

# 南華大學管理科學研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

GRADUATE INSTITUTE OF MANAGEMENT SCIENCES

NANHUA UNIVERSITY

公司每股盈餘與股票價格之關聯性研究

- 以台灣上市化學公司為例

A STUDY ON THE RELATIONSHIPS BETWEEN COMPANY EARNINGS PER  
SHARE AND STOCK PRICES FOR TAIWAN'S PUBLICLY LISTED CHEMICAL  
COMPANIES

指導教授：丁誌紋 博士

ADVISOR : CHIH-WEN TING Ph.D.

研究生：張家容

GRADUATE STUDENT : CHIA-JUNG CHANG

中 華 民 國 九 十 六 年 一 月

# 南 華 大 學

管理科學研究所

碩 士 學 位 論 文

公司每股盈餘與股票價格之關聯性研究—以台灣上市化學  
公司為例

研究生：張家谷

經考試合格特此證明

口試委員：郭景銘

高東昇

丁誌敏

指導教授：丁誌敏

所 長：吳心怡

口試日期：中華民國 九十五年 十二月 二十五 日

## 謝 誌

本論文得以順利完成，衷心感謝指導教授丁誌敏博士，在論文寫作期間的支持與指導。從論文主題確定，文獻篩選整理，理論架構建立，研究方法、統計分析及結論建議撰寫，至最後的修飾工作，始終詳盡、耐心和親切的態度，給予多方教誨與悉心指導、不斷鼓勵及協助，師恩情重，謹致上最崇高之敬意與謝忱。

口試委員郭教授東昇與郭教授常銘於論文審查與口試期間，不吝匡正惠賜卓見，釐清觀念及深切指導，使本論文更趨充實，受益無量，師恩永懷難忘。

除此之外，更由衷感謝各位師長、學長姐、孟伶、貴欣、宜欣、志良、偉哲、武年、健德、建立、正源、德璋、佳達、仲仁及敬文，在研究所求學過程與論文寫作期間中，於學識、生活上之協助與關照。

最後，要感謝我偉大且辛勞的父母親，愛我的家人及這一路走來許多陪伴我的朋友們，有他們無時無刻的溫暖關懷與在旁支持、加油打氣，給予我勇氣與鬥志，僅將本論文與我的心獻給他們。

張家容 謹識

中華民國九十六年一月

## 南華大學管理科學研究所九十五學年度第一學期碩士論文摘要

論文題目：公司每股盈餘與股票價格之關聯性研究 - 以台灣上市化學公司為例

研 究 生：張家容

指導教授：丁誌紋 博士

論文摘要內容：

在投資股票的課題上，投資人必須重視其投資公司的每股盈餘獲利能力；而在股票市場裡，公司每股盈餘是否能夠快速反應於股票價格上，又如何依據公司每股盈餘的財務資訊，建立起幫助投資人做為決策時的投資依據，便成了一個很重要的議題。

一家公司股價的高低常可反映該公司營運情況的好壞，本研究實證期間為民國八十九年至九十三年，以台灣股票上市公司的化學業為研究對象，透過 ADF 單根檢定 ( Augmented Dickey-Fuller Test ) 遞延期數、向量自我迴歸和 Granger 因果關係分析模型等，使用 EViews5 軟體分析出台灣的股票價格與公司每股盈餘等變量間的關聯性。

- 1.由衝擊反應分析可知，各個變量分別發生自發性干擾時，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和。
- 2.由 GRANGER 因果關係檢定及變異數分解之結果顯示，盈餘與股價之影響方向，因公司而異，而以獨立關係居多、盈餘影響股價次之、而以股價影響盈餘和回饋關係最少。

關鍵詞：股價、每股盈餘、ADF 單根檢定、GRANGER 因果

**Title of Thesis :** A Study on the Relationships Between Company Earnings Per Share and Stock Prices for Taiwan's Publicly listed Chemical companies

**Name of Institute :** Graduate Institute of Management Sciences, Nanhua University

**Graduate Date :** Jan 2007

**Degree Conferred :** M.B.A.

**Name of Student :** Chia-Jung Chang

**Advisor :** Chih-Wen Ting Ph.D.

## **Abstract**

In investment stock studies, the investor must take its investment company earnings per share profit ability; in the stock market, whether the company earnings per share can be rapid reflected in the stock prices, and based on company earnings per share financial information, which establish an investment data for investor as their decision-making tool, so it a very important subject.

A company stock price often may reflect the company's operation status, this research shows that during the time from 2000 to 2005, use Taiwan's stock in chemical firm as an example for purpose of study, according to ADF (Augmented Dickey-Fuller Test), Granger causality test, VAR Model, cointegration test, variance decomposition and impulse response, and use EViews5 to analyze the connection Taiwan's stock prices and Earnings Per Share.

From the impact response analysis, when each variable has separate the spontaneous disturbance, by the first issue of influence is most remarkable, after that its reduce immediately and tends to back to normal.

Result of demonstration by GRANGER of causal relation examination and variance decomposition shown that, Influence direction of the earnings and stock price, depends on different companies, therefore most are in the individual relation, the earnings influence the stock price, the influence of earnings on stock price and the back coupling relations are least.

**Keywords :** stock prices, earnings per share, Augmented Dickey-Fuller Test,  
Granger causality test

## 目 錄

中文摘要		i
英文摘要		ii
目錄		iv
表目錄		vii
圖目錄		x
第一章	緒論	
1.1	研究動機	1
1.2	研究目的	2
1.3	研究範圍與限制	3
1.3.1	研究範圍	3
1.3.2	研究限制	3
1.4	研究架構	4
第二章	文獻探討	
2.1	股票價格變動及效率市場假說	5
2.1.1	股票價格的形成	5
2.1.2	投資報酬率與股價之關係	6
2.1.3	造成股價變動的因素	7
2.1.4	效率市場假說	8
2.2	盈餘與股價之關係	10
2.2.1	盈餘與股價之關連性	11
2.2.2	盈餘持續增加之時間型態與股價之關聯性	17
2.2.3	盈餘平穩性之時間型態與股價之關聯性	18
2.2.4	盈餘品質與股價之關連性	19

第三章	研究方法	
3.1	單根檢定	23
3.1.1	DF 單根檢定	24
3.1.2	ADF 單根檢定	25
3.1.3	落後期數之選取	26
3.1.4	白噪音檢定	27
3.2	向量自我迴歸	27
3.2.1	向量自我迴歸基本模型	28
3.3	共整合檢定及誤差修正模型	29
3.3.1	共整合概念	29
3.3.2	共整合之檢定	30
3.3.3	誤差修正模型	32
3.4	Granger 因果關係分析模型	33
3.4.1	定義	33
3.4.2	檢定方法	35
3.5	變異數分解分析	36
3.6	衝擊性反應分析	37
3.7	迴歸分析	39
第四章	實際結果與分析	
4.1	單根檢定	42
4.2	落後期數的選取	46
4.3	向量自我迴歸模型(VAR)	47
4.4	共整合檢定	54
4.5	誤差修正分析	56

4.6	Granger 因果關係分析模型	58
4.7	變異數分解分析	61
4.8	衝擊反應分析	77
4.9	迴歸分析	87
第五章	研究結論與建議	
5.1	研究結論	94
5.2	建議	95
參考文獻		96
中文部分		96
英文部分		98

## 表目錄

表 2.1	影響股價的因素表	7
表 2.2	Kadiyala & Rau(2001)實證結果表	13
表 2.3	公司盈餘與股票價格關係相關實證文獻彙整表	16
表 2.4	盈餘持續增加之時間型態與股價關連性相關實證文獻彙整表	18
表 2.5	盈餘平穩性之時間型態與股價關連性相關實證文獻彙整表	19
表 2.6	盈餘品質與股價關連性相關實證文獻彙整表	22
表 4.1	化學業各公司的每股盈餘原始序列及經差分後序列之單根檢 定結果表	44
表 4.2	化學業各公司的股價原始序列及經差分後序列之單根檢定結 果表	45
表 4.3	化學業各公司的每股盈餘和股價變數之 AIC 值表	46
表 4.4	榮化公司向量自我回歸模型估計結果	47
表 4.5	葡萄王公司向量自我回歸模型估計結果	47
表 4.6	東聯公司向量自我回歸模型估計結果	48
表 4.7	永光公司向量自我回歸模型估計結果	48
表 4.8	興農公司向量自我回歸模型估計結果	49
表 4.9	國化公司向量自我回歸模型估計結果	49
表 4.10	永信公司向量自我回歸模型估計結果	50
表 4.11	中纖公司向量自我回歸模型估計結果	50
表 4.12	生達公司向量自我回歸模型估計結果	51
表 4.13	台肥公司向量自我回歸模型估計結果	51
表 4.14	國化公司向量自我回歸模型估計結果	51
表 4.15	元禎公司向量自我回歸模型估計結果	52

表 4.16	永記公司向量自我回歸模型估計結果	52
表 4.17	中華化公司向量自我回歸模型估計結果	53
表 4.18	美吾華公司向量自我回歸模型估計結果	53
表 4.19	化學業各公司的共整合檢定彙整表	55
表 4.20	化學業各公司誤差修正項係數彙整表	57
表 4.21	化學業各公司的每股盈餘和股價變數因果關係	59
表 4.22	與其他文獻研究結果之比較	61
表 4.23	榮化公司各變數間預測殘差變異分解值	63
表 4.24	葡萄王公司各變數間預測殘差變異分解值	63
表 4.25	東聯公司各變數間預測殘差變異分解值	64
表 4.26	永光公司各變數間預測殘差變異分解值	65
表 4.27	興農公司各變數間預測殘差變異分解值	66
表 4.28	國化公司各變數間預測殘差變異分解值	67
表 4.29	永信公司各變數間預測殘差變異分解值	68
表 4.30	中纖公司各變數間預測殘差變異分解值	69
表 4.31	生達公司各變數間預測殘差變異分解值	70
表 4.32	台肥公司各變數間預測殘差變異分解值	71
表 4.33	台硝公司各變數間預測殘差變異分解值	72
表 4.34	元禎公司各變數間預測殘差變異分解值	73
表 4.35	永記公司各變數間預測殘差變異分解值	74
表 4.36	中華化公司各變數間預測殘差變異分解值	75
表 4.37	美吾華公司各變數間預測殘差變異分解值	76
表 4.38	化學業各樣本公司受各變數自發性干擾時之反應	86
表 4.39	化學業各樣本公司模型一的變數分析	87

表 4.40	化學業各樣本公司模型二的變數分析	88
表 4.41	模型一各研究變數股本、上市年份、和法人持股比例和每股盈餘影響股價的顯著水準之相關分析	90
表 4.42	模型二各研究變數股本、上市年份、法人持股比例和股價影響每股盈餘的顯著水準之相關分析	91
表 4.43	模型一各研究變數股本、上市年份、法人持股比例和每股盈餘影響股價的顯著水準之迴歸分析	92
表 4.44	模型二各研究變數股本、上市年份、法人持股比例和股價影響每股盈餘的顯著水準之迴歸分析	93

## 圖目錄

圖 1.1	研究架構圖	4
圖 2.1	股價變動圖	6
圖 2.2	投資決策與股價之關係	7
圖 2.3	不同型態效率市場的資訊	10
圖 4.1	化學業股價及公司每股盈餘因果關係之彙總圖	60
圖 4.2.1	榮化公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	78
圖 4.2.2	榮化公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	78
圖 4.3.1	葡萄王公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	78
圖 4.3.2	葡萄王公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	78
圖 4.4.1	東聯公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	79
圖 4.4.2	東聯公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	79
圖 4.5.1	永光公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	79
圖 4.5.2	永光公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	79
圖 4.6.1	興農公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	80
圖 4.6.2	興農公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	80
圖 4.7.1	國化公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	80
圖 4.7.2	國化公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	80
圖 4.8.1	永信公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	81
圖 4.8.2	永信公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	81
圖 4.9.1	中纖公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	81
圖 4.9.2	中纖公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	81
圖 4.10.1	生達公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	82
圖 4.10.2	生達公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	82

圖 4.11.1 台肥公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	82
圖 4.11.2 台肥公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	82
圖 4.12.1 台硝公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	83
圖 4.12.2 台硝公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	83
圖 4.13.1 元禎公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	83
圖 4.13.2 元禎公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	83
圖 4.14.1 永記公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	84
圖 4.14.2 永記公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	84
圖 4.15.1 中華化公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	84
圖 4.15.2 中華化公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	84
圖 4.16.1 美吾華公司每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應	85
圖 4.16.2 美吾華公司股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應	85

# 第一章 緒論

本章共分成四部分來描述本研究之重點，包含研究動機、研究目的、研究範圍與限制及研究架構並以圖示說明研究流程。

## 1.1 研究動機

隨著我國經濟快速的成長，政府為擴大並活絡證券資本市場，以給予企業更多元的集資管道，民國七十七年政府大量開放新證券商設立以來，台灣證券集中市場進入一全新的世紀。依據主管台灣上市證券集中市場之台灣證券交易所統計資料顯示，截至民國八十九年證券集中市場之投資開戶數已經超過千萬人，上市公司家數超過為四百六十家，而八十六、八十七及八十八年三年平均成交金額高達九千五百億美金，台灣證券資本市場成為企業集資的重要管道之一，也成為全球證券投資人所關注的重要股票交易市場之一。

股票市場是經濟成長的領先指標常被喻為經濟的櫥窗，依投資原則，股價翻升代表經濟的繁榮可期；反之，股價的下跌則預警經濟走向蕭條；股票市場領先經濟景氣三個月至半年，亦即「春江水暖鴨先知」，藉由股市之漲跌，可判定未來國家經濟的走向，也反映國家經濟之強弱；隨著經濟的發展，國民所得提高，國人除了在物質生活水準獲得提升外，對於投資理財，也日益重視。

在投資市場中的參與者常根據其所能得到的所有資訊來調整其投資策略，決定股票的買進或賣出時機，以期在一定的風險下獲得最大的利潤。然而，市場中不同參與者所能獲得的資訊種類及可以獲得資訊的管道與時機各不相同。其中，盈餘資訊是最常為投資人用來作為調整投

資策略的參考之一，除了可以直接反映出公司過去經營的績效結果外，也常被投資人拿來作為公司未來獲利績效的指標，甚至被用來預測相關產業未來的前景。尤其，當報章雜誌發布具有指標意義的大型企業股票或是所謂產業龍頭的公司盈餘消息時，常會使得市場上相關產業的股票甚至整體市場受到影響。

由於盈餘的指標性意義，投資機構、專業分析師、公司經營者甚至專業媒體常會以各種手法去預測盈餘數字作為投資策略之參考，並據以決定買進持有、賣出投資組合或是提供投資人作為建議。然而，當實際盈餘結果宣告時，會使得投資人對於原有投資組合再度進行評估及調整。投資人根據這一個新的資訊去評估證券的合理價格進而最後影響到市場價格，如能瞭解此一價格調整的模式，在此一價格調整過程中即存在有獲得超額報酬的機會。

綜合以上所述，因此在股票市場裡，每股盈餘是否能夠快速反應於股票價格上，建立起幫助投資人做為決策時的投資依據，便成了一個很重要的議題。

## 1.2 研究目的

1. 本研究欲了解公司每股盈餘與股票價格之關聯性，研究個別過去的資訊對自身的影響程度。
2. 本研究欲探討公司每股盈餘與股票價格之間，是否存在長期的均衡關係。
3. 本研究欲探討公司每股盈餘與股票價格之間的因果關係。
4. 希望透過上述的實證結果分析等相關資訊提出整合性結論，以作為投資者及學術研究者相關決策。

## 1.3 研究範圍與限制

### 1.3.1 研究範圍

本研究以台灣化學業上市公司的每股盈餘與股票價格為研究對象。股票價格方面選取台灣化學業上市公司的季股價；每股盈餘方面以化學業上市公司的季盈餘，因為此變數可反應出公司當季的盈虧。

台灣化學業上市公司的每股盈餘及股票價格之資料皆取自「台灣經濟新報資料庫系統（TEJ）」。研究期間則自2000年第一季迄至2004年第四季，並使用軟體Eviews5.0版本來進行實證分析。

### 1.3.2 研究限制

本研究雖力求嚴謹，但受限於時間、人力與經費，因此還是有以下限制：

1. 國內股市發展已有數十年的歷史，不論公司數或累積的資料均相當可觀。但較為健全的交易機制直至近年來方才建立，所以在時間的選取上僅採用民國89年至93年的歷史資料，而較短期的資料分析可能會有較大的結果誤差。
2. 台灣股市受到兩岸政治面因素的影響，因台灣獨有的政治歷史因素，使得台灣股市常因兩岸關係政治情勢緊張或舒緩的影響，出現短期暴漲或暴跌的走勢，這種因非個別公司基本面變化的影響，而影響投資人投資決策，對本研究之股價關聯性的分析，亦存在著研究上的先天限制。
3. 本研究將樣本限定於化學業產業也可能由於代表性的不足而產生誤差。故實證結果可能無法對台灣證券市場作全面性的解釋。

## 1.4 研究架構

本研究將根據研究架構對台灣上市公司的每股盈餘及股票價格進行分析研究，如圖 1.1。

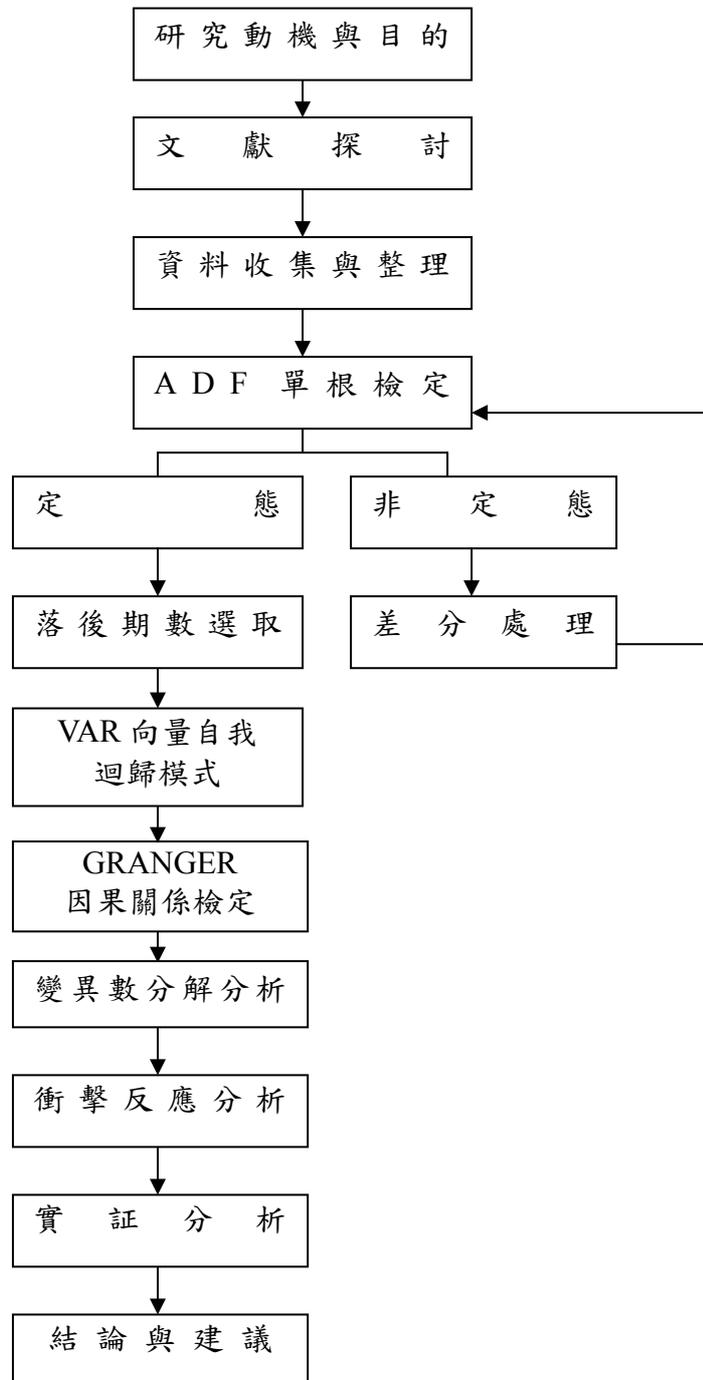


圖 1.1 研究架構圖

## 第二章 文獻探討

一直以來，股價及盈餘是投資人與學者所關心，因為它們在經濟成長中占很重要的角色，過去很多學者研究此一方面，而其結果被投資者視為預測未來股價及盈餘變動走向的重要依據。已有許多學者針對股票市場影響因素之研究做過深入的探討，因此本研究將文獻區分為二個部分：第一部分為股票價格變動及效率市場假說的探討；第二部分為盈餘與股價之關係的文獻探討。

### 2.1 股票價格變動及效率市場假說

本研究主要討論公司每股盈餘與股票價格之關聯性，以下將針對此一研究主題之相關文獻來加以探討。

#### 2.1.1 股票價格的形成

所謂股票價格，就是在證券市場上，購買股票者與售出股票者，兩方一致公認合理而實際成交之價格。股票價格就與一般商品價格相同，同樣受到市場上供需法則的影響。也就是說，當供需失衡時，也會因而帶動股票價格的波動；假如說供過於求，股票的價格必然會往下跌；反之，若需求大於供給，則會帶動股票價格的上漲。

雖然股票價格是以發行公司的資產淨值和獲利能力為參考基準，但是在實際的證券市場上也會受到投資人個別預期心理因素之影響，若是市場出現利多訊息時，會因需求的增加而讓股價上升，再加上股票投資人常有買漲賣跌的心理，使得股票的價格會更激烈地上漲；反之，若是市場上出現利空訊息時，供給會增加，而需求減少，投資競相拋售股票，反而會造成股價的暴跌。

股票本身並不會漲漲跌跌，它的漲跌是由於投資人，採取買賣行為

的結果，所造成供需的變動，進而影響股價的漲跌。在股票市場上，當有利多訊息發生時，會呈現多頭市場的形式，需求會因而上升(如圖2.1，D的需求線右上移至D')，會帶動股價的上漲(P)，但此時供給不但不會增加，反而會出現惜售的心理，導致供給減少(如圖2.1，S的供給線會左上移至S')，股價因而進一步的由P' 上升至P'' 的位置。反之，若股市充滿利空的訊息時，大家會競相拋售股票，供給會增加，此時需求會減少(投資人害怕的心理)，導致股價會下跌。

