

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

台灣上櫃公司規模與股票報酬波動之關聯性研究

THE RELATIONSHIPS BETWEEN CORPORATE SIZE
AND THE STOCK RETURN VOLATILITY ON TAIWAN OTC

指導教授：徐清俊 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：陳盈君

GRADUATE STUDENT : YING-CHUN CHEN

中華民國九十二年七月

南 華 大 學

碩 士 學 位 論 文

財 務 管 理 所

臺灣上櫃公司規模與股票報酬波動之關聯性研究

研究生：陳盈君

經考試合格特此證明

口試委員：

簡明哲
莊為厚
徐靖復

指導教授：徐靖復

所 長：徐靖復

口試日期：中華民國 92 年 6 月 30 日

南華大學財務管理研究所九十一學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：台灣上櫃公司規模與股票報酬波動之關聯性研究

研究生：陳盈君

指導教授：徐清俊 博士

論文摘要內容：

長久以來股票報酬波動之推估一直是財務經濟學者關心的主題。根據過去學者對台灣股市的實證研究發現，台灣股票報酬存在異質變異的現象，同時以往的研究顯示，公司規模對解釋股價行為有相當的重要性。本研究分別以資產總額、流通市價總額及營業收入淨額為公司規模之定義，依照公司的規模分大中小三組，以 GARCH-M 模型探討台灣上櫃公司規模與股票報酬波動之關聯性，研究期間為 1997 年 1 月至 2002 年 5 月，共有 1436 筆資料。實證結果如下：

1. 台灣店頭市場報酬波動性具有顯著的群聚(Clustering)現象，隱含當期的風險可由過去的風險加以預測。
2. 無論以公司資產總額、流通市價總額或營業收入淨額為公司規模之定義時，結果均發現，公司規模之大小與股票報酬波動程度無關。
3. 產業別的不同會影響公司規模與報酬波動之關係。對一般產業而言，公司規模愈大，報酬波動程度愈高，投資人較有可能會要求更高的風險溢酬；然而在新興產業方面，公司規模之大小與股票報酬波動並無關聯。

關鍵詞：公司規模、單根檢定、GARCH-M。

Title of Thesis : The Relationships between Corporate Size and the Stock
Return Volatility on Taiwan OTC

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

Graduate date : June 2003

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Ying-Chun Chen

Advisor : Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

Over the years, the variance of the rate of return on common stocks is one of the main topics of modern finance. This paper focuses on two influential factors of the rate of return on common stocks: heteroskedasticity and corporate size. By using GARCH-M model to estimate the conditional volatility at daily frequencies, we examine the relationships between corporate size and the stock return volatility on Taiwan OTC. The daily return data during 1997/01 ~ 2002/05 are provided by TEJ. The results of this empirical test are: (1) There is a volatility clustering in Taiwan OTC; (2) There is no obvious relationships between corporate size and the stock return volatility. When we consider the industry, the different category of industry can affect the above relationship.

Keywords : Corporate Size, Unit Root test, GARCH-M.

目 錄

中文摘要	i
英文摘要	ii
目 錄	iii
表目錄	iv
圖目錄	v
第一章 緒論	1
第一節 研究動機	1
第二節 研究目的	2
第三節 研究架構	3
第二章 文獻探討	5
第一節 有關股票報酬波動之相關文獻	5
第二節 有關規模效果之相關文獻	11
第三章 研究方法	20
第一節 單根檢定	20
第二節 ARCH 模型及 GARCH 模型	22
第三節 GARCH-in-mean 模型	26
第四節 ARCH 效果檢定	29
第四章 實證研究	31
第一節 研究範圍與對象	33
第二節 未考慮產業別之實證結果分析	35
第三節 考慮產業別之實證結果分析	46
第五章 結論與建議	58
第一節 結論	58
第二節 對後續研究之建議	60
參考文獻	62

表目錄

表 4-1	台灣店頭市場各個規模投資組家數.....	34
表 4-2	全部樣本公司之基本統計量.....	38
表 4-3	投資組合之單根檢定.....	38
表 4-4	全部樣本公司之序列相關檢定.....	41
表 4-5	全部樣本公司之 ARCH 效果檢定.....	41
表 4-6	全部樣本 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 模型參數估計表	44
表 4-7	個別公司股票之 d 係數估計結果彙總表	45
表 4-8	一般產業投資組合報酬序列之基本統計量.....	48
表 4-9	新興產業投資組合報酬序列之基本統計量.....	48
表 4-10	一般產業投資組合之單根檢定.....	49
表 4-11	新興產業投資組合之單根檢定.....	49
表 4-12	一般產業投資組合之序列相關檢定.....	51
表 4-13	新興產業投資組合之序列相關檢定.....	51
表 4-14	一般產業投資組合之 ARCH 效果檢定.....	52
表 4-15	新興產業投資組合之 ARCH 效果檢定.....	52
表 4-16	一般產業 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 模型參數估計表	55
表 4-17	新興產業 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 模型參數估計表	56

圖目錄

圖 1-1	研究架構圖.....	4
圖 4-1	研究流程圖.....	32

第一章 緒論

第一節 研究動機

隨著國內經濟日益發展、投資資訊的日益普及與生活水準的提升，國人也越來越重視個人投資理財規劃。投資的管道非常多，例如：股票、外匯投資、基金買賣...等等。而在各種投資理財工具中，最為國人所熟知的莫過於股票市場，然而在股票市場裡，由於影響股價的因素既多且複雜，再加上漲跌十分難以預測，導致股票市場瞬息萬變，每天有著不可預知的變動，波動性大且無法預測。

然而，有波動就有獲利或損失，每個人在其投資的財富裡，亦有無法預知的賺賠，股票市場的漲或跌，股票報酬波動之推估，就成為投資者最關心的課題。因為股票報酬率波動的推估在資本資產定價、資產選擇理論中，扮演相當重要的角色。投資者希望透過有限的資訊，企圖找出資料特性或交易法則，以掌握股票報酬率的波動特性，提供投資決策時的參考。

歸納以往股票報酬與報酬波動相關研究發現，一般多以加權股價指數的條件變異來衡量整體股票市場的波動，且均偏重於集中市場，而近年來隨著國內經濟成長，店頭市場的規模與上櫃公司家數有快速擴大趨勢，加上資金大量流入，迅速的發展使其重要性大為增加，截至 89 年 12 月底，總計有 300 家公司股票上櫃交易。店頭市場已不再是容易買不容易賣的市場，並受到投資大眾的關注，因此本研究擬以 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)模型估計台灣上櫃公司個股投資組合報酬條件波動，並分別

以流通市價總額、公司資產總額及營業收入淨額，對台灣上櫃公司之規模進行評估，利用 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 模型探討公司規模與報酬波動之關係。

第二節 研究目的

基於以上動機，本研究以 1997 年 1 月至 2002 年 5 月，台灣店頭市場普通股股票為研究對象，研究其報酬率波動的估計模型，以 ARCH-family 中的 GARCH(1,1)及 GARCH(1,1)-M 為估計模型，目的在於了解台灣店頭市場個股投資組合的報酬與報酬波動之關係，及實證國內股票報酬波動與公司規模之關聯性。有關公司規模的定義，本研究將同時採用流通市價總額、公司資產總額及營業收入淨額，並比較三者與股票報酬波動關係是否有所差異，期望本研究之研究結果能提供投資機構或投資人作為股票投資考慮公司規模時的參考。

具體而言，本研究之研究目的為下列幾點：

- 1.分析台灣股票市場中，上櫃公司規模與股價報酬波動之間的關聯性。
- 2.比較以流通市價總額、公司資產總額及營業收入淨額等不同規模評估方式與報酬波動間的關係。
- 3.將上櫃公司分為一般及新興產業兩大類，並探討公司規模與報酬波動之關聯性。

第三節 研究架構

本研究旨在探討台灣上櫃公司規模與股票報酬波動之關聯性，分別以流通市價總額、公司資產總額及營業收入淨額為公司規模之定義，比較不同規模定義下，公司規模與股票報酬波動之關聯性是否有所差異。全文共分五章，茲分述如下：(參見圖1-1 研究架構圖)

第一章 緒論

說明研究的動機進而提出所欲探討的主題、研究目的，並對本研究的各章節做簡要的介紹。

第二章 文獻探討

回顧國內外與本研究相關的實證文獻，探討股票報酬之波動、規模效果，及公司規模與報酬波動之關係的相關研究。

第三章 研究方法

用以說明 ARCH、GARCH 等波動模型。

第四章 實證研究

本章針對台灣股票店頭市場的個股股票之日報酬資料建夠大、中、小規模投資組合，運用 GARCH 模型衡量各個規模投資組合之報酬波動。並利用 GARCH-M 模型探討公司規模與報酬波動間之關聯性。

第五章 結論與建議

整合第四章的實證結果，做綜合性之摘要，並對後續研究提出相關之建議。

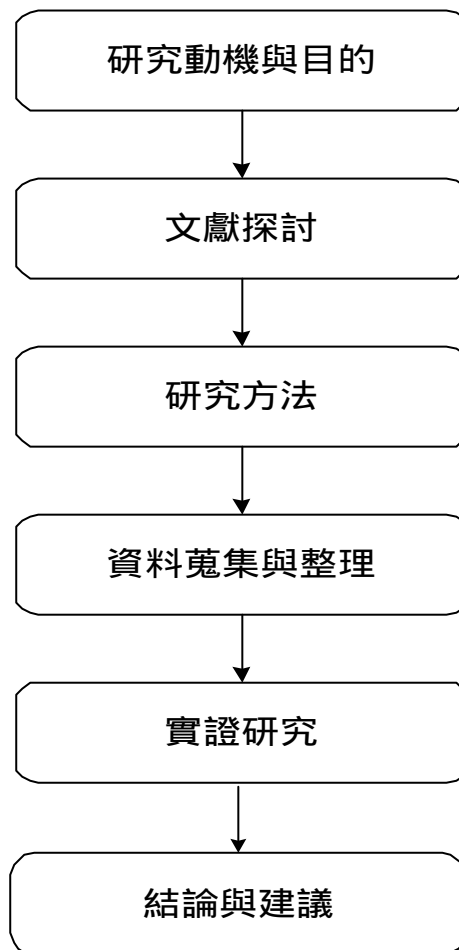


圖 1-1 研究架構圖

第二章 文獻探討

第一節 有關股票報酬波動之相關文獻

股票市場波動性(Stock Market Volatility)，是指股票成交價格反應買賣雙方力量消長所產生的偏離現象。對證券投資者而言，由於其投資風險是以「實際所獲得的報酬與預期可獲得的報酬之間的差異」作為衡量的基礎，因此波動性的衡量事實上即是代表風險的衡量。

學術界對於波動性的衡量方式大致可分為下列幾種：最大報酬率減最小報酬率(全距)、不利報酬發生的機率(報酬率小於零的機率)、股票價格的變異數、標準差或變異係數，以及報酬率的變異數、標準差或變異係數等來進行，其中報酬率是一種比率尺度，較不具單位及趨勢的問題，而其變異數或標準差所衡量的即為實際報酬或預期報酬的離散程度，因此大多數學者同意以證券報酬率的變異數或標準差來衡量波動性。以下回顧一些有關股票報酬率變異數異質性及波動性的相關研究。利用GARCH模型作為分析工具，將過去運用GARCH家族模型對股票市場報酬率的配置等相關文獻進行探討。

Mandelbrot(1963)的實證指出股價變動分配並不符合常態分配，而是呈現高狹峰及代表極端值常出現的肥尾現象。股市報酬率的變化具有前後期相關的現象，且價格變化與報酬率並非獨立，如果當期股價相對有較大的波動時，則往後的期間也會有較大的波動。

Fama(1965)也提出類似的論點，認為股價呈現高狹峰(leptokurtic)及厚尾(fatter tails)的分配型態。且股價變動不具有獨立性，波動叢聚的現象的確存在於金融性資產報酬的時間序列。亦即股票報酬率的變異數會隨時間的經過而改變，經常呈現大波動伴隨著大波動，而小波動伴隨著小波動的波動叢聚性(volatility clustering)之的現象。

Morgan(1976)利用股票價格與交易量有關之論點來驗證股票報酬率變異數的異質性。實證結果顯示股票報酬率變異數是隨時間改變而變動的，亦即股票報酬之時間序列資料具有異質變異數(Heteroskedasticity)的特性，且作者認為此一異質性現象與交易量有密切之關係。

Engle(1982)基於實證上顯示許多財務資料(股票報酬率)的變異數異質性特質，首先提出ARCH模型，此模型允許條件變異數為過去誤差項平方的函數，故變異數能隨時間而改變。Engle並以ARCH模型分析英國的通貨膨脹率，發現此法可改善OLS法之績效，且可獲得正確的變異數預測值。

