

南華大學

財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

股票選擇權發行後對標的股票市場價格
之關聯性研究

A STUDY ON THE PRICE RELATIONSHIPS BETWEEN STOCK
OPTIONS AND UNDERLYING STOCKS

指導教授：徐清俊 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：吳麗琴

GRADUATE STUDENT: LI-CHIN WU

中華民國九十三年七月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

股票選擇權發行對標的股票市場價格之關聯性研究

研究生：吳麗欣

經考試合格特此證明

口試委員：簡明
徐清俊
吳為厚

指導教授：徐清俊

所 長：徐清俊

口試日期：中華民國

93 年 6 月 4 日

南華大學財務管理研究所九十二學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：股票選擇權發行後對標的股票市場價格之關聯性研究

研究生：吳麗琴

指導教授：徐清俊 博士

論文摘要內容：

本研究主要針對股票選擇權發行對其標的股票市場的股價波動性以及股票選擇權買權、賣權價格與標的股票價格之間的因果關係進行探討。本文共選取 5 個樣本公司，分別為台積電、聯電、南亞、中鋼、富邦金。股票選擇權價格樣本選取期間為 2003 年 1 月 21 日至 2003 年 12 月 31 日，共 236 個樣本；標的股票價格選取期間為 2002 年 1 月 21 日至 2003 年 12 月 31 日，共 484 個樣本。本研究在波動性研究部份，使用了多元迴歸與變異數比率分析；關聯性研究部份使用單根檢定、共整合檢定、衝擊反應分析、預測誤差變異數分解與因果關係檢定。

在波動性部份實證結果，經由多元迴歸發現主要的影響標的股票價格的因素，仍是來自於大盤指數的變動，受股票選擇權的影響則較小，但在股票選擇權發行後，其標的股票價格的波動性有下降的現象；關聯性部份實證結果，發現大部份的樣本公司其股票選擇權買權、賣權對其股票價格間的影響皆很小，選擇權價格的先行指標效果也不顯著。

關鍵詞：股票選擇權、波動性、因果關係。

Title of Thesis : A Study on the Price Relationships between Stock Options and Underlying Stocks

Name of Institute : Institute of Financial Management, Nan Hua University

Graduate date : July 2004

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Li-Chin Wu

Advisor : Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

The purpose of this study is to examine the price volatility between stock options and underlying stocks, and the causality relationships among call option prices, put option price and underlying stock prices. This study selected 5 samples companies, which are TSMC, UMC, NAN YA, CHINA STEEL, FUBON FINANCIAL. The stock option prices periods cover 2003/1/214~2003/12/31, and the underlying stock prices periods cover 2002/1/21~2003/12/31. The first stage of the volatility study uses multiple regression and variance ratio analysis. The second stage that study the causality between stock option prices and underlying stock prices uses unit root test, VAR, impulse response, decomposition of forecast error variance and Granger causality test.

The results show an important effect that the underlying stock price volatility is mainly from Taiwan Stock Index. However, the samples company's underlying stock price volatility decreased after the stock options issued. Moreover, the causality result found that most samples company's call option prices and put option prices are insignificantly influenced their underlying stock prices. On the other hand, the leading effect of stock option prices is not significant.

Keywords: stock option, volatility, Granger causality.

目 錄

論文口試委員審定書	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	iv
表目錄	v
圖目錄	vi
第一章 緒論	
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	2
第三節 研究目的	3
第四節 論文架構	4
第二章 股票選擇權介紹與文獻回顧	
第一節 股票選擇權特性	5
第二節 相關文獻回顧	7
第三章 研究方法	
第一節 樣本選取與處理	13
第二節 研究流程	14
第三節 研究方法	16
第四章 研究結果	
第一節 波動性	26
第二節 市場關聯性	31
第五章 結論與建議	59
第一節 結論	59
第二節 後續研究建議	59
參考文獻	61

表目錄

表 4-1 各樣本公司股價基本統計量	26
表 4-2 股票價格的波動性多元迴歸	28
表 4-3 GARCH 適用性檢定	29
表 4-4 GARCH 迴歸結果	29
表 4-5 變異數比率分析結果	31
表 4-6 台積電 單根檢定結果	32
表 4-7 聯電 單根檢定結果	32
表 4-8 南亞 單根檢定結果	33
表 4-9 中鋼 單根檢定結果	33
表 4-10 富邦金 單根檢定結果	34
表 4-11 共整合檢定結果	34
表 4-12 台積電選擇權、股價 誤差修正結果	36
表 4-13 聯電選擇權、股價 誤差修正結果	37
表 4-14 南亞選擇權、股價 誤差修正結果	38
表 4-15 中鋼選擇權、股價 誤差修正結果	39
表 4-16 富邦金選擇權、股價 誤差修正結果	40
表 4-17 台積電 買權之預測誤差變異數分解	45
表 4-18 台積電 賣權之預測誤差變異數分解	46
表 4-19 聯電 買權之預測誤差變異數分解	47
表 4-20 聯電 賣權之預測誤差變異數分解	48
表 4-21 南亞 買權之預測誤差變異數分解	49
表 4-22 南亞 賣權之預測誤差變異數分解	50
表 4-23 中鋼 買權之預測誤差變異數分解	51
表 4-24 中鋼 賣權之預測誤差變異數分解	52
表 4-25 富邦金 買權之預測誤差變異數分解	53
表 4-26 富邦金 賣權之預測誤差變異數分解	54
表 4-27 買權價格與標的股票價格之 Granger 因果關係檢定	55
表 4-28 賣權價格與標的股票價格之 Granger 因果關係檢定	56
表 4-29 因果關係整理表	57

圖目錄

圖 1-1 論文架構圖	4
圖 3-1 研究流程圖	15
圖 4-1 衝擊反應圖	42
圖 4-2 衝擊反應圖	43
圖 4-3 衝擊反應圖	44

第一章 緒論

第一節 研究背景

股票選擇權主要是針對單一標的股票，對其推出多個不同的到期日與不同的履約價格的歐式或美式的買權或賣權的金融商品。

觀看全球的衍生性商品市場中，在 2002 年的成交量超過了五十億口，其中選擇權契約約佔了三十億七千萬口，成長率較 2001 年成長了 34%，佔衍生性商品交易之首，其中股票選擇權契約的成交量約為十二億九千萬口，占全球選擇權市場約成交量的 42%¹。因此台灣期交所在嚴謹的規劃後也推了出選擇權契約商品，但在此之前，期交所已於民國 1997 年 9 月在台灣證券交易所開始掛牌交易由證券商發行的認購權證，又於民國 2001 年 12 月推出臺指選擇權契約，在推出後其契約交易量由 2002 年 1 月的 789 張契約，增加到 2003 年 1 月的 25,138 張契約，成長率約為 31 倍，故在市場逐漸成熟及投資大眾也漸漸熟識選擇權商品後，期交所也於民國 2003 年 1 月 21 日，正式的推出股票選擇權契約商品。因為其標的物為單一的公司股票，因此可以特別針對該公司的本身獨有的風險，來做一個完整的規避，例如金融類股公司其本身受利率變動的影響很大，但當未來利率走向不明確時，投資人可以使用股票選擇權對其單一的個股來進行風險規避，使所承擔的風險降低。因此，股票選擇權的推行，對投資人而言，是可以提供更豐富、更多元的避險與套利的功能。

¹ IOMA 2002 Market Report, May 2003.

第二節 研究動機

美國財務學家 Stoll 在 1969 年推導出買權賣權等價理論²，主張選擇權買權價格與股票價格間呈正向關係(指當股價上漲時，選擇權買權價格即上漲)，與選擇權賣權與標的股票價格間呈反向關係(指當股價上漲時，選擇權賣權價格即下跌)，所以當選擇權價格與標的股票價格之間產生差異性時，投資人就會進行套利，使兩者之間的價格趨近於合理。但套利的效果又會與市場本身的效率、流動性及交易制度等具有相關，因此，如果市場上的金融工具不夠多樣化、市場流動性低、資訊無法被充分被揭露，套利交易也就無法以較低成本且快速的處理，因此市場就無法回歸到均衡的狀態，則會使選擇權價格與標的股票價格背離了理論關係。因此，股票選擇權商品的推出，有增加市場流動性、價格發現與降低標的股票現貨市場波動性的功能。

由於股票選擇權為一個避險工具，可以有效的降低標的股票現貨交易的風險、增加其流動性、減少其波動性，也可以幫助投資人藉由股票選擇權價格的變化來了解標的股票價格的走勢，因此也具有價格發現的功能，而以上的三個功能是否能夠有效的發揮，以及股票選擇權與標的股票價格之間是否可以維持理論的關係，主要是在於其市場是否具有效率，能有效的連繫股票選擇權價格與標的股票價格之間的關係。就過去對選擇權市場研究的文獻來看，多數的研究結果(Manaster, 1982; Diltz, 1996; Anthony, 1988)皆傾向於支持選擇權市場的存在可以使現貨市場變得更有效率；但也有少數的研究結果(Kumar, 1990; Bhattacharya, 1987; Park, 1999)是支持選擇權的發行對現貨市場並沒有顯著性的影響。由於文獻上的結果並不完全一致，加上又因為不同的市場有不同的交易制度及不同的交易習慣，因此無法依據過去的研究結果來判斷台灣市場的情況。因此，股票選擇權推出後對標的股票現貨市場的效率性，是否真的會

²買權賣權等價理論公式： $C-P=S-K(1+r)^{-T}$

如期交易所預期的，對標的股票現貨市場的發展會有更好的幫助，使標的股票市場的效率更好，市場的流通性更完善。因此本研究的研究動機是在探討股票選擇權推出後，對標的股票市場是否可以降低其價格的波動性，判斷標的股票市場的效率是否有改善。

第三節 研究目的

本研究主要是探討股票選擇權發行後對標的股票現貨價格的效率性研究，而效率性的研究又可從波動性與流動性(包含了買賣價差及交易量)兩方面進行研究，但目前股票選擇權契約仍處於起步階段，市場交易量較少，因此排除了在流動性部份的研究，而只針對標的股票價格波動部份進行研究。本研究之研究目的有以下兩點：

1. 探討股票選擇權的發行後，對標的股票市場的價格波動性是否會有所改變。
此部份以多元迴歸與變異數比率分析進行探討，並在多元迴歸中加入代理變數(大盤指數)一起探討，以分辨其變動所成的主因。
2. 股票選擇權價格與標的股票價格間是否存在著相互影響的關係，且股票選擇權價格是否具有先行指標的功能。此部份以單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、變異數分解、衝擊反應與 Granger 因果關係檢定進行探討。

第四節 論文架構

本論文架構共分為五個部份：

第一章 緒論：說明研究背景、動機與目的。

第二章 股票選擇權介紹與文獻回顧：此部份針對股票選擇權之特性及功能討論並回顧相關文獻。

第三章 研究方法：說明樣本的選取與處理及本研究所使用的模型做介紹，及說明模型的功用及其主要目的。

第四章 實證結果與分析。

第五章 研究結論與建議。

本論文架構如圖 1-1：

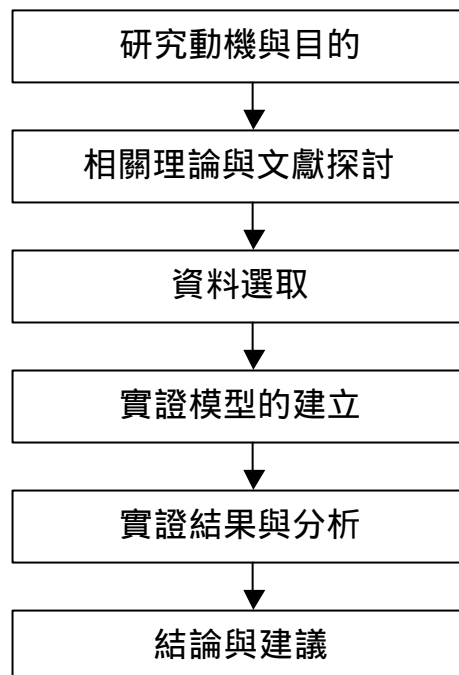


圖 1-1 論文架構圖

第二章 文獻回顧

由於股票選擇權契約商品在台灣市場仍屬於起步階段，但在國外市場卻早已發展相當完整，因此本章將說明股票選擇權商品特性，並以國外市場的相關研究做為本研究結果的參考，在國內市場部份則以類似的衍生性商品，如認購權證與期貨之相關研究文獻做探討。

第一節 股票選擇權特性

股票選擇權是以單一的股票為標的物，對其推出多個不同的到期日與不同的履約價格的歐式或美式的買權或賣權，世界各國大部份的股票選擇權多採用美式，而台灣目前則是採用歐式，即到期日才可進行履約，並採實物交割方式，就針對台灣目前的市場而言，其主要的優點在於可以穩定市場初期發展的秩序。

股票選擇權可用於規避持有現貨部位之風險或可運用不同的選擇權組合去鎖定標的股票價格區間的損益波動，而其本身所存在的槓桿效果，可以降低其資金的成本，使資金的運用更加有效率，而投資者可以獲得穩定的報酬。

股票選擇權與期貨契約相同，皆可用來進行投機、套利與避險，但在經濟功能上股票選擇權卻超越期貨所能提供的功能³。

³ 董夢雲(1993)，頁 9-12。

一、避險功能 - 規避現貨、期貨市場與認購權證之風險

就現貨部位投資人而言，可藉由支付權利金來取得未來買進或賣出的權利，一方面可以確定其持股的風險，另一方面則可以在市場有利時獲取利潤，對股票交易者而言，買權本身則隱含著低利率的投資成本，賣權則隱含著融券賣出，可以避免融券部位被軌空的風險，就期貨部位持有者而言，可以利用其價格來預測未來的價格走向，建立反向的選擇權部位，以控制其操作的風險；就認購權證部份而言，特別針對權證發行者，也可運用股票選擇權來做為風險管理的工具。