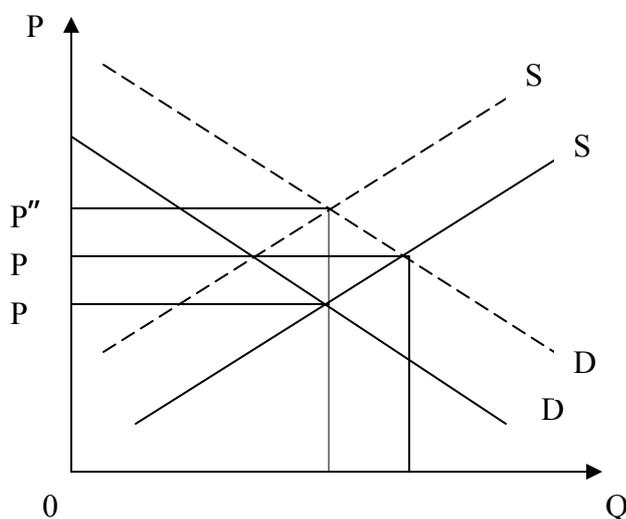


圖 2.1 股價變動圖

### 2.1.2 投資報酬率與股價之關係

企業經營以獲取利潤為最主要之目的，而一般衡量企業經營績效的方法，通常只用盈餘大小來加以評估，但若僅以盈餘數額之大小來衡量，尚不足以表示其經營績效，同時必須注意每一企業運用資金的多寡。換句話說，即必須重視企業所獲之盈餘與投資金額的比率，一般稱為「投資報酬率」。

一項可行的投資計劃，必須要能產生大於或等於投資者所要求之報酬率，而此報酬率即為投資決策與股價的連結。

以圖2.2表示企業的投资決策與股票評價間有密切的關聯。投資

決策決定資產的組合及數，經由企業有效的經營而獲取利潤。獲利能力經由投資人加以評價，於是產生了股票的市場價值。因此選擇有利的投資決策計劃，將有利於提高股價。

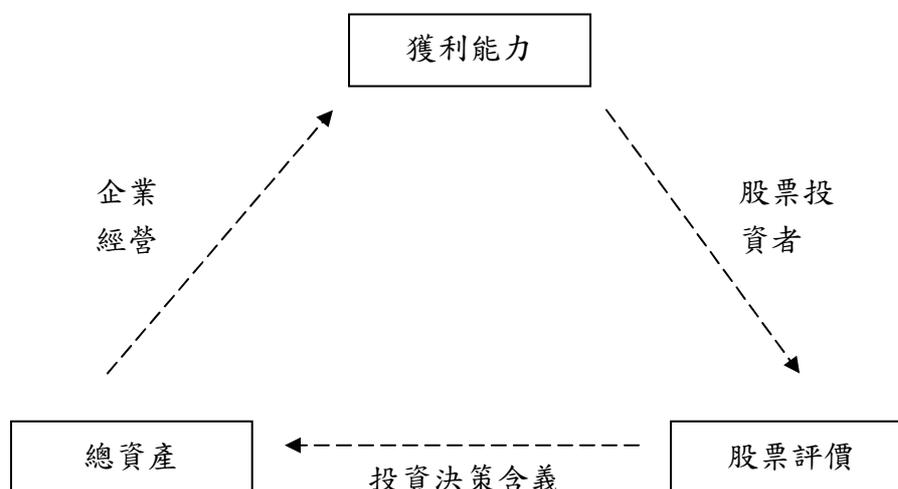


圖 2.2 投資決策與股價之關係

### 2.1.3 造成股價變動的因素

造成股價變動的原因很多，一般而言，國內外學者大致上歸納為產業因素、公司因素及市場因素三者。以表2.1就是針對這三個重要因素的主要項目加以說明。

表2.1 影響股價的因素表

三大因素	項目	例子
產業因素		1. 行業景氣波動。 2. 產品價格。 3. 技術創新。 4. 需求的淡、旺季。 5. 政府的政策。
公司因素		1. 負責人的品德操守。 2. 股利政策。 3. 公司的獲利。 4. 訂單。 5. 研發新產品。 6. 其他因素。

表2.1 影響股價的因素(續)

三大因素	項目	例子
市場因素	(一)總體經濟因素	1. 景氣波動：經濟成長率、國內生產毛額、消費者物價指數…等。 2. 金融因素：匯率、利率、貨幣供給額…等。 3. 國際貿易：進、出口值、順差、逆差。 4. 石油價格。
	(二)國內、外政治因素	1. 國內政治、國際外交。 2. 國際戰爭、叛亂。 3. 重大社會問題。
	(三)人為操縱因素	1. 投機客炒作。 2. 故意對外發佈不實消息。

資料來源：胡豐贊(2004)，財務比率與股票報酬率之關連性---以三種產業為例，國立高雄第一科技大學金融營運系未出版碩士論文。

#### 2.1.4 效率市場假說

效率市場假說 (The Efficient Market Hypothesis, EMH) 中指出，資本市場的所有資訊已反映於價格上，因此投資人所收集的資訊並不能獲得超額報酬。以資本市場而言，認為人是理性的，所以投資人希望能在一定的風險下使利潤極大化，因此會以新的資訊來評估證券價格，而且價格調整非常快速，股價會反應所有的相關資訊。然而，在許多的實證研究中顯示，運用一些預測方法及事前決定的模式，可以在市場上獲得超額報酬。Fama (1970) 定義一個有效率的金融市場為：證券價格可充分反映所有可獲得的資訊，也就是說，投資者不可能藉由目前已公開的資訊賺取超額報酬。

效率市場假說建立在三個理論假設下：

1. 投資者是理性的，能理性的以證券的基本價值來評價證券價格，並且能迅速的做出反應，所以證券價格能夠合理反應現有之相關資訊。

2. 即使有些投資者是不理性的，但由於這些交易是隨機的，所以能消除彼此對價格的影響，因此市場價格仍然可能是有效率的。
3. 若部分投資者有相同的不理性行為，市場仍可藉由套利的機制，使市場價格回歸其基本價值。

Fama (1998)也藉由區別過去資訊類別，以定義三種不同的效率市場形式，包括：

1. 弱勢效率市場(Weak form efficiency)－投資者無法藉由過去價格和報酬率之相關資訊獲得超額報酬。這種說法可轉化為股價隨機漫步假說，即股價報酬完全無法藉由過去的報酬率做預測，因此技術分析無效。Fama(1965)發現股價實際上十分接近隨機漫步，認為沒有任何技術分析的方法有獲利的機會。
2. 半強勢效率市場(Semi-strong form efficiency)－投資人無法藉由所有已公開的資訊獲取超額報酬。要驗證這個假說是否成立，可採用『事件研究法』，藉由特定消息或事件對個別公司股價的影響，檢驗此公司的股價對此消息的反應是否為立即的。
3. 強勢效率市場(Strong form efficiency)－投資者無法利用任何資訊獲取超額報酬，指的是所有公開和未公開的消息。所以投資人即使擁有內線消息，也無法獲取超額報酬。

以上所敘述的三種效率市場，從圖2.3可看出，由弱式到強式，限制條件是越來越嚴格，所使用的訊息資料也越來越廣闊，當處在弱式效率市場中，雖然無法經由歷史的股價資料預測未來的股價，但若有其它的情報資料亦或內線消息，仍可獲利。而在半強式效率市場中，雖不能從已公開的訊息資料中，獲得到利益，但若能掌控內幕消息，則仍有超額報酬的機會。最後，在強式的效率市場中，不管運用任何方法都無法從

中獲得到經濟利潤，因此，「強式效率市場假說」成立，「半強式」及「弱式」假說也會成立；而當「弱式效率市場假說」不成立，「半強式」及「強式」假說也不成立。

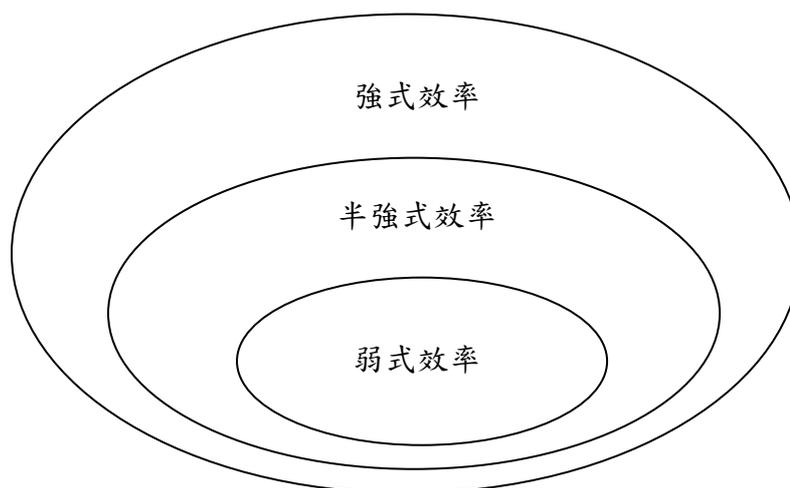


圖 2.3 不同型態效率市場的資訊

直到80年代後期，學者發現許多實證結果並不支持效率市場假說，傳統財務學的學者統稱這部分的發現為市場異常現象（anomalies），且這些異常現象持續存在，包括公司規模效應、元月效應、價值型投資法及動能投資策略等，在顯示股價具有可預測性，與效率市場理論相違背，學者轉而尋求其他方式試圖解釋這些異常現象，此時，以心理學角度研究投資人決策過程的行為財務學因此蓬勃發展。

## 2.2 盈餘與股價之關係

每個上市公司的股價及盈餘之間具有相當程度的互動性，期間的訊息流動也影響到股價及盈餘的高低，投資人在選擇投資標的時，常會參考其財務指標，作為選擇投資上市公司的風險，所以財務指標之間，如

每股盈餘與股價等有相當程度的相關性；本節主要針對公司股價及盈餘之相關研究文獻作一整理。

### 2.2.1 盈餘與股價之關連性

股票市場具有自由競爭市場的特徵，投資人通常會在各公司所發行的股票中間做抉擇，因為投資人會運用市場上的資訊來評估股票價格。公司獲利能力通常是最為投資人所重視的，而這種資訊是來自於財務報表中的會計盈餘。

每股盈餘可以用來評估公司獲利能力及投資風險之重要指標。不同期間的每股盈餘之變動表示公司獲利的趨勢，進而可以加入每股市價的計算中，像是每股市價對每股盈餘的比率(本益比或價格盈餘比)，也是資本市場中用來衡量報酬與風險的重要指標。自從1968年Ball and Brown應用實證方式說明會計盈餘資訊的有效性後，探討會計盈餘與股價之間的關係成為會計研究方向的主流。但盈餘欲成為影響股價的主要因素，須以股票市場效率性為前提，且投資人對公司盈餘宣告的反應應持相同(正面)的態度與方法(例如重視基本面)，同時對影響股價的未來盈餘也能正確衡量。市場效率性愈高，盈餘與股價的相關性就愈大。

Ball & Brown(1968)研究年度盈餘變動與股票報酬之關連性，以1946年至1965年間，261家NYSE上市公司為樣本，研究結果發現未預期盈餘與異常報酬間存在顯著的關聯性及盈餘大約可以解釋股價變動的50%。

Foster (1977)該研究中以六種季盈餘預測模型來作分析，並使用累積平均殘差(CAR)來計算投資績效，其結論為用Box-Jenkins ARIMA 模型的解釋能力最適當，另外未預期盈餘變動與CAR有高度的正相關。

Beaver, Lambert & Morse (1980)研究主旨是從「股價具有預測未來盈餘能力」的觀點出發，以1958年至1976年為研究期間，探討盈餘變動

與股價變動之關聯性。其研究結果發現盈餘變動與股價變動間確實存在著關聯性；盈餘程序並非如以往所推論之隨機漫步模型而為一複合程序，其中包含與股價有關，但落後反應相關股價資訊之經常性盈餘和與股價無關之暫時性盈餘；且預測未來盈餘時，以價格為基礎的盈餘預測模型較隨機漫步模型為佳。

Lev (1989)在盈餘資訊與股價的關係方面，提出更進一步的看法：「盈餘與股票報酬率關係的研究基礎，係建立在資訊理論的架構上。對證券市場的投資人而言，若某一資訊改變其對股票價格的原有信念，因而促使其採取行動到市場上交易，進而造成股票價格及交易量的變動，則此資訊對投資人而言具有資訊價值」。

Bernard & Thomas (1992)以1974~1986年紐約證券交易所(NYSE)及美國證券交易所(AMEX)交易之公司，根據盈餘差異(earning surprise)分成十個等級，利用隨機漫步模型來測量是否有盈餘差異。發現盈餘表現比預期高最多的公司所形成的投資組合，在盈餘宣告後的六十天，報酬率比基準高出約2%，相反的，盈餘表現比預期差最多的公司所形成的投資組合，在盈餘宣告後的六十天，報酬率比整個市場約低2%，表示股價對於盈餘差異呈現反應不足的現象。

Kadiyala & Rau(2001)整理過去學者所做的事件研究，發現股價對於不同事件宣告有時產生過度反應，有時產生反應不足的現象。認為這是一種矛盾的現象，可能是實證結果受到其他訊息的影響。因此，學者進行四種事件宣告的事件研究，包括會產生正報酬（股票購回、現金併購）以及負報酬（增資、換股合併）的事件，同時加入事件宣告前的盈餘宣告，實證結果如表2.2。其中，灰色底色的四種情況，是交叉資訊一致（資訊對股價同時為正向效果或負向效果）的情況，而股價皆出現了動能效

果，表示投資人對於公司事件宣告的反應產生反應不足的現象。

表2.2 Kadiyala & Rau(2001)實證結果表

事件宣告前之 盈餘宣告	產生負向報酬事件		產生正向報酬事件	
	增資	換股併購	股票購回	現金併購
正向宣告(Postive Earning Surprise)	(-,+)	(-,+)	(+,+)	(+,+)
負向宣告(Negative Earning Surprise)	(-,-)	(-,-)	(+,-)	(+,-)

註：(x,y)表示事件日前後的股價表現，(-,-)或(+,+)則表示股價有動能效果。

反觀我國股市環境，散戶的比率過高，投資者間資訊嚴重不對稱，且打聽消息面追高殺低的菜籃族比比皆是，證券分析師以技術分析介紹明牌情況相當普遍。更甚者，我國上市公司的股權不若美國分散，致使公司管理當局與投資者間資訊不對稱情況極為嚴重。上市公司以子公司等關係企業，大股東利用人頭戶，配合內線消息，大肆炒作股票，玩弄散戶投資人於股掌之間。因此，有關國內股票市場盈餘與股價關係之研究，結論分歧。

張鴻基(1984)以民國 65 年至民國 70 在台灣證券交易所上市者，且每季稅前盈餘為正值，刊登在經濟日報之季盈餘宣告共計 62 個觀察值，對其進行六種盈餘預測模式的檢定，發現隨機漫步模式為最佳之季盈餘預測模式，其亦以符號檢定(Sign test)測試隨機漫步模式下，未預期盈餘變動方向與股價變動方向之關係，結論是在季盈餘公布期內，未預期盈餘變動方向與股價變動方向之正相關性並不顯著，故台灣證券市場季盈餘宣告不具資訊內涵。

余尚武(1986)探討盈餘變動與股價報酬之間的關聯性。以夏普單一指標模型去估計報酬率，並以API去評估其績效，再以Wilcoxon符號檢

定法去檢定平均異常報酬率是否顯著。結果發現年度盈餘宣告並不具有資訊內涵，台灣證券市場不符合半強式效率市場假說。

李淑華(1993)探討年盈餘資訊與股價間是否有關聯性，並檢視公司規模對股價反應期間及盈餘反應係數之影響。以民國70年第一週至民國81年第五十二週之公司為樣本。研究結果發現未預期盈餘與股價具有關聯性，且大公司之累積異常報酬及異常績效指標均大於小公司。年盈餘資訊具有明顯的反應期間，而大公司之反應期間早於小公司。公司規模與盈餘反應係數之間具有顯著之正相關，盈餘品質假說在台灣股市得到支持。

曾建勝(1993)以民國71年至80年間採曆年制之上市公司季資料，3785個觀察值為研究樣本，並以每季盈餘宣告期間的股價變動為應變數，用簡單迴歸與複迴歸模式來檢視兩者之間的關係。研究結果得知根據迴歸分析的結果，同季的價格變動與盈餘變動有顯著的關係，表示盈餘的變動帶給市場一些資訊而使股價發生變動；而當季的股價變動與領先一季、領先二季及領先三季之未來盈餘變動保持相當的關係。而在複迴歸方面，當季的價格變動與季盈餘變動的關係不再顯著，但仍與領先一季、領先兩季及領先三季的未來盈餘變動保持顯著的關係，因此，以季盈餘的角度來看，季盈餘會落後股價一季到三季來反映經濟事件的影響，故可利用當季的股價變動來預測未來盈餘的變動，故推論股價具有資訊內涵。

楊陳松(1997)針對我國盈餘與股價的關係，以民國80年到84年的第一類及第二類股票上市公司為對象，測試價格模式、報酬模式與ERC等八個模式，試圖尋找適合我國真實環境的最佳盈餘與股價關係模式，以俾評估判斷我國盈餘資訊的有用性。經其實證結果發現：

1. 實證結果顯示ERC模式下的盈餘與股價關係確實優於其他的價格模式與報酬模式。
2. 實證結果顯示我國盈餘確具資訊內涵。

李釗芹(2000)則以事件研究法觀察台灣自行宣告盈餘是否具有資訊內涵，研究對象為在台灣證券交易所掛牌買賣的上市公司，資料期間為民國83年第一季至88年第四季，共6年共24季，以上市公司自行宣告概估盈餘為研究範圍，以盈餘概估日盈餘宣告日進行基本統計分析、簡單迴歸、兩群母體t檢定、Wilcoxon符號等級檢定法以及卡方檢定，結論亦證實了盈餘宣告具有資訊內涵。

葉金成(2001)以民國75年第一季至民國88年第二季的季資料來分析台灣股票市場盈餘與股價之間的因果關係。研究結果為1、超過一半的樣本公司，盈餘與股價存在著長期穩定的均衡關係。2、盈餘與股價之影響方向，因公司而異，而以回饋關係居多、盈餘領先股價次之、股價領先盈餘再次之，而以獨立關係最少。

從上述文獻可知，國內股市盈餘與股價之攸關性未有一致的結論，可能是因台灣股市未臻健全，投資人不理性，以及國內顧問投資公司林立，在公司盈餘發布前，分析師會主動蒐集資訊，因此盈餘宣告並未給投資人帶來新資訊。若加上其他影響股價因素的干擾，盈餘與股價的相關性將不一致。

由於公司盈餘與股票價格的實證研究相當多，故僅將近年來的研究或較具代表性的文獻分別整理如表2.3。

表2.3 公司盈餘與股票價格關係相關實證文獻彙整表

作者	研究方法	研究發現
Ball & Brown(1868)	市場模式	1.未預期盈餘變動與異常報酬率間具顯著關係，表示盈餘具資訊內涵。 2.年度財務報表為不具時效性的資訊。
Foster (1977)	變異數分析	未預期盈餘與累積異常報酬率間為高度正相關。
Beaver, Lamber & Morse (1980)	迴歸分析	價格變動與經常性的盈餘變動具有顯著的關係。
張鴻基(1984)	隨機漫步法	季盈餘宣告不具資訊內涵。
余尚武(1986)	夏普單一指標模型	年度盈餘宣告不具資訊內涵。
Lev (1989)	多變量分析	1.盈餘水準與盈餘變動皆與報酬間存在顯著關係。 2.盈餘水準的解釋能力優於盈餘變動。
Bernard & Thomas (1992)	隨機漫步模型	發現盈餘表現比預期高最多的公司所形成的投資組合，在盈餘宣告後的六十天，報酬率比基準高出約2%，相反的，盈餘表現比預期差最多的公司所形成的投資組合，在盈餘宣告後的六十天，報酬率比整個市場約低2%，表示股價對於盈餘差異呈現反應不足的現象。
李淑華(1993)	迴歸分析	未預期盈餘與股價具有關聯性，且大公司之累積異常報酬及異常績效指標均大於小公司。
曾建勝(1993)	迴歸分析	盈餘預測具資訊內涵，且季盈餘落後股價反映一至三季。
楊陳松(1997)	價格模式	1.實證結果顯示ERC模式下的盈餘與股價關係確實優於其他的價格模式與報酬模式。 2.實證結果顯示我國盈餘確具資訊內涵。
李釗芹(2000)	事件研究法	盈餘與股價間具有關聯性。
Kadiyala & Rau(2001)	事件研究法	股價對於不同事件宣告有時產生過度反應，有時產生反應不足的現象。
葉金成(2001)	GRANGER 因果分析	盈餘與股價之影響方向，因公司而異，而以回饋關係居多、盈餘領先股價次之、股價領先盈餘再次之，而以獨立關係最少

資料來源：本研究整理。

由以上文獻可知，影響公司股價變動的相關文獻相富豐富(如公司股價與盈餘間的關係)，研究方法非常多元化(如多變量分析、迴歸分析、市

場分析、隨機漫步法、夏普單一指標模型、事件研究法及 GRANGER 因果分析等), 研究對象大多為國內外上市公司, 並且在股價變動的影響時, 亦與其他市場因素一併探討, 鮮少有學者針對公司股價與盈餘之間的關係來做研究, 因此本研究的主題為公司股價及盈餘之關聯性分析。

### 2.2.2 盈餘持續增加之時間型態與股價之關連性

Barth et al. (1999)研究年度盈餘持續增加之公司, 較其他沒有盈餘持續增加之公司是否享有更高之本益比, 以及在控制了成長與風險因素後, 其關係是否依然持續。以1982~1992年間21,173筆觀察值為樣本。以 Miller and Modigliani(1966)之永續盈餘模式(permanent earnings model)與 Ohlson(1995)之會計基礎評價模式(accounting-based valuation model)為基礎建構其實證模式。此外, 以五年權益淨值之複合年成長率(five-year compound annual growth rate of book value of equity)與分析師之長期盈餘成長預測做為公司成長之控制變數, 以負債淨值比做為財務風險之控制變數, 以盈餘波動性(earnings variability)做為營運風險之控制變數。

其研究結果發現, 年度盈餘持續增加之公司較其他盈餘沒有持續增加之公司享有更高之本益比, 一旦公司盈餘持續增加之型態中斷時, 其增額本益比(incremental earnings multiple)會顯著降低。Barth et al. (1999)發現本益比會隨著年度盈餘持續增加之次數愈多而呈單調遞增, 但從連續增加四年遞增至五年時, 本益比之增加幅度最大。此外, 當盈餘持續增加型態伴隨著盈餘持續減少型態時, 本益比會呈現單調遞減, 其先前盈餘持續增加型態之增額本益比會在盈餘下降的二年後完全消失。

Barth et al. (1999)進一步探討年度盈餘持續增加之公司享有較高本益比的原因, 發現年度盈餘持續增加之盈餘時間型態傳遞了未來盈餘之攸關訊息。在年度盈餘增加幅度相同之公司中, 若其過去年度盈餘持續

增加之次數愈多，則其下一年度盈餘增加之機率愈高。

Francis et al. (2003)研究市場對年度盈餘持續增加之反應。以1985~2000年共13,277筆觀察值為樣本。其實證結果顯示，在控制了當期盈餘資訊及公司之成長性與風險後，年度盈餘持續增加次數愈多之公司，其本益比愈高。

表2.4盈餘持續增加之時間型態與股價關連性相關實證文獻彙整表

作者	研究方法	研究發現
Barth (1999)	永續盈餘模式 與會計基礎評 價模式	年度盈餘持續增加之公司較其他盈餘沒有持續增加之公司享有更高之本益比，一旦公司盈餘持續增加之型態中斷時，其增額本益比會顯著降低。
Francis (2003)	迴歸分析	在控制了當期盈餘資訊及公司之成長性與風險後，年度盈餘持續增加次數愈多之公司，其本益比愈高。

