

南華大學

財務管理研究所論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

金融控股公司股價報酬波動性之研究

-台灣 50 指數成立前後之比較

AN EMPIRICAL STUDY OF STOCK PRICE RETURN VOLATILITY OF  
FINANCIAL HOLDING COMPANY- FROM THE VIEW POINT OF THE  
ESTABLISHMENT OF THE TAIWAN 50 INDEX

指導教授：陳勁甫 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-FU CHEN

徐清俊 博士

PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：林柏宇

GRADUATE STUDENT : PO-YU LIN

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

金融控股公司股價報酬波動性之研究-台灣 50 指數成立前後之比較

研究生：陳柏宇

經考試合格特此證明

口試委員：

徐清俊

陳勁甫

許逸超

邱方隆

指導教授：陳勁甫 徐清俊

所 長：徐清俊

口試日期：中華民國 93 年 5 月 17 日

## 南華大學財務管理研究所九十三學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：金融控股公司股價報酬波動性之研究-台灣 50 指數成立前後之比較

研究生：林柏宇

指導教授：陳勁甫 博士  
徐清俊 博士

### 論文摘要內容：

台灣在金融自由化的潮流下，政府積極鼓勵金融機構進行合併的動作，終至今年為止，已有 14 家金融控股公司成立，本研究採用 2001 年 12 月 19 日至 2003 年 6 月 30 日之金融控股公司股價，將樣本區分為納入台灣 50 指數之金控股與未納入台灣 50 指數之金控股，以 GARCH 及 EGARCH 模型實證分析在台灣 50 指數成立前後金控股的表現，得到以下結論：

1. 本研究中，14 家金控股價報酬皆具有一般股票市場的特性，符合正峰態，也就是呈高峰、瘦腰與厚尾的現象，而金控股價報酬具確實具波動叢聚現象。實證結果顯示大多金控股股價報酬對訊息衝擊有很高的持續性。

2. 在波動不對稱性方面，金控股價報酬亦具不對稱現象。實證結果顯示金控股多呈現正向報酬衝擊大於負向報酬衝擊。

3. 觀察台灣 50 指數成立前後金控股波動變化情形，在台灣 50 指數成立後，波動水準的確有顯著性的上升，這可能是散戶投資人會對於未預期之訊息特別的敏感，容易造成股票市場一旦有任何新訊息流入市場，投資人就會進行部位的調整，導致股票市場激烈地波動。

4. 藉由訊息衝擊曲線來觀察台灣 50 指數成立前後結構上的變化情形：發現加入台指 50 金控股之富邦金與開發金(成立前為正向在成立後為負向)、國泰金與台新金(成立前為負向在成立後為正向)產生結構性的改變。

關鍵詞：金融控股公司、報酬、波動性、台灣 50 指數

**Title of Thesis :** An Empirical Study of Stock Price Return Volatility of Financial Holding Company - From The View Point of The Establishment of The Taiwan 50 Index

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

**Graduate date :** July 2003

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

**Name of student :** Po-yu Lin

**Advisor :** PH.D.Ching-Fu Chen

PH.D.Ching-Jun Hsu

## Abstract

Following the deregulation and internationalization of the worldwide financial markets, Taiwan government is enthusiastic to establishment of the Financial Holding Company(FHC) during the period of the June 31 2002. There are 14 FHC currently. Our study use GARCH and EGARCH model to observe 14 FHC stock returns volatility from the view point of the establishment of Taiwan 50 index. The results are following up:

1. In our study, all of the 14 FHC stock price returns exhibit volatility clustering. It is widely recognized that the unconditional return distributions tend to have leptokurtosis and fatter tails.

2 We used EGARCH model to capture asymmetries in the volatility of 14 FHC stock price returns, and we found that most of the 14 FHC positive stock return shock affect more than negative shock.

3.From the view point of the establishment of the Taiwan 50 index, we used GARCH model and found that 14 FHC stock price return volatilities are increased. It is possible that investors sensitively face unpredictable information.

4.We used news impact curves to observe volatility and found that among Taiwan 50 index, Fubon Group and China Develop Holding are positive before establishment, and negative after establishment. For those not included in Taiwan 50 index, Cathay Life Ins Holding and Taishin Holding Company are negative before establishment, and are positive after establishment.

**Keywords :** Financial Holding Company, Return, Volatility, Taiwan 50 index.

# 目 錄

博碩士論文授權書	ii
準碩士推薦函	iii
論文口試委員審定書	iv
版權宣告	v
中文摘要	vi
英文摘要	vii
目錄	viii
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	3
第三節 研究目的	5
第四節 研究假說	6
第五節 論文架構	7
第二章 相關理論及文獻探討	9
第一節 金融控股公司與台灣 50 指數	9
第二節 金融控股公司相關文獻	14
第三節 股價波動性相關文獻	16
第三章 研究設計	20
第一節 研究範圍	20
第二節 研究流程	22
第三節 研究方法	31
第四章 實證研究	33
第一節 資料基本敘述	33
第二節 資料檢定結果	37
第三節 模型實證結果與分析	44
第四節 台灣 50 指數成立後對金控股股價報酬波動性之影響	57
第五節 小結	69
第五章 結論與建議	71
第一節 結論	71
第二節 後續研究建議	72
參考文獻	74

# 表目錄

表 1-1	2000 年以來財政部處理金融問題施政計劃	4
表 2-1	14 家金融控股公司版圖	11
表 2-2	公眾流通量與權重係數	12
表 2-3	台灣 50 指數成份股權重表	14
表 3-1	金融控股公司基本特性描述彙總表-納入台指 50 之金控股	21
表 3-2	金融控股公司基本特性描述彙總表-未納入台指 50 之金控股	22
表 4-1	金控股價報酬敘述統計量表	38
表 4-2	單根檢定	41
表 4-3	金控股價報酬自我相關檢定表	42
表 4-4	金控股價報酬異質性檢定表	42
表 4-5	金控股價報酬不對稱檢定表	43
表 4-6	金融控股公司股價報酬之 ARMA(p,q)模型參數估計表	45
表 4-7	GARCH 模型全期-納入台指 50 之金控股	47
表 4-8	GARCH 模型全期-未納入台指 50 之金控股	49
表 4-9	EGARCH 模型全期-納入台指 50 之金控股	51
表 4-10	EGARCH 模型全期-未納入台指 50 之金控股	53
表 4-11	台灣 50 指數成立前-GARCH 模型(1,1)模型-納入台指 50 之金控股	58
表 4-12	台灣 50 指數成立後-GARCH 模型(1,1)模型-納入台指 50 之金控股	59
表 4-13	台灣 50 指數成立前-EGARCH 模型(1,1)模型-納入台指 50 之金控股	60
表 4-14	台灣 50 指數成立後-EGARCH 模型(1,1)模型-納入台指 50 之金控股	60
表 4-15	台灣 50 指數成立前-GARCH 模型(1,1)模型-未納入台指 50 之金控股	65
表 4-16	台灣 50 指數成立後-GARCH 模型(1,1)模型-未納入台指 50 之金控股	65
表 4-17	台灣 50 指數成立前-EGARCH 模型(1,1)模型-未納入台指 50 之金控股	66
表 4-18	台灣 50 指數成立後-EGARCH 模型(1,1)模型-未納入台指 50 之金控股	67

# 圖目錄

圖 1-1 近年金融指數走勢圖	3
圖 1-2 論文架構圖	8
圖 3-1 研究流程圖	24
圖 3-2 Engle 及 Ng(1993)所定義之 NIC 圖	32
圖 3-3 EGARCH 模型之 NIC 圖	32
圖 4-1 金融控股公司股價走勢圖	34
圖 4-2 金融控股公司價報酬走勢圖	35
圖 4-3 自我相關檢定	39
圖 4-4 異質性檢定	40
圖 4-5 納入台指 50 成分股之金控股-訊息衝擊曲線	55
圖 4-6 未納入台指 50 成分股之金控股-訊息衝擊曲線	56
圖 4-7 以台指 50 成立區分前後-納入台指 50 成分股之金控股之訊息衝擊曲線	62
圖 4-8 以台指 50 成立區分前後-未納入台指 50 成分股之金控股之訊息衝擊曲線	68

# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景

近年來，由於開放新銀行的成立，造成台灣的銀行業數目過多、規模太小，所推出的金融產品同質性太高，加上市場本身的規模有限，容納的數目過多，所造成之激烈競爭使銀行獲利受到壓縮、銀行業平均淨值報酬率下降。而小規模的營運，無法發揮規模經濟效益，在加入 WTO 後，面對國際性的金融機構顯得競爭力不足，因此擴大規模、為客戶服務的精神似乎已成為提昇我國金融機構的國際競爭力與迎接金融國際化的一致共識。政府相關部門為了因應國際金融發展局勢，便致力推動金融機構之合併，除了藉由合併擴大銀行的規模，以強化其國際競爭力之外，同時藉由合併以化解問題金融機構的危機。在法源上頒佈「金融機構合併法」<sup>1</sup>，提供租稅誘因鼓勵金融機構同業合併。此外，更於 2001 年 6 月底通過、11 月正式施行「金融控股公司法」，以因應金融業務多元化及跨業整合之金融改革。業者也紛紛整合旗下所有金融商品，積極申請設立金融控股公司，擴大規模，尋求跨業經營的機會，至今已有 14 家金融控股公司設置成立。

14 家金融控股公司成立後，國內金融機構大者恆大的態勢底定，為了迎接一個嶄新的金融世紀，各大金融控股公司紛紛換上新的企業名稱與標幟，並且朝向「集團化」的形式邁進。例如匯通銀行在併進國泰金控後，改名國泰銀行；華信銀行與建弘證券合組建華金控，二公司也隨之更名「建華」。此外，目前日盛金控旗下的日盛銀行，前身即為寶島銀行；而國內金控資本額第一大的兆豐金控，旗下證券事業體(國際、倍利及中興)在「三合一」後，統稱為倍利國際證券。這樣的改變對金融股的投資人來說，可能也是股票名稱變化最戲劇的一年，只要手上沒出脫所持的金融股來參與金控，便全轉成了金融控股公司名號，如永昌證轉成了華南金控股票、

---

<sup>1</sup> 金融控股公司法草案於 2001 年 3 月 26 日經行政院院會通過，立法院於 2001 年 6 月 27 日完成三讀通過「金融控股公司法」，於 2001 年 11 月 1 日正式公佈實施。

台證證變成台新金等，使得目前有六大券商(建弘、大華、富邦、永昌、台証、日盛)成為變相下市的一群<sup>2</sup>。

除了換名號外，金融控股公司若想要發揮一加一大於二的綜效，重點還是在於「整併功夫」，讓合併進來的子公司都得重新調整與分配，才能達到三C的經濟效益—即提升資本效率(Capital efficiency)、降低營運成本(Cost down)、交叉銷售(Cross selling)。藉由金融控股公司旗下子公司共同行銷、資訊交互運用來降低營運成本，來提升金融控股公司經營效率。

事實上在金融控股公司如雨後春筍般的相繼成立後，對未來金融自由化及國際化是個好現象，不過台灣相關法規對金融機構的限制過多且規避風險的工具相對於國外的金融機構而言也不足，這對於金融控股公司提升競爭力和與國際接軌會有一定的阻礙，有鑑於此，台灣證券交易所在 2002 年 10 月 29 日規劃成立台灣 50 指數<sup>3</sup>，且財政部准許納入為台灣 50 指數成分股的金融控股公司，旗下銀行、證券商可以排除金控法 38 條<sup>4</sup>限制購買金控母公司股票，這樣不但金融控股公司旗下證券商、銀行可以解套，而且更可將台灣 50 指數做為長期持有的避險，以搭配短期期貨避險的部位，如此一來，將有助於金融控股公司未來整體發展。

而在國安基金正式對外宣布將來委外代操的資金所挑選的標的，必須以台灣 50 指數成分股為主<sup>5</sup>，在受到政府政策的引導下，納入台灣 50 指數的金控股更是會受到投資人關注，將使金控股成為股市的交易重心之一，是故探討金控股股價報酬波動性有其必要性。

---

<sup>2</sup> 資料來源：財訊 252 期/3 月號。

<sup>3</sup> 資料來源：台灣證交所。

<sup>4</sup> 金控法第三十八條：金融控股公司之子公司或子公司持有已發行有表決權股份總數百分之二十以上或控制性持股之投資事業，不得持有金融控股公司之股份。

<sup>5</sup> 資料來源：國安基金執行秘書陳樹表示，國安基金的操作，因為相當專業，還是會交由專業代操處理，選股標的應會以 ETF 台灣 50 成分股為主，動用時間以不超過 1 個月為原則(中央社)。

## 第二節 研究動機

先前的國內外學者研究標的，大部分皆以股價指數或期貨指數為標的來研究，而本研究以金控股為標的的研究動機有二：

其一是觀察金融股指數的變化。金融股從1989年開始10年的空頭走勢，金融類股指數一路呈現跌勢。尤其從1997年亞洲金融風暴開始，指數從1920點，隨著亞洲金融風暴的擴散、本土型金融風暴的漫延，企業不斷地倒閉及公司被掏空的事件層出不窮的連續衝擊之下，金融股成為最大的受害者。再加上1999年921地震後，金融股又成為呆帳的承受者，使得股價長達十年的頹勢又再度大跌一段，到2001年7月的496點才落底，這段期間內呈現乏人問津的谷底景氣(參見圖1-1)。直到政府力行金融改革，宣示2000年為金融改革元年，從2000年以來陸續通過多項重要的金融法案，將國內的金融產業帶進新的里程，開啟產業嶄新的一頁(詳見表1-1)。尤其從金融控股公司的籌組到金融機構積極打消呆帳，使得金融股籌碼變得安定的情況下，金控股成為金融股是否就此翻身的指標，所以在近幾年的金控股價的行情令人關注。

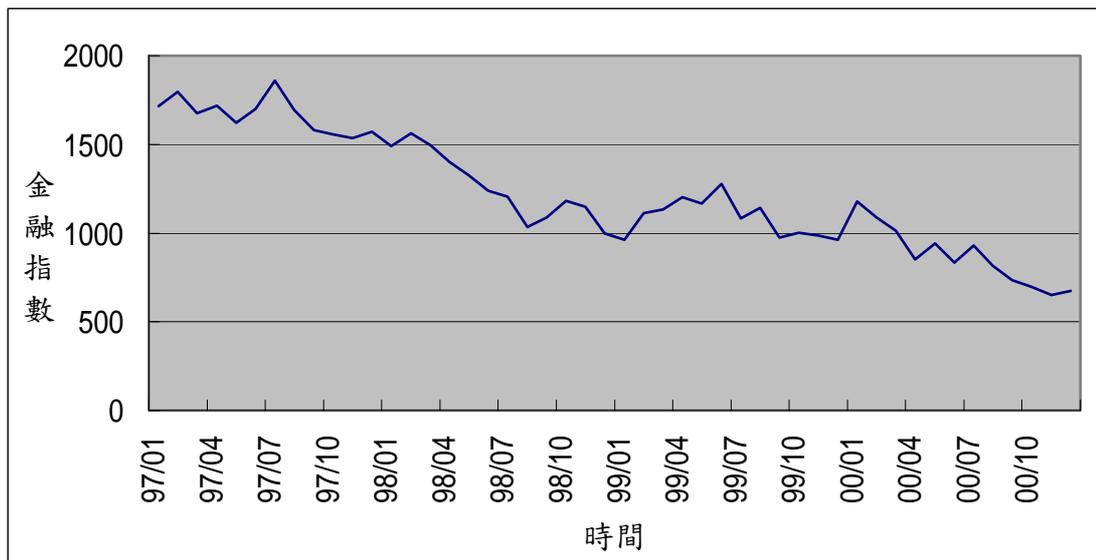


圖1-1 近年金融指數走勢圖

資料來源：財政部金融局

表 1-1 2000 年以來財政部處理金融問題施政計劃

<b>減少金融機構家數</b>	
措施	金融機構合併化、金融控股法
說明	鼓勵銀行合併、設立金融控股公司，強化規模與競爭力
<b>處理不良債權</b>	
措施 1	降低金融業營業稅率
說明	由 5 % 降為 2 %，減少的部份用於打銷呆帳
措施 2	土地增值稅減半徵收
說明	減半徵收 2 年，藉以活絡房地產交易
措施 3	金融重建基金(RTC)
說明	處理問題金融機構，目前基金規模為 300 億元
措施 4	鼓勵資產管理公司設立(AMC)
說明	政府提供多優惠措施鼓勵 AMC 成立，包括銀行不良金融債權損失可分五年認列，AMC 處理金融機構不良金融債權免除營業稅
<b>金融商品多元化</b>	
措施	金融資產證券化專法
說明	制定金融資產證券化專法，推動金融資產證券化個案

資料來源：財政部金融局

其二是研究股價指數或期貨指數為標的是巨觀結構(macro-structure)的觀念，研究個股則是微觀結構(micro-structure)的觀念。巨觀結構的觀念與總體經濟學之整體的、概念的觀念相同；研究個股股價波動行為是屬於個體經濟學之個別的、單一的一種觀念，且以股價指數或期貨指數來避險的功能僅是部分避險而已，無法建構一個能夠全部避險的工具，而建構個股的避險工具將是個股選擇權的重要功能，所以台灣證券交易所目前積極規劃個股選擇權。由於選擇權含有內涵價值、時間價值和股價波動的價值的總和，如果以股價指數指數或期貨指數的研究結果來建構個股選擇權的股價波動價值，將會忽略個股股價波動的特性，無法建構一合適的個股選擇權的訂價模式，所以本研究針對金控股的股價報酬波動性是屬於研究單一特性的股票行為的方法，事實上也為未來股票選擇權的訂價模式事先作一深入研究個股股價波動特性之研究。

本研究也針對金控股在台灣 50 指數成立之前後波動性來進行研究，原因在於理想的個股選擇權標的應需要相當的市場深度與市場廣度，而要合乎一個足夠的市場深度與廣度的個股，應以台灣 50 指數成分股為不二標的。由於台灣 50 指數成分股係由證交所篩選出市值最大的 50 支股票來作為指數的成分股，其中除了電子類股外，金融保險類股也占了相當大的比例，金控股在台灣 50 指數金融保險類股的權重 20.11% 中占了 19.26%<sup>6</sup>，且除了彰銀外，其它全部為金融控股公司，是故金控股在台灣 50 指數成分股中成為金融保險類股的代表是顯而易見的，所以容易成為證交所在選擇金融保類股中以金控股做為個股選擇權的標的。

### 第三節 研究假說

根據國內外的實證發現，在股票市場中，好壞消息對股價報酬的波動會有不同程度的影響，將視類股的特性或引進制度而會使股價波動度產生結構改變，而金控所屬的金融股具龐大的股本，且法人或政府國安基金持股甚多，使金融類股成為股市的交易重心之一，金控股價報酬對好壞消息的影響程度是否因此而加劇。台灣 50 指數成分股向來都是國內法人與外資相當熟悉的投資標的，其作為股市溫度計的功能可充分發揮，流通性也不會產生問題，因此在引進台灣 50 指數制度後，是否會增加金控股價報酬的波動性，將是我們觀察的重點，因此建立以下研究假說：

研究假說一：當台指 50 成立為好消息，訊息進入市場對金控股價報酬的影響的程度將大於壞消息。

當法人或政府國安基金持有金控股時，好消息進入股票市場時，多半會處分了結獲利，對股市影響較小；若為壞消息進入股票市場時，為了安定股市，不使股價波動太大，則會繼續持有金控股，所以訊息傳入時，好消息對金控股價報酬影響的程度將

---

<sup>6</sup> 資料來源：台灣證交所台灣 50 指數。

會大於壞消息。韋尊仁(2002)以 EGARCH(1,1)檢定 51 檔摩根成分股個股的報酬衝擊對股市的波動具不對稱性與條件波動不對稱的行為，其中有 38 檔個股正的報酬衝擊(好消息)對股市波動的效果強於負的報酬衝擊(壞消息)對股市的波動的不對稱性，其中又以金融類的個股大部分在正的報酬衝擊效果大於負的衝擊效果，這顯示台灣股市與政府喜好作多來穩定經濟的心態吻合。

每當一檔個股被納入國際公認的著名指數時，往往會吸引國際資金與基金經理人提高其持有部位，投資人也將之視為指標性的選股標的。

研究假說二：在新制台灣 50 指數實施後，9 家金控股被納入 50 檔中的成分股，會因為國際資金與基金經理人提高持有部位而增加其股價報酬的波動性。

在 Michael、Christine 和 Christos(1997)針對歐元匯率加入 EMS(European Monetary System)前後期間變化的研究中，證實 EMS 制度確實能增加貨幣市場的波動性，而朱浩民(2002)在大陸 B 股股價波動度的實證研究中，則也證實了開放大陸人民投資 B 股後會增加其波動性。