二、滿足不同偏好者的需求

因為選擇權為非線性的報酬型態，可透過買、賣權及不同履約價格及到期日搭配出多種投資組合，以形成不同的償付型態，以滿足不同風險偏好者的需求。

三、增加流動性

透過選擇權的各種交易策略的運用，可能會使現貨市場產生套利機會，將可使標的股票現貨市場交易量增加。

四、價格發現功能

由於選擇權是在未來一段時間買賣標的股票，故其價格會反應出對未來一段時間對股票價格的預期，因此可以幫助投資人預期近期股價的走向。

五、價格監督功能

選擇權之價值是衍生於其標的股票的價值，透過選擇權各種交易策略，如價差交易、複合式部位，可以進行避險、投機、套利等交易，透過其之間的價格關係，可以建立起標的股票及選擇權間的價格影響及監督功能，有助於價格機能的運作。

六、遞延投資決策

當投資人對於標的股票走向有確定的把握或資金不足時，可以運用選擇權的功能，先支付一筆權利金，買進標的股票的買權或賣權的權利，待未來盤勢明朗時，再以固定價格決定是否行使其買進或賣出的權利。

七、合成之功能

透過選擇權的合成策略，可以在現貨市場流動性不足無法交易時，以合成策略替代。

本研究主要則是針對價格發現功能部份進行探討，以瞭解個股選擇權的發行，是否會有助於標的股票價格的穩定，使其波動性下降。

第二節 相關文獻回顧

選擇權商品自 1973 年問世，同年 Black-Scholes 也發表了著名的選擇權定價理論，自此開始選擇權商品便快速的成長，因此也吸引了許多學者對選擇權的研究，研究方向改變選擇權價格在對其它市場之間的關係。資訊對選擇權市場及股票市場的傳遞反應是否會有資訊傳遞落後的現象。選擇權的上市對股票市場的交易量影響問題或是選擇權的存在是否使市場更有效率等...問題。本研究主要是探討股票選擇權發行是否能使標的股票價格更加穩定，以及其資訊與價格反應的速度是否有落後的現象，故在股票價格部份則針對其波動性加以探討，而價格反應速度則以因果關係來觀察。

一、國外文獻部份

(一) 波動性

Rezaul Kabir(1999)根據 Damodaran and Subrahmanyam(1992)的研究發現美國市場在買權選擇權契約掛牌交易時會有顯著為正的超額報酬，在賣權選擇權契約掛牌交易時會有顯著為負的超額報酬，且在選擇權掛牌交易後可以降低股票波動性。因此再針對 Netherlands 的選擇權市場進行相同的研究，發現選擇權契約的掛牌會對標的股票報酬的波動率及股票價格有直接的影響；在選擇權契約掛牌前 20 天其股票報酬顯

著為-2.34%，在掛牌後其具有顯著為負的價格效果(-4.4%)，但在選擇權契約掛牌後對標的股票波動性並無顯著的影響。

Petri Sahlstrom(2001)以芬蘭市場進行股票選擇權掛牌後對其標的股票的報酬及風險特性做研究。認為在股票選擇權掛牌後其標的股票的波動性及買賣價差皆會降低，其股票報酬序列具有正的一階自我相關。其研究結果支持股票選擇權市場的存在可以使得標的股票市場變的更有效率。

Park, Switzer and Bedrossian(1999)使用在CBOE掛牌的45家公司針對其交易量及波動性進行研究。其研究結果發現，標的股票市場與選擇權市場之間存在著高度整合的關係，且可以選擇權交易活動來解釋股票市場交易活動的條件變異；另外，也發現未預期的選擇權交易活動會增加標的股票的權益報酬的波動性而預期的交易活動則無明顯的影響。

(二) 資訊傳遞

Manaster and Rendleman(1982)選取自 1973 年 4 月 26 日至 1976 年 6 月 30 日間，172 種股票和選擇權契約的日資料進行研究。其使用 B-S 的評價模式倒推出隱含股價，並比較其與實際股價之差異，以此衡量股票與選擇權市場是否存在非同時交易的問題，以及選擇權價格是否具有預測股票價格的能力。其研究結果發現，其所研究的樣本中存在著非同時交易的問題，而選擇權市場是較具有資訊優勢的，且可預測下一個交易日的股票價格。

Kumar and Shastri(1990)認為 Manaster and Rendleman(1982)的研究模型中並未適當的處理股利效果，因此會導致選擇權市場領先股票市場的結果。因此 Kumar and Shastri 選取了完全無股利發放的股票及選擇權契約做為樣本，使用其日資料進行實證

其研究結果發現在股票與選擇權市場之間並無清楚的資訊傳遞型態。

Bhattacharya(1987)認為在選擇權市場與股票市場的資訊反應速度會與個別市場的風險與報酬特性有關。一般而言，如果買權的公告買價所倒推出的隱含股價大於實際的股票賣價，則表示標的股票價格被低估，相反的若買權的公告買價所倒推出的隱含股價低於實際的股票賣價，則表示標的股票價格被高估。因此針對此一特性，Bhattacharya 選取自 1977 年 6 月 1 日至 1978 年 8 月 15 日在 CBOE 掛牌交易的 32 檔買權契約及其標的股票來進行研究。其研究結果發現，日內投資組合無法獲取正的套利利潤，在加入買賣價差及其它成本後，隔夜投資組合也無法獲取正的套利利潤，所以認為選擇權的價格上並未包含任何的優勢資訊。

Diltz and Kim(1996)再次針對 Manaster and Rendleman(1982)的研究是否存在非同時交易問題進行實證。Diltz and Kim 引用 Black and Scholes(1973)的評價模型來計算股票的隱含價格，再使用誤差修正模型來觀察實際股價與隱含股價的領先、落後關係。其研究樣本選取在 CBOE 與 NYSE 市場皆有掛牌買賣的 8 家公司的股票及買權的日資料來進行實證。其研究結果發現實際股價與隱含股價之間存在著共整合關係(均為 $I(1)$)，研究結果大多數買權與其標的股票間的資訊互有領先，因此存在著回饋效果。

Anthony(1988)針對 1982 年 1 月至 1983 年 6 月 25 家公司的股票及選擇權契約的日資料進行實證，探討由一個市場的成交量變化是否會影響另一個市場的成交量變化的問題，以探討股票市場與選擇權市場的資訊傳遞型態，並且同時加入市場投資組合的總成交量來消除系統性的因素。其研究結果發現，少部份公司的股票交易量領先選擇權交易量，大部份公司皆為選擇權交易量領先股票交易量，且有領先一天的優勢存在，在此狀況下，隱含著兩市場間存在著某種程度的回饋效果。

二、國內文獻

國內部份，因股票選擇權契約為較新穎的衍生性商品，其研究的文章篇幅數量也較為不足，因此本研究使用相似的衍生性商品研究結果做為本研究的參考，如認購權證與期貨，以觀察股票選擇權市場存在與標的股票市場的領先落後關係。

王誌聰(1998)研究針對認購權證與其標的股票的日內資料，使用誤差修正模型來探討實際股價與隱含股價間的資訊傳遞關係，結果發現認購權證的發行能夠降低個別股票的異常報酬率，但對於標的股票的市場流動性與效率性卻無顯著的影響。

楊踐為(1999)就國外的研究結果指出，衍生性商品由於交易成本較低等優點，所以其價格對現貨市場通常會有領先的現象，因此針對台灣的股票認購權證與其標的股票的市場價格，是否也存在著領先關係進行研究。其方法主要為時間數列的恆定性檢定，再套用 Granger 的因果關係模式。其研究結果發現，以高科技的電子股為標的物的認購權證，其權證價格並無領先標的股票價格的現象。

周行一、李怡宗、李志宏、劉玉珍、陳麗雯(2000)使用日內資料研究認購權證發現權證價格波動性會較標的股票大，且透過認購權證市場的交易，可以使得標的股票的評價錯誤減小，其標的股票價格波動性也會下降，故發現認購權證市場是具有價格發現的功能。

許瓊方(2001)利用雙變數向量自我迴歸模型(Vector Autoregression, VAR)，檢定認購權證與標的股票在價格變動上之動態關係及資訊傳導效果，找出是否具有某些特性，而使得各認購權證與其標的股票在價格變動上之動態關係有所不同。其研究結果發現，在認購權證與標的股價格因果關係的檢定上，並沒有一致性的結論，但是若權證的日週轉率、價內程度較大，存續期間較長者，則權證較有可能領先其標的股。

戴錦周、陳建宏(2001)利用共積方法探討摩根台指期貨的市場效率性。其研究先針對期貨與現貨價格是否為定態進行單根檢定，其次再檢定兩者之間是否具有共積關係，最後進行效率性檢定，以瞭解遲延價格料是否含有預測未來現貨價格殘差項的訊息。實證結果發現，台指期貨和現貨價格雖然為非定態，但具有共積關係；此外，當期期貨價格在預測到期日現貨價格上，長期來說，是具有不偏性的，但期貨市場在反映價格訊息的效率上並沒有得到實證結果的支持。

江政紋(2003)針對國內選擇權對標的股票股價影響，探討其中是否隱含資訊內涵。研究選取自 2002 年 4 月 19 日至 2003 年 1 月 28 日之日報酬資料，透過不同模型估計方法(OLS、OLS+GARCH、OLS+E-GARCH 與 OLS+T-GARCH)衡量標的股票整體的異常報酬率(AR)及累積異常報酬率(CAR)，並配適適當的檢定方法與衡量不同模型估計方法之績效優劣。其實證結果發現，選擇權發行宣告事件對股票價格具有資訊效果；選擇權發行宣告事件就國內而言，雖宣告日前 AR 與 CAR 正值的累積效果至宣告日當天結束，滿足效率市場假說中強式效率市場的假設；但宣告日後又有零星幾天的正效果發生，故整體股票選擇權發行事件宣告具有半強式效率市場假說的傾向；大致而言 OLS 法對事件宣告產生之 AR 與 CAR 會有高估的現象以及不同模型預測績效指標之比較，顯示 OLS+T-GARCH 組所估計之 AR 與 CAR 較能指出股票選擇權發行事件宣告之資訊內涵。

本研究標的與江紋政(2003)相類似，但本研究主要的是針對其股票選擇權發行對標的股票價格的影響與股票選擇權價格對標的股票價格之間的因果關係為主軸，而江紋政是以選擇權發行宣告事件進行探討，因此兩研究是研究標的相類似，但研究目的則為不同。

綜合以上過去的文獻，多數的研究結果皆傾向於支持衍生性商品市場的存在可以使得現貨市場變得更有效率；但也有少數的研究結果是支持衍生性商品的發行對現貨市場並沒有顯著性的影響。由於文獻上的結果不完全一致，因此期交所推出股票選擇權後對標的股票市場是否真的有正面助益。又因為不同的市場有不同的交易制度及不同的交易習慣，因此無法依據過去的研究結果來判斷台灣市場的情況，故本研究是有必要針對其股票選擇權發行對標的股票價格是否會有顯著性的影響進探討，其結果可提供資投人在進行投資行為時，其投資標的選擇，以及提供投資人風險規避的一個參考。

第三章 研究方法

本研究以股票選擇權價格與標的樣本公司股價之間進行研究，分別針對波動性與因果關係兩部份進行實證。而本章共分為三節，第一節說明樣本的選取與處理，第二節研究流程說明，第三節介紹研究方法。

第一節 樣本選取與處理

股票選擇權契約商品由上市至今，已上市的契約商品共有五家公司，分別為台積電(TSMC)、聯電(UMC)、南亞(NAN YA)、中鋼(CHINA STEEL)、富邦金(FUBON FINANCIAL)，所以本研究以該五家公司做為研究樣本。本研究股票選擇權價格樣本選取期間自 92 年 1 月 20 日至 92 年 12 月 31 日，樣本選取為日資料，股票選擇權價格的選取是以最近月份契約當日交易的價平契約，選取其價格做為樣本，樣本數共為 237 筆，資料來源於台灣期貨交易所；標的股價樣本選取期間自 91 年 1 月 20 日至 93 年 12 月 31 日，樣本數共為 485 筆，資料來源為台灣經濟新報資料庫。

而標的股票選取期間為個股選擇權發行日前一年，與發行日後一年，其主要目的是在於比較其發行前與發行後的價格波動性是否有所降低或增加，以探討其股票選擇權的發行，對其標的股票現貨價格是否有穩定的幫助，以使得投資人的投資風險降低。

關於價格波動性的衡量部份，本研究是將當期的股價減去前一期的股價再除於前一期股價，以報酬率的變動來觀察當期的價格波動。

在進行變異數比率分析時，本研究依據周行一(2000)的研究，設定短天期的報酬變異數為每天的報酬變異數，長天期的報酬變異數則每五天的報酬變異數，其長天期設為五天的原因在於避免其週末效應的影響，而使得求算出的變異數變得不準確。

第二節 研究流程

本研究的目的主要在探討個股選擇權市場與標的股票市場間的關係，主要是針對股票選擇權發行後是否能使標的股票價格的波動性下降，以及股票選擇權與標的股票間領先落後的因果關係。因此，本研究分為波動性及市場關聯性兩個部份做探討。

在市場效率性部份，則是針對標的股票價格波動做分析，並使用變異數比率分析做驗證，以了解在股票選擇權發行後是否可以有效降低標的股票價格的波動，使標的股票的交易風險降低，投資報酬更加穩定。

在市場關聯性部份，則進行了單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、衝擊反應分析、變異數分解分析、因果關係檢定做為研究的方法。首先，是針對股票選擇權價格與標的股票價格兩個序列進行單根檢定，目的是要確定兩個價格序列是否為定態，若兩序列不是定態的序列，則進行一階差分，使序列成為定態。再進一步再使用共整合檢定，以確定樣本資料適用何種模型，最後再使用衝擊反應分析、預測誤差變異數分解、因果關係檢定來探討個股選擇權與標的股票兩者間的市場價格變動是否在存著明顯的領先落後關係，若兩市場之間無明顯的領先落後關係存在，則可能表示兩市場之間是存在著獨立關係，即兩市場間互不影響，或可能表示兩市場間為同期影響關係，此時市場是存在著有效率，若皆不為以上兩種狀況，則探討兩市場間可能存在的領先落後關係。

