

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

認購權證及標的股票股價之關聯性研究

—以外資買賣超為例

A RESEARCH ON THE RELATIONSHIP BETWEEN
WARRANTS AND UNDERLYING STOCKS PRICES
--AN IMPLICATION OF TAIWAN'S FOREIGN NET BUY

指導教授：徐清俊 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

共同指導教授：白宗民 博士

CO-ADVISOR: PH.D. TZUNG-MIN PAI

研究生：李女玉

GRADUATE STUDENT: LEE-NU YU

中華民國九十七年七月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

認購權證及標的股票股價之關聯性研究-以外資買賣

超為例

A RESEARCH ON THE RELATIONSHIP BETWEEN WARRANTS AND
UNDERLYING STOCKS PRICES – AN IMPLICATION OF TAIWAN'S FOREIGN
NET BUY

研究生： 李女云

經考試合格特此證明

口試委員： _____

徐清俊

張瑞真

施孟隆

指導教授： 徐清俊 白宗民

系主任(所長)： 邱魏頌正

口試日期：中華民國 九十七 年 五 月 廿五 日

南華大學財務管理研究所九十六學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：認購權證及標的股票股價之關聯性研究－以外資買賣超為例

研究生：李 女 玉

指 導 教 授：徐 清 俊 博 士

共同指導教授：白 宗 民 博 士

論文摘要內容：

本研究主要探討外資買賣超如何影響認購權證及標的股票股價之間的關聯性。本研究以台灣 50 指數為研究對象，樣本期間為 2003 年 1 月 1 日至 2006 年 12 月 31 日有完整交易紀錄之日資料，共有 17 個個股型權證。本研究過程分為二序列：序列一探討標的股票股價受外資買賣超的影響。序列二探討認購權證收盤價受標的股票股價的影響。採用 GARCH 模型來驗證樣本之間波動性及關聯性。

本研究實證結果如下：(1)標的股票股價波動性顯著受外資買賣超的影響；(2)認購權證收盤價波動性顯著受標的股票股價影響；(3)當外資買超或賣超時，標的股票股價會影響當天的認購權證價格，故資訊效果會正向影響認購權證的收盤價。

關鍵詞：外資買賣超、認購權證、標的股價、GARCH。

Title of Thesis : A Research on the Relationship between Warrants and
Underlying Stocks Prices — An Implication of Taiwan's
Foreign Net Buy

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

Graduate date: June 2007

Degree Conferred: M.B.A.

Name of Student: Lee-Nu Yu

Advisor : Ph.D. Ching-Jun Hsu

Co- Advisor: Ph.D.Tzung-Min Pai

Abstract

This research mainly examines how Taiwan's foreign net buy-and-sell difference influences the relationships between warrants and stock prices. This research takes Taiwan 50 index as research object and among them 17 units of warrants which have complete transaction records are chosen. The research period is from January 1, 2003 to December 31th, 2006. This research contains two stages:(1) discuss how the underlying stock prices are affected by Taiwan's foreign net buy-and-sell difference; (2) discuss how the warrants closing prices are affected by the underlying stock prices. We use GARCH model to discover the volatility and relationships among samples.

The conclusions of this research can be summarized as follow:(1) the volatility of underlying stock prices is significantly affected by Taiwan's foreign net buy-and-sell difference; (2) the volatility of warrant closing prices are affected by stock price;(3) Taiwan's foreign overbuy or oversell will affect the relationships between the underlying stock price the prices of warrants on the day.

Keywords: Taiwan's foreign net buy-and-sell, Warrants, Underlying stocks prices,
GARCH.

目 錄

準碩士推薦函	ii
論文口試委員審定書	iii
版權宣告	iv
中文摘要	v
英文摘要	vi
目錄	vii
表目錄	ix
圖目錄	x
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	4
第三節 研究目的與假說	4
第四節 論文架構	5
第二章 文獻探討	6
第一節 外資買賣超對標的股價之關聯性相關文獻	6
第二節 認購權證與標的股價關聯性相關文獻	8
第三節 認購權證之相關文獻	10
第四節 文獻探討總結	12
第三章 研究方法	13
第一節 樣本與資料選取	13
第二節 資料定義及來源	14
第三節 研究設計	14
第四節 單根檢定	16
第五節 序列相關檢定正異質性檢定	17
第四章 實證結果與分析	21
第一節 基本統計檢定	21
第二節 單根檢定	25
第三節 自我相關檢定	28
第四節 ARMA(p,q)配適檢定	31
第五節 異質性檢定	32
第六節 ARMA-GARCH (p,q)檢定	34
第七節 實證結果	37
第八節 實證結論	44
第五章 結論	45
第一節 結論與分析	45

第二節 後續研究建議	46
參考文獻	47

表目錄

表 1-1	主要國家已開放業務對外資開放比例	2
表 1-2	臺灣證券集中市場認購權證各年度市場成交狀況表	3
表 3-1	樣本資料	13
表 4-1	認購權證收盤價(TP)-基本統計量分析	22
表 4-2	外資買賣超(EQ)-基本統計量分析	23
表 4-3	標的股票收盤價(SP)-基本統計量分析	24
表 4-4	認購權證收盤價(TP)-單根檢定結果	26
表 4-5	外資買賣超(EQ)-單根檢定結果	27
表 4-6	標的股票收盤價(SP)單根檢定結果	28
表 4-7	Q 統計量分析	30
表 4-8	ARMA(p,q)配適	31
表 4-9	Ljung-Box Q^2	33
表 4-10	變數序列一 ARMA-GARCH(p,q)檢定	35
表 4-11	變數序列二 ARMA-GARCH(p,q)檢定	36
表 4-12	序列一標的股票收盤價受外資買賣超影響-平均數方程式	40
表 4-13	序列一標的股票收盤價受外資買賣超影響-變異數方程式	41
表 4-14	序列二權證收盤價受標的股票收盤價影響-平均數方程式	42
表 4-15	序列二權證收盤價受標的股票收盤價影響-變異數方程式	43

圖目錄

圖 1-1 論文架構圖	5
圖 3-1 研究流程圖	15

第一章 緒論

第一節 研究背景

我國證券市場成立於 1962 年，至今已有 45 年之久。之所以成立證券市場，主要是成為國民儲蓄與生產資金相互結合的樞紐。政府為了加速經濟發展、協助中小企業籌措資金、提高國民就業，經過數十年的努力發展，證券市場已經是我國工商企業界集資的搖籃，也是國家經濟的櫥窗。隨著投資市場之演變，由原始的淺碟型散戶投資市場漸進加入法人投資。股票市場上所謂的法人包含外資、投信、自營商等合稱為「三大法人」。然而國內股票市場的投資對象目前仍以散戶的比例居高，因散戶投資人在蒐集與分析所取得的資訊有限，所以，無法與三大法人擁有龐大資源作比較，因此三大法人所擁有專業分析能力的決策，乃成為股票市場之投資指標及散戶投資人之重要參考。也因此，財政部鼓勵朝專業法人投資市場發展，來減少散戶自行投資比例，促使證券金融體制更健全化，帶動證券市場更趨蓬勃。

我國於 1991 年開放外資投資台灣證券市場。所謂外資分為：境內外華僑、自然人及一般法人（Guidelines Foreign Institutional Investors, GFII）、外國專業投資機構（Qualified Foreign Institutional Investors, QFII）與海外基金三者。在實施十餘年之後，證券市場國際化及自由化程度已日漸成熟，且外資投資證券市場占市場比重日益提高。再則政府於 2003 年 7 月 7 日宣布，於當年底前取消 QFII 制度，並移除對外資之各項限制，具體措施包括：1.取消對外國專業投資機構投資三十億美元額度的限制；2.取消過去對外國專業投資機構經核准投資，應於兩年內匯入資金的限制；3.取消對外國投資機構有關資格條件的限制；4.簡化外國專業投資機構投資金額申請的程序。政府之所以放寬外資投資我國證券市場，乃是為了進一步加速自由化的腳步與國際接軌，及維持金融和外匯市場的穩定；並希望 QFII 制度的改革，能使外資與本國投資人享有相同的待遇，提升我國在國際證券市場的地位。世界各國對外資開放比例幅度規定不一，詳如表 1-1。

表 1-1 主要國家開放外資投資股市比例

外資比例	國 家	備 註
20%	美國、法國、日本 NTT、KDD	
25%	西班牙、葡萄牙、印度	
30%	新加坡	
35%	印尼	
46%	加拿大	
49%	韓國、比利時、匈牙利、墨西哥、 澳洲	韓國 2001 年始由 33.3%放寬為 49%
未設限	台灣、智利、芬蘭、丹麥、英國、 荷蘭、德國、奧地利、紐西蘭	

資料來源：本研究整理

此外，由於國內證券業開始發展衍生性金融商品，於是政府於 1997 年起開放股票認購權證業務，不僅可以提供更多樣化之金融商品、擴充資本市場規模、更可提升專業技術、可為廣大投資人提供一個良好的避險、套利與投資機會的功能。

所謂認股權證是一種衍生性權利契約，由符合資格的金融機構如證券公司或銀行發行的權證，投資人在付出權利金取得該憑證後，有權利在某依特定時間內(美式權證)或特定時點上(歐式權證)，按事先約定之履約價格買進一定數量之標的股票，且發行人不得拒絕投資人之履約要求，有負責提供履約的義務。雖然外資對台灣股市投資有上限規定，但針對認購權證的發行，可不受限於股市的投資上限，並可增加單一標的股票的投資比例。

由於權證對風險愛好者或資金不充裕者有較低的投資成本及較高風險的投資槓桿，因此發行後頗受投資人的注目。權證是一種短期投資工具，具有高投資槓桿。為了避免發行者因行情波動劇烈產生虧損時，可能無法履約交割，所以投資人應注意權證價值會隨著時間而逐漸遞減，所以權證不適合長期持有，因此投資人該如何得知認股權證的合理價格，俾作為投資參考。

證券商在發行認購權證時，一般會隨著股票價格波動而建立基本標準，當標的股票股價上漲時為了應付可能出現的履約狀況，券商就會加碼買進更多的股票，假若在標的股票價格下跌時，會導致權證不履約的可能性提高，則券商反而會將持有的股票減少，造成標的股票價格下滑。此外，在發行至上市日之間，會因券商減少買進現貨，和避險者放空標的股票，以致於標的股票價格下跌。而認股權證到期時，會因大多數權證是在價外的情形，券商完成了避險，則賣出股票壓力變大，以致於標的股票價格不顯著。

自大華證券於1997年9月4日發行第一檔認購權證以來，累計至2007年底共計發行732,919,903單位(張)，發行金額計新台幣1,241.685,811仟元。(參見表1-2)

權證發行類型也由最初的基本型、組合型、回顧型、上限型發展到目前較為流行的重設型認購權，逐漸成為證券市場上主要的投資工具之一。

表 1-2 臺灣證券集中市場認購權證各年度市場成交狀況表

年度	發行單位(張)	發行金額(仟元)
1997	165,085	1,959,835
1998	1,492,253	13,068,646
1999	3,806,793	64,781,871
2000	11,587,637	162,261,937
2001	7,783,963	28,440,035
2002	19,115,132	74,468,829
2003	48,844,974	118,340,713
2004	108,548,603	207,750,293
2005	122,656,967	142,365,749
2006	149,122,203	175,070,274
2007	259,796,293	253,177,629
總計	732,919,903	1,241,685,811

資料來源:臺灣證券交易所

第二節 研究動機

由於投資人對外資的投資動向頗為關注，然而過去研究大多著重在探討標的股票與認購權證之關聯性，鮮少有自外資買賣超的角度來探討，但隨著投資管道多元化，投資人對外資買超或賣超會如何影響標的股票股價及認購權證收盤價，之間的關聯為何，乃為本研究探討之動機。

第三節 研究目的與假說

本論文根據上述研究動機來歸類下列研究目的：

1. 根據敘述統計來探討外資買賣超對標的股票及認購權證之屬性。
2. 運用 GARCH 檢定，來探討外資買賣超對標的股票股價及認購權證的影響進行分析與其之間的波動性為何。
3. 分析認購權證與標的股票股價之間的關係來研究外資買賣超的關聯性。

由於外資買賣超本身屬於時間序列資料，除利用統計方法對標的股票股價的影響進行分析外，並根據外資買賣超對標的股票股價及標的股票股價對認購權證之關聯性及波動性，建立以下假說：

1. 外資買賣超對標的股票股價之間關係

假說一：外資買賣超在短期間內會領先標的股票股價。

假說一：外資買賣超具有資訊效果，對標的股票股價波動性有顯著影響。

2. 認購權證與標的股票股價之關係

假說三：認購權證與標的股票股價之間有正向的價格效果。

假說四：標的股票股價會因外資買賣超之關聯性直接影響認購權證價格。

第四節 論文架構

本論文之架構如圖 1-1 所示，內容如下：第一章緒論：探討研究背景、研究動機、研究目的及論文架構。第二章文獻探討：將文獻探討分為三大主題，第一為外資買賣超對標的股票股價的影響及相關文獻。第二為標的股票股價與認購權證之關聯及相關文獻。第三為認購權證之相關文獻。第三章研究方法：敘述本文研究流程、樣本與變數選取。研究方法、包括基本統計量分析、單根檢定、自我相關檢定、異質性檢定、配適模型、GARCH 檢定。第四章實證結果與分析：將樣本資料代入設計檢定之模型中，運用實證分析來獲得最後結果。第五章結論：依據結果加以分析，提供最後的結論與後續研究建議。

