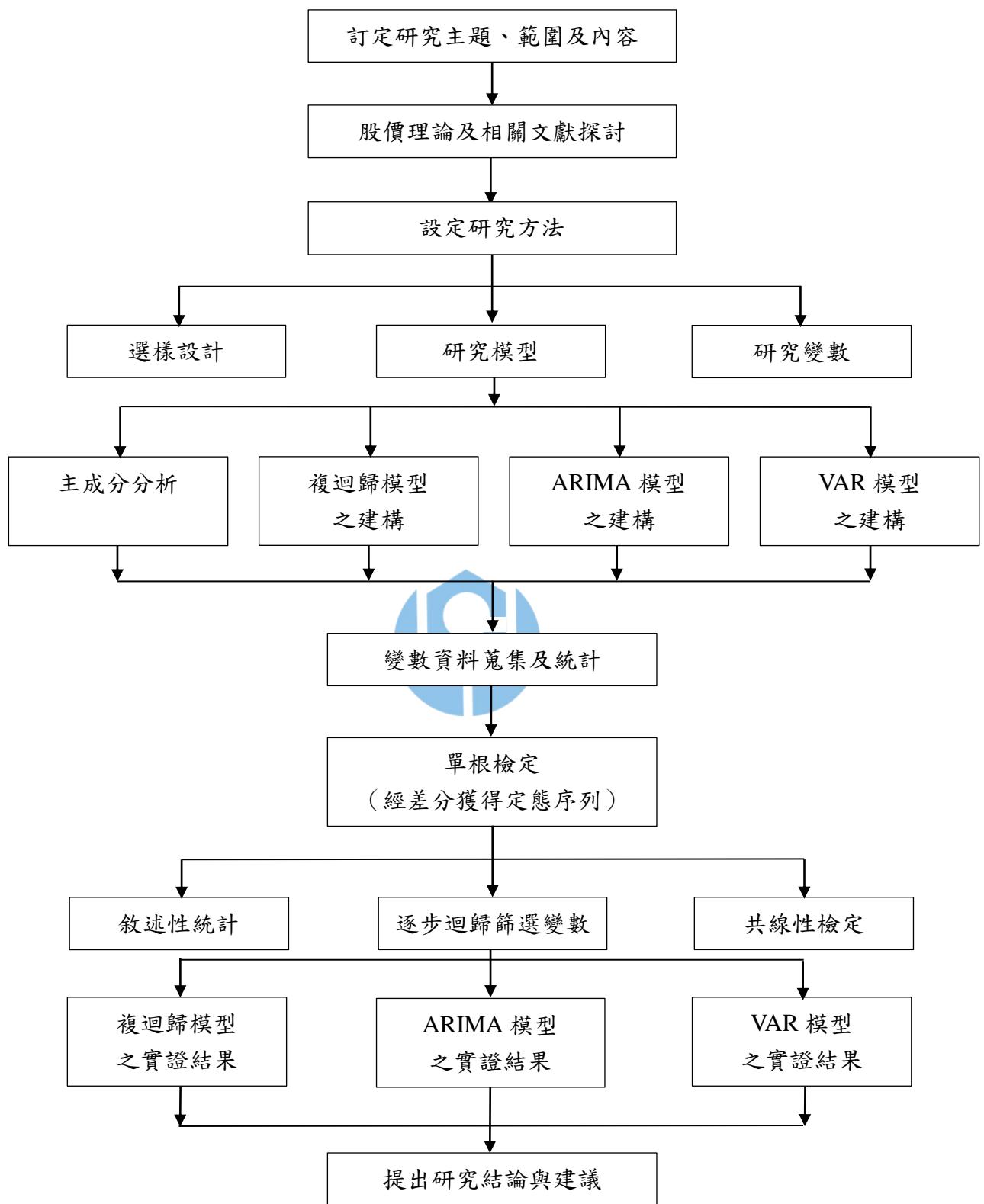
### 四、實證結果與分析

包括敘述性統計(含平均數、中位數、標準差、最大值、最小值、偏態、峰態)，逐步迴歸篩選變數(含共線性檢定、逐步迴歸分析法)，以及複迴歸模型、ARIMA 模型、VAR 模型等三種模型。透過所蒐集的解釋變數資料，代入上述三種模型，以獲取實證結果，並比較何種模型之預測誤差率最小。

### 五、提出結論與建議

提出所求得之最佳模型及其實證分析結果，以提供股市投資人(含法人、散戶)作為選取個股或類股(產業別)之參據，以達到降低風險損失及提升投資獲利之目標，進而亦可活絡我國股市，健全資本市場之發展。

茲將研究流程圖，列示如圖 1-1。



## 第二章 文獻探討

### 第一節 股價基礎理論

有關股價相關研究理論，包括一為效率資本市場理論，二為隨機漫步理論，三為傳統股價理論，四為信心股價理論，五為泡沫理論等，採用自李彥瑩(2013)文獻。

#### 一、效率資本市場理論(Efficient capital market theory)

Samuleson(1965)首先提出效率證券市場之概念，此理論是由 Cootner(1962)之股價隨機漫步理論模式加以擴充得來，兩者建立於同一理論基礎之上。效率市場假說雖同意股價依隨機漫步狀態變動，但是認為證券市場股價波動之原因係源自於資訊，而股價之形成乃投資人評估所有情報之結果。證券市場上之投資者，之所以區分為買賣雙方，必因預期的不同而採取相反的行為，而導致投資者預期改變和影響股價之因素歸之於情報。Fama(1970)對效率市場理論存在了三個基本假設：

- (一)市場將立即反應新的資訊，調整至新的價位。因此價格變化是取決於新資訊的發生，股價呈隨機走勢。
- (二)新資訊的出現是呈隨機性，即好、壞資訊是相伴而來的。
- (三)市場上許多投資者是理性且追求最大利潤，而且每人對於股票分析是獨立的，不受相互影響。

Fama(1970)並且為效率市場劃分為三種類型：

- (一)弱式效率(Weak form efficiency)市場：目前股票價格已充分反映過去股票價格所提供之各項情報。所以，投資人無法再運用各種方法對過去股票價格進行分析，再利用分析結果來預測未來股票價格，基於隨機漫步假說，未來消息是隨機而來的。意即投資者無法再利用過去資訊來獲得高額報酬。所以，弱勢效率越高，若以過去價量為基礎的技術分析來進行預測效果將會十分不準確。
- (二)半強式效率(Semi-strong form efficiency)市場：目前股票價格已充分反應於所有公開資訊上，所以，投資者無法利用情報分析結果來進行股票價格預測而

獲取高額報酬。因此，半強勢效率越高，依賴公開的財務報表、經濟情況及政治情勢來進行基本面分析，然後再預測股票價格是徒勞無功。

(三)強式效率(Strong form efficiency)市場：目前股票價格充分反應了所有已公開和未公開之所有情報。雖然情報未公開，但投資者能利用各種管道來獲得資訊，所以，所謂未公開的消息，實際上是已公開的資訊已反應於股票價格上。此種情形下，投資者也無法因擁有某些股票內消息而獲取高額報酬。

Samulson(1973)認為，股價之形成是由於投資者評估目前現有資訊以及預期將來資訊之結果，並定義能反應全部資訊的市場價格為完美且有效的價格(perfect effective price)。完美有效率的證券價格並非靜態之均衡，而是一直處於連續均衡狀態(continuous equilibrium)之下，因為每當出現相關的新資訊時，證券的理論價格便會隨之改變，並向該資訊所反映之新價值調整，其調整的速度則反映市場之效率性。如果證券市場是完美且有效率的，則市場上所有的證券價格都應能充分且迅速地反映所有的資訊，此時，投資者很難獲得異常報酬。若證券市場並非充分有效率時，則市場上的證券價格並無法充分且迅速地反映資訊，則市場上之投資者若能運用基本分析、技術分析等形成有效的投資策略，則可自證券市場獲得異常報酬。

## 二、隨機漫步假設(Random walk hypothesis)

Smith(1969)指出股票市場的隨機漫步就是指股票價格每一期的變動，以統計學的觀點來說是接近相互獨立的。如果這種假設成立，則股票價格的變動就是統計學上所謂的隨機漫步。」隨機漫步理論將股價變動比喻為酒徒的碎步，第一步可能向西，第二步可能向東，搖擺不定，令人難以捉摸。Cootner(1962)認為股票價格是環繞其理論價格而呈現一連串在上下區間波動，投資人必需持續評估股票的經濟價值，將調整後的理論價值與其市場價格比較，進行買進或賣出股票的組合操作，而使得市場價格起伏不定。醉步理論認為：股價的歷史性軌跡與型態，無法提供作為預測其未來股價變動之方向與幅度。但並不認為以其他歷史性或各投資公司機構公布之證券分析資料，作為預測之依據是毫無功效。

## 三、傳統股價理論(Conventional theory)

又稱公司股價理論(Firm-foundation theory)。傳統股價理論認為影響股票價格變動之基本因素，在於公司的營運績效及獲利能力，此理論認為股票的漲跌應正確反映該發行公司未來營運業績之好壞，如果公司獲利能力強，則股價上漲，反

之則下跌。投資人預期股票發行公司未來盈餘增多時，必爭先購進以期獲得優厚之股息或是資本利得，股票買盤大增時股價必然上漲；反之如預期公司之盈餘出現大減或出現虧損時，投資大眾必將具持有之股票事先賣出，以避免資本損失，股票賣盤大增時股價必然下跌。由於傳統股理論過於重視公司的運作情況和經營獲利能力，其缺點為忽視了其他影響股價的外在因素。

#### 四、信心股價理論(Confidence theory)

行為財務學則認為人們的行為受其個人特質、性格與心理的驅使。Shefrin(2002)認為行為財務學相對於傳統財務學有三大不同看法，第一項是行為財務學認為個人以過去資訊預測未來時，會因捷思(heuristic)而出現認知偏誤。第二項是行為財務學認為不同的問題敘述方式，會影響個人的決策行為，及框架相依(frame dependence)。第三項是行為財務學認為市場是無效率的。

信心股價理論是基於市場的心理觀點所發展出來的，與傳統股價理論相較，雖然皆強調股價變動受發行公司獲利及盈餘所影響，但信心理論特別強調：股票市場上心理因素的影響，亦是造成市場股票價格變動之因素，是投資者對於未來股價、公司盈餘與股利發放率等條件，所產生信心強弱之影響。換言之，其理論也會造成投資人因過度樂觀而致股票價格上漲至不正常的高水平價位；亦或過度悲觀而致股票價格被拉低至不正常的低水平價位。此學說主要的優點在於可解釋當經濟情況良好時而股價反而疲軟，或經濟情勢欠佳而股價反而上升的原因。因此信心股價理論的缺點是過於重視影響股價的各種短期外來因素，而忽略公司本質的優劣，再者投資人的信心不易衡量，使得信心股價分析相當困難。

#### 五、泡沫理論(Bubble theory)

一般財務理論假設，股票價格應等於未來一系列的預期股利來源之流量的現值—即「市場基要」(Market fundamental 或 fundamental value)。但許多研究顯示股票價格的波動超過「市場基要」所能解釋的範圍。Flood and Garbar(1980)認為如果預期市場價格變動率會影響目前的市場價格，也就是對這種價格變動的自我預期實現將會影響實際市場價格，但並不影響「市場基要」部分這種稱為「價格泡沫」(Price bubbles)。1980 年代初期所提出的「泡沫理論」來說明股票價格偏離「市場基要」所決定的基本價格而無法解釋的部分。Blanchard and Warson(1982)在理性行為和預期假設下，股票價格應等於「市場基要」，若偏離「市場基要」，是因為有不理性行為或預期存在。但實際上「市場基要」只能決定部分股票價格，而一些外在事件、群眾心理亦可能影響股票價格，所以理性行為與預期並不保證

股票價格等於「市場基要」，而將偏離部分稱為「理性泡沫」。近十年來，財務學者對於泡沫理論的研究有相當地進展，但受限於「市場基要」與泡沫不易精確區分，實證研究仍停留在檢驗泡沫是否存在。

## 第二節 相關文獻探討及股市變數比較

### 相關實證文獻：

(一) **林文輝(2002)**，«本文使用向量式誤差修正模型檢驗影響台灣股市長期波動之關鍵因素，其中包含了傳統總體經濟變數(M2-M1b、Nasdaq 指數、S&P500 指數)及承載率(GDP 承載率、M2 承載率、M1b 承載率)。使用誤差修正模型探討長期及當期之股市關鍵因素變動情形，所得重要結果包括：(1)在誤差調整模型檢定中發現 M2 之承載率、M1b 承載率、Nasdaq 指數未預期長期之變動對當期之股價影響甚鉅；(2)在迴歸模型檢定中發現，GDP 承載率無法預測股價指數的高低，週轉率與股價指數變動相關性的檢定發現兩者為同向變動，但週轉率仍然無法準確地預測股價指數高低；(3)在逐步迴歸模型檢定中發現狹義貨幣供給(M1b)的變動與整體股價指數呈正相關。(4)本研究中發現美國 S&P500 股指數與 Nasdaq 股價指數具有高度的線性相關。»

(二) **蔡明修(2002)**，«本研究以美國與日本、台灣、南韓及新加坡四個亞洲國家為樣本，研究期間為 1990 年 1 月至 2001 年 10 月，探討亞太地區股價波動性與總體經濟因素之間的關係，著重分析何總體經濟因素是引起股市波動性的主因；再檢視亞太地區各國股市波動的傳導關係，以提供投資人配適全球性投資組合的考量。所得的結論如下：

#### (1) 總體經濟因素波動與股價波動性的關係

美國、日本、台灣及南韓的股價波動，樣本期間顯著受到通貨膨脹率波動性及貨幣供給成長率波動性的影響，顯示對樣本大多數國家具顯著解釋能力；除此，工業生產指數成長率波動性對台灣股價波動是影響因素之一；而南韓股價波動則是受到所有總體經濟因素的影響：相較於其他四國，新加坡除了顯著受到匯率變動率波動性的影響外，其他總體經濟因素均無顯著解釋能力。

## (2)各國股市報酬波動性互動關係

美國道瓊股價報酬率的波動性領先日本、台灣、南韓及新加坡，對亞洲各國股價居於領先地位，動輒影響他國股價的表現：於亞洲各國方面，日本、台灣及南韓的股價報酬波動性皆領先新加坡。

於亞洲各國中，雖然日本股價報酬波動性對南韓有領先關係，南韓股價報酬波動性對台灣亦有領先關係，但可能日本、台灣及南韓三國的政經環境及產業結構皆類似，除了明顯受到美國股市的影響外，三國的相互關係不是很顯著。

## (3)各國股市報酬波動性之訊息反應效率

美國道瓊工業指數報酬率波動受到亞洲其他股市反應的衝擊並不明顯，而日本、台灣、南韓及新加坡在長期或當期的衝擊反應下，美國對亞洲四國股市報酬率波動的衝擊皆相當明顯；在亞洲各國之中，南韓對日本及台灣當期的衝擊相當明顯，而日本除了不對美國股市報酬率波動有明顯的衝擊外，長期下，均對台灣、南韓及新加坡有顯著的衝擊，證明日本在亞洲國家中是居於領先地位的。

綜合言之，各國受到他國變動的衝擊後，長期下收斂的現象並不明顯，顯示各國股市並不具備訊息反應效率，投資人可藉此套利賺取超額報酬。»

**(三)楊靜琪(2002)**，«De Long, Shleifer, Summers ,and Waldmann (1990b)認為市場上普遍存在之雜訊因素是影響股價的重要原因之一。然而目前雜訊因素研究較少，另外在進行文獻搜尋時發現薛立言與黃志傑(1996)忽略變異數比率具有序列相關之情形，誤採迴歸模式萃取雜訊因素，遂引發了本研究之研究動機。

本研究以民國八十年初到九十年底共 479 家上市公司之日資料進行實證研究，經實證分析結果發現：

(1)以 Lo and Mackinlay (1988，1989)變異數比率檢定發現國內股市短期內存在著雜訊交易行為，更進一步亦發現國內股市中各產業類別存在不同的雜訊程度。

(2)薛立言與黃志傑(1996)因忽略變異數比率具有序列相關之情形，誤採迴歸模式萃取雜訊因素，因此本研究改採融合時間序列與橫剖面迴歸模式之 Parks 方法進行實證分析。

(3) 實證過去文獻所探討之雜訊因素與過去文獻提及之影響股價及報酬率的非基本面因素之相關變數皆為雜訊因素。其對雜訊比例影響程度高低依序為券資比、融券使用率、週轉率、成交筆數、融資使用率、融券增減率、成交量、融資增減率、收盤價、融資融券比率、成交值與規模；其中成交量、成交值、週轉率、成交筆數、券資比、融券使用率、融券增減率與融資增減率對雜訊比例呈正相關，收盤價、規模、融資使用率與融資融券比率呈現負相關；亦再次釐清收盤價與雜訊比例為負相關。

(4) 為了避免各雜訊因素具有複共線性之問題，本研究遂採主成份分析萃取出五個主成份，分別為交易活絡度指標、信用交易指標、公司特性指標、融資增減率與融資融券比率對雜訊比例進行檢定，其五個主成份仍顯著影響雜訊比例。

(5) 就個別雜訊因素而言，或多或少皆對各產業別之雜訊比例有解釋效果，但就同時考慮所有雜訊因素對各產業別之雜訊比例影響情形來看，十二個雜訊因素皆為紡織業與塑膠業的雜訊投資者投資之依據，而其他產業如食品業、化學業與資訊電子業並未找出完整的預測指標，但隨著持有時間增長，這些雜訊因素對資訊電子業的解釋能力卻日益增加。

(6) 以具高度一般化的 ARIMA 轉移函數模式，驗證本研究萃取台灣股市與各產業別之雜訊因素的確對加權平均股價變動量與股價報酬率具有顯著的預測能力。»

**(四)徐慶兆(2003)**，「本研究針對發展程度不同之五個國家(包括：美國、英國、日本、台灣與中國大陸)，探討各國總體經濟環境與股市之關聯性。選取資料期間從1973年第1季至2002年第2季之季資料，約118個觀察值，選取總體經濟變數有工業生產指數、消費者物價指數、匯率及貨幣供給，比較分析這些總體經濟變數對不同經濟基礎之國家的股價指數之影響。」

本研究分別以共整合檢定長期均衡關係、誤差修正模型測試短期動態關係、Grtanger 因果關係檢定變數間之領先落後關係，最後以衝擊反應函數及變異數分解，檢定變數遇外來衝擊時對其他變數之影響與相對外生性強弱。

研究實證結果發現：各國變數間存在不同程度之長期穩定均衡關係。如遇短期失衡時，變數間動態調整之結果顯示，各國之股價，中華民國易受工業生產指數、匯率及貨幣供給之影響；美國則受工業生產指數之影響；日本與中國大陸則與各總經變數間沒有直接關係；英國受匯率與貨幣供給影響。當遇外來衝擊時，

各總經變數對股價指數之影響：中華民國的工業生產指數為正向，消費者物價指數、匯率與貨幣供給為負向；美國的工業生產指數與消費者物價指數為負向，匯率與貨幣供給為正向；日本的工業生產指數、消費者物價指數與匯率為負向，貨幣供給為正向；英國的工業生產指數與貨幣供給為正向，消費者物價指數無影響，匯率為負向；中國大陸的工業生產指數為負向，消費者物價指數、匯率與貨幣供給為正向。如欲降低股價指數預測誤差：中華民國應注意貨幣供給增減，美國應注意工業生產指數升降，日本應注意匯率升貶；英國與中國大陸較不受其他變數之影響。在各變數發生變異時之相互解釋能力方面發現：中華民國、美國、日本與英國，變數自己的變異，皆存在著極高之解釋能力，幾不受其他變數影響；中國大陸之變數發生變異時，解釋能力則較差。»

(五)吳精展(2005)，«臺灣自民國 72 年開始開放外資以來，外資在股票市場的交易比重逐漸攀升，對股票市場的影響則是與日俱增。而本文旨在探討外資在我國股票市場中，其持股比率與持股比率變動對股價產生的影響。

本文以臺灣的外資作為研究對象，研究期間為民國 83 年 7 月 2 日至 91 年 6 月 28 日，以外資持股比率與外資持股比率變動進行投資組合的分組後進行研究，而根據實證結果，歸納整理出下列幾點發現：

- (1)高外資持股比率的投資組合中，其股票報酬會較其他外資持股比率的投資組合高。
- (2)外資持股比率變動與股票報酬間存在正向顯著的關係。而在中、低外資持股比率的投資組合中，外資持股比率減少造成股票報酬下跌的幅度會大於外資持股比率增加造成股票報酬上漲的幅度。
- (3)多頭市場中，外資持股比率增加造成股票報酬上漲的幅度會大於空頭市場上漲的幅度。而在空頭市場中，外資持股比率減少造成股票報酬下跌的幅度大於多頭市場下跌的幅度。
- (4)低外資持股比率與外資持股比率減少的投資組合，其報酬波動性較其他投資組合來的大。»

(六)吳宗正(2008)，«根據台灣證券交易所統計資料顯示，股票市場為國內投資者最主要投資理財管道。本研究鎖定在上市鋼鐵類股價指數預測研究。

本研究自台灣經濟新報、台灣證券交易所與台灣省主計處等處蒐集技術指標、

總體經濟、國際股市與台股資訊等方面相關資料，運用迴歸分析、時間序列之自我迴歸整合移動平均模式、倒傳遞類神經網路和適應性網路模糊推論系統等方法，建立台灣上市鋼鐵類股價指數隔月收盤指數之預測模式，並比較各模式之預測優劣，研究資料範圍為西元 2000 年 1 月至 2006 年 12 月止，總計 84 個月。研究結果顯示，自我迴歸整合移動平均模式為最佳預測模式，其次為迴歸分析；而適應性網路模糊推論系統在訓練樣本中藉由其強力的學習能力，使得各方面配適結果最佳，但在測試樣本進行預測時績效最差；倒傳遞類神經網路模式的預測績效比適應性網路模糊推論系統佳，但劣於傳統統計方法。»

(七)蔡明章(2009)，«本研究不同於以往的研究方式，將研究期間全區段研究完成後，再將其中分成上漲區段及下跌區段的資料，然後再分別執行同樣的研究步驟進行研究，最後再將此 3 區段的研究結果交叉比對，以期得到最嚴謹的研究結果。在全區段的研究資料有 1,777 筆，上漲區段的資料有 1,512 筆，下跌區段的資料也有 266 筆，各區段都有一定的資料量，各區段的單獨實證分析結果也具有一定的參考性；然而，在交叉比對其結果後，確實也有些出入之處。