## 第四節 研究目的

由於金融控股公司設立不久，短期內無法看出實際合併的綜效，但就長期來看，股價的漲跌通常會領先經濟實質活動的表現，金融控股公司有無綜效，也將反應在股價上，而台灣 50 指數的成立，金融控股公司被納入台灣 50 指數成分股多達 9 家，對金融保險類股而言，金控股儼然較具有產業的代表性，是故本研究希望能在 GARCH 模型以及 EGARCH 模型的理論基礎上，建立可以捕捉到金控股價報酬波動的叢聚性、持續性以及對台灣 50 指數成立的訊息所傳達對條件波動的不對稱性。

本研究主要目的如下：

- 一、以 GARCH 模型來探討金控股價報酬波動叢聚性與波動的持續性。
- 二、以 EGARCH 模型來捕捉金控股價報酬波動的不對稱性，並探討正負消息對金控股價報酬波動之影響程度。
- 三、在臺灣 50 指數成立前後，比較分析被納入臺灣 50 指數之金控股及未被納入臺灣 50 指數之金控股，對此訊息所造成金控股股價報酬波動之影響。

## 第五節 論文架構

本論文共分六章，各章之內容分述如下：

- 第一章 緒論，本章主要敘述本研究之研究背景、研究動機與研究目的。
- 第二章 相關理論與文獻探討，主要內容為金融控股公司與臺灣 50 指數、金融控股公司股價與納入成分股、波動性相關文獻之介紹。
- 第三章 研究設計，說明本研究之假說、資料蒐集、來源、分析及研究方法與流程。
- 第四章 實證結果分析，說明對樣本實證的結果與分析。
- 第五章 為結論與建議，對實證結果做一歸納、總結，並作經濟解釋，最後則提出相關建議，以供後續研究參考。

本論文研究流程參見圖 1-2 所示：

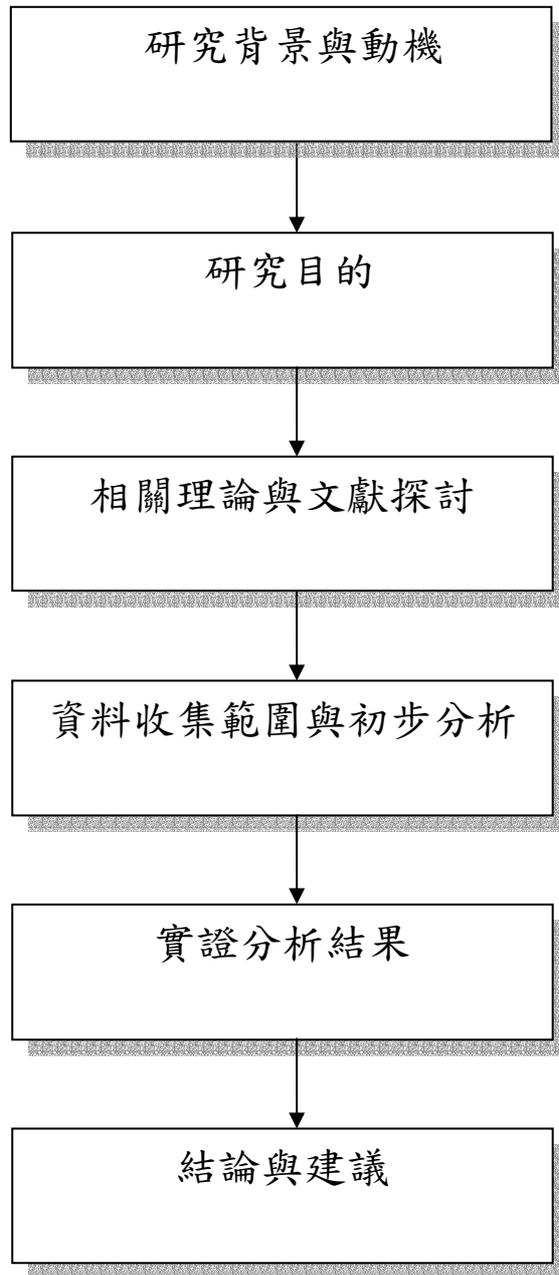


圖 1-2 論文流程圖

## 第二章 相關理論與文獻探討

### 第一節 金融控股公司與台灣 50 指數

#### 一、金融控股公司

所謂金融控股公司，依金融控股公司法第 4 條<sup>7</sup>規定：對一銀行、保險公司或證券商有控制性持股，並依金融控股法設立之股份有限公司。其中所謂控制性持股之定義為持有一銀行、保險公司或證券商已發行有表決權股份或資本總額超過 25%，或直接、間接選任或指派一銀行、保險公司或證券商過半數之董事者，而我國金融控股公司為一純粹控股公司<sup>8</sup>(Pure Holding)型態，母公司僅掌握子公司的股份，並不從事金融業務，獲利來源在於股利收益，其成立目的以投資子公司為管理目的，因此其係將金融各業別以成立子公司方式各自獨立運作，控股公司只是負責投資策略與資金調度等運籌中心的角色。它能靈活的在子公司之間調度資源，進而發揮經營綜效，達到股權集中化、組織大型化、經營多角化的目標。

台灣的金融控股公司透過投資控股的方式，以間接的方式來進行異業合併，而選擇此方式的著眼點在於它的經營綜效，金融控股公司可透過交叉行銷(Cross selling)提供消費者包括股票、保險、信用卡、基金、債券，具有一次購足(One stop shopping)的功能；同時由於資源的整合，可以有效的控制成本(Cross saving)，像集中人事、統一採購可以由金融控股公司統一規劃，而節省下來可運用的資金也相對較多；在資本效率(Capital efficiency)方面，可以將金融控股公司旗下的子公司資本有效的配置，將多金的公司所超過的資金保留給其它需要的子公司，將彼

---

<sup>7</sup> 依金融控股公司法草案第 4 條第 1 項第 1 款規定，控制性持股指「持有一銀行、保險公司或證券商已發行有表決權股份總數或資本總額超過百分之二十五，或直接、間接選任或指派一銀行、保險公司或證券商過半數之董事。」

<sup>8</sup> 純粹控股公司：亦即本身不得從事金融業務或其它商業之金融控股公司。

此的資本調整到最適。根據金融控股法第 43 條<sup>9</sup>允許金融控股公司與子公司間，可以共同推廣業務、以及資訊交互運用等，金融控股公司可以利用與子公司間交叉銷售聯合銷售行為，提供消費者理財套餐，將各式各樣的金融商品包在一起套裝販售，利用交叉行銷管道，提供客戶更多元化的金融服務，並可擴大市佔率及降低經營成本，這種資源從資金、客戶、資訊等方面的共享將是國內金融業設立金融控股公司，提高經營績效的目的之一。

台灣金融業主要根據金融控股法成立金融控股公司，成為跨足銀行、保險、證券三大領域的金控集團，在成立的 14 家金控集團中，主要區分為四類：第一類是以商銀、壽險或證券證金為主體的金融集團，大部分的金控公司皆為此類，如富邦金控、中信金控、台新金控、玉山金控、建華金控以商業銀行為主體，國泰金控、新光金控以人壽為主體，日盛金控以證券為主體，復華金控以證金為主體；第二類是以工業銀行為主體，轉型成立的金控公司，如開發金控、兆豐金控；第三類是由公營銀行成立的金控公司，如華南金控、第一金控、兆豐金控；第四類則是由老票券為主體，轉型為金融控股公司，如國票金控，金控公司業務概況如表 2-1 所示。

---

<sup>9</sup> 金控法第 43 條：金融控股公司與其子公司及各子公司間業務或交易行為、共同業務推廣行為、資訊交互運用或共用營業設備或營業場所之方式，不得有損害其客戶權益之行為。前項業務或交易行為、共同業務推廣行為、資訊交互運用或共用營業設備或營業場所之方式，應由各相關同業公會共同訂定自律規範，報經主管機關核定後實施。前項自律規範，不得有限制競爭或不公平競爭之情事。

表 2-1 14 家金融控股公司版圖

	銀 行		證 券		保 險		票 券	證 金
	投資銀行	商業銀行	經紀	承銷	壽險	產險		
華南金								
富邦金								
國泰金								
開發金								
玉山金								
復華金								
兆豐金								
台新金								
新光金								
國票金								
建華金								
中信金								
日盛金								
第一金								

資料來源：元大京華投顧，本研究整理

## 二、台灣 50 指數

台灣證券交易所臺灣 50 指數(簡稱台灣 50 指數)係由英國富時指數有限公司 (FTSE)協助台灣證券交易所設計和計算，是第一個專為台灣市場設計，適合作為衍生性商品和店頭市場商品交易標的之指數，其正式名稱為「台灣證券交易所台灣 50 指數」，於 2002 年 10 月 29 日開始正式披露於市場。台灣 50 指數係設計用以表彰台灣股票市場的績效，使用富時指數的公眾流通量方法計算，篩選出市值最大的 50 支股票來作為指數的成分股，並由市場專業人士組成獨立的指數諮詢委員會來進行管理，在每年 1、4、7 和 10 月進行季度審核，成分股的變動係在審核當月第 3 個星期五後的下一個交易日執行。由於是與國際指數編製機構合作，因此成分股也必須兼顧產業代表性、領導性以及國際知名度，使得部份市值排名前 50 大的成分股，因為產業不具代表性，或外資不常著墨而遭剔除。臺灣

50 指數使用富時指數的公眾流通量(Free Float)方法計算，以確保指數內的權重能反應市場可投資之市值。公眾流通量較低者其級距的變動幅度較小，以正確反映出需要較大的敏感度；較高者級距的變動幅度較大，以確保較大的公司只會在發生重大的影響股數變化之活動時才變動權重。此方法正確反映一家公司的可投資額度，不會導致投資人面臨經常性的重新調整和增加交易成本，這些級距如表 2-2 所列。

表 2-2 公眾流通量與權重係數

公眾流通量	權重係數
少於或等於 5%	不符合甄選資格
超過 5%但少於或等於 15%	實際公眾流通量*
超過 15%但少於或等於 20%	20%
超過 20%但少於或等於 30%	30%
超過 30%但少於或等於 40%	40%
超過 40%但少於或等於 50%	50%
超過 50%但少於或等於 75%	75%
超過 75%	100%

\* 實際公眾流通量會被進位到最接近之整數百分比

資料來源：台灣證交所

目前納入台灣 50 指數的金融成分股中有 9 家是金融控股公司，分別是華南金控、富邦金控、國泰金控、開發金控、兆豐金控、台新金控、建華金控、中信金控、第一金控。而金控法第 38 條規定，金融控股子不得持有金融控股母公司股票逾 20%，主要是避免交叉持股，增加利益輸送等風險，但台灣 50 指數屬一籃子股票，不太可能為了利益輸送而去買 50 檔股票，所以財政部將准許納入台灣 50 指數的金融控股公司，旗下銀行、證券商可以排除金控法限制，購買金控母公司股票，以替金控旗下證券商、銀行解套。證券商及兼營證券業務的銀行，是台灣 50 指數市場重要的參與者，這些參與者一開始須以台灣 50 指數中的 50 檔股票，向投信公司換取台灣 50 指數，再出售給投資人。當台灣 50 指數的

市價低於淨值時，這些參與者也會在市場買入台灣 50 指數贖回；當台灣 50 指數市價高於淨值時，參與者就會在市場賣出台灣 50 指數，以達到價格平衡的目的。因此對金融控股公司而言，在納入台灣 50 指數後，因為沒有到期日的問題，金融控股公司將可用來做為長期持有的避險部位，以搭配短期期貨避險部位。

台灣 50 指數的成分股是依富時指數全球行業分類系統(FTSE Global Classification System)，其分類方式有利於投資人進行全球產業比較和全球產業資產配置策略，公正客觀性高。除了可獲得國內市場之認同外，對提升指數之國際知名度及吸引外人投資我國證券市場各類型產業亦有幫助。

台灣 50 檔成分股依證交所目前產業類別劃分方式，以「電子」類股 30 家、權重佔 65.31%最高，其次為「金融保險」類股 11 家、權重 20.11%，最後「其它」類股 13 家、權重佔 14.58%。在台灣 50 指數中，除了電子類股外，金融保險類股也占了相當大的比例，其中金控股在金融保險類權重 20.11%中占了 19.26%，且除了彰銀外，金融保險類其它全部為金融控股公司，是故金控股在台灣 50 指數成分股中成為金融保險類股的代表是顯而易見的，因此探討金控股在台灣 50 指數成立前後波動性的影響將可成為金融保險類股被納入台灣 50 指數產業特性的參考。經統計五十支成分股的行業別及其占台灣 50 指數之權重詳如表 2-3：

表 2-3 台灣 50 指數成份股與權重

電子類股	權重	金融保險股	權重	其它類股	權重
台積電	17.81%	<b>國泰金</b>	3.67%	台塑	4.48%
聯電	6.00%	<b>富邦金</b>	3.43%	南亞	3.80%
鴻海	4.72%	<b>開發金</b>	2.91%	台化	2.63%
華碩	2.98%	<b>兆豐金</b>	2.85%	中鋼	2.58%
聯發科	2.63%	<b>中信金</b>	1.92%	寶成	1.29%
仁寶	2.64%	<b>華南金</b>	1.57%	裕隆	0.78%
廣達	2.19%	<b>台新金</b>	1.34%	遠紡	0.78%
友達	2.03%	<b>第一金</b>	1.22%	統一	0.77%
宏碁	1.89%	<b>建華金</b>	0.98%	中華車	0.71%
光寶科	1.62%	彰銀	0.85%	正新	0.41%
華邦電	1.38%			長榮	0.30%
中環	1.35%			統一超	0.28%
明基	1.23%			華航	0.23%
日月光	1.21%				
台灣大	1.10%				
威盛	1.01%				
台達電	0.97%				
英業達	0.88%				
奇美電	0.85%				
瑞昱	0.80%				
華映	0.69%				
南科	0.69%				
矽品	0.68%				
微星	0.68%				
中華電	0.61%				
鍊德	0.56%				
凌陽	0.52%				

資料來源：台灣證交所

註：黑體字代表納入台指 50 之金控股

## 第二節 金融控股公司相關文獻

由於「金融控股公司法」是在 2001 年 6 月底通過、11 月正式施行，且金融控股

公司第一家成立華南金控是在 2001 年 12 月才成立，所以本小節回顧之參考文獻多為 2002 年金融控股公司相關的文獻，希望藉此探討金融控股公司的功能性與綜效。

鄭瑞真(2001)該文以模擬金融控股公司型式，分析銀行成立金融控股公司前後風險與報酬的比較，結果發現：(1)、當銀行跨業經營保險、證券比率增加時，其系統風險隨之增加；(2)、就保險或證券業者而言，經由成立金融控股公司進行跨業經營時，將可達到風險分散效果，使總風險下降。

蔡俊明(2001)研究指出我國引入金融控股公司之管理機制，將可進一步開創金融跨業經營及組織再造之有利環境，提昇我國金融競爭力，以達成金融跨業經營現代化、國際化之目標。有關我國金融控股公司法之必要性、重要性、特點及提供之機制功能說明為：(1)、發揮金融綜合經營效益；(2)、提昇我國金融業之國際化及國際競爭力；(3)、強化金融跨業經營合併監理；(4)、提供經營利基及租稅優惠；(5)、提供充分之彈性機制；(6)、提供達成一次購足(One-stop Shopping)之理想；(7)、使金融市場間之區隔日益消失；(8)、促使金融資產併購模式改變。

郭貞伶(2002)研究以金融控股公司股價報酬為標的，採用 ARIMAX 及 GARCH 混合模型，來進行各家金融控股公司股價報酬的模型鑑定，選取最適模型並以蒙地卡羅模擬法來估算風險值(VaR)，作為個股間風險的比較，再以風險報酬(報酬/VaR)來評估各金控公司之績效，依金融控股公司之歷史平均報酬是否優於加權股價指數歷史平均報酬來看，10 家金融控股公司其中有 6 家，表現優於加權股價指數報酬，顯示較多數投資人對金融控股公司之成立，預期具有績效。

陳燕輝(2002)指出金融股價自民國 79 年 1 月之高峰滑落之後，至民國 89 年止已歷經 10 餘年的空頭市場，因此業界乃至於投資大眾大家莫不希望政府能提出有效政策，以解決金融業目前的疲勢，因此金融控股公司若能成立，對金融機構預期將產生如下之影響：(1)、促使金融組織大型化；(2)、提昇分工專業化及經營效率；共同行銷，滿足客戶一次購足之需求。

劉明傑(2002)之研究探討邁向金融控股公司後之廠商行為，包含廠商對廠商策略(市場拓展、購併策略、經營型態改變及風險管理)，廠商對消費者策略(未來需求潛力分析、產品多樣化、差異化-搭售策略、電子商業與客戶關係管理策略)。最後並以花旗集團為標竿個案，研究與旅行家集團新設合併後，透過集團內各個事業體的交叉銷售及組織重組，為廠商帶來最大綜效該研究指出金融業透過金融控股公司之策略執行達成：(1)、規模經濟；(2)、購併與策略聯盟；(3)、範疇經濟；(4)顧客關係管理建立忠誠度高的顧客；(5)、電子商業與網路組織；(6)、降低營運成本。

何如茵(2002)研究指出政府鼓勵金融機構進行同業合併，其主要目的在促成金融機構之大型化，以期擴大銀行經營規模，達到規模經濟的效果；亦即以規模經濟之方式提升金融機構之營運績效。欲進一步發揮相輔相成之效果，尚須採取控股公司(holding company)等跨業經營模式，允許金融機構業務之多樣化，亦即以範疇經濟之建立，來促使金融機構之振衰起弊，而財政部建立金融控股公司機制之主要目的有二：其一是引導金融保險及證券業可跨業經營；其二是鼓勵金融機構大型化。這兩個目的亦象徵財政部的金融監理政策有所變遷，已經由過去防堵金融機構財團化的保守心態，轉換為鼓勵金融機構朝向兩大規模跨業經營的自由開放心態。

研究結果彙總：

經由上述文獻以金融控股公司作為研究標的物，投資人對於金融業合組金融控股公司預期會有綜效且金融業給予金控股價正面之反應，而金融控股公司在跨業整合達到規模經濟，皆會使得經營朝向組織大型化、提昇經營效率與分散風險，更可滿足客戶一次購足之需求。

### 第三節 股價波動性相關文獻

本節主要探討對股價報酬衝擊所造成對稱與不對稱波動性影響的文獻，而本文所提「波動性」之定義為未預期的資產價格變化量，因此波動性的變化主要是價格未預

期的上升或下降。

；而「好消息」之定義<sup>10</sup>是正向未預期報酬，也就是利用條件平均式去預測下一期報酬率與下一期之正確報酬率之差，若預測為正則界定為有好消息；反之，則為壞消息。

Michael、Christine 和 Christos(1997)針對歐元匯率加入 EMS(European Monetary System)前後期間的變化，採用 GARCH 對稱及 EGARCH 不對稱兩種模型去配置，發現 EGARCH 模型較能適當且一致地描述歐元匯率的走勢，且也證實 EMS 制度確實能增加貨幣市場的波動性。

Poon 和 Fung(2000)研究中概股、紅籌股對資訊的反應，採用 EGARCH-M 模型，發現中國股票市場對壞消息的敏感度高於好消息，而中概股、紅籌股卻對好消息的敏感度高於壞消息。且中概股的報酬與波動性具有外溢效果(spillover effect)，亦即紅籌股對於資訊的反應較其他市場更為快速。

Asch-Haroutounian 和 Price(2002)運用不同的波動模型，來研究中歐的四個新興國家股票市場的波動性，其主要目的是探討這四個新興國家股票市場波動性在不同模型下的訊息傳遞影響效果，以及各市場間的相互關係，採單變量 GARCH 和 NGARCH 對稱模型以及 EGARCH、GJR-GARCH、AGARCH、NAGARCH 和 VGARCH 不對稱模型，結果顯示，在訊息對波動性的不對稱檢定上，只有捷克的 EGARCH 模型中存在有訊息不對稱的效果。

Konstantions 和 Kassimatis(2002)實證分析在六個新興國家，阿根廷、印度、巴基斯坦、菲律賓、南韓和台灣，觀察是否股票市場波動性會隨著金融自由化而增加，藉由 EGARCH(1,1)的訊息衝擊曲線來測量這些樣本國家股價報酬的條件波動在金融自由化前後波動變化情形，結果顯示自由化政策實施後波動性會下降。

邱志偉(1999)探討的主題有二，其一，將虛擬變數置於模式中，檢視台灣股價指數之波動性，是否因股價指數期貨之上市而改變。其二，利用 EGARCH(1,1)-normal 模

---

<sup>10</sup> Glosten, Jagannathan & Runkle(1989)所定義之好、壞消息。

型驗證台灣加權股價指數之日報酬，在期貨交易前後的波動是否有明顯的差異。結果發現在指數期貨交易後，台灣加權股價指數的波動稍微增加。另外，使用延伸性 EGARCH(1,1)-GED 模型研究台灣加權股價指數之日報酬，在期貨交易前後的波動是否有明顯差異。實證結果顯示台灣加權股價指數的波動明顯增加，亦與 GARCH(1,1)-normal 模型之結論吻合，顯示台灣股價指數之波動性會因股價指數期貨之上市而改變。