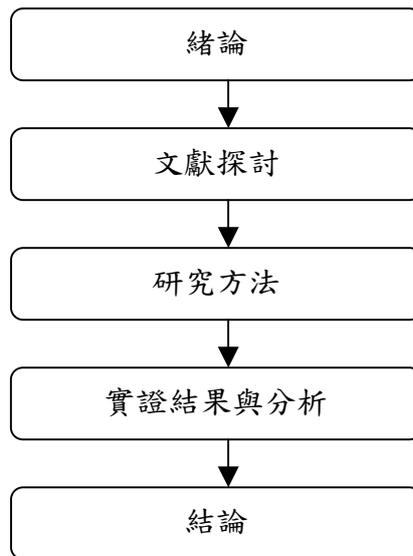


圖 1-1 論文架構圖

第二章 文獻探討

本研究在探討外資買賣超對標的股票股價及認購權證之間關聯性及波動性的影響，故從三個方面來進行。第一節探討外資買賣超對標的股票股價影響。第二節探討標的股票股價對認購權證之關聯性。第三節則探討認購權證之相關文獻並進行相關結論。

第一節 外資買賣超對標的股票之關聯性相關文獻

Kraus and Stoll(1972)以 1968 年 7 月 1 日至 1969 年 9 月 3 日，美國紐約證券交易所(NYSE)一萬股以上鉅額交易共 7,009 筆資料作為研究樣本。研究鉅額買入與賣出成交量對當日股價之影響。實證結果顯示：當鉅額買入後，股價會比前一天高，且日後其股價並不會有顯著下跌現象，繼續保持在新均衡點上，正符合其『資訊效果假說』。當鉅額賣出後，其股價立即下跌，但因盤中之漲跌震盪其收盤時會回升些，由此可知鉅額賣出時必須支付一些成本，因此符合『流動效果假說』。

Close(1975)採用 1970 年 1 月 1 日至 1971 年 12 月，加拿大蒙特利爾與多倫多證券交易所共 2,900 筆鉅額交易的資料為樣本進行研究，並進行分析鉅額買進與鉅額賣出對當日股價的影響。實證結果發現：於鉅額買入的樣本得知，當日股價會上漲，因此也符合『訊效果假說』。而於鉅額賣出的樣本中得知，當日股價會下跌，則符合『替代效果假說』。

張皇輝(1995)分析外資與自營商買賣超與台灣股市加權股價指數的關係。研究資料取自 1991 至 1994 止之每日加權股價指數報酬、外資每日買賣超自營商每日買賣超。研究結果發現：(1)外資當期與領先一期的買賣超，對股市報酬均無顯著的影響；

(2)外資 1994 年上半年當期的買賣超有顯著抑制股市報酬波動率的現象，下半年有顯著助長股市報酬波動率的現象；而全年則有顯著助長股市報酬波動率的現象；但領先一期的買賣超則無顯著的影響；(3)自營商的買賣超，除了在 1994 對股市的報酬有正面顯著的影響外，1991、1992 與 1993 均無顯著的影響；(4)自營商 1991 至 1994，每一年當期的買賣超與股市報酬波動率無顯著的關係。而 1991 至 1994 每一年前一期的買賣超則有顯著的助長效果。因此，此研究認為外資選股著重基本面並採取長期投資策略。外資若受到國際環境影響，則會受國際間投資人贖回壓力之影響，間接增加國內股市之波動性。自營商在股市盤整期，有抑制股市波動之效果。

Kwan and Reyes(1997)主要研究 1991 年台灣股票市場開放部分外國投資人直接投資之後，台灣股票市場的波動性為何。實證結果指出，相較於開放外資前，台灣股票市場在外資開放之後報酬率分配已有改變，而且波動性也顯著降低。

田慧琦(1997)探討外資買賣對市場衝擊及外資長期績效評估外資是否具有指標效果，帶動投資人買賣，進而對股市造成衝擊。此研究利用 VAR(向量自我迴歸)模型檢定外資買賣超對股市報酬的影響，以 GARCH 模型檢定外資買賣超波動是否顯著影響股市波動，探討外資投資股市實際表現，並觀察外資買賣股票前後的平均累積報酬率、平均市場累積報酬率、累積超市場報酬率、累積異常報酬率。實證結果發現：(1)VAR 及 GARCH 模型檢定獲得一致結果，前期外資買賣對股市報酬波動的影響顯著；(2)外資買、賣個股前、後的累積報酬率，外資表現優於市場表現。

胡家麒(1999)以 VAR 時間數列分析模型來研究外資、投信法人投資機構買賣超與證券股股價報酬之互動關係。研究資料取自 1997 年 11 月 8 日至 1999 年 3 月 31 日外資與投信對 17 支證券個股的日淨買超與證券股日股價報酬。研究結果發現：(1)外資淨買超對於大部分的證券股股價報酬具有正向之因果關係；(2)在所有的證券股中，只有亞洲的證券股價報酬與投信淨買超之間無明顯的互動關係；(3)有高達 11 家證券公司，外資與投信之間對其淨買超存在明顯的互動關係。

徐清俊及廖哲毅(2005)以隱含波動率來探討證券自營商買賣超對認購權證及標的股價進行研究。結果顯示：(1)在短期時，證券自營商買賣超會領先隱含波動率與

標的股價。(2)在中期時，隱含波動率會領先標的股價與證券自營商買賣超，由此我們可以給投資人建議如下：當隱含波動率處於相對高點時，代表標的股票的市價處於較高的價位，則未來股價有可能會下跌，反之，當隱含波動率處於相對低點時，代表標的股票的市價處於較低的價位，未來股價可能會上漲。

小結：由上述國內外文獻中得知：(1)外資買賣資訊成為投資人參考依據；(2)三大法人買賣超對股市報酬率、波動率、指數會有顯著影響。

第二節 認購權證與標的股價關聯性相關文獻

Manaster and Renkleman(1982)運用各種股票選擇權與標的股票股價之間的模型因果關係檢定。其實證結果為：(1)認股權證與其標的股票間價格存在因果關係；(2)認股權證為其標的股票的領先指標，認股權證價格領先標的股票價格達二個交易日。

Bansal, Pruitt and Wei(1989)研究 1973 至 1986 年的上市認購權證，探討標的證券在認購權證上市後的交易量、變異程度與價格的變化。研究結果顯示出，標的證券的系統風險(如 beta 風險)並未隨著認購權證的上市而產生變化。此外，BPW 指出標的證券的總風險在認購權證上市後，不論取樣期間為何，皆顯著下降。此結果為認購權證的交易將會經由減少雜訊(noise reduction)的過程，改善權益市場的評價效率。亦即市場上將針對系統風險的部分進行評價，而減少市價受到個別風險的影響。在成交量與標的股票價格變動之檢定方面，實證結果指出在認購權證上市宣告當天有價量齊揚的情形產生，標的股票亦有正的超額報酬產生。

Diltz and Kim(1996) 運用誤差修正模式的關聯探討股票、選擇權市場與標的股票股價之間。實證結果為：(1)權證與其標的股間價格存在著因果關係；(2)權證市場領導股票市場，領先的時間多達兩個交易日之久。

劉永欽(1996)研究台灣股票市場個別股、產業類股之股票及總體市場的股價、成

交量的關係，將期間分為短期及長期，運用線性及非線性 Granger 模式作為研究方法。實證結果發現線性 Granger 方面，短期股價是成交量的先行指標，而長期股價和成交量均存在雙向因果關係。

黃淑美(1998)研究個股型認購權證對標的股票股價之影響，結果如下：(1)標的股票股價在認股權證發行後有明顯的正向異常報酬存在；(2)標的股票股價在認股權證上市後與異常報酬率有顯著負向關係；(3)認股權證與標的股票股價採用因果關係檢定其並非一致，其認股權證價格單向領先標的股票股價，但也有股票股價單向領先認股權證價格，也有認股權證價格與標的股票股價存在同期影響。

楊踐為(1999)研究台灣的股票認購權證與其標的股票股價，是否具有領先關係運用 Granger 模式作為研究工具。結果顯示，以高科技的電子股為標的股票的認購權證，其認股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、劉玉珍及陳麗雯(1999)就台灣證券交易所認購權證價格與標的股票股價關係進行研究。並以日內每筆成交資料來研究認購權證價格及交易量與標的股票價格及交易量之關係。結果發現：權證價格波動性較標的股票大，而權證週轉率相對小於標的股票週轉率。此外，權證交易使得標的股票的評價錯誤減少及兩市場的套利機會降低，因此存有價格發現的功能及正面與積極的意義。漲跌幅限制、稀薄交易量及價外比率等唯結構因素不影響認購權證的價格發現功能。

Sorescu(2000) 依據實證結果認為選擇權交易對標的股票報酬之影響，是取決於市場法規制度之轉變，法規制度於 1982 年改變，使得選擇權對標的股票正的價格效果，轉變為負的價格效果。

王毓敏(2002)運用不對稱效果及異質性檢定，以交易量及波動性之關聯性對台股認購權證與標的股票進行探討。結果顯示：(1)股票報酬與權證報酬的互動關係並不密切；(2)投資人投資標的股票與權證時，所承擔的風險會得到風險貼水進行補償；(3)標的股票與權證的交易量愈大時，報酬的波動性愈大；(4)發現存在波動性不對稱效果。

Brooks, Henry and Persaud(2003)探討不對稱性的效果在最適避險上，找出最適避險比率有隨機改變與非對稱的特性。此架構分析如下：(1)完全不避險，(2)單純避險，(3)對稱且避險比率隨時間而改變，(4)非對稱且避險比率隨時間而改變的避險績效。並模擬以最小風險性資本需要作為避險績效衡量的標準，結果顯示：以第4種避險方法的避險績效最好，最具效力。

王毓敏(2004)研究台股認購權證交易對標的股票風險之影響。結果顯示：認購權證交易對標的股票之報酬及系統性風險無重大影響。在波動性方面，標的股票報酬非條件波動性會下降，條件波動性明顯發生改變；另一方面，標的股票市場產生了動態的變動。

小結：運用不同檢定模式得知：(1)權證與標的股票股價間存有因果關係且達兩個交易日；(2)權證發行當時具有價量齊揚及股價超額報酬的現象；(3)權證發行無產業效果且價格無領先標的股票股價的現象。

第三節 認購權證之相關文獻

Poon(1994)以1982至1985間芝加哥選擇權交易市場的選擇權交易情形與股票報酬及股票交易量之間的關係，以日間資料為樣本進行實證研究，結果顯示股票每日報酬的變化情形與選擇權交易量有顯著正相關，但並非已落後選擇權交易量一日的關係，選擇權交易量是每日股價報酬變異間一個重要的變數。

Ma and Pon(1997)、Chan and Wei(1997)以及劉溪鶴(1997)等皆以認購權證市場為研究對象。實證研究中皆發現，權證發行前幾天的標的股票異常報酬顯著為正，Ma and Pon(1997)還發現，各類股間存在橫斷面的差異。而且在權證發行一個月後仍存在顯著正向的價格效果。

李文桐(1997)採用 GARCH 來敘述殘差項的變動，並以事件研究法，研究券商發行認購權證對標的股價之影響，並依券商發行種類不同、權證標的股被宣告次數、產業不同及一籃子權證不同進行分析。研究結果為：(1)依認購權證標的股而言，在權證發行日當天的資訊效果最顯著；(2)依不同種類進行分析，一籃子權證標的股價對於新訊息的調整，較單一認購權證標的股價迅速。但進一步分析可能是單一認購權證標的被重複宣告多次；(3)以被宣告次數不同進行分析，研究發現只有第一次被宣告為權證標的股才具有宣告效果，之後被宣告為權證標的的股票無宣告效果，稱為一次效應；(4)以是否為電子類股進行分類，探討券商發行認購權證對股價的影響，研究發現並無產業效果；(5)當券商宣告發行一籃子權證時，佔較大權重的標的，並不會有較大的宣告效果。

陳柏如(1997)之研究採事件研究法，探討外資機構在 1996 年發行之 24 檔境外台股認購權證宣告發行與到期事件對其標的股票股價與成交量的影響；並探討國內至 1997 年起至 1998 年 3 月底陸續發行的 18 檔本土認購權證之宣告發行效果。研究結果顯示：(1)境外發行台股認購權證，其宣告發行對標的股票之股價與成交量皆有顯著性正面的影響；(2)境外台股認購權證之到期事件，對標的股票之價量皆無顯著性之影響；(3)國內發行之認購權證，宣告發行對權證標的股票之價格影響不顯著；但對成交量有顯著性的正面影響。此外，標的股之價量在宣告發行前三天與前一天皆有顯著性的正面變動，顯示權證之宣告發行有事先揭露的情形，導致現貨價格已於事前先行反映。

李怡宗、劉玉珍及李健瑋(1999)以台灣的認購權證市場為研究對象，以統計方法檢定認購權證市價與理論價間是否存在差異。研究結果顯示現行市場中認購權證市價顯著高於理論價，原因除了是券商的避險成本外，認購權證的稀薄交易量與 Black-Scholes 模式對於標準差為常數的假設不合理，均可能是造成市價與理論價差異的主因。

Petri(2001)以 1993 年 10 月至 1994 年中在 STOX 上市的選擇權 13 支為樣本，來實證選擇權發行對報酬與風險特性的影響。結果顯示：選擇權上市後，標的股票股