研究變數—台股指數變動率(T)、利率變動率(I)、匯率變動率(E)、貨幣供給變動率(M)、台股成交量變動率(V)。本研究採用 ADF 單根檢定、Granger 因果關係檢定、向量自我迴歸模型(VAR)等統計方法，進行台灣股市與利率、匯率、貨幣供給及股市成交量之間的關聯性研究，以期瞭解各個數據對台灣股市的影響。

本研究採用日資料分成 3 個區段各自單獨執行實證分析，最後再交叉比對其結果：隔夜拆款利率對台股並無顯著的影響性，匯率及成交量在各區段裡對當期的台股皆有顯著的正相關影響，且影響到未來的 1~2 期，貨幣供給 MIB 對未來的 2、3 期也有顯著的正相關影響，甚至於影響到未來的 4~6 期。»

(八)王怡文(2010)，«由於影響股價因素很多，可分為基本面與技術面，其中又以基本面因素中之總經濟因素分析對股價走勢有相當之影響，近年來隨著金融商品不斷的創新，加上國內金融機構積極發展財富管理業務，共同基金已是投資人儲蓄退休金及累積財富最熱門的理財方式之一。2008 年下半年全球受到美國次級房貸引發金融風暴·投資環境嚴重萎靡，全球金融市場出現共同基金贖回潮，可見金融市場有景氣循環，股市的波動影響資金的流向，而總體經濟指標與金融市場的

關聯性十分密切，共同基金績效除了透過基金經理人的專業選股操作，亦受到總體經濟指標影響。

本研究採用多元迴歸分析，以 2003 年 1 月至 2009 年 12 月之月資料，探討美元兌新台幣匯率、貨幣供給額、消費者物價指數、布蘭特原油期貨價、波羅的海綜合指數、外匯存底及工業生產指數等總體經濟指標對台灣加權股價指數與共同基金淨值變動之影響，本文實證結果分析，可歸納如下：

(1)在股價指數報酬與基金報酬之間具有高度正相關之顯著影響。

(2)貨幣供給變動率、波羅的海指數變動率與工業生產指數變動率同時對股價指數報酬及基金報酬率存在顯著的正向影響，而匯率變動率亦同時對股價報酬率及基金報酬率是有顯著負向影響，至於消費者物價指數、油價及外匯存底對股價指數報酬率及基金報酬率的影響並不顯著。»

**(九)連偉志(2011)**，«本文利用時間序列分析工具探討台股加權指數並建立其單變量與多變量時間序列模型。隨著政府開放外資投資台股，加上科技產業進入國際市場，使得美股對於台灣股市的影響力逐漸增加，而美國的經濟與股市的變動往往對台股也產生不可忽視的影響力。而近年來中國經濟成長迅速，再加上中國強勁的出口貿易與內需市場，使得中概股在台股中的重要性逐漸增加。本研究嘗試將中國上海綜合指數與人民幣匯率加入多變量時間序列模型中，並且探討各國指數與台股之間的相互關係。»

**(十)吳怡慧(2011)**，«本研究在探討臺灣加權股價指數與總體經濟變數間之關聯性，利用單根檢定、Granger 因果關係檢定、向量自我迴歸模型、Johansen 共整合檢定及向量誤差修正模型來分析臺灣總體經濟變數對加權股價指數的影響。變數選取為 1990 年 1 月至 2010 年 3 月之月資料，採用臺灣加權股價指數、同時指標指數、領先指標指數、貨幣供給、消費者物價指數、利率及匯率等變數進行實證分析。實證結果顯示，臺灣加權股價指數與總體經濟變數間具有共整合關係，且臺灣加權股價指數主要由同時指標指數，與領先指標指數所解釋。另外由 Granger 因果關係檢定得到，臺灣加權股價指數與同時指標指數、領先指標指數與貨幣供給間存在互為回饋之因果關係。而再當總體經濟發生變動時，臺灣加權股價指數對領先指標指數變動之反應最為明顯且為正向關係。最後，研究結果由向量誤差修正模型發現，在短期下，臺灣加權股價指數受到其本身前期的影響最大。»

(十一)李彥瑩(2013)，«本文採用台灣景氣指標中之總體經濟變數，包括 SEMI 半導體接單出貨比(B/B 值)、海關出口值及匯率等重要指標，透過向量自我迴歸模型(VAR)分析及 Granger 因果關係檢定等方法進行研究，探討所選定之變數自 2001 年 1 月至 2012 年 12 月期間，其與電子類股指數之領先落後情況，再進一步利用衝擊反應分析以及預測誤差變異分解，以了解各變數之間的影響互動關係。»

經本研究實證結果顯示：台灣景氣指標中所選之變數皆會受電子類股指數報酬之影響，且由 Granger 因果關係檢定得知，電子類股指數報酬對於其他三者變數之影響均為領先之關係，而匯率與海關出口值有互相回饋之關係，可相互預測。由預測誤差變異數分析亦再次得知電子類股指數報酬本身解釋力強，其他三者變數則容易被其他變數干擾，電子類股指數的確可作為市場之先行指標。»

(十二)方靜瑜(2013)，«本研究係以領先指標綜合指數、同時指標綜合指數、貨幣供給額、海關出口值、利率及匯率等相關總體經濟變數來檢視其與台股指數之關聯性，研究期間採用 2000 年 01 月至 2011 年 12 月共 144 個月資料，研究方法利用單根檢定、向量自我迴歸模型、共整合檢定、向量誤差修正模型及 Granger 因果相關檢定，來分析各項總體經濟指標變數對台股指數所產生的影響內涵。»

實證結果顯示，台灣加權股價指數與各總體經濟變數間顯示存在著長期均衡的共整合關係，且台灣加權股價指數最主要被領先指標指數與利率所解釋；而另外由 Granger 因果關係檢定得知，台灣加權股價指數與領先指標指數存在互為回饋之因果關係。»

(十三)孫光夏(2014)，«研究旨在探討台灣加權股價指數、股價指數期貨與匯率等變數間之關聯性。資料中除股價取自臺灣證券交易所之加權股價指數外，期貨及匯率則分別取自台灣經濟新報資料庫中之臺指近期貨指數及新臺幣兌美元匯率，所有變數頻率均為日資料；研究期間為 2004 年 1 月 1 日至 2013 年 12 月 31 日，每個變數均具有 2,484 筆樣本數。»

本研究採 ADF 單根檢定、Johansen 共整合檢定、Granger 因果關係檢定等方法進行實證分析，研究結果顯示，透過 ADF 單根檢定發現各變數之原始數列資料均屬非定態，惟經過一階差分後則均呈現定態。經由 Johansen 共整合檢定發現變數間存在一組共整合關係，即各變數間存在有長期穩定的均衡關係。Granger 因果關係檢定發現期貨與現貨間存在雙向回饋關係，亦即兩者間存在相互預測之可

能；而匯率與現貨、匯率與期貨間均存在單向之因果關係，另亦呈現匯率領先現貨與期貨之結果，意謂著透過匯率存在著預測現貨及期貨之可能。»

(十四)許家財(2014)，«本研究與台股指數之關聯性所選取之變數，分別有：台股指數、臺灣銀行一年期定存利率(利率)、消費者物價指數 CPI(物價指數)、M<sub>1</sub>B 月底數(貨幣供給額)、新臺幣對美元銀行間成交之收盤匯率(匯率)、外銷訂單指數及工業生產指數等，變數資料選取時間自 2000 年 01 月至 2013 年 10 月共 166 個月資料觀測值，本研究係利用單根檢定，分別以向量自我迴歸模型(衝擊反應函數及變異數分解)，檢定變數如遇外來的衝擊時，會對其他變數產生如何之影響與外生性之強弱、Johansen 共整合檢定長期的均衡關係、以及向量誤差修正模型測驗短期的動態關係、Granger 因果關係檢定變數之間的領先落後關係來分析探討台股指數、利率、匯率與總體變數之關聯性。

實證結果發現，台股指數主要由匯率、貨幣供給額及工業生產指數所解釋。當物價指數、貨幣供給額、匯率、外銷訂單指數及工業生產指數等變數發生衝擊時，台股指數對其之反應係為正向關係，而利率發生衝擊時，台股指數對其之反應為負向。台股指數與總體經濟變數間顯示存在著長期均衡的共整合關係。由向量誤差修正模型顯示，在短期動態下台股指數當期之變動，受其本身前期之影響。由 Granger 因果關係檢定結果發現，台股指數與利率及與貨幣供給額間存在著互為回饋之因果關係。»

(十五)王宏仁(2016)，«2007 年美國次貸危機引發金融風暴，美國經濟陷入衰退，因此實施量化寬鬆貨幣政策企圖使經濟恢復榮景，全球起而倣尤，掀起低利率政策、貨幣貶值等，然被稱為經濟之「領先指標」與「經濟櫥窗」之股市，在 2007 年後似乎與代表總體經濟的國民生產毛額產生了不一致，加上我國國民生產毛額為季資料，對於解釋每日變動之股價指數相對落後，因此本研究選擇影響總體經濟之貨幣供給量、消費者物價指數、利率及匯率等變數，探討其與台灣股價指數之互動關係。研究樣本資料為 2005 年 1 月至 2014 年 12 月之月資料，運用 Ganger 因果關檢定及向量自我迴歸模型來探討台灣股市報酬與總體經濟變數之互動關係。獲致實證結論：(1)Granger 因果關係檢定得知貨幣供給量為股價指數之領先指標。(2)VAR 衝擊反應分析，貨幣供給量、利率及匯率的變化影響股市。(3)VAR 模型預測誤差變異數分析，股價指數月均值變動率可由自身及貨幣供給量月底值年增

率解釋，因此觀察股價指數過去及貨幣供給量變化，將有利於預測股價指數之變動。»

(十六)蘇坤豐(2017)，«由於全球化因素和外匯的限制逐漸減少，投資者們透過跨國投資以分散風險。因此市場與市場之間的連動關係，更加受到投資人的關注。原物料市場與金融市場，是最熱門且最受歡迎的兩大市場，但過往文獻較少對原物料市場與金融市場作為探討。故本文探討 2000/1/3 至 2015/12/31 的原油現貨價格、黃金現貨價格、美元指數與 S&P500 指數的每個交易日收盤價間的互動關係。研究結果顯示，所使用的四個變數資料皆為非定態時間序列，故改用變數報酬率進行分析，以避免變數存在單根。觀察變數自身的落後項對其他變數的影響，本研究發現美元指數對自身和對黃金現貨呈現顯著負相關。S&P500 對自身和美元指數呈現顯著負相關，但對黃金現貨呈現顯著正相關。黃金現貨對自身落後以及對美元指數呈現顯著負相關，而對西德州原油落後 1 期呈現正相關。西德州原油對自身落後呈現顯著負相關，而對黃金現貨呈現顯著正相關。»

(十七)詹昇樺(2018)，«本文主要是探討環境因素對投資行為及投資情緒的影響，並參考學者的文獻資料後，選定四項天氣因素，如雲量、日照時數、氣溫及濕度，再加入經濟因素，即台股指數、台灣出口值與道瓊工業指數，把融資餘額及融券張數作為投資行為之代理變數，研究期間為 2008 年至 2017 年共計 120 筆月資料。研究結果顯示，環境因素中有六項對融資餘額有影響，而融券張數較不受天氣因素影響，推測其原因可能是與科技的進步有關。台灣股票市場結構以散戶投資為大宗、融資、融券一般為散戶等自然人在使用，人是最容易受到環境因素變化所影響，散戶投資人受影響產生的情緒將他們分類成不同的投資族群，而不同的投資族群會對股票市場有不同的影響，因此本篇論文之結果，給予散戶投資人在環境因素變化時，能用以作投資決策之參考指標。»

(十八)賴靖蓉(2020)，«本文研究台股類股報酬率對新台幣匯率變動之影響，研究期間為 2017 年 03 月至 2020 年 03 月共計 3 年時間之日資料，每個變數皆有 756 筆樣本數。採用 ADF 單根檢定、Granger 因果關係檢定、OLS 迴歸模型檢定方法進行分析。

研究顯示以 ADF 單根檢定，台股類股報酬率與新台幣匯率變動率二者之間的時間序列均為恆定的數列。經 Granger 因果關係檢定得知台股 33 類股中，其中有 29 個類股報酬率領先新台幣匯率，其中通信網路業類與匯率互為雙向因果關係。OLS 迴歸模型檢定匯率與 33 類股報酬率之關聯性，結果發現 33 類股報酬率皆與匯率為負向關係。»

(十九)江偉寧(2022)，«本研究採用 2010 年 1 月至 2020 年 12 月的新台幣兌美金匯率、VIX 指數和台灣銀行一年期定存利率之月資料，探討股價指數、匯率、利率和波動率之間的相關性。其中，本研究的研究方法採用單根檢定、VAR 和 Granger 因果關係檢定。Granger 因果關係的結果顯示，一年期定存利率變動率會顯著影響台灣加權股價指數變動率；台灣加權股價指數變動率、美金對新台幣匯率變動率顯著影響一年期定存利率；台灣加權股價指數變動率顯著影響美金對新台幣匯率；一年期定存利率變動率和台灣加權股價指數變動率有雙向影響。»

依據相關文獻對股市變動之影響因素，包括作者及研究主題、研究期間、研究方法、研究變數等予以整理，列示於表 2-1。



表 2-1 相關文獻對股市變動之影響因素彙總表

作者/ 研究主題	研究期間	研究方法	研究變數	
			總體經濟因素 <sup>3</sup>	其他因素
林文輝(2002)/ 台灣股市變動 行為關鍵影響 因素之研究	1990 年第 1 季至 2001 年第 4 季	單根檢定 共整合關係檢 定、古典迴歸 模型	(台股指數) <sup>3</sup> 名目國內生產毛 額、廣義貨幣供給 額、狹義貨幣供給 額	S&P500 指 數、NASDAQ 指數
蔡明修(2002)/ 亞洲股市互動 關係與波動影 響因素之探討	1990 年 1 月至 2001 年 10 月	單根檢定、落 後期檢定、 ARCH 模型、 GARCH 模 型、VAR 模 型、Granger 因果關係檢 定、衝擊反應 分析	(各國股價指數) 通貨膨脹率(消 費者物價指數)、貨 幣供給額、工業生 產指數、匯率	
楊靜琪(2002)/ 台灣股市雜訊 交易因素及其 對股價影響性 之研究	民國 80 年 至 90 年	主成分分析、 ARMIA 轉移 函數模式、變 異數比率檢 定、迴歸模式	(收盤價變異數比 率、加權平均股價 變動量、股價報酬 率)	公司規模、收 盤價、融資融 券比例、融資 使用率、融 券使用率、融 券增減率、融 券資本比
徐慶兆(2003)/ 不同經濟基礎 下總體經濟變 數與股市之關 聯性研究	1973 年第 1 季至 2024 年第 4 季	單根檢定、共 整合與誤差修 正模型、 Granger 因果 關係檢定、衝 擊反應分析、 變異數分解	(各國股價指數) 工業生產指數、消 費者物價指數、匯 率、貨幣供給、台 股成交量	
吳精展(2005)/ 外資持股比率 與持股比率變 動對股價之影 響	民國 83 年 7 月 2 日至 91 年 6 月 28 日	迴歸分析、t 檢定、F 檢定	(加權股價指數、 股票報酬、加權平 均報酬率)	外資持股比 率、外資持股 變動率、週轉 率、市場投資 組合 、規模因素 、帳面校對 、市值比

<sup>3</sup>( )： 表示因變數或內生變數。

表 2-1 相關文獻對股市變動之影響因素彙總表(續 1)

作者/ 研究主題	研究期間	研究方法	研究變數	
			總體經濟因素	其他因素
吳宗正(2008)/ 台灣上市鋼鐵 類股價指數預 測之研究	2000 年 1 月至 2006 年 12 月	ARMIA 模式、 因素分析、迴 歸分析、時間 序列分析、人 工神經網路方 法、模糊系統	(鋼鐵類股價指數) 消費者物價指 數、躉售物價指 數、貨幣供給額、 利率、失業率、外 匯存底、貿易出入 超、工業生產指 數、國際油價	超買(買超)、 超賣(賣超)、 乖離率、本益 比、週轉率、 三大法人買賣 超、券資比、道瓊工業 指數、日經 225 指數、香 港恆生指 數、南韓綜合 指數、上海綜 合指數
蔡明章(2001)/ 影響台灣股市 波動因素之探 討	2001 年 9 月 26 日 至 2008 年 11 月 21 日	VAR 模型、 ADF 單根檢 定、Granger 因 果關係檢定、 衝擊反應函 數、預測誤差 之變異分解	(台灣股市加權指 數) 利率、匯率、貨幣 供給、台股成交量 (值)	
王怡文(2010)/ 總體經濟指標 對股市及共同 基金相關性之 研究	2003 年 1 月至 2009 年 12 月	迴歸模型分 析、自我相關 檢定 (Durbin-Watson Test)、共線性 檢定、多元迴 歸分析	(台灣加權股價指 數、共同基金淨 值) 貨幣供給額、波羅 的海綜合指數、工 業生產指數、匯 率、消費者物價指 數、油價、外匯存 底	
連偉志(2011)/ 台灣股價指數 時間序列之研 究	2000 年 1 月 1 日 至 2009 年 12 月 31 日	單變量 ARMIA 模型、多變量 ARMIA 模型、 VAR 模型、 Granger 因果關 係檢定、ARCH 模型、GARCH 模型、Chow 結 構轉換檢定	(台灣加權股價指 數)	美國道瓊指 數、上海綜合 指數、台幣兌 美元匯率、日 幣兌美元匯 率、人民幣對 美元匯率

表 2-1 相關文獻對股市變動之影響因素彙總表(續 2)

作者/ 研究主題	研究期間	研究方法	研究變數	
			總體經濟因素	其他因素
吳怡慧(2011)/ 台灣加權股價指數與總體經濟變數之關聯性研究	1990 年 1 月 至 2010 年 12 月	單根檢定、 Granger 因果關係檢定、 VAR 模型、 Johnsen 共整合檢定、向量誤差修正模型	(台灣加權股價指數) 同時指標指數、 領先指標指數、 消費者物價指數、 狹義貨幣供給、 利率、匯率	
李彥瑩(2013)/ 台灣景氣指標與股價指數報酬關聯性之研究	2001 年 1 月 至 2012 年 12 月	VAR 模型、 Granger 因果關係檢定、衝擊反應函數、 預測誤差變異數分解	(電子類股指數報酬) 海關出口值、匯率	SEMI 半導體接單出售比(B/B 值)
方靜瑜(2013)/ 台股指數與總體經濟變數之關聯性研究	2004 年 1 月 至 2011 年 12 月	VAR 模型、共整合檢定、變異數分解、衝擊反應函數、 向量誤差修正模型、Granger 因果關係檢定	(台灣加權股價指數) 領先指標綜合指數、同時指標綜合指數、貨幣供給額、海關出口值、利率、匯率	
孫光夏(2014)/ 台灣加權股價指數、股價指數期貨與匯率關聯性之研究	2004 年 1 月 1 日至 2013 年 12 月 31 日	ADF 單根檢定、Johnsen 共整合檢定、 Granger 因果關係檢定、向量誤差修正模型(VECM)	(台灣加權股價指數、台指近月期貨指數、新臺幣對美元匯率) 落後期之台灣加權股價指數、台指近月期貨指數、新臺幣對美元匯率	
許家財(2014)/ 臺股指數、利率、匯率與總體變數之關聯性研究	2000 年 1 月 至 2013 年 10 月	Granger 因果關係檢定、單根檢定、VAR 模型、衝擊反應函數、變異數分解、 Johnsen 共整合檢定、向量誤差修正模型	(台股指數) 匯率、貨幣供給額、工業生產指數、利率、(消費者)物價指數、外銷訂單指數	

表 2-1 相關文獻對股市變動之影響因素彙總表(續 3)

作者/ 研究主題	研究期間	研究方法	研究變數	
			總體經濟因素	其他因素
王宏仁(2016)/ 台灣股市報酬 與總經變數互 動關係之研究	2005 年 1 月 至 2014 年 12 月	單根檢定、 Granger 因果 關係檢定、 VAR 衝擊反應 分析、VAR 模 型、預測誤差 變異數分析	(台灣股價指數月 變動率) 貨幣供給量、消 費者物價指數、 利率、匯率	
蘇坤豐(2017)/ 黃金、原油、 美元指數與 S&P 500 之關 聯性分析	2000 年 1 月 3 日至 2015 年 12 月 31 日	ADF 單根檢 定、AIC 最適 落後期數、 VAR 模型、 Granger 因果 關係檢定、預 測誤差變異分 解	(美元指數、 S&P500 指數、黃 金價格、西德州 原油價格) 落後期之美元指 數、S&P500 指 數、黃金價格、 西德州原油價格	
詹昇樺(2018)/ 環境因素對投 資行為影響之 探討	2008 年 1 月 至 2017 年 12 月	ADF 單根檢 定、Pearson 相 關係數、複迴 歸模型	(股票市場報酬 率、融資餘額、 融券張數、投資 人情緒表現) 台灣出口值	雲量、日照時 數、氣溫、濕 度、道瓊工業 指數、台灣加 權股價指數
賴靖蓉(2020)/ 台股類股報酬 率對台幣匯率 變動之影響	2017 年 3 月 1 日至 2020 年 3 月 31 日	ADF 單根檢 定、Granger 因果關係檢 定、迴歸模 型、衝擊反應 函 數、預測誤差 變異數分解	(台股類股指數報 酬率) 利率、匯率、物 價、股票融資比 率、貨幣供給額	
江偉寧(2022)/ 股價指數、匯 率、利率和波 動率之關聯性 分析	2010 年 1 月 至 2020 年 12 月	ADF 單根檢定 、VAR 模型、 Granger 因果 關係檢定、	(台灣加權股價指 數、一年期定存 利率、美金對新 台幣匯率、恐慌 指數[VIX]) 落後期之台灣加 權股價指數、一 年期定存利率、 美金對新臺幣匯 率、恐慌指數 [VIX]	