Bollerslev(1986)提出了GARCH模型，允許過去的殘差及條件變異數加入條件變異數方程式中，以符合時間序列模型的精簡原則，故當作者再以英國之通貨膨脹率做研究時，發現以GARCH(1,1)模型配置之績效優於Engle 所配置的ARCH(8)模型。

French, Schwert and Stambaugh(1987)以1928年至1984年S&P 500股價指數月報酬率研究波動性行為。當其將樣本期間區分為二時，發現1928~1952年間的樣本平均數及標準差皆較1953~1984期間為大；同時當作者採用允許條件變異數可隨時間改變的ARCH及GARCH模型來配置兩個期間的變異數時，兩模型之參數估計值皆相當顯著，且透過卡方檢定亦發現不論是用ARCH模型或GARCH模型，兩個期間的參數估

計值並不相等，此即為股票報酬率變異數具異質性的最佳證據。

Bollerslev(1986)利用GARCH(1,1)模型來配置美國五種月股價指數(S&P500、工業、資本財、消費財及公共事業指數)，實證結果顯示各類股價指數都具有異質變異的現象，且其參數估計值都很顯著，即GARCH(1,1)模型確實能掌握股票報酬波動的性質。

Chou(1988)探討股票的風險溢酬與其波動性之間的關係及波動性的持續程度。以1962年6月到1985年12月在紐約證券交易所每個星期二的價值加權指數收盤價為研究樣本，總共有1225個觀察值。以風險溢酬為自變數，波動性為應變數；而以GARCH(1,1)-M及IGARCH(1,1)-M來研究兩者的關係。實證結果指出，風險溢酬與波動性之間為正向關係；而且意外衝擊(shock)所造成的股票報酬波動，將會持續一段很長的時間。

Akgiray(1989)以美國股票市場的日報酬率為研究對象，使用1963年至1986年CRSP股價指數日報酬率研究，檢測股價報酬率時間序列的型態，並對股價報酬率的變異數作預測。實證結果發現，每個樣本期間的樣本動差有顯著差異且每個樣本期間的樣本皆偏離常態分配，而股價日報酬率具有一階及二階自我相關因此不能以線性白噪音過程描述，此項結果支持了Fama(1965)所提出股票報酬率具波動性叢聚的現象。此外，利用不同ARCH或GARCH模型配置時發現，GARCH(1,1)模型對於樣本期間的解釋能力，有令人滿意的結果。

Schwert and Seguin(1990)利用單因子模型與GARCH模型來檢測股價指數月報酬變異數的異質性。以NYSE的普通股為研究對象，並依市值平均分為5個投資組合，用

GARCH(1,1)模型評估報酬率的條件變數。實證結果顯示無論公司規模大小，各公司之報酬率變異數均受某一市場共同因素所影響，但敏感程度不同，以致變異數產生異質性。因此，個別股票或投資組合之報酬變異數可藉由整體市場的波動性預測加以估計。

Lamoureux and Lastrapes(1990a)選擇NYSE股市中交易熱絡的20檔股票為研究對象，檢驗股票報酬率變異數是否具有異質性，實證結果發現這20檔股票都有GARCH效果存在，且GARCH(1,1)模型可以解釋這些股票報酬率的變動及日報酬率並非常態分配的現象。

Nelson(1991)以1962年7月到1987年12月的CRSP加權股價指數日報酬率資料為研究對象，利用EGARCH(2,1)-M模型研究美國股票市場日報酬率的預期超額報酬與波動性之關係，實證結果發現預期報酬與波動性之間存在顯著的負向關係。

Kim and Kon(1994)利用GARCH(1,3)-M模型來衡量NYSE中30檔股票的日報酬率，實證結果顯示此30檔股票報酬率的變異程度皆會隨時間經過而改變(time-varying variance)。

Koutmos, Lee and Theodossiou(1994)以澳洲、比利時、加拿大、法國、德國、義大利、日本、瑞士、英國及美國等10個國家為研究對象，用GARCH(1,1)與GARCH(2,1)模型衡量股市報酬率的波動性，實證結果發現各國的股價報酬率均具有異質變異的現象，其中澳洲、德國及瑞士等國家的股市報酬率波動持續性可以用市場規模來解釋，市場規模愈小，波動持續性愈長。

Shawky and Marathe (1995)以1962年7月到1990年12月的S&P500及CRSP的價值加權(value-weighted)與等值加權(equal-weighted)投資組合之日報酬資料為研究樣本。實證結果顯示當股票市場處於下跌的情況時，預期報酬與波動性之間為顯著負向關係；將波動性分成兩部分後，則當股票市場處在價格上漲時期，預期報酬與可預測的波動間為顯著正向關係；而當市場處於價格下跌時期，則預期報酬與不可預測的波動性間為顯著的負向關係。

Chu and Freund(1996)以CBOE中交易的1981年3月3日至1986年2月28日S&P100及S&P500股價指數為研究對象，實證結果顯示日報酬率存在著強烈的一階自我相關，而報酬率二階動差則存在高度線性相依的結果。

De Santis and Imrohoroglu(1997)以AR(1) - GARCH(1,1) 模型分析，新興市場(歐洲：希臘和土耳其；亞洲：印度、泰國、馬來西亞、菲律賓、南韓及台灣；拉丁美洲：阿根廷、巴西、智利、哥倫比亞、墨西哥及委內瑞拉)及已開發國家(德國、日本、英國及美國)等國家股市報酬率波動的持續性，實證結果發現各國股價報酬率均具有異質變異的現象，且新興市場的非條件變異數與條件變異數均比已開發國家為大。

在國內方面的相關研究，周志隆(民80)以台灣的加權股價指數報酬率為標的，利用ARCH-family進行分析台灣股票市場風險是否為固定。在檢驗波動持續性時分別考慮經濟結構改變、漲跌停板限制、加入交易量等因素，以測出股票報酬波動的因素。實證結果顯示週資料的股票報酬率具有顯著的ARCH或GARCH效果，故GARCH模型用來衡量台灣加權股價指數報酬率的風險是適當的；在日資料方面，GARCH效果顯著，結構改變及漲跌停板限制等因素並不會影響股票報酬的波動性。

陳裴紋(民84)以台灣的加權股價指數及10家上市公司為標的，1991年4月至1994年8月31日為研究期間，並利用ARCH-family模型探討股票報酬與其波動性的預測。實證結果顯示以GARCH(1,1)-MA(1)模型來配置，GARCH效果與ARCH效果皆很顯著，且GARCH模型對短期波動性有相當的預測能力，其預測能力較傳統的ARIMA時間序列模型更接近真實股價波動的過程。

林華德和王甦(民84)研究台灣股市交易量對股價波動的影響，結果顯示當期或落後一期的交易量對條件波動存在顯著的正向效果，亦即就台灣股市而言，成交量是相當重要的變數。

蔡玠施(民84)以1982年至1993年台灣、香港、南韓、新加坡及日本等五個國家的股價指數報酬率為研究對象，利用GARCH(1,1)-MA(1)模型以探討各國股價指數報酬率是否符合GARCH過程。實證結果發現這五個國家的股價指數日報酬率資料可以用GARCH(1,1)-MA(1)模型來解釋，顯示各國股市報酬率資料具有GARCH及ARCH效果存在。

王耀輝(民84)以GARCH-M及七種修正的GARCH模型研究台灣加權股價指數報酬率。實證結果顯示對於波動性的捕捉，在波動性叢聚較明顯的情況下，以變異數表示波動性的模型優於以標準差表示波動性的模型。此外，空頭市場下報酬率波動的叢聚現象較多頭市場與盤整市場明顯，若以變異數代表風險，則在多頭市場下，風險與報酬呈現正向關係，但在盤整與空頭市場下卻呈現負向關係。

鄭瑞彬(民86)以GARCH(1,1)模型對台灣、香港、南韓、新加坡及日本等五個國家的股價指數報酬率進行配置，並將研究期間改為1980年至1996年。實證結果與蔡玠施

(民84) 的實證結果相同，且五國中除了南韓的波動性持續性較低外，其餘四國波動的持續性都相當的高。

綜合前述，一般而言，以ARCH及GARCH模型所做的實證分析，均已確定資產報酬率之波動有隨時間改變而改變的特性。文獻上對於就股票報酬率波動性質的研究，多數支持股票報酬率波動皆有波動叢聚的現象，且存在條件異質變異的現象，亦即GARCH效果存在。Bollerslev et al. (1992)證明金融市場資產價格的波動行為具有可預測性，許多實證結果更顯示GARCH(1,1) 模型已足以描繪多數經濟變數的波動型態。有鑑於此，本研究將以GARCH(1,1)模型配適台灣上櫃公司各個規模投資組合之報酬率，檢定這些投資組合是否具有GARCH效果及用GARCH模型來配適是否恰當。並利用GARCH(1,1)-M模型，探討公司規模與股票報酬波動之關聯性。

第二節 有關規模效果之相關文獻

在1987年10月全球股市大崩盤後，為了避免再一次的類似事件發生，許多財務學者即致力於股票市場波動性的研究，然而對投資人而言，如何從事有效的投資策略亦是非常重要的。股票市場的參與者其投資主要的目的在於獲取較高的報酬，然而在高報酬之下，隨之而來的也就是高風險，就因為如此，市場參與者在做投資決策時，必須考量報酬及風險兩項因素。在現代財務理論中，資本資產訂價模式(Capital Asset Pricing Model, CAPM)便對於風險和報酬之間的理論關係，提供了一個明顯而簡單的架構。在CAPM理論裡，認為系統風險是決定股票報酬的唯一因素，且呈線性關係。但是國外卻有學者不斷地提出及發現，股票市場存在一些不符合資本資產訂價模式之

異常現象(anomalies)，也使得CAPM作為資本市場訂價模式的典範受到質疑。

公司規模效果(firm size effect)係指股票之報酬率與公司規模大小呈負相關，也就是小公司有異常超額報酬，即使在調整系統風險後，小公司的異常超額報酬仍比同等風險的大公司高。這種異常現象是在Banz(1981)和Reinganum(1981)兩篇實證研究報告後，才廣受學術界的重視。

Banz(1981)實證研究的樣本是在1926年至1975年間NYSE的普通股，採用Black and Scholes(1974)相同的研究方法，以單一指數模型加入一規模變數做迴歸分析，觀察公司市場價值和股票報酬率的關係。研究結果發現在控制風險後，股票的規模對股票報酬率之貢獻為負值，即規模效果存在。

Reinganum(1981)以 1963 年至 1977 年間 NYSE-AMEX 上市公司為對象，採用 CAPM 模式研究市場效率時，發現即使做了風險調整之後，透過分析同一本益比的公司，規模小的公司報酬顯然高於規模大的公司。當控制本益比效應後，仍然出現很強的規模效應；當控制任何市場價值效應後，卻未能發現獨立的本益比效應，所以他認為規模效應包括本益比效應。

Bhandari(1988)以 1948 年至 1979 年間於 NYSE 交易的股票為研究對象，探討負債比效果對股票報酬的影響。其實證結果顯示，在控制 及公司規模等因素之後，負債比與普通股報酬率成正比。同時也發現，在規模小的公司中負債比率高的公司很多，而這些公司因營運困難度高，故被要求的報酬也較高。

Chan and Chen(1991)選取於 NYSE 交易的股票，將其依公司規模分成 20 組投資

組合，探討公司規模對報酬的影響，研究期間為 1956 至 1985 年。實證結果顯示，公司規模較小者比公司規模較大者具有顯著的報酬。Chan and Chen 並指出規模效果是因公司營運困難度因素(distressed-firm factor，如營運無綜效及較高的財務槓桿)反映在股票報酬的結果，亦即相對的營運困難度(relative distress)是報酬的附加風險因素，但傳統的 並沒有將它包括在內，因此小公司的營運困難度較高，風險也相對較高，故其報酬亦相對地較高。

Fama and French (1992)經由實證結果發現，公司規模及淨值市價比可以解釋股票報酬。其原因可能是 值無法充分反應所有的風險，而公司規模大小不同，其報酬率也有所差異，藉此反映出投資人所要求的風險溢酬也有所不同。

Cheung and Ng(1992)利用 EGARCH 模型，探討在不同的市場或不同的公司其股票報酬波動的情形。研究結果發現報酬波動與公司規模關係的強度會隨時間的改變而改變。在 AMEX 與 NYSE 交易的股票，其股價與未來價格波動之間具有負相關，規模較小的公司其股價波動的反應較大。

Duffee(1994) 研究 1977 年至 1991 年間，NYSE 及 AMEX 上市股票約 2500 種股票，以公司資產總額來定義公司規模，並比較規模與報酬波動之關聯性。分別以日資料與月資料估計個股的股價報酬波動。研究結果發現，規模與報酬波動有關，小規模公司群組的股票報酬與股票波動間的關係比大規模公司群組強烈。

Barber, Mukherji and Raines(1996)以1979至1991年間於NYSE及ASE交易的股票為研究對象，探討負債比、公司規模等指標的效果，研究方法為Fama and French (1992)所採取的方法。其研究結果發現，在95%的顯著水準之下，負債比與股票報酬率呈現