游兆源(1999)之研究以台灣股市每日收盤價的加權指數做為研究標的，使用 EGARCH 模型來檢測引進台股指數期貨交易對股市的波動性影響。研究的實證結果，獲致以下的結論：(1)、由 LM 檢定法及 EGARCH 的實證分析發現，台灣股價指數日報酬率之波動性質大致符合 ARCH 效果；(2)、台股指數期貨上市後對於股市的平均報酬率並沒有顯著的影響，但股價報酬率的平均波動性則有些微程度的增加；(3) EGARCH 模型的估計發現，台股指數期貨上市對股市的平均波動幅度存在些微影響，可能因為甫開放期貨交易，由期貨市場中所帶來的新資訊流進股市，而反應在股價的波動上。

韋尊仁(2001)以 GARCH(1,1)與 EGARCH(1,1)來探討 91 檔摩根成份股的交易活動對其股價波動持續性的影響，結果顯示股票價格與交易量的變動過程符合 GARCH(1,1)與 EGARCH(1,1)模型，在 51 檔具 5%顯著水準的個股中有 38 檔，正的報酬衝擊(好消息)對股市波動的效果強於負的報酬衝擊(壞消息)，顯示台灣股市仍偏向多頭心態。

蔡曜嶺(2002)在大陸 B 股股價波動度的實證研究，使用 GARCH 對稱模型、GJR-GARCH、TSGARCH 不對稱模型，研究開放大陸人民投資 B 股對上海 B 股與深圳 B 股的影響，結果顯示 B 股股價波動度具不對稱現象，而開放大陸人民投資 B 股前，好消息對波動度衝擊程度較大，而在開放後，則壞消息的衝擊程度大幅增加。

呂寶珍(2002)之研究主要探討亞洲金融危機前後，台灣股票市場結構改變，公司規模與隨時間變化系統性風險之關係，考慮了 GARCH 對稱模型與 EGARCH 不對稱

模型來比較市場模式所估計之固定風險和與時變動之系統風險(Time-varying)差異與估計績效。重要的實證結果為金融危機前時期，小規模投資組合之與時變異係數  $\delta$  為負，大規模投資組合之  $\delta$  係數為正；在金融危機後時期，大規模與小規模之差異擴增，因此，當市場發生劇烈波動時，小規模與大規模投資組合之系統風險值差異擴大，波動也跟著增加。

李忠穎(2002)之研究使用Bi-EGARCH 模式，探討小型台指期貨上市，對現貨與期貨市場波動性與不對稱性波動的影響。由實證結果得知以下結論：第一，引進小型台指期貨後，現貨市場與期貨市場之波動性皆增加。第二，市場結構並未因小型台指期貨加入產生顯著的改變。第三，根據不對稱模式實證結果，台灣現貨市場引進小型台指期貨交易之不對稱性分析中，可知金融保險類股市場產生逆槓桿效果(正面消息大於負面消息)，對負面衝擊帶來反應，因為小型台指期貨的加入，而增加其波動性。Bi-EGARCH誤差修正模式實證結果顯示之不對稱性，金融類股市場對好消息產生較大波動，且未因市場好壞訊息而增加市場衝擊之波動。文中引用了Lee and Ohk(1992)認為造成股價波動增加的主因有二：一為總體經濟與金融因素，二為投資者的交易行為。

研究結果彙總：

綜觀上述，波動性相關文獻中不管是引進新的制度(小台指的成立、期貨上市)或在經濟上的衝擊(金融風暴)對股價報酬的影響，皆使用對稱和非對稱波動性的工具來衡量對訊息的反應，故本文將運用文獻中較常使用的 GARCH 對稱波動模型和 EGARCH 不對稱波動模型來研究對金融控股公司的股價報酬對台灣 50 指數成立之訊息反應，且觀察納入台灣 50 指數之金控股及未納入之金控股，在不對稱波動模型正負衝擊的反應。

# 第三章 研究設計

## 第一節 研究範圍

本節研究範圍以金融控股公司股價做為研究對象，且區分為納入台灣 50 指數與未入台灣 50 指數來研究在台灣 50 指數成立前後波動性的變化。

### 一、樣本選取

本研究以 14 家上市上櫃金融控股公司做為研究對象，區分為納入台灣 50 指數的九家金控股(華南金控、富邦金控、中華開發金控、國泰金控、兆豐金控、台新金控、中信金控、建華金控、第一金控)與未納入台灣 50 指數的五家金控股(玉山金控、復華金控、新光金控、國票金控、日盛金控)兩種來研究在台灣 50 指數成立前後波動性變化的情形。由於第一金控是在 2003 年 1 月 2 日才成立，而 1 月 2 日之前的股價已被合併不存在，所以將第一金控排除在研究台灣 50 指數成立前後波動變化的研究標的外。

### 二、資料來源

從證券基金會網站做集中市場交易概況每日資料查詢，可得各金融控股公司股價指數之每日收盤價，作為樣本資料。樣本期間取自 2001 年 12 月 19 日至 2003 年 6 月 30 日，合計共 376 筆日資料。但由於各家金融控股公司股票掛牌日期進度先後不同，故樣本日數亦有所不同。(參見表 3-1、3-2)

表 3-1 金融控股公司基本特性描述彙總表-納入台灣 50 指數成分股之金控股

金融控股公司名稱	開業日期	資產 (92.6.30 該公司自 行申報 數，單位 億元)	淨值 (92.6.30 該公司自 行申報 數，單位 億元)	股價(單 位：元)	樣本觀察數 (單位：筆)	子公司
華南金融控股公司	90/12/19	14,001	627	19.1	377	華南銀行、華南永昌證券、華南產險、華南票券、華南永昌證投信
富邦金融控股公司	90/12/19	12,581	1,397	37.0	377	富邦銀行、富邦證券、富邦產險、富邦人壽、富邦證投信、台北銀行
中華開發金融控股公司	90/12/28	2,740	1,293	24.0	370	中華開發工業銀行、菁英證券、大華證券
國泰金融控股公司	90/12/31	21,700	1,134	59.5	382	國泰人壽、國泰世紀產險、國泰銀行、世華銀行
兆豐金融控股公司	91/2/4	16,726	1,465	20.0	345	交通銀行、倍利國際證券、中興票券、中國國際商業銀行、中國產險、兆豐國際證投信
台新金融控股公司	91/2/18	5,889	518	14.05	342	台新銀行、台新票券、台證證券、台新資產管理公司、台新行銷顧問公司
建華金融控股公司	91/5/9	4,741	440	15.28	287	建華銀行、建華證券、建華客服科技公司、建華管理顧問公司、建華創業投資公司、建華人壽保險代理人公司、建華財產保險代理人公司、建華行銷顧問公司
中國信託金融控股公司	91/5/17	9,517	816	30.8	281	中國信託商業銀行、中信銀綜合證券、中信保險經紀人公司、中信創投公司、中國信託資產管理公司
第一金融控股公司	92/1/2	15,027	617	24.6	120	第一銀行、明台產險、一銀證券、建弘證投信

表 3-2 金融控股公司基本特性描述彙總表-未納入台灣 50 指數成分股之金控股

金融控股公司名稱	開業日期	資產 (92.6.30 該公司自 行申報 數，單位 億元)	淨值 (92.6.30 該公司自 行申報 數，單位 億元)	股價(單 位：元)	樣本觀察數 (單位：筆)	子公司
玉山金融控股公司	91/1/28	3,190	248	14.3	350	玉山銀行、玉山證券、玉山票券、玉山創業投資公司、玉山保險經紀人公司
復華金融控股公司	91/2/4	2,887	373	12.2	345	復華證金、復華證券、復華銀行、復華期貨、金復華證投顧、金復華投信、復華創業投資公司、復華資產管理公司、復華財務管理公司
日盛金融控股公司 (上櫃)	91/2/5	2,427	294	9.69	344	日盛證券、日盛銀行
新光金融控股公司	91/2/19	6,500	246	20.53	341	新光人壽、新壽證券、新壽保險經紀人公司
國票金融控股公司	91/3/26	1,816	229	7.98	314	國際票券、國票綜合證券

研究資料來源：財政部金融局，本研究整理

## 第二節 研究流程

本研究主要探討金融控股公司股價報酬波動性的問題，檢視金控股是否存在波動不對稱現象及台灣 50 指數成立後是否使金控股波動不對稱現象產生結構改變，我們依下列步驟進行實證分析，並將實證結果解釋經濟上的意義，以作為投資組合的選擇或其它金融商品定價、避險的參考。

步驟一：對樣本資料作初步的敘述統計分析

首先，確定觀察期間及選取的樣本，本篇研究選取 14 家金融控股公司股價做為樣本，再將股價資料差分處理，使資料轉為穩定序列。以單根檢定股價與報酬，檢驗

報酬是否已為穩定序列。

#### 步驟二：建立股價報酬條件平均數方程式

根據 Akaike 準則來選取最適 ARMA 模型來建立股價報酬條件平均數，再針對殘差項進行 Ljung-Box Q 檢定及 LM 檢定來確定股價報酬是否存在 ARCH 效果及檢視是否具不對稱效果，以作為建立股價報酬條件變異數方程式的基礎。

#### 步驟三：建立股價報酬條件變異數方程式

依據步驟二檢定結果建立對稱的 GARCH 模型及不對稱的 EGARCH 模型，再以 Ljung-Box Q 檢定及 LM 檢定檢定其模型是否已捕捉到序列相關與異質性的特性，而達到白噪音的效果。

#### 步驟四：檢視台灣 50 指數成立後對金控股股價報酬波動性的影響

以 2002 年 10 月 29 日台灣 50 指數成立為區分點，以訊息衝擊曲線來觀察成立前後納入台灣 50 指數之金控股與未納入台灣 50 指數之金控股正負面衝擊是否產生結構改變。

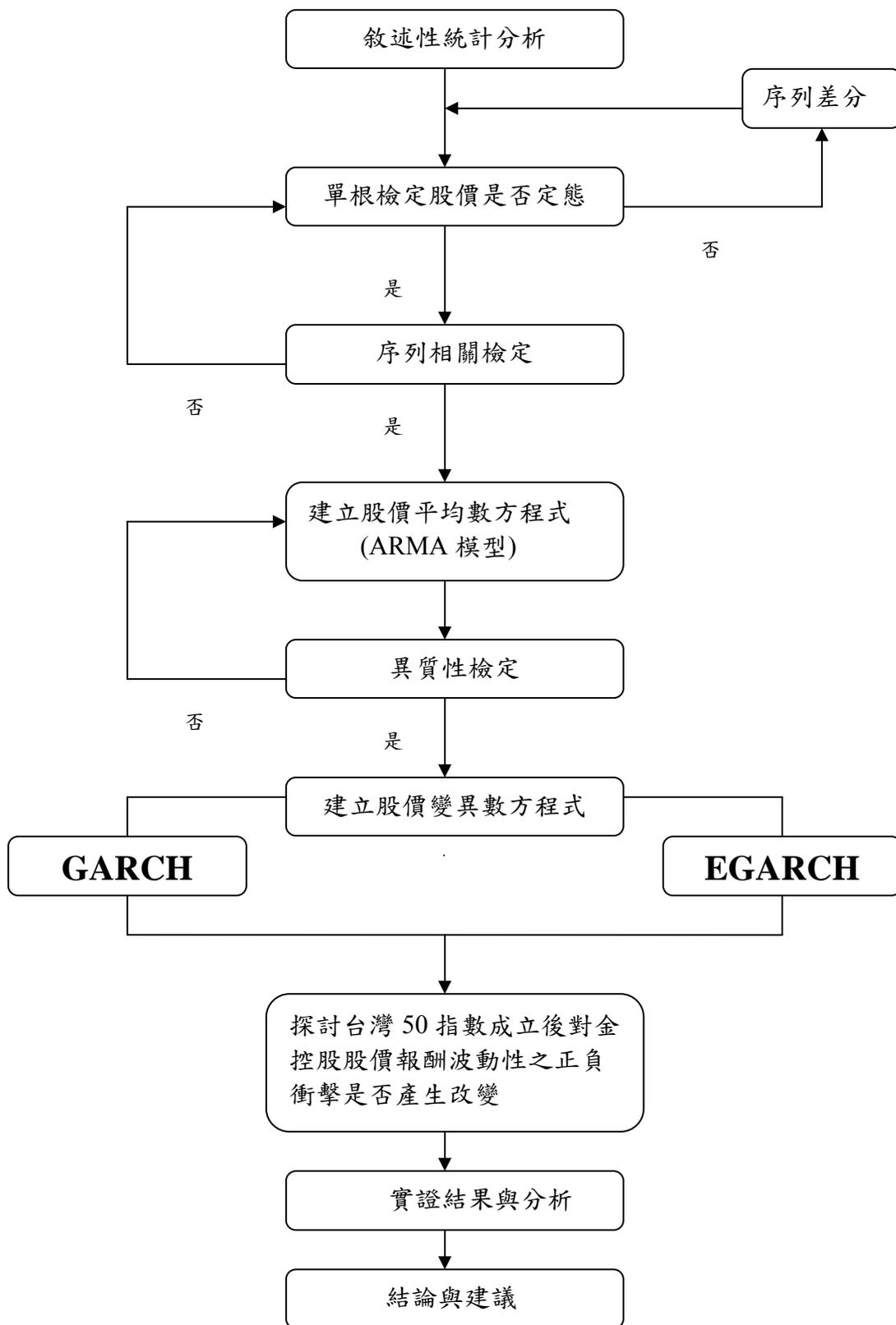


圖 3-1 研究流程圖

### 第三節 研究方法

本節主要介紹檢定金控股價報酬波動性所運用到的方法，以單根來檢定是否定態，以序列相關檢定是否具自我相關，以異質性檢定是否具異質性，以不對稱性檢定是否具波動不對稱性，再以 GARCH 模型、EGARCH 模型來捕捉對稱與不對稱的特性，最後再以訊息不對稱曲線來觀察金控股價報酬的正負衝擊效果。

#### 一、單根序列與檢定

在運用傳統 OLS 檢定方法時，容易產生接受自變數顯著影響應變數的結論，所以在使用時間序列的資料，資料本身是否具有恆定是一件相當重要的事，當一個衝擊進入具有恆定性的時間序列資料時，這個衝擊對整個時間序列的資料是暫時的，經過一段時間之後，整個序列會恢復到長期的均值，若時間序列呈現不恆定的型態，即是時間序列存在單根問題，若對具單根的時間序列資料進行差分，則可使其成為恆定序列。因此，為了使時間序列資料成為一恆定序列，本研究採用將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：

$$r_t = \log(P_t / P_{t-1}) \quad (3-1)$$

一般在判斷原始的時間序列資料是否具有穩定性，大都依照 ACF(autocorrelation function) 或 PACF(partial autocorrelation function) 是否為緩慢遞減。當 ACF 或 PACF 為緩慢遞減時，則判定此時間序列資料不具恆定性，然而在進行單根檢定的過程中，我們通常僅僅著重在自迴歸模型，主要的原因是 ARMA 模型可以表示為 AR 的方式。財經的變數大多為 I(0) 與 I(1) 序列，以 ACF 或 PACF 來判斷序列的恆定性是比較主觀的。在統計上，我們必須有較客觀與嚴謹的方法來檢定時間序列是否為 I(0)，這稱為單根檢定。單根檢定早期由 Fuller(1976)，Dickey 和 Fuller(1979) 提出，而由於 DF 檢定的誤差項常常存在自我相關而非單純的雜訊，這導致 DF 檢定的範圍與能力受到限制。因此，Said 和 Dickey(1984) 提出 DF 的修正模式，加上 ARMA 模型以捕捉誤差修正項存在自我相關的現象，即成為

Augmented Dickey 和 Fuller(ADF)單根檢定法，而本文也將選用ADF來進行單根檢定。

ADF單根檢定是使用DF估計模型等式右邊加入變數的落後項以捕捉殘差間高度相關之特性，落後期之階數需使殘差符合白噪音的假設，整體估計模型如下：假設 $Y_t$ 是遵循AR(p)模型，並調整檢驗的模型為：

$$(1) \Delta Y_t = \beta \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-2)$$

$$(2) \Delta Y_t = \alpha + \beta \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-3)$$

$$(3) \Delta Y_t = \alpha + \gamma T + \beta \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-4)$$

其中： $\Delta Y_t$ 為數列 $Y$ 的原始資料值， $\Delta Y_t$ 為數列 $Y$ 取一階差分， $t$ 為時間趨勢變數， $\varepsilon_t$ 為誤差項。ADF之虛無假設的檢定結果若無法拒絕虛無假設，則序列有單根為一不恆定之數列。

## 二、序列相關檢定

在進行ARMA模型之前，須先對報酬作事前估計分析，即由報酬之自我相關函數ACF及偏自我相關函數PACF來判別ARMA效果。倘若函數在2倍的標準差之內，則無顯著的ARMA效果，反之則有。除此外，也採用Ljung-Box Q test對日報酬率所產生的殘差做序列相關檢定，若殘差項具有序列相關，則仍有ARMA效果。其檢定假設如下：

$H_0$ : 沒有序列相關存在

$H_1$ : 有序列相關存在

Ljung-Box Q test 其統計量計算方程式為：

$$Q(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k (\rho_j^2 / T - j) \quad (3-5)$$

其中， $\rho_j$  表落後  $j$  期的樣本相關係數， $T$  表樣本數。

最後當模型配適完成後，亦可檢定此模型是否還具有序列相關，若已無序列相關，則此序列已達白噪音(white noise)，此模型已是最適的ARMA模型。

### 三、異質性檢定

在進行ARCH或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，故先對報酬作前估計分析報酬平方之自我相關函數ACF及偏自我相關函數PACF來判別ARCH效果，倘若在2倍的標準差之內，則無顯著的ARCH效果，反之則有。除此外，也採用Ljung-Box-Pierce Q test對日報酬率所產生的殘差平方做序列相關檢定，若殘差平方項具有序列相關，則仍有ARCH效果。而根據 Engle(1982) 和 Bollerslev(1986) 之建議，使用拉氏乘數(Lagrange Multiplier, LM)檢定是否存在 ARCH 效果是比 Q test 較為正式的方法，其檢定假設如下：

$H_0$ : 沒有 ARCH 效果

$H_1$ : 有 ARCH 效果

Lagrange Multiplier 統計量計算式如下：

$$\varepsilon_t^2 = \phi_0 + \phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \phi_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \phi_p \varepsilon_{t-p}^2 + \mu_t \quad (3-6)$$

其中， $\varepsilon_t^2$  為個股第  $t$  期報酬殘差項平方。

先利用 OLS 或 ARMA 求得殘差項  $\varepsilon_t$ ，若  $\phi=0$  時，就和殘差項( $\varepsilon_t$ )為獨立一致分配性(independent identical distribution, iid)時的迴歸模型一樣不存在自我相關，由 LM 檢定所得統計量為  $TR^2 \sim \chi^2$ ，若  $TR^2$  顯著大於  $\chi^2$  則拒絕虛無假設，必須在模式中考慮 ARCH 之效果。

最後當模型配適完成後，亦可檢定此模型是否還具有ARCH效果，若已無ARCH效果時，則此序列已達白噪音(white noise)，此模型已是最適的GARCH模型。

#### 四、不對稱性檢定

金控股價報酬波動性在檢定序列相關及異質性檢定後，尚需考慮金控股價報酬波動是否具不對稱性，才能使用不對稱 GARCH 模型來捕捉此特性，所以本研究採用 Engle and Ng(1993)的三個診斷方法，分別是符號偏誤檢定(Sign Bias Test, SBT)、負符號偏誤檢定(Negative Sign Bias Test, NSBT)、正符號偏誤檢定(Positive Sign Bias Test, PSBT)等檢定來分析波動是否存在著不對稱性。

$$\text{SBT} : \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} = d_{01} + d_1 S_{t-1}^- + Z_{1t} \quad (3-7)$$

$$\text{NSBT} : \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} = d_{02} + d_2 S_{t-1}^+ \varepsilon_{t-1}^2 Z_{2t} \quad (3-8)$$

$$\text{PSBT} : \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} = d_{03} + d_3 S_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 Z_{3t} \quad (3-9)$$

其中， $d_{0i}$  為實質非隨機參數( $i = 0,1,2,3,$ )， $z_t$  為白噪音過程。 $S_{t-1}^-$  的定義為：若未期望報酬為負值，則  $S_{t-1}^- = 1$ ，反之則為 0。 $S_{t-1}^+$  的定義則與  $S_{t-1}^-$  相反。

SBT 主要在檢查正向與負向未期望報酬是否可以預測波動，若可以預測波動，則波動模型就必須考慮正向未期望報酬與負向未期望報酬對於波動有不同的影響效果，否則波動模型可能會設定不正確。

NSBT 是使用來檢查不同大小程度的負向未期望報酬對波動是否有不同的影響效果，若顯著能夠預測波動，則波動模型就必須考慮不同規模的負向未預期報酬對波動的不同影響。

PSBT 是使用來檢定不同大小的正向未預期報酬對波動是否有不同的效果。

## 五、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，稱為自身迴歸模型，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。金融控股公司的股票價格及報酬皆屬於時間序列的問題。而在傳統線性迴歸模型中，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 Jenkins (1970)年提出自我迴歸移動平均(Autoregressive Moving Average Model, ARMA)，此模型由二個工具的處理與結合：AR — 自我迴歸項、MA — 移動平均項，可用來說明恆定的時間序列。所謂恆定的時間序列係指一時間序列之統計特性不隨時間變化而改變，故只適用於固定的平均值、變異數和自我相關函數的定態時間序列。其模型如(3-10)式所示：

$$y_t = \sum_{i=1}^p a_i u_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{t-j} \quad (3-10)$$