本研究流程如圖 3-1：

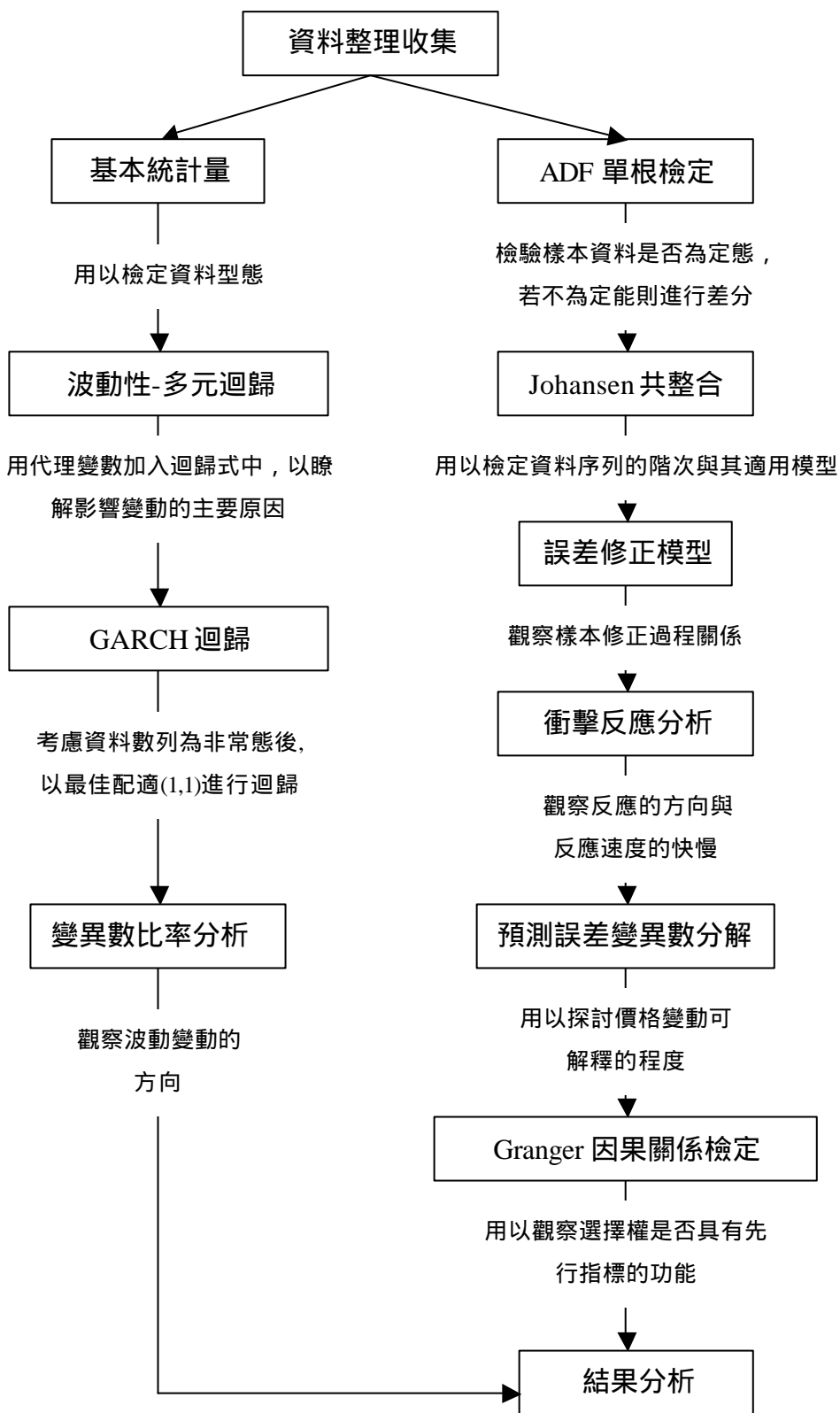


圖 3-1 研究流程圖

第三節 研究方法

一、價格波動性

Lee & Ohk(1992)認為造成股票價格波動增加的主要因素為：總體經濟及金融因素的影響，以及投資者的交易活動。

本研究為了觀察波動部位是由於股票選擇權發行後所引起的，或是由於市場環境改變所造成的，因此，加入了一個代理變數，以觀察在沒有股票選擇權的情況下，其受到市場環境的變化，所以，本研究的代理變數必須是可以完全反映整體股票市場表現的變數，因此，選擇台灣加權股價指數做為代理變數。

加入代理變數後，其模型如下：

$$Y_t = a_0 + a_1 X_t + a_2 D + e_t \quad (3-1)$$

Y_t ：標的股票價格在第 t 天的變動程度

X_t ：台灣加權股價指數(代理變數)在第 t 天的變動程度

D ：虛擬變數，股票選擇權發行前設為 0，股票選擇權發行後設為 1

e_t ：誤差項

模型中， a_1 代表經濟因素對標的股票價格波動性的影響，若 a_1 顯著異於 0 時，表示標的股票的價格波動性，的確會隨著代理變數而變動，若 a_1 顯著為正，則代表標的股票的價格是比較傾向於對整體市場的變化而有所反應。 a_2 代表在排除其它經

濟因素後，股票選擇權發行對標的股票價格波動性的影響，當 a_2 顯著異於 0 時，則可以代表股票選擇權發行對標的股票價格的波動性會產生影響。

二、GARCH 迴歸

Bollerslev(1986)進一步將 ARCH 模型擴展，提出一般化自我迴歸異質條件變異數模型(Generalized Autoregression Conditional Heteroskedasticity, GARCH)。Bollerslev 是將 ARCH 模型中條件變異數的部分加以修正，認為條件變異數不僅受到前期誤差平方項的影響，也會受到前期條件變異數所影響；GARCH 模型不但能掌握 ARCH 模型的特性，且在條件變異數的結構設定上更具彈性。

$$Y_t = a + bX_t + e_t \quad (3-2)$$

$$e_t | \Omega_{t-1} \sim iid(0, h) \quad (3-3)$$

Ω_{t-1} ：表示在 $t-1$ 期之前所有已知資訊之集合

$$e_t = Y_t - a - bX_t \quad (3-4)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p b_i h_{t-i} \quad (3-5)$$

其中：

h_t ：為模型殘差之異質條件變異數，其受過去 p 期誤差干擾項的影響，以及過去條件殘差變異數之影響。

在 GARCH 模型中，最簡單實用的即是 GARCH(1,1)模型，其當期的條件變異數僅受前期的殘差項平方與前期的條件變異數影響。表示如下：

$$Y_t = a + bX_t + e_t \quad (3-6)$$

$$h_t = a_0 + a_1 e_{t-1}^2 + b_1 h_{t-1} \quad (3-7)$$

$$e_t = Y_t - a - bX_t \quad (3-8)$$

三、變異數比率分析

為了更進一步瞭解波動性的改變，是否會是因為價格偏誤、價格連續或是新資訊流入標的股票市場的速度與品質改善了而所造成的，所以再採用 Cochrane(1988)以及 Lo & Mackinlay(1988)所提出的變異數比率檢定，其 $VR(k)$ 表示一個 k 個期間報酬變異數對單一期間報酬變異數乘 K 之比率，其模型如下：

$$VR(k) = \frac{Var(r_1)k}{Var(R_t)} \quad (3-9)$$

$Var(r_1)$ ：表示短天期的報酬變異數

$Var(R_t)$ ：表示長天期的報酬變異數

k ：表示長短天期間的比率

本研究中 $Var(r_1)$ 為每天報酬變異數， $Var(R_t)$ 為每週報酬變異數， k 等於 5。

而當 $VR(k)$ 越接近 1 時，則表示價格越能充分反應資訊，沒有資訊反應不足或是價格連續的現象，或者是沒有過度反應的訂價錯誤的情形；相反的，若市場價格呈現過度反映現象，則 $VR(k)$ 會呈現大於 1。

四、單根檢定

本研究使用單根檢定的主要目的是在於確定時間序列的整合級次，藉以判

定時間序列的定態特性，而所謂定態的時間數列，指的就序列本身的統計特性，其特性並不會隨時間的改變而有所變化。根據 Pagan&Wickens(1989)針對時間序列的文獻回顧中發現，常使用的單根檢定有 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 檢定、Phillips&Perron(PP)檢定、Dickey-Fuller(DF)檢定。ADF 與 PP 則都可以修正移動平均項所造成的白噪音問題，而 ADF 檢定較 DF 檢定強而穩定，因此在單根檢定的部份，本研究所採用的是 ADF 檢定法，其模型如下：

$$\Delta Y_t = \mathbf{b}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{r}_i \Delta Y_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (3-10)$$

$$\Delta Y_t = \mathbf{a} + \mathbf{b}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{r}_i \Delta Y_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (3-11)$$

$$\Delta Y_t = \mathbf{a} + \mathbf{g}T + \mathbf{b}Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{r}_i \Delta Y_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (3-12)$$

其中：

k ：最適落後期

\mathbf{e}_t ：誤差項趨於白噪音， $\mathbf{e}_t \sim N(0, \mathbf{s}^2)$

若 Y_t 為非定態，則 $\mathbf{b} = 0$ ，若為定態，則 $\mathbf{b} \neq 0$ 。因此，其假設檢定為：

H_0 ： $\mathbf{b} = 0$ （存在單根，非定態）

H_1 ： $\mathbf{b} \neq 0$ （不存在單根，定態）

五、共整合檢定(Cointegrating Test)

共整合模型最早是由 Engle and Granger(1987)提出，主要是用來探討多變數間的長期均衡關係。有關共整合的估計方法，較常使用的包括 EG 兩階段估計法(Engle-Granger)、CRDW(Cointegrating Regression Durbin-Watson Test)以及 Johansen(1988)最大概似估計法。而本研究所選用的是 Johansen(1988,1991)提出的應用最大概似法(Maximum Likelihood Approach)來檢定，因為在最大概似法模型本身可

以同時考慮到變數間的影響。

Johansen 最大概似法是以一個高斯向量自我迴歸模型為出發點，利用其所對應的誤差修正表現式作為最大概似法的基礎，並且以兩種概似比檢定統計量來確認共整合向量的個數。而共整合向量的個數，則取決於秩(rank)，其存在有三種可能性：

1. 若 $\text{rank}(\Pi) = P$ ， P 代表變數數量，即 Π 為一個滿秩，則表示所有的變數都為定態的時間序列變數。
2. 若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，則 Π 是一個空矩陣，表示變數中不存在共整合關係。
3. 若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < P$ ，則隱含變數間存在 r 個共整合向量。

而檢定的過程目的就在於確定 Π 的秩，也就是針對下式做虛無假設檢定：

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

所以，當確定 $\text{rank}(\Pi) = r$ 即確定了共整合向量的個數，也就確定了變數間是否具有共整合的關係。

六、誤差修正模型(Error Correction Model, ECM)

共整合關係的存在也同時表示，在觀察變數的變動時，可以藉由誤差修正項，來解釋變數由短期失衡調整至長期均衡的過程。所以，即使變數間存在著共整合關係，並不表這種關係會一直保持著不變，只要有外來的衝擊，此種關係就會被破壞，然而受到破壞的均衡關係又會隨著變數本身的調整而漸漸恢復到原有的均衡狀態，而誤差修正模型則是用於描述這種更正均衡誤差的隨機過程，也就是指前期的殘差項偏離長期均衡價格，可以在本期被修正調整；因此在變數間的長期均衡關係以及短期失衡的動態調整過程中是受那些因素的影響，都可以由誤差修正模型來看出，其模型表示如下：

$$X_t = a + bY_t + e_t \quad (3-13)$$

$$\Delta X_t = a + g e_{t+1} + \sum_{i=1}^n b_{yi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_{xi} \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3-14)$$

$$\Delta Y_t = a' + g' e_{t+1} + \sum_{i=1}^n b'_{yi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^n b'_{xi} \Delta Y_{t-i} + e'_t \quad (3-15)$$

其中：

e_t ：為共整合的殘差項

$t = 1, 2, 3, \dots, n$ ； n 為樣本數

$t - n \geq 0$

g, g' ：調整因子，為對前期偏離長期均衡關係的失衡，延至本期作調整

誤差修正項係數(g, g')代表調整的速度，也就指在本期能使偏離的市場回復到均衡狀態的能力；另外，也可以藉由觀察比較落後各期調整的係數，再次觀察兩個市場間的領先落後關係。

七、衝擊反應分析

衝擊反應分析是用來研究當某一變數有一個外生的震動或衝擊時，其他變數對此衝擊的動態反應形式。也就是各變數可以被表示為當期和各落差期的隨機衝擊項的線性組合，其處理方法如下：

由 $Y_t = a + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + e_t$ 利用 Wold 分解定理，將其轉換為向量移動平均的型態，

此時每個變數皆可用模型內所有當期及落後各期之隨機衝擊項來表示，其模型表示如下：

$$Y_t - \sum_{j=1}^m \mathbf{b}_j Y_{t-j} = \mathbf{a} + \mathbf{e}_t \quad (3-16)$$

$$(I - \mathbf{b}_1 - \mathbf{b}_2 L^2 - \dots - \mathbf{b}_m L^m) Y_t = \mathbf{a} + \mathbf{e}_t \quad (3-17)$$

$$Y_t = (I - \mathbf{b}_1 - \mathbf{b}_2 L^2 - \dots - \mathbf{b}_m L^m)^{-1} \mathbf{a} + (I - \mathbf{b}_1 - \mathbf{b}_2 L^2 - \dots - \mathbf{b}_m L^m)^{-1} \mathbf{e}_t \quad (3-18)$$

$$Y_t = \mathbf{a} + \sum_{j=0}^{\infty} C_j \mathbf{e}_{t-j} \quad (3-19)$$

其中， \mathbf{a} 為 $(n \times 1)$ 的常數向量， C_j 為 $(n \times 1)$ 的矩陣，且當 C_0 時為單位矩陣；其上式表示每一當期的變數，皆可以由體系內所有落後期之隨機衝擊項 \mathbf{e}_t 來表示。若隨機衝擊項與當期無關，則將變數表示為各期隨機衝擊項之組成，可獲得唯一的組合，但當一般隨機衝擊項具有當期相關時，可利用 Choleski 分解定理來完成正交化 (Orthogonalization) 的過程，也就是將(3-19)式放入一個三角矩陣中：

$$Y_t = \mathbf{a}' + \sum_{j=0}^{\infty} C_j V V' \mathbf{e}_{t-j} \quad (3-20)$$