資料來源：本研究整理。

### 2.2.3 盈餘平穩性之時間型態與股價之關連性

Hunt et al. (2000)之研究發現，盈餘愈平穩之公司，其本益比愈高。其衡量盈餘平穩性之方式係將盈餘分解為營業活動現金流量與總應計金額二部分，並採Jones Model與Modified Jones Model之估計方法，將總應計金額分解成裁決性與非裁決性二部分。在控制了現金流量(做為未平穩化盈餘之代理變數)之標準差後，評做當(1)非裁決性應計項目之平穩性愈高(即現金流量加上非裁決性應計數之標準差相較於現金流量之標準差愈小)；或(2)裁決性應計項目之平穩性愈高時(列報盈餘之標準差相較於現金流量加上非裁決性應計項目之標準差愈小)，對於本益比之增額影響。其研究結果發現，裁決性應計項目平穩性對於本益比之正向影響大於非裁決性應計項目平穩性之正向影響。此外，裁決性應計項目平穩性愈高，其盈餘持續性愈高。

Thomas and Zhang(2002)以1990~1997年間43,348個firm-quarter觀察值，探討在控制了風險、內含盈餘波動性(intrinsic earnings variability)(以多期分析師盈餘預測之標準差衡量)及預期之盈餘成長後，較平穩之報導盈餘是否享有較高評價，即是否具有較低之回顧與前瞻E/P比(trailing and forward E/P ratios)。其研究結果發現，報導盈餘較平穩之公司，其回顧EPS有較高的評價。換言之，對於具有相同回顧EPS之公司，投資人認為盈餘波動性較低之公司其未來前景較佳。同樣地，報導盈餘較平穩之公司，其前瞻EPS亦享有較高的評價。此外，進一步分析顯示，對於較平穩盈餘有較高評價並非短期的錯誤評價，因其在下一年度依然持續享有較高評價。

Francis et al. (2003)研究市場對年度盈餘持續增加之反應。以1985~2000年共13,277筆觀察值為樣本，以公司經常利益(以平均總資產平減)之標準差相對於營業活動現金流量(以平均總資產平減)之標準差衡量盈餘之平穩性。其實證結果顯示，在控制了當期盈餘資訊及公司之成長性與風險後，年度盈餘愈平穩之公司，其本益比愈高。

表2.5盈餘平穩性之時間型態與股價關連性相關實證文獻彙整表

作者	研究方法	研究發現
Hunt. (2000)	Jones Model 與Modified Jones Model	裁決性應計項目平穩性對於本益比之正向影響大於非裁決性應計項目平穩性之正向影響。此外，裁決性應計項目平穩性愈高，其盈餘持續性愈高。
Thomas (2002)	迴歸分析	報導盈餘較平穩之公司，其回顧EPS有較高的評價。
Francis(2003)	迴歸分析	在控制了當期盈餘資訊及公司之成長性與風險後，年度盈餘愈平穩之公司，其本益比愈高。

資料來源：本研究整理

#### 2.2.4 盈餘品質與股價之關連性

會計盈餘係由現金流量及應計項目兩部份所組成，應計項目又可分

為裁決性應計項目與非裁決性應計項目二部分，前者反映經理人策略性裁量之結果，後者則是隨企業之營運狀況變動(如銷貨成長)而變動，經理人無法操控。盈餘管理與應計項目估計誤差均會影響會計盈餘品質，由於盈餘品質會影響盈餘資訊之有用性，連帶地會影響其與股價之關連性。本節彙述盈餘品質與股價關聯性之國內外文獻。

Sloan(1996)認為當期盈餘之持續性會隨應計金額之增加而遞減，隨現金流量之增加而遞增，而且股價無法充分反映盈餘組成項目中，應計項目及現金流量持續性之不同。Sloan(1996)以1962~1991年間40,679筆firm-year觀察值為樣本，測試當期盈餘在次期之持續性。其結果發現，現金流量部份之盈餘持續性高於應計項目之盈餘持續性。此外，投資人高估了應計項目之盈餘持續性，低估了現金流量之持續性，即股價未能充分反映現金流量與應計項目持續性之差異。

Subramanyam(1996)以1973~1993年間2,808家公司，共21,135筆觀察值，以Jones model估計裁決性應計數，探討市場對裁決性應計項目之評價。其研究結果發現，盈餘對於股價報酬之解釋力，較非裁決性應計項目與營業活動現金流量為佳，此乃由裁決性應計項目傳遞了公司價值攸關訊息。此外，公司普遍有平穩化盈餘的現象，透過盈餘平穩化可以減少盈餘變異性並改善盈餘之持續性及可預測性。另外，裁決性應計項目確實可以傳遞有關未來獲利性之私有資訊，並與未來的營業活動現金流量、非裁決性應計項目及盈餘具有顯著正相關，亦與未來股利變動具有顯著正相關。

Xie(2001)以1971~1992年間7,506家公司，共56,692筆firm-year觀察值為樣本，利用Jones model估計異常應計項目，採用Mishkin test與套利投資組合測試(hedge-portfolio test)探討股價能否理性反映異常及正常應

計項目之盈餘持續性。其研究結果發現，營業活動現金流量之持續性最高，異常應計項目之持續性最低，且顯著異於正常應計項目之持續性，此點顯示應計項目之持續性較低係歸因於異常應計項目所致。其研究結果亦顯示，市場會低估營業活動現金流量之盈餘持續性，高估正常應計項目及異常應計項目之盈餘持續性，且對於異常應計項目盈餘持續性的高估甚於正常應計項目。

Defond and Park(2001)亦探討在公司宣告季盈餘後，分析師是否會修正其下一季盈餘之預測。其研究結果發現，當依據當期末預期盈餘預測下一季盈餘時，分析師會考量異常應計項目迴轉之特性。分析師對於異常應計數為正之有利未預期盈餘，只會向上微幅修正預測；對於異常應計數為正之不利未預期盈餘，卻會大幅地向下修正預測。除此之外，其研究結果亦發現，在盈餘宣告日，市場並無法充份反應異常應計項目迴轉之特性。

以往盈餘品質之研究均以裁決性應計項目作為衡量指標，但盈餘品質除了受到盈餘管理之影響外，亦會受應計項目估計誤差之影響。Francis et al. (2002)以裁決性應計數故為盈餘品質之衡量指標外，亦以應計項目估計誤差作為盈餘品質之衡量指標。

Francis et al. (2002)以1988~1999年間33,770筆firm-year為樣本，探討盈餘品質和債務成本與權益資金成本之關係。所採用之盈餘品質替代變數共有8個。第一組盈餘品質衡量指標(4個)係Modified Jones Model之應用，除以Modified Jones Model估計裁決性應計數外，為了提高與Dechow and Dichev(2002)模式之可比較性及控制公司績效之影響，Francis et al. (2002)亦對Modified Jones Model做些許調整(一為績效配對後裁決性流動應計數，一為在迴歸式中加入ROA作為公司績效之控制變數)。第二

組盈餘品質衡量指標(3個)則應用Dechow and Dichev(2002)之模式，除個別公司(firm-specific)之時間序列迴歸模式外，Francis et al. (2002)亦採用橫斷面迴歸模式來估計Dechow and Dichev(2002)模式。最後一則是使用主軸因素分析(principal factor analysis)取得其他7個衡量指標之共同因素(common factor)。

其研究結果發現，盈餘品質衡量指標與事前和事後之債務成本、調整產業後E/P及系統性風險有統計上之關聯。盈餘品質較低的公司相較於盈餘品質較高的公司，其債務信評等(debt rating)較低，且其債務資金成本較高。在控制所有已知會影響債務成本之其他變數後(槓桿、公司規模、ROA、利息保障倍數和盈餘波動性)，其結果發現，盈餘品質最高的公司相較於品質最低的公司，在債務成本方面，可享有80~160個基點(basis point)的折價；而在權益資金成本方面，可享有150~300個基點的折價。

表2.6盈餘品質與股價關連性相關實證文獻彙整表

作者	研究方法	研究發現
Sloan(1996)	迴歸分析	現金流量部份之盈餘持續性高於應計項目之盈餘持續性。
Subramanyam(1996)	迴歸分析	裁決性應計項目確實可以傳遞有關未來獲利性之私有資訊，並與未來的營業活動現金流量、非裁決性應計項目及盈餘具有顯著正相關，亦與未來股利變動具有顯著正相關。
Xie(2001)	迴歸分析	市場會低估營業活動現金流量之盈餘持續性，高估正常應計項目及異常應計項目之盈餘持續性，。
Defond (2001)	迴歸分析	當依據當期末預期盈餘預測下一季盈餘時，分析師會考量異常應計項目迴轉之特性。
Francis (2002)	迴歸分析	盈餘品質衡量指標與事前和事後之債務成本、調整產業後E/P及系統性風險有統計上之關聯。

資料來源：本研究整理。

### 第三章 研究方法

時間序列分析主要是與實務結合的研究方法，在不同時間點上觀察所得之實際統計數據，分析變數的產生或變數間之動態關係，進而檢定經濟理論或對變數進行預測，是非常實用的研究方法，能對一連串看似無相關的數據資料解析出其中的奧妙，希望發掘時間序列變數現在和過去的關係，以預測此變數未來的趨勢值為何，進而能事先做決策。

時間序列係指以時間順序型態出現的一連串觀測集合，即隨時間連續觀察所產生有順序的觀測之集合。若集合屬於連續型(continuous)，稱為連續型時間序列；若集合屬於離散型(discrete)，則稱為離散型時間序列。本研究選取上市公司的每股盈餘及股價，因選取離散且等長時間間隔之觀察值，故為離散型時間序列。

時間序列一般呈現隨機的現象，即對序列未來的結果無法確定，以機率分配表示，稱為隨機性時間序列；若一段時間序列是依數學定律而變化，其預測未來結果是被確定的，稱為確定性時間序列。本研究所探討的上市公司的每股盈餘及股價的高低幾乎是無法確定的，即為隨機時間序列。

本研究使用 EViews5 軟體來進行本研究的資料分析，包括：單根檢定、遞延期數、向量自我迴歸和 Granger 因果關係分析模型等，以分析上市公司的每股盈餘及股價等變量間的關聯性。

#### 3.1 單根檢定

在傳統的迴歸分析法中，皆假設變數的殘差項為定態(Stationary)，其實證分析結果才會具備有效性，若時間序列資料為非定態而進行迴歸

分析，則會產生 Granger and Newbold(1974)提出的假性迴歸(Superior Regression)的情況，即代表迴歸分析結果之 $R^2$ 可能會相當高，且 $t$ 統計量及 $F$ 統計量會相當顯著，且 Durbin-Watson 的檢定會趨近於零，易於拒絕虛無假設，得到錯誤的結論；定態即表示該時間序列資料的平均數與變異數不會隨時間變化而改變，其意指其變異程度隨著時間的經過而增加，而且記憶長久，任何衝擊都會對它造成恆常影響；換言之，無論增加觀測多少的落差期數，迴歸式的自我相關係數仍趨近於 1 時，表示此時間序列具有單根的特性；因此，單根又稱為隨機漫步；唯有時間序列資料具有穩定性才能進行時間序列分析及統計相關分析。因此，若一個變數是①定態，則其「所有的特性根必需在單位圓內」；②非定態，則其「所有的特性根將落在單位圓上或單位圓外」。將為一個時間序列變數是否為定態或非定態變數的判斷準則。

在實証研究，大部分總體時間序列變數資料皆顯示具有非定態的性質；故在進行實証分析之前，首先應驗證變數資料的恆定性。Granger and Newbold 認為若變數具有單根時，應對該變數進行差分，使變數成為定態，來使得迴歸分析不會得到錯誤結果，故必須進行單根檢定來檢測時間序列資料是否具備定態，統計上檢定數列是否有單根的檢定方法常見的有以下兩種：

### 3.1.1 DF 單根檢定

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

Model1：純粹隨機漫步模型，無截距項與時間趨勢項

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

Model2：包含截距項（ $a_0$ ）但無時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma_\mu y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Model3：包含截距項（ $a_0$ ）及時間趨勢項（ $t$ ）

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma_\tau y_{t-1} + bt + e_t \quad (3)$$

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

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

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

若檢定結果無法拒絕虛無假設時，則可判斷該時間數列資料（ $y_t$ ）有單根現象。檢定結果若為接受虛無假設（ $H_0$ ），則代表數列存有單根，需進行差分處理，然後再將差分過之數列重複上述檢定，直到  $\gamma$  統計值顯著異於零，通過單根檢定成為定態數列為止。

### 3.1.2 ADF 單根檢定

前面介紹的 DF 檢定，是用最小平方法（OLS）來進行，因此迴歸估計後的殘差項是否符白噪音的性質，當然會影響到估計出來的迴歸係數的性質，原先的 DF 檢定就可能會有問題，所以 Dickey 與 Fuller 而將 DF 檢定法之三個檢定模型重置加入應變數（ $y_t$ ）之落後期，即考慮了變數（ $\Delta y_t$ ）之自我相關的問題來對時間數列資料（ $y_t$ ）進行單根檢定，即為 ADF 單根檢定(augumerted Dickey-Fuller test)。其檢定模型為：

Model1：純粹隨機漫步模型，無截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (4)$$

Model2：包含截距項（ $a_0$ ）但無時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (5)$$

Model3：包含截距項（ $a_0$ ）及時間趨勢項（ $t$ ）

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (6)$$

上式中  $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p a_i\right)$ ，而  $\beta_i = -\sum_{j=1}^p a_j$ 。而  $p$  值代表落後差分項之最適

期數，在此模型的設定下誤差項會排除序列相關的問題，其檢定統計量與 DF 統計量相同，且二者統計量近似一般  $t$  分配之統計量，但由於其分配並非真正之  $t$  分配，而為一左偏分配，因此檢定之臨界值需參考 Dickey-Fuller 的表。而(4)(5)(6)式的方程式所表示的，正是所謂的「擴充的 DF 檢定」（augumerted Dickey-Fuller test，簡稱 ADF 檢定）。

### 3.1.3 落後期數之選取

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

其中，AIC 和 SBC 的計算式分別是：

$$AIC = T \ln(SSE) + 2k \quad (7)$$

$$SBC = T \ln(SSE) + k \ln(T) \quad (8)$$

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

由於  $SST=SSR+SSE$ ，SSR「愈大」代表模型樣本資料的解釋能力愈好，在 SST 固定的情況下，即表示 SSE「愈小」代表模型樣本資料的

解釋能力愈好。因此，AIC 和 SBC 所計算出來的值愈小，則代表模型的配適度愈佳。

### 3.1.4 白噪音檢定

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

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

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

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\tau}_k^2}{T-k} \sim \chi_m^2 \quad (9)$$

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

## 3.2 向量自我迴歸

多變數時間數列模型以線性迴歸來表示時，其實隱含著變數之間存在著因果關係之假設，也就是說其實假設迴歸方程式的因變數是受到自變數的影響，而自變數並不會受到因變數的影響。因變數我們將之稱為

「內生變數」(endogenous variable)，而自變數則是「外生變數」(exogenous variable)。然而由於經濟體系的微妙運作，使得有時候無法確定某些變數是不是因變數或自變數，所以在模型設定有其困擾存在。

像變數間存在錯綜複雜的關係時，在實證上經常採用所謂的「結構系統方程式」(structural system equations)的方法來估計。有鑑於此Sims (1980) 提出向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model；簡稱VAR) 以解決結構模型的認定問題，Sims認為經濟活動的特性會隨時間經過完全反應在資料上，因此直接對資料本身分析便可容易明白經濟活動的本質，所以不需先知道這些內生變數在經濟理論上的確切關係，即可進行結構性的設定，這種方式將所有的變數均以內生變數來處理，可以克服內生外生變數認定的質疑，不過值得注意的是，VAR主要的目的在於預測任一變數變動對所有變數的影響。

### 3.2.1 向量自我迴歸基本模型

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

$$Y_t = d + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10)$$

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

其中： $\underline{Y}_t$  為  $(p \times 1)$  之內生變數向量。

$\underline{Y}_{t-i}$  為  $(p \times 1)$  之落後期內生變數向量。

$\underline{d}$  為  $(p \times 1)$  之常數向量。

$\beta_i$  為  $(p \times p)$  之參數矩陣。

$\underline{\varepsilon}_t$  為  $(p \times 1)$  之殘差向量。

$p$  為變數個數。

### 3.3 共整合檢定及誤差修正模型

#### 3.3.1 共整合概念

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

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

共整合常被詮釋為「經濟變數間具有長期均衡關係」的現象。換句話說，非定態變數具有共整合關係時，隱含了這些變數，就長期而言是具有往「均衡方向調整」的特性，亦即在短期時，變數間可能存在偏離的現象，但是這種短期偏離長期均衡的現象，應該會逐漸縮小，共整合的意義是，即使變數本身是非定態序列，但經過線性組合之後，其偏離均衡水平的誤差會是一個定態的序列且其變異數為一有限值，即表示變數間具有共整合的關係。

採用共整合模型可求得變數間的長期均衡關係，此均衡關係可利用變數間的定態過程來表示。即假設X和Y為非定態數列，經一次差分後成為定態時間數列，並於X與Y之間存在線性關係，而該線性組合亦為定態的時間數列，則稱X、Y 具有共整合關係。

一般檢定共整合方式可分為兩種，一為Engel and Granger的二階段分析法，另一種為Johansen的多變量共整合檢定法。本研究以Johansen and Juselius(1990)建議之最大概似估計檢定法 (Maximum Likelihood Estimation) 以檢定共整合關係。其主因為此式能完全獲得隱含於時間序列之所有資訊，且估算出其共整合向量，並提供統計檢定量一個正確的極限分配。Johansen之最大概似估計檢定法之推導過程如下：

### 3.3.2 共整合之檢定

#### 1、Johansen最大概似比檢定

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

檢定任  $n$  個整合變數是否具有共整合關係，而且還可以檢定有幾組共整合向量。首先，將向量自我迴歸式做一階差分，而  $p$  階向量自我迴歸式如下：

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中  $Y_t$  為落後  $P$  期 ( $n \times 1$ ) 維之內生變數矩陣

做一階差分後，此式改寫成

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^{p-1} \pi_j \Delta Y_{t-j} + \pi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中， $\pi_j$  為短期調整係數用以描述短期動態關係， $\pi$  為長期衝擊矩陣，亦包括隱藏在  $Y$  中的長期資訊，可用來檢定變數間是否具有長期均衡關係。此外， $\pi$  中的秩(rank) 決定了共整合向量的數目，而  $\pi$  可分為以下三種情形：

(1)  $\text{rank}(\pi) = p$ ，即  $\pi$  為一滿秩 (full rank)，表示  $Y_t$  中所有變數皆為定態的時間數列。

(2)  $\text{rank}(\pi) = 0$ ，即  $\pi$  為一空矩陣 (null rank)，表示  $Y_t$  中各變數之間不存在共整合關係。

(3)  $0 < \text{rank}(\pi) = r < p$ ，表示在  $n$  個變數間存在  $r$  個共整合向量。

## 2、共整合向量與其個數的檢定

Johansen 共整合分析法中，判定共整合向量的個數可由  $\pi$  的秩來作判斷，檢定向量的秩即檢定該向量有多少個非零的特徵根 (Characteristic Roots)。因此可以運用以下兩種統計量來進行共整合檢定：(其中  $T$  代表樣本總數， $\hat{\lambda}_i$  是第  $i$  個特性根的估計值，而  $r = \text{rank}(\pi)$ )

### (1) 軌跡檢定

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

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

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13)$$

其中， $T$  為觀察值的個數， $\hat{\lambda}_i$  為顯著特性根的數目。若拒絕  $H_0$ ，則表示變數間至少存  $r+1$  種長期共整合趨勢關係。其原理是在於，如果沒有任何共整合向量存在，則  $r=0$ ，隱含  $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = 0$ ，這將使  $\lambda_{\text{trace}} = 0$ ；而如果有  $r$  組共整合向量存在，則  $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 \neq 0$ ， $\dots$ ， $\lambda_r \neq 0$ ，但是  $\lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0$ ，所以  $\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$  的值將會接近 0。

### (2) 最大特性根檢定

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

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

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (14)$$

如果接受H0，表示變數間有r個共整合向量。此檢定法乃是從變數間不具任何共整合關係開始檢定，即r=0，再逐漸增加共整合個數進行檢定，直到無法拒絕為止，即表示變數具r個共整合向量。同理，若有r組共整合向量存在， $\lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \dots, \lambda_r \neq 0$ ，但是 $\lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0$ ，所以 $\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$ 的值將會接近0。

### 3.3.3 誤差修正模型

在3.3.1節裡提到，當經濟變數間具共整合關係時，它們之間有長期均衡關係，但在短期時，變數間可能存在偏離的現象，Banerjee et al., (1993)發展出一誤差修正機能ECM (error correction mechanism)，可了解短期失衡往長期均衡修正的程度。這正是Granger所提出之「Granger表現定理」(Granger representation theorem)之涵意，因為「Granger表現定理」係指對一組具共整合關係的I(1)變數而言，可以轉換成以誤差修正模型的方式來呈現。其ECM模式如下：

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \alpha(y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + e_t \quad (15)$$

其中， $y_{t-1} - \gamma x_{t-1}$ 為誤差修項；

$\gamma$ 為 $x$ （自變數）與 $y$ （因變數）間長期關係；

$\beta_1$ 為描述 $x$ 變動與 $y$ 變動的短期關係；

$\alpha$ 為描述誤項調至均衡的速度。

當 $\alpha > 1$ 時，表示其誤差修正模式會快速修正至均衡，即消除偏離之誤差所作的調整相當的強烈。當 $\alpha \leq 0$ 時，表示消除偏離之誤差所作的調整則非常的薄弱。誤差修正項，利用誤差修正項可以反映出長期實際值與理想值間各期失衡狀況，使短期動態的模型仍保有變數間的長期訊息。由此可知，誤差修正模型結合了短期動態調整過程與長期均衡關係的概念。

誤差修正模型最大的優點在於，它不但包括變數的差分項，也納入誤差修正項，亦即它同時考慮變數間長期均衡關係與短期的動態反應，不僅解決假性迴歸問題，也避免變數間存在共整合關係時，採用VAR模型造成模型設定錯誤，而遺漏長期關係之訊息。

### 3.4 Granger 因果關係分析模型

#### 3.4.1 定義

在許多經濟理論模型中，為了便於分析問題，會將變數與變數之間的關係假設為相互獨立，但在實際的情況裡，由於干擾的因素太多，經濟變數間不容易維持獨立的關係，當變數產生相互影響時，其來源有可能是單方面的，也可能是相互存在的，若能釐清影響效果的因果關係，將有助於預測變數的行為。若過資料數列能通過之定態檢定，即可利用Granger 因果檢定以進一步探討兩兩變數間均衡關係的大小、方向及可能的影響途徑。