正相關，而淨值對市值比及公司規模與股票報酬率則沒有顯著的關係。

Mukherji, Dhatt and Kim(1997)以1982年至1993年間韓國的股票市場為研究對象，但排除金融公司，依照高、中、低規模形成三個投資組合，探討 值、淨值對市值比(B/M)、負債比(D/E)、益本比(E/P)、MVE(market value of equity)、S/P(ratio of sales per share to stock price)對股票橫斷面報酬的影響。其實證結果發現，股票橫斷面報酬與B/M、D/E及S/P呈現正相關和MVE負相關而與 值及E/P沒有顯著的關係。小規模的報酬比大規模的報酬高出16.28%；且槓桿程度越高、規模越小的投資組合，其報酬率越高。

Garza-Gomrz, Hodoshima and Kunimura(1998)以東京證交所的股票為研究對象，過去對規模的定義皆為股價乘上流通在外股數，而此文獻認為公司規模的大小與其預期現金流量及投資人預期之風險折現因子有關，所以認為已實現之現金流量、銷售量、員工人數、資產帳面價值及廠房、資產和設備之帳面價值等皆可作為規模之替代變數。研究結果發現，在單一迴歸下，規模及其他替代變數與報酬皆有負向關係，在複迴歸之下，其他實質規模替代變數與報酬的關係為正向，而無論有無加入 及其他替代變數，規模皆是最具解釋能力的變數。

國內在股票報酬與公司規模的關聯性研究方面，吳建瑩(民 76)透過資本資產定價模式(CAPM)及不同風險估計值，求取各不同市場價值投資組合的調整風險後報酬，作為評估績效之標準。經由實際驗證，發現台灣股票市場上市公司規模(股票市場價值)與其股票投資績效，並無顯著之關係，亦即規模效果並未發現。另外，也發現投資股票風險與股票市場價值呈反向關係。

蕭翠玓(民 77)以台灣地區 68 年至 75 年上市公司月資料為實證對象，驗證個別證券報酬率是否符合常態分配的假設，研究期間各公司之前三年資料，利用 CAPM 模式、Dimson 模式及 Scholes-Williams 模式分別計算研究期間內各年個別證券之風險係數，並依研究期間各年之前一年年底之市場價值及本益比分別分為五組，並以 t 檢定驗證各投資組合之超額報酬率是否顯著。實證研究發現，當以 CAPM 之 組成控制組後，各投資組合之超額報酬率並不顯著，但經 Dimson 及 Scholes-Williams 調整不頻繁交易風險後，小公司投資組合之超額報酬率則顯著為高。

張升寶(民 78)研究民國 71 年 1 月起至民國 76 年 12 月止等六年之間三十種股票，運用傳統估計量、Parkinson 之極端值估計量、Garman & Klass 之實用估計量與 Stan Beckers 之校正估計量進行樣本股票之股價震盪幅度的衡量，其研究結果顯示利用 Stan Beckers 之校正估計量可以獲得較高之估計效率。其實證結果發現，樣本股票之間的股價震盪幅度的確存在著顯著的公司規模效應、行業別效應及交易水準效應。

李俊龍(民 79)以民國 74 年至 78 年間的 85 家上市公司為研究對象，探討規模和負債比等因素與股票報酬率的關係。實證結果發現，公司規模與預期報酬具有顯著的負向關係，而負債比與預期報酬具有顯著的正向關係，但 值與預期報酬則不具有顯著的正向關係。

林秋炭(民 80)以民國 70 年 1 月至 79 年 12 月為研究期間，探討經濟因素與股票報酬率間的關係。實證結果顯示，如以市場模式(market model)來估計超額報酬則有顯著的規模效果，但若以多因素訂價模型(multi-factors model)來估計則不存在規模效果。

謝宗良(民 82)探討台灣上市公司股權分散、公司規模、股票週轉率對股價波動性

之影響，研究期間為民國77年7月至民國80年6月，以公司發行股數乘以該公司股票市價來衡量公司規模，研究結果發現公司規模愈小，股價波動幅度愈大。

胡玉雪(民83)以民國75以前，已經於台灣證交所上市的製造業為對象，探討公司規模、益本比、淨值對市值比對超額報酬的解釋能力，研究期間為民國75年至82年9月，研究方法採用產業別投資組合進行分析，經殘差同期相關考量與檢定後支持SUR法的應用。實證結果顯示：(1)台灣股市存在反向規模效果。(2)台灣股市存在顯著的反向淨值對市值比效果。(3)淨值對市值比的解釋能力優於公司規模，但無法區分出誰能取代誰。(4)淨值對市值比會吸收益本比的解釋能力。

陳建良(民83)以民國72年4月至82年12月為研究期間，採用市場模式(FM)探討台灣股市的股票報酬除了被市場投資組合所解釋外，是否可被公司規模、淨值對市值比、負債比、益本比及價格等效果所解釋，研究方法為相似無迴歸模式(SURM)及市場模式(FM)。實證結果發現，無論是以SURM模式或FM模式來驗證，台灣股市並不存在公司規模、淨值對市值比、負債比、益本比及價格等效果。

顧廣平、吳壽山、許和鈞(民84)實證研究漲跌幅與公司規模對股票報酬之影響，以 Black, Jensen and Scholes(1972)的時間序列分析法及 Fama 和 French (1992)的實證模式探討台灣股票市場在民國70年至民國83年之間，市場、漲跌幅及公司規模對股票平均報酬的影響。其實證結果發現，公司規模與接觸停板總次數是衡量漲跌幅因素的適當指標。在控制漲跌幅因素的情況下，台灣股票市場存在規模效果，公司規模與股票報酬之間存在負相關。市場、漲跌幅與公司規模三因子模式是一個能捕捉台灣股票市場特性的股票訂價模式。

盧麗安(民 85)以民國 75 年至 84 年間的 77 家股票上市公司為研究樣本，採用 Logistic 迴歸模型進行財務基本分析，以投資組合報酬率相對於大盤的表現為投資績效評量，探討公司規模、益本比、淨值對市值比對股票報酬的解釋能力。實證結果顯示，台灣股市在研究時間內存在規模效果與淨值對市值比效果，但不存在益本比效果，這顯示公司規模及淨值對市值比對台灣投資人較具有投資參考價值。

許維真(民 85)參考 Fama and French (1992)所採用的方法，以 1984 年 1 月至 1995 年 12 月為研究期間，探討台灣股市橫斷面報酬率的決定因素，研究何種益本比資料有助於選股及影響台灣股市橫斷面報酬率的因素。實證結果顯示，以當季盈餘計算的益本比和以下一季盈餘計算的益本比對股票報酬率平均上具有顯著的解釋能力，而以上一季盈餘計算的益本比則否。而每股盈餘變異係數、 值、公司規模、淨值對市值比對股票報酬率的解釋能力則不顯著。

彭國根(民 86)利用 Fama and French(1992)的實證模式設計建構股票訂價模式，探討台灣股市於民國 76 年 5 月至 84 年間，公司規模及淨值對市值比對股票平均報酬率的影響，並檢定台灣股市在研究期間內是否存在規模效果及淨值對市值比效果。結果顯示，台灣股市存在著規模效果及淨值對市值比效果。公司規模及淨值對市值比二因子訂價模式更能解釋投資組合間之平均報酬的差異，但股票平均報酬高於無風險利率的部分則需要市場因子來解釋。

陳惠萍(民87)以民國76年到87年間台灣證券交易所上市公司股票為樣本，採用 Fama and French(1992)的研究方法，先將每年的所有股票作一投資組合之區分，再進行橫斷面迴歸模式，探討是否存在系統風險效應、規模效應、淨值市值比效應、益本比效應及財務槓桿效應。研究結果發現公司規模與股票報酬成反向關係。

林天中(民 87)以民國 75 年到 86 年間台灣證券交易所上市之股票為研究對象，利用 Fama and French (1992, 1993)之實證分析方法，探討市場、公司規模、淨值對市值比對台灣股票市場的影響力及解釋能力。主要內容分成兩部份，第一部份是以橫斷面分析方法檢驗三因素模式；第二部份是以時間序列的迴歸方法檢驗三因素模式。結論發現不管是用簡單或複迴歸分析後，公司規模與股票報酬率有顯著的反向關係。

古永嘉、李鑑剛(民 87)探討規模效應、淨值對市價比效應、本益比效應、風險係數與前期報酬率等變數，對股票報酬率之影響程度。以 74 年至 83 年 10 年間資料完整的 56 家上市公司進行實證，研究結果發現，台灣股市存在有顯著之規模效應與淨值對市價比效應，而風險係數為不重要的變數。

李命志、林苑宜(民 89)探究股票報酬率與貝他風險、公司規模、淨值對市價比之間的關係。研究期間自 72 年 7 月至 86 年 6 月，以非金融類股之上市公司股票為主要研究對象。實證結果發現，無論是針對投資組合或是個別股票而言，股票報酬率與貝他風險之間無顯著關係存在；此外，投資組合存在不顯著之負規模效應，個股則為正規模效應；無論是投資組合或是個股均存在負淨值對市價比效應，特別是個別股票。

林建廷(民 90)以民國 72 年到 88 年間台灣證券交易所的上市股票為研究對象，利用橫斷面分析方法，探討公司規模、淨值對市值比、股票週轉率、股票過去報酬及市場超額報酬等因素對股票報酬的影響。研究結果發現，台灣股票市場確實有規模效果及淨值對市值比效果，但規模效果比淨值對市值比效果大很多。

蔡文賢、林建煌及蔡佳靜(民 90)驗證台灣股票市場是否存在規模效果。使用「現金流量」的歷史資料、「權益的市場價值」、「權益的帳面價值」與「權益帳面價值對

市場價值比率」當作規模的代理變數，並以台灣所有股票上市公司為實證對象進行分析。剔除金融保險業及財務報表不完全之企業後，有效樣本數共計 208 家上市公司股票。研究期間自 1993 年 1 月至 1997 年 12 月，分別採用 Fama and French(1992)及一般性分組方法。兩者實證結果皆發現，不論利用現金流量、權益的帳面價值或權益的市場價值當作規模的代理變數，均呈現出不具規模效果的情形。但以權益市場價值當作規模代理變數的實證結果發現，存在反規模效果，亦即規模愈大報酬率愈高的現象。權益的市場價值對股票報酬具有顯著的解釋能力。

歸納以往有關規模與股票報酬的相關研究發現，規模效果的確存在。而在有關規模與報酬波動之關係的相關研究中，國內的實證研究認為規模與股票報酬波動之間存在負向相關。張升寶(民 78)發現股票價格之震盪幅度的確存在著顯著的公司規模效應；謝宗良(民 82)則認為公司規模愈小，股價波動幅度愈大。以往的實證研究大多是以流通市價總額為公司規模的定義，事實上流通市價總額僅代表該公司股票在股票市場資金的總額，而非該公司實際的資產總額。在國外的實證研究中，已經證實當以上市公司的資產總額作為公司規模的定義時，股票報酬波動與規模之間存在負向關係(Cheung and Ng,1992；Duffee, 1994)。本研究以上櫃公司的資產總額、流通市價總額及營業收入淨額作為公司規模的定義，實證有關規模與股票報酬波動的關係，以進一步了解台灣股票市場價格行為，並提供投資人作為參考。

第三章 研究方法

第一節 單根檢定

時間數列資料是由一隨機(Stochastic)過程所產生，若經由此隨機過程所產生的機率分配與時間呈現獨立的情形，亦即此一機率分配不會隨著時間的變動而改變，則稱此數列為定態(Stationary)的時間數列。一定態數列對於任何外在衝擊僅會有暫時性影響，該變數受到干擾後又會返回其平均值。反之，若經由此隨機過程所產生的機率分配會隨著時間的變動而改變，則稱此數列為非定態(Nonstationary)的時間數列。

1980 年代以前，傳統的計量方法皆假設經濟數列大多為定態的數列，或者雖為非定態數列但非定態的來源為確定的時間趨勢項或季節因素。因此，在研究時間數列的動態關係時，皆先對相關變數去除非定態因素後，再以傳統迴歸方式來研究其間的短期波動性質。然而有學者研究發現大多數的總體數列，其非定態的因素是隨機的，此種隨機非定態的特性對個別數列之基本性質有截然不同的詮釋。除此之外，隨機非定態的特性對實證模型之設定、估計與推論更是與傳統計量方法有顯著的差異。因此，在作實證研究之前，必須先檢驗個別數列是否具有隨機非定態的因素，此即所謂的單根檢定(Unit Root Tests)。

為使時間數列資料符合實證模型之條件，通常會利用單根檢定來檢驗一個時間數列是否為定態。在實證上，廣泛的以 ADF tests(Augmented Dickey-Fuller tests)來進行單根檢定。ADF 檢定是考量動態化後的高階 DF 單根檢定模式，由於 DF 檢定中的殘