價波動性就降低，如同第一次宣告時成為選擇權之標的股票，異常報酬呈現小幅度的增加。

潘振雄、劉文祺、詹麗錦、及張美鈴(2001)以台灣發行之認購權證為例來探討認購權證評價模式之實證研究。結果發現：本研究採用「給你一簍魚，不如教你釣魚」的理念，以「Black & Scholes」及「Cox、Ross 及 Rubinstein」兩模式為理論基礎，並以 BASIC 語言設計買權評價模式之相關程式，並提供學術界與實務界計算認購權證合理價格之參考。

小結：(1)權證發行後的短期內價格上揚，而長期則無顯著改變；(2)權證與標的股價具有關聯性且認購權證之市價與理論價具有差異性；(3)權證發行當天宣告效果最顯著及對標的股票股價具有正向關係。

第四節 文獻探討總結

本研究針對外資買賣超對標的股票股價及認購權證之關聯性進行研究分析，實證結果如下：

- 1.外資買賣超對投資人具有資訊效果及三大法人對股市的報酬率、波動率、指數會有明顯的變動，也就是股市會因三大法人介入使得投資人獲得資訊效果而產生報酬率、波動性及指數變動。
- 2.認股權證與標的股票股價間存有因果關係且達兩個交易日、權證發行當時具有價量齊揚及股價超額報酬的現象及權證發行無產業效果且價格無領先標的股票股價的現象。換言之權證與標的股票股價有因果關係但無產業效果，且權證發行時會影響標的股價達兩個交易日。
- 3.因此根據過去文獻探討結果，本次研究以外資買賣超加以探討標的股票股價與認購權證股價之關聯性及波動性為何。並提供投資人另一個投資管道。

第三章 研究方法

第一節 樣本與資料選取

一、樣本選取

選取樣本以台灣 50 指數為研究對象，時間為 2003 年 1 月 1 日至 2006 年 12 月 31 日有完整交易紀錄之日資料。共有 17 家個股型權證(參見表 3-1)。因認購權證上市日起至到期日會因資訊效果導致收盤價格差異甚大、為讓價格趨於穩定，於是剔除每檔認購權證上市後及到期日前 30 日的收盤價，標的股票及外資買賣超亦相同。

表 3-1 樣本資料

標的股票	權證名稱	發行總數(單位/千)	上市日	到期日	樣本數
中信金	0430 元富	30,000	2004/03/10	2004/11/19	121
中信金	03637 元京	20,000	2005/11/16	2006/5/15	75
中信金	03585 康和	20,000	2005/11/1	2006/5/2	71
兆豐金	03375 工銀	20,000	2005/9/14	2006/3/13	79
富邦金	B0788 元大	70,000	2003/2/6	2003/11/5	144
新光金	0612 中信	25,000	2004/12/1	2005/5/31	75
新光金	03057 一銀	42,000	2005/4/29	2005/10/28	76
友 達	0610 富邦	20,000	2004/12/1	2005/5/31	75
友 達	03743 工銀	30,000	2006/1/3	2006/8/2	102
鴻 海	03402 建華	20,000	2005/9/22	2006/3/21	79
鴻 海	03423 富邦	20,000	2005/9/27	2006/9/26	198
聯 電	0695 富邦	20,000	2004/12/27	2005/9/26	137
聯 電	0708 元富	30,000	2004/12/29	2005/6/28	73
聯 電	03367 群益	20,000	2005/9/12	2006/6/12	139
聯 電	03574 建華	20,000	2005/10/31	2006/5/2	76
台 塑	B0666 富邦	20,000	2003/10/3	2004/7/2	143

第二節 資料定義及來源

一、資料定義

(一)外資買賣超

外資買入金額－外資賣出金額＝外資買超(+)或賣超(-)

(二)標的股價

以每日的調整後股價(收盤價)，即現金增資或是除權除息後股價為主。

(三)權證價格

以每日收盤價為準。

二、資料來源

(一)台灣經濟新報資料庫(TAIWAN ECONOMIC JOURNAL, TEJ)與台灣證券交易所(TAIWAN STOCK EXCHANGE CORPORATION, TSEC)。

(二)外資買賣超：每日買超或賣超情形，自台灣經濟新報資料庫(TEJ)下載後，經核對標的股票收盤價及權證收盤價日資料，若有遺漏則從台灣證券交易所(TSEC)下載完成。

第三節 研究設計

本研究(如圖3-1所示)首先對外資買賣超及標的股票與認購權證進行資料處理、基本統計分析，後再針對恆定性、自我相關、異質性，進行配適與GARCH實證統計檢定。研究方法採用ADF單根檢定、Ljung-Box Q統計量檢定報酬序列是否具自我相關、具有自我相關須配適ARMA、沒有自我相關則無須配適ARMA、進一步以Jung-Box Q^2 與LM 檢定報酬序列是否具有ARCH效果、具有ARCH效果時則配適落後期AIC、再以條件變異數不對稱性GARCH檢定來探討序列一標的股價收盤價受外資買賣超影響及序列二權證收盤價受標的股價收盤價影響。

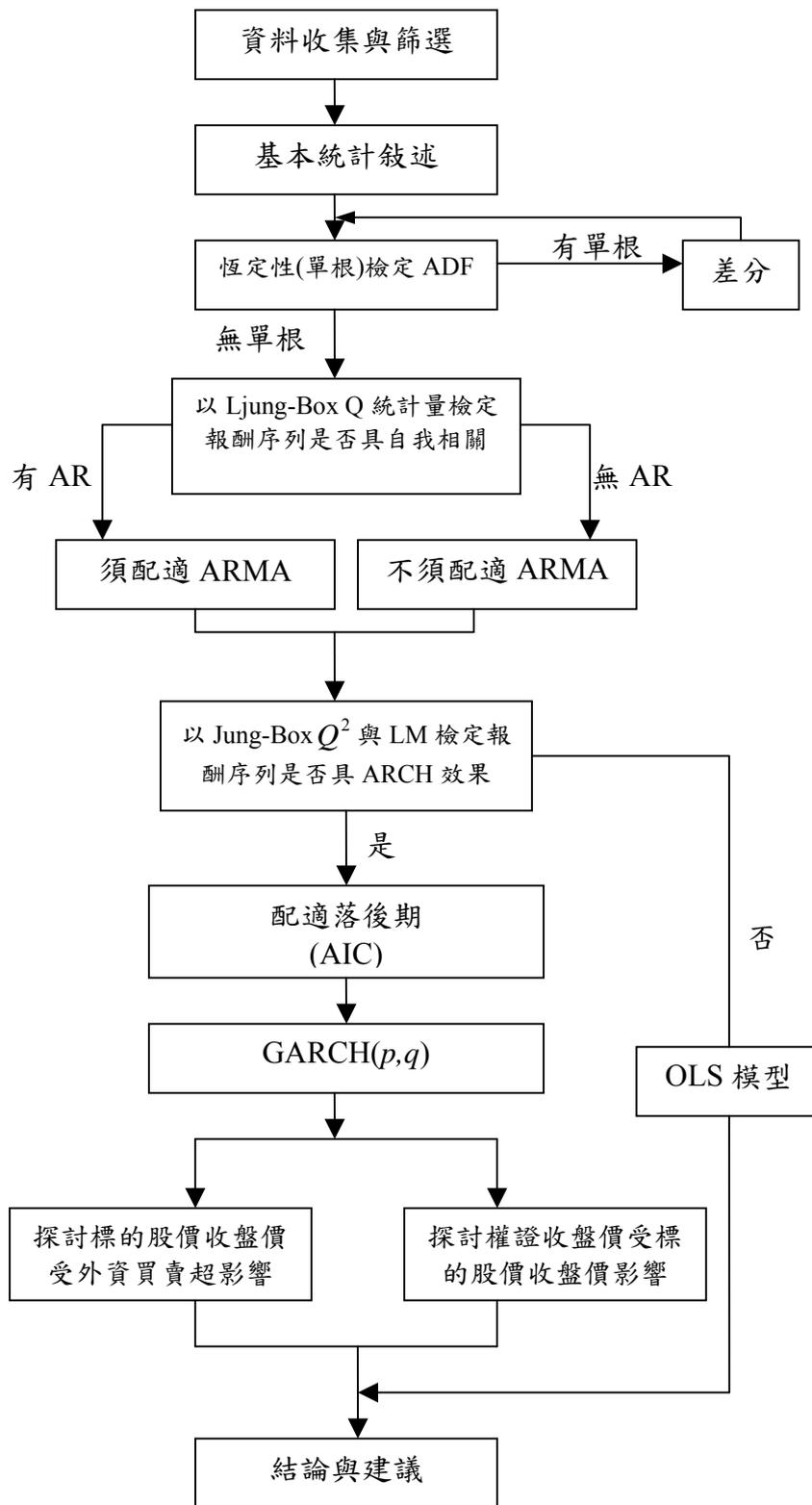


圖 3-1 研究流程圖

第四節 單根檢定

一般而言，時間序列資料可依定態(stationary)和非定態(nonstationary)單根檢定的主要目的在於確定時間序列的整合級次、加以判斷時間序列資料的定態性。若時間序列資料呈現非定態、即表示時間序列資料存在單根性質需進行差分(difference)可使其成為定態序列。本文採時間序列資料轉換為報酬型態的差分方法，此方法的計算是採取自然對數的一階差分，即為： $r_t = \log(Y_t / Y_{t-1})$ ，其中 r_t 代表第 T 天的股價報酬， Y 代表第 t 天的收盤價。以 Dickey and Fuller(1979; 1981)所提出 ADF(Augmented Dickey-Fuller)檢定法最具穩定，Engle and Granger(1987)

Augmented Dickey-Fuller(ADF)模型如下：

$$\text{模式一：} \Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^L \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{無截距項與時間趨勢項}) \quad (3-1)$$

$$\text{模式二：} \Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^L \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{有截距項，但無時間趨勢項}) \quad (3-2)$$

$$\text{模式三：} \Delta Y_t = \alpha + \gamma T + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^L \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{有截距項與時間趨勢項}) \quad (3-3)$$

其中：

$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ，而 L 值的選擇目的是為了使誤差項符合白噪音之假設。

α ：截距 / 漂浮項

T ：時間趨勢

L ：足夠大的落期數，確保誤差項

ε_t ：白噪音

假設檢定為：

$H_0: \beta_0 = 0$ (序列存在單根，非定態)

$H_1: \beta_0 \neq 0$ (序列不存在單根，定態)

第五節 序列相關檢定與異質性檢定

一、序列相關檢定

為檢測時間數列是否存在自我相關，因此本研究採用 Ljung-Box(1978)提出之 Q 統計量來檢測序列資料是否存在自我相關。序列相關的假設為：

H_0 = 報酬序列無序列相關

H_1 = 報酬序列有序列相關

檢測序列相關的 Ljung-Box Q 統計量公式如(3-4)：

$$Q(N) = T(T + 2) \sum_{j=1}^N \left(\frac{\rho_j^2}{T - j} \right) \quad (3-4)$$

ρ_j 為落後 j 期的樣本相關係數； T 為樣本數；Ljung-Box 聯合檢定的虛無假設為自我相關係數皆為零，若統計量 Q 的 $Pvalue$ 小於 0.05 顯著水準，則拒絕無序列相關的虛無假設。在序列相關檢定階段，若原始數列經過 Ljung-Box Q 檢定後，顯示具有序列相關存在，則須配適 ARMA 調整原始序列資料，以符合模型操作的假設。

二、自我迴歸移動平均(Autoregressive Moving Average, ARMA)

序列由本身過去的觀測值給予不同的權重來解釋，稱為自我迴歸模型，而由同期與過去的隨機項給予不同的權重來解釋，則稱為移動模型，此兩種模型混合在一起，即為自我迴歸移動平均模型。時間序列資料通常出現前後期具有相關性，為解決線性迴歸模型不適用的問題，Box and Pierce(1970)年提出自我迴歸移動平均模型，此模型由：AR-我迴歸項、MA-動平均項兩各工具的處理與結合，可用來說明恆定的時間序列，其模型如式(3-5)：

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p a_i \mu_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{t-j} \quad (3-5)$$

三、異質性檢定

在時間序列資料中也常存在殘差項變異數不相等之情況，使得 OLS 模型中的殘差項具同質性的假設被違背了。本研究中針對報酬殘差以 Ljung-Box-Pierce Q 統計量來檢定誤差平方項是否具序列相關，即探討條件變異數是否具有異質性。此外，由於 ARCH 與 GARCH 模型參數估計必須經過非線性反覆演算，因此在進行 ARCH 與 GARCH 模型之前，必須在變異數異質性檢定後，再更嚴謹地進行 ARCH 效果檢定。本研究採用 Engle(1982)的拉氏乘數檢定法檢視殘差序列的變異數是否具 ARCH 效果。LM 檢定法之統計檢定量為 TR^2 ，其中 T 表樣本數， R^2 為(3-6)式的迴歸判定係數。虛無假設及對立假設為 H_0 ：無 ARCH 效果及 H_1 ：有 ARCH 效果。LM 檢定統計量計算式如(3-6)：

$$\varepsilon_t^2 = c_0 + c_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + c_q \varepsilon_{t-q}^2 + \xi_t \quad (3-6)$$

四、落後期檢定(AIC 檢定)