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

Granger（1969）由預測能力的角度，定義兩變數間的因果關係。首先，考慮兩數列 $X_t$ 、 $Y_t$ 為雙變量線性隨機過程（bivariate linear stochastic process）所產生之恆定數列，並做如下假設：

$X'$  : 包含  $X$  所有過去值, 即  $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots$  (不包含  $X_t$ )

$\bar{X}'$  : 包含  $X$  當期與所有過去值, 即  $X_t, X_{t-1}, X_{t-2}, \dots$  (包含  $X_t$ )

$Y'$  : 包含  $Y$  所有過去值, 即  $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots$  (不包含  $Y_t$ )

$\bar{Y}'$  : 包含  $Y$  當期與所有過去值, 即  $Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots$  (包含  $Y_t$ )

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

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

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

Granger 因果關係可表示如下:

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

表示預測變數  $X$  時, 除了將變數  $X$  之前的資料納入考量外, 若加入  $Y$  過去之訊息後, 會降低預測誤差之均方誤, 則  $Y$  有助於  $X$  之預測, 稱為  $Y$  影響 (cause)  $X$ 。

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

表示預測變數  $X$  時, 除了將變數  $X$  之前的資料納入考量外, 若加入  $Y$  當期值之訊息後, 會降低預測誤差之均方誤, 則  $Y$  有助於  $X$  之預測, 稱為  $Y$  瞬間影響 (instantaneous causality)  $X$ 。

3、 $\sigma^2(X_t | X', Y') < \sigma^2(X_t | X')$  且  $\sigma^2(Y_t | X', Y') < \sigma^2(Y_t | Y')$

表示  $X$  與  $Y$  具有回饋關係 (feedback), 即變數  $X$  會影響變數  $Y$ ,  $Y$  變數  $Y$  也影響  $Y$  變數  $X$ 。

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

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

變數  $X$  與變數  $Y$  之間互為獨立關係 (independence)，不存在因果關係。表示預測變數  $X$  時，加入變數  $Y$  的資料無法改善對變數  $X$  的預測能力；反之，在預測變數  $Y$  時，加入變數  $X$  的資料無法改善對變數  $Y$  的預測能力。

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

### 3.4.2 檢定方法

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

假設  $X_t$ 、 $Y_t$  為二時間數列：

$$X_t = \sum_{j=1}^n a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^n c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j X_{t-j} + \mu_t \quad (17)$$

$\varepsilon_t$ 、 $\mu_t$  為二個不相關干擾項， $n$  值表示模型所選擇之落後階數。在

(16) 式中，若  $\sum_{j=1}^n |b_j| \neq 0$ ，則可認定  $Y$  影響  $X$ 。在 (17) 式中亦相同，若

$\sum_{j=1}^n |d_j| \neq 0$ ，則可認定  $X$  影響  $Y$ 。若兩種狀況同時成立，則  $X_t$ 、 $Y_t$  有回饋

關係存在。反之，若  $\sum_{j=1}^n |b_j| = 0$ ，則表示  $Y$  不影響  $X$ ，餘類推。此檢定一

般使用  $F$  統計量進行檢定之。 $X$  是否影響  $Y$  及  $Y$  是否影響  $X$  之假設檢定式如下：

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

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

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

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

### 3.5 變異數分解分析

VAR模型之變異數分解 (decomposition) 與衝擊性反應 (impulse response function) 分析可用來解釋各變數受其他變數的影響，以及受其他變數衝擊之動態反應情形，二者是VAR模型用來分析變數間互動的主要工具。以下將對變異數分解來分析變數間的關係，藉此分析可看出當一變數變動時，其可藉由本身衝擊和其他變數衝擊所解釋的程度，並了解各變數的相對重要性及內生性的強弱。其中變異數分解也稱為「預測誤差之變異分解」它是用來計算某一個變數的「預測誤差變異」，有多少比例是由其他變數之預測誤差變異所貢獻。因此，藉由變異數分解可明確地得知一變數的預測誤差變異於模型中各個變數干擾所佔的百分比。其相關的理論如下：一個數列  $Y_t$  的  $n$  階預測誤差之變異數向量：

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

可改寫成

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} D_i U_{t-i} \quad (18)$$

其中， $E_{t-n}(Y_t) = E(Y_t | Y_{t-n}, Y_{t-n-1}, Y_{t-n-2}, \dots)$ ，表示在  $t-n$  期時，利用所有已知訊息對  $Y_t$  做預測，所得到的預測值。(18)式也顯示了利用所有已知的資訊對  $t$  期預測，所產生的誤差。其預測誤差共變數矩陣  $\sum(n)$  如下：

$$\begin{aligned} \sum(n) &= E(Y_t - E_{t-i}(Y_t))(Y_t - E_{t-i}(Y_t))' \\ &= \sum_{i=0}^n D_i \sum_d D_i' \\ &= D_0 E(Y_t - Y_t') D_0' + D_1 E(Y_{t-1} - Y_{t-1}') D_1' + \dots + D_{i-1} E(Y_{t-i+1} - Y_{t-i+1}') D_{i-1}' \end{aligned} \quad (19)$$

每一變數的變異數矩陣皆可表示成所有變數的變異數加權總和。以(19)式而言，即是每一期對角線的數值，而該數值大小取決於 $D_i$ 上的元素。因此，我們可以透過 $D_i$ 值對各變數之預測誤差變異數分解的百分比大小來判斷經濟變數間的關聯。

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

$$U(i, n, j) = D_0^2(i, j) + D_1^2(i, j) + \dots + D_{n-1}^2(i, j) \quad (20)$$

$$U(i, n) = \sum_{j=1}^p U(i, n, j) \quad (21)$$

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

### 3.6 衝擊性反應分析

在VAR模型中，當其中一個變數產生一個內生性的衝擊時，其對於變數本身和其他變數的影響可藉由衝擊反應函數瞭解，經由衝擊反應函數將可明確地得知此衝擊對於所有內生變數產生的長短期效果，以下就來介紹衝擊反應函數。VAR模型的主要目的是預測某一個變數的改變對整個VAR系統中所有變數的影響，這樣的影響可以所謂的「衝擊反應函數」（impulse response function）來呈現。

為便於直接觀察變數間的互動關係，Sims建議藉由Wold Decomposition的分解定理將式(10)轉化成向量移動平均（vector moving Average；VMA）的表示方法，將一個變數皆視為內生變數，使每一變數由模型內所有變數的當期及落後項各期的隨機干擾項表示，轉換過程如下：

$$\begin{aligned}
Y_t &= \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \\
Y_t - \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} &= \alpha + \varepsilon_t \\
(1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m) Y_t &= \alpha + \varepsilon_t \\
Y_t &= (1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \alpha + (1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \varepsilon_t \\
Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \tag{22}
\end{aligned}$$

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

若(22)式中之隨機衝擊項當期無關（contemporaneously uncorrelated），則可以得出唯一的預測誤差變異數分解，由其百分比的大小來判定變數間的關係。

傳統VAR採Cholesky分解法之正交化轉化過程（orthogonalizing innovation）去除當期相關，亦即將自互變異數矩陣中 $\Sigma$ 予與對角化（diagonalized），其方法為選擇一個下三角型矩陣（lower triangular matrix）C，而C為非奇異矩陣（nonsingular matrix），使式(22)轉變如下：

$$\begin{aligned}
Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} A_i C C^{-1} \varepsilon_{t-i} \\
\text{令 } D_i &= A_i C, \quad U_{t-i} = C^{-1} \varepsilon_{t-i} \\
Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} D_i U_{t-i} \tag{23}
\end{aligned}$$

經過此一正交化轉換過程，便可得到對角化的共變異數矩陣：

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

式(23)為VAR模型之向量自我迴歸移動平均表示法， $U_{t-i}$ 為序列無相

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

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

### 3.7 迴歸分析

在宇宙各現象中，由於各種因素的交互影響，使一群體內個體中的兩種或兩種以上特性間有關係性的存在，即此兩組或兩組以上變數具有相關性，如果僅表現在變數間是否有關係以及相關的方向與程度者，稱為相關分析 (Analysis of Correlation)，研究一變數對另一變數的影響情況，則稱為迴歸分析 (Analysis of Regression)。

相關可以是因果的或直接的，也可以是共變的或間接的。而只測算兩變數的變動關係而不計入其他因素者為簡單相關，自變數在兩個以上，即一個因變數與多個自變數的相關，稱為複相關或多元相關，其中

相關係數(R)表示兩隨機變數變動的方向與程度大小，凡兩變數同時增減稱為正相關，反之則為負相關。

而在研究迴歸分析時，係將自變數 X 固定，且根據此一已知自變數 X 推論成預測另一因變數 Y 之值，至於 X 與 Y 變數的關係程度，則以判定係數(R-squared)來測度之，判定係數表示 Y 的變異有百分之多少可由 X 來解釋之，但當增加自變數的個數時，判定係數會接近 1，故增加自變數的個數不一定可以得到更有效的迴歸，例如增加不相干的自變數亦會增加判定係數的值，故在此情形下所得的迴歸方程就毫無意義甚至搗亂分析，故在迴歸與相關的分析上，我們需要修正複判定係數(Adjusted R-squared)，修正複判定係數的好處在於自變數的個數增加時，由於判定係數總是會增加，但當多增加一個自變數時修正複判定係數卻減少，則可認為新增加的自變數對解釋因變數 Y 沒什麼意義，而且當兩條迴歸式所含的解釋變數多寡不一時，若只用判定係數(R-squared)來判別各自的解釋能力時會有不公平的現象，因此應改用修正複判定係數(Adjusted R-squared)。

雖然相關分析可用來探討兩變數(X, Y)的變動方向與互動程度之大小，而迴歸分析則是更進一步的試圖用一變數(X1)去解釋另一變數(Y)，例如  $Y=a+bX_1+cX_2$ 。迴歸分析中 b, c 的正負號也就代表著 X 與 Y 的相關方向。通常我們把 X1、X2 稱為解釋變數或是獨立變數；Y 則稱為被解釋變數或是相依變數。故知迴歸分析是以一個或多個自變數描述、預測或估計一特定因變數的分析，用途非常廣泛，特別是對於不能以實驗方法取得資料之社會現象的研究與分析來說是極為重要的。

顏月珠(1980)認為許多經濟理論常透過迴歸分析與相關分析，使理論得以依據實務加以印證，故迴歸分析與相關分析是應用極廣的統計方

法，亦是溝通理論與事實的重要管道之一。

## 第四章 實證結果

### 4.1 單根檢定

在應用時間數列的模型分析之前，必須先確定時間數列的資料在隨機過程中為穩定狀態，後續的分析才具有意義，即要先確定各變數皆為定態，否則會存在假性迴歸及檢定偏誤的問題，在經濟上不具有任何意義。因此，在進行時間序列分析之前，確定各變數是否為定態相當重要，故本研究以 ADF 單根檢定(Augmented Dickey-Fuller test)來檢驗各變數是否為定態，其模型包含三種：其一為含常數項及時間趨勢模式，其二為僅含常數項與無時間趨勢模式，其三為不含常數項及時間趨勢模式，並以 AIC 來決定 ADF 單根檢定中誤差之最適落後期數。

研究期間內所有數列之 ADF 統計值均需達到 10% 的顯著水準，方可認定本研究樣本為穩定性時間數列，以進行後續的時間序列模式分析。因此本研究對股價和公司每股盈餘之時間序列進行單根檢定，以確定公司每股盈餘和股價之時間序列資料是否具有單根，亦即公司每股盈餘和股價之時間序列資料是否恆定，若公司每股盈餘和股價之時間序列資料無法拒絕單根，則取其差分直到拒絕單根虛無假設為止。

為瞭解公司之公司每股盈餘和股價等資料是否符合定態數列，本研究首先對各變數原始數列進行單根檢定。黃柏農（民 83）研究指出，若一開始即將資料做差分來分析，則將形成過度差分，過度差分的結果將導致低效率，因此先進行單根檢定以確保變數不致過度差分，實為必要的步驟，因此本研究使用資料的原始資料進行分析，茲將單根檢定結果整理如表 4.1 和表 4.2 所示。

從表 4.1 和表 4.2 的水準項結果得知，部分研究樣本各序列皆在 10%

的顯著水準之下，均無法拒絕虛無假設，表示各序列皆存在單根現象，均呈現非定態序列的情形，而非為 $I(0)$ 的穩定序列，因此需將原始序列進行一階差分，再進行一次ADF單根檢定，經過一階差分後，1704榮化、1707葡萄王、1710東聯、1711永光、1712興農、1713國化、1716永信、1718中纖、1720生達、1722台肥、1724台硝、1725元禎、1726永記、1727中華化、1731美吾華各序列單根檢定的結果在統計上皆拒絕了10%的檢定臨界值，亦即拒絕虛無假設，表示不再存在單根，已呈現定態序列之情況。故可確定原始的各公司之股價和公司每股盈餘序列都是 $I(1)$ 同階定態序列。

每股盈餘與股價若為不同之整合階次，其關係之探討需以另外之方式為之，為使本研究的檢定模式不致太複雜，本文擬放棄1701中化、1702南僑、1708東鹼、1709和益、1714和桐、1715亞化、1717長興、1721三晃和1723中碳等九家。

每股盈餘與股價之單根檢定結果皆達10%之顯著水準之樣本公司，其它之樣本公司在考量實證模式的誤差下，允許其達成具有單根的結果。故從本段開始，欲探討實證之樣本公司為15家，並以此15家樣本公司做分析和討論。其實兩序列整合級數不同，暗指兩序列並無具體之因果關係存在。在二個時間序列均無法拒絕有單根，其為不穩定的時間序列的情況下，如果不加處理就直接做迴歸分析，會有虛無迴歸的問題。故將各原始序列，經一次差分後，各序列再重新進行一次單根檢定，最後再以ADF值檢測，均顯著地拒絕虛無假設，所有的序列呈現穩定，且達10%的顯著水準。

表4.1 化學業各公司的每股盈餘原始序列及經一階差分後序列之單根檢定結果表

	落 差 期	含常數項時間趨勢項		僅含常數項		不含常數項時間趨勢項	
		檢定統計量		檢定統計量		檢定統計量	
		水準項	差分項	水準項	差分項	水準項	差分項
1701 中化	2	1.783455	-0.741514	-0.138441	-5.992420***	1.980400	-0.010859
1702 南僑	0	-3.287455**	-4.253919***	-5.121869***	-4.275209**	-3.045794***	-5.032155***
1704 榮化	1	-4.411082***	-10.53072***	-5.297740***	-11.42009***	0.719347	-10.61490***
1707 葡萄王	1	-1.894772	-5.742048***	-3.014538	-5.570075***	-1.818233	-5.671372***
1708 東鹼	0	-3.849563***	-7.44112***	-3.810378**	-7.38636***	-3.394029***	-7.55459***
1709 和益	1	-2.361698	-4.644514***	-2.923550	-4.735339***	-1.233220	-5.371304***
1710 東聯	1	-1.026369	-5.337891***	-3.20943	-5.326600**	-0.109659	-5.299462***
1711 永光	1	-3.357677**	5.068893***	-5.327333***	-4.826610***	0.625562	-5.101777***
1712 興農	1	-5.400162***	-5.849558***	-7.323267***	-5.640150***	-0.549162	-6.031045***
1713 國化	1	-4.810215***	-10.18575***	-4.684924***	-10.34050***	-0.787942	-10.52601***
1714 和桐	1	-2.959100*	-6.679171***	-3.148036	-6.685856***	-2.213182**	-6.684394***
1715 亞化	3	-5.377925***	-4.032588***	-2.678419	-2.916963	-4.996977***	-8.218927***
1716 永信	1	1.244094	-5.103806***	-3.861878**	-5.514222***	2.613619	-5.514222***
1717 長興	1	-3.405469**	-6.424024***	-3.610884*	-6.580087***	-1.135634	-6.624647***
1718 中纖	1	-0.878838	-4.364859***	-2.959032	-4.388234**	-0.698489	-3.255835***
1720 生達	1	-5.521967***	-4.473490***	-5.447859***	-4.309038**	0.740069	-4.494958***
1721 三晃	0	-4.207023***	-5.139569***	-4.097238**	-4.978892***	-3.944246***	-5.322074***
1722 台肥	1	-3.474735**	-7.570769***	-4.917882***	-7.371760***	-1.32681	-7.742545***
1723 中碳	1	-2.135450	-6.978855***	-6.428124***	-6.445323***	-0.277820	-7.134150***
1724 台硝	1	0.085636	-4.179068***	0.085636	-4.016338**	-0.573003	-4.107838***
1725 元禎	1	-0.475734	-4.927197***	-4.635576***	-4.769489***	1.261213	-4.479621***
1726 永記	1	-3.943497***	-4.751128***	-4.168319**	-4.488652**	-1.375891***	-4.887903**
1727 中華化	1	-0.975756	-12.07388***	-1.117807	-5.843924***	-0.535685	-12.43531***
1731 美吾華	1	-4.441224***	-4.834086***	-4.366311**	-5.069154***	-0.220509	-5.064742***

附註：1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

2.落差期代表原水準項須經幾階差分後，方達穩定。

資料來源：本研究整理

表4.2化學業各公司的股價原始序列及經一階差分後序列之單根檢定結果表

	落 差 期	含常數項時間趨勢項		僅含常數項		不含常數項時間趨勢項	
		檢定統計量		檢定統計量		檢定統計量	
		水準項	差分項	水準項	差分項	水準項	差分項
1701中化	1	-1.247058	-3.434502**	-1.317851	-6.012560***	-0.096576	-3.953229***
1702南僑	1	-2.600308	-3.748539**	-3.748947*	-3.417783*	-0.817480	-4.053437***
1704榮化	1	-1.628529	-3.548844**	-2.474898	-4.308566**	-0.429131	-3.673695***
1707葡萄王	1	-2.830616*	-4.202629***	-5.08346***	-4.153601**	-1.301638	-4.429877***
1708東鹼	1	-2.363476	-4.263267***	-1.295589	-4.258514**	-1.144692	-4.402246***
1709和益	3	-3.602877**	-2.839129**	-2.077675	-3.068423	-1.346856	-2.859986***
1710東聯	1	-0.014158	-3.664659**	-3.006582	-3.673931*	0.942852	-3.434371***
1711永光	1	-2.745660*	-3.958480***	-4.619650***	-4.422905**	-1.175622	-3.187623***
1712興農	1	-1.34488	-4.179953***	-2.766653	-4.151705**	-0.103940	-4.277380***
1713國化	1	-2.345938	-3.170313**	-3.260647	-3.531334*	-0.544248	-4.694822***
1714和桐	2	-3.052557**	-1.790173	-1.874913	-2.294526	-0.928539	-1.673246*
1715亞化	2	-3.484950**	-0.784019	0.008628	-3.817204**	-0.965041	-0.880802
1716永信	1	-2.752322*	-3.21485**	-2.466861	-3.907182**	-0.418202	-3.364572***
1717長興	3	-2.844042*	-2.241132	-5.641253***	-4.908662***	-0.966278	-4.188748***
1718中纖	1	-0.144664**	-5.537016***	-3.384450**	-5.686552***	0.832899	-5.391252***
1720生達	1	-3.408773	-4.204322***	-3.149251	-4.413511**	-0.906592	-4.22732***
1721三晃	2	-2.778637*	-3.0765181**	-3.084242	-3.117854	-1.479879	-3.152537***
1722台肥	1	-0.726082	-3.312653**	-2.335544	-4.333306**	0.072035	-3.371285***
1723中碳	2	0.289840	-1.176870	-2.275802	-2.494901	2.005556	-4.764533***
1724台硝	1	-2.236523	-3.954112***	-2.712473	-3.709034*	-0.940806	-4.105643***
1725元禎	1	-1.649574	-3.759143**	-1.622374	-3.670467*	0.144448	-3.878000***
1726永記	1	-1.173527	-3.561661**	-1.173527*	-3.764768**	-0.116386	-3.652658***
1727中華化	1	-1.008882	-4.294184***	-1.594939	-5.668135***	0.099926	-4.294435***
1731美吾華	1	-2.604347	-3.998461***	-2.480422	-3.414536*	-1.159748	-3.542126***

附註：1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

2.落差期代表原水準項須經幾階差分後，方達穩定。

資料來源:本研究整理

## 4.2 落後期數的選取

在建立VAR模型之前，首先必須決定其模型之最適落後期數，因為若選取之落後期數太長，則會使得模型估計之參數過多，不但會造成估計變得無效率，而且甚至會影響到其他重要落後項之結果；反之，若選取之落後期數太短，則會由於參數之過度精簡，而導致參數之估計不精確，產生偏誤的問題。因此，本研究將以學術界中最常使用AIC準則來選取VAR模型之最適落後期數，選取的準則為AIC最小值，茲將AIC檢定結果整理如表4.3所示。由表4.3可得知，化學業各公司1704榮化、1707葡萄王、1710東聯、1711永光、1712興農、1713國化、1716永信、1718中纖、1720生達、1722台肥、1724台硝、1725元禎、1726永記、1727中華化、1731美吾華的每股盈餘和股價變數的最適落後期數。

表 4.3 化學業各公司的每股盈餘和股價變數之 AIC 值表

落差期	0	1	2	3	4
1704榮化	3.978798	3.062593*	3.410331	3.391943	3.631299
1707葡萄王	1.492914	1.643382	1.802371	0.832097*	1.085135
1710 東聯	4.327083	4.479185	4.503041	3.868837	3.724008*
1711 永光	2.064381	2.495557	2.402359	0.237658	0.141063*
1712 興農	3.443761	2.810297	2.791311	2.800399	2.785265*
1713 國化	3.050167	2.369986	2.068620*	2.239046	2.323285
1716 永信	3.905606	3.683283	4.176116	3.763708	3.294706*
1718 中纖	5.958107	6.198286	6.136085	5.678658	5.574458*
1720 生達	3.592173	3.636902	3.802710	3.352157	3.130597*
1722 台肥	6.249352	6.092568*	6.512169	6.815884	7.031301
1724 台硝	7.249167	7.011028*	7.367847	7.504026	7.464141
1725 元禎	1.265068	1.555154	0.878806	0.326994*	0.504681
1726 永記	5.556135	5.751550	6.092501	6.395632	5.522931*
1727 中華化	2.606113	2.340847	1.869802	1.810556*	2.048549
1731 美吾華	3.808123	3.827386	3.934301	3.732852	3.662406*

附註：\*為AIC最小值。

資料來源：本研究整理

### 4.3 向量自我迴歸模型(VAR)

由於檢視殘差是否符合白噪音過程，故分別用 Q 統計量檢定檢查所有的殘差是否已經沒有自我相關，若任一殘差仍有自我相關，則再增加 VAR 的落後期長度（楊亦農，民 94）。

本研究經上述步驟測試後，如附表所示。各公司向量自我迴歸估計結果，表4.4、表4.5、表4.6、表4.7、表4.8、表4.9、表4.10、表4.11、表4.12、表4.13、表4.14、表4.15、表4.16、表4.17和表4.18所示。

表 4.4 榮化公司向量自我迴歸模型估計結果

1704 榮化	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-0.783198	1.156218
股價(-1)	-0.035444**	0.021150
C	0.029198	-0.031405
R-squared	0.630933	0.036389
Adj. R-squared	0.581724	-0.092093