再將 (3-20) 式簡化成如下：

$$Y_t = \mathbf{a}' + \sum_{j=0}^{\infty} D_j W_{t-j} \quad (3-21)$$

其中 $D_j = C_j V$ ， $W_{t-j} = V' \mathbf{e}_{t-j}$ 為一個序列無關且當期無關之正交化隨機衝擊項。

換言之，各變數可以視為當期及過去無限多期誤差修正項之線性組合，而各誤差修正項數列均列為白噪音數列，因此可以藉由此項分解過程觀察衝擊反應大小的變化，可以用來判斷變數間相互的影響，是為持續性的或是跳動式的。而且根據反應函數，可以觀察當模型內某一變數以一個標準差的大小自發性干擾時，對其它變數當期及未來

各期的動態影響過程。

八、預測誤差變異數分解

預測誤差變異數分析可用來衡量每一個變數之預測誤差變異數被自己的變動和其它變動所解釋的程度。且預測誤差變異數分解必須在正交化過程下分解才有意義，在(3-22)式中的正交化隨機衝擊項 W_{t-j} 為一個序列無關且當期無關，因此可以由此來計算唯一的預測誤差變異數分解的百分比，再由百分比大小來判斷變數間的相對解釋程度。其 Y_t 的 k 期預測誤差為：

$$Y_t - E_{t-k} Y_t = D_0 W_{t-1} + \wedge + D_{k-1} W_{t-k-1} \quad (3-22)$$

其中， $E_{t-k} Y_t = E[Y_t | Y_t, Y_{t-k-1}, \wedge]$ 表示利用第 $t-k$ 期對第 t 期作預測可能產生的誤差，由 k 階的預測誤差可求得相對應的預測誤差共變異矩陣為：

$$E(Y_t + E_{t-k} Y_t)(Y_t - E_{t-k} Y_t)' = D_0 E(W_t W_t') D_0' + D_1 E(W_t W_t') D_1' + D_{k-1} E(W_t W_t') D_{k-1}' \quad (3-23)$$

其中， E 即表示 $t-k$ 期利用所有已知的資訊，對 Y_t 做預測，所得到的估計值。另外，因為各隨機衝擊項及共變數皆為 0，所以每個變數的變異數皆可表示為所有變異數之加總，也可推估每一期對角線的數值，而數值的大小決定於 D_k 的矩陣元素，所以透過移動平均法的係數矩陣 D ，可對各變數的預測 k 階誤差變異數進行分析，由預測變異數分解百分比大小，就可判斷經濟變數外生性的相對強弱。

九、因果關係分析

Granger(1969)對因果關係所做的定義，主要是以變數間預測能力的強弱做為依據，而該預測能力的衡量，則以預測值與實際值中，預測誤差變異數大小來衡量，因此，在進行對經濟變數 Y 的預測時，除了使用 Y 過去數值所提供的訊息之外，若是由 X 其過去數值加入而使得預測結果更為精確，便稱 X 為 Y 的因。若相反，則稱 Y 為 X 的因，若二者同時存在則為 X 與 Y 之間具有回饋關係(feedback)。

定義一：獨立關係

表示不管是否加入另一個變數，都無法降低預測誤差的變異程度，則稱為 X 與 Y 之間相互獨立。

定義二：同期影響關係

若兩者的影響關係僅存在於當期，以往的資訊並不存在著任何資訊效果，但若加入當期的資訊，便可以有效的降低預測誤差的變異數，則稱二者有同期影響關係。

定義三：單向影響關係

假設 X 單向影響 Y ，則表示變數 X 的加入，使得變數 Y 的預測誤差變異數可以有效降低，即表示 X 為 Y 的因。

定義四：回饋關係

即 X 會影響 Y ， Y 也會影響 X 。

因此，令 X_t 為股票選擇權市場， Y_t 為標的股票市場，其模型如下：

$$X_t = \sum_{j=1}^k a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^k b_j Y_{t-j} + e_t \quad (3-24)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^k g_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k q_j X_{t-j} + w_t \quad (3-25)$$

其中：

e_t 、 w_t ：為不相關干擾項

k ：為最適落後期數

a 、 b 、 g 、 q ：為迴歸係數

其檢定方法是利用 F 檢定，直接檢驗 b 、 q 係數是否都為 0。若 b 係數不全為 0，則可以判定股票選擇權市場會影響標的股票市場；同樣的，若 q 係數不全為 0，則可以判定標的股票市場會影響股票選擇權市場；若 b 、 q 係數同時皆不全為 0，則可以判定標的股票市場與股票選擇權市場之間存在回饋關係，若 b 、 q 係數同時皆為 0，則可以判定標的股票市場與股票選擇權市場之間為獨立不相關。另外，在 F 檢定中，落後期數的選取部份，本研究選用 AIC 準則，以選擇 AIC 最小值所對應的落後期數為最適落後期。

第四章 研究結果

本研究在探討股票選擇權發行後對標的股票市場價格的影響，共分為波動性與因果關係兩部份進行探討，以下為本研究的實證結果說明。

第一節 波動性

一、基本統計敘述

由表 4-1 中的 Skewness(偏態)與 Kurtosis(峰態)來看，每個樣本的 Skewness 值皆不等於 1，Kurtosis 值皆不等於 3，因此這五家樣本公司股價皆為非常態分配。因此在考慮樣本為非常態分配之下，再使用 GARCH 迴歸進行驗證，使研究結果更為精準。

表 4-1 各樣本公司股價基本統計量

	台積電	聯電	南亞	中鋼	富邦金
Mean	61.2078	30.7781	35.7274	20.7507	30.5276
Median	58.5	27.4	34.55	19.8	30.4
Maximum	97.5	57	49	28.5	37.4
Minimum	35.6	19.2	25.2	14.4	23.8
Std. Dev.	16.0543	10.4649	5.5199	4.2670	3.1814
Skewness	0.6850	0.9981	0.6598	0.4018	0.0394
Kurtosis	2.3998	2.7337	2.7231	1.7612	1.8886
Jarque-Bera	45.119	81.8021	36.6716	43.9686	25.0344
Probability	0	0	0	0	0.000004
Sum	29624.6	14896.6	17292.1	10043.35	14775.4
Sum Sq. Dev.	124489	52896.27	14716.68	8794.142	4888.869

二、多元迴歸分析

本研究在觀察股票選擇權的標的股票價格波動性是否有改變時，為了進一步區分波動性的原因何在，因此採用了一個足以代表衡量整體市場環境改變的指標代理變數(大盤指數)加入多元迴歸式中，目的在於區別其波動性若有改變時，其改變是否是由整體市場環境變遷所引起的。另外，又設定一個虛擬變數，以瞭解標的股票的價格波動改變是否有受到股票選擇權的上市而有所影響。

由表 4-2 可知，台積電、聯電、南亞、中鋼、富邦金股票價格的波動性本身是有受到整體市場的大盤指數變動所影響(a_1 值為顯著的)，變動方向為正，也就是各樣本公司股票價格變動的波動幅度與大盤指數變動幅度呈正向，當大盤指數變動幅度增加時，股票價格變動的波動也增加，相反若大盤指數變動幅度減少時，股票價格變的波動也減少。另外，其股票選擇權的發行，就對台積電、聯電、中鋼股價來說在其發行前與發行後，也會造成顯著的波動性改變(a_2 值為顯著的)其中台積電、聯電的 a_2 值為負表示其股票價格的波動為下降的，而中鋼的 a_2 為正表示其股票價格波動在股票選擇權發行後是增加的，另外，股票選擇權的發行則對南亞、富邦金股價沒有顯著性影響，。再從相對的顯著性來看，五家公司其股票價格受大盤指數波動的影響會大於其股票選擇權對其股價的影響，因此，股價波動性的部份主要仍是以大盤的變動來做為依據的判斷。

表 4-2 股票價格的波動性多元迴歸

標的股票	變數	估計值	標準誤	T 值
台積電	a_0	0.6032	0.0744	8.1069***
	a_1 (大盤指數)	0.0112	0.0007	14.9433***
	a_2 (虛擬變數)	-0.1940	0.0791	-2.4525**
聯電	a_0	0.3246	0.0427	7.6005***
	a_1 (大盤指數)	0.0075	0.0004	17.368***
	a_2 (虛擬變數)	-0.2645	0.0454	-5.8233***
南亞	a_0	0.2946	0.0418	7.0429***
	a_1 (大盤指數)	0.0047	0.0004	11.1058***
	a_2 (虛擬變數)	0.0229	0.0444	0.5163
中鋼	a_0	0.2181	0.0265	8.2176***
	a_1 (大盤指數)	0.0012	0.0002	4.8258***
	a_2 (虛擬變數)	0.0468	0.0282	1.6601*
富邦金	a_0	0.3079	0.0336	9.1468***
	a_1 (大盤指數)	0.0021	0.0003	6.2002***
	a_2 (虛擬變數)	-0.0258	0.0358	-0.7222

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

註：模型 $Y_t = a_0 + a_1 X_t + a_2 D + e_t$

三、GARCH 迴歸

在考慮資料樣本為非常態分配，再對資料進行 Ljung-Box Q^2 檢定與 ARCH-LM 檢定，以檢驗樣本是否有異質變異數，是否適用 GARCH 迴歸。

表 4-3 顯示，所有樣本的 Ljung-Box Q^2 (6) 值均達顯著，再以 ARCH-LM (6) 做重複檢定，發現所有樣本值也均達顯著，所以可確定適用 GARCH 模型。

表 4-3 GARCH 適用性檢定

	台積電	聯電	南亞	中鋼	富邦金
Q (6)	10.123	7.225	6.74	7.392	10.28
Prob	0.12	0.301	0.346	0.286	0.113
Q (12)	21.02	23.447	10.583	17.293	14.063
Prob	0.05**	0.024	0.565	0.139	0.297
Q ² (6)	14.576	12.734	47.1	20.104	14.667
Prob	0.024**	0.047**	0***	0.003***	0.023**
Q ² (12)	26.13	14.941	53.711	38.636	17.886
Prob	0.01***	0.245	0***	0***	0.119
ARCH-LM (6)	2.106	1.920	7.056	2.709	2.855
F-statistic					
Prob	0.051*	0.075*	0***	0.013**	0.009***

*** : 表示達 1% 顯著水準 ; ** : 表示達 5% 顯著水準 ; * : 表示達 10% 顯著水準

表 4-4 為 GARCH 迴歸結果，可發現實證結果中所有樣本公司股價只受大盤指數顯著影響，而股票選擇權的發行則沒有顯著性的影響。

表 4-4 GARCH 迴歸結果

		係數值	標準誤	P 值
台積電	a_0	-0.0015	0.0010	0.1146
	(大盤指數)	0.0127	0.0004	0.0000***
	a_2 (虛擬變數)	0.0017	0.0015	0.2523
聯電	a_0	-0.0017	0.0011	0.1068
	a_1 (大盤指數)	0.0139	0.0004	0.0000***
	a_2 (虛擬變數)	0.0022	0.0015	0.1477
南亞	a_0	0.0012	0.0010	0.2210
	a_1 (大盤指數)	0.0099	0.0004	0.0000***
	a_2 (虛擬變數)	-0.0010	0.0013	0.4441
中鋼	a_0	0.0029	0.0010	0.0030***
	a_1 (大盤指數)	0.0065	0.0004	0.0000***
	a_2 (虛擬變數)	-0.0021	0.0015	0.1444
富邦金	a_0	-0.0006	0.000	0.5021
	a_1 (大盤指數)	0.0064	0.0005	0.0000***
	a_2 (虛擬變數)	0.0006	0.0015	0.6770

*** : 表示達 1% 顯著水準

就以上實證結果來看，所有樣本公司股價主要的影響都是在於大盤指數的變動。在多元迴歸方法下，受到股票選擇權影響的公司有台積電、聯電、中鋼，不受其影響的有南亞與富邦金；GARCH迴歸下，則均不受股票選擇權的影響。

在觀念上來說，選擇權應為標的股價的先行指標，但就此部份的研究結果來看並不明顯，其造成此結果的原因可能在於，其股票選擇權的交易量還不夠大，因此投資人在投資時不會以股票選擇權做為優先考量的工具，使得股票選擇權在影響標的股票價格方面沒有很顯著優於大盤的結果，另一方面，也可能是目前國內景氣並非處於熱絡的狀況，投資人在投資股市時也較為謹慎，資金也較為充足且習慣購入現股，因此使得股票選擇權沒有發揮應有的價格領先效果的效益。

二、變異數比率分析

在瞭解股價的波動性是否有改變之後，本研究更進一步的使用變異數比率加以探討其波動性的改變中是否有由價格偏誤所引起的，或是由新資訊的流入所造成的。因此，若價格越能充分反應資訊，無資訊反應不足或價格偏誤的現象存在，則 VR 值會越接近 1；相反的，若有資訊反應不足或價格偏誤的現象存在，則會小於 1；若有資訊反應過度現象，則會大於 1。

由表 4-5 可知，在五支樣本股票價格中其 VR 值都約在 0.7 以上，因此皆為接近 1(周行一, 2000)，也就是其價格沒有資訊反應不足或價格偏誤的現象存在。但可發現的是，其每支股票的 VR 值在股票選擇權上市後都較上市前較低，其原因可能在於選擇權上市後，當市場資訊有所變動時，投資人可能會先投資於股票選擇權做為觀望，等待市場動向較為明確時再進場，因此在資訊釋放出來時，投資人不一定會立即有所動作，所以使得 VR 在股票選擇權上市後會輕微降低。

表 4-5 變異數比率分析結果

VR 值	台積電	聯電	南亞	中鋼	富邦金
股票選擇權上市前	0.8649	0.8023	0.8797	0.7429	0.7550
股票選擇權上市後	0.7303	0.7632	0.8419	0.7163	0.7307