ADF 檢定法需要決定一個最適的落後期，以用來修正殘差項的自我相關問題，使殘差項為一白色噪音形式。由於加入太多落後期數，將使得拒絕虛無假設之檢定能力下降；但加入太少落後期數，模式將無法完全修正由移動平均項所造成臨界值放大缺點；究竟要加入多少落後期，則可利用 AIC 準則加以判斷，選擇 AIC 最小者為最適落後期。

當作時間序列定態檢定作分析時，會發現時間數列落後期的選擇佔著相當重要地位，不同落後期往往就會影響最後分析的結果。因此落後期數的選定相當的重要，在此選一個廣為財務和經濟學界所採用的方法。AIC 檢定作為落後期數選定的方法。AIC(Akaike Information Criterion)檢定方程式如式(3-7)：

$$AIC = n \ln(SSE) + 2P \quad (3-7)$$

其中： P ：參數估計的數目；

n : 使用觀測值的數目；

SSE : 誤差平方和。

五、GARCH 模型

在一般傳統的計量方法中，都是假設誤差項的變異數為同質變異，且誤差項之間是相互獨立的，然而實證上顯示許多財務性資料是有異質變異的特性，如 Mandelbrot(1963)觀察到股價波動有叢聚現象，前期產較大波動時，當期也會有較大幅度的波動，前期波動幅度小時當期的波動幅度亦小，及變異數有隨時間經過而改變的特性。Engle(1982)針對這問題，提出自我迴歸條件異質變異數分析模型(ARCH)，打破誤差項的變異數為同質變異的假設，而允許條件變異數為過去誤差項平方的函數，掌握了財務資料上異質變異的特性。

隨後，Bollerslev(1986)根據 ARMA 模型的認定方法，及考慮移動平均的部分(MA)，將落後期的條件變異數加入 ARCH 模型，使本期之條件變異數除了受到落後 p 階的誤差項平方的影響，且受到落後 q 階的條件變異數的影響，稱之為一般化自我迴歸條件變異數分析模型(GARCH)。一個高階 ARCH(p)模型，可以轉換成一個低階的 GARCH(p, q)模型，所以 GARCH 可以簡化 ARCH 模型估計參數過多的問題，達到模型估計參數精簡性，且比 ARCH 更具解釋能力，因此 GARCH(p, q)模型結構較 ARCH(p)模型更有彈性。GARCH(p, q)模型設定如 (3-8)：

$$r_t = x_t b + \varepsilon_t \quad (3-8)$$

其中 r_t 為時間數列資料； x_t 為包含先決變數與外生變數的向量； b 為參數向量 ε_t 為滿足下式的誤差項：

$$\varepsilon_t = h_t z_t, z_t \sim i.i.d(0,1) \quad (3-9)$$

$$h_t = w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (3-10)$$

其中， h_t 為條件變異數； p, q 為非負的整數， $w > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_i \geq 0$ 。其中 ε_t 表示為預期的變動即殘差項，定義為 $\varepsilon_t \equiv r_t - E(r_t | \Phi_{t-1})$ ，其中 Φ_{t-1} 為表 $t-1$ 期的資訊集合。當 $q = 0$ 則 GARCH(p, q) 就回復到 ARCH(p) 模式，而當 $p = q = 0$ 則此模式即為一個純白噪音。



第四章 實證結果與分析

第一節 基本統計檢定

本研究以外資買賣超來探討台灣券商所發行的認購權證及標的股票股價之關聯性為何。表 4-1、表 4-2、表 4-3 分別為認購權證收盤價(*TP*)、外資買賣超(*EQ*)、標的股票股價(*SP*)之敘述統計分析。

由表 4-1 認購權證收盤價(*TP*)敘述統計量，可知在偏態方面，除了中信金 3637、新光金 03057、聯電 03574、台塑 B0666 為左偏分配，有左厚尾的現象；其餘則為右偏分配，呈現右厚尾現象。

表 4-2 外資買賣超(*EQ*)敘述統計量中在偏態方面，除了聯電 03367、聯電 03574、台塑 B0666 為負偏態其餘皆為正偏態，顯示負偏態者為左偏分配，有左厚尾的現象；反之，正偏態者為右偏分配，呈現右厚尾現象。

表 4-3 標的股票股價(*SP*)敘述統計量，在偏態方面，有中信金 3637、中信金 3637、中信金 3585、新光金 03057、友達 0610、友達 03743、鴻海 03423、聯電 03574、台塑 B0666、遠紡 0709 等 10 檔，為負偏態其餘皆為正偏態，顯示負偏態者為左偏分配，有左厚尾的現象；反之正偏態者為右偏分配，呈現右厚尾現象。

在峰態方面，表 4-1、表 4-2、表 4-3 皆為正峰態，呈現高峰，瘦腰與厚尾的現象，顯示此資產報酬型態具一般金融市場特性、即厚尾高狹峰。從 *Jarque-Bera* 值可觀看出認購權證收盤價(*TP*)、外資買賣超(*EQ*)、標的股票股價(*SP*)、均為非常態分配，因此需再進行相關檢定。

由上述得知：當外資買賣超的交易量，顯著影響標的股票股價，但認購權證市場

規模較小，價格容易受資訊效果影響，並將價格與買賣超交易量取對數進行分析。

表 4-1 認購權證收盤價(TP)-基本統計量分析

標的股票暨 權證名稱	平均數	Observations	偏態	峰態	Jarque-Bera	Probability
中信金 0430 元富	0.606612	121	0.729707	2.270279	13.42285	0.001217***
中信金 3637 元京	0.494400	75	-0.068589	1.572872	6.423478	0.040287**
中信金 3585 康和	0.630282	71	0.471782	3.095530	2.660840	0.264366
兆豐金 03375 工銀	0.306456	79	0.066592	2.033180	3.135245	0.208540
富邦金 B0788 元大	0.712847	144	1.138715	4.441566	43.58878	0.000000***
新光金 0612 中信	0.853200	75	0.181099	2.079393	3.058453	0.216703
新光金 03057 一銀	0.906316	76	-0.344797	1.828248	5.853720	0.053565*
友達 0610 富邦	2.062933	75	0.121504	1.399763	8.186910	0.016682**
友達 03743 工銀	0.670784	102	1.278374	3.986090	31.91465	0.000000***
鴻海 03402 建華	0.447342	79	1.366697	4.069117	28.35593	0.000001***
鴻海 03423 富邦	3.131010	198	0.131503	2.347226	4.86117	0.129632
聯電 0695 富邦	1.368248	137	0.637633	2.613467	10.13635	0.006294***
聯電 0708 元富	0.171781	73	1.487169	4.341965	32.38633	0.000000***
聯電 03367 群益	0.262230	139	0.468655	4.660544	21.05825	0.000027***
聯電 03574 建華	0.291447	76	-0.163165	1.824902	4.709929	0.094897*
台塑 B0666 富邦	3.751399	143	-0.080160	1.763395	9.264579	0.009732***
遠紡 0709 富邦	0.612075	159	1.472408	3.823932	61.94910	0.000000***

註 1：Jarque-Bera 是用於檢定資料是否為常態分配。

註 2：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

表 4-2 外資買賣超(EQ) -基本統計量分析

標的股票暨 權證名稱	平均數	Observations	偏態	峰態	Jarque-Bera	Probability
中信金 0430 元富	1844.843	121	0.171869	3.490100	1.806700	0.405210
中信金 3637 元京	753.0667	75	1.480214	8.296630	115.0576	0.000000***
中信金 3585 康和	1661.282	71	0.745499	5.660457	27.51577	0.000001***
兆豐金 03375 工銀	6659.722	79	0.835266	3.471234	9.916937	0.007024***
富邦金 B0788 元大	2915.063	144	1.100283	5.382616	63.11607	0.000000***
新光金 0612 中信	5882.440	75	1.452423	5.568372	46.98332	0.000000***
新光金 03057 一銀	1958.092	76	6.733418	54.33547	8919.507	0.000000***
友達 0610 富邦	1159.867	75	0.848540	4.550922	16.51700	0.000259***
友達 03743 工銀	-541.0098	102	0.400173	5.140295	22.19102	0.000015***
鴻海 03402 建華	3184.759	79	3.823857	22.15415	1400.173	0.000000***
鴻海 03423 富邦	962.9293	198	2.904073	23.98882	3912.689	0.000000***
聯電 0695 富邦	16108.94	137	1.855228	65.48478	22365.91	0.000000***
聯電 0708 元富	15243.34	73	2.279217	11.83292	300.5158	0.000000***
聯電 03367 群益	3809.554	139	-0.538901	6.059238	60.93179	0.000000***
聯電 03574 建華	5974.526	76	-0.112192	3.742416	1.904844	0.385805
台塑 B0666 富邦	-912.2448	143	-1.528610	8.878357	261.5808	0.000000***
遠紡 0709 富邦	1018.711	159	3.353119	30.25446	5219.037	0.000000***

註 1：Jarque-Bera 是用於檢定資料是否為常態分配。

註 2：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

表 4-3 標的股票收盤價(*SP*)-基本統計量分析

標的股票暨 權證名稱	平均數	Observations	偏態	峰態	<i>Jarque-Bera</i>	Probability
中信金 0430 元富	36.16446	121	-0.464570	2.934207	4.374304	0.112236
中信金 3637 元京	25.60533	75	-0.374247	2.317406	3.206807	0.201211
中信金 3585 康和	26.25211	71	-0.224898	3.484510	1.292991	0.523879
兆豐金 03375 工銀	21.77911	79	0.564635	2.730953	4.435970	0.108828
富邦金 B0788 元大	27.46111	144	0.883797	3.752583	22.14460	0.000016***
新光金 0612 中信	31.22800	75	0.083791	2.236810	1.907944	0.385208
新光金 03057 一銀	31.4029	76	-0.470472	2.181962	4.922779	0.085316*
友達 0610 富邦	46.01533	75	-0.090907	1.711871	5.288542	0.071057*
友達 03743 工銀	49.26765	102	-0.428722	2.425308	4.528292	0.103919
鴻海 03402 建華	181.0316	79	0.157570	1.874601	4.4985875	0.105617
鴻海 03423 富邦	195.0328	198	-0.613023	2.957883	12.41594	0.002013***
聯電 0695 富邦	21.00766	137	0.291031	1.873316	9.180218	0.010152**
聯電 0708 元富	19.43973	73	0.007712	1.784085	4.497670	0.105522
聯電 03367 群益	19.20612	139	0.970139	3.477554	23.12459	0.000010***
聯電 03574 建華	18.75526	76	-0.161131	2.162765	2.548581	0.279629
台塑 B0666 富邦	52.95944	143	-1.076227	3.573874	29.56756	0.000000***
遠紡 0709 富邦	22.65566	159	-0.127140	2.298693	3.686739	0.158283

註 1：*Jarque-Bera* 是用於檢定資料是否為常態分配。

註 2：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

第二節 單根檢定

本研究先對原始收盤價進行單根檢定後發現為定態序列。為避免產生假性迴歸的問題，故利用上述之差分方法，將原始收盤價序列轉變為收盤價報酬序列，以進行後續模型之估計。

由表 4-4 得知：認購權證收盤價(TP)的時間序列，在有截距項無趨勢項、有截距項及趨勢項、無截距項及趨勢項檢定，經一階差分處理後，皆在 1% 顯著水準下，均顯著拒絕單根的虛無假設。

由表 4-5 得知：外資買賣超(EQ)均屬時間序列，而非股價報酬序列，所以在有截距項無趨勢項、有截距項及趨勢項、無截距項及趨勢項檢定下，無需進行差分處理。

由表 4-6 得知：標的股票股價(SP)的時間序列在有截距項無趨勢項、有截距項及趨勢項、無截距項及趨勢項檢定，經一階差分處理後，皆在 1% 顯著水準下均顯著拒絕單根的虛無假設。

表 4-4 認購權證收盤價(TP)單根檢定結果

標的股票暨 權證名稱	有截距項無趨勢項		有截距項及趨勢項		無截距項及趨勢項	
	ADF 值	一階差分	ADF 值	一階差分	ADF 值	一階差分
中信金 0430 元富	-1.758896	-13.81521***	-1.559045	-13.91302***	-2.916500	-13.38447***
中信金 3637 元京	-1.088115	-7.449891***	-4.186516	-7.4029***	-1.494299	-7.219284***
中信金 3585 康和	-2.111495	-6.898643***	-2.996595	-6.851667***	-1.878772	-6.79955***
兆豐金 03375 工銀	-0.536538	-8.627932***	-2.484397	-7.391308***	-1.214755	-7.174306***
富邦金 B0788 元大	0.428005	-7.961484***	0.859792	-14.68719***	1.292262	-7.878056***
新光金 0612 中信	-2.461860	-7.677506***	-4.034055	-7.70038***	-4.050473	-7.12132***
新光金 03057 一銀	-0.898956	-10.76065***	-2.767845	-10.70297***	-1.428243	-5.526995***
友達 0610 富邦	-1.365923	-8.270253***	-1.768370	-8.218213***	-2.175621	-8.08106***
友達 03743 工銀	-0.994901	-5.250509***	-0.784590	-5.328427***	-0.856641	-5.269247***
鴻海 03402 建華	-1.494523	-9.686610***	-2.380718	-9.623310***	-0.759589	-9.715154***
鴻海 03423 富邦	-2.114648	-13.09735***	-1.942277	-13.10487***	-0.082133	-13.09698***
聯電 0695 富邦	-2.221471	-6.552930***	-2.104364	-6.665935***	-1.571300	-6.511368***
聯電 0708 元富	-3.640512	-8.42578***	-2.664066	-9.027494***	-4.451512	-4.57274***
聯電 03367 群益	-3.399805	-13.65894***	-2.519365	-14.02835***	-1.956747	13.65462***
聯電 03574 建華	-1.033459	-11.34178***	-3.965711	-11.26823***	-1.537028	-11.24273***
台塑 B0666 富邦	-0.263630	-10.82719***	-3.533959	-10.79795***	-1.996144	-10.53385***
遠紡 0709 富邦	-3.091417	-9.90884***	-2.027344	-10.30710***	-4.132268	-9.36797***