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為  $\beta$  係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.5 葡萄王公司向量自我迴歸模型估計結果

1707 葡萄王	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-0.364193	-1.998695
每股盈餘(-2)	-0.311238	2.339854
每股盈餘(-3)	-0.045347	4.524803
股價(-1)	-0.041557**	-0.072861
股價(-2)	0.027417**	-0.332411
股價(-3)	-0.046692**	0.257419
C	0.035346	0.094906
R-squared	0.542357	0.581080
Adj. R-squared	0.237262	0.301799

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為  $\beta$  係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.6 東聯公司向量自我回歸模型估計結果

1710 東聯	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-0.50067	-12.77734
每股盈餘(-2)	-0.676164	-1.481558
每股盈餘(-3)	-1.07579	-19.92043
每股盈餘(-4)	-0.39812	-4.157894
股價(-1)	-0.034381**	0.271721
股價(-2)	0.043565**	-0.423747
股價(-3)	0.062647**	1.835233
股價(-4)	0.007967**	-0.290268
C	0.112610	1.822006
R-squared	0.779869	0.793698
Adj. R-squared	0.486362	0.518629

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.7 永光公司向量自我回歸模型估計結果

1711 永光	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-1.468749	-4.615264
每股盈餘(-2)	-1.65696	-6.157986
每股盈餘(-3)	-1.541146	-5.076092
每股盈餘(-4)	-0.776568	-8.566931
股價(-1)	0.053901*	0.266927
股價(-2)	0.055408**	-0.072202
股價(-3)	0.006128**	0.354643
股價(-4)	0.002207**	0.202598
C	0.041654	0.442533
R-squared	0.869924	0.550027
Adj. R-squared	0.696489	-0.049938

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.8 興農公司向量自我回歸模型估計結果

1712 興農	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-0.790621	4.987929
每股盈餘(-2)	-0.178593	4.377175
每股盈餘(-3)	0.190999	4.800755
每股盈餘(-4)	0.006288	2.458864
股價(-1)	-0.068845**	-0.383944
股價(-2)	0.016137*	-0.091926
股價(-3)	-0.064418*	-0.494349
股價(-4)	-0.023769*	0.694714
C	0.041894	0.116369
R-squared	0.819688	0.566433
Adj. R-squared	0.579271	-0.011657

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.9 國化公司向量自我回歸模型估計結果

1713 國化	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-1.017796	-2.370658
每股盈餘(-2)	-0.302293	-8.340696
股價(-1)	0.011595**	-0.114928
股價(-2)	0.034120**	0.131330
C	0.005442	0.057137
R-squared	0.670654	0.301229
Adj. R-squared	0.560872	0.068305

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.10 永信公司向量自我回歸模型估計結果

1716 永信	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-1.698113	7.790069
每股盈餘(-2)	-1.254119	11.13518
每股盈餘(-3)	-1.169041	10.81777
每股盈餘(-4)	-0.115453	9.247431
股價(-1)	-0.005218*	0.031000
股價(-2)	-0.020113**	-0.097758
股價(-3)	-0.001083**	0.029279
股價(-4)	-0.003832**	-0.101596
C	0.142863	-0.386441
R-squared	0.757431	0.485055
Adj. R-squared	0.434007	-0.201539

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.11 中纖公司向量自我回歸模型估計結果

1718 中纖	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	0.220430	-0.837895
每股盈餘(-2)	-0.326962	2.318926
每股盈餘(-3)	-0.497452	0.628476
每股盈餘(-4)	0.034910	0.247845
股價(-1)	0.010575**	-0.745872
股價(-2)	-0.058649*	-0.321861
股價(-3)	0.122276**	-0.090968
股價(-4)	0.066540**	0.351590
C	0.056665	1.447196
R-squared	0.825373	0.486555
Adj. R-squared	0.592537	-0.198037

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.12 生達公司向量自我回歸模型估計結果

1720 生達	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-1.554374	3.806813
每股盈餘(-2)	-1.396734	2.236064
每股盈餘(-3)	-1.224499	0.775305
每股盈餘(-4)	-0.463783	-0.948151
股價(-1)	0.066416*	-0.568686
股價(-2)	0.037569*	-0.519989
股價(-3)	0.037130**	-0.064449
股價(-4)	0.033279**	-0.493983
C	0.054756	-0.148667
R-squared	0.843994	0.534153
Adj. R-squared	0.635987	-0.086977

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.13 台肥公司向量自我回歸模型估計結果

1722 台肥	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-0.629756	-1.19549
股價(-1)	0.026579**	0.281963
C	0.051184	0.530880
R-squared	0.341679	0.078830
Adj. R-squared	0.253903	-0.043993

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表4.14 台硝公司向量自我回歸模型估計結果

1724 台硝	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-0.97763	3.078314
股價(-1)	0.021273*	0.077434
C	-0.161575	-0.013058
R-squared	0.213489	0.199579
Adj. R-squared	0.108621	0.092856

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.15 元禎公司向量自我回歸模型估計結果

1725 元禎	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	0.182505	-2.431567
每股盈餘(-2)	-0.569082	-0.99825
每股盈餘(-3)	-0.4401	-0.702979
股價(-1)	0.003511**	0.019890
股價(-2)	-0.085958**	0.189880
股價(-3)	0.031677**	0.026943
C	0.050319	0.075513
R-squared	0.670785	0.155913
Adj. R-squared	0.451309	-0.406811

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.16 永記公司向量自我回歸模型估計結果

1726 永記	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-0.655566	1.401843
每股盈餘(-2)	-0.602431	7.716786
每股盈餘(-3)	-0.5871	5.573769
每股盈餘(-4)	-0.052829	7.186852
股價(-1)	-0.042609**	0.177506
股價(-2)	0.028097**	-0.207452
股價(-3)	0.002340**	-0.13835
股價(-4)	-0.036814**	0.223810
C	0.066762	0.747090
R-squared	0.579125	0.716817
Adj. R-squared	0.017958	0.339240

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.17 中華化公司向量自我回歸模型估計結果

1727 中華化	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-0.864777	6.501212
每股盈餘(-2)	0.339769	9.043056
每股盈餘(-3)	0.515103	3.260182
股價(-1)	-0.017873**	-0.08384
股價(-2)	0.063533**	-0.466082
股價(-3)	-0.012505**	-0.337828
C	0.010231	0.304998
R-squared	0.785494	0.629213
Adj. R-squared	0.642491	0.382022

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

表 4.18 美吾華公司向量自我回歸模型估計結果

1731 美吾華	每股盈餘	股價
每股盈餘(-1)	-1.205489	0.125743
每股盈餘(-2)	-1.339707	-0.893426
每股盈餘(-3)	-0.705456	0.753506
每股盈餘(-4)	-0.413814	0.043700
股價(-1)	0.063295*	0.229816
股價(-2)	0.039518**	-0.058862
股價(-3)	-0.053417*	-0.054235
股價(-4)	0.025963*	0.139185
C	0.007082	-0.045455
R-squared	0.807779	0.284520
Adj. R-squared	0.551485	-0.669454

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

表列為 $\beta$ 係數，括號內之數字為最適落差期數，選取依據AIC準則。

資料來源:本研究整理

#### 4.4 共整合檢定

Johansen共整合檢定是一般學者認為用來判定共整合關係最具效率的方法，又因為本研究所採用的兩個變量皆需要一階差分後，皆成為穩定數列，所以本研究乃以Johansen多變量最大概似法做為變數間長期均衡關係的檢定模式。

在使用了Johansen所發展出的檢定模式，提供了兩種的檢定方法，一為軌跡檢定法(trace test)，另一為最大特性根檢定法(maximum eigenvalue test)。本研究將各個變量之原始時間數列，經由Eviews5.0軟體，求得表4.19共整合檢定彙整表，由表中可知化學業各公司共整合檢定結果。

表 4.19 化學業各公司共整合檢定彙整表

公司名稱	假設檢定	最大特性根統計值	5%拒絕域
1704 榮化	None	6.779400	15.49471
	At most 1	0.002469	3.841466
1707 葡萄王	None	22.23222 **	15.49471
	At most 1	2.003825	3.841466
1710 東聯	None	9.986174	15.49471
	At most 1	0.350170	3.841466
1711 永光	None	31.17804**	15.49471
	At most 1	8.229763	3.841466
1712 興農	None	12.03042	15.49471
	At most 1	1.766495	3.841466
1713 國化	None	22.13077**	15.49471
	At most 1	9.591445	3.841466
1716 永信	None	14.63428	15.49471
	At most 1	0.463042	3.841466
1718 中纖	None	10.83556	15.49471
	At most 1	0.056505	3.841466
1720 生達	None	40.69184**	15.49471
	At most 1	12.92028	3.841466
1722 台肥	None	8.892094	15.49471
	At most 1	0.437834	3.841466
1724 台硝	None	10.79111	15.49471
	At most 1	0.779528	3.841466
1725 元禎	None	5.724985	15.49471
	At most 1	1.321287	3.841466
1726 永記	None	19.85898**	15.49471
	At most 1	1.626806	3.841466
1727 中華化	None	16.10481**	15.49471
	At most 1	0.158288	3.841466
1731 美吾華	None	29.07246**	15.49471
	At most 1	9.519312	3.841466

註： \*\*代表在 5%之顯著水準下，其統計檢定值為顯著。

資料來源：本研究整理

因1704榮化、1710東聯、1712興農、1716永信、1718中纖、1722台肥、1724台硝、1725元禎，在5%的顯著水準下，皆無法拒絕虛無假設，均不顯著存在之共整合關係，而1707葡萄王、1711永光、1713國化、1720生達、1726永記、1727中華化和1731美吾華，在5%的顯著水準下，皆拒絕虛無假設，則均存在一共整合關係。

#### 4.5 誤差修正分析

由共整合模型檢定發現，若變數間具有共整合現象時，在採用向量自我迴歸模型進行研究時，必須在向量自我迴歸模型方程式後加上一個或數個誤差修正項，以形成向量誤差修正模型。殘差項代表了迴歸式變數線性組合偏離長期均衡的離差，而誤差修正模型（Error correction model），將此殘差項列入考慮，將各變數的誤差值列入計算，觀察長期間共整合關係的動態調整行為。誤差修正模型由於考慮了誤差，不僅能找出時間序列間的短期及長期關係，並從短期及長期的交叉印證，獲得兩序列間的回饋效果，而所謂短期係指兩時間數列前後期相互影響的作用，長期則指考慮誤差項對整體模型的干擾。因此在確定各公司變數間存在共整合關係後，接著必須以誤差修正模型分析短期動態均衡調整過程，同樣在進行誤差修正模型調整之前，必須先行決定模型最適落後期數。

表 4.20 化學業各公司誤差修正項係數彙整表

1707 葡萄王	每股盈餘	股價
	-1.150537	-6.749682
1711 永光	每股盈餘	股價
	-2.136825	2.803926
1713 國化	每股盈餘	股價
	-2.128839	-16.35819
1720 生達	每股盈餘	股價
	-1.142505	-5.847172
1726 永記	每股盈餘	股價
	-1.736843	7.515546
1727 中華化	每股盈餘	股價
	-1.538481	14.45414
1731 美吾華	每股盈餘	股價
	-1.569401	2.628148

資料來源:本研究整理

由表 4.20 結果顯示，在葡萄王公司方面，每股盈餘以 115.05% 來消彌均衡誤差；股價以 674.97% 來消彌均衡誤差。

在永光公司方面，每股盈餘以 213.68% 來消彌均衡誤差。誤差修正模型顯示以股價為因變數時，誤差修正項係數為正，表示以每股盈餘解釋股價可能會高估股價。亦即，此兩個變數長期關係的存在，主要是由於每股盈餘的調整。

在國化公司方面，每股盈餘以 212.88% 來消彌均衡誤差，股價以 1635.82% 來消彌均衡誤差。

在生達公司方面，每股盈餘以 114.25% 來消彌均衡誤差，股價以 584.72% 來消彌均衡誤差。

在永記公司方面，每股盈餘以 173.68% 來消彌均衡誤差。誤差修正模型顯示以股價為因變數時，誤差修正項係數為正，表示以每股盈餘解

釋股價可能會高估股價。亦即，此兩個變數長期關係的存在，主要是由於每股盈餘的調整。

在中華化公司方面，每股盈餘以153.85%來消彌均衡誤差。誤差修正模型顯示以股價為因變數時，誤差修正項係數為正，表示以每股盈餘解釋股價可能會高估股價。亦即，此兩個變數長期關係的存在，主要是由於每股盈餘的調整。

在美吾華公司方面，每股盈餘以156.94%來消彌均衡誤差。誤差修正模型顯示以股價為因變數時，誤差修正項係數為正，表示以每股盈餘解釋股價可能會高估股價。亦即，此兩個變數長期關係的存在，主要是由於每股盈餘的調整。

## **Granger 因果關係分析模型**

### **4.6.1 因果關係之結果**

1969年Granger對於因果關係作了一個明確的定義並提出一個具檢定力的模型作為檢定法，之後Granger因果關係就廣泛的被運用在「領先-落後」的檢定上，若過去的 $X$ 變數觀察值有助於 $Y$ 變數之預測，則代表第 $X$ 變數為 $Y$ 變數的前因， $Y$ 變數為第 $X$ 變數的後果。本研究將進行變數間因果關係檢定，我們將各個相關之變數數列，利用E-View5.0軟體執行Granger因果關係檢定，最後由F統計量及顯著水準 $p$ 值來判斷其兩兩變數間之領先落後的因果關係。實證結果列於表4.21，可得到各變數間的因果關係。

表 4.21 化學業各公司的每股盈餘和股價變數因果關係

虛無假設 (H0)		F Value	P Value	因果關係
1704 榮化	股價未領先每股盈餘	1.35044	0.26336	
	每股盈餘未領先股價	0.44979	0.51263	
1707 葡萄王	股價未領先每股盈餘	2.57111	0.11909	
	每股盈餘未領先股價	2.56775	0.11938	
1710 東聯	股價未領先每股盈餘	3.54502 *	0.08169	—————→
	每股盈餘未領先股價	4.89877 **	0.04247	—————→
1711 永光	股價未領先每股盈餘	2.79314	0.12590	
	每股盈餘未領先股價	0.54760	0.70854	
1712 興農	股價未領先每股盈餘	0.90516	0.51644	
	每股盈餘未領先股價	1.02552	0.46475	
1713 國化	股價未領先每股盈餘	1.36200	0.29304	
	每股盈餘未領先股價	2.23067	0.15007	
1716 永信	股價未領先每股盈餘	0.05891	0.99186	
	每股盈餘未領先股價	1.15804	0.41461	
1718 中纖	股價未領先每股盈餘	4.03917 *	0.06330	—————→
	每股盈餘未領先股價	0.58095	0.68821	
1720 生達	股價未領先每股盈餘	0.78326	0.57533	
	每股盈餘未領先股價	1.10064	0.43550	
1722 台肥	股價未領先每股盈餘	0.49943	0.49058	
	每股盈餘未領先股價	0.56268	0.46479	
1724 台硝	股價未領先每股盈餘	0.10148	0.75446	
	每股盈餘未領先股價	3.47904 *	0.08183	—————→
1725 元禎	股價未領先每股盈餘	1.98924	0.18621	
	每股盈餘未領先股價	0.53057	0.67253	

表 4.21 化學業各公司的每股盈餘和股價變數因果關係(續)

虛無假設 (H0)		F Value	P Value	因果關係
1726 永記	股價未領先每股盈餘	0.58042	0.68853	
	每股盈餘未領先股價	3.54732 *	0.08159	————→
1727 中華化	股價未領先每股盈餘	2.00350	0.18409	
	每股盈餘未領先股價	2.76009	0.10383	
1731 美吾華	股價未領先每股盈餘	0.94397	0.49910	
	每股盈餘未領先股價	0.19797	0.93056	

附註：1.\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

2. ———→ 代表前者領先後者。

資料來源:本研究整理

由表4.21可得知化學業各公司的公司每股盈餘和股價變數的因果關係如下，在10%的顯著水準下，中纖公司拒絕了股價未領先每股盈餘的虛無假設，因此中纖的公司股價單向影響每股盈餘；在10%的顯著水準下，台硝公司拒絕了每股盈餘未領先股價的虛無假設，即台硝的公司每股盈餘單向影響股價；在10%的顯著水準下，永記公司拒絕了每股盈餘未領先股價的虛無假設，即永記的公司每股盈餘單向影響股價；在10%的顯著水準下，東聯公司拒絕了每股盈餘未領先股價和每股盈餘未領先股價的虛無假設，即東聯的股價和公司每股盈餘有雙向互相影響。以上結果之繪圖如下：



圖 4.1 化學業股價及公司每股盈餘因果關係之彙總圖

#### 4.6.2 因果關係之文獻比較

將本文之實證結果與過去相關之研究做一比較，結果列示於表4.22：

表4.22 與其他文獻研究結果之比較

	葉金成(2001)		本研究	
研究方法	Granger 因果關係檢定		Granger 因果關係檢定	
樣本期間	1986 年第一季至 1999 年第二季		2000 年第一季至 2004 年第四季	
樣本個數	4		15	
盈餘與股價之關係	樣本數	百分比	樣本數	百分比
獨立關係	0	0.0%	11	73.3%
盈餘→股價	1	25.0%	2	13.3%
股價→盈餘	1	25.0%	1	6.7%
回饋關係	2	50.0%	1	6.7%
合計	4	100%	15	100%

比較結果顯示，在各因果之百分比數字上，有所差異。分析其原因，可能因為樣本篩選之背景和時間不同所致，因葉金成的研究以1986年第一季至1999年第二季為基礎，其樣本之選取也只有四家公司，是否因此時間和樣本大小而造成結果之不同，尚待後續研究者驗證。而二研究皆指出有回饋關係和一高比例的每股盈餘影響股價之關係存在，由此可見國內之上市化學公司，每股盈餘資訊內涵所存在的效應不容忽視。

#### 4.7 變異數分解分析

在分析變異數分解時，當輸入兩變量的順序不同，其結果也會不同，Chris Brooks (2002) 在Introductory Econometrics for Finance一書中提到在預估變異數分解和衝擊反應時，變量的排列順序是很重要的，因此在這裡本研究在排序方式上，將利用Granger因果關係檢定之結果來決定排列順序。

另外依Chris Brooks在書中所提供的兩種順序模式，即除了因果排列外，再將排列順序顛倒，並依上述的兩種順序平均後的值分析，利用此兩種排列方法之結果來分析變異數分解。

本研究以變異數分解的百分比值來分別探討每股盈餘和股價變數之間的相互解釋能力與公司每股盈餘和股價變數之間的相互解釋能力，我們取12期（3年）的值做為觀察，以下為表4.23至表4.37的變異數分解表及分析。

化學業公司每股盈餘與股價變異數分解:

#### 4.7.1公司每股盈餘之變異數分解（榮化）

由表4.22公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為4.831638%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為95.16836%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身存在著極高的解釋能力。

#### 4.7.2股價之變異數分解（榮化）

由表4.22股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為37.74571%，而在此模式下股價的內生性為62.25429%，即當股價發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

#### 4.7.3公司每股盈餘之變異數分解（葡萄王）

由表4.23公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為23.97202%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為76.02798%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身存在著高解釋能力。

#### 4.7.4股價之變異數分解（葡萄王）

由表4.23股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為56.01046%，而在此模式下股價的內生性為43.98954%，即

當股價發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

表 4.23 榮化公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1704 榮化							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.180899	100.0000	0.000000	1	1.661838	34.73844	65.26156
2	0.257108	96.57475	3.425253	2	1.677902	35.95341	64.04659
3	0.290381	95.75534	4.244657	3	1.690549	36.80443	63.19557
4	0.306597	95.44705	4.552946	4	1.697340	37.25144	62.74856
5	0.314866	95.30783	4.692170	5	1.700937	37.48594	62.51406
6	0.319167	95.23964	4.760361	6	1.702843	37.60960	62.39040
7	0.321427	95.20491	4.795091	7	1.703853	37.67501	62.32499
8	0.322620	95.18687	4.813132	8	1.704390	37.70967	62.29033
9	0.323251	95.17740	4.822600	9	1.704674	37.72804	62.27196
10	0.323586	95.17241	4.827595	10	1.704825	37.73779	62.26221
11	0.323763	95.16976	4.830238	11	1.704905	37.74296	62.25704
12	0.323858	95.16836	4.831638	12	1.704948	37.74571	62.25429

表 4.24 葡萄王公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1707 葡萄王							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.100232	100.0000	0.000000	1	0.903202	25.79305	74.20695
2	0.106753	90.82633	9.173665	2	0.920243	28.13643	71.86357
3	0.116547	83.04441	16.95559	3	1.035028	39.82654	60.17346
4	0.121566	77.11598	22.88402	4	1.105766	46.66823	53.33177
5	0.122057	77.20495	22.79505	5	1.172281	52.40415	47.59585
6	0.123585	75.30916	24.69084	6	1.178395	52.88919	47.11081
7	0.126778	76.17426	23.82574	7	1.232327	54.55951	45.44049
8	0.127318	76.32062	23.67938	8	1.234222	54.41798	45.58202
9	0.128761	76.46392	23.53608	9	1.259559	55.25434	44.74566
10	0.129687	76.43879	23.56121	10	1.263597	55.01935	44.98065
11	0.129887	76.43154	23.56846	11	1.279867	56.06461	43.93539
12	0.130434	76.02798	23.97202	12	1.280496	56.01046	43.98954

#### 4.7.5 公司每股盈餘之變異數分解（東聯）

由表4.24公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為40.47716%，此結果與Granger因果關係符合，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為59.52284%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

#### 4.7.6 股價之變異數分解（東聯）

由表4.24股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為38.53878%，此結果與Granger因果關係符合，而在此模式下股價的內生性為61.46122%，即當股價發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

表 4.25 東聯公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1710 東聯							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.167256	100.0000	0.000000	1	1.893145	19.68301	80.31699
2	0.209905	92.27716	7.722839	2	2.727696	58.45491	41.54509
3	0.231835	79.49913	20.50087	3	2.750188	58.82760	41.17240
4	0.309255	74.18788	25.81212	4	3.606736	47.39963	52.60037
5	0.322096	71.18467	28.81533	5	3.674955	48.41209	51.58791
6	0.327349	71.34857	28.65143	6	3.959668	44.37032	55.62968
7	0.339493	67.00251	32.99749	7	4.049885	43.22117	56.77883
8	0.344651	66.68944	33.31056	8	4.242084	45.06389	54.93611
9	0.352219	65.95088	34.04912	9	4.481916	40.83906	59.16094
10	0.363941	61.88846	38.11154	10	4.548862	42.33103	57.66897
11	0.366780	62.23439	37.76561	11	4.763651	41.41053	58.58947
12	0.383937	59.52284	40.47716	12	4.938506	38.53878	61.46122

#### 4.7.7公司每股盈餘之變異數分解（永光）

由表4.25公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為28.20700%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為71.79300%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身存在著高解釋能力。

#### 4.7.8股價之變異數分解（永光）

由表4.25股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為70.49827%，而在此模式下股價的內生性為29.50173%，即當股價發生變異時，其本身之解釋能力為低等。