註：模型 $VR(k) = \frac{Var(r_t)5}{Var(R_t)}$

就波動性部份，其實證結果為可以發現其影響股價變動的主因，仍來自於大盤的變動，但是在股票選擇權發行前後其股價波動性有顯著改變的有台積電、聯電、中鋼三家公司，再經 VR 值觀察，發現其變動的方向為波動性下降，這表示其股價會更趨於穩定，也就是影響股價大幅波動的機會會下降，使得股價在相較其它股票價格之下，要在短時間內產生大額的獲利或損失的風險下降，因此在風險下降的情況下，可能會使較為保守的投資人更為積極的進行投資活動，間接的可以提高市場本身的流動性，更加活絡市場的交易活動。

第二節 市場關聯性

一、單根檢定

本研究採用 ADF 單根檢定法，並透過落後期的選取以消除殘差自我相關，以檢定各變數是否為定態。而最適落後期的選取則以選取 AIC 值最小者。

表 4-6 為台積電股價、股票選擇權買權價格及賣權價格的單根檢定結果。由結果顯示，其股價在一階差分後才呈現定態，而股票選擇權買權價格和賣權價格則皆已呈現定態。經由 AIC 值所選取出的最適落後期則分別為股價為 3 期，買權價格為 2 期，

賣權價格為 2 期。

表 4-6 台積電 單根檢定結果

	ADF 值	一階差分後 ADF 值	CV 值	最適落後期
股價	-0.8811	-7.2122	-3.4631	3
買權	-6.5937		-3.4630	2
賣權	-6.0239		-3.4630	2

表 4-7 為聯電股價、股票選擇權買權價格及賣權價格的單根檢定結果。由結果顯示，其股價在一階差分後才呈現定態，而股票選擇權買權價格和賣權價格則皆已呈現定態。經由 AIC 值所選取出的最適落後期則分別為股價為 1 期，買權價格為 1 期，賣權價格為 2 期。

表 4-7 聯電 單根檢定結果

	ADF 值	一階差分後 ADF 值	CV 值	最適落後期
股價	-0.6776	-7.0263	-3.4631	1
買權	-5.5986		-3.4630	1
賣權	-6.2352		-3.4630	2

表 4-8 為南亞股價、股票選擇權買權價格及賣權價格的單根檢定結果。由結果顯示，其股價在一階差分後才呈現定態，而股票選擇權買權價格和賣權價格則皆已呈現定態。經由 AIC 值所選取出的最適落後期則分別為股價為 2 期，買權價格為 4 期，賣權價格為 1 期。

表 4-8 南亞 單根檢定結果

	ADF 值	一階差分後 ADF 值	CV 值	最適落後期
股價	-0.8054	-6.7018	-3.4631	2
買權	-5.9613		-3.4630	4
賣權	-5.5764		-3.4630	1

表 4-9 為中鋼股價、股票選擇權買權價格及賣權價格的單根檢定結果。由結果顯示，其股價在一階差分後才呈現定態，而股票選擇權買權價格和賣權價格則皆已呈現定態。經由 AIC 值所選取出的最適落後期則分別為股價為 1 期，買權價格為 1 期，賣權價格為 1 期。

表 4-9 中鋼 單根檢定結果

	ADF 值	一階差分後 ADF 值	CV 值	最適落後期
股價	-0.6345	-5.5912	-3.4631	1
買權	-4.1449		-3.4630	1
賣權	-5.7485		-3.4630	1

表 4-10 為富邦金股價、股票選擇權買權價格及賣權價格的單根檢定結果。由結果顯示，其股價在一階差分後才呈現定態，而股票選擇權買權價格和賣權價格則皆已呈現定態。經由 AIC 值所選取出的最適落後期則分別為股價為 1 期，買權價格為 1 期，賣權價格為 1 期。

表 4-10 富邦金 單根檢定結果

	ADF 值	一階差分後 ADF 值	CV 值	最適落後期
股價	-1.1571	-6.2771	-3.4631	1
買權	-5.8865		-3.4630	1
賣權	-5.7594		-3.4630	1

二、共整合檢定

表 4-11 為所有樣本共整合檢定的結果。在所有樣本公司中的軌跡檢定(trace test)與最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)其結果 $r = 0$ 與 $r \leq 1$ 都達到顯著，表示兩市場間至少存在一個整合的關係，故在選擇權市場與標的股票市場之間是存在著整合、長期的均衡關係。因此，在觀察兩市場間的互動關係是適用誤差修正模型。

表 4-11 共整合檢定結果

台積電買權、股價 共整合					
		Trace test(trace)		Maximum eigenvalue test (max)	
特性根	假設檢定	統計值	1% 臨界值	統計值	1% 臨界值
0.1688	$r = 0$	74.7972***	20.04	42.9096***	18.63
0.1284	$r \leq 1$	31.8902***	6.65	31.8902***	6.65
台積電賣權、股價 共整合					
0.1497	$r = 0$	71.1861***	20.04	37.6474***	18.63
0.1346	$r \leq 1$	33.5386***	6.65	33.5386***	6.65
聯電買權、股價 共整合					
0.1876	$r = 0$	73.8427***	20.04	48.2188***	18.63
0.1045	$r \leq 1$	25.6239***	6.65	25.6239***	6.65

表 4-11 共整合檢定結果(續)

聯電賣權、股價 共整合					
特根性	假設檢定	Trace test(trace)		Maximum eigenvalue test (max)	
0.1523	$r = 0$	73.4624***	20.04	38.3602***	18.63
0.1404	$r \leq 1$	35.1022***	6.65	35.1029***	6.65
南亞買權、股價 共整合					
0.1942	$r = 0$	84.5858***	20.04	50.1104***	18.63
0.1380	$r \leq 1$	34.4753***	6.65	34.4753***	6.65
南亞賣權、股價 共整合					
0.2081	$r = 0$	82.3323***	20.04	54.1415***	18.63
0.1144	$r \leq 1$	28.1907***	6.65	28.1907***	6.65
中鋼買權、股價 共整合					
0.2108	$r = 0$	70.4355***	20.04	59.9314***	18.63
0.0646	$r \leq 1$	15.5041***	6.65	15.5041***	6.65
中鋼賣權、股價 共整合					
0.2108	$r = 0$	85.7532***	20.04	54.9353***	18.63
0.1243	$r \leq 1$	30.8178***	6.65	30.8178***	6.65
富邦金買權、股價 共整合					
0.2347	$r = 0$	96.6418***	20.04	62.0866***	18.63
0.1383	$r \leq 1$	34.5552***	6.65	34.5552***	6.65
富邦金賣權、股價 共整合					
0.2260	$r = 0$	91.2783***	20.04	59.4426***	18.63
0.1282	$r \leq 1$	31.8356***	6.65	31.8356***	6.65

三、 誤差修正模型

表 4-12 台積電買權價格的調整速度為-0.5653，股票價格的調整速度為 0.0028；賣權價格的調整速度為-0.4700，股票價格的調整速度為 0.0048，顯示買權、賣權價格與股票價格間為了達長期均衡價格關係的調整，主要是透過買權、賣權價格的變動來完成，而股票價格的調整幅度則較小。在均衡修正過程中，可發現買權價格修正約為 2 天，賣權價格修正也約為 2 天，因此可知標的股價有領先買權、賣權價格的效果。

表 4-12 台積電選擇權、股價 誤差修正結果

	E11(台積電買權)	E1SD1(股價一階差分)		E12(台積電賣權)	E1SD1(股價一階差分)
落後一期的誤差修正項	-0.5653 (-6.1109)	0.0028 (1.0232)	落後一期的誤差修正項	-0.4700 (-5.3101)	0.0048 (1.4725)
E11(t-1)	0.0849 (0.9432)	0.0064 (-2.3770)	E12(t-1)	-0.0197 (-0.2196)	-0.0030 (-0.7115)
E11(t-2)	0.1913 (2.2439)	-0.0051 (-1.9994)	E12(t-2)	0.0342 (-0.3960)	-0.0062 (-1.9474)
E11(t-3)	-0.0203 (-0.2606)	-0.0015 (-0.6464)	E12(t-3)	-0.0261 (-0.3235)	-0.0025 (-0.8345)
E11(t-4)	0.0968 (1.3066)	-1.1135 (-1.5696)	E12(t-4)	0.0727 (0.9694)	-0.0014 (-0.5175)
E11(t-5)	0.0413 (0.6163)	-0.0020 (-1.0159)	E12(t-5)	0.0020 (0.0310)	-0.0013 (-0.5209)
E1SD1(t-1)	-6.1464 (-2.4272)	-0.7651 (-10.0076)	E1SD1(t-1)	-5.2675 (-2.8413)	-0.7672 (-11.0996)
E1SD1(t-2)	-8.4829 (-3.0070)	-0.5189 (-6.0897)	E1SD1(t-2)	-7.1176 (-3.3034)	-0.5298 (-6.5967)
E1SD1(t-3)	-3.2500 (-1.1369)	-0.4556 (-5.2787)	E1SD1(t-3)	-5.0877 (-2.2719)	-0.4500 (-5.3897)
E1SD1(t-4)	-0.7783 (-0.2860)	-0.4847 (-5.8995)	E1SD1(t-4)	-5.0901 (-2.3678)	-0.4916 (-6.1314)
E1SD1(t-5)	-0.2840 (-0.1279)	-0.2004 (-2.9903)	E1SD1(t-5)	2.9500 (-1.6569)	-0.2182 (-3.2882)
常數項	-0.0076 (-0.1167)	-9.34E-06 (-0.0047)	常數項	0.0013 (0.0621)	-6.15E-05 (-0.0309)

表 4-13 聯電買權價格的調整速度為-0.2044，股票價格的調整速度為-0.0229；賣權價格的調整速度為-0.0552，股票價格的調整速度為-0.0196，顯示聯電買權、賣權價格與股票價格間的長期均衡價格關係的調整，主要是透過由各別的價格變動來完成，且在均衡修正過程中，可知聯電股價與買權、賣權價格間的領先效果並不明顯。

表 4-13 聯電選擇權、股價 誤差修正結果

	E21(聯電買權)	E2SD1(股價一階差分)		E22(聯電賣權)	E2SD1(股價一階差分)
落後一期的誤差修正項	-0.2044 (-3.6330)	-0.0229 (-4.4323)	落後一期的誤差修正項	-0.0552 (-1.3265)	-0.0196 (-5.6888)
E21(t-1)	-0.2460 (-3.2806)	0.0110 (1.6074)	E22(t-1)	-0.3051 (-4.1896)	0.0077 (1.2854)
E21(t-2)	-0.1025 (-1.3677)	0.0166 (2.4096)	E22(t-2)	-0.2461 (-3.2822)	0.0041 (0.6689)
E21(t-3)	-0.0898 (-1.2051)	0.0114 (1.6633)	E22(t-3)	-0.2276 (-3.1059)	0.0103 (1.7089)
E21(t-4)	-0.0251 (-0.3505)	0.0157 (2.3800)	E22(t-4)	-0.0757 (-1.0598)	0.0087 (-0.0059)
E21(t-5)	-0.1097 (-1.6310)	-0.0052 (-0.8501)	E22(t-5)	-0.2246 (-3.3051)	0.0158 (2.8146)
E2SD1(t-1)	4.5429 (3.0393)	-0.2954 (-2.1478)	E2SD1(t-1)	1.7029 (1.0498)	-0.1751 (-1.3009)
E2SD1(t-2)	3.2154 (2.3529)	-0.153 (-1.5531)	E2SD1(t-2)	1.1215 (0.7611)	-0.0887 (-0.7256)
E2SD1(t-3)	4.1860 (3.3961)	-0.0899 (-0.7933)	E2SD1(t-3)	0.3757 (0.2831)	-0.0174 (-0.1586)
E2SD1(t-4)	1.9839 (1.8812)	-0.1614 (-1.6637)	E2SD1(t-4)	0.6166 (0.5501)	-0.1183 (-1.2725)
E2SD1(t-5)	-0.5040 (2.0040)	-0.0788 (-1.1444)	E2SD1(t-5)	-1.0938 (-1.3651)	-0.0528 (-0.7944)
常數項	-0.0010 (-0.0468)	0.0002 (0.1260)	常數項	-0.0022 (-0.0909)	0.0002 (0.1431)

表 4-14 南亞買權價格的調整速度為-0.0642，股票價格的調整速度為 0.0136；賣權價格的調整速度為-0.0703，股票價格的調整速度為-0.0100，顯示買權價格與股票價格間為了達長期均衡價格關係的調整，主要是透過買權價格的變動來完成，而賣權價格與股票價格間則各自調整；在均衡修正過程中，可知標的股價有領先買權價格的效果而無領先賣權價格的效果。

表 4-14 南亞選擇權、股價 誤差修正結果

	N11(南亞 買權)	N1SD1(股 價一階差分)		N12(南亞 賣權)	N1SD1(股 價一階差分)
落後一期的 誤差修正項	-0.0642 (-1.6252)	0.0136 (6.2801)	落後一期的 誤差修正項	-0.0703 (-2.2360)	-0.0100 (-5.872)
N11(t-1)	-0.3515 (-4.6840)	-0.0094 (-2.2790)	N12(t-1)	-0.4914 (-6.8901)	0.0041 (1.0539)
N11(t-2)	-0.2748 (-3.5559)	-0.0072 (-1.7037)	N12(t-2)	-0.2712 (-3.4901)	0.0060 (1.3852)
N11(t-3)	-0.2365 (-3.1404)	-0.0071 (-1.7337)	N12(t-3)	-0.1172 (-1.4942)	0.0108 (2.4777)
N11(t-4)	-0.1071 (-1.4601)	-0.0060 (-1.4943)	N12(t-4)	-0.1027 (-1.3513)	0.0107 (2.5464)
N11(t-5)	-0.0814 (-1.2275)	-0.0053 (-1.4532)	N12(t-5)	-0.0417 (-0.6268)	0.0080 (2.1650)
N1SD1(t-1)	-1.9080 (-0.7526)	-0.0216 (-0.1553)	N1SD1(t-1)	4.2220 (1.8473)	-0.1617 (-1.2690)
N1SD1(t-2)	-2.8907 (-1.2725)	0.0203 (0.1633)	N1SD1(t-2)	3.3671 (1.6083)	-0.0846 (-0.7249)
N1SD1(t-3)	-0.7456 (-0.3712)	0.0689 (0.6247)	N1SD1(t-3)	-1.6519 (0.8753)	-0.0060 (-0.0572)
N1SD1(t-4)	-1.9544 (-1.1731)	-0.0024 (-0.0266)	N1SD1(t-4)	2.3902 (1.4943)	-0.0548 (-0.6144)
N1SD1(t-5)	-1.8579 (-1.5525)	-0.0706 (-1.0744)	N1SD1(t-5)	3.0134 (2.6240)	-0.1020 (-1.5944)
常數項	0.0011 (0.0394)	-0.0001 (-0.0994)	常數項	-0.0027 (-0.0929)	-0.0001 (-0.0777)