資料來源:本研究整理

## 第三章 研究方法

本章研究方法，主要包括選樣設計、研究變數及研究模型等三部分。

### 第一節 選樣設計

有關選樣設計，列示如下：

- 1.研究對象：以台灣證券交易所所編製之「台灣加權股價指數」(簡稱台股指數)為主要對象，作為因變數(稱解釋變數)。
- 2.影響變數：蒐集影響台股指數變動之因素，計有五大構面 24 個變數，包括一為總體經濟因素(含物價、利率、匯率、貨幣供給、進出口貿易、失業率、工業生產等 7 個變數)，二為重要國外股價指數(含美國道瓊、那斯達克、標普指數、日本日經指數、大陸上海、深圳指數、香港恆生指數等 7 個變數)，三為資金籌碼面(含外資、投信、自營商及合計買賣超等 4 個變數)，四為企業獲利能力(含營業毛利率、營業利益率、資產報酬率、股東權益報酬率、每股盈餘等 5 個變數)，五為其他因素(含 COVID-19 等 1 個變數)。
- 3.資料來源：取自台灣經濟新報(TEJ)資料庫、公開資訊觀測站、行政院主計總處資料庫等。
- 4.樣本期間：為 2011 年 1 月至 2022 年 12 月(即民國 100 年 1 月至民國 111 年 12 月)，採用月資料(共有 144 個月)。若作為預測時，其樣本內估計為 2011 年 1 月至 2021 年 12 月(共有 132 個月)，樣本外預測為 2022 年 1 月至 2022 年 12 月(共有 12 個月)。
- 5.本研究利用 SPSS 23、EVViews 58、SAS EG 等軟體，進行資料運算及統計分析。

## 第二節 研究變數

本研究是以台灣加權股價指數(因變數)為主要研究對象，蒐集與其有關之影響變數(自變數)，計分五大構面及 24 個變數。其相關變數彙總表列示於表 3-1。

表 3-1 相關變數彙總表

構面	變數名稱	變數代碼	計算方式	影響方向
	台灣加權股價指數	TWSPI	原序列(因變數或被解釋變數) 報酬率(取對數後差分)	
總體經濟因素	消費者物價指數	CPI	原序列 變動率(取對數後差分)	負向關係
	利率	IR	原序列(台灣銀行一年期定期存款) 變動率(取對數後差分)	正向關係
	匯率	ER	原序列(新台幣兌美元) 變動率(取對數後差分)	負向關係
	貨幣供給額	MS	原序列(月底值，採用 M1B 定義) 變動率(取對數後差分)	正向關係
	進出口貿易	TRADE	原序列 變動率(取對數後差分)	正向關係
	失業率	UER	原序列 變動率(取對數後差分)	負向關係
	工業生產指數	IPI	原序列 變動率(取對數後差分)	正向關係
重要國外股價指數	美國道瓊工業指數	DJIUS	原序列 報酬率(取對數後差分)	正向關係
	美國那斯達克指數	NDIUS	原序列 報酬率(取對數後差分)	正向關係
	美國標普 500 指數	SPIUS	原序列 報酬率(取對數後差分)	正向關係
	日本日經 225 指數	NKIJAP	原序列 報酬率(取對數後差分)	正向關係

表 3-1 相關變數彙總表(續)

構面	變數名稱	變數代碼	計算方式	影響方向
重要國外股價指數(續)	大陸上海綜合指數	SHIPRC	原序列 報酬率(取對數後差分)	正向關係
	大陸深圳綜合指數	SZIPRC	原序列 報酬率(取對數後差分)	正向關係
	香港恆生指數	HSIHK	原序列 報酬率(取對數後差分)	正向關係
資金籌碼面	外資(含陸資)買賣超	FITS	原序列 變動率(取對數後差分)	正向關係
	投信買賣超	ITTS	原序列 變動率(取對數後差分)	正向關係
	自營商買賣超	SETTS	原序列 變動率(取對數後差分)	正向關係
	三大法人買賣超	TMLPTS	原序列 變動率(取對數後差分)	正向關係
企業獲利能力	營業毛利率	OGPR	原序列(銷售毛利／營業收入淨額) 變動率(取對數後差分)	正向關係
	營業利益率	OPR	原序列(營業利益／營業收入淨額) 變動率(取對數後差分)	正向關係
	資產報酬率	ROA	原序列(稅後淨利／平均總資產) 變動率(取對數後差分)	正向關係
	股東權益報酬率	ROE	原序列(稅後淨利／平均股東權益) 變動率(取對數後差分)	正向關係
	每股盈餘	EPS	原序列(稅後淨利／流通在外股數) 變動率(取對數後差分)	正向關係
其他因素	意外事件	COVID-19	為虛擬變數。若事件發生者為 1，反之為 0；如 COVID-19(2019)	負向關係

註：M1B=通貨淨額+活期存款+支票存款+活期儲蓄存款

資料來源：本研究整理

## 第三節 研究模型

有關本節研究模型眾多，主要參自(林師模等，2013)[10]、(顏月珠，1986)[24]、(林惠玲等，2010)[11]、(鍾惠民等，2009)[23]、(陳旭昇，2013)[16]之著作，並加以整理結果。

### 一、主成分分析

主成分分析是一種利用原有較多的變數資料，以產生少數新的變數之方法，而在產生新變數的過程中，要同時顧及幾個目標，即：(1)儘量保有原變數資料的資訊內涵；(2)新的變數之間需互為獨立；(3)變數個數已經適當地縮減。參見(林師模等著，2013)

為了簡化我們以兩個變數情況來說明，首先假設兩個自變數  $X_1$  及  $X_2$ ，分別代表某國之消費者物價及利率的原始資料，進而求其  $X_1$  及  $X_2$  各別的變異數( $\sigma_{11}$ ,  $\sigma_{22}$ )，兩個變數的總變異數( $\sigma_{12}$ ,  $\sigma_{21}$ )，亦可求其  $X_1$  及  $X_2$  各別的自我相關係數( $\rho_{11}$ ,  $\rho_{22}$ )。將  $X_1$  及  $X_2$  的變異-共變異矩陣(variance-covariance matrix,  $\Sigma$ )與相關係數矩陣(correlation coefficient matrix, R)分別列示如下：


$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix} \quad R = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} \\ \rho_{21} & \rho_{22} \end{bmatrix}$$

主成分分析是要將原有變數(座標)做一轉換，使得此轉換後的變數，其中幾個最重要的變數即可以解釋原有資料總變異的大部分，而這些轉換後的變數為原來所有變數的線性組合。以數學式來表示變數的轉換關係為：

$$\begin{aligned} x_1^* &= w_{11}x_1 + w_{12}x_2 + w_{13}x_3 + \cdots + w_{1n}x_n \\ x_2^* &= w_{21}x_1 + w_{22}x_2 + w_{23}x_3 + \cdots + w_{2n}x_n \\ &\vdots \\ x_n^* &= w_{n1}x_1 + w_{n2}x_2 + w_{n3}x_3 + \cdots + w_{nn}x_n \end{aligned}$$

在上面的式子中，如果  $x_1^*, x_2^*, \dots$  是按照可以解釋總變異比例的大小排列，即  $\text{Var}(x_1^*) > \text{Var}(x_2^*) > \dots > \text{Var}(x_n^*)$ ，則上述的轉換關係中，所有轉換變數的變異數和：

$$\text{Var}(x_1^*) + \text{Var}(x_2^*) + \cdots + \text{Var}(x_n^*)$$

會等於原來資料變異數的總和，也等於原變數的變異數和。

就主成分分析的原理而言，是希望換後的變數中，前幾個變數(個數儘可能少)即可解釋原有資料總變異的大部分；也就是說，只要  $p$  個變數( $\leq n$ ) 其變異數和占總變異的比例即可達到一定的比例以上，且第一個變數其解釋變異的比例已盡可能達到最大。

在從事主成分分析時，另一點值得注意的是，如果分析的問題中變數的單位不同時，則應考慮將變數的資料先標準化(standardize)，然後再進行主成分分析，否則如果具有不同的單位，則當某些變數的單位改變時，則分析所得的主成分也會跟著改變。

主成分個數選取的原則通常是以全部被選取的主成分，其共同解釋原有資料總變異的比例是否已達到一定水準為判定依據，因為解釋比例達到一定水準上，表示這些主成分足以代表說明原有資料的內涵。而基於這種想法，實務上即是透過計算前幾個特徵值的總和占全部特徵值和的比例，視其是否已超過一定數值(例如:0.8)，來判斷選取的個數是否恰當。

另外一種決定主成分個數的想法，則是直接由特徵值本身數值大小的角度來決定，而選取的決策可以是：

- 1.取特徵值大於全部平均值者。
- 2.取特徵值大於 1 者(適用於標準化資料)。
- 3.透過特徵值排列圖(或稱陡坡圖，scree plot)，選取開始變平緩的點所對應的個數。
- 4.經由正式的統計檢定(例如:Bartlett test)來決定。

主成分分析主要是要利用原有的變數，組合或幾個新的變數，且最後選取的變數個數較原變數個數少，以達到資料縮減的目的，而這幾個變數將儘可能可以解釋原有資料大部分的變異。

## 二、共線性檢定與逐步迴歸分析

### (一)共線性檢定

在進行迴歸分析前，須先剔除具有嚴重共線性(multicollinearity)之解釋變數。

本研究利用變異數膨脹因素(Variance Inflation Factor, VIF)來驗證各變數之共線性程度。

$$\text{VIF 定義 : } \text{VIF} = \frac{1}{1 - R_i^2}$$

其中， $R_i^2$ 為判定係數。若  $\text{VIF} > 10$ ，則判定有共線性(線性重合)之問題。

VIF為容忍度(Tolerance)之倒數，因此當自變數之容忍度愈大，VIF值即愈小，表示自變數間之共線性不顯著。若發生共線性問題，其改善方法有多種，包括：(1)應避免事前已知相關性很高之變數，(2)去掉較不重要的自變數，(3)擴大樣本數，(4)改換另一組資料，(5)利用脊迴歸(ridge regression)。

本研究第一階段將總體經濟因素、重要國外股價指數、資金籌碼面、企業獲利能力四類，先進行各類內自變數共線性檢定；當 VIF 值大於 10，及表示該變數與其他變數間存有共線性，將予以刪除；第二階段將上述四類的各變數之 VIF 值未大於 10 的變數，共同進行第二次共線性檢定。本研究將未存有多元共線性之變數，代入複迴歸模型與時間序列分析模型進行探討。



## (二)逐步迴歸分析法

有時不能確知影響因數的自變數有那些，此時可利用統計方法來幫助選擇自變數。在選擇自變數時，一個較簡易的方式是利用電腦程式來進行逐步迴歸分析(stepwise regression analysis)。

逐步迴歸分析是從眾多的自變數中，有系統的選擇重要的變數放入迴歸模型中，通常有三種方式，一是根據自變數的重要性( $t$ 值或  $P$ 值的大小)，依序選擇放入模型中，此一方法稱為前進選擇法(forward selection)。二是先將所選擇的變數放入迴歸模型中，接著再根據各變數的重要性( $t$ 值或  $P$ 值的大小)，將不重要的自模型中剔除，此一方法稱為後退消去法(backward elimination)。三是首先用前進選擇法，選用重要性的變數；其次用後退消去法，剔除不重要的變數，直至併入或去除終止時，亦是上述二方法之結合，此一方法稱為逐步迴歸法(stepwise regression)。

茲以前進選擇法(forward selection)為例，將其運作的步驟列述如下：

- (1) 先計算因變數 Y 與自變數( $X_1, X_2, \dots, X_k$ )的相關係數，然後選擇相關係數最高的自變數  $X_1$  放入迴歸模型中，得：

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \varepsilon$$

- (2) 自其他  $k-1$  個自變數中，選擇一個在  $X_1$  進入迴歸模型後，其偏相關係數之  $t$  值最大(或  $P$  值最小)的自變數放入迴歸模型。得：

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \varepsilon$$

- (3) 自其他  $k-2$  自變數中，選擇擺  $X_1, X_2$ ，放入迴歸型後， $t$  值最大(或  $P$  值最小)的自變數放入迴歸模型。依同樣方法繼續選擇自變放入迴歸模型中。
- (4) 依上述方法選擇自變數時，可自行設定  $t$  值或  $P$  值的大小作為選擇的標準，例如：一般設  $t$  值=2， $P=0.05$ 。符合此一標準的選入模型中，不符合的則不選入或剔除。

利用逐步迴歸分析法所得複迴歸或時間序列是一個較佳的模型。然而逐步迴歸分析法只能從已列入考慮的變數中找出變數，但卻不能找出新的有效之變數，比如假設好的  $x_1^2$  的變數能改善模型，但卻不能從逐步迴歸分析找出，除非將所有可能的變數都放入。



### 三、三種研究模型

#### (一) 複迴歸模型

##### 1. 建立複迴歸模型

在簡單直線迴歸模型  $Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon$ ，只以一個自變數來解釋因變數。事實上，影響該特定變數 Y 的並非只有一個，為了充分且正確地解釋或預測，就有建立複迴歸(多元迴歸)的必要。複迴歸的應用在經濟、商業等方面的決策制定非常重要。其意義和運算方法與簡單直線迴歸相似，每一自變數之值亦皆預先選取並予固定，例如 Y 取決於  $X_1, X_2, \dots, X_k$ ，即複迴歸模型為：參見(顏月珠，1986)

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k + \varepsilon$$

其理論模式為：

$$\mu = E(Y|X_1, X_2, \dots, X_k) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k$$

其中  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  為母數，可按樣本資料估計，其估計量依次為  $b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$ ，即樣本的複迴歸方程為：

$$\hat{Y} = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_kX_k$$

為便於說明起見，先討論僅含二自變數  $X_1$  與  $X_2$  的，其結果可推廣至含  $k$  個自變數的一般問題。

兩個自變數  $X_1$  與  $X_2$  的複迴歸模型為：

$$\mu = E(Y|X_1, X_2) = \beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2X_2$$

即各觀測值  $Y$  為：

$$Y = \mu + \varepsilon = \beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2X_2 + \varepsilon$$

式中  $\beta_0$  為迴歸面(Regression Plane)在  $Y$  軸上的截距，亦即當  $X_1$  與  $X_2$  之值均為零時， $Y$  的平均數值。  $\beta_1$  與  $\beta_2$  則表示迴歸面的斜率，通稱為偏迴歸係數(Partial Regresion Coefficient)。

## 2. 複判定係數及 F 比例



與簡單直線迴歸相同的，在有  $k$  個自變數的迴歸分析中， $Y$  的總變異  $\sum(Y - \bar{Y})^2$  可分成兩部分，即

$$\sum(Y - \bar{Y})^2 = \sum(\hat{Y} - \bar{Y})^2 + \sum(Y - \hat{Y})^2$$

$$SST = SSR + SSE$$

其自由度依次為  $n-1, k, n-k-1$ ，其異數分析表如下：

變異來源	SS	df	MS	F 比例	決策
迴歸	SSR	$k$	MSR	$F = \frac{MSR}{MSE}$	$F > F_{(1-\alpha;k,n-k-1)}$ ，拒絕 $H_0$ : $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$
誤差	SSE	$n-k-1$	$MSE = \hat{\sigma}^2$		
總和	SST	$n-1$			

$SSR/SST$  的比例通常以  $R^2$  表示，稱為複判定係數 (Coefficient of Multiple

Determination)，即

$$R^2 = \frac{SSR}{SST} = \frac{\sum(\hat{Y} - \bar{Y})^2}{\sum(Y - \bar{Y})^2} = 1 - \frac{SSE}{SST}$$

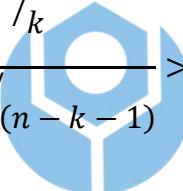
$0 \leq R^2 \leq 1$ ，當  $b_1 = b_2 = \dots = b_k = 0$  時， $R^2$  為零。複判定係數開方所得之， $R$ ，稱為複相關係數(Coefficient of Multiple Correlation)。在迴歸與相關的分析上，有求修正複判定係數(Adjusted Coefficient of Multiple Determination)的必要。修正複判定係數以  $\bar{R}^2$  表示，其公式為：

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{MSE}{MST} = 1 - \frac{\frac{SSE}{n-k-1}}{\frac{SST}{n-1}}$$

有關母數  $\rho$  的檢定，可建立假設為：

$$\begin{cases} H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0 \\ H_1: \text{不全為 } 0 \end{cases}$$

檢定統計量及決策為：

$$F = \frac{\frac{R^2/k}{(1-R^2)/(n-k-1)}}{\frac{(1-R^2)/(n-k-1)}{R^2/k}} > F_{(1-\alpha;k,n-k-1)}$$


或

$$F = \frac{MSR}{MSE} > F_{(1-\alpha;k,n-k-1)}$$

時，拒絕  $H_0$ 。

### 3. Durbin-Watson 檢定

模型是否發生自我相關，可以利用杜賓-沃森檢定(Durbin-Watson test)，檢視自我相關的步驟為：參見(林惠玲等著，2010)

①利用 OLS 得估計的迴歸方程式： $\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X_t$

②計算估計殘差值： $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$

③檢定統計量： $DW = \frac{\sum_{t=2}^T (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2} \approx 2(1 - \rho)$

$\rho$ ：為相關係數

#### ④查 DW 值表

杜賓-沃森檢定的臨界值

正相關	不能判定區	無自我相關	不能判定區	負相關	
0	$d_L$	$d_U$	$4 - d_U$	$4 - d_L$	4

由統計附表，可根據解釋變數個數  $k$  及樣本數  $n$ ，查出 DW 的臨界值  $d_L$  及  $d_U$ 。其判定法則為：

#### 自我相關的判定法則

- ①若  $DW < d_L$ ，則判定殘差值為正的自我相關。
- ②若  $DW > 4 - d_L$ ，則判定為負的自我相關。
- ③若  $d_U < DW < 4 - d_U$ ，則判定無自我相關。
- ④若  $d_L < DW < d_U$ ， $4 - d_U < DW < 4 - d_L$ ，則無法判定。

如  $DW=2$ ，則會落入無自我相關的區域，因此，一般當 DW 值在 2 左右時 (1.8~2.2) 則判定無自我相關。



## (二) ARIMA 模型

### 1. 建立 ARIMA 模型

自我迴歸整合移動平均(Autoregressive Integrated Moving Average)，簡稱 ARIMA。其中  $AR(p)$  模式，是指變數( $X_t$ )和變數的前期( $X_{t-1}, X_{t-2}, X_{t-3}, \dots$ )之間有關聯。 $MA(q)$  模式，則是變數( $X_t$ )和誤差項的前期( $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_{t-3}, \dots$ )之間有關聯。若一變數( $X_t$ )同時和變數的前期( $X_{t-1}, X_{t-2}, X_{t-3}, \dots$ )以及誤差項的前期( $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_{t-3}, \dots$ )相關的話，我們則稱此模式為  $ARMA(p,q)$  模型，以下就以  $ARMA(1,1)$  加以說明之。參見(鍾惠民等著，2009)

### ARMA (1,1)

$ARMA(1,1)$  是指一變數( $X_t$ )同時和的前一期( $X_{t-1}$ )以及誤差項的前一期( $\varepsilon_{t-1}$ )相關，模型如下：

$$X_t - \theta_1 X_{t-1} = \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1}$$

或是寫成如下的方式

$$X_t = \theta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1}$$

兩邊同取期望值之後，得到

$$\mu = \theta_1 \mu$$

所以

$$\mu = E(X_t) = 0$$

$$\text{又 } \gamma_0 = E(X_t X_t) = VAR(X_t) = E(\theta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1})^2$$

$$= \theta_1^2 E(X_{t-1}^2) + E(\varepsilon_t^2) + \alpha_1^2 E(\varepsilon_{t-1}^2) - 2\theta_1 \alpha_1 E(X_{t-1} \varepsilon_{t-1})$$

$$\therefore X_{t-1} = \theta_1 X_{t-2} + \varepsilon_{t-1} - \alpha_1 \varepsilon_{t-2}$$

則

$$E(X_{t-1} \varepsilon_{t-1}) = E[(\theta_1 X_{t-2} + \varepsilon_{t-1} - \alpha_1 \varepsilon_{t-2}) \cdot \varepsilon_{t-1}] = \sigma_\varepsilon^2$$

$$\therefore \sigma_X^2 = \theta_1^2 \sigma_X^2 + \sigma_\varepsilon^2 + \alpha_1^2 \sigma_\varepsilon^2 - 2\theta_1 \alpha_1 \sigma_\varepsilon^2$$

故

$$\sigma_X^2 = \frac{(1 + \alpha_1^2 - 2\theta_1 \alpha_1) \sigma_\varepsilon^2}{1 - \theta_1^2}$$

又

$$\begin{aligned} \gamma_1 &= E(X_t X_{t-1}) = E[(\theta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1}) \cdot X_{t-1}] \\ &= \theta_1 \gamma_0 - \alpha \sigma_\varepsilon^2 \\ &= \frac{(\theta_1 - \alpha_1)(1 - \theta_1 \alpha_1)}{1 - \theta_1^2} \cdot \sigma_\varepsilon^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \gamma_k &= E(X_t X_{t-k}) = E[(\theta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t - \alpha_1 \varepsilon_{t-1}) \cdot X_{t-k}] \quad k = 2, 3, \dots \\ &= \theta_1 \gamma_{k-1} \end{aligned}$$

因此，ACF 如下：

$$\rho_1 = \frac{(\theta_1 - \alpha_1)(1 - \theta_1 \alpha_1)}{1 - 2\theta_1 \alpha_1 + \alpha_1^2}$$

$$\rho_k = \alpha \rho_{k-1} \quad k = 2, 3, \dots$$

其 ACF 和 PACF 的理論圖形都是以遞減的方式漸漸消失。

### ARIMA(p,d,q)

對一非定態資料  $ARMA(p,q)$  無法配適時，我們可利用取差分(Take Difference)的方式進行配適，此法稱為 ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average)若取  $d$  次差分後為定態資料，可用  $ARMA(p,q)$  配適的話，則此模型稱為  $ARIMA(p,d,q)$ ，以下就以  $ARIMA(1,d,1)$  加以說明之。

若資料為  $\Delta X_t \sim ARMA(1,1)$  時，

則稱  $X_t \sim ARIMA(1,1,1)$

其中  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$

若資料為  $\Delta^2 X_t \sim ARMA(1,1)$  時，

則稱  $X_t \sim ARIMA(1,2,1)$

其中  $\Delta^2 X_t = \Delta X_t - \Delta X_{t-1}$

$$= (X_t - X_{t-1}) - (X_{t-1} - X_{t-2})$$

$$= X_t - 2X_{t-1} + X_{t-2}$$



## 2. 單根檢定(ADF)

單根檢定自 1970 年代以來，有許多不同的方法被提出。其中，一個最常使用的檢定稱 Augmented Dickey-Fuller 檢定(ADF test)，主要的貢獻者為 David Dickey 與 Wayne Fuller 兩位統計學家。

**定義：(Augmented Dickey-Fuller 檢定)**

1. 若虛無假設  $y_t$  具單根，對立假設  $y_t$  為定態，考慮以下迴歸式

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + \nu_t,$$

並檢定  $H_0 : \delta = 0$  vs.  $H_1 : \delta < 0$ 。

2. 若虛無假設為  $y_t$  具單根，對立假設  $y_t$  為去除趨勢後定態。考慮以下迴歸式

$$\Delta y_t = \beta_0 + \alpha t + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + v_t ,$$