表 4.26 永光公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1711 永光							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.080544	100.0000	0.000000	1	1.087371	70.82129	29.17871
2	0.110667	91.81588	8.184118	2	1.105987	69.78568	30.21432
3	0.111418	91.68176	8.318241	3	1.149723	70.41316	29.58684
4	0.126092	83.44476	16.55524	4	1.170939	71.46559	28.53441
5	0.153127	88.10084	11.89916	5	1.195275	68.58955	31.41045
6	0.159369	81.58795	18.41205	6	1.224138	70.04606	29.95394
7	0.169505	83.58280	16.41720	7	1.258351	71.23187	28.76813
8	0.178040	75.76544	24.23456	8	1.278870	71.50619	28.49381
9	0.182994	76.36082	23.63918	9	1.290421	71.91533	28.08467
10	0.194122	72.04255	27.95745	10	1.296951	71.57072	28.42928
11	0.211137	75.89558	24.10442	11	1.302534	71.80801	28.19199
12	0.217156	71.79300	28.20700	12	1.315912	70.49827	29.50173

#### 4.7.9 公司每股盈餘之變異數分解（興農）

由表4.26公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為31.87027%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為68.12973%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

#### 4.7.10 股價之變異數分解（興農）

由表4.26股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為30.72495%，而在此模式下股價的內生性為69.27505%，即當股價發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

表 4.27 興農公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1712 興農							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.163779	100.0000	0.000000	1	1.225013	21.75619	78.24381
2	0.246760	90.86045	9.139552	2	1.425060	33.65860	66.34140
3	0.277789	78.47155	21.52845	3	1.514559	37.02455	62.97545
4	0.304585	65.30008	34.69992	4	1.541990	37.88395	62.11605
5	0.336527	66.73156	33.26844	5	1.632412	33.81047	66.18953
6	0.360062	70.39914	29.60086	6	1.643206	33.48162	66.51838
7	0.369037	71.38006	28.61994	7	1.665088	32.84472	67.15528
8	0.369739	71.28300	28.71700	8	1.692664	33.33252	66.66748
9	0.372366	71.54324	28.45676	9	1.818193	29.53300	70.46700
10	0.377926	71.70245	28.29755	10	1.835517	29.92927	70.07073
11	0.385616	70.25256	29.74744	11	1.860573	30.92631	69.07369
12	0.391584	68.12973	31.87027	12	1.871898	30.72495	69.27505

#### 4.7.11 公司每股盈餘之變異數分解（國化）

由表4.27公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為10.24813%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為89.75187%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身存在著高解釋能力。

#### 4.7.12 股價之變異數分解（國化）

由表4.27股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為56.26514%，而在此模式下股價的內生性為43.73486%，即當股價發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

表 4.28 國化公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1713 國化							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.120658	100.0000	0.000000	1	1.497905	7.200580	92.79942
2	0.169695	99.02784	0.972161	2	1.543243	11.41838	88.58162
3	0.196166	96.88955	3.110455	3	1.677427	24.00964	75.99036
4	0.214888	94.01563	5.984374	4	1.872456	37.19616	62.80384
5	0.221005	91.98061	8.019394	5	2.027427	46.14899	53.85101
6	0.223388	90.03843	9.961573	6	2.174951	52.09996	47.90004
7	0.226650	89.40123	10.59877	7	2.249203	54.00705	45.99295
8	0.232464	89.82379	10.17621	8	2.276425	53.61326	46.38674
9	0.239550	90.38531	9.614685	9	2.288373	53.10106	46.89894
10	0.245314	90.53383	9.466174	10	2.307842	53.54977	46.45023
11	0.248642	90.22747	9.772528	11	2.342107	54.86732	45.13268
12	0.249922	89.75187	10.24813	12	2.380223	56.26514	43.73486

#### 4.7.13 公司每股盈餘之變異數分解（永信）

由表4.28公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為0.101698%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為99.89830%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身存在著極高的解釋能力。

#### 4.7.14 股價之變異數分解（永信）

由表4.28股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為0.979587%，而在此模式下股價的內生性為99.02041%，即當股價發生變異時，其本身存在著極高的解釋能力。

表 4.29 永信公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1716 永信							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.223389	100.0000	0.000000	1	1.449776	50.02295	49.97705
2	0.444880	99.98555	0.014450	2	2.289730	79.94507	20.05493
3	0.562011	99.94762	0.052379	3	2.360144	80.76764	19.23236
4	0.687635	99.82687	0.173132	4	2.450389	81.88469	18.11531
5	0.958143	99.85352	0.146484	5	2.790249	85.94169	14.05831
6	1.389166	99.89989	0.100107	6	2.865013	86.61036	13.38964
7	1.915786	99.90757	0.092429	7	3.142555	88.72963	11.27037
8	2.574946	99.89509	0.104909	8	3.969651	92.93458	7.065419
9	3.508809	99.89020	0.109797	9	5.017106	95.54895	4.451050
10	4.851101	99.89602	0.103976	10	6.382051	97.20050	2.799503
11	6.686392	99.89962	0.100382	11	8.322789	98.30688	1.693124
12	9.158210	99.89830	0.101698	12	11.22560	99.02041	0.979587

#### 4.7.15 公司每股盈餘之變異數分解（中纖）

由表4.29公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為30.63008%，此結果與Granger因果關係符合，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為69.36992%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

#### 4.7.16 股價之變異數分解（中纖）

由表4.29股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為21.42924%，而在此模式下股價的內生性為78.57076%，即當股價發生變異時，其本身存在著高解釋能力。

表 4.30 中纖公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1718 中纖							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.308234	100.0000	0.000000	1	2.537435	16.24105	83.75895
2	0.314444	99.39005	0.609950	2	3.113399	13.41312	86.58688
3	0.348755	81.22618	18.77382	3	3.217430	16.27040	83.72960
4	0.591581	58.43430	41.56570	4	3.225742	16.52002	83.47998
5	0.605570	60.13111	39.86889	5	3.229509	16.65449	83.34551
6	0.647710	63.13747	36.86253	6	3.250821	17.71156	82.28844
7	0.720674	65.16113	34.83887	7	3.293514	17.40655	82.59345
8	0.721765	65.18431	34.81569	8	3.317114	17.78129	82.21871
9	0.761881	67.92983	32.07017	9	3.378555	19.63741	80.36259
10	0.814328	68.14529	31.85471	10	3.383829	19.66815	80.33185
11	0.814534	68.11883	31.88117	11	3.415528	20.79598	79.20402
12	0.875252	69.36992	30.63008	12	3.432253	21.42924	78.57076

#### 4.7.17每股盈餘之變異數分解（生達）

由表4.30公司預估每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為4.8709299%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為95.12907%，即當公司預估每股盈餘發生變異時，其本身存在著極高的解釋能力。

#### 4.7.18股價之變異數分解（生達）

由表4.30股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為73.22953%，而在此模式下股價的內生性為26.77047%，即當股價發生變異時，其本身之解釋能力為低等。

表 4.31 生達公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1720 生達							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.181898	100.0000	0.000000	1	1.160954	0.244400	99.75560
2	0.341786	94.92300	5.077004	2	1.489293	19.77686	80.22314
3	0.426662	88.83973	11.16027	3	1.829255	46.69743	53.30257
4	0.493878	87.44901	12.55099	4	1.936009	52.33784	47.66216
5	0.594878	89.90452	10.09548	5	2.066222	55.18623	44.81377
6	0.700511	92.46467	7.535328	6	2.293396	61.42077	38.57923
7	0.770395	93.73516	6.264836	7	2.429065	65.32378	34.67622
8	0.824946	94.47887	5.521126	8	2.512945	65.88885	34.11115
9	0.889935	95.08261	4.917390	9	2.628355	66.36421	33.63579
10	0.957097	95.32557	4.674427	10	2.795853	68.41445	31.58555
11	1.010842	95.17811	4.821892	11	2.944770	71.29332	28.70668
12	1.059578	95.12907	4.870929	12	3.050329	73.22953	26.77047

#### 4.7.19每股盈餘之變異數分解（台肥）

由表4.31公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為2.519337%，而在此模式下公司預估每股盈餘的內生性為97.48066%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身存在著極高的解釋能力。

#### 4.7.20股價之變異數分解（台肥）

由表4.31股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為7.938789%，而在此模式下股價的內生性為92.06121%，即當股價發生變異時，其本身存在著極高的解釋能力。

表 4.32 台肥公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1722 台肥							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.475899	100.0000	0.000000	1	3.328684	6.991660	93.00834
2	0.556871	97.65236	2.347637	2	3.464439	7.311675	92.68832
3	0.581696	97.58821	2.411786	3	3.476112	7.738862	92.26114
4	0.590305	97.50939	2.490615	4	3.479439	7.864079	92.13592
5	0.593289	97.49180	2.508205	5	3.480368	7.913052	92.08695
6	0.594339	97.48440	2.515600	6	3.480709	7.929651	92.07035
7	0.594708	97.48200	2.518003	7	3.480826	7.935594	92.06441
8	0.594837	97.48112	2.518875	8	3.480867	7.937673	92.06233
9	0.594883	97.48082	2.519178	9	3.480882	7.938408	92.06159
10	0.594899	97.48071	2.519286	10	3.480887	7.938666	92.06133
11	0.594905	97.48068	2.519323	11	3.480889	7.938757	92.06124
12	0.594907	97.48066	2.519337	12	3.480889	7.938789	92.06121

#### 4.7.21 公司每股盈餘之變異數分解 (台硝)

由表4.32公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為0.388262%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為99.61174%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身存在著極高的解釋能力。

#### 4.7.22 股價之變異數分解 (台硝)

由表4.32股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為91.36673%，此結果與Granger因果關係符合，而在此模式下股價的內生性為8.633273%，即當股價發生變異時，其本身之解釋能力為低等。

表 4.33 台硝公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1724 台硝							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.722388	100.0000	0.000000	1	2.454940	6.012214	93.98779
2	1.002618	99.74499	0.255005	2	3.348907	49.19070	50.80930
3	1.238830	99.69762	0.302385	3	3.883414	62.02286	37.97714
4	1.449818	99.66880	0.331198	4	4.409011	70.45453	29.54547
5	1.646671	99.65178	0.348220	5	4.908298	76.08014	23.91986
6	1.834737	99.64031	0.359694	6	5.393758	80.12225	19.87775
7	2.017315	99.63210	0.367899	7	5.870623	83.15692	16.84308
8	2.196594	99.62595	0.374049	8	6.343051	85.51403	14.48597
9	2.374136	99.62118	0.378819	9	6.814128	87.39334	12.60666
10	2.551119	99.61738	0.382617	10	7.286295	88.92321	11.07679
11	2.728469	99.61429	0.385706	11	7.761550	90.18985	9.810148
12	2.906946	99.61174	0.388262	12	8.241580	91.25330	8.746695

#### 4.7.23每股盈餘之變異數分解（元禎）

由表4.33公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為33.50652%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為66.49348%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

#### 4.7.24股價之變異數分解（元禎）

由表4.33股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為10.19273%，而在此模式下股價的內生性為89.80727%，即當股價發生變異時，其本身存在著高解釋能力。

表 4.34 元禎公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1725 元禎							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.094211	100.0000	0.000000	1	0.905208	0.062754	99.93725
2	0.095834	99.89012	0.109885	2	0.933808	6.053446	93.94655
3	0.134040	66.82199	33.17801	3	0.957925	7.776740	92.22326
4	0.140700	69.18394	30.81606	4	0.981860	7.402218	92.59778
5	0.145592	66.43499	33.56501	5	0.991285	8.469284	91.53072
6	0.154122	68.36061	31.63939	6	0.991788	8.547578	91.45242
7	0.155516	67.29581	32.70419	7	0.997463	9.132126	90.86787
8	0.161436	66.70674	33.29326	8	0.999836	9.554678	90.44532
9	0.163001	67.29375	32.70625	9	1.002023	9.580378	90.41962
10	0.165275	66.33932	33.66068	10	1.004925	9.987766	90.01223
11	0.167571	66.94012	33.05988	11	1.005344	9.994369	90.00563
12	0.168135	66.49348	33.50652	12	1.007351	10.19273	89.80727

#### 4.7.25每股盈餘之變異數分解（永記）

由表4.34公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為10.73107%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為89.26893%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身存在著高解釋能力。

#### 4.7.26股價之變異數分解（永記）

由表4.34股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為77.29595%，此結果與Granger因果關係符合，而在此模式下股價的內生性為22.70405%，即當股價發生變異時，其本身之解釋能力為低等。

表 4.35 永記公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1726 永記							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.366538	100.0000	0.000000	1	1.941674	3.924402	96.07560
2	0.454764	96.82019	3.179811	2	2.055012	11.52716	88.47284
3	0.468771	93.13533	6.864674	3	3.261183	62.97753	37.02247
4	0.481057	93.28287	6.717125	4	3.393939	58.63631	41.36369
5	0.564418	93.78860	6.211398	5	3.447448	56.87426	43.12574
6	0.576943	91.89906	8.100945	6	4.513411	73.89574	26.10426
7	0.584212	89.73127	10.26873	7	4.632462	75.12934	24.87066
8	0.633181	90.01964	9.980356	8	4.860858	72.38744	27.61256
9	0.657544	90.67129	9.328712	9	5.096043	74.53902	25.46098
10	0.676660	88.41149	11.58851	10	5.948099	80.06824	19.93176
11	0.682897	88.61534	11.38466	11	6.086376	77.67534	22.32466
12	0.754560	89.26893	10.73107	12	6.172383	77.29595	22.70405

#### 4.7.27每股盈餘之變異數分解（中華化）

由表4.35公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為29.50661%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為70.49339%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身存在著高解釋能力。

#### 4.7.28股價之變異數分解（中華化）

由表4.35股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為37.64595%，而在此模式下股價的內生性為62.35405%，即當股價發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

表 4.36 中華化公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

1727 中華化							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.111732	100.0000	0.000000	1	0.906444	0.144794	99.85521
2	0.148201	98.80669	1.193315	2	1.165876	39.21585	60.78415
3	0.196123	85.50011	14.49989	3	1.321803	37.17148	62.82852
4	0.211698	74.87436	25.12564	4	1.336897	38.01541	61.98459
5	0.218377	71.62263	28.37737	5	1.391459	35.46071	64.53929
6	0.219731	70.86598	29.13402	6	1.410586	37.13192	62.86808
7	0.220854	70.28650	29.71350	7	1.433260	37.67701	62.32299
8	0.223289	70.87831	29.12169	8	1.434377	37.76314	62.23686
9	0.224177	70.88490	29.11510	9	1.444605	37.23043	62.76957
10	0.225299	70.65747	29.34253	10	1.449509	37.65411	62.34589
11	0.225518	70.54807	29.45193	11	1.453172	37.64595	62.35405
12	0.225730	70.49339	29.50661	12	1.453172	37.64595	62.35405

#### 4.7.29每股盈餘之變異數分解（美吾華）

由表4.36公司每股盈餘變異數分解值以第12期來觀察，公司每股盈餘被股價所解釋的比例為27.82278%，而在此模式下公司每股盈餘的內生性為72.17722%，即當公司每股盈餘發生變異時，其本身存在著高解釋能力。

#### 4.7.30股價之變異數分解（美吾華）

由表4.36股價變異數分解值以第12期來觀察，股價被公司每股盈餘所解釋的比例為35.64682%，而在此模式下股價的內生性為64.35318%，即當股價發生變異時，其本身之解釋能力為中等。

表 4.37 美吾華公司各變數間預測殘差變異分解值(%)

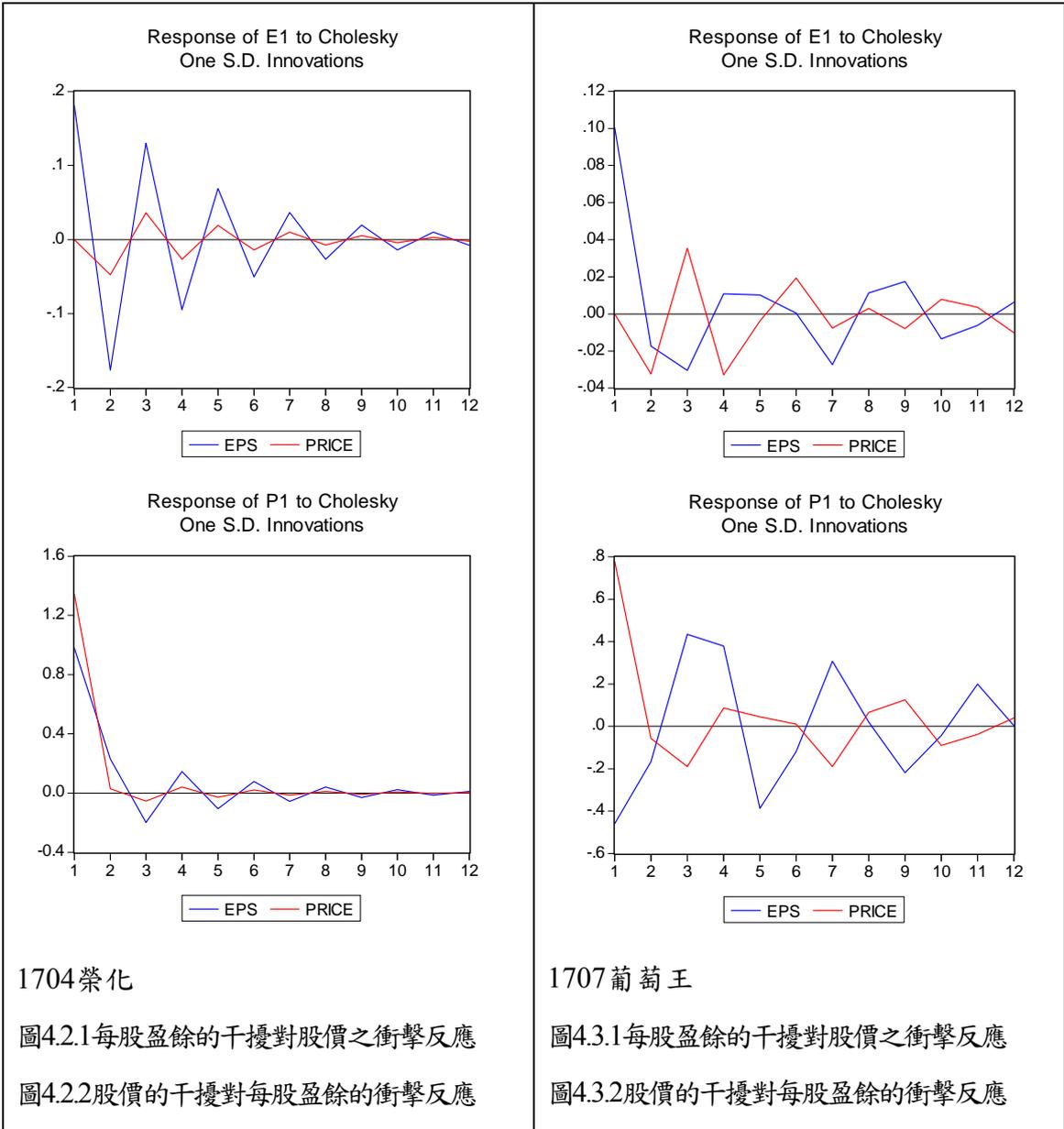
1731 美吾華							
Variance Decomposition of CE:				Variance Decomposition of P:			
期 間	S.E.	每股盈餘	股價	期 間	S.E.	每股盈餘	股價
1	0.227188	100.0000	0.000000	1	1.481018	33.11992	66.88008
2	0.325358	94.44813	5.551867	2	1.523571	33.46588	66.53412
3	0.326586	93.80961	6.190393	3	1.540719	34.93843	65.06157
4	0.356761	82.77344	17.22656	4	1.569465	36.34433	63.65567
5	0.383155	72.05847	27.94153	5	1.580446	35.86522	64.13478
6	0.385485	72.39485	27.60515	6	1.593600	35.32814	64.67186
7	0.402122	72.58868	27.41132	7	1.603244	34.92587	65.07413
8	0.405615	73.02773	26.97227	8	1.603405	34.93577	65.06423
9	0.408704	73.43372	26.56628	9	1.610523	35.23255	64.76745
10	0.418565	73.11840	26.88160	10	1.613039	35.43273	64.56727
11	0.421776	72.40507	27.59493	11	1.613698	35.47265	64.52735
12	0.422465	72.17722	27.82278	12	1.617624	35.64682	64.35318

## 4.8 衝擊反應分析

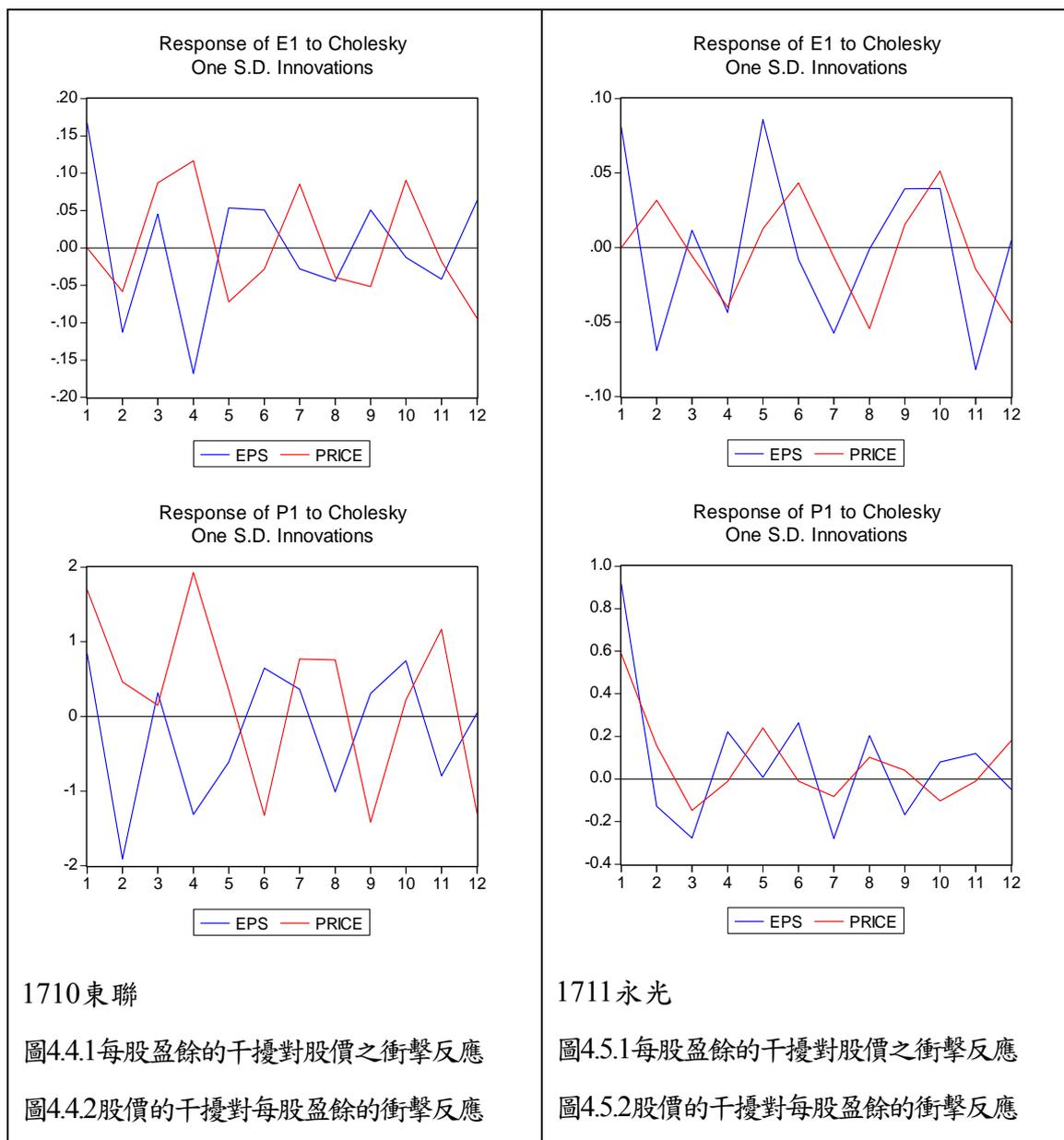
根據衝擊反應分析，可以觀察模式內某一內生變數發生一個標準差大小的自發性變動時，對於模式內所有變數當期與未來數期的影響過程，由此可看出變數間之衝擊反應情形是屬長期、短期或正向、負向的影響。