差項常會有明顯的自我相關現象產生，但是DF檢定未將迴歸誤差項可能的自我相關納入考慮，因此Dickey and Fuller(1981)便在模型中加入時間數列本身落後期的變動值以解決此問題，我們稱作擴充型DF 單根檢定(Augmented Dickey-Fuller tests)，即ADF檢定法。該檢定方式有下列三種迴歸型態，包括無截距且無時間趨勢、有截距但無時間趨勢以及有截距與時間趨勢。其模型與假設說明如下：

$$\Delta Y_t = rY_{t-1} + \sum_{i=1}^p I_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3-1)$$

$$\Delta Y_t = a + rY_{t-1} + \sum_{i=1}^p I_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3-2)$$

$$\Delta Y_t = a + b_t + rY_{t-1} + \sum_{i=1}^p I_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3-3)$$

其中

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

e_t ：誤差項，符合白噪音(white noise)

t ：時間趨勢項

假設：

虛無假設 H_0 ： $r = 0$ (Y_t 數列存在單根，為非定態的時間數列)

對立假設 H_1 ： $r \neq 0$ (Y_t 數列不存在單根，為定態的時間數列)

在對時間數列做分析之前，必須先檢定時間數列是否為定態數列。要檢定是否為定態數列，則須採用單根檢定法。此檢定的虛無假設為 H_0 ：存在單根，若檢定結果拒絕虛無假設，代表該時間數列不具單根，為一定態時間數列，其整合階次為 $I(0)$ 。相反的，若檢驗結果發現數列有單根時，則代表該時間數列為非定態的時間數列。非定態的時間數列必須取差分再進行一次單根檢定，直到不存在單根為止。根據須取幾

次差分後才會變成定態的數列，來判斷數列的整合階次，其整合階次可能為 $I(1)$ 或更高的整合階次。

第二節 ARCH 模型及 GARCH 模型

有關金融商品價格波動性(volatility) 的研究方面，以往由於在計量分析上對於風險變數處理的困難，故在傳統的財務理論中，大多假設股票報酬波動的過程是隨機的，且呈現常態分配及變異數是固定的。例如傳統時間序列模型中的移動平均(moving average) 模型與自我迴歸 (autoregressive) 模型等，均是建立在變異數同質性(homoskedasticity)的假設下，亦即高風險高報酬低風險低報酬。風險報酬呈正相關的觀念一直都被大家所接受，然而卻忽略資產報酬的變異程度會隨時間而改變的現象。金融性資產報酬率具有高度的變異性，使得在處理金融變數的時間序列資料時，往往效果不佳，導致在實證的估計上造成錯誤的結果。為了突破此一瓶頸，許多計量經濟學家致力於發展較佳的時間序列模型。

傳統之計量經濟模型，通常只注意到條件分配的平均值(Condition Mean)會影響決策，而假設誤差項的變異數為一固定值，也就是說誤差項的變異數不會隨時間經過而改變，但此假設的合理性，已經受到許多學者的質疑。事實上在財務或其他具有高度變異性的資料，其並非呈現常態分配。因此，若未考慮變異數的波動情形，將會使得模型應用上的效果不顯著。

Box 與Jenkin(1976)提出了「自我迴歸整合移動平均模型(ARIMA)」，在處理平

均數為非定態(Nonstationary Mean)的數列頗能發揮其功能，但卻無法有效處理變數會隨時間經過而改變的情形。有鑑於此，學者嘗試著將金融變數時間序列之特性納入模型加以考量。

Engle(1982)發展了自我迴歸條件異質變異數模型(Autoregressive Condition Heteroscedasticity, ARCH)。ARCH模型在報酬率條件變異數中加入前期誤差平方項(squared error term)，以說明條件變異數會隨時間的經過而改變，並改善了傳統時間序列模型認為變異數為固定之不合理假設。此模型除了能成功地捕捉到時間數列條件平均數隨時間經過而改變的事實之外，同時異質條件變異數的設定也處理了條件變異數隨時間經過而改變的問題。

其後Bollerslev(1986)認為ARCH模型雖然對於具自身相關的金融資產波動性有良好的解釋能力，但其通常需考慮較長的線性遞延結構，且為了滿足條件變異數為非負值的要求，在應用上往往需要設定一個固定的線性遞延結構。為了改善此一問題，Bollerslev(1986)將落後期的條件變異數 h_{t-1} 加入ARCH模型之中予以一般化，稱之為一般化自我迴歸條件變異數模型(General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)，此模型不僅修正ARCH模型的問題，使條件變異數的遞延結構更富彈性及合理性，且相對於多階的ARCH模型，更能達到時間序列模型所要求精簡模型的原則，提供更好的解釋能力。以下分別介紹ARCH及GARCH模型。

一、ARCH 模型

自我迴歸條件異質變異數模型(ARCH Model)是Engle於1982年所提出，為了使時間序列資料之異質變異數特性能表現在模型中，設定了時間序列資料條件變異數會隨時間經過而改變，即條件變異數乃是受到過去 q 期已實現殘差的影響。

ARCH(q)模型如下：

$$Y_t = X_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t \quad (3-4)$$

$$\mathbf{e}_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3-5)$$

$$h_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i \mathbf{e}_{t-i}^2 \quad (3-6)$$

其中

Y_t ：因變數向量

$X_t \mathbf{b}$ ： Y_t 之條件期望值

\mathbf{e}_t ：誤差項

\mathbf{a}, \mathbf{b} ：未知的參數向量

h_t ：受過去 q 期已實現的誤差項影響的條件變異數函數

Ω_{t-1} ：第 $t-1$ 期所有可利用的資訊集合

為了使模型有意義，除了將條件變異數給予參數化外，同時並加入 $\mathbf{a}_0 > 0$ 及 $\mathbf{a}_i \geq 0$ 的限制條件，以確保其條件及非條件變異數恆為正。在 ARCH 模型之中，條件變異數受前 q 期殘差平方項的影響，因此在所有參數皆為非負數的限制條件之下 ($\mathbf{a}_0 > 0, \mathbf{a}_i \geq 0$)，當前期產生小幅波動時，將使當期也產生同向的小幅波動；當前期產生大幅波動時，將使當期也產生同向的大幅波動，即能夠捕捉到 Mandelbrot(1963)與 Fama(1976)所指波動叢聚的現象。

二、GARCH 模型

Bollerslev(1986)所提出的一般化自我迴歸條件異質變異模型(GARCH 模型)係根據 ARCH 模型發展而來，其認為條件變異數不僅受到過去預測殘差平方項

的影響，也受到過去條件變異數的影響，因此將落後期的條件變異加入 ARCH 模型中。在實證應用上，ARCH 模型之條件方程式中必須有相對較長的落後期，並避免落後期的參數為負數，而 GARCH 模型除了允許較長的落後期外，同時提供較有彈性的條件變異數結構。Bollerslev 之 GARCH(p, q)模型表示如下：

$$Y_t = X_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t \quad (3-7)$$

$$\mathbf{e}_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3-8)$$

$$h_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i \mathbf{e}_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \mathbf{b}_j h_{t-j} \quad (3-9)$$

其中

Ω_{t-1} ：過去至 $t-1$ 期所形成之所有已知的資訊集合

h_t ：為模型殘差之異質條件變異數

參數的限制條件為： $\mathbf{a}_0 > 0, \mathbf{a}_i \geq 0, \mathbf{b}_j \geq 0, \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i + \sum_{j=1}^p \mathbf{b}_j < 1$

就 GARCH 模型而言，當 $p=0$ 時可看出，GARCH(p, q)為 ARCH(q)模型；當 $p=q=0$ 時， \mathbf{e}_t 即為白噪音。在估計條件變異數時另加入前 p 期之條件變異數，主要是為了符合時間序列設定時精簡原則的要求，因為高階的 ARCH 模型可由低階的 GARCH 模型來描述。

在國內的實證研究指出，台灣的股票市場報酬條件波動存在著顯著的異質變異現象，財務學上廣泛以波動代表風險，因此以 GARCH 等模型分析股票報酬波動的特性，實為一理想之工具。

第三節 GARCH-in-mean 模型

股票投資人不僅關注股票報酬，更關注股票持有期間的風險，高預期股票報酬將增加股票的持有；另一方面，代表股票報酬風險的報酬變異數增加，降低報酬預測的精確性，將減少股票的持有。因此，有學者建議預測股票報酬時，應考慮代表持有期間風險的異質變異數，另外Chou(1988)認為自1960年代以來，美國股市的下挫，主要是股票市場波動性的增加，高股票報酬波動隱含風險，降低投資人持有股票的意願，導致股票價格的下跌。

自從Engle(1982)及Bollerslev(1986)分別提出自我迴歸條件異質變異數模型(ARCH模型)及一般化自我迴歸條件異質變異數模型(GARCH模型)後，由於ARCH與GARCH模型相當適合描述金融性時間序列資料，許多學者不斷將之擴充，期能涵蓋更完整的金融資訊。例如Engle、Lilien與Robins(1987)將Engle所發展的ARCH模型擴充，進一步將條件變異數納入條件平均數方程式中成為決定條件平均數的一個因變數以考量條件變異數對同期條件平均數的影響，稱之為ARCH-M模型。

ARCH-M模型之基本涵意為以預期平均數為代表的風險溢酬，深受以條件變異數為代表的風險的影響。風險溢酬數量的大小視投資人承擔的風險程度而定，當風險規避的投資人承擔較大風險時，將要求更多的風險溢酬作為補償，因此風險係數與風險溢酬之間具有緊密的關係，以條件變異數來解釋條件平均數恰可反映此精神。

接著，McCurdy and Morgan(1988)結合ARCH、GARCH 與ARCH-M的特性提出GARCH-M模型，將條件變異數納入GARCH模型的條件平均數方程式中而成為條件

平均數的解釋因子。以下分別列述ARCH-M與GARCH-M模型。

一、ARCH-M模型

Engle、Lilien 與Robins(1987)所發展的ARCH-M模型為ARCH模型的擴充，兩者之間主要的差別在於ARCH-M模型將條件變異數納入條件平均數方程式中，成為條件平均數方程式的決定因子。若條件變異數受到過去 q 期殘差項的影響，則稱此模型為ARCH-M(q)，模型表示如下：

$$Y_t = X_t \mathbf{b} + dh_t + \mathbf{e}_t \quad (3-10)$$

$$\mathbf{e}_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3-11)$$

$$h_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i \mathbf{e}_{t-i}^2 \quad (3-12)$$

其中

Ω_{t-1} ：過去至 $t-1$ 期所形成之所有已知的資訊集合

h_t ：為模型殘差之異質條件變異數

參數的限制條件為 $\mathbf{a}_0 > 0, \mathbf{a}_i \geq 0$ 。

由條件平均數的迴歸方程式中可看出，若 $d = 0$ ，則ARCH-M模型縮減為ARCH模型。

二、GARCH-M模型

McCurdy and Morgan(1988)發展的 GARCH-M 模型為 ARCH、GARCH 與 ARCH-M 模型的一般化模型，與 ARCH-M 模型相同，以條件變異數為條件平均

數方程式的因變數。若條件變異數受到過去 q 期殘差項及過去 p 期條件變異數的影響，則此模型稱為 GARCH(p, q)-M，模型表示如下：

$$Y_t = X_t \mathbf{b} + \mathbf{d}h_t + \mathbf{e}_t \quad (3-13)$$

$$\mathbf{e}_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (3-14)$$

$$h_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i \mathbf{e}_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \mathbf{b}_j h_{t-j} \quad (3-15)$$

其中

Ω_{t-1} ：過去至 $t-1$ 期所形成之所有已知的資訊集合

h_t ：為模型殘差之異質條件變異數

參數的限制條件為 $\mathbf{a}_0 > 0, \mathbf{a}_i \geq 0, \mathbf{b}_j \geq 0$ 。

由迴歸方程式中可看出：若 $p=0$ 則 GARCH-M 模型縮減為 ARCH-M 模型。若 $\mathbf{d} = 0$ ，則 GARCH-M 模型縮減為 GARCH 模型；若 $p=0$ 且 $\mathbf{d} = 0$ ，則 GARCH-M 模型縮減為 ARCH 模型。就 GARCH 模型而言，隱含著誤差項會產生 ARCH 效果，同時亦允許條件變異數會影響迴歸方程式的平均值。

一般運用 ARCH-M 或 GARCH-M 模型來進行實證分析，均是將異質條件變異數 h_t 視為風險，而將條件平均數方程式視為風險溢酬，來探討風險溢酬與風險係數之間的抵換關係 (trade-off) 並凸顯風險溢酬是會隨著時間而改變的。若與 GARCH 模型相比較，基本的 GARCH 模型假設平均風險溢酬固定，但是 GARCH-M 模型中的風險溢酬卻會隨著時間的經過而改變，當係數 \mathbf{d} 顯著存在，代表風險 h_t 確實對風險溢酬產生影響，也將確定 GARCH-M 模型在實證分析上的意義。