並檢定  $H_0 : \delta = 0$  vs.  $H_1 : \delta < 0$  。

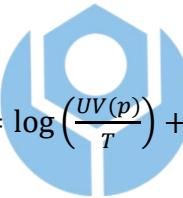
其中， $\gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p}$  稱為 ADF 檢定的增廣項(*augmented part*)，增廣項的最適落後期數  $p$  可利用 AIC 或是 BIC(SIC)決定之。

### 3. 評選最適的落後期數

實務上，有許多方法可以選擇，在這裡介紹一個常用且簡單的方法：

訊息準則(information criteria)。一般而言，評選模型的標準為：使訊息準則的值越小越好。首先介紹 Akaike(赤池)訊息準則(Akaike Information Criterion，簡稱 AIC)。

定義 1：(Akaike 訊息準則)



$$AIC(p) = \log\left(\frac{UV(p)}{T}\right) + (p+1)\frac{2}{T} ,$$

其中， $UV(p)$ 為 AR( $p$ )模型的未解釋變異(或稱殘差平方和)，亦即

$$UV(p) = \sum_t \hat{\varepsilon}_t^2 ,$$

$$\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{y}_t = y_t - (\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{\beta}_p y_{t-p})$$

AIC 主要為兩個部分所組成，第一部分為  $UV$  的函數，一個好的模型，自然希望它的未解釋變異越小越好，我們必須考慮多加入一個變數落後期作為解釋變數的懲罰項： $(p+1)\frac{2}{T}$ 。在平衡 AIC 這兩個衝突的部分後，我們就以極小化 AIC 作為模型選擇標準。

其次，亦常用的訊息準則為貝氏訊息準則(Bayes Information Criterion，簡稱 BIC)，或稱 Schwarz 訊息準則(Schwarz Information Criterion，簡稱 SC)。

定義 2：(貝氏訊息準則)

$$BIC(p) = \log\left(\frac{UV(p)}{T}\right) + (p+1)\frac{\log T}{T} ,$$

注意到 BIC 與 AIC 不同之處僅在於懲罰項，只要  $T > 8$ ，則  $\log T > 2$ ，亦即 BIC 對於多增加一個變數落後期作為解釋變數的懲罰較 AIC 大，因此 BIC 傾向於選擇一個變數落後期數較少的模型。理論上，BIC 所決定的落後期數  $\hat{p}_{BIC}$  為真實落後期  $p$  的一致估計式，但是電腦模擬顯示，當樣本小的時候，AIC 的表現較 BIC 為佳。

### (三) VAR 模型

#### 1. 建立 VAR 模型

向量自我迴歸(Vector Autoregressions 簡稱 VAR)，是 Sims(1980)批評大型總體計量模型後所提出一個新的研究方法。他認為大型總體計量模型有以下問題：(1) 模型設定是任意設定(ad hoc)。譬如說，凱因斯消費函數將消費設為可支配所得的函數就是一個例子。(2)為了模型的認定(identification)，模型中有太多不可信的限制。譬如說：將某些變數視為外生變數。而 Sims(1980)所提出的 VAR 型就是將所有變數都當成內生變數，也就避免了任意限制總體經濟變數之間的關係。參見(陳旭昇著，2013)

我們考慮一個三變數的 VAR：物價膨脹率( $\pi_t$ )，失業率( $v_t$ )以及利率( $R_t$ )，並說明如何設定此三個總體變數之間的關係。

縮減式 VAR 就是考慮變數均為其自身落後項以及其他變數落後項的函數，也就是說，多變數 VAR 與單一變數 AR 模型最大的不同處在於，VAR 考慮了體系內跨變數的動態行為(cross-variable dynamics)。

假設落後期數為一期，我們稱之為 VAR(1)：

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ v_t \\ R_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1^{11} & \phi_1^{12} & \phi_1^{13} \\ \phi_1^{21} & \phi_1^{22} & \phi_1^{23} \\ \phi_1^{31} & \phi_1^{32} & \phi_1^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1} \\ v_{t-1} \\ R_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{bmatrix}$$

係數  $\phi_k^{ij}$  表第  $k$  期落後期的第  $j$  個變數對第  $i$  個變數的影響。因此， $VAR(p)$  模型以矩陣形式可以寫成

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

## 2. Granger 因果關係檢定

Granger 因果關係(Granger causality)是由 Clive W.T.Granger 所提出來的一個因果關係概念，參見 Granger(1969)。然而，值得注意的是：Granger 因果關係不一定是總體經濟理論中真正的因果關係(結構關係)。參見(陳旭昇著，2013)

「Granger 因果關係」定義在「預測因果關係(predictive causality)，也就是說，如果變數  $x$  能夠提供預測變數  $y$  所需的資訊，我們就稱變數  $x$  「Granger 影響」(Granger cause)變數  $y$ 。

以下我們提供更精確的定義：

**定義 1.**(Granger 因果關係)給定  $\Omega_t$  為  $t$  期的資訊集合， $\Omega_t/\{x_t, x_{t-1}, \dots\}$  為  $t$  期資訊集合與  $\{x_t, x_{t-1}, \dots\}$  的餘集(relative complement)，且  $F(\cdot|\cdot)$  為條件分配。如果

$$F(y_{t+h}|\Omega_t/\{x_t, x_{t-1}, \dots\}) = F(y_{t+h}|\Omega_t) \quad \forall h > 1$$

則我們稱  $x$  不會「Granger 影響」 $y$ 。亦即， $x$  無助於預測  $y$ 。

**定義 2.**(Granger 因果關係檢定)考慮以下迴歸式

$$y_t = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \gamma_1 x_{t-1} + \gamma_2 x_{t-2} + \dots + \gamma_p x_{t-p} + e_t,$$

如果

$$\gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_p = 0$$

則我們稱  $x$  不會「Granger 影響」 $y$ 。

## (四) 模型預測

### (一)樣本內估計

樣本內估計依照所使用的樣本期間(sampe span)而有三種不同作法。以 AR(1)

模型為例，

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

### 1.遞迴法(recursive scheme)

$$\hat{\beta}_1^{(t)} = [\sum_{s=1}^t y_s^2]^{-1} [\sum_{s=1}^t y_s y_{s+1}], t = R-1, R, \dots, R+P-2.$$

### 2.滾輪法(rolling scheme)

$$\hat{\beta}_1^{(t)} = [\sum_{s=t-R+2}^t y_s^2]^{-1} [\sum_{s=t-R+2}^t y_{s-1} y_{s+1}], t = R-1, R, \dots, R+P-2.$$

### 3.固定法(fixed scheme)

$$\hat{\beta}_1 = \left[ \sum_{s=1}^R y_{s-1}^2 \right]^{-1} \left[ \sum_{s=1}^R y_{s-1} y_s \right]$$

我們使用「固定法」來進行樣本內估計。參見(陳旭昇著，2013)

## (二)樣本外預測



樣本外預測的概念很簡單，我們將手頭有的資料拆成兩部分，將其中 R 筆資料  $\{y_1, y_2, \dots, y_R\}$  稱做樣本內資料(in-sample observations)，另外 P 筆資料  $\{y_{R+1}, y_{R+2}, \dots, y_T\}$  稱做樣本外資料(out-of-sample observations)， $R+P=T$ ，一般而言， $P/T=10\%$  或是 15%，然而，對於最適的 P/R 比例，文獻上並無定論。

我們之所以稱此「擬真」(pseudo)的樣本外預測，原因在於我們並不是執行真正的樣本外預測，所謂的「樣本外」意指我們樣本以外未知的資料點，必須是等到本期之後才會實現的資料。在此，我們把已知樣本切成兩部分，一部分是「已知」，我們用來估計模型；另一部分我們「假裝未知」，利用這些資料點與模型的預測作比較，藉以評估模型的預測能力。

### 性質：(樣本外預測的程序)

1. 以  $\{y_1, y_2, \dots, y_R\}$  估計時間序列模型。(即樣本內估計)
2. 建構預測： $\{\hat{y}_{R+1,R}, \hat{y}_{R+2,R+1}, \dots, \hat{y}_{T,T-1}\}$ 。(即樣本外預測)
3. 建構預測誤差： $\{\hat{e}_{R+1,R}, \hat{e}_{R+2,R+1}, \dots, \hat{e}_{T,T-1}\}$ 。(即實際值-預測值)
4. 計算 MSE(均方差)的估計式：

$$\widehat{MSE} = \frac{1}{P} \sum_{j=T-P}^{T-1} \hat{e}_{j+1,j}^2$$

因此,如果有兩個時間序列模型 A 與 B,我們可以分別求得  $MSE_A$  與  $MSE_B$ ,若  $MSE_A < MSE_B$ , 則模型 A 是一個以樣本外預測衡量, 預測表現較好的時間序列模型。

預期損失函數(expected loss function)就是因為預測誤差所造成的預期損失或是預期成本,

$E[L(e_{t+k,t})]$ , 其中  $L(\cdot)$  為損失函數。

如果損失函數為二次函數, 我們就稱預期損失函數為均方差(mean squared error, MSE) :

$$MSE = E[e_{t+k,t}^2] = E[(y_{t+k} - E_t(y_{t+k}))^2]$$

有時為了保有原來的單位, 我們會考慮均方根誤差(root mean squared error, RMSE) :

$$RMSE = \sqrt{E[e_{t+k,t}^2]} = \sqrt{E[(y_{t+k} - E_t(y_{t+k}))^2]}$$

如果損失函數為絕對函數, 我們就稱預期損失函數為平均絕對誤差(mean absolute error, MAE) :

$$MAE = E[|e_{t+k,t}|] = E[|y_{t+k} - E_t(y_{t+k})|]$$

一般而言, 最常使用的預期損失函數為均方差(MSE)。參見(陳旭昇著, 2013)

## 第四章 實證結果與分析

本章除敘述性統計外，還包括六個部分，一為主成分分析，二為共線性檢定與逐步迴歸分析，三為迴歸模型之實證結果，四為 ARIMA 模型之實證結果，五為 VAR 模型之實證結果，六為模型預測。

### 第一節 敘述性統計

由表 4-1 資料觀察，從四大構面來看，如總體經濟因素之貨幣供給額，其平均數為 168,649 億元，標準差為 43,177 億元，變異係數(標準差／平均數)為 25.60%；重要國外股價指數之道瓊工業指數，其平均數為 21.601，標準差為 7,202，變異係數(標準差／平均數)為 33.34%；資金籌碼面之三大法人買賣超，其平均數為 -30 億元，標準差為 795 億元，變異係數(標準差／平均數)為 26.15 倍；企業獲利能力之每股盈餘，其平均數為 0.3073 元，標準差為 0.1535 元，變異係數(標準差／平均數)為 49.95%；可見四個構面之變數中三大法人買賣超之差異程度最大，其次為每股盈餘，第三為道瓊工業指數，居末為貨幣供給額。

另就偏態觀察，一般而言偏態係數( $S_k$ )若大於 0 為右偏，等於 0 為正偏，小於 0 為左偏，發現沒有正偏，左偏有利率等六個變數，右偏有消費者物價指數等 19 個變數。再就峰態觀察，一般而言峰態係數大於 3 為高狹峰，等於 3 為常態峰，小於 3 為低闊峰，發現沒有常態峰，高狹峰只有外資買賣超、三大法人買賣超二個變數，其餘變數均屬於低闊峰。

表 4-1 敘述性統計

	最小值	最大值	平均數	標準差	偏態	峰態
消費者物價指數	-1.2095	3.5883	1.138563	1.0918949	.089	-.591
利率	.755	1.450	1.13118	.216821	-.475	-.992
匯率	27.6781	33.6445	30.200581	1.2599792	.285	.147
貨幣供給額	11374651	25830323	16864937.98	4317714.324	.708	-.572
進出口貿易	31094.63	82258.94	52641.5418	10329.2022	1.255	1.260
失業率	3.52	4.80	3.9269	.26335	.876	.214
工業生產指數	76.99	140.79	106.1763	15.39578	.606	-.300
道瓊工業指數	10913.38	36398.08	21601.0611	7202.40180	.406	-1.025
那斯達克指數	2415.40	15741.60	6833.4235	3658.74908	.853	-.325
標普500指數	1131.42	4778.73	2508.1937	955.88490	.629	-.552
日經225指數	8434.61	29452.66	18798.4946	6105.04293	-.103	-.926
上海綜合指數	1979.21	4611.74	2911.8258	537.73688	.107	-.012
深圳綜合指數	752.84	2793.25	1650.3522	511.71703	-.056	-1.182
香港恆生指數	14687.02	32887.27	24021.8868	3280.46867	.172	-.171
外資買賣超	-551966.52	141971.63	-2821.9245	76466.0999	-3.168	19.203
投信買賣超	-10818.79	19798.61	303.9771	4659.05983	1.030	2.809
自營商買賣超	-22587.36	19543.44	-523.9490	7430.24343	-.224	.692
三大法人買賣超	-564172.55	147872.54	-3041.8965	79548.7823	-2.908	17.446
營業毛利率	10.41	19.68	14.6267	2.26077	.546	.082
營業利益率	2.21	11.60	6.3340	2.18602	.853	.458
資產報酬率	.55	2.56	1.5050	.45701	.458	-.198
股東權益報酬率	.91	5.17	2.8579	.98187	.611	-.093
每股盈餘	.07	.66	.3073	.15346	1.124	.462
意外事件	0	1	.26	.438	1.124	-.747

## 第二節 主成分分析

從表 4-2-1 共同性可得知，如果 24 個自變數之主成分均選取，則所選取的主成分對各個變數的解釋能力均為 100%，由於本研究之主成分分析只萃取特徵值大於 1 的主成分，一共為 4 個主成分，這些主成分對各個變數的解釋能力如本表之萃取欄所表示。從中可得知這些主成分對消費者物價指數之解釋能力為 63.0%，對利率之解釋能力為 71.3%，以此類推。綜合觀察，除了投信買賣超(45.0%)及自營商買賣超 (48.6%)兩個變數外，所選取之主成分對其他變數的解釋能力平均達到 60% 以上，顯示所選取的 4 個主成分已能夠解釋其他變數大部分之變異。

表 4-2-1 共同性

變數	初始	萃取	變數	初始	萃取
消費者物價指數	1.000	.630	深圳綜合指數	1.000	.841
利率	1.000	.713	香港恆生指數	1.000	.732
匯率	1.000	.841	外資買賣超	1.000	.912
貨幣供給額	1.000	.939	投信買賣超	1.000	.450
進出口貿易	1.000	.862	自營商買賣超	1.000	.486
失業率	1.000	.746	三大法人買賣超	1.000	.948
工業生產指數	1.000	.883	營業毛利率	1.000	.885
道瓊工業指數	1.000	.907	營業利益率	1.000	.901
那斯達克指數	1.000	.940	資產報酬率	1.000	.803
標普 500 指數	1.000	.948	股東權益報酬率	1.000	.817
日經 225 指數	1.000	.952	每股盈餘	1.000	.944
上海綜合指數	1.000	.700	意外事件	1.000	.769

擷取方法：主成分分析

從表 4-2-2 解說總變異量的特徵值中，可得知第一主成分對所有變數的解釋比例為 55.70%，第二主成分對所有變數的解釋比例為 11.80%，第三主成分對所有變數的解釋比例為 8.56%，第四主成分對所有變數的解釋比例為 5.40%。如果萃取 4 個主成分，則此 4 個主成分對全體變數的解釋比例已經到達 81.46%。如果所選取的主成分個數愈多，對變數的解釋力也會愈高，但自從第五個主成分數以後其特徵值已經小於 1，對變數的解釋能力已經變小，因此選取四個主成分就可。

表 4-2-2 解說總變異量

成分	初始固有值			擷取平方和負荷量		
	總計	變異的 %	累加 %	總計	變異的 %	累加 %
1	13.367	55.697	55.697	13.367	55.697	55.697
2	2.833	11.803	67.501	2.833	11.803	67.501
3	2.054	8.557	76.058	2.054	8.557	76.058
4	1.297	5.405	81.463	1.297	5.405	81.463
5	.951	3.964	85.427			
6	.821	3.420	88.846			
7	.719	2.996	91.842			
8	.532	2.215	94.057			
9	.428	1.783	95.840			
10	.387	1.614	97.454			
11	.181	.754	98.208			
12	.165	.689	98.897			
13	.110	.459	99.356			
14	.065	.270	99.626			
15	.029	.123	99.749			
16	.021	.086	99.835			
17	.014	.060	99.895			
18	.012	.050	99.945			
19	.006	.025	99.970			
20	.004	.016	99.986			
21	.002	.008	99.994			
22	.001	.004	99.997			
23	.001	.003	100.000			
24	1.921E-16	8.004E-16	100.000			

擷取方法：主成分分析

從圖 4-2-1 陡坡圖可得知，自第四個主組成分以後之曲線開始變得平坦，致選取 4 個組成分就可。

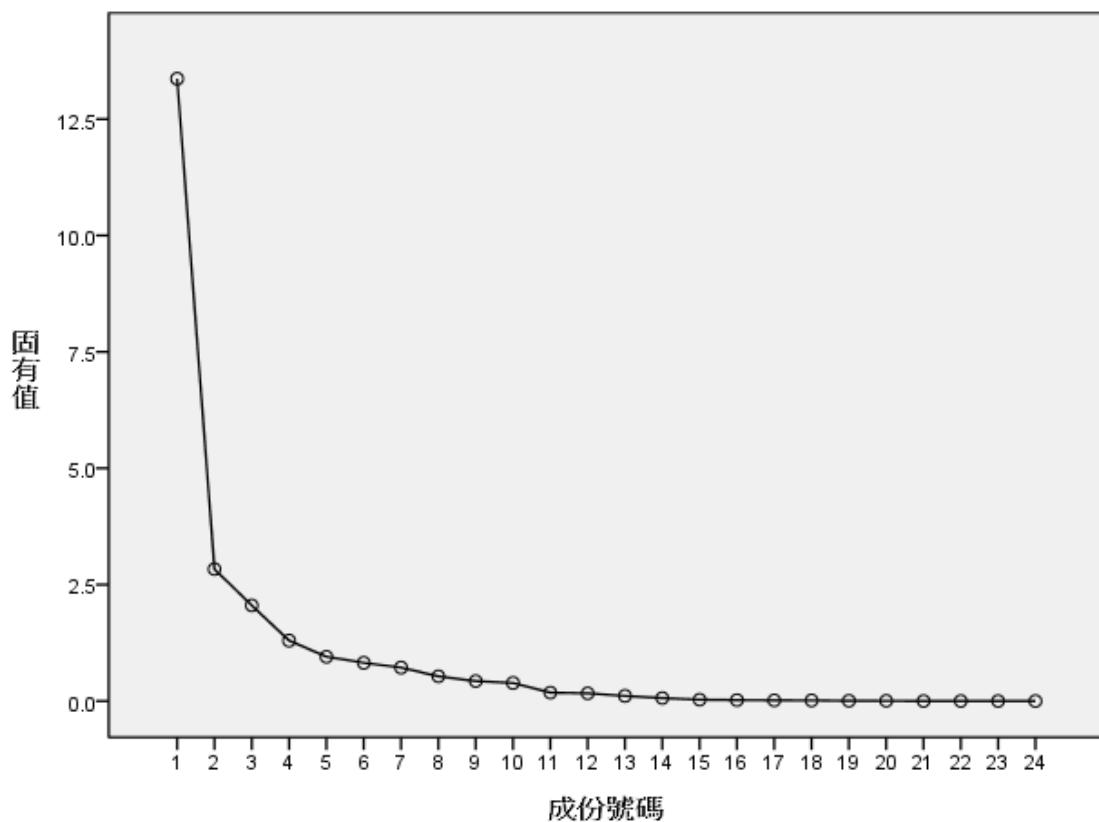


圖 4-2-1 陡坡圖

從表 4-2-3 成分矩陣可得知，第一主成分在道瓊工業指數、那斯達克指數、標普 500 指數、日經 225 指數、營業毛利率率、營業利益率率、每股盈餘等 7 個變數有較高的負荷，故可命名為「重要國外股價指數」與「企業獲利能力」的綜合因素；第二主成分在消費者物價指數、進出口貿易、失業率等 3 個變數有 3 個較高的負荷，故可命名為「總體經濟」因素；第三主成分在外資買賣超、自營商買賣超、三大法人買賣超等 3 個變數有較高的負荷，故可命名為「資金籌碼面」因素；第四主成分數在匯率、香港恆生指數僅有二個變數(有較高的負荷)，故不易命名。

表 4-2-3 成分矩陣

	成分			
	1	2	3	4
消費者物價指數	.226	.708	-.195	.200
利率	-.740	.278	.025	.294
匯率	-.381	-.322	.522	.566
貨幣供給額	.950	.058	.066	.169
進出口貿易	.772	.503	-.111	.033
失業率	-.490	.455	-.319	-.443
工業生產指數	.918	.170	.104	.024
道瓊工業指數	.943	-.030	.126	.024
那斯達克指數	.969	.010	.001	-.037
標普500指數	.970	.011	.081	.031
日經225指數	.930	-.196	.209	.072
上海綜合指數	.659	-.423	.294	.014
深圳綜合指數	.820	-.334	.227	.076
香港恆生指數	.298	-.595	.175	-.508
外資買賣超	-.358	.509	.715	-.111
投信買賣超	.341	.380	-.164	.403
自營商買賣超	.021	.374	.508	-.297
三大法人買賣超	-.326	.546	.728	-.112
營業毛利率	.938	-.010	.048	.056
營業利益率	.944	.100	-.005	-.003
資產報酬率	.866	.128	-.032	-.188
股東權益報酬率	.866	.176	-.072	-.177
每股盈餘	.950	.195	-.035	-.040
意外事件	.829	.188	-.206	.067

擷取方法：主成分分析

a. 已擷取 4 個成分

### 第三節 共線性檢定與逐步迴歸分析

#### 一、共線性檢定

有關共線性檢定(multicollinearity test)是利用變異數膨脹因素(variance inflation factor, 簡稱 VIF)來驗證各變數之共線性程度。VIF 的定義為  $1 / (1 - R_i^2)$ ， $R_i^2$  為判定係數，若  $VIF > 10$ ，則判定具有共線性問題。

本研究用二種方法進行，一為一次共線性檢定，即對所有變數(共 23 個)進行(未含三大法人買賣超，因該變數之容許[容忍程度]為 0)，其檢定結果除消費者物價指數、匯率、失業率、外資買賣超、投信買賣超、自營商買賣超等 6 個變數之  $VIF < 10$  之外，其餘 17 個變數 VIF 皆大於 10，不甚理想如表 4-3-1；致改用方法二即分二階段進行，第 1 階段先依五個構面分別進行共線性檢定，然後選出各構面  $VIF < 10$  時的變數，再進行第二階段檢定，其結果如表 4-3-2，從中可知除貨幣供給額之  $VIF > 10$  被刪除外，其餘計有消費者物價指數、利率、匯率、失業率、上海綜合指數、香港恆生指數、投信買賣超、自營商買賣超、三大法人買賣超、意外事件等 10 個變數之 VIF 均小於 10。