註：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

表 4-5 外資買賣超(EQ)單根檢定結果

標的股票暨 權證名稱	有截距項無趨勢項		有截距項及趨勢項		無截距項及趨勢項	
	ADF 值	一階差分	ADF 值	一階差分	ADF 值	一階差分
中信金 0430 元富	-7.872450***		-8.128945***		-5.005810***	
中信金 3637 元京	-5.629097***		-5.864151***		-5.601166***	
中信金 3585 康和	-5.797434***		-5.764481***		-5.757206***	
兆豐金 03375 工銀	-4.408797***		-5.659408***		-3.657815***	
富邦金 B0788 元大	-6.47612***		-6.636335***		-5.545146***	
新光金 0612 中信	-3.895903***		-4.142994***		-2.572287***	
新光金 03057 一銀	-8.856400***		-8.797819***		-7.931916***	
友達 0610 富邦	-3.590528***		-3.721193**		-3.576511***	
友達 03743 工銀	-6.723590***		-6.75164***		-6.748637***	
鴻海 03402 建華	-8.770745***		-8.90452***		-7.339563***	
鴻海 03423 富邦	-11.00073***		-12.03966***		-10.77879***	
聯電 0695 富邦	-11.33686***		-11.32120***		-11.27639***	
聯電 0708 元富	-3.241563**		-3.082815		-2.976397***	
聯電 03367 群益	-7.559560***		-7.767969***		-7.496691***	
聯電 03574 建華	-6.448563***		-6.523961***		-6.322935***	
台塑 B0666 富邦	-3.76733***		-4.812046***		-3.745585***	
遠紡 0709 富邦	-5.107405***		-5.095979***		-5.055257***	

註：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

表 4-6 標的股票收盤價(*SP*)單根檢定結果

標的股票暨 權證名稱	有截距項無趨勢項		有截距項及趨勢項		無截距項及趨勢項	
	ADF 值	一階差分	ADF 值	一階差分	ADF 值	一階差分
中信金 0430 元富	-2.844232	-10.74818***	-2.644891	-8.825210***	-0.257055	-8.742168***
中信金 3637 元京	-1.723357	-5.779353***	-2.673503	-5.774294***	-0.396636	-5.797292***
中信金 3585 康和	-2.940771	-7.22378***	-3.075213	-7.717995***	-0.685158	-7.184669***
兆豐金 03375 工銀	-2.338292	-8.693835***	-2.803951	-8.714417***	0.107712	-8.750566***
富邦金 B0788 元大	0.097135	-12.80506***	-1.255605	-13.04374***	1.109873	-12.72942***
新光金 0612 中信	-1.380677	-8.478479***	-1.236583	-8.595536***	-0.447646	-8.531595***
新光金 03057 一銀	-1.205419	-7.117289***	-1.801799	-7.127288***	-0.683908	-7.117342***
友達 0610 富邦	-1.801466	-7.474016***	-2.008234	-7.424398***	0.590318	-7.474091***
友達 03743 工銀	-1.321764	-10.63584***	-2.044829	-10.60823***	-0.374742	-10.67590***
鴻海 03402 建華	-1.247346	-8.799903***	-2.722554	-8.763894***	1.666402	-8.509690***
鴻海 03423 富邦	-2.516533	-14.10487***	-2.429426	-14.13162***	0.892096	-14.03998***
聯電 0695 富邦	-1.220870	-11.62207***	-1.143503	-11.60678***	0.248796	-11.65415***
聯電 0708 元富	-1.219058	-9.245099***	-0.518233	-9.548149***	0.123224	-9.311907***
聯電 03367 群益	-1.049112	-12.23158***	-2.494878	-12.41119***	0.486828	12.25464***
聯電 03574 建華	-2.805126	-9.47518***	-2.843019	-9.445165***	0.108648	-9.540379***
台塑 B0666 富邦	-1.346611	-11.82643***	-2.049448	-9.357211***	-0.493207	-11.85494***
遠紡 0709 富邦	-0.709792	-12.14096***	-0.516017	-12.19868***	-0.845998	-12.13031***

註：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

第三節 自我相關檢定

本研究採用三個變數即認購權證收盤價(*TP*)、外資買賣超(*EQ*)、標的股票收盤價(*SP*)，除外資買賣超(*EQ*)非屬股價報酬序列無需差分外，餘認購權證收盤價(*TP*)、標的股票收盤價(*SP*)，資料經過檢定為定態後，再使用 Ljung-Box-Pierce Q 統計量，來檢定標的股價收盤價受外資買賣超影響及權證收盤價受標的股價收盤價影響，是否具有自我相關。

從表 4-7 觀察出序列一(標的股價收盤價受外資買賣超影響)中有中信金 03585 康和、富邦金 B0788 元大、友達 03743 工銀、鴻海 03423 富邦、聯電 03367 群益，及序列二(權證收盤價受標的股價收盤價影響)有中信金 0430 元富、富邦金 B0788 元大、新光金 03057 一銀、友達 0610 富邦、聯電 0708 元富、友達 03743 工銀、聯電 0708 元富，存在自我相關的現象，因此需要配適 ARMA 模型，來補捉序列相關的特性。而其餘者則不存在自我相關，故不需配適 ARMA 模型。

表 4-7 Q 統計量分析

標的股票 權證名稱	變數	Q(1)	Q(2)	Q(3)	Q(4)	Q(6)	Q(9)	Q(12)
中信金 0430 元富	序列一	1.2779	3.3393	3.3430	3.8127	3.9655	5.5755	13.713
	序列二	10.982***	12.792***	12.792***	13.429***	13.914**	16.362*	17.816
中信金 03637 元京	序列一	4.2941	4.3020	5.1388	5.1513	5.2187	5.6772	13.747
	序列二	2.9290*	3.6065	5.3944	5.4290	6.7189	6.8480	6.8870
中信金 03585 康和	序列一	4.3782**	7.8427**	9.1643**	10.747*	13.671**	15.716*	16.293
	序列二	2.4526	2.4764	5.2291	6.4350	8.6916	10.086	10.307
兆豐金 03375 工銀	序列一	0.1307	0.2399	0.8415	1.3988	3.3454	5.4083	13.401
	序列二	2.8892*	5.2536*	5.3318	5.3318	5.7219	5.7681	6.2719
富邦金 B0788 元大	序列一	10.230***	13.560***	15.050***	15.986***	18.542***	20.298**	22.501**
	序列二	17.020***	17.435***	17.481***	17.727***	19.144***	20.636**	23.516**
新光金 0612 中信	序列一	0.4582	0.7534	0.7581	1.5649	3.1594	4.9487	7.1043
	序列二	1.5006	6.9088**	7.2445*	7.2498	7.9956	8.2977	8.9114
新光金 03057 一銀	序列一	2.3879	2.5175	3.0580	4.7321	5.6121	7.4256	7.6050
	序列二	9.3569***	9.6832***	10.139**	12.251**	20.578***	24.388***	25.854**
友達 0610 富邦	序列一	0.0849	0.4978	0.8422	0.8452	2.0022	5.7132	7.4558
	序列二	8.8282***	8.9513**	9.1408**	9.7785**	9.9556	10.125	10.465
友達 03743 工銀	序列一	8.6644***	8.7080**	10.917**	19.299***	20.762***	30.244***	32.713***
	序列二	2.9696*	17.254***	26.256***	30.722***	31.619***	32.704***	33.108***
鴻海 03402 建華	序列一	0.2763	0.3594	0.7921	4.2191	6.4921	8.0519	11.958
	序列二	0.6450	0.9489	1.6304	2.0514	2.7966	4.9612	8.7469
鴻海 03423 富邦	序列一	4.0967**	4.1176	7.7404*	10.740**	13.656**	14.528	16.094
	序列二	1.2388	2.8744	4.6919	4.7114	7.7797	9.1960	11.877
聯電 0695 富邦	序列一	0.0359	0.1975	0.9676	4.0491	5.5444	7.4444	11.606
	序列二	1.9056	2.2143	2.9580	14.489***	15.754**	16.249	17.927
聯電 0708 元富	序列一	0.3979	0.5126	0.5205	1.1616	3.1467	5.7593	6.0756
	序列二	9.9282***	11.557***	11.777***	13.468***	24.797***	40.653***	43.326***
聯電 03367 群益	序列一	7.1100***	7.5542**	8.2430**	8.8286*	9.1088	10.487	11.799
	序列二	0.3211	0.3292	0.3483	1.2920	2.3353	14.084	20.557*
聯電 03574 建華	序列一	2.2376	2.7486	2.8537	3.2284	4.4114	7.9448	8.7165
	序列二	1.2247	3.1465	6.5782*	9.7775**	15.436**	18.429**	23.097**
台塑 B0666 富邦	序列一	0.5218	2.0928	3.6428	8.2301	8.4247	11.064	11.453
	序列二	2.1085	2.5573	2.9621	3.6782	10.131	12.000	12.301
遠紡 0709 富邦	序列一	0.3612	1.5875	1.5956	4.6731	8.3919	8.6007	8.7558
	序列二	3.0153*	3.0160	4.0228	4.3820	5.7584	11.421	12.425

註 1：序列一：標的股票收盤價受外資買賣超影響。

序列二：權證收盤價受標的股票收盤價影響。

註 2：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

註 3：Q(k)表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬之序列相關。

第四節 ARMA(p, q)配適檢定

當檢定是否具有自我相關完成後，針對序列一(標的股價收盤價對外資買賣超)及序列二(權證收盤價對標的股價收盤價)存在自我相關現象的序列，採用 ARMA 來捕捉序列相關的特性。由表 4-8 中得知，序列一(標的股價收盤價受外資買賣超影響)有中信金 03585 康和、富邦金 B0788 元大、友達 03743 工銀、鴻海 03423 富邦、聯電 03367 群益，及序列二(權證收盤價受標的股價收盤價影響)有中信金 0430 元富、富邦金 B0788 元大、新光金 03057 一銀、友達 0610 富邦、聯電 0708 元富、友達 03743 工銀、聯電 0708 元富等配適 ARMA(1,1)、ARMA(2,2)、ARMA(3,3)後不存在自我相關。

表 4-8 ARMA(p, q)配適

標的股票暨 權證名稱	變數	ARMA(p, q)	Lag(3)	Lag(6)	Lag(9)	Lag(12)	AIC
中信金 0430 元富	序列二	(1, 1)	0.8555	1.4076	3.8243	5.2352	0.969459
中信金 03585 康和	序列一	(2, 2)	7.5368**	8.9102*	13.397*	14.340	-5.852184
富邦金 B0788 元大	序列一	(3, 3)	11.950*	13.391	15.304	18.249	-5.418071
富邦金 B0788 元大	序列二	(1, 1)	0.2286	1.14272	2.8892	6.8220	-3.291229
新光金 03057 一銀	序列二	(1, 1)	1.4071	6.9267	9.3079	11.163	-2.008954
友達 0610 富邦	序列二	(1, 1)	0.4311	1.5257	2.6346	3.0362	-3.121407
友達 03743 工銀	序列一	(1, 1)	0.4166	7.2978	13.233*	14.627	-4.982882
友達 03743 工銀	序列二	(1, 1)	5.5519**	7.1652	7.4506	7.5337	-0.441288
鴻海 03423 富邦	序列一	(1, 1)	2.2894	6.1382	6.8187	7.9940	-5.020939
聯電 0708 元富	序列二	(1, 1)	0.6510	14.055**	18.679*	22.760*	-0.779470
聯電 03367 群益	序列一	(1, 1)	1.8488	3.3388	4.5128	5.6311	-5.146764

註 1：序列一：標的股票收盤價受外資買賣超影響。

序列二：權證收盤價受標的股票收盤價影響。

註 2：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

第五節 異質性檢定

本研究採用 Ljung-Box Q^2 檢定和 Engle(1982)所提出 ARCH-LM 檢定來檢驗變異數是否具有異質性的存在。由表 4-9 中得知，序列一(標的股價收盤價對外資買賣超)、序列二(權證收盤價對標的股價收盤價)。皆屬拒絕虛無假設，表示殘差二階動差具有自我相關，即序列具有條件變異數異質性，進一步做 ARCH-LM 檢定。