第四節 ARCH 效果檢定

在作時間數列配適(G)ARCH 模型之前，必須先經過模型檢定之步驟，確定序列殘差項不具有一階序列相關，亦即達到白噪音(white noise)，則此時模型為適當模型。其次，再藉由殘差項平方的檢定，來判斷時間數列資料是否存在(G)ARCH 效果，本研究利用 Ljung-Box 提出的 Q 統計量及 Engle 提出的 LM 法，來檢定殘差有無高階自我相關情形。

一、Q統計量檢定

可利用Ljung-Box的Q統計量來檢定是否有ARCH或GARCH效果：

$$Q = T(T + 2) \sum_{i=1}^n \frac{\Gamma_i^2}{T - i} \quad (3-16)$$

其中

T ：為觀察值數目

Γ_i ：為第*i*階的樣本自我相關係數，且 $\Gamma_i = \frac{\sum e_t e_{t-i}}{\sum e_t^2}$

當數列沒有 ARCH 或 GARCH 效果時， Q 統計量是一個漸近的 c^2 分配，自由度為 n 。其假設檢定為 H_0 ：殘差項沒有序列相關。若 Q 統計量顯著大於臨界值 c^2 時，則模型被拒絕，表示殘差項不符合白噪音過程，含有序列相關成份。

二、LM 檢定

Engle(1982) 另提出 LM 法 (Lagrange Multiplier) 來檢定是否有 GARCH 或

ARCH的效果存在。假如 e_t^2 數列是存在ARCH過程，則我們可將估計第 t 期的殘差平方對估計第 $t-1$ 到 q 期的殘差平方及常數項進行迴歸分析，也就是以OLS 法估計方程式：

$$\hat{e}_t^2 = a_0 + a_1 * \hat{e}_{t-1}^2 + \Lambda + a_q * \hat{e}_{t-q}^2 \quad (3-17)$$

其中

\hat{e}_t^2 ：第 t 期的殘差平方

a_1, a_2, \dots, a_q ：參數

其虛無假設 $H_0 : a_1 = a_2 = a_3 = \dots = a_q = 0$ ，若無法拒絕參數 a_1, a_2, a_q 為零的虛無假設，就沒有ARCH效果，Engle使用 $T * R^2$ (Lagrange Multiplier) 為檢定統計量，其中 T 是觀察值數目， R^2 是迴歸之判定係數，假如數列沒有ARCH效果時，此檢定統計值會收斂為自由度為 q 之 c^2 分配。若存在有ARCH效果，此時即可試著利用ARCH或GARCH模型配置變異數。

第四章 實證研究

本章主要分為二大部份：(參見圖 4-1 研究流程圖)

第一部份：本研究根據王國儒(民 89)規模投資組合分類標準，以流通市價總額、公司資產總額和營業收入淨額為規模定義，其中區分為小規模、中規模、大規模三組¹。利用 GARCH-M 模式分析規模與報酬波動之關聯性。另外，為符合系統抽樣法則故隨意地將公司規模劃分為三個群組，由每個群組隨機挑選公司後，分別歸類為小、中、大規模，各 10 家公司，以探討個別公司之規模與報酬波動之關聯。

第二部份：將上櫃公司分為一般產業與新興產業兩大類，探討產業別的不同，是否會影響規模與報酬波動間之關聯性。

¹ 分類標準：

依資產總額分：小規模 10 億以下；中規模 10~20 億；大規模 20 億以上。

依流通市價總額分：小規模 100 億以下；中規模 100~200 億；大規模 200 億以上。

依公司營收淨額分：小規模 2 億以下；中規模 2~5 億；大規模 5 億以上。

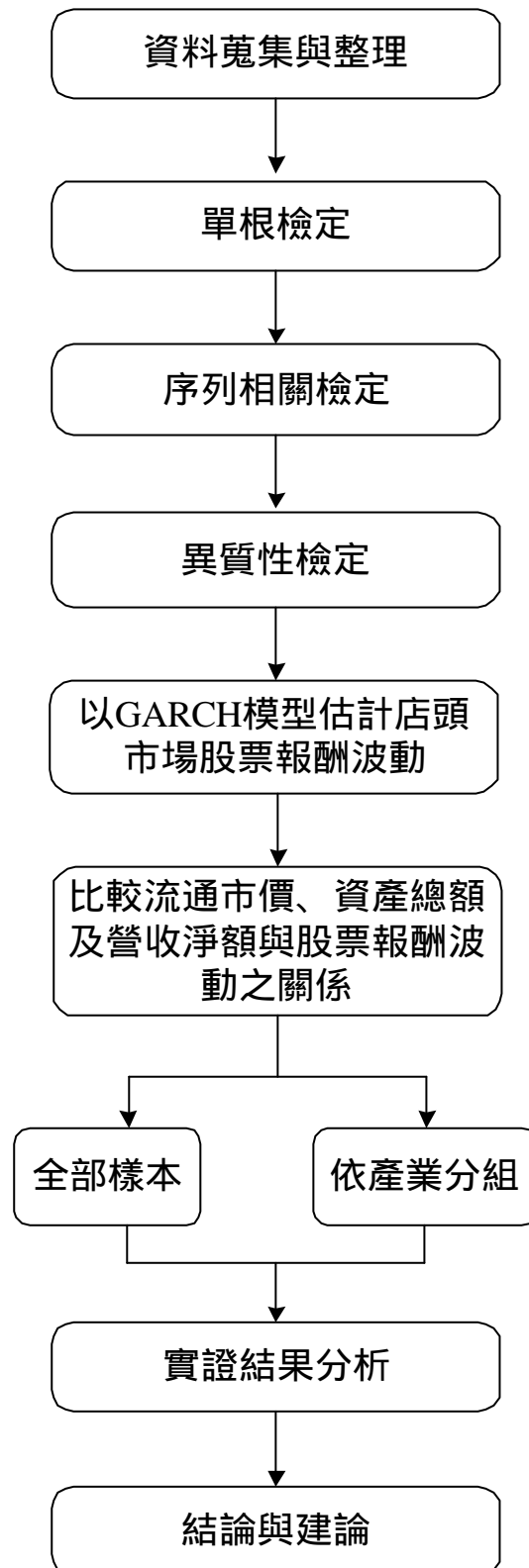


圖 4-1 研究流程圖

第一節 研究範圍與對象

一、樣本選取

本研究主要探討台灣上櫃公司規模與股票報酬波動之關聯性，研究期間自1997年1月至2002年5月，使用日報酬資料，針對台灣股票店頭市場普通股股票加以研究。樣本之選取係依據下列標準：

1. 該公司在研究期間內有完整的每日收盤價、流通在外股數、股本資料及財務報表。
2. 不包括下列上櫃公司：長期無交易資料或交易量太少致有遺漏者、研究期間有合併者。
3. 基於金融業負債大而股本小及具有較高的財務槓桿之產業特性，容易混淆結果，所以本研究排除金融業為樣本。

二、資料來源

本研究之資料來源分述如下：

1. 上櫃公司個股之日報酬率資料取自台灣經濟新報資料庫(Taiwan Economic Journal, TEJ)。
2. 各上櫃公司之資產總額與流通在外股數以台灣證券交易所公佈之上櫃公司財務資料為主。
3. 財務報表資料取自台灣經濟新報財務資料庫。

三、資料處理及變數衡量與定義

(一) 投資組合之劃分

本研究以流通市價總額、公司資產總額及營業收入淨額為公司規模的定義，以探討公司規模大小對報酬波動的影響。將所有樣本公司(共計 148 家)之規模由小到大排列，分別依流通市價總額、公司資產總額及營業收入淨額劃分為大規模、中規模及小規模三組。由於本研究中各公司資產研究期間內並無強烈變動，且研究期間內公司增減資活動並無深刻影響到公司規模，因此，研究期間內僅做一次投資組合劃分。台灣店頭市場各個規模投資組合家數列於表 4-1。

表4-1 台灣店頭市場各個規模投資組合家數

規模	依資產總額分			依流通市價總額分			依營收淨額分		
	小	中	大	小	中	大	小	中	大
全部樣本公司(家)	38	47	63	60	47	41	55	55	38
一般產業(家)	24	30	27	52	20	9	38	31	12
新興產業(家)	14	17	36	8	27	32	17	24	17

資料來源：台灣經濟新報資料庫(TEJ)

依資產總額分：小規模 10 億以下；中規模 10~20 億；大規模 20 億以上

依流通市價總額分：小規模 100 億以下；中規模 100~200 億；大規模 200 億以上

依公司營收淨額分：小規模 2 億以下；中規模 2~5 億；大規模 5 億以上

(二) 報酬率之計算

1. 個股日報酬率(%)

$$r_t = (P_t * (1 + a + b) + D) / (P_{t-1} + a * C - 1) * 100(\%) \quad (4-1)$$

其中

P_t ：第 t 期收盤價

- a* : 當期除權之認購率
- b* : 當期除權之無償配股率
- C* : 當期除權之現金認購價格
- D* : 當期發放之現金股利

2.投資組合報酬率

投資組合日報酬率的計算為將投資組合內各公司之日報酬以等值加權(equally-weighted)的方式計算而成。為了避免非同時期交易的問題而造成投資組合的自我相關及交叉序列相關，使結果混淆，因此若個股在 t 或 $t-1$ 日沒有成交，則不計算此個股 t 日的報酬於投資組合中。投資組合日報酬率計算方式如下：

$$R_t = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n r_{k,t} \quad (4-2)$$

其中

R_t : 投資組合之日報酬率

$r_{k,t}$: k 股之日報酬率

第二節 未考慮產業別之實證結果分析

本節首先針對全部樣本公司，探討公司規模與股票報酬波動間之關聯性。以流通市價總額、公司資產總額或營業收入淨額為公司規模定義，將所有樣本公司分為大、

中、小規模，共九組投資組合。以下分別說明其基本統計量、相關檢定、模型配置之過程及結果。

一、投資組合報酬序列之基本統計量

表4-2全部樣本公司之基本統計量，顯示各個投資組合日報酬率的平均數、標準差、偏態係數、峰態係數及Jarque-Bera的常態分配檢定統計量。由表4-2得知：依資產總額分類的大、中、小規模投資組合，只有小規模投資組合之平均報酬為負的，中規模及大規模投資組合之日報酬均為正值，此種現象在依流通市價總額為公司規模的定義時，仍然存在。依營業收入淨額分類時，不論規模大小，其投資組合之平均報酬均為正值。

另外，由偏態係數、峰態係數及Jarque-Bera的常態分配檢定得知，以資產總額、流通市價總額及營業收入淨額為公司規模定義時，所有投資組合股價日報酬率皆不服從常態分配(J-B值顯著)，且呈現高狹峰(峰態係數大於3)，亦即是所謂的厚尾(fat-tailed)現象。

二、單根檢定

在建構時間數列的分析模型時，若所使用的變數序列資料並非為定態時間數列(non-stationary)，則常常會造成模型統計推論的錯誤。所以，在進行模型的設定及分析前，必須先確定變數的數列資料為定態的時間數列。因此本研究採用ADF單根檢定對台灣上櫃市場各個規模投資組合之日報酬率資料作檢測，以之來檢定資料是否為定態。

由表4-3投資組合之單根檢定可以看出，不論有無截距項或是趨勢項，在落

後6期或落後12期所呈現的T值皆小於1%顯著水準下之臨界值，因此所有投資組合日報酬率之時間數列資料，均拒絕有單根存在的虛無假設，代表投資組合之日報酬率通過單根檢定，為定態的時間數列，故報酬率可用來作之後的模型估計。

表4-2 全部樣本公司之基本統計量

	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
平均數	-0.02231	0.004458	0.049085	-0.02503	0.029498	0.083673	0.004332	0.023648	0.059406
標準差	1.894415	1.57971	1.850776	1.445166	1.790026	2.151414	1.575809	1.695497	2.005268
偏態係數	0.143565	0.317143	0.099602	0.613862	0.213956	0.045459	0.433039	0.174876	0.082919
峰態係數	5.099729	4.789551	3.551258	6.412616	3.854783	3.178021	5.206183	3.994704	3.413382
Jarque-Bera	268.7297***	215.6878***	20.55679***	787.003***	54.67343***	2.390789***	36.1039***	66.52043***	11.87013***

註1：Jarque-Bera為常態分配的檢定統計量，其虛無假設為服從常態分配；計算方式： $J-B=T[\text{skewness}^2/6+(\text{kurtosis}-3)^2/24]$ 。