表 4-3-1 一次共線性檢定

變 數	共線性統計量	
	容許	VIF
消費者物價指數	.339	2.950
利率	.070	14.265◆
匯率	.107	9.329
貨幣供給額	.005	193.246◆
進出口貿易	.043	23.413◆
失業率	.240	4.173
工業生產指數	.043	23.025◆
道瓊工業指數	.002	441.306◆
那斯達克指數	.003	350.094◆
標普500指數	.001	862.898◆
日經225指數	.016	63.886◆
上海綜合指數	.048	20.934◆
深圳綜合指數	.022	45.064◆
香港恆生指數	.099	10.147◆
外資買賣超	.462	2.163
投信買賣超	.548	1.826
自營商買賣超	.742	1.347
營業毛利率	.008	119.680◆
營業利益率	.006	160.900◆
資產報酬率	.002	542.399◆
股東權益報酬率	.001	674.655◆
每股盈餘	.004	273.133◆
意外事件	.038	26.485◆

◆：自變數間存有共線性

表 4-3-2 二階段共線性檢定

變 數	共線性統計量	
	容許	VIF
消費者物價指數	.524	1.907
利率	.304	3.286
匯率	.320	3.127
貨幣供給額	.083	12.073◆
失業率	.349	2.866
上海綜合指數	.494	2.024
香港恆生指數	.301	3.319
投信買賣超	.736	1.359
自營商買賣超	.739	1.354
三大法人買賣超	.611	1.637
意外事件	.101	9.896

◆：自變數間存有共線性



## 二、逐步迴歸分析

逐步迴歸分析一般計有三種方法，一為前進選擇法( forward selection)，二為後退消去法(back elimination)，三為逐步迴歸法(step regression)。本研究就是採用前進選擇法與後退消去法二種進行，並作比較。

有關前進選擇法合計跑 12 次模型，其結果見表 4-3-3 逐步迴歸分析(前進選擇法)，經篩選(含共線性診斷)結果，其中有 8 個變數，惟須刪除 VIF > 10 之標普 500 指數、上海綜合指數、道瓊工業指數、深圳綜合指數等 4 個變數，剩下可用變數計有 4 個，包括總體經濟因素之匯率、消費者物價指數、失業率等 3 個變數，以及企業獲利能力之營業毛利率等 1 個變數。

至於後退消去法亦跑 12 次模型，其結果見表 4-3-4 逐步迴歸分析(後退消去法)，經篩選(含共線性診斷)結果，其獲有 16 個變數，其中須刪除 VIF > 10 之貨幣供給額、日經 225 指數、營業利益率、每股盈餘、那斯達克指數等 5 個變數，其可用變數計有 11 個，包括總體經濟因素之利率、進出口貿易、工業生產指數等 3 個變數，重要國外股價指數之日經 225 指數等 1 個變數，資金籌碼面之外資買賣超、

投信買賣超、自營商買賣超、三大法人買賣超等 4 個變數，企業獲利能力之資產報酬率、股東權益報酬率等 2 個變數，還有其他因素之外事件等 1 個變數。

此二種方法比較，後退消去法所獲有可用變數有 11 個優於前進選擇法之 8 個，與一般研究方法結果相融合。

表 4-3-3 逐步迴歸分析(前進選擇法)

模 型	非標準化係數		標準化係數 B	T值	P-值	共線性統計量	
	$\beta$	標準誤				容許	VIF
匯率	-352.247	38.602	-.146	-9.125	.000	.465	2.149
標普 500 指數	3.966	.398	1.296	9.962	.000	.007	141.041◆
上海綜合指數	1.345	.192	.250	7.012	.000	.095	10.572◆
消費者物價指數	124.991	34.887	.047	3.583	.000	.687	1.455
道瓊工業指數	-.194	.045	-.477	-4.309	.000	.010	102.303◆
深圳綜合指數	-1.589	.301	-.278	-5.285	.000	.043	23.041◆
營業毛利率	248.881	41.015	.192	6.068	.000	.120	8.322
失業率	493.342	182.392	.045	2.705	.008	.425	2.352

◆：自變數間存有共線性

表 4-3-4 逐步迴歸分析(後退消去法)

模 型	輸入B	T值	顯著性	偏相關	共線性統計量		
					容許	VIF	允差下限
利率	.027 <sup>m</sup>	1.318	.190	.123	.275	3.636	.006
貨幣供給額	.065 <sup>m</sup>	1.121	.265	.104	.035	28.335◆	.005
進出口貿易	.028 <sup>m</sup>	1.096	.275	.102	.189	5.304	.006
工業生產指數	-.010 <sup>m</sup>	-.362	.718	-.034	.161	6.226	.007
日經225指數	.033 <sup>m</sup>	.521	.604	.049	.030	32.826◆	.007
香港恆生指數	-.013 <sup>m</sup>	-.677	.500	-.063	.312	3.208	.004
外資買賣超	-.015 <sup>m</sup>	-1.177	.242	-.110	.730	1.370	.007
投信買賣超	.003 <sup>m</sup>	.247	.806	.023	.763	1.310	.007
自營商買賣超	-.016 <sup>m</sup>	-1.465	.146	-.136	.940	1.063	.007
三大法人買賣超	-.016 <sup>m</sup>	-1.265	.208	-.118	.740	1.352	.007
營業利益率	-.022 <sup>m</sup>	-.285	.776	-.027	.021	48.205◆	.007
資產報酬率	-.017 <sup>m</sup>	-.716	.475	-.067	.225	4.449	.007
股東權益報酬率	-.024 <sup>m</sup>	-1.005	.317	-.094	.213	4.690	.007
每股盈餘	-.008 <sup>m</sup>	-.232	.817	-.022	.096	10.389◆	.006
意外事件	.010 <sup>m</sup>	.385	.701	.036	.189	5.293	.005
那斯達克指數	-.059 <sup>m</sup>	-.486	.628	-.045	.008	121.369◆	.003

◆：自變數間存有共線性

## 第四節 複迴歸模型之實證結果

首先，將所有 24 個自變數進行複迴歸分析，從表 4-4-1(模型 1)可知，除三大法人買賣超變數(因 VIF 太大)被剔除外，其餘 23 個變數中具有顯著性變數(即 t 值大於 2 以上，p 值小於顯著水準 1%、5%、10%者)，計 11 個變數，包括利率、匯率、失業率、道瓊工業指數、標普 500 指數、上海綜合指數、深圳綜合指數、營業毛利率、資產報酬率、股東權益報酬率、每股盈餘等。

**表 4-4-1 回歸係數(含 23 個自變數)**

模型 1	非標準化係數		標準化係數 B	T值	P-值
	$\beta$	標準誤			
(常數)	5651.744	2683.079		2.106	.038
消費者物價指數	47.840	46.473	.018	1.029	.306
利率	1454.096	522.915	.108	2.781	.006
匯率	-351.776	75.244	-.146	-4.675	.000
貨幣供給額	-2.975E-6	.000	-.004	-.031	.975
進出口貿易	.005	.014	.016	.330	.742
失業率	747.186	227.305	.069	3.287	.001
工業生產指數	1.279	9.186	.007	.139	.890
道瓊工業指數	-.234	.088	-.576	-2.675	.009
那斯達克指數	.241	.154	.301	1.572	.119
標普 500 指數	3.256	.921	1.064	3.534	.001
日經 225 指數	-.012	.039	-.026	-.315	.754
上海綜合指數	.987	.252	.183	3.911	.000
深圳綜合指數	-1.244	.393	-.218	-3.163	.002
香港恆生指數	.026	.029	.029	.892	.375
外資買賣超	.000	.001	-.010	-.632	.529
投信買賣超	.003	.009	.004	.276	.783
自營商買賣超	-.006	.005	-.015	-1.288	.201
營業毛利率	257.587	145.503	.198	1.770	.080
營業利益率	-3.720	174.457	-.003	-.021	.983
資產報酬率	6152.305	1526.788	.961	4.030	.000
股東權益報酬率	-3601.221	793.406	-1.208	-4.539	.000
每股盈餘	5982.154	3213.241	.315	1.862	.066
意外事件	193.944	359.979	.028	.539	.591

a.因變數：台灣加權股價指數

其次，再將此 11 個變數進行第二次複迴歸分析(模型 2)，所得結果見表 4-4-2a(模型 2)，從中可知所有 11 個變數之顯著性均小於顯著水準 1%，t 值亦大於 2 以上。此外，本迴歸式之判定係數( $R^2$ )為 0.987，表示此 11 個變數對台灣加權股價指數之解釋能力很強；惟 D-W 值(Durbin-Watson 檢定)為 0.970，呈現其殘差項之自我相關為正相關；其 F 值為 826.943，很顯著代表其迴歸係數均不為 0。  
<參見表 4-4-2b、表 4-4-2c>。

表 4-4-2a 回歸係數(11 個自變數)

模型 2	非標準化係數		標準化係數 B	T值	P-值
	$\beta$	標準誤			
(常數)	10667.710	1841.353		5.793	.000
利率	812.288	299.914	.060	2.708	.008
匯率	-460.207	42.938	-.193	-10.718	.000
失業率	645.065	184.901	.058	3.489	.001
道瓊工業指數	-.240	.061	-.584	-3.970	.000
標普 500 指數	4.184	.574	1.352	7.290	.000
上海綜合指數	1.074	.194	.193	5.544	.000
深圳綜合指數	-1.261	.315	-.215	-4.007	.000
營業毛利率	242.317	43.672	.185	5.549	.000
資產報酬率	3832.352	1142.521	.587	3.354	.001
股東權益報酬率	-2420.840	591.271	-.798	-4.094	.000
每股盈餘	5292.681	1775.241	.275	2.981	.003

a.因變數：台灣加權股價指數

表 4-4-2b 判定係數表與 D-W 值(含 11 個自變數)

模型 2	R	$R^2$	$\bar{R}^2$	估計標準誤	Durbin-Watson 值
2	.993 <sup>a</sup>	.987	.985	358.15497	.970

a.自變數：(常數)、每股盈餘、失業率、利率、匯率、上海綜合指數、道瓊工業指數、營業毛利率、資產報酬率、深圳綜合指數、標普 500 指數、股東權益報酬率

b.因變數：台灣加權股價指數

表 4-4-2c 變異數分析(含 11 個自變數)

模型 2	平方和	自由度	均方	F值	P-值
迴歸	1166836519.883	11	106076047.262	826.943	.000 <sup>b</sup>
殘差	15777822.567	123	128274.980		
總計	1182614342.450	134			

a.因變數：台灣加權股價指數

b.自變數：(常數)、每股盈餘、失業率、利率、匯率、上海綜合指數、道瓊工業指數、營業毛利率、資產報酬率、深圳綜合指數、標普500指數、股東權益報酬率



表 4-4-2d 回歸係數相關性(含 11 個自變數)

模型 2	每股盈餘	失業率	利率	匯率	上海綜合指數	道瓊工業指數	營業毛利率	資產報酬率	深圳綜合指數	標普500指數	股東權益報酬率
每股盈餘	1.000	-.044	-.280	-.092	-.196	.231	-.124	.079	.222	-.427	-.364
失業率	-.044	1.000	.213	.235	.099	.101	.052	.153	-.006	.005	-.146
利率	-.280	.213	1.000	-.434	-.266	.013	.016	.332	.348	.108	-.249
匯率	-.092	.235	-.434	1.000	.451	-.205	-.065	-.187	-.543	.236	.234
上海綜合指數	-.196	.099	-.266	.451	1.000	-.341	.096	-.021	-.900	.372	.083
道瓊工業指數	.231	.101	.013	-.205	-.341	1.000	.309	-.552	.464	-.964	.449
營業毛利率	-.124	.052	.016	-.065	.096	.309	1.000	-.246	-.167	-.309	.210
資產報酬率	.079	.153	.332	-.187	-.021	-.552	-.246	1.000	-.070	.527	-.950
深圳綜合指數	.222	-.006	.348	-.543	-.900	.464	-.167	-.070	1.000	-.487	-.009
標普500指數	-.427	.005	.108	.236	.372	-.964	-.309	.527	-.487	1.000	-.371
股東權益報酬率	-.364	-.146	-.249	.234	.083	.449	.210	-.950	-.009	-.371	1.000

a. 因變數：台灣加權股價指數

再次，另從表 4-4-2d(迴歸係數相關性)中，亦發現此 11 個變數中，有些變數間仍具有相關性，如匯率、標普 500 指數、深圳綜合指數、股東權益報酬率 4 個變數，與其相對的利率、道瓊工業指數、上海綜合指數、資產報酬率 4 個變數相較，均具有頗高的相關性，因此將此 4 個變數刪除，剩下 7 個變數(含利率、失業率、道瓊工業指數、上海綜合指數、營業毛利率、資產報酬率、每股盈餘)再進行第三次複迴歸分析(模型 3)，其結果參見表 4-4-3a，可獲知除利率外，其餘 6 個變數均非常顯著(小於顯著水準 1% 或 5%)。茲將其迴歸式列示如下：

其中，TWSPI(因變數)：台灣加權股價指數

IR(自變數)：利率； UER(自變數)：失業率

DJIUS(自變數)：道瓊工業指數； SHIPRC(自變數)： 上海綜合指數

OGPR(自變數)： 營業毛利率； ROA(自變數)： 資產報酬率

EPS (自變數)：每股盈餘

$$\text{迴歸式} : \text{TWSPI} = -3349.034 - 584.961 \text{ IR} + 1536.853 \text{ UER} + 0.190 \text{ DJIUS} + \\ 0.294 \text{ SHIPRC} + 188.924 \text{ OGPR} - 2364.230 \text{ ROA} + 14307.400 \text{ EPS}$$

$R^2 = 0.955$ (解釋力很高)，D-W 值：0.478 (呈正自我相關)

F 值 = 387.013 (很顯著)



表 4-4-3a 回歸係數(7 個自變數)

模型 2	非標準化係數		標準化係數 B	T值	P-值
	$\beta$	標準誤			
(常數)	-3349.034	2246.649		-1.491	.139
利率	-585.961	451.813	-.043	-1.297	.197
失業率	1536.853	309.465	.138	4.966	.000
道瓊工業指數	.190	.027	.461	7.104	.000
上海綜合指數	.294	.148	.053	1.989	.049
營業毛利率	188.924	67.020	.144	2.819	.006
資產報酬率	-2364.230	507.857	-.362	-4.655	.000
每股盈餘	14307.400	2150.428	.743	6.653	.000

a. 因變數：台灣加權股價指數

表 4-4-3b 判定係數表與 D-W 值(含 7 個自變數)

模型 3	R	$R^2$	$\bar{R}^2$	估計標準誤	Durbin-Watson值
3	.977 <sup>a</sup>	.955	.953	645.74583	.478

a.自變數：(常數)、每股盈餘、失業率、利率、上海綜合指數、營業毛利率、道瓊工業指數、資產報酬率

b.因變數：台灣加權股價指數

表 4-4-3c 變異數分析(含 7 個自變數)

模型 3	平方和	自由度	均方	F值	P-值
迴歸	1129656907.914	7	161379558.273	387.013	.000 <sup>b</sup>
殘差	52957434.536	127	416987.674		
總計	1182614342.450	134			

a.因變數：台灣加權股價指數

b.自變數：(常數)、每股盈餘、失業率、利率、上海綜合指數、營業毛利率、道瓊工業指數、資產報酬率



表 4-4-3d 回歸係數相關性(含 7 個自變數)

模型 3	每股盈餘	失業率	利率	上海綜合指數	營業毛利率	資產報酬率	道瓊工業指數	資產報酬率
每股盈餘	1.000	-.318	-.465	.052	-.346	-.744	-.876	1.000
失業率	-.318	1.000	.361	.312	.162	.545	.146	-.318
利率	-.465	.361	1.000	.170	.229	.640	.368	-.465
上海綜合指數	.052	.312	.170	1.000	-.285	.072	-.059	.052
營業毛利率	-.346	.162	.229	-.285	1.000	.026	.018	-.346
道瓊工業指數	-.744	.545	.640	.072	.026	1.000	.595	-.744
資產報酬率	-.876	.146	.368	-.059	.018	.595	1.000	-.876

## 第五節 ARIMA 模型之實證結果

### 1. 單根檢定（用 ADF 法）

有關時間序列欲檢定其是否有單根，一般常用 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller test)。ADF-t 檢定是一種左尾檢定，ADF-t 統計量(負數)越小，越能提供證據拒絕具有單根的虛無假設。

虛假迴歸(spurious regression)是由 Granger 與 Newbold(1974)所提出。時間序列變數資料若具有非恒定(定態)性質，會影響迴歸分析結果的判讀，產生虛假迴歸；所謂虛假迴歸，是指模型雖然有很高的解釋能力( $R^2$ )，且 T 統計量很顯著，但其結果卻不具任何的經濟意義<sup>4</sup>。

根據表 4-5-1 可知，台股指數取對數後的 ADF-t 值為-0.666191，大於 5% 顯著水準(-2.881685)，很不顯著；同樣原序列的 ADF-t 值為-0.709401，亦大於 5% 顯著水準(-2.881685)，仍不顯著，顯示二者(原序列與取對數)近似，只是縱軸尺度不同而已(參見圖 4-5-1a 及 4-5-1b)；表示二者均具有單根的虛無假設，亦即是具有隨機趨勢的時間序列，致須再作取一階差分後的 ADF-t 值檢定，結果發現其 t 值為-12.61413 已小於 5% 顯著水準(-2.881685)，表示已無單根存在而成為定態時間序列(參見圖 4-5-1c)。

表 4-5-1 台股指數之單根檢定(有 3 種序列)

ADF 檢定統計量					
原序列		取對數		取一階差合	
T 值	P-值	T 值	P-值	T 值	P-值
-0.709401	0.8400	-0.666191	0.8506	-12.61413	0.0000

檢定臨界值：1% 顯著水準(-3.476427)，5% 顯著水準(-2.881685)，10% 顯著水準(-2.577591)

<sup>4</sup> 李彥瑩(2013)，〈台灣景氣指數與股價指數報酬關連性之探討—以電子類股指數為例〉，頁 25。

TWSPI

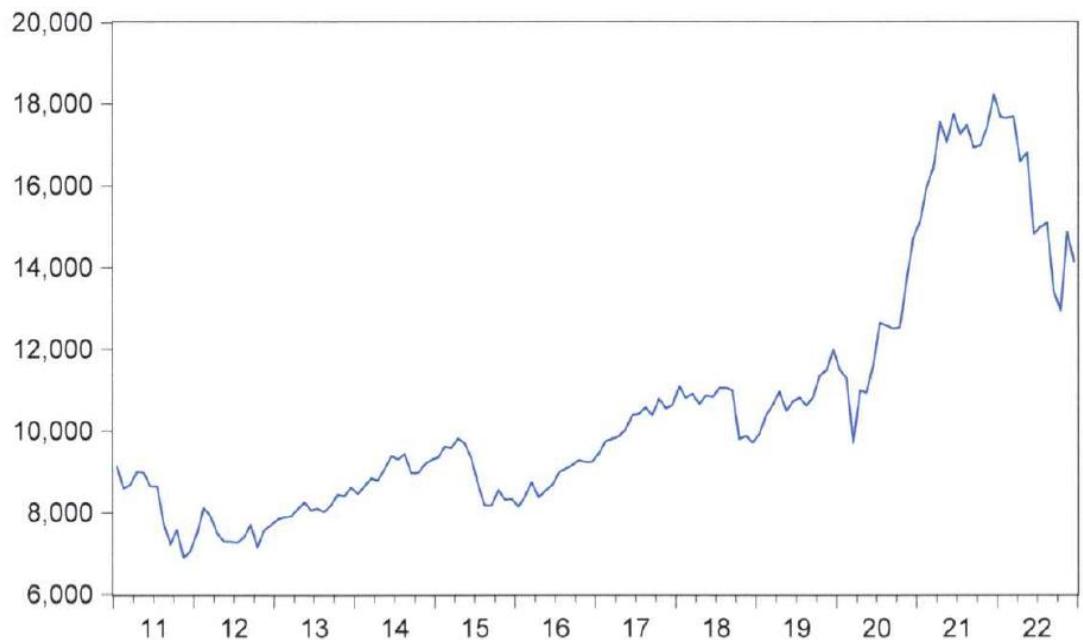


圖 4-5-1a 台股指數(原序列)

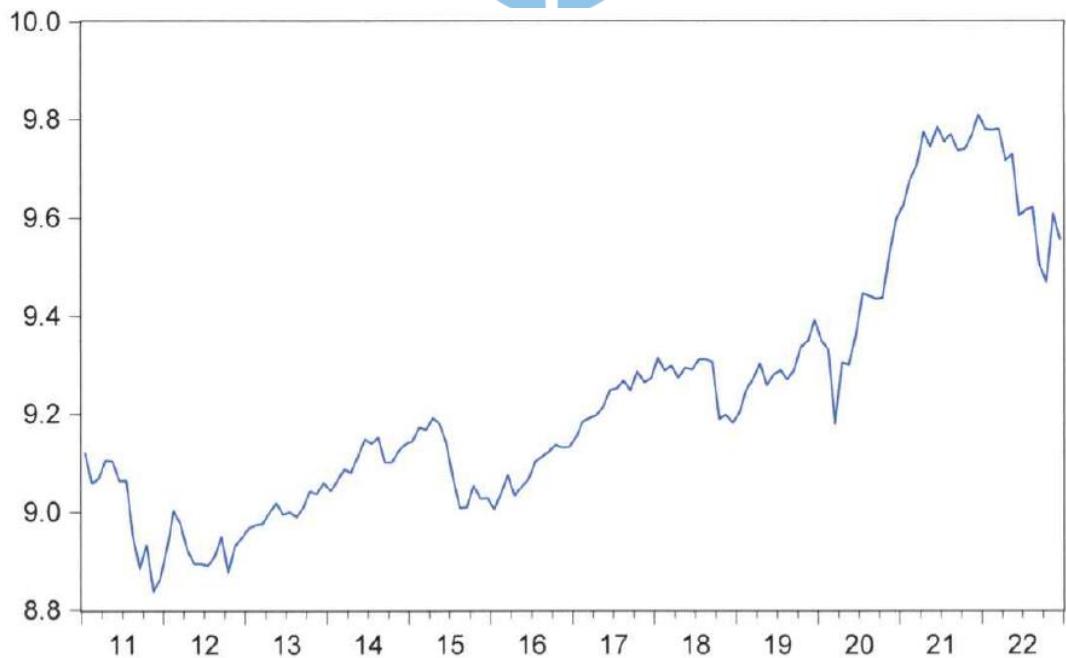


圖 4-5-1b 台股指數(取對數)