在時間序列資料中，也常存在殘差項變異數不相等之情況，使得 OLS 模型中的殘差項具同質性的假設被違背了。本研究中針對報酬殘差以 Ljung-Box-Pierce Q 統計量做檢定可以檢定誤差平方項是否具序列相關，即探討條件變異數是否具有異質性。此外，由於 ARCH 與 GARCH 模型參數估計必須經過非線性反覆演算，因此在進行 ARCH 與 GARCH 模型之前，必須在變異數異質性檢定後再更嚴謹地進行 ARCH 效果檢定。本研究採用 Engle(1982)的拉氏乘數檢定法檢視殘差序列的變異數是否具 ARCH 效果。LM 檢定的虛無假數及對立假設為 H_0 ：無 ARCH 效果及 H_1 ：有 ARCH 效果。LM 檢定統計量計算式如下：

$$\varepsilon_t^2 = c_0 + c_1\varepsilon_{t-1}^2 + \dots + c_q\varepsilon_{t-q}^2 + \xi_t \quad (4-1)$$

表 4-9 Ljung-Box Q^2 檢定

標的股票暨權證名稱	變數	ARMA(p,q)	$Q^2(3)$	$Q^2(4)$	$Q^2(5)$	$Q^2(6)$	$Q^2(9)$
中信金 0430 元富	序列一	ARMA(1,1)	15.322***	16.208***	16.313***	16.313***	19.440***
	序列二	ARMA(1,1)	3.3369*	11.060***	13.498***	13.529***	27.532***
中信金 03637 元京	序列一	ARMA(1,1)	5.0945**	5.7645*	7.2323*	7.9044*	12.040*
	序列二	ARMA(3,3)	4.0515**	4.1032	4.1748	4.1768	4.2392
中信金 03585 康和	序列一	ARMA(2,2)	6.6152***	7.1295**	7.4317*	7.4736	9.3661
	序列二	ARMA(1,1)	7.9667***	8.3266**	8.3455**	8.5009*	10.065
兆豐金 03375 工銀	序列一	ARMA(1,1)	3.8770**	5.3225*	5.4101	6.3472	7.7297
	序列二	ARMA(1,1)	3.7534*	3.7957	3.8488	3.9617	4.2415
富邦金 B0788 元大	序列一	ARMA(3,3)	5.9314**	9.1059**	9.4254**	10.127**	12.577*
	序列二	ARMA(1,1)	8.3527***	8.6024**	13.058***	13.058**	15.142**
新光金 0612 中信	序列一	ARMA(1,1)	2.9181*	4.6588*	4.9659	5.6869	6.7214
	序列二	ARMA(1,1)	10.392***	10.398***	10.441**	10.487**	10.845
新光金 03057 一銀	序列一	ARMA(1,1)	4.9073**	5.0679*	5.1086	5.1633	6.4036
	序列二	ARMA(1,1)	11.576***	11.622***	11.776***	12.666***	13.420*
友達 0610 富邦	序列一	ARMA(1,1)	8.2837***	9.2416***	9.6086**	9.7812**	10.835
	序列二	ARMA(1,1)	8.8425***	8.9567**	9.0466**	9.0619*	10.586
友達 03743 工銀	序列一	ARMA(1,1)	12.976***	16.184***	16.569***	16.691***	17.245**
	序列二	ARMA(1,1)	27.662***	29.013***	29.088***	29.091***	29.288***
鴻海 03402 建華	序列一	ARMA(1,1)	13.542***	13.543***	13.554***	14.155***	15.804**
	序列二	ARMA(1,1)	15.880***	16.345***	17.280***	17.515***	18.731***
鴻海 03423 富邦	序列一	ARMA(1,1)	3.5256*	4.3770	4.6763	7.8589*	17.119**
	序列二	ARMA(1,1)	9.3137***	9.3404***	9.5581**	10.307**	10.517
聯電 0695 富邦	序列一	ARMA(1,1)	6.9009***	10.880***	14.989***	14.991***	16.439**
	序列二	ARMA(1,1)	0.0429	24.950***	24.953***	25.142***	25.228***
聯電 0708 元富	序列一	ARMA(1,1)	0.7422	1.4858	1.6717	1.9066	3.5306
	序列二	ARMA(1,1)	4.0053**	4.0488	4.9117	6.4506	7.6046
聯電 03367 群益	序列一	ARMA(1,1)	2.6574	2.8000	3.0787	3.2941	5.8015*
	序列二	ARMA(1,1)	29.515***	35.422***	53.481***	62.402***	83.939***
聯電 03574 建華	序列一	ARMA(1,1)	0.5615	0.6246	1.0751	1.0978	5.0995*
	序列二	ARMA(1,1)	16.621***	16.666***	16.687***	16.988***	18.415***
台塑 B0666 富邦	序列一	ARMA(1,1)	2.3427	6.0600**	6.1350	6.2009	8.4984
	序列二	ARMA(1,1)	24.809***	25.049***	25.059***	25.884***	30.832***
遠紡 0709 富邦	序列一	ARMA(1,2)	2.7217*	3.5301	3.5339	3.5441	4.0708
	序列二	ARMA(1,1)	3.1668*	3.1704	3.1879	3.1882	9.8242

註 1：序列一：標的股票收盤價受外資買賣超影響。

序列二：權證收盤價受標的股票收盤價影響。

註 2：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

註 3： $Q^2(k)$ 表示為落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定量，檢定報酬平方之序列相關。

第六節 ARMA-GARCH(p,q)檢定

接著進行 GARCH 模型配適，但進行 GARCH 模型估計之前，需先估計其條件平均數方程式，減少獲得不一致的參數估計值。因此本次研究採 AIC 準則，選取 ARMA(1,1)，ARMA(2,2)及 ARMA(3,3)為二序列最佳之條件平均數方程式，以進行條件變異數的方程式估計。

根據過去研究有關 GARCH 模型之相關文獻經驗、以及考慮 GARCH 模型係數的顯著性，所以假設 GARCH(p,q)模型之 $p \leq 1$ 、 $p \leq 2$ 及 $q \leq 1$ 、 $q \leq 2$ 分別針對序列一（標的股票收盤價受外資賣超影響）及序列二（權證收盤價受標的股價收盤價影響）進行 ARMA (p,q)-GARCH(p,q)模型配適，從 GARCH(1,1)、GARCH(2,1)、GARCH(1,2)、GARCH(2,2)共四種模型，選擇 AIC 值最小和參數估計 P 值顯著的來取最適模型。

有關序列一標的股票收盤價受外資賣超影響 GARCH 模型為：

$$\begin{aligned} SP_1 &= a + bEQ + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= h_t z_t, z_t \sim i.i.d(0, h) \\ \varepsilon_t &= SP_1 - a - bEQ \\ h_t &= w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \end{aligned} \quad (4-2)$$

有關序列二權證收盤價受標的股票收盤價影響 GARCH 模型為：

$$\begin{aligned} TP_1 &= a + bSP_1 + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= h_t z_t, z_t \sim i.i.d(0, h) \\ \varepsilon_t &= TP_1 - a - bSP_1 \\ h_t &= w + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \end{aligned} \quad (4-3)$$

表 4-10 變數序列一 ARMA-GARCH(p,q) 檢定

標的股票暨 權證名稱	ARMA(p,q)	GARCH(1,1)	GARCH(2,1)	GARCH(1,2)	GARCH(2,2)
中信金 0430 元富	ARMA (1,1)	-5.396576	-5.400526*	-5.388312	-5.386924
中信金 03637 元京	ARMA(1,1)	-6.121400	-6.121396	-6.077457	-6.227189*
中信金 03585 康和	ARMA(2,2)	-6.116045*	-5.929595	-6.023235	-5.867433
兆豐金 03375 工銀	ARMA(1,1)	-6.108129	-6.123313*	-6.030291	-6.091387
富邦金 B0788 元大	ARMA(3,3)	-5.541446*	-5.527952	-5.482868	-5.491394
新光金 0612 中信	ARMA(1,1)	-5.553360*	-5.410971	-5.516513	-5.397685
新光金 03057 一銀	ARMA(1,1)	-6.020717*	-5.941358	-5.981338	-5.938858
友達 0610 富邦	ARMA(1,1)	-5.007836*	-4.959445	-4.952322	-4.931619
友達 03743 工銀	ARMA(1,1)	-5.006840*	-4.994429	-4.994607	-4.993064
鴻海 03402 建華	ARMA(1,1)	-4.907041	-4.912432*	-4.883269	-4.897971
鴻海 03423 富邦	ARMA(1,1)	-5.015253*	-5.010659	-5.001243	-4.997587
聯電 0695 富邦	ARMA(1,2)	-5.190361	-5.176320	-5.229547	-5.238407*
聯電 0708 元富	ARMA(1,1)	-5.741028*	-5.713969	-5.740784	-5.680259
聯電 03367 群益	ARMA(1,1)	-5.112473	-5.142024*	-5.122627	-5.133166
聯電 03574 建華	ARMA(1,1)	-5.478866*	-5.268384	-5.440069	-5.245658
台塑 B0666 富邦	ARMA(1,1)	-5.295097	-5.299571	-5.289337	-5.311387*
遠紡 0709 富邦	ARMA(1,2)	-5.197316	-5.204868	-5.247836*	-5.235460

註 1：序列一：標的股票收盤價受外資買賣超影響。

註 2：*表示 AIC 值最小，亦即最適模型。

表 4-11 變數序列二 ARMA-GARCH(p,q) 檢定

標的股票暨 權證名稱	ARMA(p,q)	GARCH(1,1)	GARCH(2,1)	GARCH(1,2)	GARCH(2,2)
中信金 0430 元富	ARMA (1,1)	-1.468612	-1.447468	-1.489392*	-1.444343
中信金 03637 元京	ARMA(3,3)	-2.045518*	-1.441394	-1.567323	-1.486565
中信金 03585 康和	ARMA(1,1)	-0.800072	-0.771517	-0.913361*	-0.886326
兆豐金 03375 工銀	ARMA(1,1)	-1.932158	-1.925980	-1.987715*	-1.939267
富邦金 B0788 元大	ARMA(1,1)	-3.261506	-3.306090*	-3.286191	-3.299173
新光金 0612 中信	ARMA(1,1)	-2.007701*	-1.988893	-1.976967	-1.997960
新光金 03057 一銀	ARMA(1,1)	-2.154646	-2.172291*	-2.158940	-2.066899
友達 0610 富邦	ARMA(1,1)	-3.220153	-3.293538*	-3.196318	-3.264524
友達 03743 工銀	ARMA(1,1)	-1.497342	-1.631682	-1.518723	-1.633163*
鴻海 03402 建華	ARMA(1,1)	-0.962344	-0.949305	-0.989040*	-0.925963
鴻海 03423 富邦	ARMA(1,1)	-3.399025	-3.389541	-3.389885	-3.580226*
聯電 0695 富邦	ARMA(1,1)	-3.043707*	-3.040612	-3.042362	-3.001586
聯電 0708 元富	ARMA(1,1)	-0.909099*	-0.908868	-0.899775	-0.887019
聯電 03367 群益	ARMA(1,1)	-1.990432*	-1.977411	-1.978788	-1.964560
聯電 03574 建華	ARMA(1,1)	-1.944630	-1.956825*	-1.924037	-1.933781
台塑 B0666 富邦	ARMA(1,1)	-2.233435	-2.254505	-2.244300	-2.286854*
遠紡 0709 富邦	ARMA(1,1)	-1.960538	-2.118242*	-2.077472	-2.097432

註 1：序列二：權證收盤價受標的股票收盤價影響。

註 2：*表示 AIC 值最小，亦即最適模型。

第七節 實證結果

認購權證及標的股票股價之關聯性研究-以外資買賣超為例之 GARCH 模型估計，根據所配適的 ARMA(p,q)-GARCH(p,q)模型。本研究所得實證模型如式(4-4)、(4-5)、(4-6)、(4-7)、(4-8)、(4-9)、(4-10)模型參數估計：

(1)ARMA(1,1)-GARCH(1,1)模型參數估計 (2) ARMA(1,1)-GARCH(2,1)模型參數估計

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + b_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + b_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$\varepsilon_t = v_t (h_t)^{1/2}$$

$$\varepsilon_t = v_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 \quad (4-4)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 \quad (4-5)$$

(3) ARMA(1,1)-GARCH(1,2)模型參數估計 (4) ARMA(1,1)-GARCH(2,2)模型參數估計

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + b_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + b_1 \varepsilon_{t-1}$$

$$\varepsilon_t = v_t (h_t)^{1/2}$$

$$\varepsilon_t = v_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-2}^2 \quad (4-6)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-2}^2 \quad (4-7)$$

(5) ARMA(3,3)-GARCH(1,1)模型參數估計 (6) ARMA(2,2)-GARCH(1,1)模型參數估計

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + a_3 r_{t-3} + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2} + b_3 \varepsilon_{t-3}$$

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + a_2 r_{t-2} + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2}$$

$$\varepsilon_t = v_t (h_t)^{1/2}$$

$$\varepsilon_t = v_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 \quad (4-8)$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 \quad (4-9)$$

(7)ARMA(1,2)-GARCH(1,2)模型參數估計

$$r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2}$$

$$\varepsilon_t = v_t (h_t)^{1/2}$$

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-2}^2 \quad (4-10)$$

由模型參數估計中得知： $r_t = a_0 + a_1 r_{t-1} + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2}$ 為平均數方程式、 $h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-2}^2$ 為條件變異數方程式，為實證本研究目的，在平均數方程式中投入變數 EQ 及 SPI 來探討外資買賣超對標的股票收盤價的關聯性及標的股價收盤價對權證收盤價的關聯性。且條件變異數方程式中投入變數 EQ 及 TPI 為探討外資買賣超對標的股票收盤價波動性的影響，及標的股價收盤價對權證收盤價波動性的影響。可從表 4-12、表 4-13、表 4-14、表 4-15 中實證結果得知：