註2：***代表1%顯著水準。

表4-3 投資組合之單根檢定

		依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
		小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
沒有截距項 及趨勢項	ADF(6)	-13.10003	-12.99998	-13.23321	-12.05989	-12.93517	-13.65630	-12.34707	-13.60316	-13.07733
	ADF(12)	-9.805296	-8.719682	-8.646706	-8.807862	-8.804857	-8.901558	-9.666447	-8.486306	-8.799296
僅有截距項	ADF(6)	-13.11293	-12.99679	-13.23648	-12.08271	-12.93047	-13.68370	-12.34501	-13.59843	-13.08339
	ADF(12)	-9.834920	-8.722426	-8.644380	-8.859633	-8.798628	-8.924446	-9.674187	-8.481210	-8.799404
有截距項及 趨勢項	ADF(6)	-13.11627	-12.98862	-13.23140	-12.07370	-12.91986	-13.68445	-12.33048	-13.59025	-13.07540
	ADF(12)	-9.860361	-8.724075	-8.633290	-8.866694	-8.789496	-8.922495	-9.659777	-8.472750	-8.790649

註1：沒有截距項及趨勢項、僅有截距項、有截距項及趨勢項，1%顯著水準之ADF臨界值分別為-2.5672、-3.4378、-3.9697。

註2：所有值均達1%顯著水準，亦即資料為定態。

註3：ADF單根檢定之虛無假設 H_0 ：存在單根。

三、Ljung-Box 序列相關檢定

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) 年提出自我迴歸整合移動平均模型(Autoregressive Integrated Moving Average, ARIMA)。主要是利用時間序列資料之自我相關(Autoregressive)和移動平均(moving average)來進行分析。ARIMA 模型係計算原始序列資料與模式所計算出來的預測值間的差距，即為殘差值(residual value)，再將此殘差值做自我相關函數值的統計檢定，檢驗殘差是否達到白噪音(white noise)，若達到白噪音，則判定此時的模式為適當的模式。因此，確定殘差項是否具有序列相關，是估計ARCH及GARCH模型前必要的手續。本研究利用Ljung-Box提出的Q統計量，來檢定殘差有無自我相關情形。

由表4-4全部樣本公司之序列相關檢定可看出，無論落遲1至6期之序列相關檢定都顯著拒絕報酬殘差無序列相關的虛無假設，亦即報酬殘差存在序列相關，顯示過去的報酬可以預測未來的報酬。因此在配適ARCH及GARCH模型前，本研究先以ARMA(1,1)模型進行模型配適，使資料符合白噪音。

四、ARCH 效果檢定

本研究將針對以下三點，檢驗投資組合日報酬資料是否存在(G)ARCH效果。

(一) 以Ljung-Box Q統計量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。

(二) 以Ljung-Box Q統計量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，則有(G)ARCH效果。

(三) 以 Engle(1982)的 ARCH-LM Test 對殘差做序列相關檢定，若殘差項具有序列相關，則顯示(G)ARCH效果存在。

以上檢定之虛無假說 H_0 為：無顯著的序列相關存在；對立假說 H_1 為：有顯著的序列相關存在。

由表 4-5 全部樣本公司之 ARCH 效果檢定可看出，配適完 ARMA(1,1)模型後，Ljung-Box Q 統計量無論落後 6 或 12 期，其係數均不顯著，表示時間數列資料已不存在一階自我相關，即殘差項符合 white noise 的條件，但仍存在非線性序列相關，即報酬殘差平方項之 Q 統計量顯著，拒絕無序列相關的虛無假設，隱含報酬變異數不為固定。因此我們進一步以 Engle(1982)的 ARCH-LM 檢定方法檢驗序列是否存在 ARCH 效果，從表 4-5 中得知，所有投資組合均存在 ARCH 效果，且達 1% 顯著水準，顯示投資組合報酬的條件變異數皆為異質性。



表4-4 全部樣本公司之序列相關檢定

	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
L-B Q(1)	48.983	116.82	98.68	126.31	116.82	79.621	116.80	97.003	99.463
L-B Q(2)	51.166	130.68	117.23	144.16	134.97	93.153	142.21	107.98	117.92
L-B Q(3)	55.365	141.11	125.63	154.94	149.07	98.106	161.66	115.28	124.49
L-B Q(4)	55.962	141.71	127.02	158.82	151.8	98.293	166.14	115.80	126.86
L-B Q(5)	57.295	145.88	127.45	168.22	154.06	98.308	174.48	115.86	128.22
L-B Q(6)	58.285	146.78	127.45	175.38	154.68	98.527	180.41	116.25	128.31

註1：L-B Q(k)表示落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定。

註2：所有係數均達 1% 顯著水準。

表4-5 全部樣本公司之ARCH效果檢定

	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
L-B Q(6)	6.4278	9.1117	2.6074	11.747	5.9909	1.8504	12.970	4.0992	2.0889
L-B Q(12)	13.371	17.751	13.529	22.926	13.032	9.5520	16.906	15.832	9.6065
L-B Q ² (6)	208.88***	319.13***	159.86***	501.32***	189.76***	136.06***	321.55***	243.40***	130.79***
L-B Q ² (12)	279.14***	442.89***	223.08***	662.14***	269.28***	198.62***	412.73***	364.41***	176.95***
TR ² (6)	108.707***	149.846***	91.512***	228.76***	101.37***	85.26***	180.344***	123.084***	80.2861***
TR ² (12)	100.218***	146.127***	99.942***	209.59***	110.40***	99.20***	169.884***	123.262***	89.3254***

註1：***表 1% 顯著水準。

註2：TR² 為 Engle(1982)的 Lagrange multiplier 檢定；虛無假設 H₀：沒有 ARCH 效果。

五、實證模型參數估計

經由時間數列的模型配適，發現 ARMA(1,1)模型已可解決報酬殘差項一階自我相關的情形，使時間數列符合白噪音條件。接著針對配適過 ARMA 模型的投資組合日報酬率之殘差平方，給予 LM 檢定。由表 4-5 全部樣本公司之 ARCH 效果檢定得知，投資組合日報酬數列具有異質變異的性質，也就是條件變異數會隨著時間的經過而改變，亦即存在(G)ARCH 效果。

再者由於 Bollerslev、Chou and Kroner(1992)表示 GARCH(1,1)已經可以掌握股票報酬異質變異的情形，且 Nelson(1992)也指出即使不知道異質變異的實際情況，任何 $p, q > 1$ 的 GARCH(p, q)模型，估計結果不會有顯著的差異，因此本研究採用 GARCH(1,1)模型來配適台灣上櫃市場各個規模投資組合之日報酬波動。

另外，由於本研究之主要目的為探討公司規模與股票報酬波動之關聯性，GRACH-M 模型強調風險規避的投資者，要求補償其持有股票的風險，模型中股票報酬包括代表風險的條件變異數，條件變異數的增加必須增加風險補償，誘使投資人繼續持有風險遞增的股票。因此，本研究擬以 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 模型，探討投資人面對不同公司規模之投資組合，其承擔較高風險時，是否會要求更高的風險溢酬。以之判斷公司規模與代表風險的股票報酬波動之間是否有所關聯。

表 4-6 全部樣本 ARMA(1,1)- GARCH(1,1)-M 模型參數估計表，分別呈現以資產總額、流通市價總額及營業收入淨額為公司規模之定義時的實證結果。由表中發現， a_0 、 a_1 與 b_1 皆大於 0 及所有 a_1 、 b_1 係數在 1% 顯著水準下均顯著，

此驗證投資組合之日報酬資料具有波動叢聚的現象，變異數確實具有異質特性。且 a_1+b_1 皆小於1，確定變異數收斂，皆為穩定的GARCH模型。

此外GARCH(1,1)模型中的 a_1+b_1 估計值常用來測度市場波動的持續性，較高的 a_1+b_1 代表波動持續的時間較長。由表4-6可看出，無論是以資產總額、流通市價總額或是營業收入淨額為公司規模之定義，將所有樣本公司區分為大規模、中規模、小規模三組投資組合，大規模公司投資組合 a_1+b_1 之係數均較高，分別為0.975835、0.974077及0.962973，顯示大規模公司投資組合的波動持續性較長。

GARCH-M模型的基本設定，是將代表風險的條件變異數納入條件平均數中，成為條件平均數的影響因子，以觀察風險與風險溢酬之間的關係。表4-6指出 d 均為正值，說明風險與代表風險溢酬的條件平均數之間具有正向抵換關係，顯示對於風險規避的投資人而言，若預期投資組合的風險上升，將要求增加風險溢酬，以為承擔遞增風險的補償。

但由表4-6中得知，所有 d 值均不顯著，顯示投資人在承擔風險時要求的風險溢酬，在不同規模的投資組合，並無差異。亦即公司規模大小並不會影響投資人所要求風險溢酬的高低。

表4-6 全部樣本ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M模型參數估計表

係數值	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
a_0	-0.065507 (-0.487261)	-0.159064* (-1.956604)	-0.035961 (-0.388378)	-0.175131** (-2.561455)	-0.084789 (-0.915655)	-0.010096 (-0.076276)	-0.111259 (-1.261129)	-0.064506 (-0.804447)	-0.042361 (-0.353618)
a_1	-0.106363 (-1.035505)	-0.217799*** (-2.736705)	-0.221462** (-2.419397)	-0.132446* (-1.827872)	-0.158529* (-1.760086)	-0.259660** (-2.559414)	0.505546*** (8.447622)	0.316674*** (3.038063)	0.468759*** (5.816284)
a_2	0.300455*** (3.127615)	0.451229*** (6.499099)	0.443741*** (5.540427)	0.373222*** (5.792545)	0.405015*** (5.101429)	0.456801*** (5.076185)	-0.266606*** (-3.827592)	-0.084567 (-0.741572)	-0.257809*** (-2.776155)
a_0	0.336043*** (4.709667)	0.154419*** (5.607920)	0.090258*** (3.506569)	0.167975*** (7.223792)	0.102158*** (3.809327)	0.119669*** (2.832379)	0.124940*** (5.846981)	0.113009*** (3.948811)	0.163056*** (3.302743)
a_1	0.120900*** (5.506074)	0.174620*** (6.775944)	0.126769*** (6.443807)	0.203665*** (7.317064)	0.126562*** (6.201219)	0.095847*** (5.279317)	0.142459*** (7.009100)	0.126972*** (5.810918)	0.156094*** (6.732922)
b_1	0.779483*** (21.26520)	0.761815*** (27.33113)	0.849066*** (40.43100)	0.710029*** (26.83665)	0.842183*** (38.09559)	0.878230*** (38.94744)	0.804439*** (39.49060)	0.832682*** (29.90380)	0.806879*** (32.96610)
d	0.006127 (0.149371)	0.067621 (1.513480)	0.035977 (1.080122)	0.069185 (1.595067)	0.041956 (1.150369)	0.030982 (0.921625)	0.033392 (0.770961)	0.037040 (1.090859)	0.037333 (1.047343)
a_1+b_1	0.900383	0.936435	0.975835	0.913694	0.968745	0.974077	0.946898	0.959654	0.962973
L-B $Q^2(6)$	1.5976	1.7616	5.6560	2.6846	5.7130	9.0665	3.0784	7.2180	5.4383
L-B $Q^2(12)$	4.5002	5.2334	10.940	7.9728	12.164	14.918	8.2299	14.602	10.186
TR ² (6)	1.833796	1.718586	5.885189	3.413900	5.657791	9.325417	3.501007	7.479677	5.515595
TR ² (12)	4.771380	5.473609	11.23520	8.942234	12.75070	14.80860	9.127549	14.19071	10.24940

註 1：括弧內表 z-Statistic。

註 2：***表 1%顯著水準；**表 5%顯著水準；*表 10%顯著水準。

本研究另外就個別公司探討規模對風險溢酬之關係，從樣本中挑選 30 間公司做一實證研究，由表 4-7 個別公司股票之 d 係數估計結果彙總表中可看出，依資產總額、流通市價總額與營業收入淨額分類之個別公司股票之風險係數 d 顯著比例均不高，因此，整體而言，個別公司之規模大小與風險溢酬間並無顯著關係，由此推論認為報酬波動與個別公司之規模大小並無正向關係。

表4-7 個別公司股票之 d 係數估計結果彙總表

d	資產總額			流通市價總額			營業收入淨額		
	小	中	大	小	中	大	小	中	大
不顯著	6	6	8	7	6	7	7	8	7
10%	2	2	0	2	3	1	3	0	2
5%	2	1	1	0	1	1	0	1	0
1%	0	1	1	1	0	1	0	1	1

另外，本研究亦從大規模樣本公司中挑選 10 家代表大規模公司建構投資組合，但研究結果發現風險係數值並不顯著，本研究推論大規模公司已具備規模經濟的效果，在生產成本及產量上均具有優勢，因此公司在經營、營運風險上較有承擔風險的能力，相對表現在股價上經實證分析風險係數值並不顯著，所以投資人並不因為大規模公司而要求較高的風險溢酬。