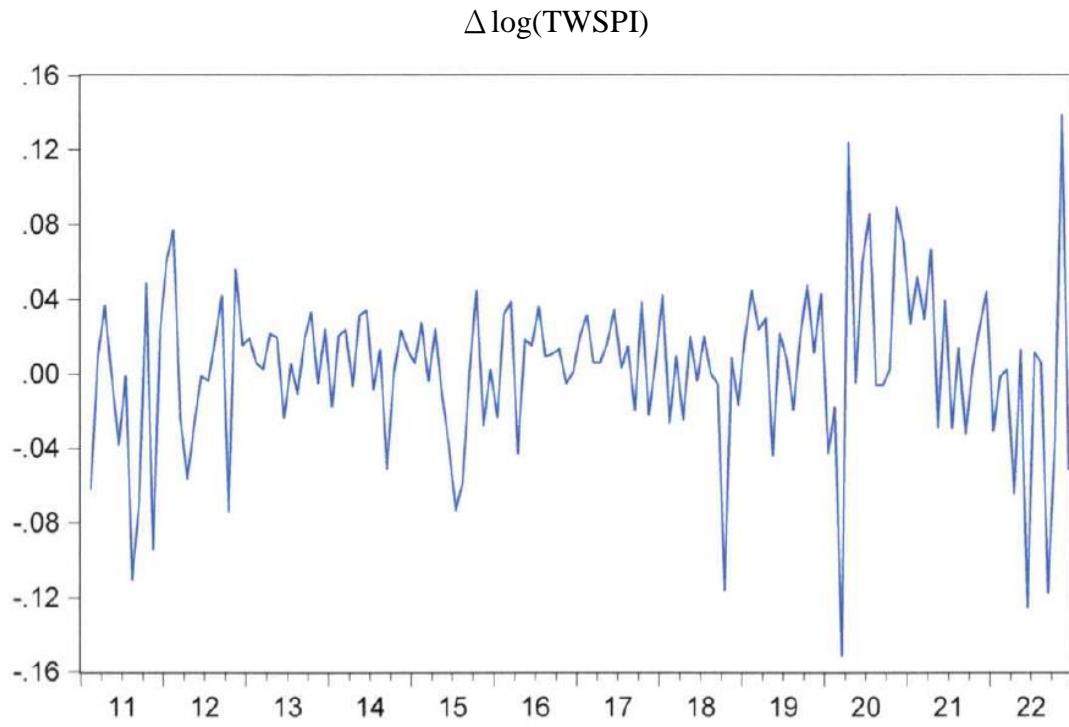


圖 4-5-1c 台股指數(取一階差分)



## 2.評選最適的落後期數 (同 AIC 及 BIC 準則)

如何決定 ARMA 模型最適的落後期數，一般訊息準則(information criteria)有二種，一為 Akaike(赤池)訊息準則(AIC)，二為貝氏(Bayes)訊息準則(BIC)。大體而言，評選模型的準則為使訊息準則的值越小越好。

依據表 4-5-2 可得，AIC 之最小值為(-3.457138)，其  $p=3, q=2$ ，BIC 之最小值為(-3.352020)，其  $p=1, q=1$ ，二者比較仍以 AIC 最小值(-3.457138)小於 BIC 最小值(-3.352020)，因此本研究 ARMA 其最適模型為 ARMA(3,2)，由於  $d=1$ ，致 ARIMA 其最適模型為 ARIMA(3,1,2)。由於本研究樣本數為 144 個月，因此選用 AIC 應尚稱合適<sup>5</sup>。

<sup>5</sup>另據楊奕農所著(2011)提出：

- (1) 用 BIC(或 SBC)當作準則時，會傾向對數精簡(待估參數較少)的模型有利；用 BIC 當作準則時，樣本數變大時，表現變好，即有一致性。
- (2) 從模擬結果來看，小樣本(樣本數 $\leq 100$ )或許應該用 AIC 來選，而中樣本( $100 < \text{樣本數} < 600$ )也許應該用 HQC 來選，大樣本(樣本數 $\geq 600$ )也是應該用 BIC 來選，才容易選到正確的落後期數。

表 4-5-2 台股指數 ARMA(p,q)模型之 AIC 及 BIC 評選結果

<b>p</b>	<b>q</b>	<b>AIC</b>	<b>BIC</b>
1	1	-3.414178	-3.352020*
2	1	-3.409887	-3.326625
3	1	-3.393330	-3.288764
4	1	-3.377253	-3.251183
5	1	-3.358664	-3.210884
1	2	-3.405872	-3.322995
2	2	-3.402387	-3.298309
3	2	-3.457138**	-3.331659
4	2	-3.435560	-3.288478
5	2	-3.418025	-3.249134

### 3.建立 ARIMA 模型

根據上述依 AIC 所評選結果，以建立 ARIMA(3,1,2)模型，其估計結果如表 4-5-3a 所示，其中 AR(3)變數顯著性(0.9515)極不顯著，因此刪去此不顯著的落後變數，將其他 4 個變數再跑迴歸式，其結果如表 4-5-3b 所示。茲將其估計迴歸式列示如下：

其中，DITWSPI(因變數)：台股指數(經取對數一階差分)

AR(1)(自變數)：自我迴歸(落後 1 期)

AR(2)(自變數)：自我迴歸(落後 2 期)

MA(1)(自變數)：移動平均(落後 1 期)

MA(2)(自變數)：移動平均(落後 2 期)

$$\text{迴歸式} : \text{DITWSPI} = 0.003505 + 0.222909 \text{AR}(1) - 0.755205 \text{AR}(2) - 0.291569 \\ \text{MA}(1) + 0.964290 \text{MA}(2)$$

從表 4-5-3b 中亦可看出，4 個自變數迴歸係數均很顯著(小於 1% 顯著水準)，F 值(3.626416)很顯著(小於 1% 顯著水準)，D-W 值(2.013475)接近 2(即 1.8-2.2 間)表示其殘差項無自我相關，惟 R<sup>2</sup> 判定係數(0.096380) 極偏低。

表 4-5-3a 台股指數 ARMIA 模型係數(含 5 個自變數)

變數	係數	標準差	T 值	P-值
C	0.003161	0.003820	0.827493	0.4094
AR(1)	0.211195	0.087049	2.426170	0.0166
AR(2)	-0.754469	0.062493	-12.07293	0.0000
AR(3)	-0.005434	0.089089	-0.060994	0.9515
MA(1)	-0.292363	0.019902	-14.68995	0.0000
MA(2)	0.964399	0.013678	70.50741	0.0000
R <sup>2</sup> (判定係數)	0.098334	AIC(Akaike 訊息準則)		-3.467191
R <sup>2</sup> (調整判定係數)	0.064689	BIC(貝氏訊息準則)		-3.341121.
F 值	2.922742	Durbin-Watson 值		1.974713
P-值(F 值)	0.015460			

表 4-5-3b 台股指數 ARMIA 模型係數(含 4 個自變數)

變數	係數	標準差	T 值	P-值
C	0.003505	0.003833	0.914599	0.3620
AR(1)	0.222909	0.060113	3.708159	0.0003
AR(2)	-0.755205	0.058410	-12.92930	0.0000
MA(1)	-0.291569	0.019562	-14.90460	0.0000
MA(2)	0.964290	0.013399	71.96991	0.0000
R <sup>2</sup> (判定係數)	0.096380	AIC(Akaike 訊息準則)		-3.482672
R <sup>2</sup> (調整判定係數)	0.069802	BIC(貝氏訊息準則)		-3.378106
F 值	3.626416	Durbin-Watson 值		2.013475
P-值(F 值)	0.007677			

## 第六節 VAR 模型之實證結果

### 1.五個變數原序列與一階差分之比較

依據前述之研究結果，選出影響台股指數變動之重要因素，計有 4 個變數，包括利率、道瓊工業指數、資產報酬率、每股盈餘，連同台股指數共有 5 個變數均視為內生變數，用來建立 VAR 模型，以觀察變數間之關係。建模前先做 5 個變數之原序列與一階差分比較圖，結果發現 5 個變數原序列均為非定態 (nonstationary) 序列，若採用一階差分後皆已成為定態 (stationary) 序列。(參見圖 4-6-1 a, 圖 4-6-1 b; 圖 4-6-2 a, 圖 4-6-2 b; 圖 4-6-3 a, 圖 4-6-3 b; 圖 4-6-4 a, 圖 4-6-4 b; 圖 4-6-5 a, 圖 4-6-5 b)



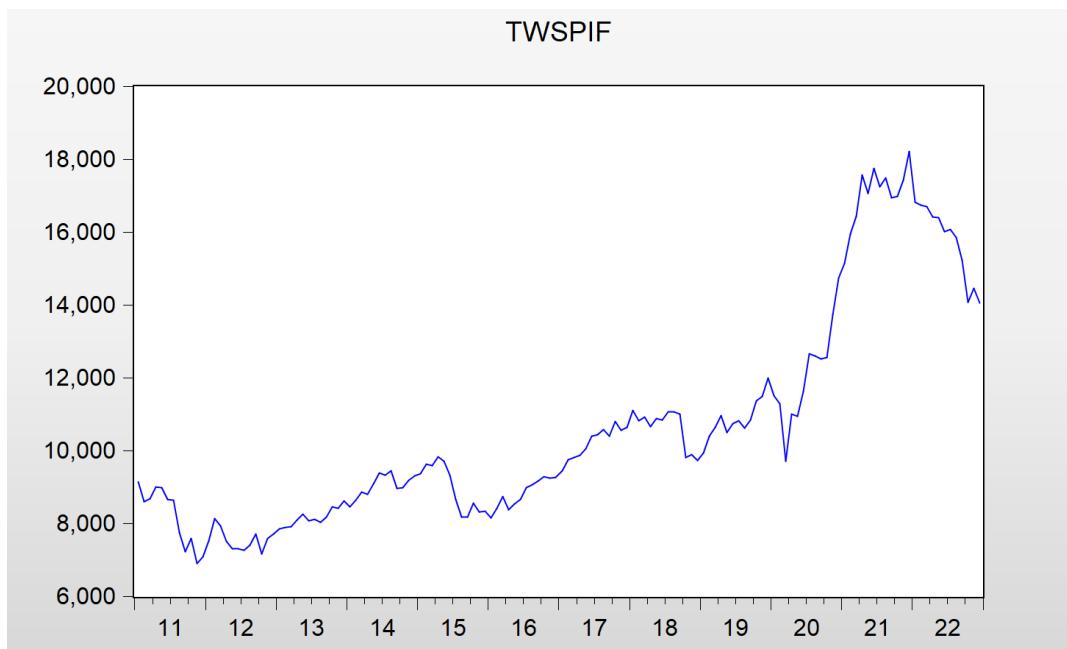


圖 4-6-1a 台股指數(原序列)

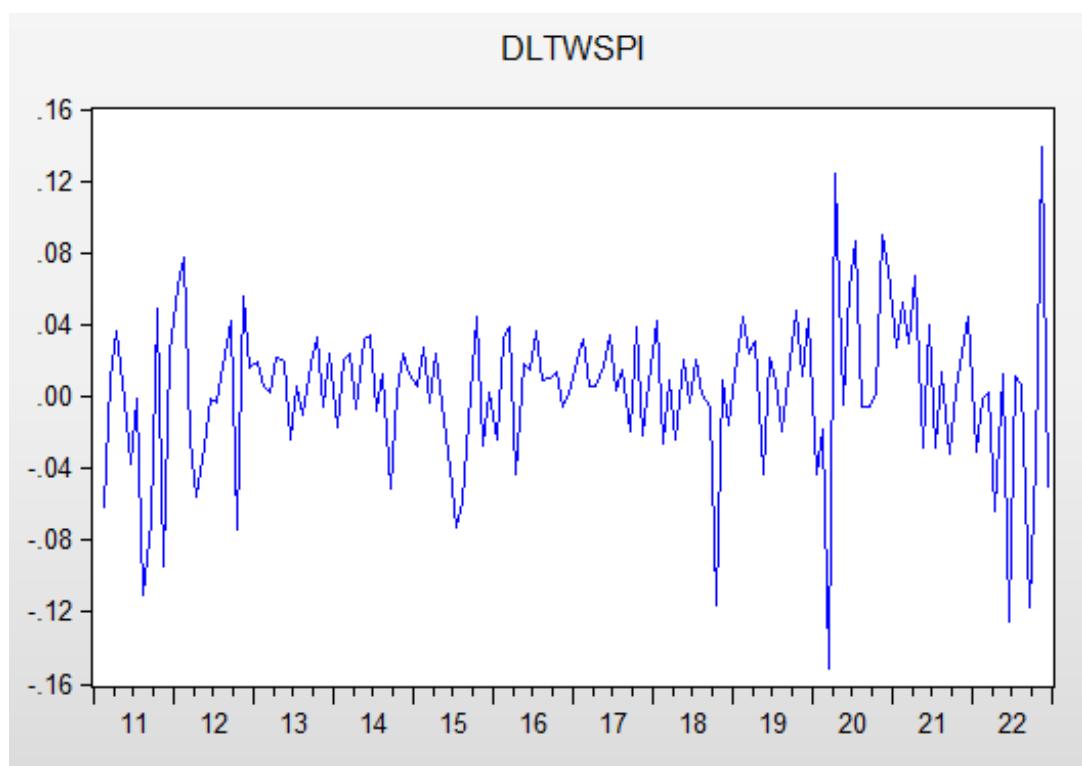


圖 4-6-1b 台股指數(一階差分)

說明:上圖為台股指數(原序列)呈上升之時間趨勢;  
下圖為台股指數(一階差分)表去除趨勢後成定態。

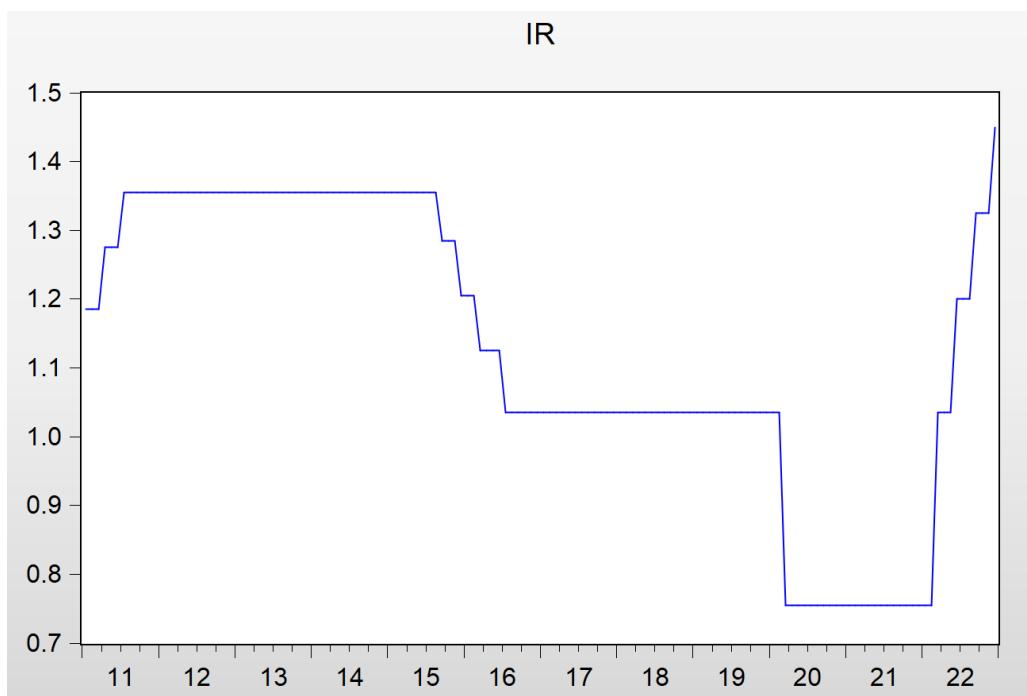


圖 4-6-2a 利率(原序列)

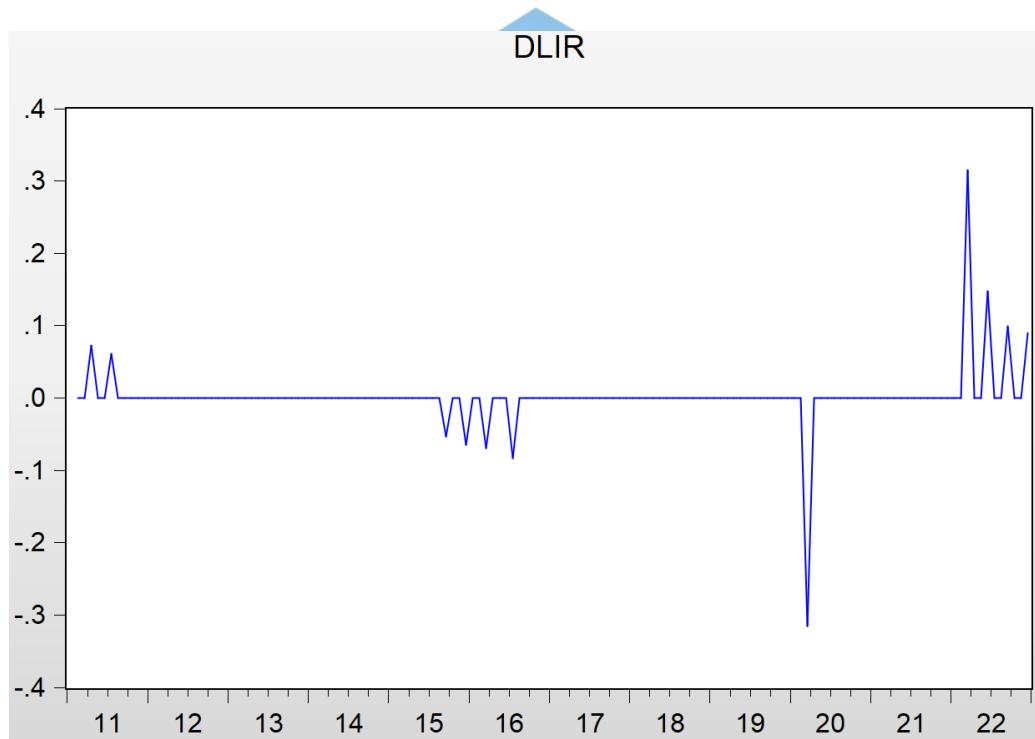


圖 4-6-2b 利率(一階差分)

說明:上圖為利率(原序列)大體呈下降之時間趨勢;

下圖為利率(一階差分)表去除趨勢後成定態。

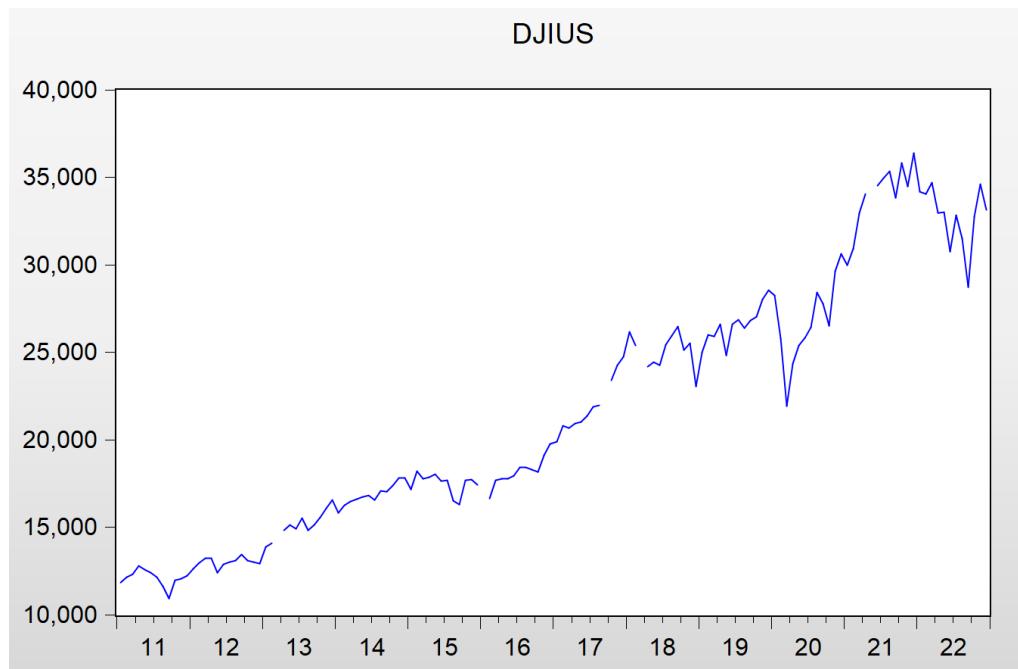


圖 4-6-3a 道瓊工業指數(原序列)

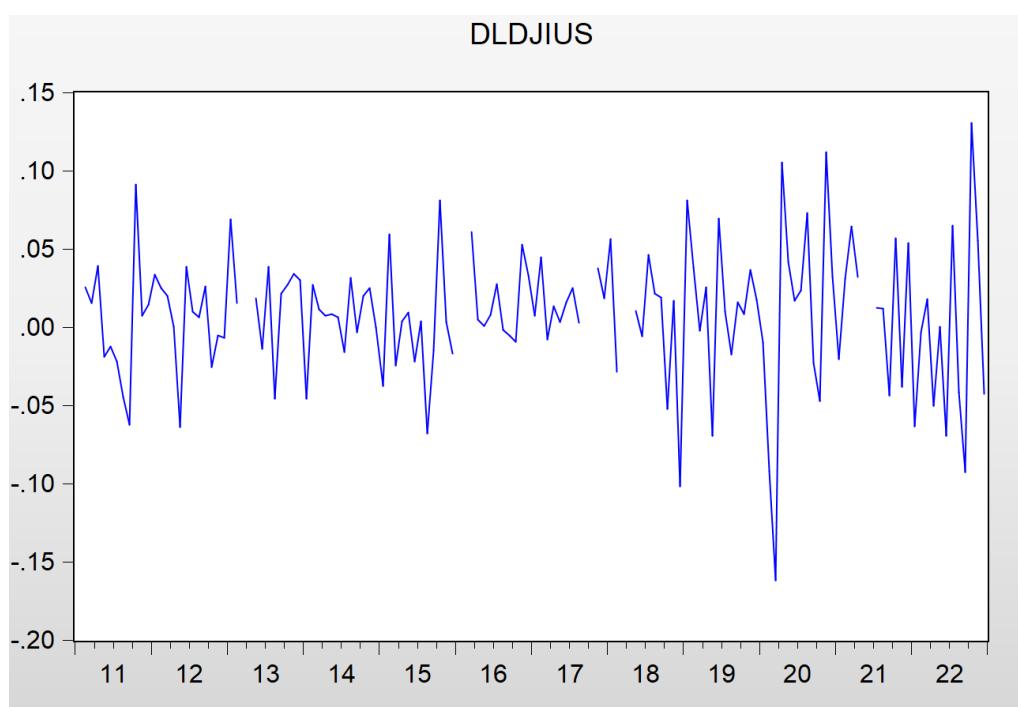


圖 4-6-3b 道瓊工業指數(一階差分)