$y_t$  為第  $t$  天的股價報酬，受過去  $p$  期條件變異數及  $q$  期誤差項之影響。

在決定自我迴歸項( $p$ )和誤差項( $q$ )的最適期數時，本研究採用 Akaike 準則 (1973)(Akaike's information criterion, AIC)來決定自我相關最適期數，其方程式為：

$$AIC(k) = T \cdot \ln \sigma^2 + 2k \quad (3-11)$$

式中  $k$  表參數的個數， $T$  表觀察值的個數， $\sigma^2$  表樣本變異數的最大概似估計值，使 AIC 為最小的  $k$  即為  $p$  和  $q$  的最適期數。

## 六、一般化自我迴歸條件異質變異數(Generalized ARCH, GARCH)：

在財經的實證上發現許多時間序列資料的變異數是不固定的，而是隨著時間

的改變而改變，但傳統上計量模型都假設變異數為固定，所以為了描述股價報酬波動具有波動叢聚的現象，Engle(1982)提出自我迴歸異質條件變異數模型(ARCH)模型，此模型允許條件變異數為過去殘差值得函數，使條件變異數並非固定常數而是隨時間改變，而結果對總體經濟變數之波動性有很好的描述。而 Bollersler(1986)則是將過去殘差及條件變異數加入條件變異數方程式中，使其模型更能縮減估計的參數個數，並有很好的估計效果，此模型稱為一般化自我迴歸異條件變異數(GARCH)模型。Bollersler(1986)GARCH(1,1)模型之架構為：

$$R_t = bx_t + \varepsilon_t \quad (3-12)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (3-13)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

其中， $\omega > 0$ 、 $\alpha_1 > 0$ 、 $\beta_1 > 0$ 、 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ； $\Omega_{t-1}$ 表示在 $t-1$ 期之前所有已知資訊之集合； $\sigma_t^2$ 為模型殘差之異質條件變異數，其受過去誤差干擾項的影響，以及過去條件殘差變異數之影響。

$\alpha_1$ 表示來自於最近波動率貢獻的部分， $\beta_1$ 則表示最新訊息的衝擊大小，而 $\alpha_1 + \beta_1$ 稱為波動的持續性，當波動的持續性愈大，則未來波動率受到當前衝擊的影響持續愈久。

#### 七、指數一般化自我迴歸條件異質變異數 (Exponential GARCH, EGARCH)：

GARCH 模型在應用上存在一些重要的限制。Nelson(1991)提出 EGARCH 模型，主要針對 GARCH 模型的三項缺點進行修正：

1. GARCH 模型內的報酬波動，只受到未期望報酬的大小所影響，並不會因正負向的不同而有所不同，故無法解釋此期的報酬率與未來的報酬波動之間呈現負相關的實證結果。
2. GARCH 模型內對於參數有非負的限制，隱含若此期的未期望報酬率的值

較大，將會造成更大的未來報酬波動值。這樣不僅沒有考慮到條件變異數的隨機過程，也增加參數估計的難度。

3. GARCH 模型無法解釋市場訊息的衝擊對於條件變異數持續性的影響。

所以當研究樣本存在有較明顯波動不對稱的效果時，以一般GARCH模型對此無法完整描述，而且在波動衝擊持續性的研究中，GARCH 可能會出現不一致的結果，故於使用EGARCH模型來彌補GARCH之缺點。Nelson(1991)EGARCH(1,1)模型之架構為：

$$R_t = bx_t + \varepsilon_t \quad (3-14)$$

$$\log \sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta_1 \log \sigma_{t-1}^2 + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \alpha_1 \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3-15)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

其中， $R_t$ 為各股第 $t$ 期報酬率； $\log \sigma_t^2$ 為各股價報酬第 $t$ 期異質條件變異數； $\varepsilon_t$ 為過去殘差。

不同於GARCH(1,1)模型，EGARCH(1,1)模型對其參數並無非負數限制，穩定條件僅為 $|\beta_1| < 1$ 。 $\gamma$ 係數反映了好消息與壞息對條件變異數 $\log \sigma_t^2$ 的不對稱影響，當 $\gamma$ 顯著小於零時，表示壞消息的條件變異數影響力較好消息來得大，而在 $\gamma < 0$ 的情況下，正可解釋未來報酬的波動率與當期報酬所呈現的負向關係。

在應用上，Bollerslev(1987)、Bailie 和 DeGennaro(1990)、Lamoureux 和 Lastrapes(1990)與 Najand 和 Yung(1994)等學者的研究結果證實 GARCH(1,1)模型已經可描繪大多數財金領域上的時間序列，且更高階的模型已不常見，故本文將採用 GARCH(1,1)、EGARCH(1,1)來描述波動行為的特性。

#### 八、訊息衝擊曲線(News Impact Curves, NIC)

為了進一步了解各模型之正負衝擊效果，首先估計模型參數，將落後期的波

動率以無條件波動率取代，然後觀察正、負殘差對波動率的影響。

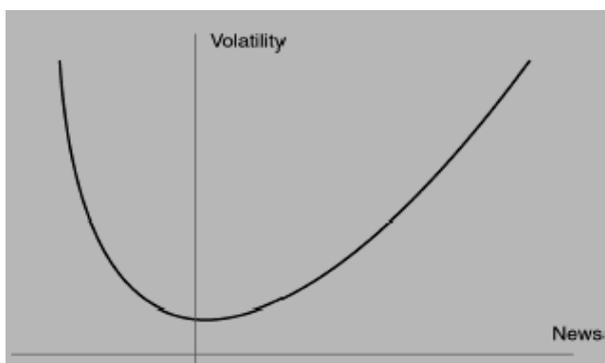


圖 3-2 Engle 及 Ng(1993)所定義之 NIC 圖

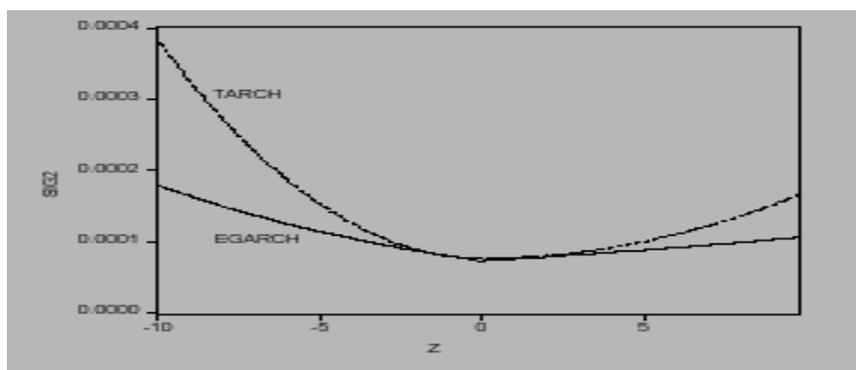
資料來源：Eviews 4 User's Guide

我們可以依圖 3-2 Engle 及 Ng(1993)所定義之訊息衝擊曲線(NIC)，以縱軸代表波動性(變異數)，橫軸代表訊息(殘差項)，來繪製 NIC 圖。其計算式如下：

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \beta \log \sigma_{t-1}^2 + \alpha |z_{t-1}| + \gamma z_{t-1} \quad (3-16)$$

我們的目的將是求出  $\sigma^2$  與  $z$ ，將兩者對應關係繪製 NIC 圖。

圖 3-3 為 EGARCH 模型的 NIC，圖中 EGARCH 的 NIC 呈現不對稱的形狀。



縱軸 SIG2 所代表的是變異數( $\sigma^2$ )，橫軸 Z 所代表的是殘差項( $(\varepsilon_{t-1})$ )

圖 3-3 EGARCH 模型之 NIC 圖

資料來源：Eviews 4 User's Guide

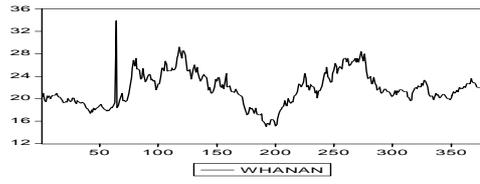
## 第四章 實證結果與分析

### 第一節 資料基本敘述

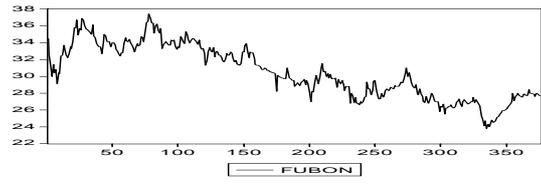
#### 一、資料型態

由 14 家金控股每日收盤股價走勢圖中(參見圖 4-1)，可觀察到國泰金、台新金、玉山金與國票金在台灣 50 指數成立後波動顯著變大，富邦金、開發金、新光金與日盛金在台灣 50 指數成立後波動顯著變小。

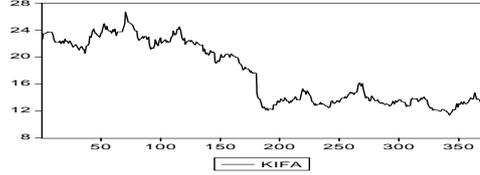
再觀察將股價差分處理成為定態報酬( $r_t = \log(P_t / P_{t-1})$ )，從樣本資料可看到股價報酬波動觀察指數報酬率之波動性有大波動伴隨大波動，小波動後伴隨小波動(參見圖 4-2)，特別是華南金、富邦金、國泰金、玉山金、復華金、台新金、新光金、國票金、建華金與日盛金顯示具有波動叢聚的現象，在有了波動叢聚的現象後，就可以使用 GARCH 波動模型去捕捉此特性。



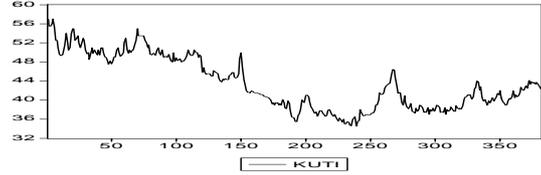
華南金



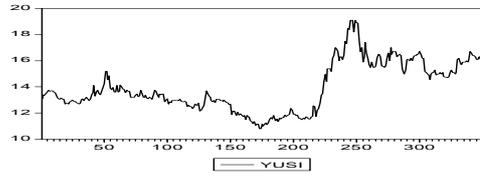
富邦金



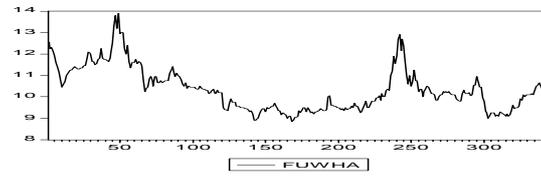
開發金



國泰金



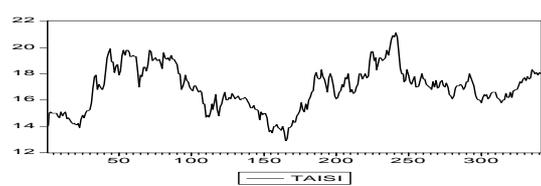
玉山金



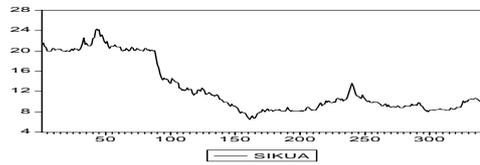
復華金



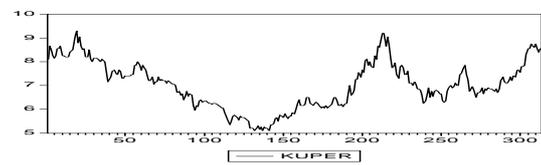
兆豐金



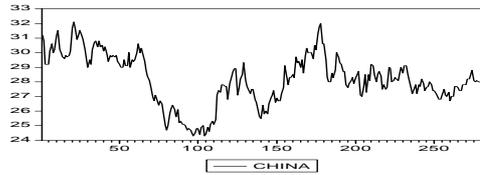
台新金



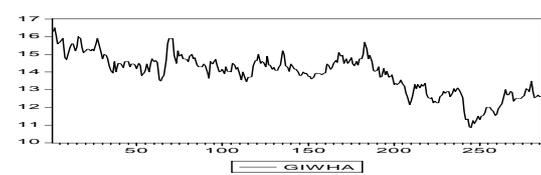
新光金



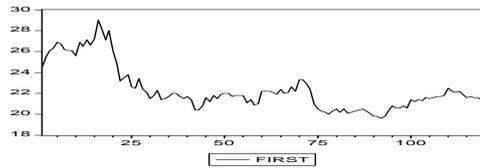
國票金



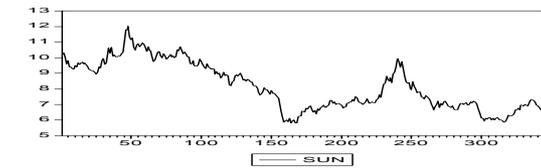
中信金



建華金



第一金



日盛金

圖 4-1 金融控股公司股價走勢圖

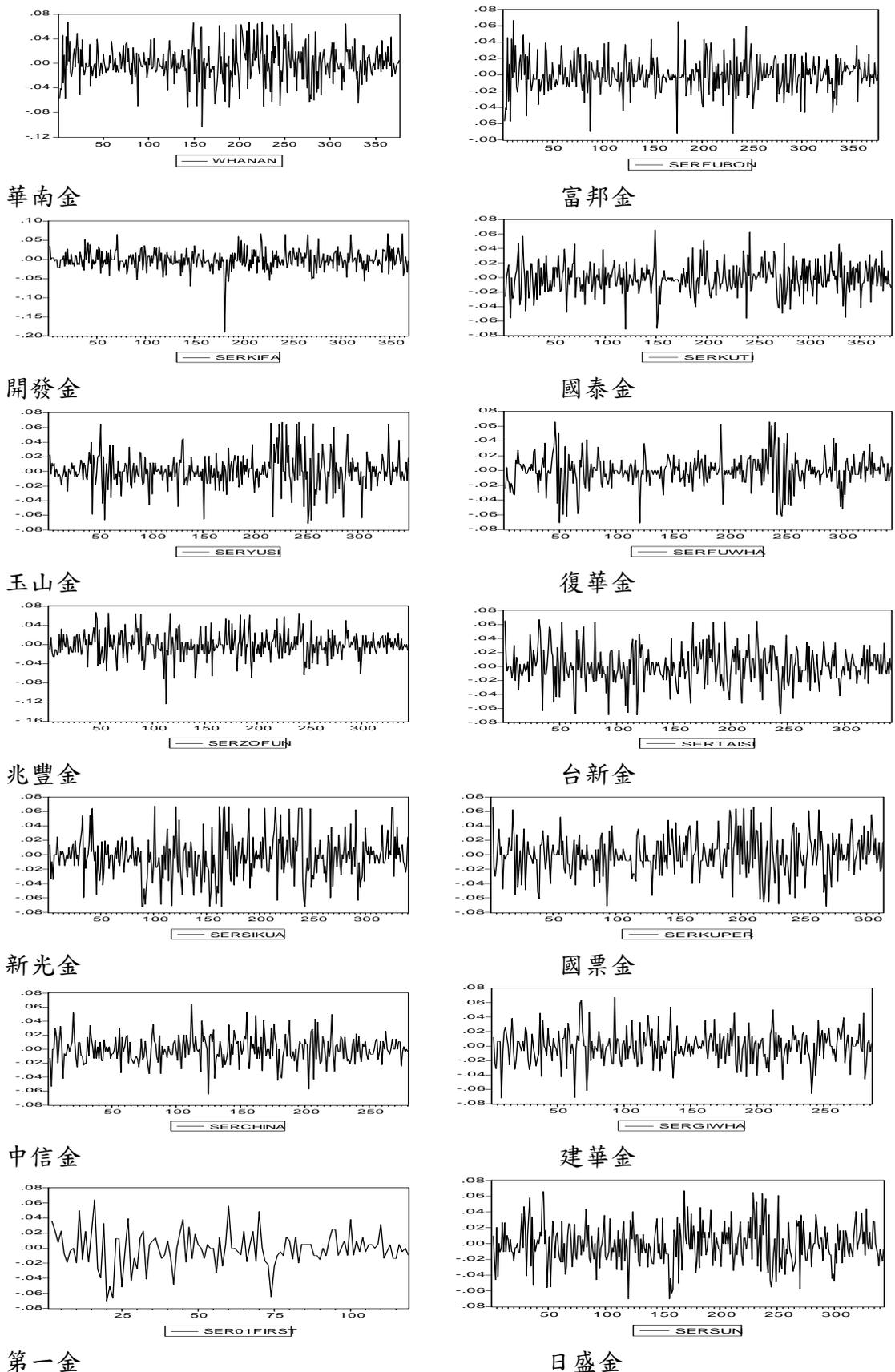


圖 4-2 金融控股公司股價報酬走勢圖

## 二、基本敘述統計

由表 4-1 可看出在平均數方面，十四家金控股價報酬上僅華南金、玉山金、台新金及國票金為正報酬，但幾近於零，其餘為負報酬，顯示金控股價報酬較低；從標準差看出，顯示金控股價報酬風險較低。

偏態是用來描述機率分配在以平均值為中心的對稱測度，對常態分配而言，因其分配是對稱的，故偏態為 0。若偏態為負，稱負偏態，表示機率分配為右偏分配，有左厚尾的現象，這表示大的負報酬比大的正報酬更容易出現；反之，若偏態為正，則為正偏態，表示機率分配為左偏分配，有右厚尾的現象。峰態則是描述機率分配與常態分配比較時的厚尾程度，以標準常態分配為例，其峰態等於 3。若峰態大於 3，則稱為正峰態，此報酬分配呈高峰、瘦腰與厚尾的現象；反之負峰態則呈低峰與厚腰的現象。

在偏態方面，此十四家金控股價報酬大多符合左厚尾，只有新光金、玉山金、中信金、日盛金為右厚尾。在峰態方面，此 14 家金控股價報酬皆符合正峰態，也就是呈高峰、瘦腰與厚尾的現象；

小結：

就金控股價報酬之平均數與標準差數值較低來看，雖然金融機構合併所帶來綜效不如預期，但金融機構合併後的風險控管非常理想，會降低公司風險。就偏態與峰態方面，可表示此十四家金控股價報酬皆為非常態的分配，具一般股價報酬之特性。

表 4-1 金控股價報酬敘述統計量表(2001/12-2003/6)

	平均數	標準差	偏態係數	峰態係數
華南金	0.0002	0.0533	-0.9000	8.0088
富邦金	-0.0006	0.0204	-0.0730	4.3089
國泰金	-0.0008	0.0206	-0.0889	3.8952
兆豐金	-0.0006	0.0261	-0.2298	4.6585
新光金	-0.0022	0.0294	0.1739	3.4118
復華金	-0.0006	0.0210	-0.2068	4.9331
玉山金	0.0006	0.0224	0.0773	4.9002
中信金	-0.0004	0.0191	0.0663	3.9169
建華金	-0.0009	0.0221	-0.0378	3.7915
台新金	0.0007	0.0254	-0.0122	3.5117
開發金	-0.0015	0.0248	-0.9471	11.7611
國票金	0.0002	0.0273	-0.0280	3.1997
日盛金	-0.0013	0.0248	0.1286	3.2568
第一金	-0.0012	0.0236	-0.2367	4.0203

## 第二節 資料檢定結果

### 一、單根檢定

一般而言，時間序列資料多為非恆定序列，若誤差項為非恆定序列時，則在定態假設下所得到的估計式和檢定結果，將產生假性迴歸(Spurious Regression)的關係，因此在先檢定序列是否為恆定狀態，通常使用ADF檢定來對變數是否呈現恆定狀態作探討。

我們將金控股價進行一階差分轉換成報酬後，再做單根的檢定，結果顯示在轉換成報酬後，都在1%的顯著水準下顯著的拒絕單根的虛無假設，顯示金融控股公司股價報酬為恆定的時間序列，所以本文以金控股價報酬為研究樣本來進行實證研究。(詳如表4-2)

表 4-2 單根檢定

ADF(金控股價報酬)	
華南金	-9.370490 <sup>***</sup>
富邦金	-9.283430 <sup>***</sup>
國泰金	-9.005169 <sup>***</sup>
開發金	-7.954555 <sup>***</sup>
玉山金	-9.185471 <sup>***</sup>
復華金	-8.456698 <sup>***</sup>
兆豐金	-8.770538 <sup>***</sup>
台新金	-9.271119 <sup>***</sup>
新光金	-7.673065 <sup>***</sup>
國票金	-7.720655 <sup>***</sup>
中信金	-8.780271 <sup>***</sup>
建華金	-9.398864 <sup>***</sup>
第一金	-4.496954 <sup>***</sup>
日盛金	-7.636416 <sup>***</sup>