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

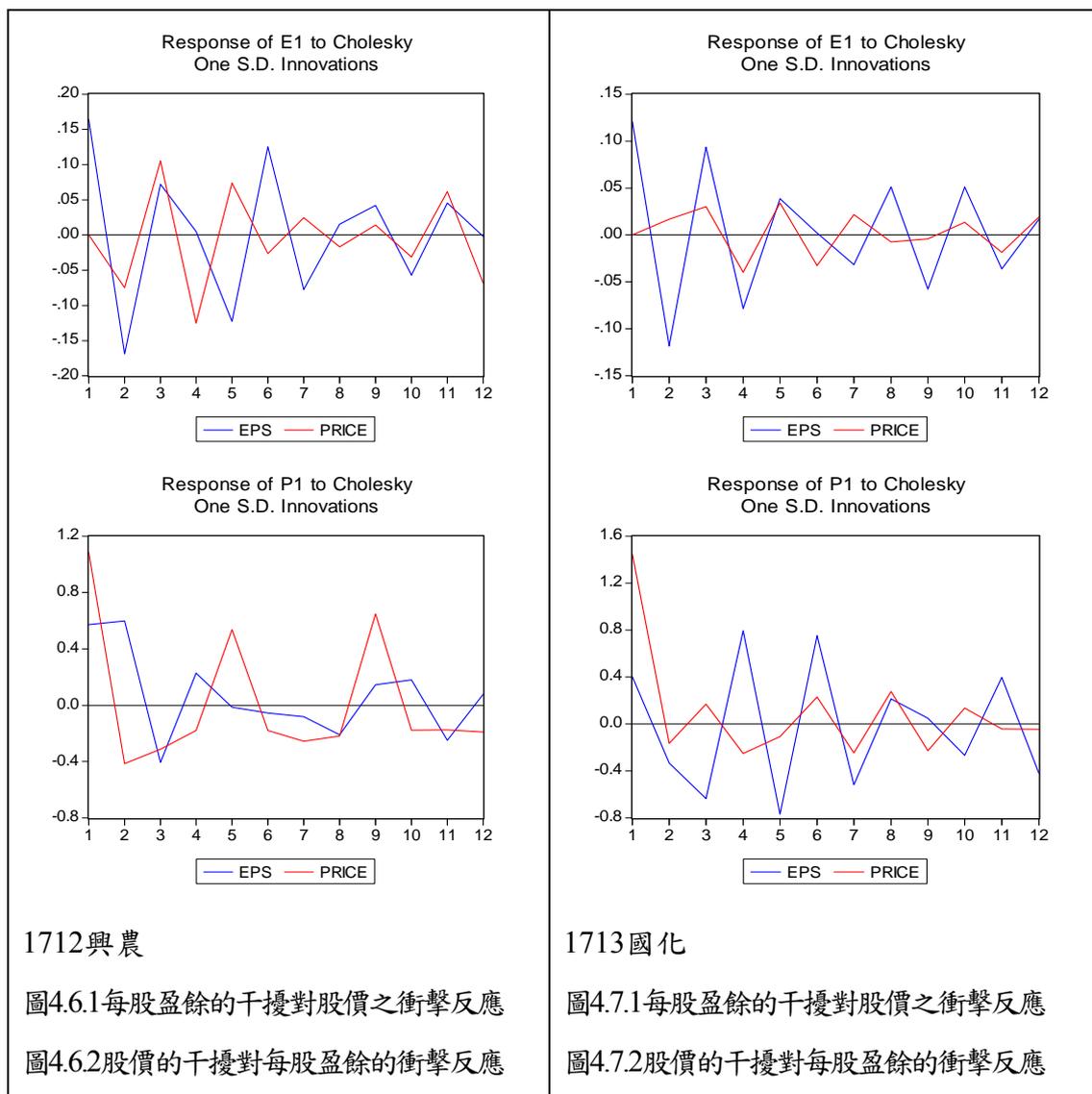




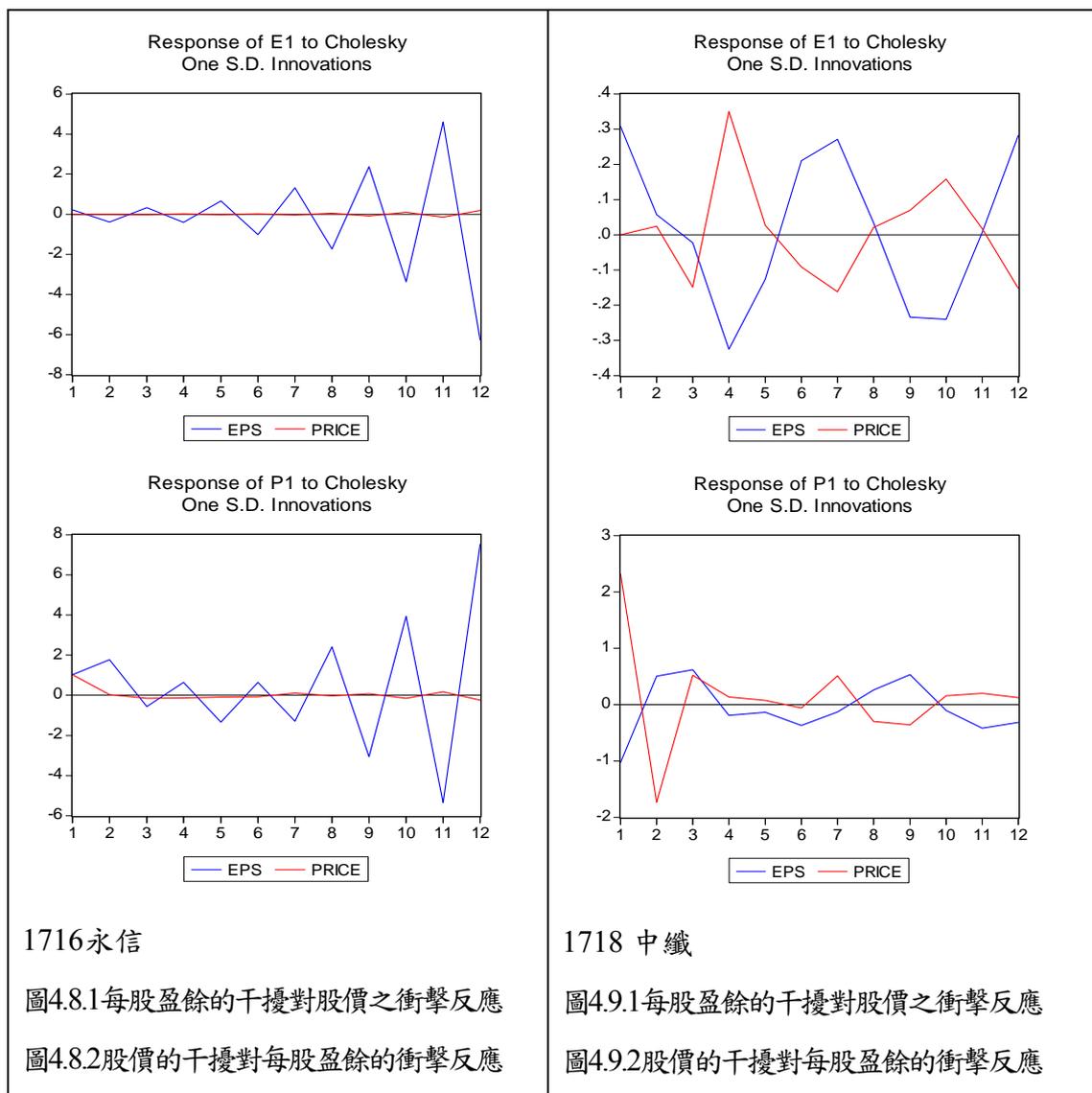
由圖4.2衝擊反應圖---榮化可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第八期逐漸消失。圖4.3衝擊反應圖---葡萄王得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第十二期逐漸消失。



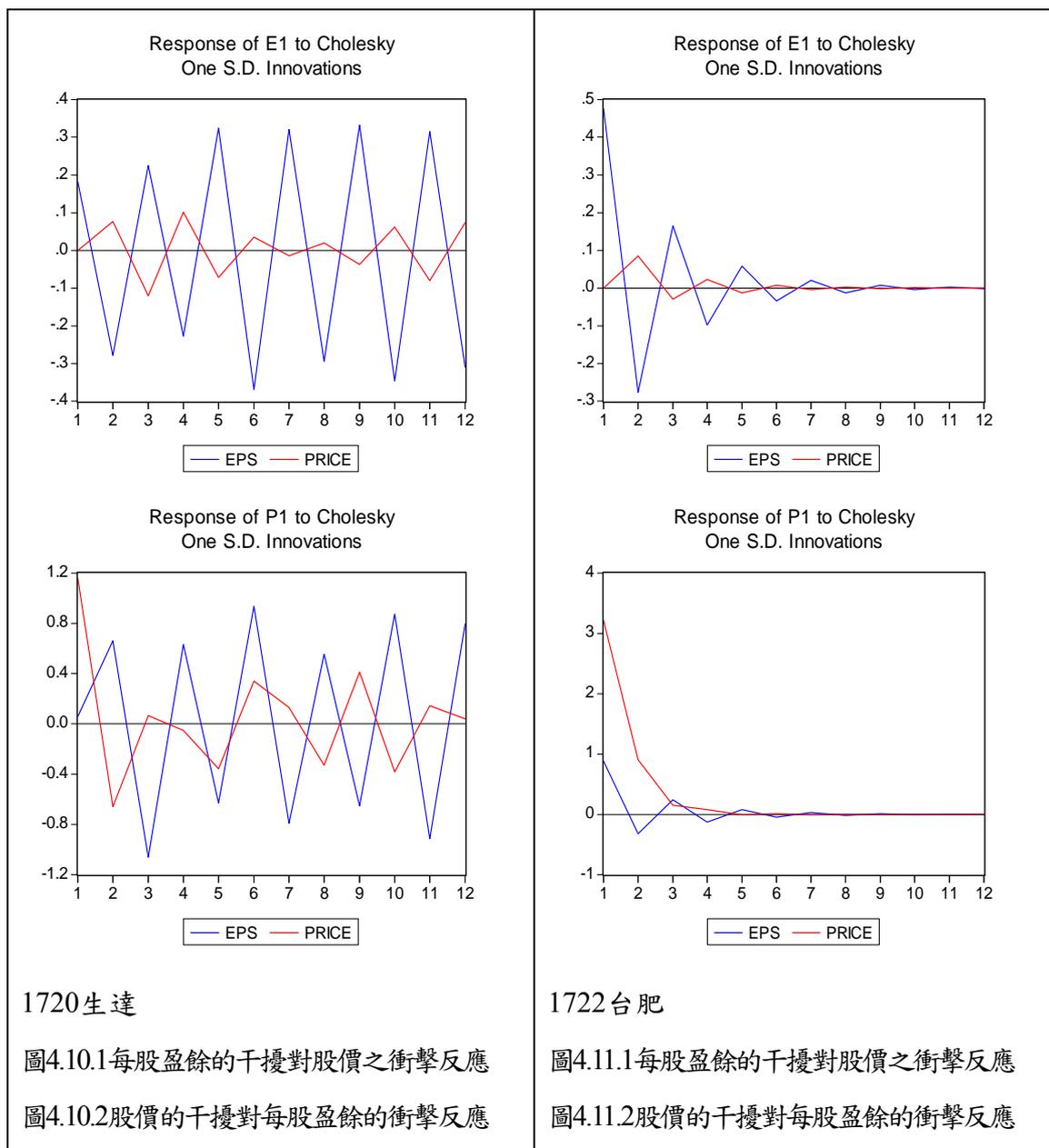
由圖4.4衝擊反應圖---東聯可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第十二期逐漸消失。圖4.5衝擊反應圖---永光可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第十一期逐漸消失。



由圖4.6衝擊反應圖---興農可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第十期逐漸消失。圖4.7衝擊反應圖---國化可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第十一期逐漸消失。



由圖4.8衝擊反應圖---永信可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最小，以第一期之影響最不為顯著，其後立即增加並趨於擴散。圖4.9衝擊反應圖---中纖可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第三期逐漸消失。



由圖4.10衝擊反應圖---生達可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第四期逐漸消失。圖4.11衝擊反應圖---台肥可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第二期逐漸消失。

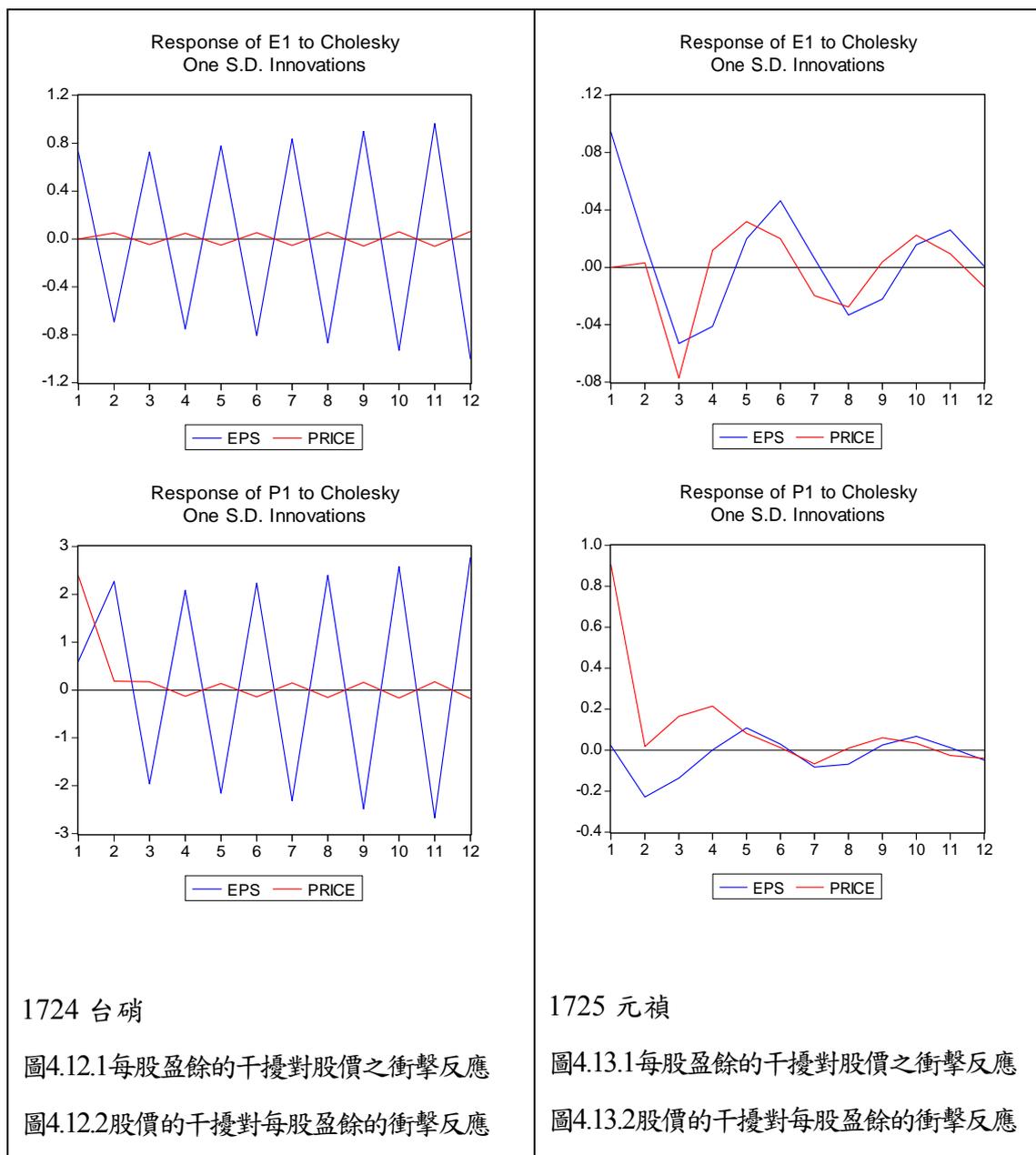
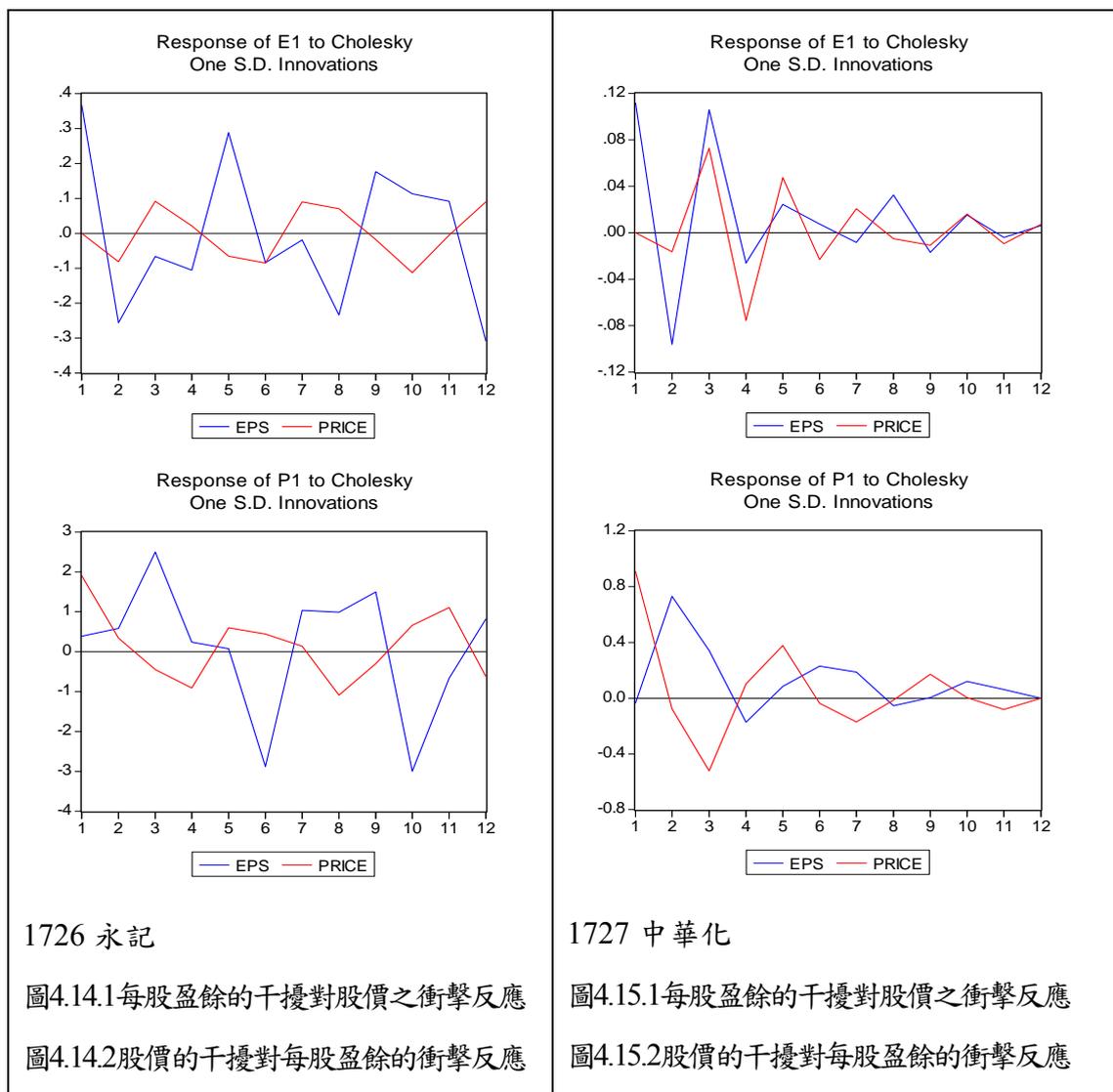
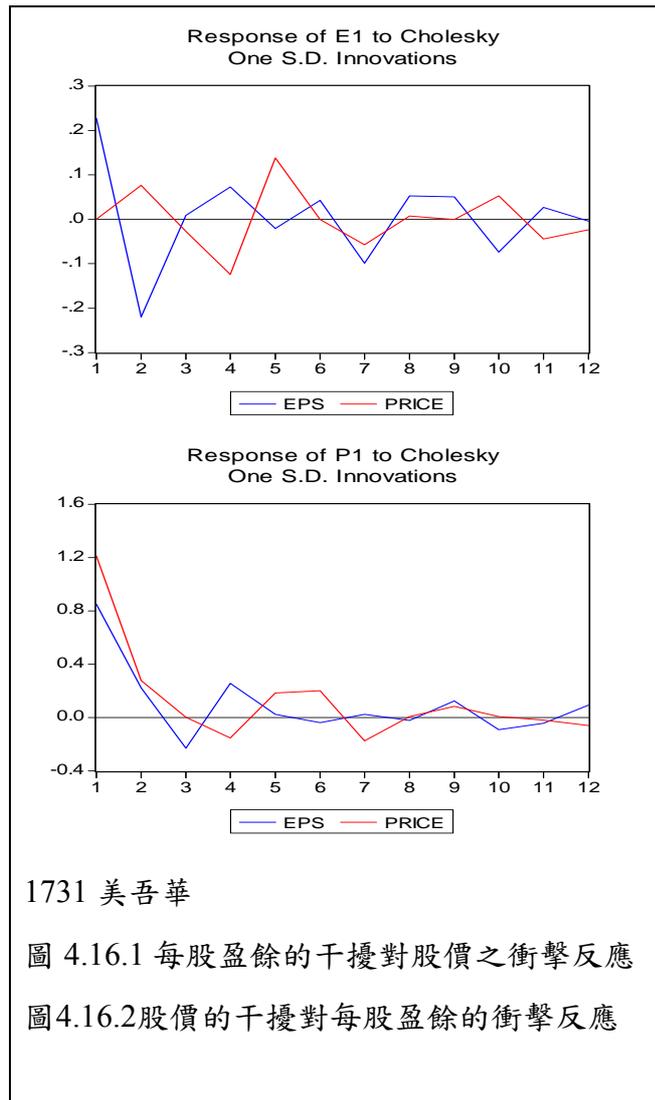