表 4-15 中鋼買權價格的調整速度為-0.0416，股票價格的調整速度為-0.0135；賣權價格的調整速度為-2.31E-06，股票價格的調整速度為 0.0015，顯示聯電買權價格與股票價格間的長期均衡價格關係的調整，主要是透過由各別的價格變動來完成，賣權價格與股票價格間，則是由賣權市場進行調整；因此在均衡修正過程中，可知聯電股價對買權價格的領先效果不存在，但股價對賣權價格則存在領先效果。

表 4-15 中鋼選擇權、股價 誤差修正結果

	C11(中鋼買權)	C1SD1(股價一階差分)		C12(中鋼賣權)	C1SD1(股價一階差分)
落後一期的誤差修正項	-0.0416 (-1.5266)	-0.0135 (-6.6676)	落後一期的誤差修正項	-2.31E-06 (-0.0007)	0.0015 (6.6749)
C11(t-1)	-0.3665 (-5.1600)	0.0136 (2.5712)	C12(t-1)	-0.3732 (-5.6375)	-0.0090 (-1.8682)
C11(t-2)	-0.2062 (-2.7563)	-0.0011 (-0.2004)	C12(t-2)	-0.2439 (-3.4600)	0.0019 (0.3754)
C11(t-3)	-0.1364 (-1.8373)	0.0044 (0.8006)	C12(t-3)	-0.1808 (-2.5569)	-0.0038 (-0.7424)
C11(t-4)	-0.1603 (-2.2092)	0.0027 (0.5087)	C12(t-4)	-0.1644 (-2.3589)	-0.0066 (-1.3027)
C11(t-5)	0.0403 (0.5980)	-0.0072 (-1.4268)	C12(t-5)	-0.0039 (-0.0602)	0.0015 (0.3136)
C1SD1(t-1)	3.04 (1.5219)	0.1187 (0.7929)	C1SD1(t-1)	1.3218 (0.6339)	0.1465 (0.9579)
C1SD1(t-2)	3.4816 (1.9726)	0.0791 (0.6000)	C1SD1(t-2)	1.1503 (0.6281)	0.1206 (0.8976)
C1SD1(t-3)	3.7862 2.5008	0.0219 (0.1942)	C1SD1(t-3)	0.4056 (0.2585)	0.0594 (0.5166)
C1SD1(t-4)	3.0698 (0.6494)	0.0060 (-0.0661)	C1SD1(t-4)	-0.4099 (1.5845)	0.0192 (-0.6134)
C1SD1(t-5)	0.5624 (0.6494)	-0.0427 (-0.6605)	C1SD1(t-5)	1.4244 (1.5845)	-0.0404 (-0.6134)
常數項	-0.0045 (-0.2300)	-0.0001 (-0.1007)	常數項	-0.0066 (-0.3247)	-0.0002 (-0.1564)

表 4-16 中，富邦金買權價格的調整速度為-0.0143，股票價格的調整速度為0.0040；賣權價格的調整速度為-0.0119，股票價格的調整速度為-0.0085，顯示買權價格與股票價格間為了達長期均衡價格關係的調整，主要是透過買權價格的變動來完成；在均衡修正過程中，股票價格有領先買權價格的效果，但無領先賣權價格的效果。

表 4-16 富邦金選擇權、股價 誤差修正結果

	F11(富邦金買權)	F1SD1(股價一階差分)		F12(富邦金賣權)	F1SD1(股價一階差分)
落後一期的誤差修正項	-0.0143 (-1.2742)	0.0040 (6.9736)	落後一期的誤差修正項	-0.0119 (-0.4864)	-0.0085 (-6.9664)
F11(t-1)	-0.5123 (-7.6472)	-0.0056 (-1.6398)	F12(t-1)	0.4625 (-6.5818)	0.0047 (1.3711)
F11(t-2)	-0.3578 (-4.7948)	0.0024 (0.6330)	F12(t-2)	-0.3170 (-4.2186)	0.0009 (0.2558)
F11(t-3)	-0.2756 (-3.6480)	0.0008 (0.2139)	F12(t-3)	-0.2047 (-2.6865)	0.0045 (1.2049)
F11(t-4)	-0.1440 (-1.9616)	0.0068 (1.8076)	F12(t-4)	-0.2051 (-2.771)	0.0021 (0.5996)
F11(t-5)	-0.1402 (-2.1059)	0.0001 (0.0361)	F12(t-5)	-0.1340 (-1.9995)	0.0060 (1.8269)
F1SD1(t-1)	-3.6281 (-0.9704)	0.3355 (1.7392)	F1SD1(t-1)	2.0378 (0.5336)	0.2950 (1.5541)
F1SD1(t-2)	-2.6533 (-0.8192)	0.1706 (1.0209)	F1SD1(t-2)	2.1597 (0.6506)	0.1382 (0.8376)
F1SD1(t-3)	-0.9448 (-0.3567)	0.0995 (0.7281)	F1SD1(t-3)	2.3848 (0.8730)	0.0726 (0.5349)
F1SD1(t-4)	-0.9470 (-0.4721)	0.0551 (0.5326)	F1SD1(t-4)	1.6258 (0.7809)	0.0446 (0.4313)
F1SD1(t-5)	-1.0357 (-0.8133)	-0.0155 (-0.2369)	F1SD1(t-5)	0.3628 (0.2739)	-0.0121 (-0.1846)
常數項	-0.0040 (-0.1598)	4.67E-05 (0.0359)	常數項	-0.0062 (-0.2384)	0.0001 (0.0887)

透過誤差修正模型中，可以發現選擇權市場與股票市場間的領先落後關係，只有台積電、南亞、富邦金的股票價格與買權價格，台積電的股票價格與賣權價格，共 4 個樣本間存在領先落後關係。

四、衝擊反應分析

此部份主要是用來觀察，其衝擊反應變化為正向或負向的影響，還是持續性的或反覆跳動性的衝擊與反應速度的快慢。

由圖 4-1、圖 4-2、圖 4-3 來看，在買權的部份所有樣本公司主要的衝擊都是來自於本身前期價格的影響，由圖形來看各樣本公司買權價格受到股價影響所需要的反應時間分別為，台積電買權(E11)是 7 天，聯電買權(E21)是 8 天，南亞買權(N11)是 2 天，中鋼買權(C11)是 2 天，富邦金買權(F11)是 2 天。賣權價格受到股價影響所需要的反應時間分別為，台積電賣權(E12)是 4 天，聯電賣權(E22)是 4 天，南亞賣權(N12)是 6 天，中鋼賣權(C12)是 8 天，富邦金賣權(F12)是 7 天。股價部份受到買權價格影響所需要的反應時間分別為，台積電股價(E1SD1)是 3 天，聯電股價(E2SD1)是 2 天，南亞股價(N1SD1)是 2 天，中鋼股價(C1SD1)是 2 天，富邦金股價(F1SD1)是 2 天。而股價部份受到賣權價格影響皆非常小。

由各樣本公司的買權、賣權、股價三部份的反應時間來看，買權和賣權的反應時間相對股價反應時間較長，此現象的存在會導致選擇權價格領先股票價格的理論不成立，因為當股票價格反應結束後，選擇權價格還未反應結束，使得選擇權的價格發現功能無法發揮，因此目前的市場無法有明確的領先落後關係存在；另外，反應時間的長短也可以看出市場的效率與否，以結果數據來看，價格的反應皆無法在立刻完全反應完畢，因此可知目前的市場仍存在效率不足的現象。