註<sup>\*\*\*</sup>為 1%顯著水準。

## 二、序列相關與異質性之檢定

本研究使用圖 4-3 之 ACF 與 PACF 趨勢圖來判別金控股價報酬是否為緩慢遞減，若 ACF 或 PACF 為緩慢遞減時，則判定此時間序列資料不具穩定性，而此圖之股價報酬的 ACF 與 PACF 為快速地下降，已呈穩定狀態。而圖 4-3 也為 14 家金融控股公司股價之 ACF 與 PACF 用來檢定是否為自我相關，實證結果我們觀察到 14 家金融控股公司股價報酬之 ACF 和 PACF 皆存在序列相關，且在 Ljung-Box Q test 結果也顯示存在序列相關，這我們可配適 ARMA 模型來捕捉序列相關的特性。

圖 4-4 為 14 家金融控股公司股價報酬平方之 ACF 與 PACF 用來檢定是否為異質性，發現除開發金未超過兩倍標準差外，其它 13 家金融控股公司股價報酬平方皆大於兩倍標準差，代表具有持續的正負相關，而 Ljung-Box Q<sup>2</sup> test 和 ARCH-LM test 則顯示包含開發金在內的 14 家金融控股公司股價報酬平方的的二階動差是有關連性的，也意味著須使用 GARCH 及不對稱 EGARCH 模型來捕捉異質性的特性。

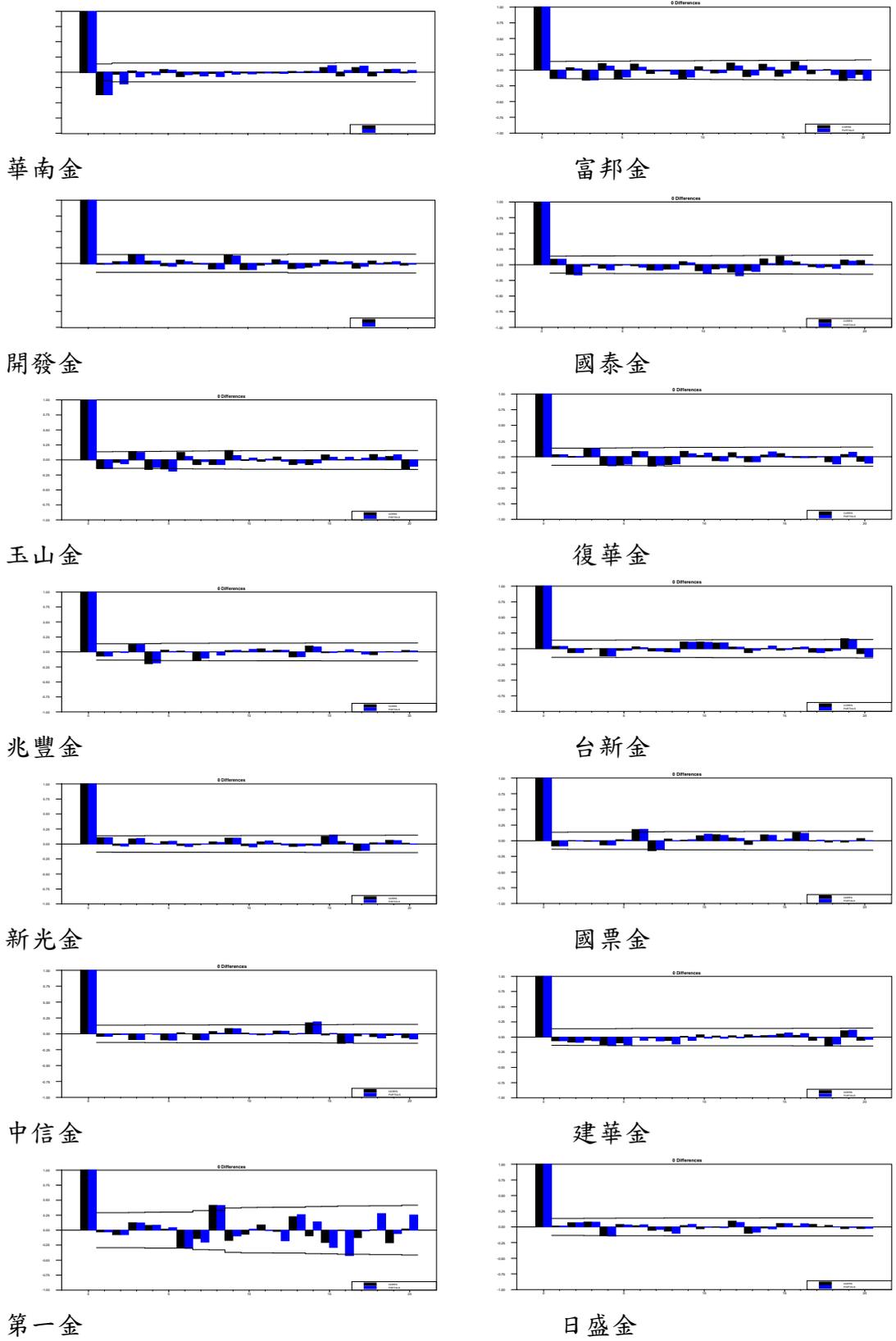


圖 4-3 自我相關檢定

註:橫軸為落後期數,縱軸為股價報酬之 ACF 與 PACF

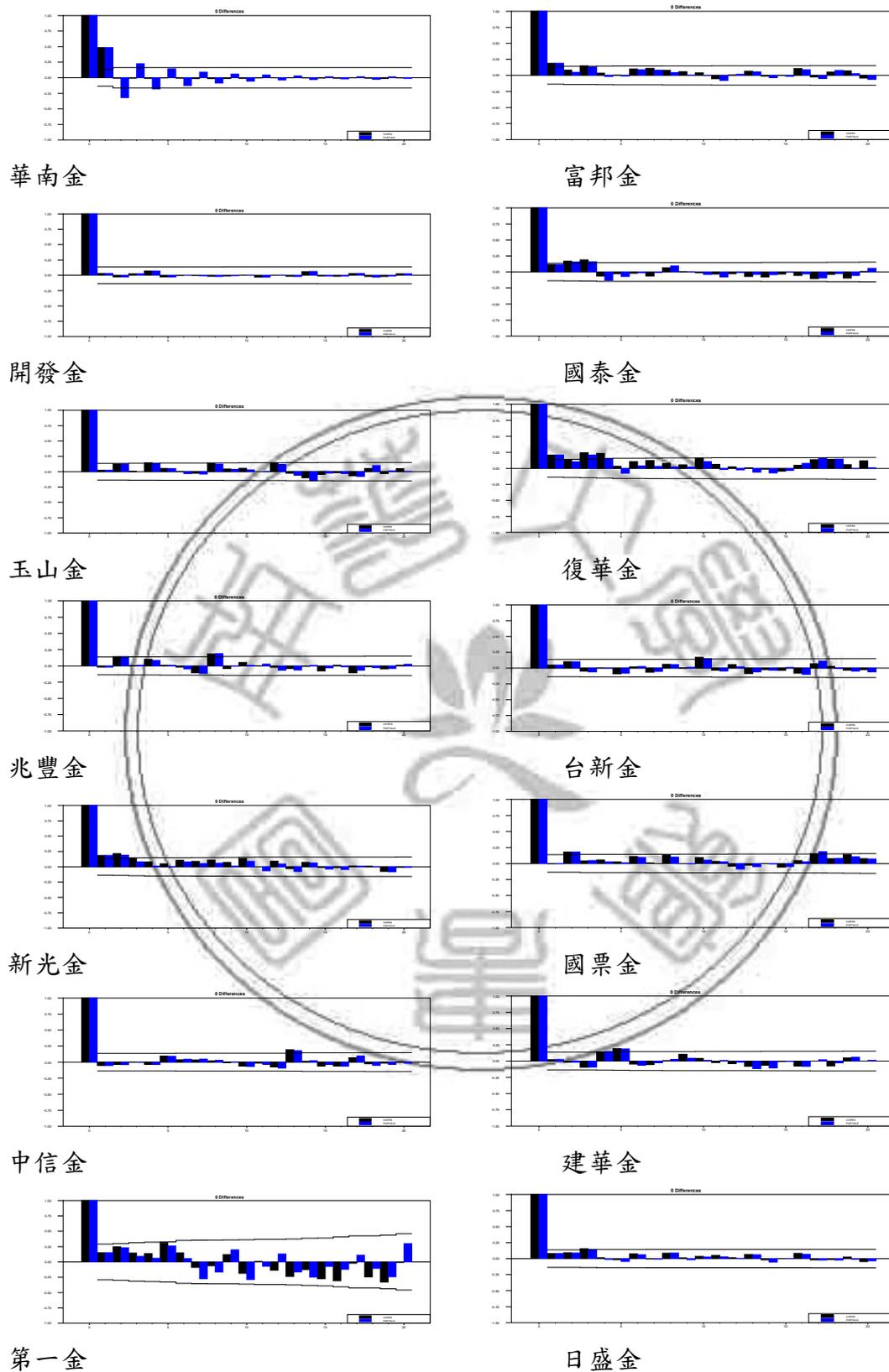


圖 4-4 異質性檢定

註:橫軸為落後期數,縱軸為股價報酬平方之 ACF 與 PACF

除了使用 ACF 與 PACF 來判定金控股價報酬是否具自我相關及異質性外，本研究使用 Ljung-Box Q 檢定來再次檢驗 14 家金控股價報酬是否具自我相關，檢定結果為 14 家金控股價報酬在 Ljung-Box Q 落後 12 期有 5% 的顯著水準下，皆具有自我相關，因此適合使用 ARMA 模型來捕捉此特性，詳如表 4-3 自我相關檢定表。

在異質性檢定方面，採用 Ljung-Box  $Q^2$  與 ARCH-LM 來檢定，檢定結果為 14 家金控股價報酬在 Ljung-Box  $Q^2$  落後 4 期、8 期、12 期皆有 5% 以上的顯著水準，雖然開發金在 ACF 與 PACF 在異質性的判定上是不具二階自我相關，但在異質性檢表中卻有此特性，因此本研究仍將開發金列為具異質性，所以 14 家金控股價報酬皆適合使用 GARCH 模型來捕捉此特性，詳如表 4-4 異質性檢定表。

表 4-3 金控股價報酬自我相關檢定表

	華南金	富邦金	國泰金	兆豐金	復華金	玉山金	新光金
Ljung-Box	40.179***	20.913***	3.1499	12.642**	7.2073	7.8210*	5.7223
Q test(4)							
Ljung-Box	43.477***	23.110***	11.990*	19.331**	11.469**	20.159**	11.276*
Q test(8)							
Ljung-Box	43.717***	27.124***	21.724**	20.864**	14.263**	21.644**	16.049**
Q test(12)							

	台新金	國票金	中信金	建華金	第一金	開發金	日盛金
Ljung-Box	5.0356	8.5352	5.0423	4.3593	1.3968	5.2602	9.2935*
Q test(4)							
Ljung-Box	11.906*	10.535*	13.348*	11.248*	16.928**	10.100*	12.232**
Q test(8)							
Ljung-Box	24.571**	15.017**	21.095**	20.324**	19.811**	18.184**	14.274**
Q test(12)							

表 4-4 金控股價報酬異質性檢定表

	華南金	富邦金	國泰金	兆豐金	復華金	玉山金	新光金
Ljung-Box	89.919***	19.071***	20.026***	12.841**	106.68***	33.867***	41.087***
Q <sup>2</sup> test(4)							
Ljung-Box	90.012***	21.536***	23.751***	23.963***	165.65***	50.809***	50.228***
Q <sup>2</sup> test(8)							
Ljung-Box	90.072***	23.241***	24.995***	25.538***	188.34***	76.854***	55.831***
Q <sup>2</sup> test(12)							
ARCH-LM	39.084***	2.035**	4.727***	1.858**	15.027***	7.578***	17.891***

	台新金	國票金	中信金	建華金	第一金	開發金	日盛金
Ljung-Box	6.1420	9.6672**	5.5839	12.507**	19.667***	2.4442	19.527***
Q <sup>2</sup> test(4)							
Ljung-Box	37.816***	25.501***	6.9695	13.781**	33.448***	5.1663	31.033***
Q <sup>2</sup> test(8)							
Ljung-Box	48.092***	28.385***	21.596**	40.425***	37.419***	10.578*	34.230***
Q <sup>2</sup> test(12)							
ARCH-LM	2.9871**	3.2179**	1.5179**	1.6158**	3.2925***	2.5638**	3.9252**

註：\*為10%顯著水準；\*\*為5%顯著水準；\*\*\*為1%顯著水準

### 三、不對稱效果檢定

由表 4-5 不對稱檢定表中三個診斷方法的 t 檢定值可知，SBT 的 t 檢定統計值非常顯著，表示各類股指數正向與負向的報酬衝擊對於條件波動影響效果有顯著的差異。而在 NSBT 及 PSBT 的 t 檢定結果亦多呈現顯著水準，表示較大負向報酬衝擊與較大的正向報酬衝擊對於條件波動的影響比較小的負向報酬衝擊或較小的正向報酬衝擊對於條件波動的影響為大。綜合以上波動不對稱性的檢定結果，顯示報酬衝擊的方向與大小會影響波動的行為，因此考慮必須不對稱性的 GARCH 模型，才能夠捕捉到標的股價波動的行為特性。

表 4-5 金控股價報酬不對稱檢定表

	SBT	NSBT	PSBT
華南金	-2.6877**	1.8644*	-1.9447*
富邦金	-2.0890**	-1.9764*	-1.8393*
國泰金	-1.8318*	2.1457**	2.2804**
開發金	-2.4966**	-1.9735*	-1.8207*
玉山金	-1.9675*	-2.2799**	-3.6833***
復華金	-1.9761*	-2.1685**	-2.3040**
兆豐金	-2.3214**	2.5975**	3.7806***
台新金	-2.3285**	-1.7681*	-1.9490*
新光金	1.9208*	2.7030**	2.8566**
國票金	-2.4696**	-1.8636*	-1.9866*
中信金	-3.2192***	-2.6898**	-2.5081**
建華金	2.8189**	1.7664*	1.7935*
第一金	-2.5906**	3.0465***	-2.4418**
日盛金	-1.8214*	-2.4250**	-2.6170**

註：\*\* 為 10% 顯著水準；\* 為 5% 顯著水準；\*\*\* 為 1% 顯著水準

### 第三節 模型實證結果與分析

#### 一、金融控股公司股價報酬之條件平均數方程式設定

本文在條件平均數方程式的設定採用 ARMA 模型來捕捉序列相關的特性。首先決定自我相關的期數，其決定之準則在於滿足下列條件，而進行多組 ARMA 模型之參數估計，從中尋找最適之模型。

最適模型需滿足之條件為：

1. AIC 值為最小。
2. 參數估計之 p 值顯著。
3. 殘差項已無一階序列相關的現象，符合白噪音的假設。
4. 減少參數估計的數量，以免產生參數過度配適造成模型的複雜性及偏誤性。

所以本研究在進行 ARMA 模型配適時，從(0,0)到(2,2)共九種模型，取 AIC 值最小、p 值顯著且符合白噪音的假設來選取最適模型，各樣本最適模式如下所列，相關參數估計結果請參考表 4-6。

華南金控: ARMA(0,1)	兆豐金控: ARMA(2,2)
復華金控: ARMA(0,1)	富邦金控: ARMA(2,2)
國泰金控: ARMA(0,2)	建華金控: ARMA(0,1)
玉山金控: ARMA(2,2)	第一金控: ARMA(0,1)
新光金控: ARMA(0,1)	台新金控: ARMA(2,2)
國票金控: ARMA(0,1)	中信金控: ARMA(2,0)
日盛金控: ARMA(2,2)	開發金控: ARMA(0,1)

表 4-6 金融控股公司股價報酬之 ARMA (p, q) 模型參數估計表

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p a_i u_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{t-j}$$

	華南金	富邦金	國泰金	兆豐金	復華金	玉山金	新光金
$c$	-0.005*** (0.0016)	-0.0001 (0.00003)	-0.0007 (0.0010)	-0.0010 (0.0016)	-0.0007 (0.0012)	0.0004 (0.0032)	-0.0023 (0.0019)
$\alpha_1$		0.8854*** (0.0307)			-0.964*** (0.0732)	-0.860*** (0.0285)	0.3230 (0.4815)
$\alpha_2$		0.0934* (0.0501)			0.0090 (0.0715)	-0.976*** (0.0275)	0.0173 (0.0757)
$\beta_1$	0.1537** (0.0695)	1.0672*** (0.0575)	0.0023 (0.0542)	-0.0605 (0.0625)	0.9939*** (0.0032)	-0.8170** (0.0387)	-0.2857 (0.4777)
$\beta_2$		-0.0499 (0.0654)	0.0812* (0.0466)			-0.940*** (0.0344)	
AIC	-5.99334	-7.84784	-7.76211	-5.49598	-5.34278	-5.47259	-5.20443
Ljung-Box	0.1144	1.3310	0.5570	1.7100	5.7432	0.5288	1.3423
Q test(4)							
Ljung-Box	3.4795	4.6345	4.1451	4.1022	7.1538	5.8867	2.3780
Q test(8)							
Ljung-Box	3.6928	4.7418	8.6802	5.6652	8.0986	8.9170	6.0056
Q test(12)							

	台新金	國票金	中信金	建華金	第一金	開發金	日盛金
$c$	0.0002 (0.0006)	0.00002 (0.0015)	-0.0014 (0.0012)	-0.0007 (0.0013)	0.0001 (0.0018)	-0.0015 (0.0014)	-0.0027 (0.0035)
$\alpha_1$	0.1882 (0.4377)		0.0973 (0.0655)			-0.0013 (0.0581)	-0.797*** (0.1110)
$\alpha_2$	0.3354 (0.4309)		-0.1591** (0.0524)				-0.793*** (0.1022)
$\beta_1$	0.1677 (0.4168)	0.0394 (0.0579)		0.0580 (0.0652)	0.0291*** (0.1135)	0.0437 (0.0670)	-0.739*** (0.0988)
$\beta_2$	0.4307 (0.4141)	0.7635*** (0.1176)					-0.837*** (0.0988)
AIC	-5.43519	-5.22683	-7.97933	-5.09093	-5.03246	-5.45230	-5.09021
Ljung-Box	2.0902	0.0752	1.4730	4.2145	1.3273	5.2957	2.6300
Q test(4)							
Ljung-Box	2.2478	6.9557	6.2569	9.3525	6.0539	7.2011	6.3757
Q test(8)							
Ljung-Box	6.3239	9.0643	7.1006	9.3739	7.4840	11.680	9.2870
Q test(12)							

\*代表 10%顯著水準 \*\*代表 5%顯著水準 \*\*\*代表 1%顯著水準

在 ARMA 模型殘差檢定中，十四家金控股價報酬模型在 ARMA 已無序列相關，代表殘差均達白噪音，所配適的模型已可完全捕捉序列相關的特性，模型已配適完成。

## 二、金融控股公司股價報酬之條件變異數方程式設定

將已捕捉序列相關的 ARMA 模型之條件平均數做為金控股價報酬條件變異數的基礎，而本研究已知金控股價報酬時間序列存在異質性，因此在條件變異數方程式之設定方面，必需採用 GARCH 模型來捕捉此特性。我們也診斷出金控股價報酬存在不對稱性，本文則採用 EGARCH 模型來配置。

在 2002 年 10 月 29 日台灣證期會宣布成立台灣 50 指數，且公布了市值前 50 大股票上市公司，在此 50 大市值股中，除了電子股外，就以金控股為大宗，是故以宣布時間點之前後來觀察金控股股價報酬波動性是否因此而增加，也觀察此訊息對金控股股價報酬的衝擊影響的程度。

本文採用 Glosten、Jagannathan 和 Runkle(1989)定義好消息與壞消息的方法，將正向未預期報酬(條件平均式預測下一期報酬與下一期之正確報酬率之差)界定為好消息，負向未預期報酬界定為壞消息，以此來定義金控股價報酬波動不對稱的情況。實證結果如下：

### (一)納入與未納入台灣 50 指數之金控股-GARCH 模型

由表 4-7 與表 4-8 可得出在全期間的 GARCH 模型下，金控股皆符合  $\omega > 0$ 、 $\alpha_1 > 0$ 、 $\beta_1 > 0$  與  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ，顯示滿足 GARCH 模型條件的恆定性， $\beta_1$  表示為訊息的衝擊大小，實證結果顯示大部分納入台指 50 之金控股對訊息的衝擊有 1% 的顯著水準，只有華南金與建華金未達顯著水準，而未納入台指 50 之金控股對訊息的衝擊皆有 1% 的顯著水準。 $\alpha_1 + \beta_1$  表示為波動的持續性，當波動的持續性愈大，則未來波動率受到當前衝擊的影響持續愈久，實證結果顯示納入台指 50 之金控股股價報酬與未納入台指 50 之金控股股價報酬皆存在強烈的波動叢聚性，除了華南金與台新金係數小於 0.7 外，其它金控股股價報酬皆有接近 1 係數，顯示金控股股價報酬對訊息衝擊有很高的持