說明:上圖為道瓊工業指數(原序列)呈上升之時間趨勢;

下圖為道瓊工業指數(一階差分)表去除趨勢後成定態。

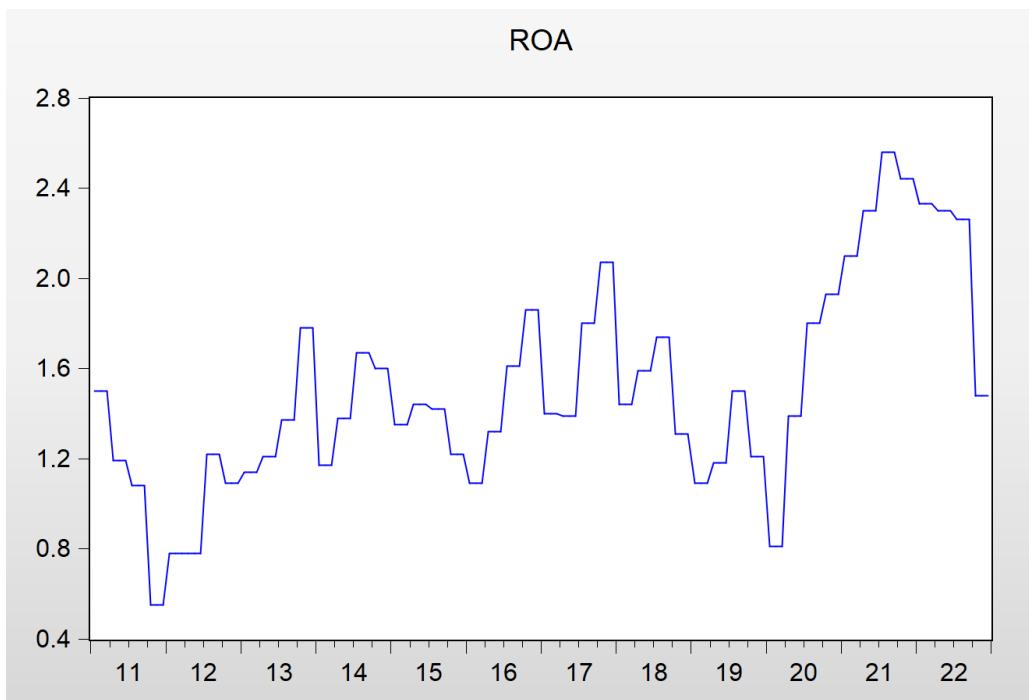


圖 4-6-4a 資產報酬率(原序列)

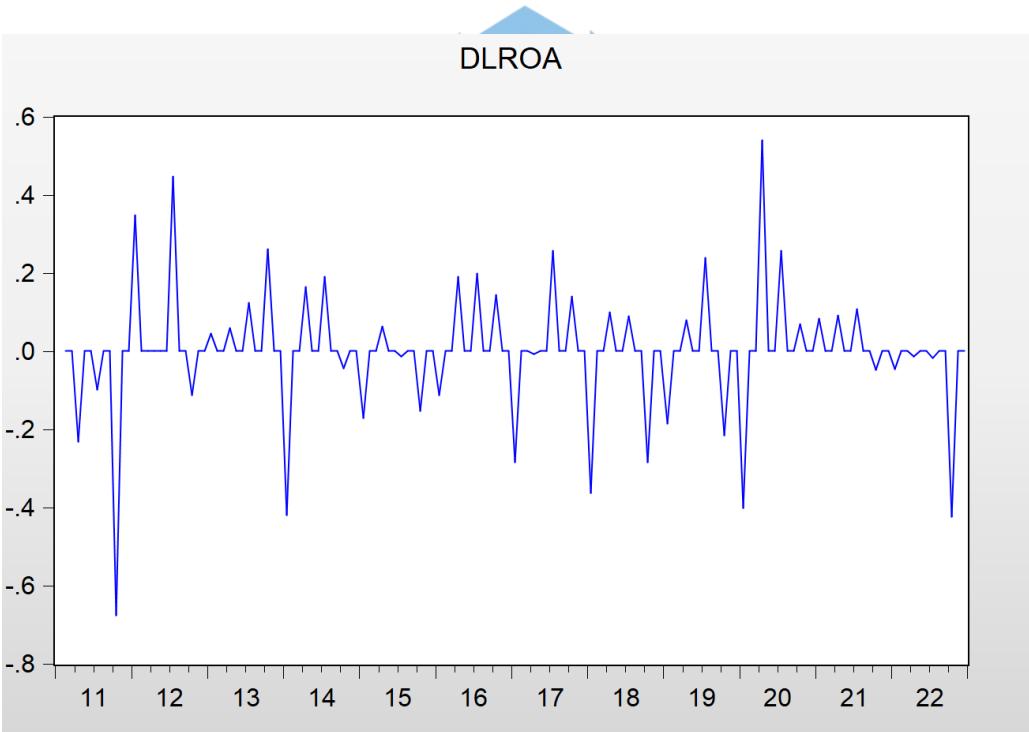


圖 4-6-4b 資產報酬率(一階差分)

說明:上圖為資產報酬率(原序列)呈上升之時間趨勢;  
下圖為資產報酬率(一階差分)表去除趨勢後成定態。

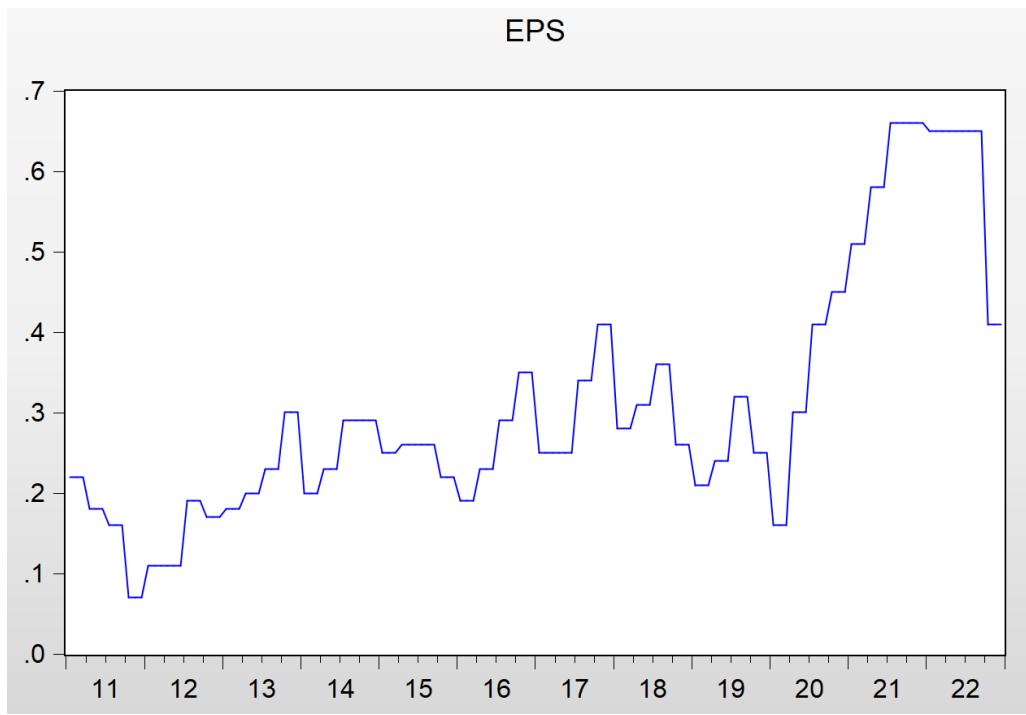


圖 4-6-5a 每股盈餘(原序列)

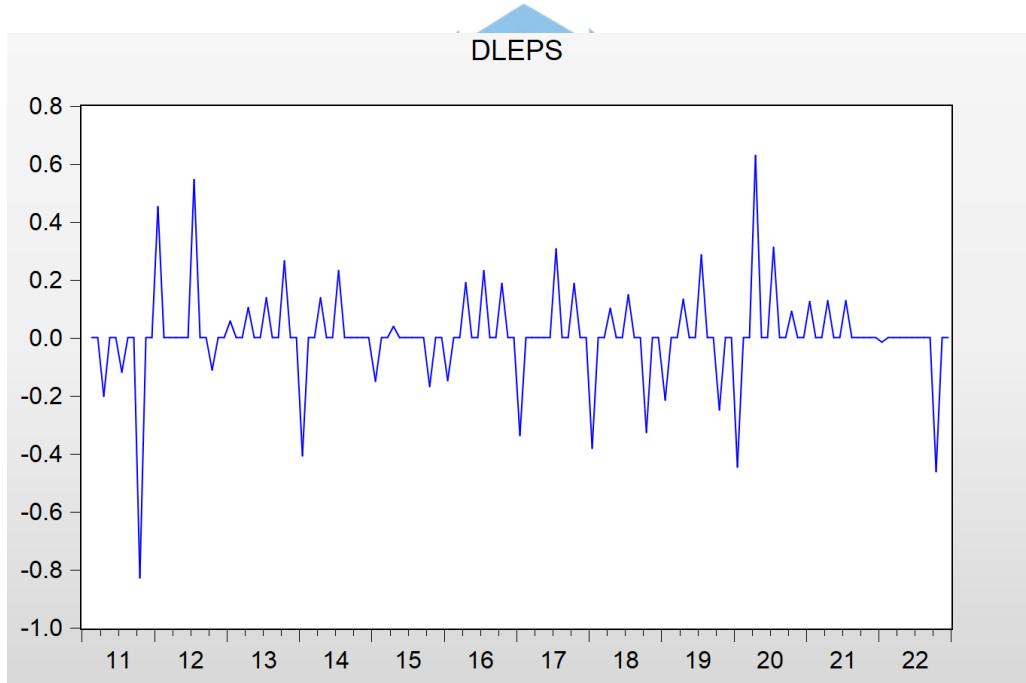


圖 4-6-5b 每股盈餘(一階差分)

說明:上圖為每股盈餘(原序列)呈上升之時間趨勢;  
下圖為每股盈餘(一階差分)表去除趨勢後成定態。

## 2.建立 VAR 模型

有關向量自我迴歸(Vector Autoregressions，簡稱 VAR)模型之建立，首先估計縮減式 VAR( $P$ )，選取( $I - P$ )代表取  $P$  個落後項，在此先令  $P=2$ ，而  $C$  為常數項，所探討的變數共有 5 個，包括台股指數、利率、道瓊工業指數、資產報酬率、每股盈餘。樣本期間為 2011 年 1 月至 2022 年 12 月，其估計結果如表 4-6-1。

從上表可知縮減式 VAR(2)估計結果，其中對台股指數(DLTWSPI)之影響變數，除利率(落後 1 期，DIR[-1])變數之係數很顯著外( $t$  值=-3.44921 >2)，其次每股盈餘(落後 1 期，DLEPS[-1])及資產報酬率 (落後 1 期，DLROA[-1])二變數之係數略顯著( $t$  值接近 2)，其餘變數均不顯著； $R^2$ (判定係數，為 0.159013)偏低。



表 4-6-1 VAR(2)模型估計結果

	台股指數	利率	道瓊工業指數	資產報酬率	每股盈餘
DLTW SPI(-1)	-0.102718	0.015252	0.058255	0.374947	0.438587
	-0.12794	-0.13658	-0.12623	-0.41828	-0.48338
	[-0.80285]	[0.11167]	[0.46148]	[0.89641]	[0.90734]
DLTW SPI(-2)	0.048293	-0.123462	0.200231	0.860764	0.981737
	-0.1205	-0.12863	-0.11889	-0.39394	-0.45526
	[0.40078]	[-0.95980]	[1.68416]	[2.18499]	[2.15644]
DIR(-1)	-0.322113	-0.016642	-0.076668	-0.839337	-0.939578
	-0.09339	-0.09969	-0.09214	-0.30531	-0.35283
	[-3.44921]	[-0.16693]	[-0.83207]	[-2.74911]	[-2.66298]
DIR(-2)	0.063342	0.015703	-0.048235	0.118113	0.135591
	-0.09913	-0.10583	-0.09781	-0.3241	-0.37454
	[0.63896]	[0.14838]	[-0.49315]	[0.36444]	[0.36202]
DLDJIUS(-1)	0.146084	0.112359	-0.255009	-0.069807	-0.074296
	-0.12539	-0.13385	-0.12372	-0.40993	-0.47373
	[1.16506]	[0.83942]	[-2.06126]	[-0.17029]	[-0.15683]
DLDJIUS(-2)	-0.020663	0.066906	-0.304064	-0.795655	-0.878832
	-0.12398	-0.13235	-0.12232	-0.40532	-0.4684
	[-0.16667]	[0.50554]	[-2.48575]	[-1.96305]	[-1.87625]
DLROA(-1)	-0.434036	0.025802	0.056875	-0.07415	0.012094
	-0.25931	-0.27681	-0.25585	-0.84775	-0.97969
	[-1.67384]	[0.09321]	[0.22230]	[-0.08747]	[0.01234]
DLROA(-2)	0.189436	-0.322863	0.120038	0.173538	0.291165
	-0.27015	-0.28839	-0.26654	-0.88319	-1.02065
	[0.70123]	[-1.11955]	[0.45035]	[0.19649]	[0.28527]
DLEPS(-1)	0.398723	-0.01995	-0.039981	0.036645	-0.04253
	-0.22522	-0.24043	-0.22222	-0.73633	-0.85093
	[1.77034]	[-0.08298]	[-0.17992]	[0.04977]	[-0.04998]
DLEPS(-2)	-0.124126	0.307201	-0.052848	-0.198834	-0.307782
	-0.23459	-0.25043	-0.23146	-0.76694	-0.88631
	[-0.52912]	[1.22671]	[-0.22833]	[-0.25926]	[-0.34726]
C	0.002656	0.000575	0.010752	0.001296	0.007071
	-0.0044	-0.0047	-0.00434	-0.01439	-0.01663
	[0.60344]	[0.12239]	[2.47611]	[0.09007]	[0.42527]
R <sup>2</sup> (判定係數)	0.159013	0.041816	0.150572	0.118710	0.113053
R <sup>2</sup> (調整判定係數)	0.082559	-0.045292	0.073351	0.038593	0.032422
AIC(Akaike 訊息準則)	-3.343033	-3.212366	-3.369887	-0.973880	-0.684576
BIC(貝氏訊息準則)	-3.088870	-2.958203	-3.115725	-0.719717	-0.430413
AIC(Akaike 訊息準則)	-16.71909		BIC(貝氏訊息準則)	-15.44827	

另由 EViews 軟體亦可自行設定落後期數，如 Pmax=8，就會獲得表 4-6-2 結果。從中可知 AIC 挑選了 VAR(0)模型(即 AIC=-16.47310，為最小值)，而 BIC 亦挑選了 VAR(0)模型 (即 BIC=-16.33328，為最小值)，二者選定之落後期數相同，均為其本期 (即 VAR(0))為最佳落後變數。

**表 4-6-2 VAR 最適落後期數之選取**

落後	AIC	BIC
0	-16.47310*	-16.33328*
1	-16.32599	-15.48713
2	-16.15048	-14.61256
3	-16.42603	-14.18906
4	-16.37902	-13.44299
5	-16.17809	-12.54300
6	-15.98441	-11.65027
7	-15.92474	-10.89154
8	-15.78744	-10.05519

\*代表被選取之落後期數

### 3.Granger 因果關係檢定

Granger 因果關係(Granger Causality)，乃由 Granger 所提出來的一個因果關係概念，其檢定結果如表 4-6-3。

從此表可得到：

- (1)只有利率會 Granger 影響台股指數，而道瓊工業指數、資產報酬率及每股盈餘都不會 Granger 影響台股指數。
- (2)台股指數、道瓊工業指數、資產報酬率及每股盈餘均不會 Granger 影響利率。
- (3)台股指數、利率、資產報酬率及每股盈餘均不會 Granger 影響道瓊工業指數。

(4)台股指數、利率會 Granger 影響資產報酬率，而道瓊工業指數、每股盈餘都不會 Granger 影響資產報酬率。

(5)台股指數、利率會 Granger 影響每股盈餘，而道瓊工業指數、資產報酬率都不會 Granger 影響每股盈餘。

表 4-6-3 因果關係檢定結果

Dependent variable : 台股指數(DLTWSPI)			
其他變數	$\chi^2$ 值	自由度	P-值
DIR	12.49803	2	0.0019
DLDJIUS	1.612016	2	0.4466
DLROA	3.517952	2	0.1722
DLEPS	3.607550	2	0.1647
All	20.38041	8	0.0090
Dependent variable : 利率(DIR)			
其他變數	$\chi^2$ 值	自由度	P-值
DLTWSPI	0.976451	2	0.6137
DLDJIUS	0.786901	2	0.6747
DLROA	1.289067	2	0.5249
DLEPS	1.541681	2	0.4626
All	4.798171	8	0.7789
Dependent variable : 道瓊工業指數(DLDJIUS)			
其他變數	$\chi^2$ 值	自由度	P-值
DLTWSPI	2.899065	2	0.2347
DIR	0.904647	2	0.6361
DLROA	0.236949	2	0.8883
DLEPS	0.077857	2	0.9618
All	11.66203	8	0.1669
Dependent variable : 資產報酬率(DLROA)			
其他變數	$\chi^2$ 值	自由度	P-值
DLTWSPI	5.164660	2	0.0756
DIR	7.781289	2	0.0204
DLROA	3.998950	2	0.1354
DLEPS	0.072533	2	0.9644
All	14.81700	8	0.0628
Dependent variable : 每股盈餘(DLEPS)			
其他變數	$\chi^2$ 值	自由度	P-值
DLTWSPI	5.059282	2	0.0797
DIR	7.309659	2	0.0259
DLROA	3.657663	2	0.1606
DLEPS	0.081523	2	0.9601
All	14.02097	8	0.0812

## 第七節 模型預測

### 1. 複迴歸模型

每種模型均含樣本內估計、樣本外預測二部分。

#### (1) 樣本內估計

表 4-7-1 台股指數複迴歸之估計結果

變數	係數	標準誤	t值	P-值
C	-0.000836	0.002778	-0.300799	0.7642
DLUER	-0.206159	0.102752	-2.006369	0.0473
DLDJIUS	0.549600	0.071485	7.688327	0.0000
DLSHIPRC	0.193931	0.050721	3.823460	0.0002
DLOGPR	0.157631	0.080826	1.950252	0.0538
DLROA	-0.125380	0.171335	-0.731784	0.4659
DLEPS	0.131647	0.147721	0.891186	0.3748
R <sup>2</sup> (判定係數)	0.553457	AIC (Akaike 訊息準則)		-4.265553
$\bar{R}^2$ (調整判定係數)	0.528417	BIC (貝式訊息準則)		-4.097541
F值	22.10306	Durbin-Watson 值		2.415748
P-值(F值)	0.000000			

其中，DLTWSPI：台股指數(因變數)；DLUER：失業率，DLDJIUS：道瓊工業指數，DLSHIPRC：上海綜合指數，DLOGPR：營業毛利率，DLROA：資產報酬率，DLEPS：每股盈餘

此估計式之樣本內估計期間：2011 年 1 月至 2021 年 12 月(11 年月資料)。觀察估計式之係數，除資產報酬率(DLROA)及每股盈餘(DLEPS)不顯著外，其餘變數(含失業率[DLUER]、道瓊工業指數[DLDJIUS]、上海綜合指數[DLSHIPRC]、營業毛利率[DLOGPR])均顯著。

R<sup>2</sup>(判定係數)為 0.553457(解釋能力中等)，F 值顯著，D-W 值為 2.415748(接近自我相關不能判定區)。

## (2)樣本外預測

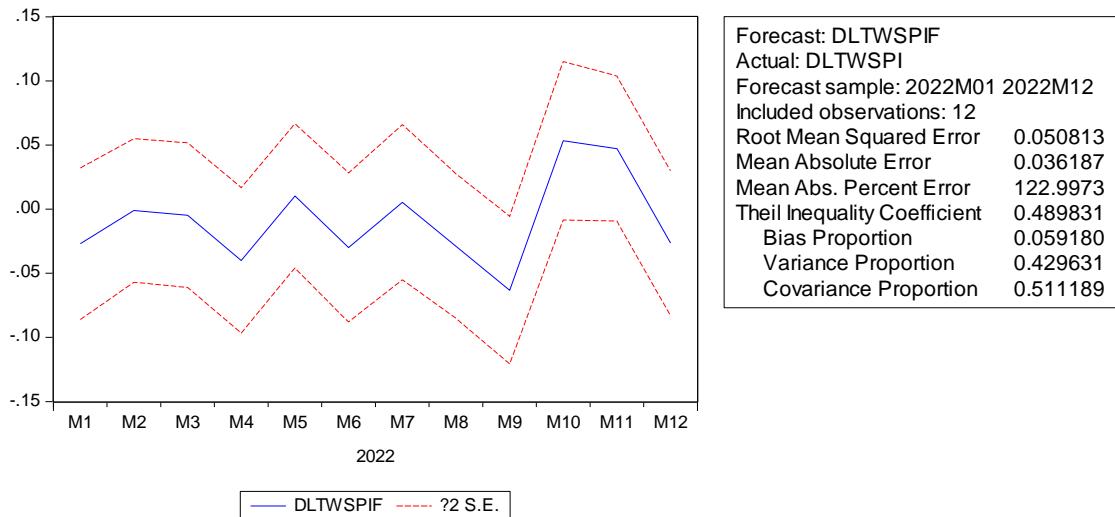


圖 4-7-1 台股指數複迴歸之預測

此圖之樣本外預測期間:2022 年 1 月至 2022 年 12 月(1 年月資料)。

依上圖所示，其中均方根誤差(RMSE)=0.050813，平均絕對誤差(MAE)=0.036187，與其他模型作比較，以決定模型建立之好壞，原則上以誤差最小者為佳。