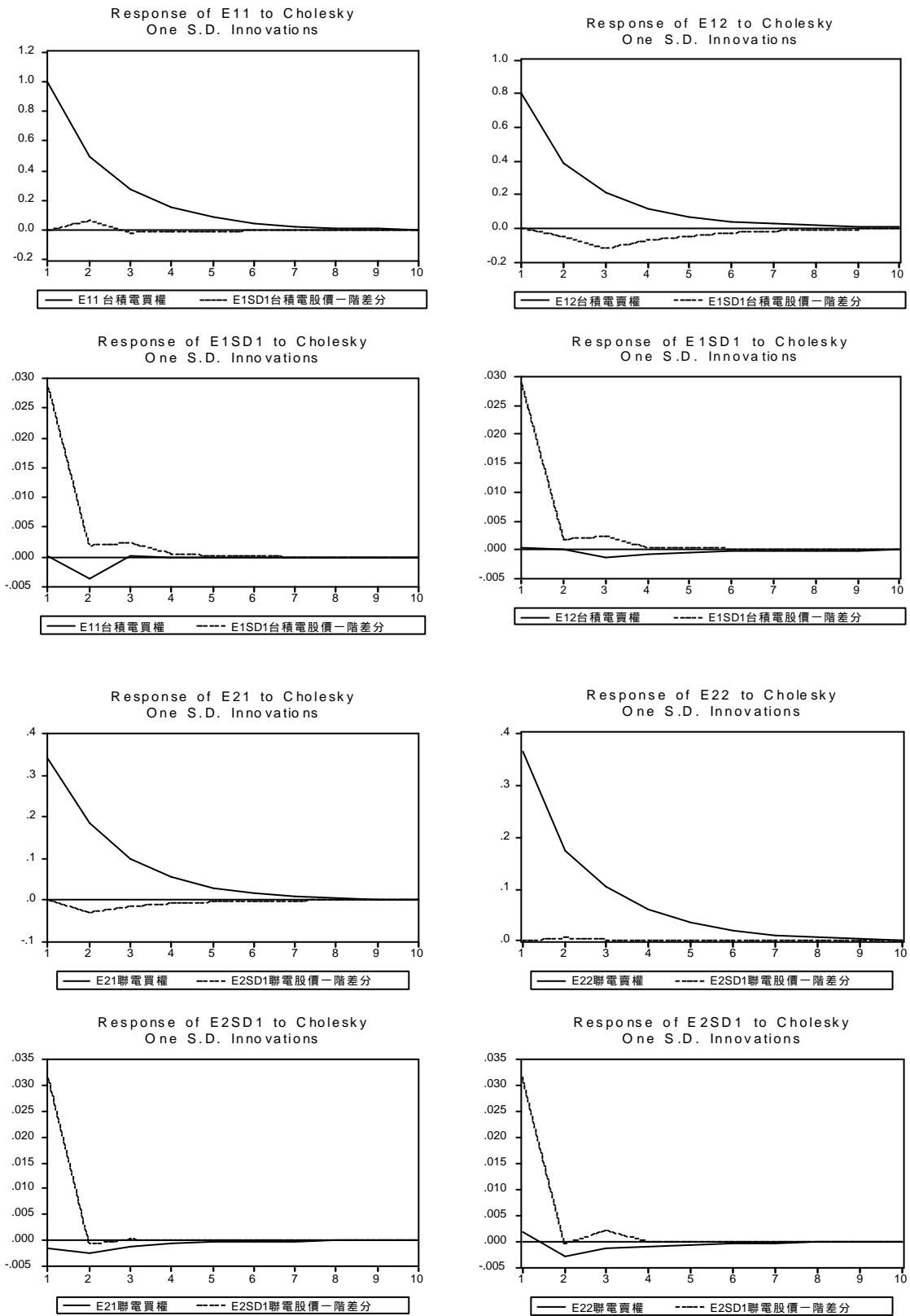


圖 4-1 衝擊反應圖

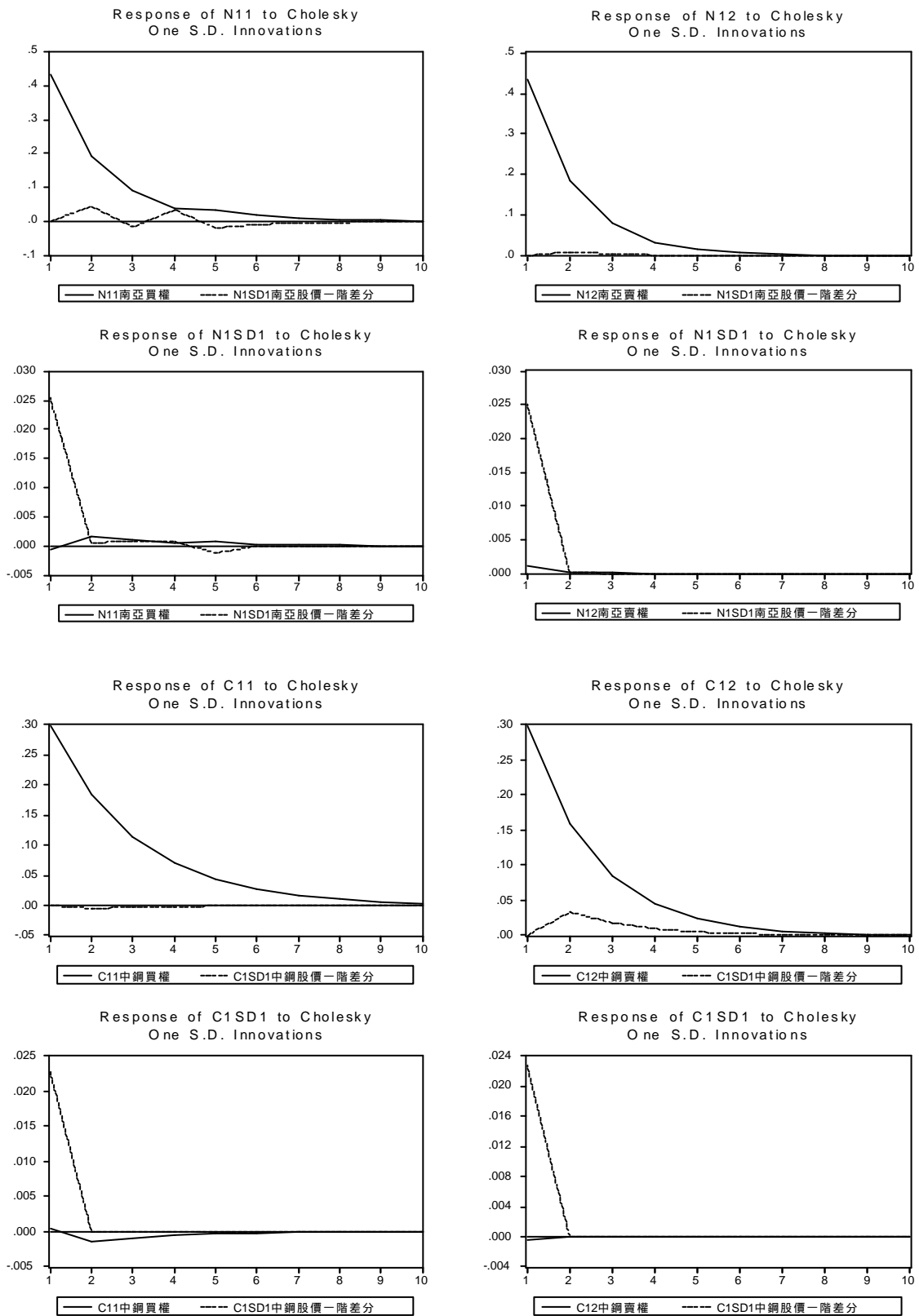


圖 4-2 衝擊反應圖

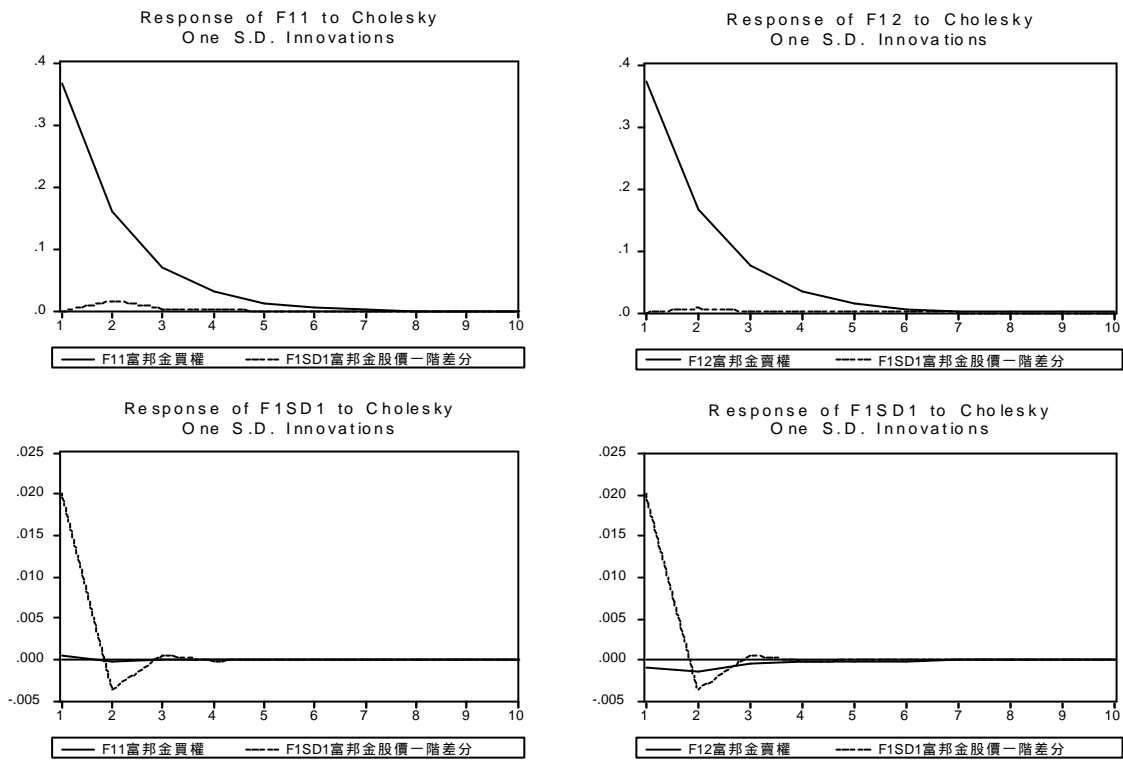


圖 4-3 衝擊反應圖

五、預測誤差變異數分解

此部份是透過預測誤差變異數分解的實證結果，可得知當股票價格、賣權價格或買權價格發生變動時，其價格變動可解釋的程度。

表 4-17 為台積電買權與股價的預測誤差變異數分解的結果。先由買權部份來看，其第 1 期時的自我解釋能力達到 100%，表示其完全獨立不受到股票價格的影響，到了第 5、10 期時，其自我解釋能力仍達到 99.6%左右，其表示買權價格在變動過程中，主要的影響仍是來自於本身前期的價格；其股價部份也是，到了第 5、10 期時，自我解釋能力仍達到 98.4%左右，表示股價的變動受買權價格變動影響程度相當小。

表 4-17 台積電 買權之預測誤差變異數分解

買權的預測誤差變異數分解		
期數	台積電買權	台積電股價 - 差分後(E1SD1)
1	100.0000	0.0000
2	99.6621	0.3378
3	99.6620	0.3379
5	99.6665	0.3334
10	99.6660	0.3339
股價的預測誤差變異數分解		
期數	台積電買權	台積電股價 - 差分後(E1SD1)
1	0.0038	99.9961
2	1.5860	98.4139
3	1.5770	98.4229
5	1.5819	98.4180
10	1.5819	98.4180

表 4-18 為台積電賣權與股價的預測誤差變異數分解的結果。先由賣權部份來看，其第 1 期時的自我解釋能力達到 100%，表示其完全獨立不受到股票價格的影響，到了第 5、10 期時，其自我解釋能力仍達到 97.1% 左右，其表示買權價格在變動過程中，主要的影響仍是來自我本身前期的價格；股價部份在第 1 期時自我解釋能力達到 99.9%，表示其股價的獨立性，不會受到賣權價格的影響，再看第 5、10 期，其解釋能力 99.5%，因此股票價格是會不受到賣權價格的影響。

表 4-18 台積電 賣權之預測誤差變異數分解

賣權的預測誤差變異數分解		
期數	台積電賣權	台積電股價 - 差分後(E1SD1)
1	100.0000	0.0000
2	99.6868	0.3132
3	97.9766	2.0233
5	97.2205	2.7795
10	97.1033	2.8966
股價的預測誤差變異數分解		
期數	台積電賣權	台積電股價 - 差分後(E1SD1)
1	0.0086	99.9913
2	0.0132	99.9867
3	0.2700	99.7299
5	0.3835	99.6164
10	0.4024	99.5975

表 4-19 為聯電買權與股價的預測誤差變異數分解的結果。先由買權部份來看，其第 1 期時的自我解釋能力達到 100%，表示其完全獨立不受到股票價格的影響，到了第 5、10 期時，其自我解釋能力仍達到 99.2% 左右，其表示買權價格在變動過程中，其獨立性很高且主要的影響仍是來自我本身前期的價格；其股價部份在第 1 期時自我解釋能力只達到 99.7%，表示其股價的獨立性，第 5、10 期，其解釋能力更降到 99%，因此股票價格是不會受到買權價格的影響。

表 4-19 聯電 買權之預測誤差變異數分解

買權的預測誤差變異數分解		
期數	聯電買權	聯電股價 - 差分後(E1SD1)
1	100.0000	0.0000
2	99.4033	0.5966
3	99.2954	0.7045
5	99.2570	0.7429
10	99.2534	0.7465
股價的預測誤差變異數分解		
期數	聯電買權	聯電股價 - 差分後(E1SD1)
1	0.2415	99.7584
2	0.7803	99.2196
3	0.9267	99.0732
5	0.9832	99.0167
10	0.9887	99.0113

表 4-20 為聯電賣權與股價的預測誤差變異數分解的結果。先由賣權部份來看，其第 1 期時的自我解釋能力達到 100%，表示其完全獨立不受到股票價格的影響，到了第 5、10 期時，其自我解釋能力仍達到 99.9% 左右，其表示賣權價格在變動過程中，主要的影響仍是來自我本身前期的價格；其股價部份在第 1 期時自我解釋能力達到 99.6%，表示其股票價具有獨立性，不會受到賣權價格的影響，再看第 5、10 期，其解釋能力也到到 98.6%，因此其股票價格受到賣權價格的影響是相當小的。

表 4-20 聯電 賣權之預測誤差變異數分解

賣權的預測誤差變異數分解		
期數	聯電賣權	聯電股價 - 差分後(E1SD1)
1	100.0000	0.0000
2	99.9742	0.0257
3	99.9713	0.0286
5	99.9686	0.0313
10	99.9682	0.0317
股價的預測誤差變異數分解		
期數	聯電賣權	聯電股價 - 差分後(E1SD1)
1	0.3063	99.6936
2	1.0709	98.9290
3	1.2285	98.7714
5	1.3646	98.6353
10	1.3826	98.6173

表 4-21 為南亞買權與股價的預測誤差變異數分解的結果。先由買權部份來看，其第 1 期時的自我解釋能力達到 100%，表示其完全獨立不受到股票價格的影響，到了第 5、10 期時，其自我解釋能力仍達到 98.3% 左右，其表示買權價格在變動過程中，主要的影響仍是來自我本身前期的價格；其股價部份在第 1 期時自我解釋能力達到 99.9%，表示其股票價具有獨立性，不會受到買權價格的影響，再看第 5、10 期，其解釋能力達到 99.1%，因此其股票價格受到買權價格的影響幾乎是不存在的。

表 4-21 南亞 買權之預測誤差變異數分解

買權的預測誤差變異數分解		
期數	南亞買權	南亞股價 - 差分後(E1SD1)
1	100.0000	0.0000
2	99.1222	0.8777
3	99.0358	0.9642
5	98.3622	1.6008
10	98.3536	1.6463
股價的預測誤差變異數分解		
期數	南亞買權	南亞股價 - 差分後(E1SD1)
1	0.0799	99.9200
2	0.4426	99.5573
3	0.6495	99.3504
5	0.7987	99.2012
10	0.8265	99.1734

表 4-22 為南亞賣權與股價的預測誤差變異數分解的結果。先由賣權部份來看，其第 1 期時的自我解釋能力達到 100%，表示其完全獨立不受到股票價格的影響，到了第 5、10 期時，其自我解釋能力仍達到 99.9% 左右，其表示賣權價格在變動過程中，主要的影響仍是來自我本身前期的價格；其股價部份在第 1 期時自我解釋能力達到 99.7%，表示其股票價具有獨立性，不會受到賣權價格的影響，再看第 5、10 期，其解釋能力也到到 99.7%，因此其股票價格受到賣權價格的影響是相當小的。

表 4-22 南亞 賣權之預測誤差變異數分解

買權的預測誤差變異數分解		
期數	南亞賣權	南亞股價 - 差分後(E1SD1)
1	100.0000	0.0000
2	99.9607	0.0392
3	99.9545	0.0454
5	99.9532	0.0467
10	99.9531	0.0468
股價的預測誤差變異數分解		
期數	南亞賣權	南亞股價 - 差分後(E1SD1)
1	0.2665	99.7334
2	0.2799	99.7200
3	0.2822	99.7177
5	0.2827	99.7172
10	0.2827	99.7172

表 4-23 為中鋼買權與股價的預測誤差變異數分解的結果。先由買權部份來看，其第 1 期時的自我解釋能力達到 100%，表示其完全獨立不受到股票價格的影響，到了第 5、10 期時，其自我解釋能力仍達到 99.9% 左右，其表示買權價格在變動過程中，主要的影響仍是來自我本身前期的價格；其股價部份在第 1 期時自我解釋能力達到 99.9%，表示其股票價具有獨立性，不會受到買權價格的影響，再看第 5、10 期，其解釋能力也到到 99.3%，因此其股票價格受到買權價格的影響是相當小的。

表 4-23 中鋼 買權之預測誤差變異數分解

買權的預測誤差變異數分解		
期數	中鋼買權	中鋼股價 - 差分後(E1SD1)
1	100.0000	0.0000
2	99.9788	0.0211
3	99.9735	0.0264
5	99.9711	0.0288
10	99.9707	0.0292
股價的預測誤差變異數分解		
期數	中鋼買權	中鋼股價 - 差分後(E1SD1)
1	0.0337	99.9662
2	0.4207	99.5792
3	0.5682	99.4317
5	0.6462	99.3538
10	0.6594	99.3405

表 4-24 為中鋼賣權與股價的預測誤差變異數分解的結果。先由賣權部份來看，其第 1 期時的自我解釋能力達到 100%，表示其完全獨立不受到股票價格的影響，到了第 5、10 期時，其自我解釋能力仍達到 98.7% 左右，其表示賣權價格在變動過程中，主要的影響仍是來自我本身前期的價格；其股價部份在第 1 期時自我解釋能力達到 99.9%，表示其股票價具有獨立性，不會受到賣權價格的影響，再看第 5、10 期，其解釋能力也到到 99.9%，因此其股票價格受到賣權價格的影響是相當小的。

表 4-24 中鋼 賣權之預測誤差變異數分解

買權的預測誤差變異數分解		
期數	中鋼賣權	中鋼股價 - 差分後(E1SD1)
1	100.0000	0.0000
2	99.0273	0.9726
3	98.8216	1.1783
5	98.7520	1.2479
10	98.7460	1.2539
股價的預測誤差變異數分解		
期數	中鋼賣權	中鋼股價 - 差分後(E1SD1)
1	0.0561	99.9438
2	0.0572	99.9427
3	0.0574	99.9425
5	0.0575	99.9424
10	0.0576	99.9424