第三節 考慮產業別之實證結果分析

由上一節研究結果發現，當我們以店頭市場上全部樣本公司為研究對象時，公司規模與報酬波動間沒有關聯性，也就是無論以公司資產總額、流通市價總額或營業收入淨額為規模之定義時， δ 係數均不顯著。因此，進一步考慮是否產業別的不同會影響規模與報酬波動間的關係，本研究將所有樣本公司分為一般產業及新興產業兩大類。一般產業包含食品、紡織、玻璃、營建等，共計 81 家；而新興產業主要以軟體及電子工業為主，共計 67 家，以下分別列述一般產業及新興產業之基本統計量、相關檢定、模型配置之過程及結果。

一、投資組合報酬序列之基本統計量

表 4-8 一般產業投資組合報酬序列之基本統計量及表 4-9 新興產業投資組合報酬序列之基本統計量，分別顯示一般產業及新興產業各種規模投資組合日報酬的平均數、標準差、偏態係數、峰態係數及 Jarque-Bera 的常態分配檢定統計量。一般產業之規模投資組合，依資產總額分類，所有規模投資組合之平均報酬為負的，然而，若是以流通市價總額或營業收入淨額為公司規模的定義時，中規模投資組合之平均報酬為正，大規模及小規模投資組合為負。

新興產業中，以資產總額或流通市價總額為公司規模定義時，小規模投資組合之平均報酬為負，其餘皆為正值。若以營業收入淨額分類時，大、中、小規模之投資組合之平均報酬均為正值。此與一般產業之上櫃公司投資組合有很大的差異。

另外，由偏態係數、峰態係數及 Jarque-Bera 的常態分配檢定得知，所有一般產業投資組合股價日報酬率皆不服從常態分配，且呈現高狹峰的情形(峰態係數大於 3)，亦即是所謂的厚尾(fat-tailed)現象。在新興產業方面，無論何種分類下，所有小規模及中規模投資組合均拒絕符合常態分配之虛無假設。然而所有大規模投資組合均服從常態分配。

二、單根檢定

表 4-10 一般產業投資組合之單根檢定及表 4-11 新興產業投資組合之單根檢定，分別顯示一般產業及新興產業投資組合之 ADF 單根檢定。由表 4-10 及表 4-11 中可以看出，不論有無截距項或是趨勢項，所呈現的 T 值皆小於 1% 顯著水準下之臨界值，因此所有投資組合日報酬率之時間數列資料，均拒絕有單根存在的虛無假設，為穩定的時間數列。

表4-8 一般產業投資組合報酬序列之基本統計量

	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
平均數	-0.0466	-0.00163	-0.0043	-0.02959	0.032458	-0.03033	-0.011050	0.010551	-0.005098
標準差	1.794928	1.50457	1.437616	1.407556	1.550699	1.586721	1.477558	1.464511	1.734807
偏態係數	-0.02801	0.602953	0.472035	0.750312	0.299309	0.514623	0.592449	0.477494	0.631077
峰態係數	8.059911	5.770449	5.817774	7.087629	5.210421	5.591879	5.987292	5.720679	6.007736
Jarque-Bera	1532.083***	546.2543***	528.3952***	1134.475***	313.7843***	430.3374***	617.9524***	497.4601***	636.5975***

註1：Jarque-Bera為常態分配的檢定統計量，其虛無假設為服從常態分配；計算方式： $J-B=T[\text{skewness}^2/6+(\text{kurtosis}-3)^2/24]$ 。

註2：***代表 1%顯著水準。

表4-9 新興產業投資組合報酬序列之基本統計量

	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
平均數	-0.02769	0.022992	0.084734	-0.00112	0.026064	0.100056	0.091696	0.041977	0.090958
標準差	2.822215	2.230244	2.44499	2.764937	2.297458	2.445302	2.947239	2.351675	2.451665
偏態係數	0.119669	0.15051	0.059515	0.266466	0.16454	0.056052	0.239675	0.129985	0.054756
峰態係數	2.91915	3.459911	3.084863	3.092133	3.247791	3.036236	3.073369	3.258486	3.048171
Jarque-Bera	2.837321*	18.07751***	1.278622	17.5016***	10.15333***	0.830521	14.07034***	8.041586**	0.856406

註1：Jarque-Bera為常態分配的檢定統計量，其虛無假設為服從常態分配；計算方式： $J-B=T[\text{skewness}^2/6+(\text{kurtosis}-3)^2/24]$ 。

註2：***代表 1%顯著水準；**代表 5%顯著水準；*代表 10%顯著水準。

表4-10 一般產業投資組合之單根檢定

		依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
		小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
沒有截距項	ADF(6)	-12.95862	-12.39414	-13.10567	-11.76781	-12.90263	-13.59157	-12.34707	-13.60316	-13.07733
及趨勢項	ADF(12)	-10.07527	-9.382065	-8.714843	-8.999030	-9.789330	-8.674079	-9.666447	-8.486306	-8.799296
僅有截距項	ADF(6)	-13.00536	-12.39430	-13.10554	-11.79895	-12.90059	-13.62538	-12.34501	-13.59843	-13.08339
	ADF(12)	-10.15867	-9.396767	-8.724243	-9.067793	-9.782397	-8.717369	-9.674187	-8.481210	-8.799404
有截距項及	ADF(6)	-13.02225	-12.38316	-13.09823	-11.78857	-12.89353	-13.68410	-12.33048	-13.59025	-13.07540
趨勢項	ADF(12)	-10.21047	-9.390419	-8.723779	-9.074040	-9.786977	-8.797742	-9.659777	-8.472750	-8.790649

註1：沒有截距項及趨勢項、僅有截距項、有截距項及趨勢項，1%顯著水準之ADF臨界值分別為-2.5672、-3.4378、-3.9697。

註2：所有值均達1%顯著水準，亦即資料為定態。

註3：ADF單根檢定之虛無假設 H_0 ：存在單根。

表4-11 新興產業投資組合之單根檢定

		依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
		小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
沒有截距項	ADF(6)	-12.22162	-13.31310	-13.33650	-13.54587	-13.05114	-13.55346	-12.03558	-12.40619	-13.98046
及趨勢項	ADF(12)	-7.789290	-8.484368	-8.911449	-8.780623	-8.726627	-8.942356	-10.02274	-8.129653	-9.192845
僅有截距項	ADF(6)	-12.23698	-13.30777	-13.35418	-13.54195	-13.04585	-13.58677	-12.04416	-12.40150	-13.98129
	ADF(12)	-7.802206	-8.480198	-8.923818	-8.779315	-8.721809	-8.972214	-10.05355	-8.126414	-9.206576
有截距項及	ADF(6)	-12.29352	-13.30508	-13.35248	-13.53641	-13.03679	-13.58743	-12.03645	-12.39621	-13.97401
趨勢項	ADF(12)	-7.848270	-8.483481	-8.918392	-8.778059	-8.713534	-8.971321	-10.06594	-8.111591	-9.209675

註1：沒有截距項及趨勢項、僅有截距項、有截距項及趨勢項，1%顯著水準之ADF臨界值分別為-2.5672、-3.4378、-3.9697。

註2：所有值均達1%顯著水準，亦即資料為定態。

註3：ADF單根檢定之虛無假設 H_0 ：存在單根。

三、序列相關檢定

本研究利用 Ljung-Box 提出的 Q 統計量，來檢定殘差有無自我相關情形。由表 4-12 一般產業投資組合之序列相關檢定及表 4-13 新興產業投資組合之序列相關檢定可知，無論依資產總額、流通市價總額或營業收入淨額分類，所有一般產業或新興產業之投資組合，在落後 1 至 6 期的 Ljung-Box 檢定統計量均達 1% 顯著水準，顯示投資組合之日報酬率，存在線性之序列相關。

四、ARCH 效果檢定

因台灣店頭市場一般產業及新興產業的投資組合報酬序列均存在一階自我相關的情形，所以本研究採 ARMA(1,1) 模型進行配適。表 4-14 一般產業投資組合之 ARCH 效果檢定及表 4-15 新興產業投資組合之 ARCH 效果檢定，顯示配置過 ARMA(1,1) 後一般產業及新興產業投資組合之 ARCH 效果檢定。由表 4-14 及表 4-15 可看出，L-B $Q(k)$ 即使落後 12 期，在 1% 顯著水準下仍均不顯著，顯示一般產業及新興產業的所有投資組合報酬序列皆已不存在線性序列相關，但投資組合報酬數列的檢定統計值 L-B $Q^2(k)$ 高度顯著，顯示存在非線性序列相關，報酬數列之變異數不為固定。

因此，我們以 Engle(1982) 的 ARCH-LM 檢定方法檢驗序列是否存在 ARCH 效果。從表 4-14 及表 4-15 得知，一般產業及新興產業中，所有投資組合之 ARCH-LM 檢定統計量 TR^2 均顯著，因此拒絕沒有 ARCH 效果之虛無假設，表示 ARCH 效果存在，且達 1% 顯著水準，顯示投資組合報酬的條件變異數皆為異質性，即條件變異數會隨時間的經過而改變。因此，可使用(G)ARCH 模型分析台灣上櫃公司股票報酬之波動性。

表4-12 一般產業投資組合之序列相關檢定

	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
L-B Q(1)	29.664	103.88	90.12	127.34	69.235	55.463	114.78	62.985	72.379
L-B Q(2)	33.231	114.49	96.317	147.76	77.49	58.013	139.52	66.912	75.642
L-B Q(3)	41.871	124.79	102.68	158.48	99.439	58.069	156.36	78.258	76.166
L-B Q(4)	41.95	126.96	103.87	162.63	99.857	64.036	160.87	78.273	76.548
L-B Q(5)	42.667	135.63	105.96	175.49	104.02	64.051	171.35	80.708	77.458
L-B Q(6)	43.448	138.5	108.85	185.09	107.64	64.083	178.62	82.859	77.749

註 1： L-B Q(k)表示落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定。

註 2：所有係數均達 1% 顯著水準。

表4-13 新興產業投資組合之序列相關檢定

	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
L-B Q(1)	64.39	115.07	92.259	97.359	118.17	79.698	100.60	107.44	90.238
L-B Q(2)	64.667	130.63	108.65	100.55	133.86	93.8	104.13	122.94	105.75
L-B Q(3)	64.706	133.91	114.27	100.56	138.88	98.975	112.80	125.39	111.89
L-B Q(4)	64.711	133.99	116.1	100.92	140.43	99.681	114.35	125.86	114.34
L-B Q(5)	64.946	134.57	116.12	100.97	141.01	99.718	115.00	125.87	114.81
L-B Q(6)	68.688	134.58	116.45	101.67	141.01	99.964	118.77	127.10	114.81

註 1： L-B Q(k)表示落後 k 階的 Ljung-Box 統計檢定。

註 2：所有係數均達 1% 顯著水準。

表4-14 一般產業投資組合之ARCH效果檢定

	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
L-B Q(6)	15.614	12.963	16.965	14.917	22.771	15.279	15.075	19.121	2.7969
L-B Q(12)	26.415	21.618	31.733	28.309	28.946	21.562	22.200	42.051	25.548
L-B Q ² (6)	88.851***	418.54***	670.37***	541.27***	270.76***	131.14***	389.18***	453.69***	986.35***
L-B Q ² (12)	116.74***	575.48***	984.28***	693.20***	443.11***	151.54***	488.42***	720.91***	1499.0***
TR ² (6)	58.715***	197.56***	274.57***	245.96***	145.14***	80.757***	200.69***	203.04***	357.23***
TR ² (12)	59.766***	198.67***	218.18***	227.03***	163.03***	85.989***	196.40***	195.34***	297.15***

註 1：***表 1%顯著水準。

註 2：TR² 為 Engle(1982)的 Lagrange multiplier檢定；虛無假設 H₀：沒有 ARCH 效果。

表4-15 新興產業投資組合之ARCH效果檢定

	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
L-B Q(6)	3.8037	1.5750	2.2788	1.2318	1.5472	1.6886	13.303	2.3209	1.8439
L-B Q(12)	7.9030	10.788	9.2961	10.093	8.4195	7.5958	27.511	11.021	7.2902
L-B Q ² (6)	135.92***	210.05***	138.63***	96.136***	151.60***	123.15***	641.35***	193.43***	109.64***
L-B Q ² (12)	186.79***	312.62***	218.11***	132.54***	230.28***	194.95***	1042.5***	302.50***	164.85***
TR ² (6)	72.10236*	119.5909*	90.61135*	58.91847*	90.98517*	83.44545*	271.51***	117.85***	74.696***
TR ² (12)	83.73792*	125.4734*	109.6085*	65.21447*	108.9188*	100.8612*	276.55***	132.13***	90.044***

註 1：***表 1%顯著水準；*表 10%顯著水準。

註 2：TR² 為 Engle(1982)的 Lagrange multiplier檢定；虛無假設 H₀：沒有 ARCH 效果。

五、實證模型參數估計

表 4-16 一般產業 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 模型參數估計表及表 4-17 新興產業 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 模型參數估計表，分別呈現將全部樣本公司分為一般產業與新興產業兩大類，以資產總額、流通市價總額及營業收入淨額為公司規模之定義時的實證結果。由表 4-16 及表 4-17 中發現， a_0 、 a_1 與 b_1 皆大於 0 且所有 a_1 、 b_1 係數在 1% 顯著水準下均顯著，此驗證投資組合之日報酬資料具有波動叢聚的現象，變異數確實具有異質特性。另外， a_1+b_1 皆小於 1，確定變異數收斂，皆為穩定的 GARCH 模型。