續性。

在加入時間虛擬變數(D)後，以 2002 年 10 月 29 日為分界點，區分台指 50 成立前後，前期殘差項平方之估計參數( $\alpha_2$ )顯著的有納入台指 50 之華南金與兆豐金，及未納入台指 50 之玉山金與國票金；表示台指 50 成立後，在這些金控股中前期未預期報酬比成立前對股價報酬波動之影響還要高。

表 4-7 GARCH 模型全期-納入台指 50 之金控股

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 D \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

D=1 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以後

D=0 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以前

	華南金	富邦金	國泰金	兆豐金	台新金
$\alpha_0$	0.0017*** (0.0004)	3.50E-05** (1.42E-05)	0.0001* (6.49E-05)	7.79E-06 (8.39E-06)	0.0002* (0.0001)
$\alpha_1$	0.2449** (0.1096)	0.0186 (0.0139)	0.1265* (0.0688)	0.0595*** (0.0172)	0.1393** (0.0666)
$\alpha_2$	0.0018*** (0.0006)	4.15E-06 (5.09E-06)	1.22E-06 (2.14E-05)	1.29E-05*** (2.30E-06)	5.11E-05 (4.14E-05)
$\beta_1$	0.0017 (0.2175)	0.8843*** (0.0436)	0.5938*** (0.1979)	0.9314*** (0.0192)	0.5122** (0.2253)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.2466	0.9029	0.7203	0.9909	0.6515
LL	641.2260	940.1331	940.9183	773.2494	771.0775
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(4)	1.2256	10.147	4.9181	6.4304	2.5904
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(8)	1.3084	11.494	11.109	11.961	4.9185
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(12)	1.3659	15.933	12.067	12.916	12.172
ARCH-LM	0.953779	0.961866	0.577053	0.137659	0.002781

\*代表 10%顯著水準； \*\*代表 5%顯著水準； \*\*\*代表 1%顯著水準  
註：LL 代表 Log Likelihood

表 4-7 GARCH 模型全期-納入台指 50 之金控股(續)

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 D \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

D=1 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以後

D=0 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以前

	中信金	建華金	開發金	第一金
$\alpha_0$	1.25E-05 (9.76E-06)	0.0001 (0.0002)	3.58E-07 (6.43E-06)	5.44E-05 (7.12E-05)
$\alpha_1$	0.0442* (0.0251)	0.0226 (0.0383)	0.1061*** (0.0012)	0.1545 (0.1034)
$\alpha_2$	4.50E-06 (3.48E-06)	4.83E-05 (0.0001)	1.96E-06 (1.28E-06)	
$\beta_1$	0.9183*** (0.0407)	0.7399 (0.5000)	0.5985*** (0.0126)	0.7408*** (0.2113)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9625	0.7625	0.7044	0.8953
LL	710.7931	682.6561	845.7891	282.3719
Ljung-Box $Q^2$ test(4)	1.5621	4.5400	3.6787	5.8398
Ljung-Box $Q^2$ test(8)	3.6312	11.502	4.0999	11.625
Ljung-Box $Q^2$ test(12)	6.1052	13.043	4.8186	13.966
ARCH-LM	0.884982	0.129116	0.548969	0.37977

\*代表 10%顯著水準； \*\*代表 5%顯著水準； \*\*\*代表 1%顯著水準

註：LL 代表 Log Likelihood

表 4-8 GARCH(1,1)模型全期-未納入台指 50 之金控股

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 D \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

D=1 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以後

D=0 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以前

	復華金	玉山金	國票金	新光金	日盛金
$\alpha_0$	6.23E-05*** (2.08E-05)	1.78E-05*** (6.82E-06)	3.37E-05 (2.53E-05)	0.0001** (4.54E-05)	6.71E-05 (4.41E-05)
$\alpha_1$	0.1697*** (0.0542)	0.0574*** (0.0147)	0.0458* (0.0246)	0.1533*** (0.0570)	0.0896** (0.0436)
$\alpha_2$	4.36E-06 (9.20E-06)	1.92E-05** (9.83E-06)	2.45E-05* (1.46E-05)	1.32E-05 (2.38E-05)	1.24E-05 (1.92E-05)
$\beta_1$	0.6743*** (0.0903)	0.9069*** (0.0234)	0.9058*** (0.0481)	0.7207*** (0.0877)	0.7997*** (0.0995)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.8440	0.9643	0.9516	0.8740	0.8893
LL	872.1648	848.8492	685.7567	729.1343	786.0729
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(4)	1.3881	3.3966	2.0989	2.3909	0.9729
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(8)	2.5293	5.9249	9.4383	4.4806	2.5191
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(12)	4.3631	7.0120	9.9585	9.3535	2.9260
ARCH-LM	0.442753	0.396887	0.724374	0.444551	0.116074

\*代表 10%顯著水準 \*\*代表 5%顯著水準 \*\*\*代表 1%顯著水準  
註：LL 代表 Log Likelihood

## (二)納入與未納入台灣 50 指數之金控股-EGARCH 模型

由表 4-9 與 4-10 得出在全期間的 EGARCH 模型下，金控股皆符合  $|\beta_1| < 1$ ，顯示滿足 EGARCH 模型條件的恆定性， $\gamma$  係數反應了好消息與壞消息對條件變異數的不對稱影響，實證結果顯示大部分金控股正向報酬衝擊不對稱波動效果大於負向報酬衝擊，只有納入台指 50 的中信金、富邦金與未納入台指 50 的第一金為負向報酬衝擊之不對稱波動效果大於正向報酬衝擊，因此在 EGARCH 模型下，金控股股價報酬是傾向正向報酬衝擊大於負向報酬衝擊。

在加入時間虛擬變數(D)後，以2002年10月29日為分界點，區分台指50成立前後，進一步觀察股價報酬波動不對稱行為是否因台指50成立而產生結構改變，成立前後( $\gamma_1$ ， $\gamma_2$ )由正值轉為負值的有納入台指50之富邦金與開發金，由負值轉為正值的有台新金；表示台指50成立後，在這些金控股中皆存在正負向衝擊對股價波動有不對稱影響的現象，對富邦金與開發金在台指50成立前，好消息比壞消息對股價波動性有較大的影響程度，但成立後卻轉為壞消息對股價波動性有較大的影響程度；對台新金則是相反的影響

因此對納入台指50之富邦金、開發金與台新金而言，不對稱波動現象有結構上改變，對於未納入台指50之金控股則未有結構上的改變。



表 4-9 EGARCH(1,1)模型全期-納入台指 50 之金控股

$$\log h_t = \alpha_0 + \beta_1 \log h_{t-1} + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \gamma_2 D \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \alpha_1 \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

D=1 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以後

D=0 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以前

	華南金	富邦金	國泰金	兆豐金	台新金
$\alpha_0$	-3.6043*** (1.0058)	-0.3649*** (0.1350)	-1.6741** (0.7796)	-13.3196*** (0.4668)	-2.8821** (1.4281)
$\alpha_1$	0.0132 (0.1123)	-0.0034 (0.0199)	0.2511** (0.1006)	-0.0814 (0.0606)	0.2896*** (0.1026)
$\gamma_1$	0.0546*** (0.0840)	0.0664** (0.0276)	0.1573*** (0.0511)	0.1675*** (0.0378)	-0.0608 (0.0548)
$\gamma_2$	0.0732*** (0.0171)	-0.0855 (0.0084)	0.1615 (0.0418)	0.3127 (0.2244)	0.1026 (0.0773)
$\beta_1$	0.4415*** (0.1546)	0.9538*** (0.0170)	0.8102*** (0.0929)	-0.8223*** (0.0622)	0.6395*** (0.1882)
LL	674.3780	941.8187	945.8510	771.5544	771.5030
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(4)	0.0731	7.2408	4.8168	7.9354	1.8951
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(8)	0.1810	7.8798	9.5145	15.777	5.1703
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(12)	0.2579	11.361	10.712	18.782	13.563
ARCH-LM	0.008017	1.070477	0.866862	1.424750	0.000127

\*代表 10%顯著水準； \*\*代表 5%顯著水準； \*\*\*代表 1%顯著水準  
註：LL 代表 Log Likelihood

表 4-9 EGARCH(1,1)模型全期-納入台指 50 之金控股(續)

$$\log h_t = \alpha_0 + \beta_1 \log h_{t-1} + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \gamma_2 D \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \alpha_1 \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

D=1 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以後

D=0 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以前

	中信金	建華金	開發金	第一金
$\alpha_0$	-13.1100*** (2.6107)	-8.7108 (9.4193)	-1.9565*** (0.0172)	-1.9327* (1.0935)
$\alpha_1$	-0.0586 (0.1145)	0.0912 (0.1167)	-0.0643** (0.0324)	0.3676* (0.1920)
$\gamma_1$	-0.0374 (0.0695)	0.0387 (0.0836)	0.0270 (0.0377)	-0.3011** (0.1399)
$\gamma_2$	-0.0692** (0.0365)	0.3470 (0.3717)	-0.0009 (0.0020)	
$\beta_1$	-0.6601 (0.3276)	-0.1326 (1.2335)	0.7315*** (1.98E-10)	0.7848*** (0.1299)
LL	708.8295	682.8176	838.9360	284.2381
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(4)	0.2112	4.1008	3.8599	5.9483
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(8)	5.2146	11.303	4.1740	12.007
Ljung-Box Q <sup>2</sup> test(12)	6.1962	13.325	4.7359	14.176
ARCH-LM	0.090898	0.010353	0.963102	0.235160

\*代表 10%顯著水準；\*\*代表 5%顯著水準；\*\*\*代表 1%顯著水準

註：LL 代表 Log Likelihood

表 4-10 EGARCH(1,1)模型全期-未納入台指 50 之金控股

$$\log h_t = \alpha_0 + \beta_1 \log h_{t-1} + \gamma_1 \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \gamma_2 D \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \alpha_1 \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

D=1 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以後

D=0 當樣本點為 2002 年 10 月 29 日以前

	復華金	玉山金	國票金	新光金	日盛金
$\alpha_0$	-0.8597*** (0.2773)	-0.1943*** (0.0563)	-0.2965* (0.1746)	-1.4500*** (0.4812)	-0.9751* (0.5783)
$\alpha_1$	0.1968*** (0.0545)	0.0047 (0.0227)	0.0610 (0.0399)	0.3290*** (0.0875)	0.1792** (0.0764)
$\gamma_1$	0.0947*** (0.0340)	0.1352*** (0.0211)	0.0391*** (0.0299)	0.0429 (0.0492)	0.0139 (0.0379)
$\gamma_2$	0.0112 (0.0174)	0.0047 (0.0055)	0.0480 (0.0182)	0.0438 (0.0437)	0.0231 (0.0313)
$\beta_1$	0.9088*** (0.0313)	0.9750*** (0.0070)	0.9657*** (0.0224)	0.8310*** (0.0622)	0.8878*** (0.0741)
LL	870.1365	860.2442	686.2996	729.5877	784.8183
Ljung-Box	3.4263	4.5127	1.8574	2.0316	1.5416
Q <sup>2</sup> test(4)					
Ljung-Box	4.9085	7.1086	9.2773	3.8979	3.1147
Q <sup>2</sup> test(8)					
Ljung-Box	6.4214	7.8128	9.6110	8.8178	3.4422
Q <sup>2</sup> test(12)					
ARCH-LM	0.077869	0.191561	0.274821	0.389162	0.004235

\*代表 10%顯著水準；\*\*代表 5%顯著水準；\*\*\*代表 1%顯著水準

註：LL 代表 Log Likelihood

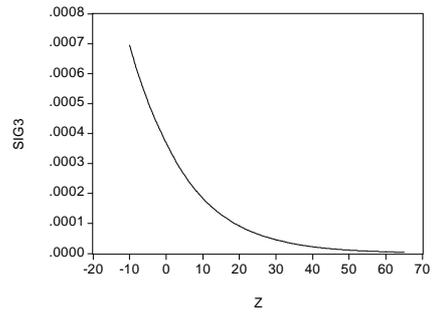
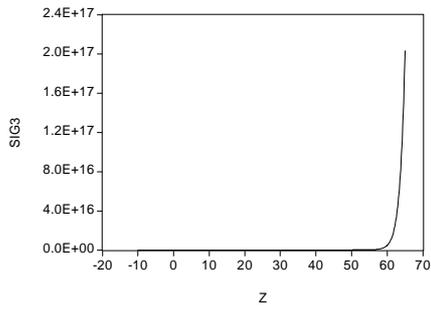
### (三)納入與未納入台灣 50 指數之金控股-模型診斷檢定

由表 4-7、表 4-8、表 4-9 與表 4-10 中，檢驗模型之殘差項是否不存在異質性，以 Ljung-Box  $Q^2$  test 及 ARCH-LM 檢定均不顯著，表示 GARCH 模型、EGARCH 模型皆可以充分描述金控股股價報酬波動叢聚的現象。

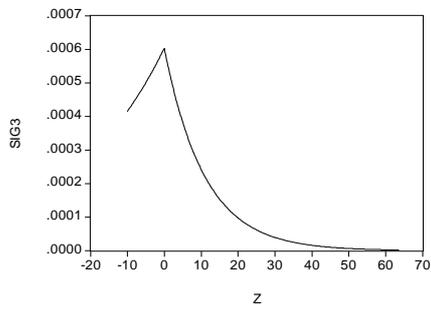
### (四)納入與未納入台灣 50 指數之金控股-訊息衝擊曲線

最後，由於 GARCH 模型具對稱性，且未能反應正向未預期報酬衝擊及負向未預期報酬衝擊所影響的程度，因此我們藉由訊息衝擊曲線(News Impact Curves, NIC)的圖 4-5 和圖 4-6 來比較 EGARCH 之訊息曲線來觀察不同程度之未預期報對股價波動的影響，結果顯示 EGARCH 模型下，金控股價報酬是傾向正向報酬衝擊大於負向衝擊。

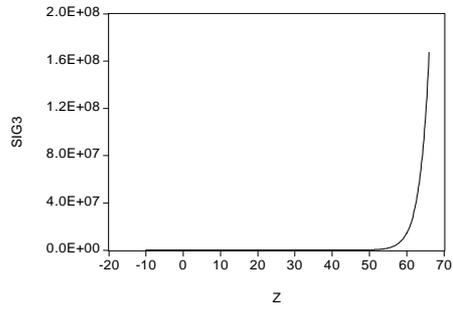
全期



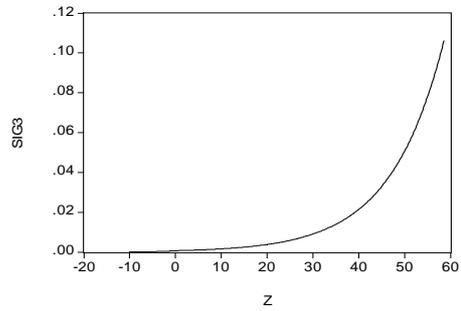
華南金



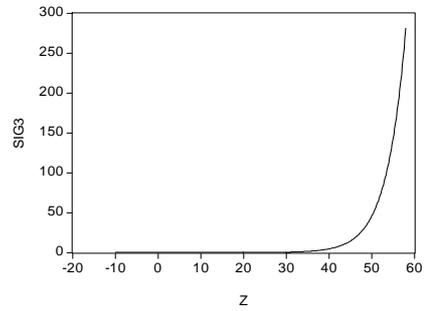
富邦金



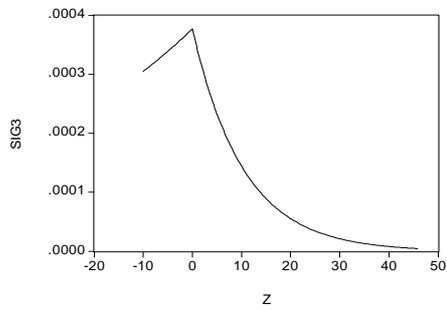
開發金



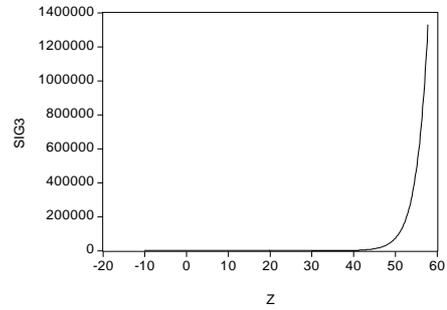
國泰金



兆豐金



台新金

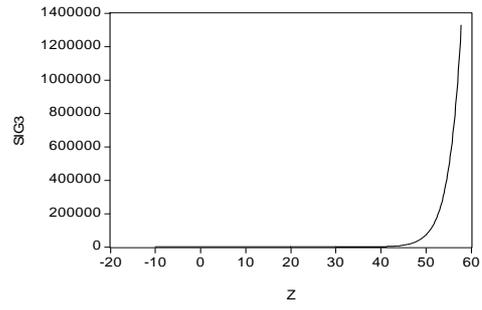
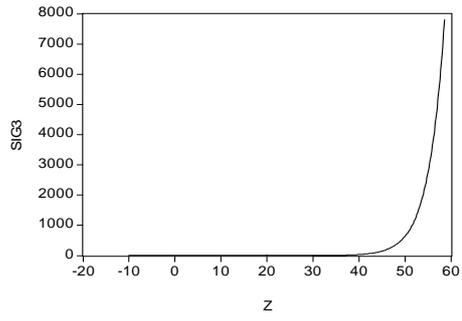


中信金

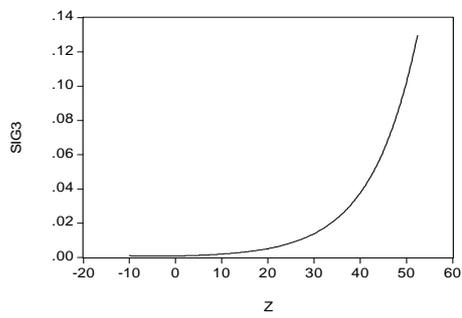
建華金

圖 4-5 納入台指 50 成分股的金控股- 訊息衝擊曲線

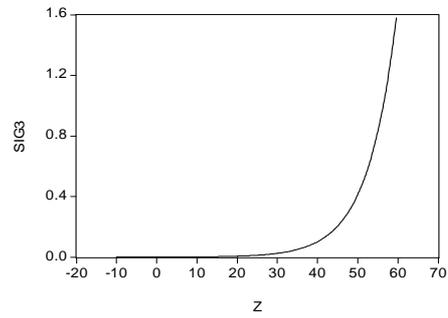
全期



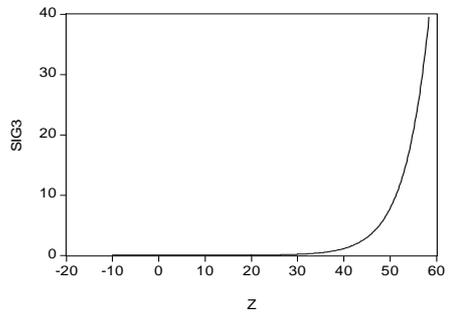
復華金



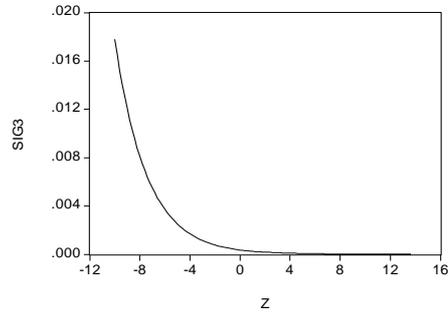
新光金



國票金



玉山金



日盛金

第一金

圖 4-6 未納入台指 50 成分股的金控股- 訊息衝擊曲線圖

## 第四節 台灣 50 指數成立對金控股股價報酬波動性之影響

台灣在金融自由化的潮流下，政府為了使國內的金融市場與國際接軌，在 2002 年 10 月 29 日，宣布由台灣證交所與英國倫敦金融時報指數公司合作編制的集合競價指數，這指數成分股票由證交所由 636 支上市股票中選出產業前景、企業獲利展望與國際競爭力為選股依據，且被納入台灣 50 指數成分股必須要滿足一定流動性要求，且為總市值前五十大股票。

在過去研究中發現，消息面對於投資人做決策扮演著一定的角色，而當年國內股市在被列入國際指數的消息宣告下，投資人追逐摩根指數選樣股的舊事在今年有可能上演台指 50 成份股的追逐行情，而是否會有台灣 50 指數成分股效應，反應在市場結構的改變，將是本節主要探討課題。

本節主要以上一節所建立之 GARCH 和 EGARCH 二種模型，以 2002 年 10 月 29 日為分界，區分成立前後訊息對股價報酬波動的影響，除了觀察相同的正(負)向衝擊是否因台灣 50 指數成立而使金控股股價波動程度增高，另外，我們亦觀察正負向衝擊對股價報酬產生不對稱波動現象是否因台灣 50 指數成立而改變，實證結果如下：