表 4-25 為富邦金買權與股價的預測誤差變異數分解的結果。先由買權部份來看，其第 1 期時的自我解釋能力達到 100%，表示其完全獨立不受到股票價格的影響，到了第 5、10 期時，其自我解釋能力仍達到 99.8% 左右，其表示買權價格在變動過程中，主要的影響仍是來自我本身前期的價格；其股價部份在第 1 期時自我解釋能力達到 99.9%，表示其股票價具有獨立性，不會受到買權價格的影響，再看第 5、10 期，其解釋能力也到到 99.9%，因此其股票價格受到買權價格的影響是相當小的。

表 4-25 富邦金 買權之預測誤差變異數分解

買權的預測誤差變異數分解		
期數	富邦金買權	富邦金股價 - 差分後(E1SD1)
1	100.0000	0.0000
2	99.8119	0.1880
3	99.8049	0.1950
5	99.8018	0.1981
10	99.8017	0.1982
股價的預測誤差變異數分解		
期數	富邦金買權	富邦金股價 - 差分後(E1SD1)
1	0.0589	99.9410
2	0.0726	99.9273
3	0.0728	99.9272
5	0.0729	99.9270
10	0.0730	99.9270

表 4-26 為富邦金賣權與股價的預測誤差變異數分解的結果。先由賣權部份來看，其第 1 期時的自我解釋能力達到 100%，表示其完全獨立不受到股票價格的影響，到了第 5、10 期時，其自我解釋能力仍達到 99.9% 左右，其表示賣權價格在變動過程中，主要的影響仍是來自我本身前期的價格；其股價部份在第 1 期時自我解釋能力達到 99.8%，表示其股票價具有獨立性，不會受到賣權價格的影響，再看第 5、10 期，其解釋能力也到到 99.4%，因此其股票價格受到賣權價格的影響是相當小的。

表 4-26 富邦金 賣權之預測誤差變異數分解

買權的預測誤差變異數分解		
期數	富邦金賣權	富邦金股價 - 差分後(E1SD1)
1	100.0000	0.0000
2	99.9723	0.0276
3	99.9713	0.0286
5	99.9708	0.0291
10	99.9707	0.0292
股價的預測誤差變異數分解		
期數	富邦金賣權	富邦金股價 - 差分後(E1SD1)
1	0.1471	99.8528
2	0.5379	99.4620
3	0.5773	99.4226
5	0.5901	99.4099
10	0.5906	99.4093

此部份實證結果顯示，每個樣本公司的股票選擇權買權與賣權，在第一期時的自我解釋能力都達到了 100%，這表示其股票選擇權的價格在當期為完全獨立不受到標的股票價格的影響。在標的股票價格部份，大部份樣本受到股票選擇權價格影響的程度都很小。

六、因果關係檢定

在因果關係檢定部份，本研究依據 AIC 準則決定自我迴歸落後期數，分別就不同的變數進行因果關係檢定。

表 4-27 為買權價格與標的股票價格之 Granger 因果關係檢定的整理表。就所有買權樣本來看，所有公司的買權價格與標的股票價格間都沒有顯著的因果關係。

表 4-27 買權價格與標的股票價格之 Granger 因果關係檢定

	因	果	買權價格	標的股票價格
台積電	買權價格			0.4678
	標的股票價格		0.1530	
聯電	買權價格			0.1797
	標的股票價格		0.1770	
南亞	買權價格			0.1212
	標的股票價格		0.8049	
中鋼	買權價格			0.7918
	標的股票價格		0.2229	
富邦金	買權價格			0.1013
	標的股票價格		0.8870	

表 4-28 為賣權價格與標的股票價格之 Granger 因果關係檢定的整理表。就實證結果發現南亞賣權價格的變動在 10% 顯著水準之下會影響到標的股票價格的變化，也就是賣權價格為標的股票價格的因。而其結果造成的原因可能在於不對稱的關係，也就是壞消息的效應會大於好消息的帶來的效應；因此當賣權的交易量增加，價格上漲時，敏感的投資人會有相對反應，因此對股票價格的效果會更加明顯。另外，中鋼賣

權價格與標的股票價格間的因果關係，其結果為標的股票價格變動在 10% 顯著水準之下為賣權價格變動的因，也就是說中鋼標的股票的價格會影響到賣權價格的變化。其結果與所謂的選擇權為先行指標的觀念有所不同，其原因可能在於中鋼公司本身所分散的股份，其主要仍為官股，因此在政府持有大部份股份情況下，一般的小投資人的投資行為可能就較難造成任何效果，因此使得賣權價格的變動，反而受到股票價格變動的影響。

表 4-28 賣權價格與標的股票價格之 Granger 因果關係檢定

	因	果	賣權價格	標的股票價格
台積電	賣權價格			0.1148
	標的股票價格		0.6519	
聯電	賣權價格			0.9648
	標的股票價格		0.2883	
南亞	賣權價格			0.0547*
	標的股票價格		0.4484	
中鋼	賣權價格			0.0847*
	標的股票價格		0.9549	
富邦金	賣權價格			0.7765
	標的股票價格		0.2234	

*：表顯示水準達 10%

就因果關係部份，綜合共整合、誤差修正模型、預測誤差變異數與 Granger 因果關係檢定的實證結果，整理於表 4-29。可以發現其結果仍有不同，但在不同方法下台積電賣權價格與標的股票價格呈現因果關係是較可以確定的，其原因可能在於台積電股票選擇權的交易量為五個樣本公司中交易量最大，所以其效果較為顯著，另一方

面，也可能由於其標的股票價格本身較高，因此受到其選擇權價格變動所影響的敏感性為較高，投資人為避免錯誤的投資，導致大額的投資損失，因此會使用其賣權來進行避險，所以使得其賣權對股票價格有較顯著的影響。另外，理論上的選擇權價格較股票價格有先行指標的現象，在大多數的樣本也皆不存在，其原因有可能在於目前投資人的習慣仍未以選擇權價格做為參考，或與其交易量尚未大幅擴大，以致於價格未能立即反應出市場狀況，但也有可能是其它原因造成。另外，再根據衝擊反應速度的結果可以發現股票選擇權買權價格與賣權價格的反應速度皆是優於標的股票價格的反應速度。

表 4-29 因果關係整理表

研究方法	樣本公司	因	果
誤差修正模型	台積電	股票價格	買權價格
	南亞	股票價格	買權價格
	富邦金	股票價格	買權價格
	台積電	股票價格	賣權價格
預測誤差變異數分解	台積電	賣權價格	股票價格
	聯電	買權價格	股票價格
Granger 因果關係檢定	南亞	賣權價格	股票價格
	中鋼	賣權價格	股票價格

在因果關係實證結果部份，不同的研究方法其結果也不相同，因此在因果關係部份無一致性的結論。

而本研究在波動性部份，本研究樣本選取為 2002 年 1 月 20 日至 2003 年 12 月 31 日，以股票選擇權上市日期 2003 年 1 月 20 日為分界，以探討股票選擇權的上市對其標的股票價格的波動性是否會有影響。研究方法則使用多元迴歸、GARCH 迴歸、異變數比率分析來進行。

多元迴歸實證結果發現有台積電、聯電與中鋼三家公司標的股票價格的波動會有顯著的改變，南亞與富邦金標的股票價格波動則無顯著性的改變；GARCH 迴歸實證結果發現股票選擇權的發行對所有樣本公司股價皆無顯著性的影響。但是大盤指數變動對所有樣本公司股價的影響，在多元迴歸與 GARCH 迴歸結果中，都是皆為顯著。因此，為了辨別三家公司價格波動的方向，故使用變異數比率分析，實證結果發現波動性皆為下降，即在 VR 值部份，五家樣本公司股價波動在股票選擇權上市後皆有輕微下降的現象，反應出對資訊的充分反應且無價格偏誤的現象存在，也顯示標的股票價格變得更加穩定，投資風險也下降且標的股票價格可以更充分地反應出市場資訊的內涵價值。在關聯性的研究部份，樣本期間的選取則是對股票選擇權價格與標的股票價格皆選取從 2003 年 1 月 20 日至 2003 年 12 月 30 日，研究方法使用單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、衝擊反應分析、誤測誤差變異數分解與 Granger 因果關係檢定。實證結果顯示出，大部份的結果都為不論是買權價格或賣權價格對其標的股票價格的影響都很小，且各方法的實證結果中，沒有任何樣本結果為一致的。

第五章 結論與建議

在 2002 年全球衍生性商品市場，全球的總成交量超過了五十億口，其中股票選擇權契約的成交量約占 42%，因此臺灣期交所也在 2003 年 1 月 20 日，正式推出五支股票選擇權契約商品，分別為台積電、聯電、南亞、中鋼、富邦金。而股票選擇權商品本身具有增加現貨市場流動性、價格發現與降低標的股票現貨市場波動性的功能，因此本研究目的主要是針對股票選擇權發行與標的股票市場的關聯性進行研究，內容分為二個部份，一為觀察股票選擇權發行前與發行後，對標的股票的波動性是否會有所改變，二則針對股票選擇權與其標的股票之間是否存在著因果關係，且股票選擇權價格是否具有先行指標的功能進行觀察。

第一節 結論

本研究目的分為價格波動性與因果關係二部份，在價格波動性部份主要是探討標的股票價格的波動性是否會下降，實證結果是發現五家樣本公司的股票價格波動性都有下降，但達到顯著性的只有台積電、聯電與富邦金，此結果說明了股票選擇權的推出是有助於現貨價格的穩定，也讓市場更加穩定、投資人更有保障。

在因果關係部份，本研究使用了共整合檢定、誤差修正模型、預測誤差變異數分解及 Granger 因果關係檢定方法。但各研究方法的實證結果皆不相同，因此在因果關係部份沒有顯著一致性的結果。但一般而言，選擇權價格對股票價格應該會具有先行指標的作用，但在目前的選擇權市場與股票市場間效果並不顯著，可能是因為大部份的投資人仍不習慣使用股票選擇權工具進行投資，以致於市場交易量無法完全擴張，因此也無法完全發揮股票選擇權應有的避險與價格發現的功能。

第二節 後續研究建議

本研究是針對股票選擇權發行標的股票價格的影響進行探討，但由於股票選擇權契約為較新穎的衍生性商品，針對國內市場狀況進行的研究文章也是較為稀少，因此本研究的進行，其研究結果在學術方面不但可以提供未來後續研究者做更深入研究的參考外，還可以提供市場上投資人在進行投資時，可以更加了解股票選擇權變動對標的股票價格影響的原因，以做為投資人的投資工具與避險工具的參考。

由於股票選擇權契約為較新穎的金融商品，其市場發展尚未成熟，因此交易量稀少。在交易量稀少的情況下，可能會造成資訊反應的延遲、評價錯誤。又因為交易量稀少，在市場交易不容易立即成交下，資訊可能無法被立即的反應出來，因此可能會造成投資人的評價錯誤提高，間接的影響到標的股票價格的反應。因此建議後續的研究者，可從下列幾點著手：

- 一、延長研究期間，增加研究樣本數，使研究結果可以更為嚴謹與顯著。
- 二、以市場交易量週轉率來進行研究，其優點在於可以排除因發行量的不同，而影響到結果上的差異。
- 三、由於股票選擇權價格的漲跌幅是以為標的股票價格的漲跌幅為限制，但標的股票現貨市場又有漲跌 7% 幅度的限制，故此 7% 的漲跌幅限制對兩個市場間是否具有影響，是可以再進一步加以深入研究。

參考文獻

- 王誌聰(民 87),「台灣認購權證與標的股票互動關係之探討」,中央大學財務金融研究所碩士論文。
- 江政紋(民 92),「台灣股票選擇權發行宣告對股價影響之資訊內涵 - 不對稱 GARCH 模型之應用」,台北大學合作經濟學研究所碩士論文。
- 邱文昌、陳錫琪、許鈴佩、吳承康及王淑惠(民國 92),「我國股票選擇權之制度規劃」,證券暨期貨管理,第二十一卷第三期,1-34 頁。
- 周行一、李怡宗、李志宏、劉玉珍及陳麗雯(民 92),「台灣證券交易所認購權證價格與標的股票價格關係之研究」,證券市場發展,第十二卷第一期,109-146 頁。
- 許瓊方(民 90),「認購權證與股票市場價格變動因果關係之因素分析」,中正大學會計學研究所碩士論文。
- 董夢雲(民 82),金融選擇權 - 市場、評價與策略,台北:新陸書局。
- 楊踐為(民 88),「臺灣認購權證與標的股間價格因果關係之探討」,臺灣土地金融季刊,第 36 卷第 3 期,51-68 頁。
- 戴錦周、陳建宏(民 90),「SIMEX 摩根台指期貨市場效率性之研究」,臺灣銀行季刊,第五十二卷第三期,334-344 頁。
- Anthony, J. H.(1988), "The interrelation of stock and options market trading-volume data," *Journal of Finance*, 43, pp.949-964.
- Bhattacharya, M.(1988), "Price changes of related securities: The case of call option and stock," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, pp.1-15.
- Bollerslev, T.(1986), "Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity," *Journal of Econometrics* 31, pp.307-327.
- Dilta, J. D. and K. Suhkyong(1996), "The relationship between stock and option price changes," *The Financial Review*, 31, pp.499-519.

- Kumar, R. and K. Shastri(1990), "The predictive ability of stock prices implied in option premia," *Advanced in Futures and Options Research*, 4, pp.165-170.
- Lee, S. B. and K.Y. Ohk(1992), "Stock and index futures listing and structure change in time-varying volatility," *Journal of Futures Markets*, 31, pp.493-509.
- Manaster, S. and R. J. Rendleman(1982), "Option prices as predictors of equilibrium stock prices," *Journal of Finance*, 37, pp.1035-1048.
- Petri, S.(2001), "Impact of stock option listings on return and risk characteristics in Finland," *International Review of Financial Analysis*, 10, pp.19-36.
- Rezaul, K.(1999), "The price and volatility effects of stock option introductions: A reexamination," working paper, Tilburg University, The Netherlands.
- Sime, C. A.(1980), "Macroeconomics and reality," *Econometrica*, 48, pp.1-48.
- Stoll, H. (1969), "The relationship between put and call option prices," *Journal of Finance*, 21, pp.801-824.
- Tae, H. P., N. S. Lorne and B. Robert(1999), "The interactions between trading volume and volatility: evidence form the equity options markets," *Applied Financial Economics*, 9, pp.627-637.