圖4.12衝擊反應圖---台硝可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第二期逐漸消失。圖4.13衝擊反應圖---元禎可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第六期逐漸消失。



由圖4.14衝擊反應圖---永記可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第十一期逐漸消失。圖4.15衝擊反應圖---中華化可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第十期逐漸消失。



1731 美吾華

圖 4.16.1 每股盈餘的干擾對股價之衝擊反應

圖 4.16.2 股價的干擾對每股盈餘的衝擊反應

由圖4.16衝擊反應圖---美吾華可得知，各變項受自身之自發性衝擊影響最大，以第一期之影響最為顯著，其後立即減落並趨於緩和，至第十一期逐漸消失。

茲將上列衝擊反應圖依公司別整理歸納如下：

綜合表 4.38 各樣本公司受各變數自發性衝擊的干擾時之動態反應發現，衝擊性反應的衝擊型態為跳動性，最初反應方向是正向，之後呈跳動狀態逐漸收斂。衝擊性反應分析多呈跳動狀態，顯示台灣股市投資人長期持股的信心不足，故股價上升易引發賣壓。

表 4.38 化學業各樣本公司受各變數自發性干擾時之反應

樣本公司	衝擊變數	衝擊型態	最初反應方向	反應最大之期數
1704 榮化	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1707 葡萄王	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1710 東聯	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1711 永光	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1712 興農	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1713 國化	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1716 永信	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	12
	衝擊來自股價	跳動性	正向	12
1718 中纖	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1720 生達	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1722 台肥	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1724 台硝	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1725 元禎	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1726 永記	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1727 中華化	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1
1731 美吾華	衝擊來自每股盈餘	跳動性	正向	1
	衝擊來自股價	跳動性	正向	1

資料來源：本研究整理

## 4.9 迴歸分析

以上述4.6因果關係結果，加入自變數分別X1:為股本、X2:上市年份、和X3:法人持股比例(%)，再配合因果關係結果，分別以股價影響每股盈餘的顯著水準(p值1)和每股盈餘影響股價的顯著水準(p值2)來當作因變數Y，以此做兩個迴歸模式。

表 4.39 化學業各樣本公司模型一的變數分析

變數公司	Y:每股盈餘影響 股價的顯著水準(p 值1)	X1:股本 (元)	X2:上市年份(年)	X3:法人持股比例 (%)
1704 榮化	0.26336	4777387	23	24.8
1707 葡萄王	0.11909	1308186	18	0.56
1710 東聯	0.08169*	5309984	13	47.14
1711 永光	0.1259	3789844	12	2.95
1712 興農	0.51644	3561989	11	3.25
1713 國化	0.29304	1509517	10	39.07
1716 永信	0.99186	2416535	7	11.25
1718 中纖	0.0633*	9718430	16	36.61
1720 生達	0.57533	1190154	5	11.23
1722 台肥	0.49058	9800000	2	8.9
1724 台硝	0.75446	1695662	5	22.33
1725 元禎	0.18621	602316.2	2	12.23
1726 永記	0.68853	1577489	2	29.43
1727 中華化	0.18409	494000	1	8.98
1731 美吾華	0.4991	747967.8	1	27.79

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具10%、5%及1%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

就表 4.39 化學業各樣本公司模型一的變數分析裡因變數每股盈餘影響股價的顯著水準(p 值 1)來看，1704 榮化公司為 0.51263；1707 葡萄王公司為 0.11938；1710 東聯公司為 0.04247；1711 永光公司為 0.70854；1712 興農公司為 0.46475；1713 國化公司為 0.15007；1716 永信公司為 0.41461；1718 中纖公司為 0.68821；1720 生達公司為 0.4355；1722 台肥公司為 0.46479；1724 台硝公司為 0.08183；1725 元禎公司為 0.67253；1726 永記公司為 0.10383；1727 中華化公司為 0.08159 和 1731

美吾華公司為 0.93056。

表 4.40 化學業各樣本公司模型二的變數分析

變數公司	Y:每股盈餘影響 股價的顯著水準(p 值 2)	X1:股本 (元)	X2:上市年份(年)	X3:法人持股比例 (%)
1704 榮化	0.51263	4777387	23	24.8
1707 葡萄王	0.11938	1308186	18	0.56
1710 東聯	0.04247**	5309984	13	47.14
1711 永光	0.70854	3789844	12	2.95
1712 興農	0.46475	3561989	11	3.25
1713 國化	0.15007	1509517	10	39.07
1716 永信	0.41461	2416535	7	11.25
1718 中纖	0.68821	9718430	16	36.61
1720 生達	0.4355	1190154	5	11.23
1722 台肥	0.46479	9800000	2	8.9
1724 台硝	0.08183*	1695662	5	22.33
1725 元禎	0.67253	602316.2	2	12.23
1726 永記	0.08159*	1577489	2	29.43
1727 中華化	0.10383	494000	1	8.98
1731 美吾華	0.93056	747967.8	1	27.79

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

就表 4.40 化學業各樣本公司模型二的變數分析裡因變數股價影響每股盈餘的顯著水準(p 值 2)來看，1704 榮化公司為 0.26336；1707 葡萄王公司為 0.11909；1710 東聯公司為 0.08169；1711 永光公司為 0.1259；1712 興農公司為 0.51644；1713 國化公司為 0.29304；1716 永信公司為 0.99186；1718 中纖公司為 0.0633；1720 生達公司為 0.57533；1722 台肥公司為 0.49058；1724 台硝公司為 0.75446；1725 元禎公司為 0.18621；1726 永記公司為 0.68853；1727 中華化公司為 0.18409 和 1731 美吾華公司為 0.4991。

就模型一和模型二的自變數X1:股本來看，1704 榮化公司的股本為 4,777,387 元；1707 葡萄王公司的股本為 1,308,186 元；1710 東聯公司的股

本為5,309,984元；1711永光公司的股本3,789,844元；1712興農公司的股本3,561,989元；1713國化公司的股本為1,509,517元；1716永信公司的股本為2,416,535元；1718中纖公司的股本為9,718,430元；1720生達公司的股本為1,190,154元；1722台肥9,800,000元；1724台硝公司的股本為1,695,662元；1725元禎公司的股本為602,316元；1726永記公司的股本為1,577,489元；1727中華化公司的股本為494,000元和1731美吾華公司的股本為747,968元。

就模型一和模型二的自變數X2:上市年份來看，1704榮化公司在民國66年公司股票上市，迄89年共為23年；1707葡萄王公司在民國71年12月公司股票上市，迄89年共為18年；1710東聯公司的上市時間為七十六年十月二十一日，股票奉准上市，迄89年共為13年；1711永光公司在民國77年公司股票上市，迄89年共為12年；1712興農公司在民國78年公司股票上市，迄89年共為11年；1713國化公司在民國79年1月31日年公司股票上市，迄89年共為10年；1716永信公司在民國82年1月公司股票上市，迄89年共為7年；1718中纖公司的上市時間為七十三年一月三十一日設立，迄89年共為16年；1720生達公司民國84年公司股票上市，迄89年共為5年；1722台肥公司民國87年3月公司股票上市，迄89年共為2年；1724台硝公司於民國84年3月30日在臺灣證券交易所股份有限公司上市買賣，迄89年共為5年；1725元禎公司在民國87年公司股票上市，迄89年共為2年；1726永記公司的設立時間為八十七年六月，公司股票正式在臺灣證券交易所股份有限公司掛牌交易，迄89年共為2年；1727中華化公司在民國88年公司股票上市，迄89年共為1年和1731美吾華公司在民國88年公司股票上市，迄89年共為1年。

就模型一和模型二的自變數X3:法人持股比例來看，1704榮化公司

為24.8%、1707葡萄王公司為0.56%、1710東聯公司為47.14%、1711永光公司為2.95%、1712興農公司為3.25 %、1713國化公司為39.07%、1716永信公司為11.25%、1718中纖公司為36.61%、1720生達公司為11.23%、1722台肥公司為8.9%、1724台硝公司為22.33%、1725元禎公司為12.23%、1726永記公司為29.43%、1727中華化公司為8.98%和1731美吾華公司為27.79%。

#### 4.9.1 相關分析

以上述4.6因果關係結果，加入自變數分別為股本、上市年份、和法人持股比例(%)，配合因果關係結果，分別以股價影響每股盈餘的顯著水準(p值1)和每股盈餘影響股價的顯著水準(p值2)來當作因變數，以此分別做模型一和二的相關分析。

以下表 4.41 為模型一各研究變數股本、上市年份、和法人持股比例和每股盈餘影響股價的顯著水準(p 值 1)之相關分析的結果

表 4.41 模型一各研究變數股本、上市年份、和法人持股比例和每股盈餘影響股價的顯著水準(p 值 1)之相關分析

研究變數	股價影響每股盈餘的顯著水準(p 值 1)		股本		上市年份		法人持股比例	
	Pearson 相關係數	p 值	Pearson 相關係數	p 值	Pearson 相關係數	p 值	Pearson 相關係數	p 值
p 值 1	1.000							
股本	-0.234	0.401	1.000					
上市年份	-.0456	0.088*	0.342	0.212	1.000			
法人持股比例	-0.144	0.608	0.203	0.469	0.129	0.647	1.000	

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

由此研究結果推論，當 p 值放寬到 10% 時，上市年份和股價影響每股盈餘的顯著水準的 Pearson 相關係數值達到 -0.0456，亦即上市年份此變數較其他變數對股價影響每股盈餘的顯著水準相對有解釋力，表示上市年份愈久，每股盈餘影響股價的顯著水準愈低；而每股盈餘影響股價的顯著水準愈低，代表上市年份愈支撐股價影響每股盈餘，即上市年份對模型一較具有解釋力。

以下表 4.42 為模型二各研究變數股本、上市年份、法人持股比例和股價影響每股盈餘的顯著水準(p 值 2)之相關分析的結果

表 4.42 模型二各研究變數股本、上市年份、法人持股比例和股價影響每股盈餘的顯著水準(p 值 2)之相關分析

研究變數	股價影響每股盈餘的顯著水準(p 值 2)		股本		上市年份		法人持股比例	
	Pearson 相關係數	p 值	Pearson 相關係數	p 值	Pearson 相關係數	p 值	Pearson 相關係數	p 值
p 值 2	1.000							
股本	0.216	0.439	1.000					
上市年份	-0.019	0.946	0.342	0.212	1.000			
法人持股比例	-0.0170	0.544	0.203	0.469	0.129	0.647	1.000	

附註：\*、\*\*、\*\*\* 分別表示具 10%、5% 及 1% 的顯著水準。

資料來源：本研究整理

由此上述研究結果推論，股價影響每股盈餘的顯著水準(p 值 2)皆不和其他變數有顯著相關；亦即模型二股價影響每股盈餘的顯著水準皆不受公司基本特性的影響。

#### 4.9.2 迴歸分析

以上述4.6因果關係結果，加入自變數分別為股本、上市年份、和法人持股比例(%)，配合因果關係結果，分別以股價影響每股盈餘的顯著水準(p值1)和每股盈餘影響股價的顯著水準(p值2)來當作因變數，以此分別做模型一和二之迴歸分析。

以下表 4.43 為模型一各研究變數股本、上市年份、法人持股比例和每股盈餘影響股價的顯著水準(p 值 1)之迴歸分析的結果

表 4.43 模型一各研究變數股本、上市年份、法人持股比例和每股盈餘影響股價的顯著水準(p 值 1)之迴歸分析

迴歸模式	每股盈餘影響股價的顯著水準(p 值 1)	
	Beta	P-value
股本	-0.075	0.799
上市年份	-0.420	0.167
法人持股比例	-0.075	0.789
F	1.033	0.416
P-value		

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

以上述模型一迴歸分析結果，自變數股本、上市年份、法人持股比例(%)和因變數股價影響每股盈餘的顯著水準(p值1)的顯著水準皆不顯著，表示自變數股本、上市年份、法人持股比例(%)對因變數每股盈餘影響股價的顯著水準(p值2)皆不具有顯著影響。

以下表 4.44 為各研究變數股本、上市年份、法人持股比例和股價影響每股盈餘的顯著水準(p 值 2)之迴歸分析的結果

表 4.44 模型二各研究變數股本、上市年份、法人持股比例  
和股價影響每股盈餘的顯著水準(p 值 2)之迴歸分析

迴歸模式	股價影響每股盈餘的顯著水準(p 值 2)	
	Beta	P-value
股本	0.291	0.365
上市年份	-0.091	0.771
法人持股比例	-0.218	0.472
F	0.416	0.745
P-value		

附註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具 10%、5%及 1%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

以上述模型二迴歸分析結果，自變數股本、上市年份、法人持股比例(%)和因變數每股盈餘影響股價的顯著水準(p值2)的顯著水準皆不顯著，表示自變數股本、上市年份、法人持股比例(%)對因變數每股盈餘影響股價的顯著水準(p值2) 皆不具有顯著影響。

由樣本變數分析和迴歸分析結論綜合得之，東聯公司、台硝公司和永記公司這三家公司的法人持股比例分別為47.14%、22.33%和29.43%，皆具有20%以上，似乎顯示法人持股比例不一定具有每股盈餘影響股價的顯著水準的成立機會，但低比例的法人持股一定不具有每股盈餘影響股價的顯著水準的成立機會；而模型一和模型二自變數和因變數皆不具有顯著影響，亦可能因為樣本數量不足，15家公司的相關分析和迴歸分析皆難達到顯著水準，建議後續研究者可以增加樣本公司做研究，以達到資料的準確性。

## 第五章 研究結論與建議

本研究利用每股盈餘和股價做為研究的對象，欲從中了解變量間的關聯性。經由第四章的分析，可歸納出以下結論：

### 5.1 研究結論

本研究在 VAR 遞延期數方面，本研究利用多變量 AIC (MAIC) 求算出兩變量之共同遞延期數，再經由殘差檢定其遞延期數是否合適，若不合適再增加遞延期數，直到以此變量為被解釋變數的迴歸殘差皆符合白噪音，並於分析 VAR 模式、變異數分解、衝擊反應時使用此共同之遞延期數。因此本研究在時間的選擇和遞延期數的選擇上做了很嚴謹的測試。

由共整合關係檢定結果可知，在 5% 的顯著水準下，化學業公司的變量為非定態數列時，樣本裡一半具有共整合關係。而由衝擊反應分析可知，當變量分別發生自發性干擾時，其衝擊反應效果的影響程度大致屬於長期的影響。

另由變異數分解分析中顯示，公司每股盈餘和股價之本身解釋能力極高，在短期內，公司每股盈餘和股價不易受其他變數之影響。

由 Granger 因果關係得到化學業各公司的中纖公司股價單向影響每股盈餘；台硝的公司每股盈餘單向影響股價；永記的公司每股盈餘單向影響股價；東聯的股價和公司每股盈餘則有回饋關係。

由上述結果來看，盈餘與股價之影響方向，因公司而異，而以獨立關係居多、盈餘影響股價次之、而以股價影響盈餘和回饋關係最少。化學業中台硝公司和永記公司的股價受公司每股盈餘影響，原因可能在於公司必須定期公佈每股盈餘；而每股盈餘資訊在國內頗受投資大眾重

視，對於股價亦有所影響。化學業的東聯公司每股盈餘和股價變數，兩變數間有回饋關係，因為每股盈餘是公司本身實際的營運狀況數字，盈餘本身的訊息會刺激投資人投資與否，造成股價波動，公司也因為股價的波動影響到當局本身取得資金的來源。化學業裡超過一半之樣本公司的盈餘與股價兩變數以獨立關係居多，推測為其股價之決定因素，應不在公司本質，盈餘能決定股價的部份，所占比例甚少，導致其盈餘與股價呈現獨立的關係。因此，投資者在面對投資任一家公司時，必須仔細觀察分析其股價之決定因素，以擬定出最好的投資策略。

## **5.2 研究建議**

### **5.2.1 對股市投資人之建議**

由本文的研究結果發現，不同個股間每股盈餘和股價部分具有單向和回饋的關係，因此投資人可以修正其操作的投資行為，選擇適當的股票進行投資策略。

### **5.2.2 對後續研究者之建議**

因為本研究只探討了化學業，不同的產業，可能會有不同的特性，也可能會給予投資人不同程度的信賴度，後續研究者可以按不同行業別分別做分析研究，以探討不同產業別間股價與每股盈餘的關係。

## 參考文獻

### 一、中文部份：

1. 王佑民(1995)，年度盈餘資訊內容之研究：以台灣股票上市公司為實證，國立中山大學企業管理研究所未出版碩士論文。
2. 曾建勝(1993)，上市公司股票價格的資訊內涵——季盈餘的實證，國立台灣大學會計學研究所碩士論文。
3. 李釗芹(2000)，臺灣上市公司自行宣告盈餘資訊內涵之研究，私立東海大學管理研究所碩士論文。
4. 李淑華(1993)，公司規模對異常報酬及盈餘反應係數之影響，國立臺灣大學會計學研究所未出版碩士論文。
5. 余尚武(1986)，台灣證券市場股票上市公司盈餘宣告所含資訊內容之研究，國立台灣大學商學研究所碩士論文。
6. 紅立勝(2001)，我國上市公司分析師盈餘預測與盈餘管理關聯性之實證研究，國立政治大學會計學研究所碩士論文。
7. 胡豐贊(2004)，財務比率與股票報酬率之關連性---以三種產業為例，國立高雄第一科技大學金融營運所碩士論文。
8. 陳娟娟(1997)，盈餘宣告對股價之影響—GARCH 模型之應用，私立東吳大學經濟學研究所碩士論文。
9. 楊陳松(1999)，盈餘與股價關係模式之比較研究，國立政治大學會計學系碩士論文。
10. 張鴻基(1984)，台灣地區股票上市公司每季盈餘時間數列特性及資訊內容之研究，國立台灣大學商學研究所未出版碩士論文。
11. 鄭雅文(1993)，盈餘宣告時點與股價報酬關聯性之研究，國立臺灣大學會計學研究所未出版碩士論文。

12. 葉金成，李冠豪(2001)，盈餘與股價因果關係之實證研究，當代會計，2(1)，17-38 頁。
13. 鄭慧文(1999)，季盈餘宣告對股價之影響，私立中原大學會計學系未出版碩士論文。
14. 顏月珠(1980)，商用統計學，初版。

## 二、英文部份：

1. Baginski, S. and J. Hassell. (1990). The Market Interpretation of Management Earnings Forecasts as a Predictor of Subsequent Financial Analyst Forecast Revision , The Accounting Review, Vol.65, No.1, pp. 175-190.
2. Ball, R., and P. Brown. (1968), An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. Journal of Accounting Research, Vol.6, No. 1, pp.159-178.
3. Barth, M., J. Elliott and M. Finn. (1999), Market rewards associated with patterns of increasing earnings, Journal of Accounting Research, Vol.37, pp.387-413.
4. Beaver, R. Lambert and D. Morse. (1980), The information Content of Security Prices., Journal of Accounting and Economics Vol.2, pp.3-28.
5. Bernard, V. and J. Thomas(1989), Post-earnings announcement drift: Delayed price response or risk premium? Journal of Accounting Research (Supplement), pp.1-36.
6. Chambers, A., and S. Penman.( 1984) ,Timeliness of reporting and the stock price reaction to earnings announcements accruals. Journal of Accounting and Economics. Vol.18, pp. 3-42.
7. Chris Brooks ( 2002 ) ,Introductory Econometrics for Finance.
8. Cornell, B. and W. R. Landsman,(1989), Security price response to quarterly earnings announcements and analysts' forecast revisions, The Accounting Review, Vol.64, pp.680-692.
9. Dechow, and I. Dichev., (2002), The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors, The Accounting Review, Vol.77 (Supplement), pp.35-59.
10. Defond, M. and C. Park., ( 2001), The reversal of abnormal accruals and

the market valuation of earnings surprises. The Accounting Review, Vol.76, pp.375-404.

11. Easton, P. D. and T. S. Harris, (1991), Earnings as an Explanatory Variable Returns. , Journal of Accounting Research. (Spring), pp.19-36.
12. Fama, E. F. (1970), Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, Journal of Finance, vol.25, pp.383-417.
13. Fama, E. F.(1998), Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance , Journal of Financial Economics, vol.49, pp.283–306.
14. Francis, J., R. LaFond, P. Olsson and K. Schipper., (2003), Earnings Quality and the Pricing Effects of Earnings Patterns, FASB working paper, University of Wisconsin.
15. Foster, G. (1977). Quarterly accounting data: time-series properties and predictive-ability result. The Accounting Review. Vol.52(1), pp. 1-21.
16. Grant, E. B. (1980). Market Implications of Differential Amounts of Interim Information. Journal of Accounting Research. Vol.18 (1). pp. 225-268.
17. Givoly, D. and J. Lakonishok, (1979), The information content of financial analysts' forecast of earnings, Journal of Accounting and Economics, Vol.1, pp.165-185.
18. Hunt, A., S. Moyer and T. Shevlin., (2000), Earnings volatility, earnings management and equity value, working paper, University of Washington.
19. Imhoff, E., (1989). Accounting Quality: Economic Content, Working Paper, University of Michigan.
20. Jennings, R., (1987), Unsystematic Security Price Movements, Managerial Earnings Forecasts, and Revisions in Consensus Analyst Earnings Forecasts , Journal of Accounting Research, Vol.25, No.1, pp.90-110.
21. Kormendi, R. and R. Lipe. (1987). Earnings innovations, earnings

- persistence, and stock returns. Journal of Business. Vol.60(3), pp. 323-346.
22. Lev, B., (1989), On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from Two Decades of Empirical Research, Journal of Accounting Research, pp.153-201.
  23. Lys, T., and S. Sohn, (1990), The association between revisions of analysts' earnings forecasts and security price changes, Journal of Accounting and Economics, vol.13, pp.341- 363.
  24. Miller, M.H., and F. Modigliani., (1966), Some estimates of the cost of capital to the electric utility industry, pp.1954-1957.
  25. Ohlson, J., (1995), Earnings, book values, and dividends in equity valuation., Contemporary Accounting Research, vol.7, pp.661-687.
  26. Padma Kadiyala and Raghavendra Rau (2001), It's all under-reaction Working paper, Purdue University.
  27. Sloan, R. (1996), Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? The Accounting Review, vol.71, pp.289-315.
  28. Subramanyan, K. R. (1996), The pricing of discretionary accruals. Journal of Accounting and Economics, vol.22, pp.249-282.
  29. Thomas, J. and H. Zhang. (2002), Value relevance properties of smoothed earnings, working paper, Columbia University and University of Illinois at Chicago.
  30. Xie, H. (2001), The mispricing of abnormal accruals, The Accounting Review, vol.76, pp.357-373.