### 一、納入台灣 50 指數之金控股

#### (一)台灣 50 指數成立前後之對稱波動性

在台指 50 成立前的 GARCH 模型下，金控股皆符合  $\omega > 0$ 、 $\alpha_1 > 0$ 、 $\beta_1 > 0$  與  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ，顯示滿足 GARCH 模型條件的恆定性， $\beta_1$  表示為訊息的衝擊大小，實證結果顯示大部分加入台指 50 之金控股對訊息的衝擊皆顯著水準，只有華南金、台新金與建華金未達顯著水準。 $\alpha_1 + \beta_1$  表示為波動的持續性，當波動的持續性愈大，則未來波動率受到當前衝擊的影響持續愈久，實證結果顯示加入台指 50 之金控股股價報酬存在強烈的波動叢聚性，除了華南金、台新金、建華金係數小於 0.7 外，其它金控股股價報酬皆有接近 1 的係數，顯示金控股股價報酬對訊息衝擊有很高的持續性。

在台指 50 成立後的 GARCH 模型下，金控股皆符合  $\omega > 0$ 、 $\alpha_1 > 0$ 、 $\beta_1 > 0$  與  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ，顯示滿足 GARCH 模型條件的恆定性， $\beta_1$  表示為訊息的衝擊大小，實證結果顯示大部分納入台指 50 金控股對訊息的衝擊有 1% 的顯著水準，只有開發金與建華金對訊息的衝擊未達顯著水準。 $\alpha_1 + \beta_1$  表示為波動的持續性，當波動的持續性愈大，則未來波動率受到當前衝擊的影響持續愈久，實證結果顯示大部分金控股股價報酬皆存在強烈的波動叢聚性，除了建華金係數小於 0.7 外，其它金控股股價報酬皆有接近 1 的係數，顯示金控股股價報酬對訊息衝擊有很高的持續性。

表 4-11 台灣 50 指數成立前-GARCH(1,1)模型-納入台指 50 之金控股

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

	華南金	富邦金	國泰金	兆豐金	台新金	中信金	建華金	開發金
$\alpha_0$	0.0007*** (0.0002)	3.26E-05** (1.17E-05)	0.0001** (6.40E-05)	1.38E-05* (6.70E-07)	0.0003** (0.0001)	2.38E-05* (7.3E-06)	0.0002 (0.0014)	6.05E-06* (1.74E-06)
$\alpha_1$	0.0006*** (0.2922)	0.0143 (0.0150)	0.1979* (0.1060)	0.0312*** (1.07E-10)	0.2349* (0.1291)	0.0745*** (0.0243)	0.0060 (0.0555)	0.0024 (0.0040)
$\beta_1$	0.5513 (0.0381)	0.9257*** (0.0318)	0.5171** (0.2074)	0.9217*** (2.07E-10)	0.3777 (0.2474)	0.9078*** (5.77E-10)	0.6886 (2.5321)	0.9175*** (8.23E-10)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.5519	0.9400	0.7150	0.9529	0.6126	0.9823	0.6946	0.9199
LL	335.1508	522.7924	504.4989	393.9542	391.1348	306.7669	282.3083	471.9924

\*代表 10%顯著水準；\*\*代表 5%顯著水準；\*\*\*代表 1%顯著水準  
註：LL 代表 Log Likelihood

表 4-12 台灣 50 指數成立後-GARCH(1,1)模型-納入台指 50 之金控股

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

	華南金	富邦金	國泰金	兆豐金	台新金	中信金	建華金	開發金
$\alpha_0$	1.31E-05*	7.68E-05	9.13E-05	1.13E-05*	-3.25E-06	7.18E-06*	0.0002	0.0002
	(6.88E-06)	(0.0001)	(0.0001)	(2.83E-06)	(5.58E-07)	(5.46E-08)	(0.0005)	(0.0009)
$\alpha_1$	0.0236	0.0659	0.0636	0.0180	0.0117***	0.0194***	0.0449	0.0125
	(0.0163)	(0.0728)	(0.0857)	(0.0116)	(5.61E-10)	(3.98E-10)	(0.0949)	(0.0587)
$\beta_1$	0.9761***	0.7156**	0.7221*	0.9763***	0.9068***	0.9274***	0.4597	0.6931
	(0.0220)	(0.3212)	(0.4067)	(0.0159)	(6.45E-10)	(4.20E-10)	(1.1249)	(1.4489)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.9997	0.7815	0.7851	0.9943	0.9185	0.9468	0.5046	0.7056
LL	354.4433	418.8334	403.2870	389.8021	391.8850	417.6920	401.9279	373.8145

\*代表 10%顯著水準；\*\*代表 5%顯著水準；\*\*\*代表 1%顯著水準

註：LL 代表 Log Likelihood

## (二)台灣 50 指數成立前後之不對稱波動性

在台指 50 成立前的 EGARCH 模型下，納入台指 50 之金控股皆符合  $|\beta_1| < 1$ ，顯示滿足 EGARCH 模型條件的恆定性， $\gamma$  係數反應了好消息與壞消息對條件變異數的不對稱影響，實證結果顯示大部分納入台指 50 之金控股正向報酬衝擊之不對稱波動效果大於負向報酬衝擊，只有中信金、富邦金與開發金為負向報酬衝擊之不對稱波動效果大於正向報酬衝擊，因此在 EGARCH 模型下，金控股股價報酬是傾向正向報酬衝擊大於負向報酬衝擊。

在台指 50 成立後的 EGARCH 模型下，納入台指 50 之金控股皆符合  $|\beta_1| < 1$ ，顯示滿足 EGARCH 模型條件的恆定性， $\gamma$  係數反映了好消息與壞消息對條件變異數的不對稱影響，實證結果顯示華南金、富邦金、兆豐金、建華金與開發金皆為正向報酬衝擊之不對稱波動效果大於負向報酬衝擊，國泰金、台新金、中信金為負向報酬衝擊之不對稱波動效果大於正向報酬衝擊，因此在 EGARCH 模型下，金控股股價報酬是傾向正向報酬衝擊大於負向衝擊，納入台指 50 之富邦金、開發金(在成立前為正向，而在成立後為負向)、國泰金與台新金(在成立前為負向，而在成立後為正向)產生結構性的改變。

表 4-13 台灣 50 指數成立前-EGARCH(1,1)模型-納入台指 50 之金控股

$$\log h_t = \alpha_0 + \beta_1 \log h_{t-1} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \alpha_1 \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

	華南金	富邦金	國泰金	兆豐金	台新金	中信金	建華金	開發金
$\alpha_0$	-3.306*** (0.0112)	-0.229*** (1.14E-10)	-1.6581 (0.8576)	-13.05*** (0.4811)	-3.5405** (1.5401)	-0.93*** (1.1E-10)	-9.3371 (22.2007)	-0.919*** (6.75E-10)
$\alpha_1$	-0.386*** (0.0177)	-0.072*** (0.0025)	0.3055 (0.1458)	-0.0347 (0.1124)	0.4313*** (0.1660)	-0.179*** (0.0116)	0.0683 (0.1932)	-0.117*** (0.0120)
$\gamma$	0.0824*** (0.0189)	-0.1740 (0.0274)	0.2562 (0.0817)	0.3322*** (0.0679)	0.0497 (0.0932)	-0.0004 (0.0593)	0.0291 (0.1451)	-0.0658** (0.0291)
$\beta_1$	0.4213*** (3.04E-98)	0.9649*** (1.24E-10)	0.8182 (0.0996)	-0.801*** (0.0623)	0.5571*** (0.2023)	0.8680*** (1.09E-10)	-0.2433 (2.9733)	0.8668*** (2.23E-10)
LL	330.0553	524.4536	512.2789	396.8903	391.3393	305.0923	282.4023	470.7301

\*代表 10%顯著水準；\*\*代表 5%顯著水準；\*\*\*代表 1%顯著水準  
註：LL 代表 Log Likelihood

表 4-14 台灣 50 指數成立後-EGARCH(1,1)模型-納入台指 50 之金控股

$$\log h_t = \alpha_0 + \beta_1 \log h_{t-1} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \alpha_1 \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

	華南金	富邦金	國泰金	兆豐金	台新金	中信金	建華金	開發金
$\alpha_0$	0.0512*** (0.0002)	-13.59*** (1.3491)	-0.459*** (0.0022)	0.0108 (0.0791)	-5.6189 (4.1138)	-11.28*** (4.2909)	-4.7275 (6.8254)	-15.01*** (0.2804)
$\alpha_1$	-0.021*** (3.87E-05)	0.2689 (0.1627)	-0.178*** (6.02E-10)	-0.0060 (0.0575)	0.0899 (0.1898)	-0.1121 (0.1590)	0.1454 (0.1916)	0.1127* (0.0599)
$\gamma$	0.4870*** (0.0300)	0.1206 (0.0867)	-0.3261 (0.0474)	0.4031** (0.0451)	-0.1868 (0.1238)	-0.1144 (0.1022)	0.0103 (0.1035)	0.0585*** (0.0211)
$\beta_1$	0.9060*** (0.0005)	-0.675*** (0.1696)	0.9229*** (7.02E-10)	0.9016*** (0.0095)	0.2640 (0.5432)	-0.4500 (0.5533)	0.4060 (0.8719)	-0.985*** (0.0113)
LL	357.5099	418.9359	441.0960	396.1717	382.8055	407.8420	402.1939	382.5336

\*代表 10%顯著水準 \*\*代表 5%顯著水準 \*\*\*代表 1%顯著水準  
註：LL 代表 Log Likelihood

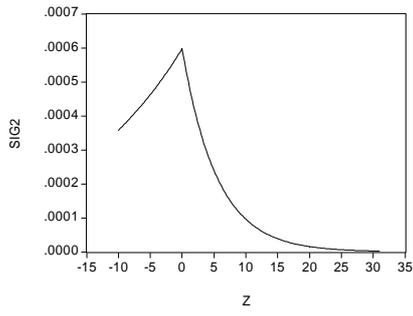
### (三) 訊息衝擊曲線

藉由訊息衝擊曲線(News Impact Curves, NIC)以圖4-7來觀察台指50成立前後不同程度之未預期報酬對股價波動性之影響，華南金、富邦金、兆豐金、建華金與開發金為正向，代表多數股價波動在台指50成立後，對正向未預期報酬衝擊反

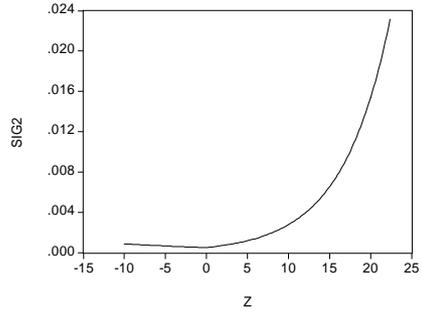
應強於負向未預期衝擊反應，而波動程度也跟著提高。

富邦金、開發金在台指50成立前為正向，而在台指50成立後為負向；國泰金與台新金在台指50成立前為負向，在成立後為正向，代表納入台指50之金控股半數具有結構性的改變。

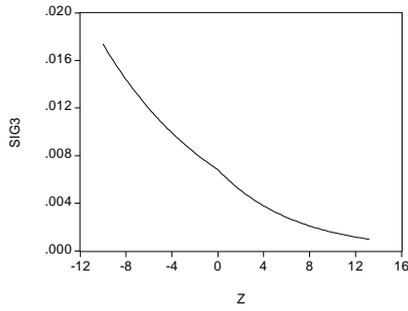
台指 50 成立前



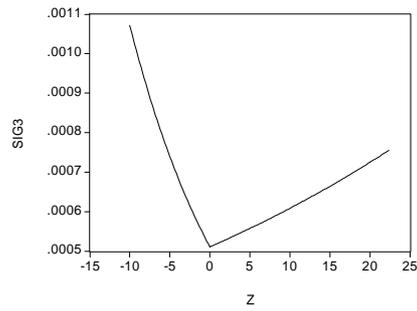
台指 50 成立後



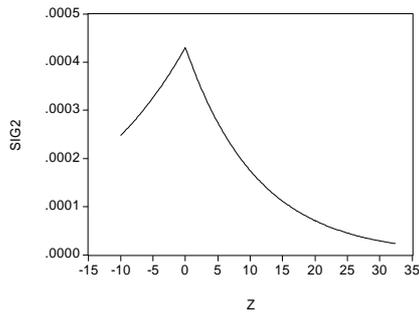
開發金在台指 50 成立前



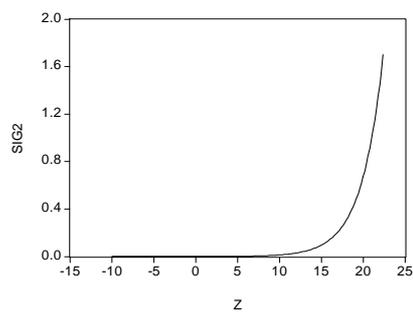
開發金在台指 50 成立後



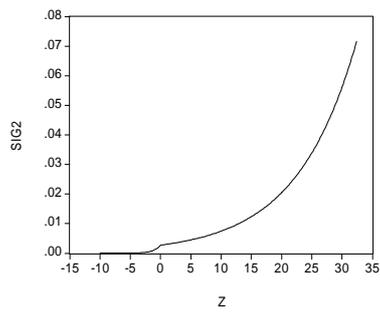
中信金在台指 50 成立前



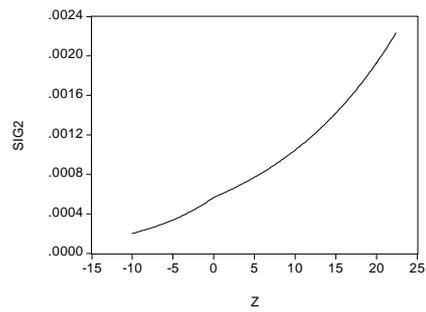
中信金在台指 50 成立後



富邦金在台指 50 成立前



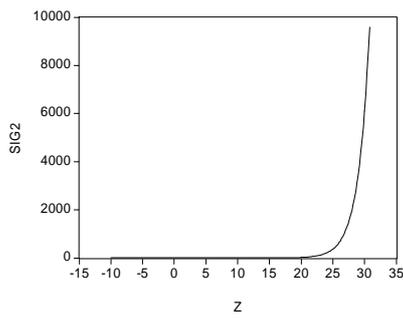
富邦金在台指 50 成立後



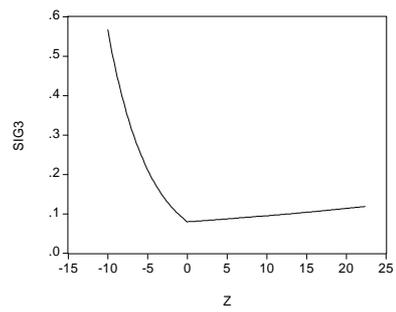
華南金在台指 50 成立前

華南金在台指 50 成立後

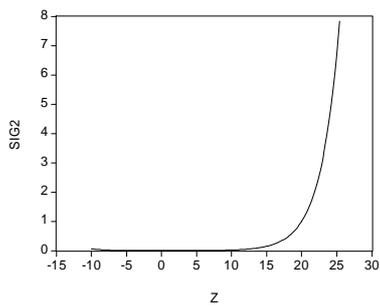
圖 4-7 以台指 50 成立區分前後-納入台指 50 成分股之金控股之訊息衝擊曲線圖



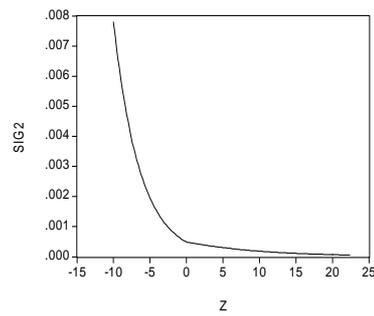
國泰金在台指 50 成立前



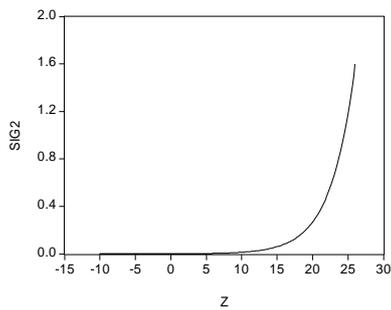
國泰金在台指 50 成立後



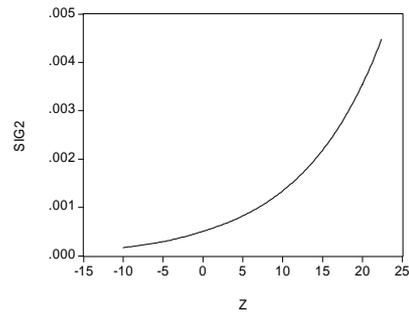
台新金在台指 50 成立前



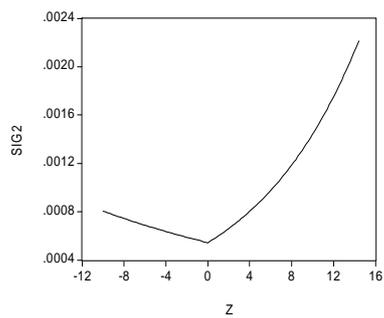
台新金在台指 50 成立後



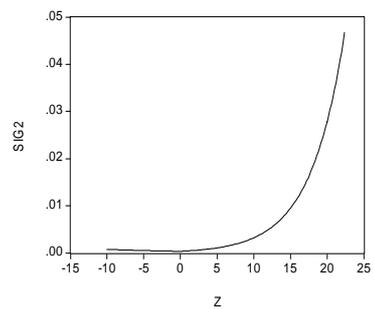
兆豐金在台指 50 成立前



兆豐金在台指 50 成立後



建華金在台指 50 成立前



建華金在台指 50 成立後

圖 4-7 以台指 50 成立區分前後-納入台指 50 成分股之金控股之訊息衝擊曲線圖(續)

## 二、未納入台灣 50 指數金控股

### (一)台灣 50 指數成立前後之對稱波動性

在台指 50 成立前的 GARCH 模型下，未納入台指 50 之金控股皆符合  $\omega > 0$ 、 $\alpha_1 > 0$ 、 $\beta_1 > 0$  與  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ，顯示滿足 GARCH 模型條件的恆定性， $\beta_1$  表示為訊息的衝擊大小，實證結果參見表 4-15 顯示未納入台指 50 之金控股對訊息的衝擊皆有 1% 的顯著水準，只有國票金未達顯著水準。 $\alpha_1 + \beta_1$  表示為波動的持續性，當波動的持續性愈大，則未來波動率受到當前衝擊的影響持續愈久，實證結果顯示未納入台指 50 之金控股股價報酬皆存在強烈的波動叢聚性，除了國票金係數小於 0.7 外，其它未納入台指 50 之金控股股價報酬皆有接近 1 的係數，顯示金控股股價報酬對訊息衝擊有很高的持續性。

在台指 50 成立後的 GARCH 模型下，未納入台指 50 之金控股皆符合  $\omega > 0$ 、 $\alpha_1 > 0$ 、 $\beta_1 > 0$  與  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ，顯示滿足 GARCH 模型條件的恆定性， $\beta_1$  表示為訊息的衝擊大小，實證結果參見表 4-16 顯示大部分未加入台指 50 之金控股對訊息的衝擊有 1% 的顯著水準，只有新光金對訊息的衝擊未達顯著水準。 $\alpha_1 + \beta_1$  表示為波動的持續性，當波動的持續性愈大，則未來波動率受到當前衝擊的影響持續愈久，實證結果顯示大部分未納入台指 50 之金控股股價報酬皆存在強烈的波動叢聚性，除了新光金係數小於 0.7 外，其它金控股股價報酬皆有接近 1 的係數，顯示金控股股價報酬對訊息衝擊有很高的持續性。

表 4-15 台指 50 指數成立前-GARCH(1,1)模型-未納入台指 50 之金控股

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

	復華金	玉山金	國票金	新光金	日盛金
$\alpha_0$	5.54E-05*** (2.14E-05)	5.38E-05 (3.33E-05)	0.0002 (0.0003)	4.10E-05* (2.36E-05)	7.90E-05 (7.41E-05)
$\alpha_1$	0.1574*** (0.0570)	0.1157* (0.0608)	0.0309 (0.0682)	0.1364** (0.0578)	0.0755 (0.0514)
$\beta_1$	0.6781*** (0.0888)	0.7267*** (0.1477)	0.6005 (0.5131)	0.8287*** (0.0676)	0.7645*** (0.1479)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.8554	0.8424	0.6314	0.9651	0.8745
LL	459.2643	482.7174	352.6000	381.0455	408.2619

\*代表 10%顯著水準；\*\*代表 5%顯著水準；\*\*\*代表 1%顯著水準  
註：LL 代表 Log Likelihood

表 4-16 台指 50 指數成立後-GARCH(1,1)模型-未納入台指 50 之金控股

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

	復華金	玉山金	國票金	新光金	日盛金
$\alpha_0$	6.16E-05 (3.83E-05)	2.71E-05* (1.46E-05)	3.96E-05 (4.16E-05)	0.0003 (0.0002)	6.37E-05 (6.08E-05)
$\alpha_1$	0.1777 (0.1106)	0.0554** (0.0248)	0.0563 (0.0487)	0.2213 (0.1368)	0.1238 (0.0932)
$\beta_1$	0.6980*** (0.1778)	0.9062*** (0.0382)	0.9012*** (0.0770)	0.4435 (0.2918)	0.7990*** (0.1708)
$\alpha_1 + \beta_1$	0.8558	0.9616	0.9575	0.6648	0.8883
LL	408.3846	370.6569	338.4106	353.9879	379.1820