一、標的股票收盤價受外資買賣超影響實證結果

表 4-12 平均數方程式中外資買賣超(EQ)除了聯電 0695 富邦不顯著外，餘皆為顯著，亦即外資買超或賣超時，對股票市場投資人是有持續加碼或減碼的作用及外資買賣超對標的股票股價的關聯性具有顯著的正向影響。表 4-13 變異數方程式觀察到外資買賣超(EQ)有兆豐金 03375 工銀、新光金 0612 中信、友達 0610 富邦、友達 03743 工銀、鴻海 03402 建華、台塑 B0666 富邦、遠紡 0709 富邦等發行權證皆為顯著，表示外資買超或賣超對標的股票股價有正向影響，標的股票股價受外資買超或賣超的波動性資訊傳遞效果有正向影響，足以作為股票市場上提供投資人作為參考依據。

二、權證收盤價受標的股價收盤價影響實證結果

表 4-14 平均數方程式中可發現到標的股票股價(SPI)皆為顯著，亦即表示標的股票股價上漲或下跌的資訊效果會影響認購權證價格，顯示標的股價與認購權證價格之間的關聯性具有正向顯著影響。表 4-15 變異數方程式可實證出標的股票股價(SPI)中有中信金 0430 元富、中信金 03537 元京、新光金 03057 一銀、聯電 0695 富邦、台塑 B0666 富邦等發行權證，其結果顯示出認購權證收盤價波動性顯著受標的股票股價影響。也就是說當標的股票股價漲跌之資訊效果會影響權證收盤價格，其之間的波動性具有正向影響。

本研究實證結果顯示：(1)平均數方程式及變異數方程式均具有符合 ARMA-GARCH 效果。(2)由平均數方程式中研究結果；發現標的股票股價與認購權證收盤價顯著受外資買超或賣超的影響，所以外資買賣超對標的股票股價與認購權證收盤價具有顯著正向關聯性。(3)由變異數方程式得知；標的股票股價與認購權證收盤價顯著受外資買超或賣超的影響產生正向及負向的波動性，因此；當外資買超時會對標的股票股價與認購權證收盤價產生正向波動性，當外資賣超時亦對標的股票股價與認購權證收盤價造成負向波動性。因此；外資買賣超的波動與標的股票及認購權證漲跌波動方向具有一致性。

表 4-12 序列一標的股票收盤價受外資買賣超影響-平均數方程式

標的股票暨 權證名稱	a_0	EQ	a_1	a_2	a_3	b_1	b_2	b_3
中信金 0430 元富	-0.00290	1.46E-06	0.56520			-0.90505		
	(0.000442)***	(1.38E-07)***	(0.075478)***			(0.033497)***		
中信金 03637 元京	-0.00125	1.19E-06	0.151981			0.10956		
	(0.001727)	(1.28E-07)***	(0.354191)			(0.375109)		
中信金 03585 康和	-0.00386	1.28E-06	-0.22659	-0.41422		0.05724	0.23463	
	(0.001413)***	(9.96E-08)***	(0.420228)	(0.211487)**		(0.444127)	(0.273884)	
兆豐金 03375 工銀	-0.00317	5.44E-07	-0.04451			-0.01797		
	(0.001286)***	(9.79E-08)***	(1.532274)			(1.531501)		
富邦金 B0788 元大	-0.00255	1.48E-06	0.29655	-0.43660	-0.42211	-0.61674	0.70962	0.28491
	(0.001436)*	(1.80E-07)***	(0.424463)	(0.324017)	(0.335388)	(0.464693)	(0.424481)	(0.450901)
新光金 0612 中信	-0.00380	4.76E-07	-0.05744			-0.01014		
	(0.002990)	(2.23E-07)**	(2.294819)			(2.315176)		
新光金 03057 一銀	-0.00108	-2.74E-07	0.00501			-0.00501		
	(0.001680)	(7.49E-08)***	(7.500694)			(7.491311)		
友達 0610 富邦	-0.00135	4.38E-07	-0.047447			0.01009		
	(0.001810)	(1.29E-07)***	(2.055538)			(2.041749)		
友達 03743 工銀	-0.00040	7.22E-07	0.00500			0.00500		
	(0.005063)	(2.23E-07)***	(3.296274)			(3.323767)		
鴻海 03402 建華	-0.00106	1.84E-06	0.516324			-0.74668		
	(0.001849)	(4.03E-07)***	(0.244145)**			(0.200426)***		
鴻海 03423 富邦	-7.67E-05	2.15E-06	-0.12328			-0.12835		
	(0.001062)	(2.25E-07)***	(0.258966)			(0.274942)		
聯電 0695 富邦	-0.00034	6.69E-09	0.00500			0.00500	0.00500	
	(0.003729)	(1.75E-08)	(42.51946)			(42.53344)	(0.510035)	
聯電 0708 元富	-0.001744	2.16E-07	-0.04269			-0.06468		
	(0.001391)	(5.46E-08)***	(1.092430)			(1.086471)		
聯電 03367 群益	-0.000172	3.04E-07	0.43561			-0.67336		
	(0.000882)	(2.84E-08)***	(0.218926)**			(0.157824)***		
聯電 03574 建華	-0.00231	3.22E-07	-0.130751			-0.01413		
	(0.001631)	(5.03E-08)***	(1.055245)			(1.027979)		
台塑 B0666 富邦	-0.00202	9.81E-07	-0.16976			0.04714		
	(0.001034)**	(1.49E-07)***	(0.783397)			(0.783366)		
遠紡 0709 富邦	-0.00281	1.37E-06	-0.04717			-0.03903	-0.05613	
	(0.001141)***	(1.18E-07)***	(1.790591)			(1.777549)	(0.188688)	

註 1：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

註 2：括弧中的數字為標準誤差。

表 4-13 序列一標的股票收盤價受外資買賣超影響-變異數方程式

標的股票暨 權證名稱	α_0	α_1	α_2	EQ	β_1	β_2
中信金	1.26E-05	0.67923	-0.53512	-2.35E-09	0.85499	
0430 元富	(1.28E-05)	(0.219099)***	(0.219787)***	(0.115419)	(1.86E-09)***	
中信金	7.19E-05	0.06337	-0.17008	8.29E-10	0.44220	0.01020
03637 元京	(7.25E-05)	(0.130898)	(0.110533)	(0.531247)	(0.571900)	(1.85E-09)
中信金	1.01E-05	-0.14349		-3.50E-10	-1.06298	
03585 康和	(3.57E-06)***	(0.65158)**		(0.097578)	(3.92E-10)***	
兆豐金	1.41E-05	0.26354	-0.27303	-4.95E-10	0.92822	
03375 工銀	(5.22E-06)***	(0.161673)	(0.127654)**	(0.072957)***	(8.34E-11)***	
富邦金	6.63E-05	0.14655		2.32E-10	0.51655	
B0788 元大	(4.78E-05)	(0.138454)		(0.298820)	(2.20E-09)*	
新光金	0.00016	-0.05422		-7.02E-09	0.55729	
0612 中信	(5.08E-05)***	(0.090847)		(0.209723)***	(1.56E-09)***	
新光金	4.37E-05	0.14999		-3.47E-09	0.599994	
03057 一銀	(5.57E-05)	(0.118316)		(0.435049)	(4.24E-09)	
友達	6.97E-05	-0.23999		-3.03E-09	1.066072	
0610 富邦	(2.18E-05)***	(0.078519)***		(0.047827)***	(9.30E-10)***	
友達	0.00035	0.15000		1.29E-08	0.60000	
03743 工銀	(0.000116)***	(0.233441)		(0.255651)***	(1.27E-09)***	
鴻海	0.00025	-0.02757	0.15002	2.37E-08	-0.07547	
03402 建華	(6.84E-05)***	(0.052274)	(0.106579)	(0.223062)**	(1.22E-08)	
鴻海	0.00018	-0.04710		4.53E-09	0.49128	
03423 富邦	(7.21E-05)***	(0.028339)*		(0.216808)*	(2.74E-09)**	
聯電	0.00030	0.12000	0.04000	-5.04E-10	0.48000	0.04000
0695 富邦	(0.000850)	(0.444563)	(0.488883)	(2.326573)	(1.591717)	(2.09E-09)
聯電	8.90E-06	-0.12050		2.97E-10	1.05504	
0708 元富	(7.36E-06)	(0.053292)**		(0.061810)	(2.14E-10)***	
聯電	0.00029	0.07254	0.30534	1.29E-09	-0.22861	
03367 群益	(7.05E-05)***	(0.109125)	(0.135902)**	(0.176419)	(9.64E-10)	
聯電	1.37E-05	-0.07460		2.35E-10	1.01611	
03574 建華	(9.61E-06)	(0.028445)***		(0.024367)	(0.377630)***	
台塑	5.60E-05	0.02546	0.42987	-7.96E-09	0.01516	0.40410
B0666 富邦	(2.67E-05)**	(0.097484)	(0.176772)**	(0.158317)**	(0.195060)	(3.73E-09)**
遠紡	1.74E-05	0.01879		-1.01E-09	1.81768	-0.88459
0709 富邦	(3.33E-06)***	(0.014019)		(0.081085)**	(0.076741)***	(4.34E-10)***

註 1：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

註 2：括弧中的數字為標準誤差。

表 4-14 序列二權證收盤價受標的股票收盤價影響-平均數方程式

標的股暨 權證名稱	a_0	SPI	a_1	a_2	a_3	b_1	b_2	b_3
中信金	-0.02895	2.14566	-0.04111			-0.20440		
0430 元富	(0.017085)*	(0.568539)***	(0.497689)			(0.548487)		
中信金	-0.02943	5.36933	0.41884	-0.804372	-0.25623	-0.10674	0.50654	0.24865
03637 元京	(0.014135)	(0.982449)***	(1.324449)	(0.931911)	(1.270715)	(1.369710)	(0.657629)	(0.820899)
中信金	-0.03704	4.25309	-0.08116			0.00841		
03585 康和	(0.023393)	(1.123369)***	(1.862166)			(1.876000)		
兆豐金	-0.01723	7.99664	-0.66204			0.31363		
03375 工銀	(0.006078)***	(0.591039)***	(0.227648)***			(0.275844)		
富邦金	-0.00105	2.75411	0.16900			-0.63488		
B0788 元大	(0.001874)	(0.163780)***	(0.181326)			(0.134370)***		
新光金	-0.05012	5.69706	0.47873			-0.35934		
0612 中信	(0.009997)***	(0.517336)***	(0.650697)			(0.711363)		
新光金	-0.01448	9.009545	0.59367			-0.97363		
03057 一銀	(0.001598)***	(0.426934)***	(0.092953)***			(0.040919)***		
友達	-0.00105	2.75411	0.16900			-0.63488		
0610 富邦	(0.001874)	(0.163780)***	(0.181326)			(0.134370)***		
友達	-0.02199	2.77768	0.97323			-0.86070		
03743 工銀	(0.043247)	(0.284957)***	(0.049440)***			(0.089410)***		
鴻海	-0.02268	7.35591	0.03543			-0.36959		
03402 建華	(0.010229)**	(0.571475)***	(0.236802)			(0.158918)**		
鴻海	-0.00047	2.97071	0.66395			-0.72089		
03423 富邦	(0.002891)	(0.141724)***	(0.500379)			(0.456735)		
聯電	-0.01773	3.92441	-0.00785			0.20543		
0695 富邦	(0.007604)**	(0.266453)***	(0.802145)			(0.697259)		
聯電	-0.05576	4.66248	-0.20344			-0.06831		
0708 元富	(0.010311)***	(0.878568)***	(0.473400)			(0.486299)		
聯電	-0.00733	2.94096	-0.364648			0.17672		
03367 群益	(0.004019)*	(0.216958)***	(0.476170)			(0.548407)		
聯電	-1.32616	5.13984	0.99991			-0.92904		
03574 建華	(627.2150)	(0.284087)***	(0.040554)***			(0.094746)***		
台塑	-0.04002	3.92857	0.00603			-0.03626		
B0666 富邦	(0.011766)***	(0.576949)***	(2.419326)			(2.420995)		
遠紡	-0.01557	3.59869	0.11466			-0.26782		
0709 富邦	(0.003633)***	(0.249879)***	(0.393120)			(0.368113)		