## 2.ARIMA 模型

### (1)樣本內估計

表 4-7-2 台股指數 ARIMA 之估計結果

變數	係數	標準誤	t值	P-值
C	0.005741	0.003697	1.552889	0.1230
AR(1)	-0.720246	0.052864	-13.62459	0.0000
AR(2)	-0.826705	0.054274	-15.23195	0.0000
MA(1)	0.807315	0.025068	32.20554	0.0000
MA(2)	0.963310	0.020504	46.98047	0.0000
R <sup>2</sup> (判定係數)	0.079366	AIC (Akaike 訊息準則)		-3.632545
$\bar{R}^2$ (調整判定係數)	0.049668	BIC (貝式訊息準則)		-3.521700
F值	2.672451	Durbin-Watson 值		2.134326
P-值(F值)	0.035137			

其中，AR(1)：自我迴歸(落後 1 期)，AR(2)：自我迴歸(落後 2 期)

MA(1)：移動平均 (落後 1 期)，MA(2)：移動平均 (落後 2 期)

此估計式之樣本內估計期間：2011 年 1 月至 2021 年 12 月(11 年月資料)。

觀察估計式之係數，4 個變動(包括自我迴歸〔落後 1 期〕，自我迴歸〔落後 2 期〕，移動平均〔落後 1 期〕，移動平均〔落後 2 期〕)均非常顯著(小於 1% 顯著水準)。

R<sup>2</sup>(判定係數)為 0.079366(解釋能力偏低)，F 值顯著，D-W 值為 2.134326(在 1.8-2.2 間，表示其殘差項無自我相關)

## (2)樣本外預測

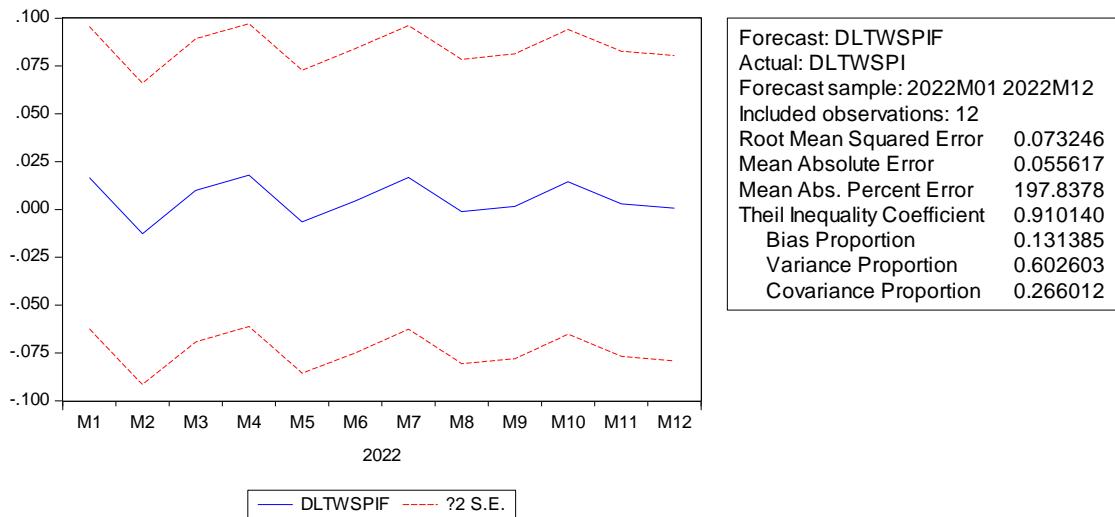


圖 4-7-2 台股指數 ARIMA 之預測

此圖之樣本外預測期間：2022 年 1 月至 2022 年 12 月(1 年月資料)。

依上圖所示，其中均方根誤差(RMSE)=0.073246，平均絕對誤差(MAE)=0.055617，二者誤差率均略高於複迴歸模型，表示其預測結果較差。



### 3.VAR 模型

#### (1)樣本內估計

表 4-7-3 台股指數 VAR 之估計結果

變數	係數	標準誤	t值	P-值
DLTWSPI(-1)	-1.96E-17	5.75E-17	-0.340937	0.7338
DLTWSPI(-2)	1.000000	8.03E-17	1.25E+16	0.0000
DIR(-1)	-2.30E-16	8.63E-17	-2.662102	0.0090
DIR(-2)	-1.31E-16	8.71E-17	-1.509634	0.1342
DLDJIUS(-1)	1.13E-16	6.65E-17	1.699950	0.0921
DLDJIUS(-2)	3.66E-16	8.29E-17	4.418790	0.0000
DLROA(-1)	-1.38E-15	1.50E-16	-9.222628	0.0000
DLROA(-2)	-1.57E-16	1.52E-16	-1.027161	0.3067
DLEPS(-1)	1.19E-15	1.30E-16	9.169577	0.0000
DLEPS(-2)	1.31E-16	1.32E-16	0.995178	0.3220
C	-1.07E-17	2.72E-18	-3.923268	0.0002
$R^2$ (判定係數)	1.000000	$\bar{R}^2$ (調整判定係數)	1.000000	
F值	3.07E+31	顯著性(F值)	0.000000	
Durbin-Watson stat	1.819272			

其中，DLTWSPI(1)：台股指數(落後 1 期)，DLTWSPI(2)：台股指數(落後 2 期)

DIR(1)：利率(落後 1 期)， DIR(2)：利率(落後 2 期)

DLDJIUS(1)：道瓊工業指數(落後 1 期)

DLDJIUS(2)：道瓊工業指數(落後 2 期)

DLROA(1)：資產報酬率(落後 1 期)， DLROA(2)：資產報酬率(落後 2 期)

DLEPS(1)：每股盈餘(落後 1 期)， DLEPS(2)：每股盈餘(落後 2 期)

此估計式之樣本內估計期間: 2011 年 1 月至 2021 年 12 月(11 年月資料)。

觀察估計式之係數，發現有 4 個變數(含台股指數[落後 1 期]、利率[落後 2 期]、資產報酬率[落後 2 期]、每股盈餘[落後 2 期])不顯著，其餘 6 個變數均顯著。

$R^2$ (判定係數)為 1.000000(解釋能力很強)，D-W 值為 1.819272(接近 2，表示殘差項無自我相關)

## (2)樣本外預測

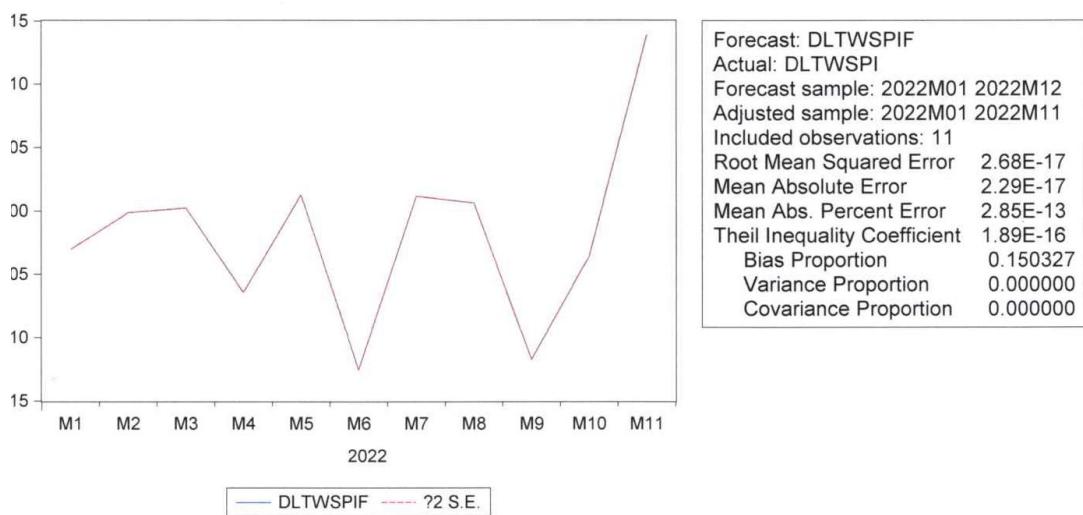


圖 4-7-3 台股指數 VAR 之預測

此圖之樣本外預測期間：2022 年 1 月至 2022 年 12 月(1 年月資料)。  
依上圖所示，其中均方根誤差(RMSE)=2.68E-17，平均絕對誤差(MAE)=2.29E-17，其誤差均非常小，表示其預測結果甚佳。

### 4.三種模型誤差比較

表 4-7-4 三種模型之誤差比較

模型	均方根誤差 (RMSE)	平均絕對誤差 (MAE)	排名
複迴歸	0.050813 ②	0.036187 ②	2
ARIMA	0.073246 ③	0.055617 ③	3
縮減式 VAR	2.68E-17 ①	2.29E-17 ①	1

註：排名依數值最小者排列

以上表可獲知三種模型中，以縮減式模型之 RMSE 與 MAE 均最小，排名第一；其次為複迴歸模型，其 RMSE 與 MAE 均名列第二；而 ARIMA 模型，其 RMSE 與 MAE 均居第三殿後。

## 第五章 結論與建議

### 第一節 研究結論

從上述研究結果，可獲得下列結論：

- 一、本研究以台灣證券交易所編製之台灣加權股價指數(簡稱台股指數)為主要對象，作為因變數。其影響台股指數變動之主要因素，作為自變數，計有五大構面 24 個變數，包括一為經總體經濟因素(含 7 個變數)，二為重要國外股價指數(含 7 個變數)，三為資金籌碼面(含 4 個變數)，四為企業獲利能力(含 5 個變數)，五為其他因素(含 1 個變數)。樣本期間為 2011 年 1 月至 2022 年 12 月，採用月資料(共有 144 個月)。
- 二、本研究方法包括三大部分，一為主成分分析(利用原有較多的變數，以產生少數新的變數，即其影響因素，並加以命名)；二為共線性檢定與逐步迴歸分析(前者利用變異數膨脹因素[VIF]來驗證各變數的共線性，若  $VIF > 10$  時具有共線性，即予刪除；後者即利用未具有共線性之變數，再透過逐步迴歸分析法來加以篩選自變數，以 t 值或 p 值來判定)；三為建立三種研究模型(含複迴歸模型、ARIMA 模型、VAR 模型)之估計與預測，然後以模型誤差之大小來決定其優劣)。有關建立三種模型來選取最佳模型，並做未來之預測，乃為本研究之特色或貢獻。
- 三、從實證結果之敘述性統計觀察，以變異係數(標準差/平均數)而言，在四大構面之變數中，以三大法人買賣超之變異程度最大，其次為每股盈餘，第三為道瓊工業指數，居末為貨幣供給額。另就偏態來看，發現沒有正偏，左偏有利率等 6 個變數，右偏有消費者物價指數等 19 個變數；再就峰態來看，發現沒有常態峰，高狹峰只有外資買賣超、三大法人買賣超 2 個變數，其餘變數均屬低闊峰。
- 四、從主成分分析結果可知，本研究只萃取特徵值大於 1 的主成分，共有 4 個主成分，這些主成分對各個變數的解釋能力，除投信買賣超(45.0%)及自營商買賣超(48.6%)兩個變數外，其餘變數的解釋能力均達到 60 % 以上，已能解釋其他變數大部分之差異。其中第一主成分對所有變數的解釋比例為 55.70%，第二主成分為 11.80%，第三主成分為 8.56%，第四主成分為 5.40%，合計已達 81.46%。同時第一主成分可命名為重要國外股價指數與企業獲利能力的綜合

因素，第二主成分可命名為總體經濟因素，第三主成分可命名為資金等籌碼面因素，第四主成分因僅有二個變數(有較高的負荷)，故不易命名。

- 五、關於共線性檢定，經分二階段進行結果，第一階段先依各構面分別進行共線性檢定，然後選出各個構面  $VIF < 10$  的變數，再進行第二階段的檢定，結果除貨幣供給額之  $VIF > 10$  被刪除外，其餘變數之  $VIF$  均小於 10。接著關於逐步迴歸分析，本研究是採用前進選擇法與後退消去法二種進行，並作比較，其中前進選擇法，經過篩選(含共線性診斷)結果，其獲有 4 個可用變數；至後退消去法，亦經過篩選(含共線性檢定)結果，其獲有 11 個可用變數。此二種方法相較，以後退消去法之 11 個優於前進選擇法之 4 個(偏少)，與一般研究方法結果相融合。
- 六、將 24 個自變數再進行複迴歸分析，結果除三大法人買賣超變數(因為  $VIF$  太大)被刪除外，其餘 23 個可用變數均具有顯著性，其中屬於企業獲利能力構面有 4 個變數(含營業毛利率、資產報酬率、股東權益報酬率、每股盈餘)，屬於重要國外股價指數構面亦有 4 個變數(含道瓊工業指數、標普 500 指數、上海綜合指數、深圳綜合指數)，屬於總體經濟因素構面有 3 個變數(含利率、匯率、失業率)，至於資金籌碼面構面均未入選(可能因買賣超有正負數之關係)。因此從五大構面影響台股指數之變動因素觀察，其影響最大者為企業獲利能力構面，其次(考量相關性)為重要國外股價指數構面，第三為總體經濟因素構面，至於資金籌碼面，其他因素構面似無影響性。
- 七、要建立 ARIMA 模型，須先作單根檢定，台股指數原序列(或取對數)均具有單根的虛無假設，亦即具有時間趨勢的時間序列，經再作一階差分後的 ADF-t 值檢定，其 t 值已小於 5% 顯著水準，表示已無單根存在而成為定態時間序列；接著作評選最適合的落後期數，依 AIC 訊息準則，獲得其適當的模型為 ARIMA(3,1,2)，惟其估計式中的 AR(3)變數極不顯著，予以排除，將其他 4 個變數再跑 ARIMA(2,1,2)模型，其估計結果，4 個變數均很顯著。F 值亦很顯著，D-W 值(2.013475)接近於 2(即 1.8-2.2 之間)，表示其殘差項無自我相關；惟  $R^2$  判定係數為 0.096380 係偏低。
- 八、依據研究結果，選出影響台股指數之重要因素計有 4 個變數，包括利率、道瓊工業指數、資產報酬率、每股盈餘，連同台股指數共有 5 個變數，均視為內生變數，用來建立 VAR 模型，以觀察變數間之關係。建模之前發現 5 個變數均為非定態序列，經採用一階差分後皆已成為定態序列。先令  $p = 2$ ， $c$  為常數項，獲得縮減式 VAR(2)估計結果，其中對台股指數之影響變數，除利率(落

後 1 期)係數很顯著外，其次每股盈餘(落後 1 期)及資產報酬率(落後 1 期)之係數略顯著，其餘變數均不顯著， $R^2$ (判定係數)為 0.15901 偏低。

- 九、考慮 5 個變數 VAR 模型，其中 Granger 因果關係檢定結果，可獲得：(1)只有利率會 Granger 影響台股指數，而道瓊工業指數、資產報酬率及每股盈餘都不含 Granger 影響台股指數。(2)台股指數、道瓊工業指數、資產報酬率及每股盈餘均不含 Granger 影響利率。(3)台股指數、利率、資產報酬率及每股盈餘都不含 Granger 影響道瓊工業指數。(4)台股指數、利率會 Granger 影響資產報酬率，而道瓊工業指數、每股盈餘均不會 Granger 影響資產報酬率(5)台股指數、利率會 Granger 影響每股盈餘，而道瓊工業指數、資產報酬率都不會 Granger 影響每股盈餘。
- 十、關於三種模型之預測結果，每種模型均含樣本內估計 (2011 年 1 月至 2021 年 12 月，11 年月資料)，樣本外預測(2022 年 1 月至 2022 年 12 月，1 年月資料)二部分。並作三種模型誤差之比較，以 RMSE(均方根誤差)與 MAE(平均絕對誤差)來衡量，其數值越小者越佳。其中以縮減式 VAR 模型之 RMSE 與 MAE 均最小，排名第一；其次以複迴歸模型，其 RMSE 與 MAE 均名列第二；而 ARIMA 模型，其 RMSE 與 MAE 均居第三殿後。



## 第二節 研究建議

從本研究結果，綜合提出下列之建議：

- 一、除建構一個整體台股模型之估計及預測外，亦可進一步建立各業別之股價指數模型，以探討各業別影響股價的因素間之差異，俾可提昇模型之估計確度及預測能力。
- 二、本研究方法採用複迴歸模型、ARIMA 模型、縮減式 VAR 模型三種，以進行整體股價之變動因素及預測研究，建議亦可採用神經網路，ARIMA 轉移函數模型(Transfer Function Model)、結構式(或遞迴式)VAR 模型，以設法提高其預測能力。
- 三、本研究是採用月資料來建立模型，後起研究者亦可應用日資料來進行建模，尤其股價指數千變萬化，每日波動均不同，起伏不定，改用日資料來建立模型，應可進一步提高其預測結果，以減少誤差。

四、本研究因採用三種模型，蒐集 25 個變數資料，並作深入探討，以獲得最佳預測模型，應可提供給主管機關(金管會)、證券業及投資者作為監理、經營及投資之依據。



## 參考文獻

### 一、中文部分

1. 王宏仁(2016),「台灣股市報酬與總經濟變數互動關係之研究」,台北大學國際財務金融碩士在職專班論文。
2. 王怡文(2010),「總體經濟指標對股市及共同基金相關性之研究」,高雄應用科技大學商務經營研究所碩士論文。
3. 方靜瑜(2013),「台股指數與總體經濟變數之關聯性研究」,高雄應用科技大學資訊研究所碩士論文。
4. 江偉寧(2022),「股價指數、匯率、利率和波動率之關聯性分析－以台灣為例」,銘傳大學財務金融學系碩士在職專班論文。
5. 吳怡慧(2011),「台灣加權股價指數與總體經濟變數之關聯性研究」,中正大學經濟學系國際經濟學碩士論文。
6. 吳宗正(2008),「台灣上市鋼鐵類股價指數預測之研究」,成功大學統計學研究所碩士論文。
7. 吳精展(2005),「外資持股比率與持股比率變動對股價之影響」,中正大學財務金融研究所碩士論文。
8. 李彥瑩(2013),「台灣景氣指標與股價指數報酬關聯性之研究探討－以電子類股指數為例」,中正大學財務金融研究所碩士論文。
9. 林文輝(2002),「台灣股市變動行為關鍵影響因素之研究－從市場實務之觀點」,銘傳大學金融研究所碩士在職專班論文。
10. 林師模、陳苑欽著(2013),「多變量分析:管理上的應用」,雙葉書廊,二版。
11. 林惠玲、陳正倉著(2010),「統計學－方法與應用」,雙葉書廊,二版。

12. 徐兆慶(2003),「不同經濟基礎下總體經濟變數與股市之關聯性研究」, 淡江大學財務金融系金融碩士在職專班論文。
13. 連偉志(2011),「台灣股價指數時間序列之研究」, 交通大學管理學院碩士在職專班財務金融組論文。
14. 許家財(2014),「台股指數、利率、匯率與總體變數之關聯性研究」, 高雄應用科技大學金融系金融資訊碩士班論文。
15. 孫光夏(2014),「台灣加權股價指數、股價指數期貨與匯率關聯性之研究」, 高雄應用科技大學財富與稅務管理系碩士在職專班論文。
16. 陳旭昇著(2013),「時間序列分析:總體經濟與財務金融之應用」, 東華書局,二版。
17. 楊靜琪(2002),「台灣股市雜訊交易因素及其對股價影響性之研究」, 中國文化大學商學院國際企業管理研究所碩士論文。
18. 楊奕農著(2010),「時間序列分析:經濟與財務上之應用」, 雙葉書廊,二版。
19. 詹昇樺(2018),「環境因素對投資行為影響之探討」, 朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
20. 蔡明修(2002),「亞洲股市互動關係與波動影響因素之探討」, 台灣科技大學企業管理系碩士論文。
21. 蔡明章(2001),「影響台灣股市波動因素之探討」, 台北大學國際財務金融碩士在職專班論文。
22. 賴靖蓉(2020),「台股類股報酬率對台幣匯率變動之影響」, 高雄科技大學金融系碩士論文。
23. 鍾惠民、周賓鳳、孫而音(2009),「財務計量:EViews 的運用」, 新陸書局,初版。

24. 顏月珠著(1986)，「商用統計學」，三民書局，再版。
25. 蘇坤豐(2017)，「黃金、原油、美元指數與 S&P 500 之關聯性分析」，銘傳大學財務金融學系碩士在職專班論文。

## 二、英文部分

1. Ajayi, R. A. and Mougoue, M. 1996, "On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates," Journal of Financial Research, Vol. 19, (2), pp.193-207.
2. Box, G. E. P., & Jenkins, G. M. (1970). "Time series analysis forecasting and control." San Francisco: Holden-Day.
3. Chakraborty, K., Mehrotra, K., Mohan, C.K. (1992) , "Forecasting the behavior of multivariate time series using neural networks," Neural Networks, Vol. 5, pp. 961-970.
4. Christopher, G., Minsoo, L., Hwa, A.Y.H. and Jun, Z. (2006), "Macroeconomic Variables and Stock Market Interactions : New Zealand Evidence," Investment Management and Financial Innovations, 4, 89-101.
5. Daniel, K., David, H, & Avanidhar, S. (1998) "Investor psychology and security market under reaction and overreaction." Journal of Finance, 53(6) , 1839-1885.
6. Dhakil D., Kandil M., and Sharma S. C., (1993), "Causality Between The Money Supply and Share Prices", Quarterly Journal of Business and Economics 32, 53-71.
7. Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," Journal of Econometrics, 12, 111-120.
8. Grudnitski, G. & Osburn, L. (1993) , "Forecasting S&P and Gold Future Prices: An Application of Neural Networks," Journal of Futures Markets, Vol. 13, Iss. 6, pp. 631-643.

9. Ma, C. K. and G.W. Kao, (1990), "On Exchange Rate Changes and Stock Prices Reaction," *Journal of Business Finance and Accounting* 11, 441-449.
10. Mookerjee, R. and Yu, Q. (1997), "Macroeconomic variables and stock prices in a small open economy: The case of Singapore," *Pacific-Basin Finance Journal*, 5, 377-388.
11. Patelis, A. D., (1997), "Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy," *Journal of Finance*, Vol. 5, pp.1951-1972.
12. Said, S.E. and Dickey, D. (1984), "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models with unknown order," *Biometrika*, 71, 599-607.
13. Wood,D. and Dasgupta, B. (1996) , "Classfying Trend Movements in the MCSI U.S.A. Capital Index-A Comparison of Regression, ARIMA and Neural Network Methods," *Computers and Operations Research*, Vol. 23, Iss. 6, pp. 611-622.
14. Sarwar, G. (2012), "Interemporal Relations between the Market Volatility Index and Stock Index Returns," *Applied Financial Economics*, Vol.22, No.11, 899-909.
15. Sui, L., and Sun, L. (2016) , "Spillover Effects between Exchange Rates and Stock Prices: Evidence from BRICS around the Recent Global Financial Crsis," *Research in International Business and Finance*, Vol.36, pp.459-471.