\*代表 10%顯著水準；\*\*代表 5%顯著水準；\*\*\*代表 1%顯著水準  
註：LL 代表 Log Likelihood

## (二)台灣 50 指數成立前後之不對稱波動性

由表4-17顯示，在台指50成立前的EGARCH模型下，未納入台指50之金控股皆符合 $|\beta_1| < 1$ ，顯示滿足EGARCH模型條件的恆定性， $\gamma$ 係數反應了好消息與壞消息對條件變異數的不對稱影響，實證結果顯示未納入台指50之金控股皆

為正向報酬衝擊之不對稱波動效果大於負向報酬衝擊，因此在EGARCH模型下，未納入台指50之金控股股價報酬是傾向正向報酬衝擊大於負向報酬衝擊。

在表4-18顯示，在台指50成立後的EGARCH模型下，未納入台指50之金控股皆符合 $|\beta_1| < 1$ ，顯示滿足EGARCH模型條件的恆定性， $\gamma$ 係數反映了好消息與壞消息對條件變異數的不對稱影響，實證結果顯示未納入台指50之金控股皆為正向報酬衝擊之不對稱波動效果大於負向報酬衝擊，因此在EGARCH模型下，未納入台指50之金控股股價報酬是傾向正向報酬衝擊大於負向報酬衝擊，而未加入台指50之金控股皆無結構性的改變。

表 4-17 台指 50 指數成立前-EGARCH(1,1)模型-未納入台指 50 之金控股

$$\log h_t = \alpha_0 + \beta_1 \log h_{t-1} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \alpha_1 \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

	復華金	玉山金	國票金	新光金	日盛金
$\alpha_0$	-8.3482*** (2.0589)	-6.5743*** (1.2760)	-1.2854** (0.5526)	-0.8120** (0.3393)	-10.3433** (5.7733)
$\alpha_1$	0.4981*** (0.1378)	0.1522 (0.1308)	1.3013** (0.5592)	0.2890*** (0.0933)	0.0368 (0.1160)
$\gamma$	0.1267 (0.0947)	0.4524*** (0.0908)	0.0870 (0.2562)	0.1770 (0.0544)	0.1127 (0.0931)
$\beta_1$	-0.0096 (0.2562)	0.2022 (0.1566)	0.8945*** (0.1191)	0.9160*** (0.0419)	-0.3972 (0.7865)
LL	454.1035	487.8777	-174.7278	380.7400	406.6636

\*代表 10%顯著水準；\*\*代表 5%顯著水準；\*\*\*代表 1%顯著水準  
註：LL 代表 Log Likelihood

表 4-18 台指 50 指數成立後-EGARCH(1,1)模型-未納入台指 50 之金控股

$$\log h_t = \alpha_0 + \beta_1 \log h_{t-1} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \alpha_1 \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

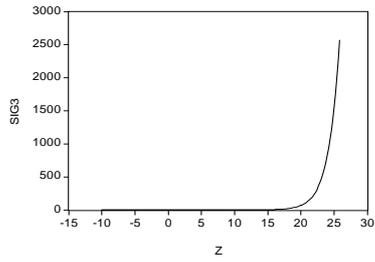
	復華金	玉山金	國票金	新光金	日盛金
$\alpha_0$	-0.7487* (0.4282)	-0.0886 (0.0855)	-1.4672 (0.3751)	-2.1866* (1.2037)	-0.9090 (0.7373)
$\alpha_1$	0.1677* (0.0947)	-0.0831* (0.0490)	1.3271 (0.3371)	0.3110* (0.1713)	0.2313 (0.1496)
$\gamma$	0.1459** (0.0553)	0.4929*** (0.0372)	0.1227 (0.2445)	0.1909* (0.1003)	0.1550 (0.0720)
$\beta_1$	0.9194*** (0.0465)	0.9802*** (0.0078)	0.7691 (0.1088)	0.7292*** (0.1578)	0.9038*** (0.0897)
LL	407.7295	376.9093	-129.6807	356.1347	379.0567

\*代表 10%顯著水準；\*\*代表 5%顯著水準；\*\*\*代表 1%顯著水準  
註：LL 代表 Log Likelihood

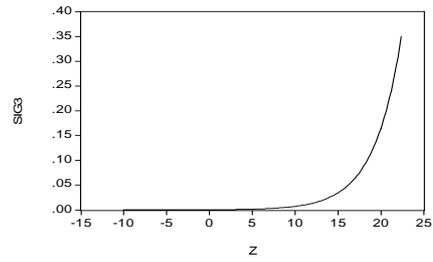
### (三) 訊息衝擊曲線

藉由訊息衝擊曲線(News Impact Curves, NIC)以圖4-8來觀察台指50成立前後不同程度之未預期報酬對股價波動性之影響，在未加入台指50之金控股方面，全部為對正向未預期報酬衝擊反應強於負向未預期衝擊反應，波動程度皆上升，但較無顯著的變化，在結構上也沒有明顯的改變。

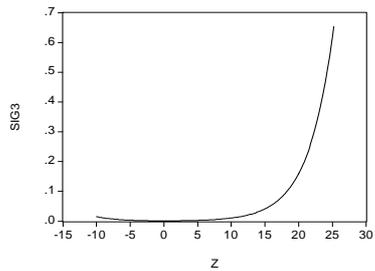
台指 50 成立前



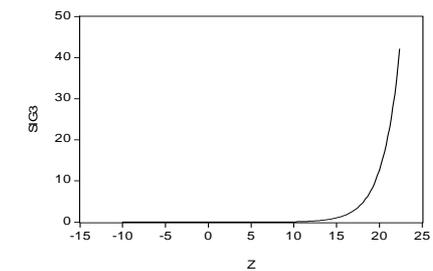
台指 50 成立後



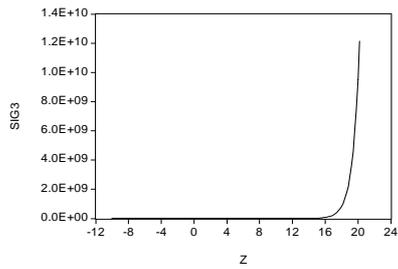
復華金在台指 50 成立前



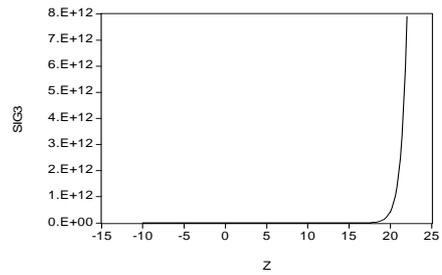
復華金在台指 50 成立後



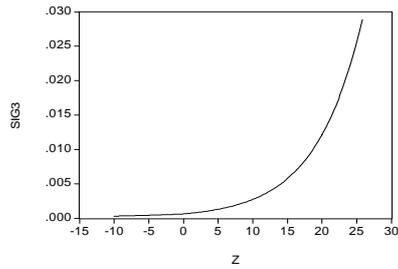
新光金在台指 50 成立前



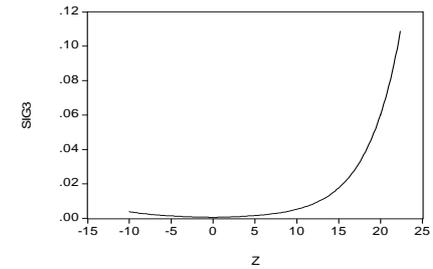
新光金在台指 50 成立後



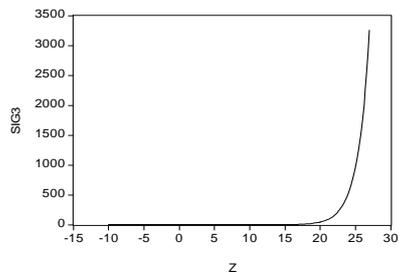
國票金在台指 50 成立前



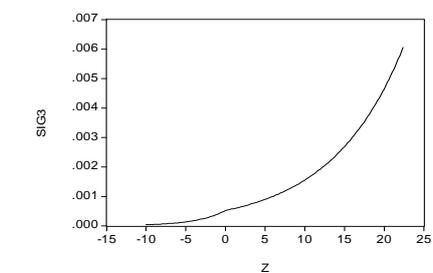
國票金在台指 50 成立後



日盛金在台指 50 成立前



日盛金在台指 50 成立後



玉山金在台指 50 成立前

玉山金在台指 50 成立後

圖 4-8 以台指 50 成立區分前後-未納入台指 50 成分股之金控股之訊息衝擊曲線圖

## 第五節 小結

本文主要探討台指50成立後金控股價是否波動性會增加及訊息的正負向衝擊對金控股的影響，而台指50成立後是否造成金控股價波動性產生結構改變？本文將實證且試圖解釋在經濟上所代表的含意。

在GARCH模型下，訊息衝擊大小參數( $\beta_1$ )顯著，除了納入台指50之富邦金、開發金與建華金，及未納入台指50之新光金外，在台指成立後大部分金控股的 $\beta_1$ 有增加的趨勢，這表示台指50成立後之金控股的確在台指成立後波動程度增高。上述的實證結果可知，在台指50成立後，波動水準的確有顯著性的上升，這可能是散戶投資人會對於未預期之訊息特別的敏感，容易造成股票市場一旦有任何新訊息流入市場，投資人就會進行部位的調整，導致股票市場激烈地波動。而此結果與Michael、Christine 和Christos(1997)同樣發現在引進新的制度後，波動性水準有顯著性的上升。它們認為波動性增加的原因可能是新的制度引進後，會使得股票市場間的套利活動或者投資組合保險活動增加，股票市場短暫性的流動性不足而波動性上升，也可能是因為新的制度成立後市場中新訊息反應到價格的速度改變所導致。

進一步觀察不對稱波動現象，在EGARCH模型中發現，台指50成立前後，未納入台指50之金控股皆為正向報酬衝擊大於負向報酬衝擊，但不因台指50成立而產生結構上的改變。納入台指50之金控股，富邦金與開發金的 $\gamma$ 係數由負值轉為正值，而國泰金與台新金則是由正值轉為負值，這表示台指50成立後對富邦金與開發金而言，好消息比壞消息對股價報酬波動性有較大的影響程度，而對國泰金與台新金而言，則是壞消息對股價報酬波動性有較大的影響程度，但對其它納入台指50之金控股則不因台指50成立而產生結構上的改變。富邦金與開發金都是以銀行為主體且較早成立金融控股公司(2001/12/19與2001/12/28)，淨值相對於其它金控股也較高(1,397與1,293億)，因此對台灣50指數成立後的消息較為正面且快速的反應。國泰金是以壽險為主體成立金融控股司，但是惟一缺乏證券加入金控版圖的公司，而台新金則是由於成立較晚(2002/2/18)，淨值相對其它金控股也較低(518億)，這些因素對台灣50指數成立後的消息可能是有負面的影響。

由上述可知，納入台指50之金控股的確在台灣50指數成立後所受影響之程度比未納入台指50之金控股來得大，所以台灣50指數成立後，對金控股整體而言的確是個好消息大於壞消息。

在不對稱波動 $\gamma$ 係數，除了富邦金、開發金與建華金在台指50成立後為下降外，其它加入台指50之金控股則為上升，此外，發現 $\gamma$ 係數在台指50成立後有上升的現象而且顯著不為零，表示加入台指50後使得金控股價報酬中訊息的不對稱性效果加大，而造成市場中訊息不對稱效果上升且正向衝擊大於負向衝擊的可能原因有兩個，一個可能是台指50成分股吸引股票市場中保守的投資者及風險愛好的投機客，致使保守投資者投資在台指50成分股，而投機客則藉此放空台指50的成分股，所以金控股的不對稱性在台指50成立後會上升，另一可能原因是台指50提供投資者可參考的最佳投資標的，會降低投資人對於壞消息過度的反應，所以正向衝擊(好消息)會大於負向衝擊(壞消息)。由於台指50成分股與摩根股的特性相類似，所以這結果與章尊仁(2001)使用EGARCH模型檢定91檔摩根股結論相同，也與李忠穎(2002)探討小型台指成立後，對金融保險類股產生逆槓桿效果(正面消息大於負面消息)相同，因此可確立在新制度成立後，對金融保險類或金控股的影響多是正面消息大於負面消息。

# 第五章 結論與建議

## 第一節 結論

台灣在金融自由化的潮流下，政府積極鼓勵金融機構進行合併的動作，終至今年為止，已有 14 家金融控股公司成立，本研究採用 2001 年 12 月 19 日至 2003 年 6 月 30 日之金融控股公司股價，將樣本區分為納入台灣 50 指數之金控股與未納入台灣 50 指數之金控股，實證分析在台指 50 成立前後金控股的表現，得到以下結論：

1. 本研究中，十四家金控股價報酬皆具有一般股票市場的特性，符合正峰態，也就是呈高峰、瘦腰與厚尾的現象，而金控股價報酬具確實具波動叢聚，所以適合使用 GARCH 模型來描述，實證結果顯示大多金控股股價報酬對訊息衝擊有很高的持續性。
2. 在波動不對稱性方面，金控股價報酬亦具不對稱現象，因此使用 EGARCH 模型來描述，而實證結果顯示 EGARCH 模型中，金控股多呈現正向報酬衝擊大於負向報酬衝擊。
3. 台灣 50 指數成立前後，由 GARCH 模型觀察金控股波動變化情形，在台指 50 成立後，波動水準的確有顯著性的上升，這可能是散戶投資人會對於未預期之訊息特別的敏感，容易造成股票市場一旦有任何新訊息流入市場，投資人就會進行部位的調整，導致股票市場激烈地波動。
4. 台灣 50 指數成立前後，藉由 EGARCH 模型的訊息衝擊曲線 (News Impact Curves, NIC) 來觀察不對稱之情形，在 EGARCH 模型下，台灣 50 指數成立後確實會造成不對稱性的影響，大多數金控股價報酬正向衝擊會大於負向衝擊，且台灣五十指數成立前，波動衝擊程度較小；在成立後，波動衝擊程度增加，尤其

是加入台指50之金控股較未加入台指50之金控股明顯波動變大。觀察結構上的變化，加入台指50金控股之富邦金與開發金(成立前為正向在成立後為負向)、國泰金與台新金(成立前為負向在成立後為正向)則產生結構性的改變，而未加入台指50之金控股皆無結構性的改變。

富邦金與開發金都是以銀行為主體且較早成立金融控股公司(2001/12/19與2001/12/28)，淨值相對於其它金控股也較高(1,397與1,293億)，因此對台灣50指數成立後的消息較為正面且快速的反應。國泰金是以壽險為主體成立金融控股公司，但是惟一缺乏證券加入金控版圖的公司，而台新金則是由於成立較晚(2002/2/18)，淨值相對其它金控股也較低(518億)，這些因素對台灣50指數成立後的消息可能是有負面的影響。

造成市場中訊息不對稱效果上升且正向衝擊大於負向衝擊的可能原因有兩個，一個可能是台指50成分股吸引股票市場中保守的投資者及風險愛好的投機客，致使保守投資者投資在台指50成分股，而投機客則藉此放空台指50的成分股，所以金控股的不對稱性在台指50成立後會上升，另一可能原因是台指50提供投資者可參考的最佳投資標的，會降低投資人對於壞消息過度的反應，所以正向衝擊(好消息)會大於負向衝擊(壞消息)。

## 第二節 後續研究建議

本研究僅針對金融類股中的金控進行股價報酬波動與不對稱的研究分析，後續研究者可以再針對下列狀況作進一步研究與探討：

- 1.由於台灣 50 指數，電子類股占有相當大的比重，且為投資大眾所喜好，針對電子類股進行訊息衝擊效果分析，將獲得更顯著的結果，亦可與金融類股進行比較，以得知此訊息是否對類股有不同的衝擊效果。

2. 本文使用單變量波動模型對稱 GARCH 與不對稱 EGARCH 模型，後續研究者可嘗試使用多變量波動模型來探討因素間相互關聯性。觀察是否更能捕捉其特性，而 VAR 模型則是用來探討極端值變化，進而建構股價波動的特性，也是值得後續研究者參考的一個研究方法。
  
3. 本研究金控股價在轉換報酬時，未考慮除息、除權等因素，可能會造成研究上的誤差，後續研究者可將此因素考慮進去，視是否會影響金控股價的結果。

## 參考文獻

- 王甦(民 84)，「報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果--臺灣股票市場之實證分析」，證券市場發展季刊，第七卷第一期，頁 125-161。
- 王正裕(民 90)，「台股指數期貨交易對現貨市場波動性之影響--不對稱效果之研究」，國立成功大學國際企業研究所碩士論文。
- 何如茵(民 91)，「金融控股公司申設宣告效果之研究」，私立銘傳大學金融研究所碩士論文。
- 李忠穎(民 91)，「台灣現貨與期貨市場價格行為--小型台指期貨創立之影響」，國立台北大學合作經濟研究所碩士論文。
- 呂寶珍(民 91)，「與時變動市場系統風險之估計-台灣股票市場之實證」，國立高雄第一科技大學財管研究所碩士論文。
- 邱建良、李命志、徐泰璋(民 88)，「臺灣股市報酬率波動性行為之探討」，台灣經濟金融月刊，第八卷第二期，24-32 頁。
- 邱志偉(民 88)，「台股指數期貨上市對現貨波動性之影響」，國立台北大學企業管理學系碩士論文。
- 韋尊仁(民 90)，「以 GARCH 及 EGARCH 模型探討交易活動對股價波動之影響—以摩根成份股為例」，國立高雄第一科技大學財管研究所碩士論文。
- 郭貞伶(民 91)，「金融控股公司經營績效評估之研究」，國立中山大學財務管理所碩士論文。
- 游兆源(民 88)，「台股指數期貨上市對台灣股市的波動性影響」，國立台北大學企業管理學系碩士論文。
- 陳燕輝(民 91)，「通過金控法對金融業之宣告效果」，國立高雄第一科技大學財管研究所碩士論文。
- 陳春山(民 91)，「我國推動金融改革及金融控股公司法之成功要素」，台灣經濟金融月刊，第十一卷第二期，11 頁-27 頁。
- 劉明傑(民 90)，「金融控股公司之策略研究」，私立東海大學管理研究所碩士論文。
- 詹前浩(民 90)，「類股報酬不對稱性及報酬波動之比較」，私立東海大學經濟研究所碩士論文。

- 鄭瑞真(民 90)，「成立金融控股公司之投資效率與風險評估-以我國銀行為例」，國立中央大學財管研究所碩士論文。
- 蔡曜嶺(民 91)，「中國大陸 B 股股價波動度之實證研究」，國立政治大學金融研究所論文。
- 蔡俊明(民 90)，「金融控股公司之經營規範與個案研討--以中華開發金融控股公司為例」，國立政治大學金融研究所論文。
- 鍾惠民、吳壽山、周賓凰、范懷文(民 91)，財金計量，台北：雙葉書廊。
- Asch-Haroutounian and M. Price (2001), "Volatility in the transition markets of Central Europe," *Applied Financial Economics*, pp.93-105.
- Butterworth, H. (2002), "The impact of futures trading on underlying stock index volatility the case of the FTSE Mid 250 contract," *Applied Economics Letters*, July, pp439-442.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.
- Chiang W. and Wang (2002), "The impact of future trading on spot index volatility evidence for Taiwan index futures," *Applied Economics Letters*, pp.381-385.
- David M. Walsh and G. Tsou, (1998), "Forecasting index volatility: sampling interval and non-trading effects," *Applied of the Financial Economics*. Vol.33, pp.267-289.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive times series with a unit root," *Econometrica*, Vol.49, pp.1057-1072.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation," *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol.9(1), pp.27-39.
- Engle, R.F. and V.K. Ng (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, Vol.48(5), pp.1749-1778.
- Elizabeth L. S. (1994), "Wealth effects of Bank Holding Company securities issuance and loan growth under the risk-based capital requirements," *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco*, Vol23, pp.1123-1145.
- Konstantions, K. (2002), "Financial liberalization and stock market volatility in selected developing countries," *Applied of the Financial Economics*, pp.389-394.
- Lee, S.B. and K.Y. Ohk (1992), "Stock and Index Futures Listing and Structure Change in Time-Varying Volatility," *Journal of Futures Markets*, Vol. 12, No. 5, pp. 493-509.
- Michael Y. H., X. J. Christine and T. Christos (1997), "The European exchange rates before

- and after the establishment of the European Monetary System,” *Journal of International Financial Markets*, pp235-253.
- Nelson, D. (1991), “Conditional heteroskedasticity in asset returns: a News approach,” *Econometrica*, Vol.59, pp.347-370.
- Said, S. E. and D. A. Dickey (1984), “Testing for Unit Root in Autoregressive-MovingAverage Models of Unknown Order,” *Biometrika*, Vol.71, pp.599-607.
- Poon Winnie H. and H.G. Fung (2000), “Red chips or H shares which China-backed securities process information the fastest?” *Journal of Multinational Financial Management*, Vol.10, pp.315-343.