註 1：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

註 2：括弧中的數字為標準誤差。

表 4-15 序列二權證收盤價受標的股票收盤價影響-變異數方程式

標的股票暨 權證名稱	α_0	α_1	α_2	SPI	β_1	β_2
中信金	0.016479	0.12917		0.29058	0.39165	-0.08715
0430 元富	(0.010598)	(0.151127)		(0.558849)**	(0.494097)	(0.151473)
中信金	0.00034	0.40085		-0.11467	0.75397	
03637 元京	(0.000409)	(0.186912)**		(0.107023)***	(0.038192)***	
中信金	0.00598	0.12565		-0.33006	0.40641	0.23266
03585 康和	(0.005988)	(0.168815)		(0.814028)	(0.743138)	(0.218441)
兆豐金	0.00223	0.53843		0.01339	0.85867	-0.53848
03375 工銀	(0.001218)**	(0.201148)***		(0.192675)	(0.130286)***	(0.066933)***
富邦金	4.98E-05	0.03649	-0.08923	-0.00496	1.02842	
B0788 元大	(0.000106)	(0.169250)	(0.175239)	(0.048291)	(0.005881)***	
新光金	-0.00038	0.07074		-0.02004	1.10245	
0612 中信	(5.35E-05)***	(0.034870)**		(0.033428)	(0.032215)***	
新光金	0.00389	0.20314	-0.08953	-0.19440	0.15315	
03057 一銀	(0.001778)**	(0.184307)	(0.076902)	(0.386079)***	(0.072713)	
友達	4.98E-05	0.03649	-0.08923	-0.00496	1.02842	
0610 富邦	(0.000106)	(0.169250)	(0.175239)	(0.048291)	(0.005881)***	
友達	0.00157	0.84842	0.51847	0.05141	-0.34964	0.38580
03743 工銀	(0.001136)	(0.148733)***	(0.321376)	(0.251338)*	(0.090353)	(0.026835)***
鴻海	0.01371	0.53386		0.16021	0.18433	-0.28337
03402 建華	(0.004968)***	(0.329957)		(0.259703)	(0.110476)	(0.205367)***
鴻海	0.00076	0.22184	-0.07660	0.00697	0.75610	-0.28613
03423 富邦	(0.000615)	(0.121429)*	(0.188865)	(0.462721)*	(0.202093)	(0.004025)
聯電	0.00107	0.10598		-0.05183	0.66681	
0695 富邦	(0.000156)***	(0.058636)*		(0.060287)***	(0.004864)***	
聯電	0.00010	-0.06998		-0.05180	1.09242	
0708 元富	(0.000140)	(0.017162)***		(0.028637)	(0.083146)***	
聯電	0.00014	0.43651		0.01088	0.65739	
03367 群益	(0.000243)	(0.186891)**		(0.119203)	(0.016383)***	
聯電	0.00085	0.944596	-0.44466	-0.03735	0.55883	
03574 建華	(0.000680)	(0.343363)***	(0.370355)	(0.284166)	(0.036971)*	
台塑	0.00579	0.10047	0.09090	-0.18103	0.25823	-0.02773
B0666 富邦	(0.001871)***	(0.063949)	(0.109265)	(0.145699)***	(0.183678)*	(0.051970)
遠紡	0.00013	1.46077	-1.24631	-0.00130	0.87845	
0709 富邦	(7.20E-05)*	(0.249632)***	(0.248892)***	(0.073432)	(0.006449)***	

註 1：***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

註 2：括弧中的數字為標準誤差。

第八節 實證結論

本研究以 GARCH 模型來實證標的股票收盤價受外資買賣超的影響及權證收盤價受標的股價收盤價的影響。本研究基本統計檢定結果 $J-B$ 值均為非常態分配，因此再進行單根檢定，由於檢定結果無法顯著拒絕單根，故再對變數進行一階差分，變數經一階差分處理後，均顯著拒絕單根的虛無假設，為恒定的時間序列。

除了外資買賣超(EQ)非屬股價報酬序列外，餘資料經過檢定為定態後，再以 Ljung-Box Q 統計量檢定報酬序列是否具自我相關現象，若檢定結果具有自我相關現象時，經配適後不存在自我相關，再進一步以 Ljung-Box Q^2 檢定和 Engle(1982)所提出的 ARCH-LM 檢定來檢驗變異數是否具有異質性的存在。結果顯示：除聯電 0708 元富不具自我相關外，餘均拒絕虛無假設，亦即具有自我相關，需進一步配適 ARMA。

在相關檢定程序完成後接著進行 ARMA(p,q)-GARCH(p,q)模型配適，根據過去文獻參考得知配適中以 GARCH(1,1)、GARCH(2,1)、GARCH(1,2)、GARCH(2,2)4 種模型最佳，並選擇 AIC 值最小和參數估計 P 值顯著的來選取最適模型。從序列一標的股票收盤價受外資買賣超影響，在 GARCH 模型中外資買賣超(EQ)變數為差分前資料，因外資買賣超(EQ)屬於當天買超或賣超的數量，無須經過時間序列處理。序列二權證收盤價受標的股價收盤價影響，在 GARCH 模型中標的股票收盤價(SPI)變數為差分後資料，屬於報酬序列。

實證模型參數估計中依 ARMA(p,q)-GARCH(p,q)模型配適結果來處理殘差，並分為平均數方程式及條件變異數方程式，由實證結果數值整理發現：(1)標的股票股價的波動性受外資買賣超的影響是顯著的且外資買賣超與標的股票股價具有顯著的關聯性。(2)認購權證收盤價會受標的股票股價的影響，因此標的股票股價受外資買賣超影響，相對的影響認購權證的收盤價。(3)外資買賣超的資訊效果對標的股票收盤價及認購權證收盤價的波動性具正向及負向關聯性。亦即外資買超資訊效果對標的股票收盤價及認購權證收盤價的波動性具正向影響及外資賣超資訊效果對標的股票收盤價及認購權證收盤價的波動性具有負向影響。因此之間的關聯及波動均具有一致性。

第五章 結論

第一節 結論與分析

本文的主要目的在於透過外資買賣超，來探討認購權證及標的股票股價之間關聯性的變動。過去的相關研究大多在探討外資買賣超與大盤指數之間的關聯性，或單純探討標的股票與認購權證收盤價之關係。然而隨著外資投資國內證券市場比重日益增加，且整體持股已經超過三成以上，故外資在台股中的避險的需求相對增加。而國內券商對於認購權證商品經過多年的經營，其發行種類及數量也大為增加，故外資因避險需求而對於認購權證與其標的股票的進出之間的價格波動性，成為一個值得研究的課題。因此本次研究分二階段來探討：

序列一探討標的股票收盤價是否受外資買賣超影響，及序列二權證收盤價是否受標的股票收盤價影響且其影響是否會因外資買賣超而變動。本研究運用 GARCH 模型進行分析樣本之間的關聯性及波動性。

本研究的實證結果分析如下：

一、標的股票股價波動性顯著受外資買賣超的影響

即標的股票的價格波動受到當日外資買賣超的影響而波動。則表示外資法人的進出對國內股票市場中標的個股股票具有重大的影響力。如中信金 03585 康和，中信金外資持股比例於發行權證發行時已達 50.92%，對於中信金而言外資的籌碼相當集中，故外資的買賣超對股票股價有相當的影響，而這個結果可以從表 4-12 的實證結果中得知。如友達 0610 富邦，發行權證時外資持股比例從 31.15% 至權證到期時持股已達 44.29%，而友達股價從發行時為 42.2 元而權證到期時已經漲到 52.3 元，所以外資的買超對於標的股票股價有顯著的影響，而從表 4-12 的實證結果亦可得到印證。所以我們可以預期如果標的股票當天收盤為上漲則外資法人對其個股可能為買超，反之如果下跌相對可能為賣超，因此標的股票股價的波動性顯著受外資買賣超的影響，也實證出兩者具有顯著的關聯性。

二、認購權證收盤價波動性顯著受標的股票股價正向的影響

也就是說當天標的股票的上漲或下跌的波動，會傳遞到認購權證的價格而造成其價格的波動，所以標的股票的收盤價的波動會領先認購權證收盤價的波動，但正向的價格波動效果會隨著認購權證市場的擴大而逐漸減少。

三、認購權證與標的股票之間皆顯示具有顯著的關聯性及波動性，而標的股票與外資間亦有正向的關聯性及波動性，因此我們可以運用外資買賣超的資訊對於標的股票及認購權證的關係，來訂定投資交易策略，進而增加在股票市場的獲利性。

綜合以上所述：當外資買超時，會造成標的股票股價上漲，進而影響到認購權證價格上漲。反之，當外資賣超時，會造成標的股票股價下跌，進而影響到認購權證價格下跌。因為外資買賣超對標的股價的波動性，與標的股價對權證價格具有一致性且顯著的關聯，所以投資人可以利用此種資訊效果，做為進出股票市場買賣的參考依據。

第二節 後續研究建議

根據本研究的發現與文獻探討的結果作出以下後續研究建議：

1. 後續研究者可以考慮加入除權息因素來進行比較分析。
2. 後續研究者可針對股票市場處於多頭或空頭之際，外資買賣超對標的股票股價及認購權之間的關聯性的變動進一步實證研究。
3. 認購權證上市日至到期日最多不會超過一年、且標的股票可在不同的證券公司發行權證，亦即標的股票一年內可發行多檔認購權證，故後續研究者可以對事件研究法如：發行日期、發行券商等來進行探討。

參考文獻

一、中文文獻

- 王毓敏(2002)，「交易量及波動性之關聯性-台股認購權證與標的股票之探討」，管理評論，第 21 卷第 1 期，115-136 頁。
- 王毓敏(2004)，「台股認購權證交易對標的股票風險之影響」，台灣金融財務季刊，第 5 輯第 1 期，87-103 頁。
- 田慧琦(1997)，「外資買賣短期市場衝擊與長期績效之研究」，政治大學國際貿易研究所碩士論文。
- 李文桐(1997)，「券商發行認購權證對標的股票影響之研究」，朝陽科技大學財務金融研究所碩士論文。
- 李怡宗、劉玉珍及李健璋(1999)，「Black-Scholes 評價模式再台灣認購權證市場之實證」，管理評論，第 18 卷第 3 期，83-104 頁。
- 周行一、李怡宗、李志宏、劉玉珍及陳麗雯(1999)，「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」，台灣證券交易所提供研究資料及經費補助。
- 胡家麒(1999)，「外資、投信法人投資機構買賣超與證券股股價報酬率之互動關係之實證研究」，中興大學企業管理研究所碩士論文。
- 徐清俊及廖哲毅(2005)，「證券自營商買賣超對認購權證隱含波動率及標的股票股價之影響」，運籌研究集刊，第 8 期，19-41 頁。
- 陳柏如(1997)，「備兌型認購權證之宣告發行與到期效果研究」，中央大學財務管理研究所碩士論文。

黃淑美(1998),「個股型認購權證與標的股票價格影響之研究」,台灣科技大學管理研究所碩士論文。

張皇輝(1995),「外資與自營商的買賣策略對台灣股市報酬與波動性影響之研究」,台灣大學商學研究所碩士論文。

楊踐為(1999),「台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。

劉永欽(1996),「台灣地區股票市場價量之線性與非線性 Granger 因果關係之研究」,交通大學管理科學所碩士論文。

劉溪鶴(1997),「境外發行認購權證對證券市場之研究」,證交資料 第 427 期,1-19 頁。

潘振雄、劉文祺、詹麗錦及張美鈴(2001),「認購權證評價模式之實證研究—以台灣發行之認購權證為例」,臺灣銀行季刊,第52卷第4期,1-37頁。

二、西文文獻

Bansal,V.K., S.W.Pruitt and K.C.J.Wei (1998), “An Empirical Reexamination of the Impact of CBOE Option Initiation on the Volatility and Trading Volume of the Underlying Equities1973-1976,” *The Financial Review*, Vol.1,pp.19-29.

Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp.307-327.

Box, G.E.P and D.A. Pierce (1970), “Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Model,” *Journal of American Statistical Association*, Vol.65, pp.1509-1526.

Brooks, C., O. Henry and G. Persaud (2003), “The Effect of Asymmetries on Optimal

Hedge Ratios,” *Journal of Business*, Vol. 75, 333-352.

Chan, Yue-cheong and K.C. John Wei (1997), “Price and Volume Effects Associated with Listings and Expiration of Derivative Warrants on the Stock Exchange of Hong Kong,” *The Sixth Conference on the Theories and Practices of Security and Financial Markets*, pp.58-95.

Close, N. (1975), “Price Reaction to Large Transactional in the Canadian Equity Market,” *Financial Analyst Journal*, Vol.31, pp.50-57.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, Vol.49, pp.1057-1072.

Diltz J. David and Suhkyong Kim, (1996), “The Relationship between Stock and Option Price Changes,” *The Financial Review*, Vol.31, No.3, August, pp.499-519.

Engle, R.F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, Vol.50, pp.987-1007.

Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), “Co-integration and Error Correction: Presentation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.

Kraus, A. and H.R. Stoll (1972), “Price Impact of Block on the New York Stock Exchange,” *Journal of Finance*, Vol.27, pp.569-588.

Kwan, F. B. and Mario G. Reyes (1997), “Price effect of stock market liberalization in Taiwan,” *The Quarterly Review of Economics and Financial* , Vol.37, pp.511-522.

Ma, Tai and Pon (1997), “The Impact of Covered Warrant Issuance on the Underlying Stock,” *The Sixth Conference on Security and Financial Market*, December.

Manaster, S. and R. J. Renkleman (1982), “Option prices as predictors of equilibrium stock prices,” *Journal of Finance*, Vol.37, pp.1035-1048.

Mandelbrot, B. (1963), "The Variation of Certain Speculative Prices," *Journal of Business*, Vol.36, pp.294-419.

Petri Sahlstrom, (2001), "Impact of Stock Option Listings on Return and Risk Characteristics in Finland," *International Review of Financial Analysis*, Vol.10, pp.19-36.

Poon S. Percy (1994), "An Empirical Examination of the Return Volatility-Volume Relation in Related Markets: The Case of Stock and Options," *The Financial Review*, Vol.29, No.4, November, pp.473-496.

Sorescu, S. (2000), "The Effect of Options on Stock Prices:1973 to1995," *Journal of Finance*, Vol.37, pp.4887 -514.