此外 GARCH(1,1)模型中的 a_1+b_1 估計值常用來測度市場波動的持續性，較高的 a_1+b_1 代表波動持續的時間較長。由表 4-16 可看出，一般產業中，中規模公司投資組合 a_1+b_1 之係數均較高，分別為 0.948607、0.966594 及 0.960836，顯示中規模公司投資組合的波動持續性較長。而表 4-17 顯示，新興產業中，大規模公司投資組合 a_1+b_1 之係數均較高，分別為 0.984101、0.984427 及 0.986367，顯示大規模公司投資組合的波動持續性較長，此與以全部樣本公司為研究對象時相同。

另外表 4-16 及表 4-17 指出 d 均為正值，說明風險與代表風險溢酬的條件平均數之間具有正向抵換關係，顯示對於風險規避的投資人而言，若預期投資組合的風險上升，將要求增加風險溢酬，以為承擔遞增風險的補償。

但由表 4-16 及表 4-17 中得知，在以新興產業為研究對象時，無論以公司資產總額、流通市價總額或營業收入淨額為公司規模之定義時，所有 d 值均不顯著，顯示公司規模的大小並不會影響投資人在其承擔較高的風險時，要求較高

的風險溢酬。然而，以一般產業為研究對象時，我們發現，大規模公司的 d 係數值顯著，分別為 0.066189、0.061384 及 0.073118，顯示公司規模的大小會影響投資人要求風險溢酬。

本研究樣本中一般產業的選取以傳統產業為主，推論認為投資人投資傳統產業會選擇較具規模的公司，但相對也會要求較多的風險溢酬，而小規模、中規模公司並不如新興產業或高科技公司，投資人並不熱衷此投資標的，因此整體而言不顯著。本研究樣本中新興產業主要為高科技公司，是投資人熱衷偏好的投資標的，小規模公司亦有潛力，仍受投資人注意與青睞，所以在規模分類上風險溢酬不顯著。

表4-16 一般產業ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M模型參數估計表

係數值	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
a_0	-0.038576 (-0.358915)	-0.126108* (-1.757790)	-0.158808*** (-2.874315)	-0.164855*** (-2.654526)	-0.134817* (-1.677147)	-0.071239 (-0.690316)	-0.108208 (-1.437128)	-0.160570*** (-3.208042)	-0.170636** (-2.424402)
a_1	-0.524716*** (-8.471338)	-0.197150*** (-2.772000)	0.298286*** (3.598536)	-0.296010*** (-4.655472)	-0.399469*** (-5.683646)	-0.058386 (-0.873472)	0.543390*** (9.752970)	-0.225228** (-2.281596)	0.404267*** (4.429815)
a_2	0.648219*** (12.52569)	0.419671*** (6.537825)	-0.085233 (-0.983144)	0.503869*** (9.049675)	0.575909*** (9.315179)	0.237919*** (3.995770)	-0.333904*** (-5.037683)	0.408808*** (4.545607)	-0.245634** (-2.474599)
a_0	0.189913*** (4.776868)	0.111543*** (4.764420)	0.108645*** (6.076005)	0.164043*** (6.962746)	0.071485*** (4.850952)	0.218573*** (6.171444)	0.188077*** (5.902971)	0.104145*** (5.349620)	0.160423*** (6.106166)
a_1	0.110630*** (7.259237)	0.167076*** (7.046149)	0.186353*** (7.934927)	0.246731*** (8.398041)	0.089376*** (6.960182)	0.132276*** (6.758690)	0.204058*** (7.728575)	0.229990*** (9.129437)	0.173134*** (8.360600)
b_1	0.829369*** (34.23477)	0.781531*** (31.22932)	0.759426*** (31.43728)	0.671517*** (26.12609)	0.877218*** (61.05907)	0.774779*** (26.94075)	0.704410*** (23.08611)	0.730846*** (31.34579)	0.767995*** (36.89124)
d	0.010029 (0.272002)	0.047504 (1.207180)	0.066189* (1.838288)	0.048017 (1.371608)	0.051999 (1.479780)	0.061384* (1.740284)	0.019955 (0.466791)	0.049740 (1.553631)	0.073118** (2.388066)
a_1+b_1	0.939999	0.948607	0.945779	0.918248	0.966594	0.907055	0.908468	0.960836	0.941129
L-B $Q^2(6)$	1.5246	3.2444	8.7759	3.9769	8.0199	2.3409	1.3780	8.2392	12.540
L-B $Q^2(12)$	4.5185	7.3582	14.481	8.5145	14.632	5.4886	4.6278	11.450	17.253
TR ² (6)	1.552311	3.412951	9.577035	4.591468	6.534556	1.995661	1.600182	9.455673	12.29558
TR ² (12)	4.669010	8.931713	15.54936	9.560024	14.28908	5.429156	5.520214	12.27644	17.07389

註 1：括弧內表 z-Statistic。

註 2：***表 1%顯著水準；**表 5%顯著水準；*表 10%顯著水準。

表4-17 新興產業ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M模型參數估計表

係數值	依資產總額分			依流通市價總額分			依營業收入淨額分		
	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模	小規模	中規模	大規模
a_0	0.079023 (0.354458)	-0.182471 (-1.437529)	0.016266 (0.113555)	-0.112401 (-0.479625)	-0.104125 (-0.751104)	0.012406 (0.078838)	-0.096363 (-0.623926)	-0.037799 (-0.305705)	-0.021096 (-0.122333)
a_1	0.089901 (0.794376)	-0.072398 (-0.646396)	-0.278661*** (-2.831599)	0.098510 (0.988411)	-0.129308 (-1.326559)	-0.300455 (-2.906547)	0.096946 (0.918211)	0.385094*** (4.129537)	0.494417*** (5.627582)
a_2	0.163970 (1.501528)	0.308032*** (2.984244)	0.481526*** (5.609678)	0.153331 (1.600173)	0.374909*** (4.265727)	0.488535*** (5.385803)	0.141239 (1.321632)	-0.152933 (-1.478461)	-0.299148 (-2.950322)
a_0	0.178444** (1.987719)	0.153628*** (3.576393)	0.095679** (2.448471)	0.357381*** (2.976739)	0.116575*** (0.116575)	0.091430** (2.299567)	0.208368*** (2.949709)	0.073123*** (2.676206)	0.208620*** (2.667248)
a_1	0.082227*** (3.727309)	0.101487*** (5.533067)	0.081746*** (5.363996)	0.078474*** (4.715234)	0.089058*** (0.089058)	0.069231*** (4.620889)	0.101944*** (5.253123)	0.096366*** (5.034925)	0.075105*** (5.138048)
b_1	0.893580*** (33.85759)	0.865497*** (38.02581)	0.902355*** (51.10778)	0.870751*** (31.71244)	0.887980*** (0.887980)	0.915196*** (50.95294)	0.870816*** (40.38226)	0.867716*** (31.85783)	0.911262*** (56.94030)
d	0.011477 (0.355254)	0.045567 (1.470510)	0.018665 (0.657617)	0.014730 (0.415584)	0.027109 (0.855035)	0.022925 (0.747307)	0.019930 (0.899813)	0.019266 (0.699539)	0.026270 (0.783555)
a_1+b_1	0.975807	0.966984	0.984101	0.949225	0.977038	0.984427	0.97276	0.964082	0.986367
L-B $Q^2(6)$	7.5465	11.341	12.058	6.1341	11.903	13.623	18.673	12.747	8.4558
L-B $Q^2(12)$	18.273	13.984	17.540	14.633	18.437	19.726	24.931	17.672	14.571
TR ² (6)	7.323197	11.82277	12.48929	5.632813	11.80934	14.10788	18.29210	12.84680	8.673868
TR ² (12)	15.98712	14.75843	18.18072	14.13584	18.64353	19.73627	23.72236	18.16895	14.81155

註 1：括弧內表 z-Statistic。

註 2：***表 1%顯著水準；**表 5%顯著水準。

綜合本章第二節與第三節之分析，本研究分別以資產總額、流通市價總額及營業收入淨額為公司規模之定義，依照公司的規模分大中小三組，以 GARCH-M 模型探討台灣上櫃公司規模與股票報酬波動之關聯性，實證結果歸納如下：

1. 所有投資組合都具有異質變異的現象，且其參數估計值都很顯著，即 GARCH(1,1)模型已能確實掌握報酬波動的性質。台灣店頭市場報酬波動性具有顯著的群聚(Clustering)現象，隱含當期的風險可由過去的風險加以預測。
2. 無論以公司資產總額、流通市價總額或營業收入淨額為公司規模之定義時，結果均發現 δ 並不顯著，顯示公司規模之大小與股票報酬波動程度無關。
3. 產業別的不同會影響公司規模與報酬波動之關係。對一般產業而言，公司規模愈大，報酬波動程度愈高，投資人較有可能會要求更高的風險溢酬；然而在新興產業方面，公司規模之大小與股票報酬波動並無關聯。

第五章 結論與建議

第一節 結論

股票報酬波動的推估一直是財務經濟學者在金融資產的價格行為方面所關心的焦點，只是以往在預測波動的方法上，究竟採用何種計量模型來估計所得到的結果會具有較佳的解釋能力，並無一致的看法。直到Engle(1982)，Bollerslev(1986)分別提出ARCH及GARCH模型後，因為(G)ARCH模型的設計能夠反應出金融資產價格波動的叢聚現象，即資產價格小幅度的波動之後常伴隨著小幅度的波動，而大幅度的波動之後常伴隨著大幅度的波動，因此ARCH及GARCH模型能夠描述金融資產價格波動會隨時間改變的特性而廣為學者採用。

根據過去的實證研究，一般而言，以ARCH及GARCH模型所做的實證分析，均已確定資產報酬率之波動有隨時間改變而改變的特性。Bollerslev et al. (1992)證明金融市場資產價格的波動行為具有可預測性，許多實證結果更顯示GARCH(1,1) 模型已足以描繪多數經濟變數的波動型態。換言之，文獻上普遍認為ARCH 與GARCH 模型能夠掌握金融資產價格風險集結的特性，亦即波動叢聚性的現象。

另外，有實證研究顯示，除了風險係數 以外，還有其他因素會影響股票的報酬：Banz(1981)與Reinganum(1981)研究結果發現「公司規模效應」(Firm Size Effect)；Fama和French (1992)更經由實證結果發現，公司規模及淨值市價比可以解釋股票報酬。Duffee(1994)研究1977年至1991年間，NYSE及AMEX上市股票報酬與報酬波動的關聯

性，以資產總額為公司規模的定義，研究結果發現規模與報酬波動有關，小規模公司群組的股票報酬與報酬波動間的關係比大規模公司群組強烈。近年來，國內學者也針對股票報酬波動與規模的關係進行研究，例如張升賓(民78)發現股票價格之震盪幅度的確存在著顯著的公司規模效應；謝宗良(民82)則認為公司規模愈小，股價波動幅度愈大，等等皆說明公司規模與報酬波動間存在著某種關聯性。

本研究利用 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-M 模型，探討台灣上櫃公司規模與股票報酬波動之關聯性，研究目的為分析台灣股票市場中，上櫃公司規模與股價報酬波動之間的關聯性；比較以流通市價總額、公司資產總額及營業收入淨額等，不同規模評估方式與報酬波動間的關係；另外，更進一步將上櫃公司分為一般產業及新興產業兩大類，並探討產業別的不同是否會影響公司規模與報酬波動間之關聯性。

本研究以1997年1月至2002年5月為研究期間，使用日報酬資料，針對台灣股票店頭市場普通股股票加以研究(基於金融業負債大而股本小，及具有較高的財務槓桿之產業特性，容易混淆結果，因此本研究排除金融業為樣本)，共計148家上櫃公司，其中包含一般產業(包括食品、紡織、玻璃、營建等)81家及新興產業(主要以軟體及電子工業為主)67家。

本研究的實證結果可歸納出以下的幾點結論：

1. 台灣店頭市場報酬波動性具有顯著的群聚(Clustering)現象，隱含當期的風險可由過去的風險加以預測。
2. 無論以公司資產總額、流通市價總額或營業收入淨額為公司規模之定義時，結果均發現，公司規模之大小與股票報酬波動程度無關。

3. 產業別的不同會影響公司規模與報酬波動之關係。對一般產業而言，公司規模愈大，報酬波動程度愈高，投資人較有可能會要求更高的風險溢酬；然而在新興產業方面，公司規模之大小與股票報酬波動並無關聯。

本研究結果與先前學者之研究有所不同，主要是本研究是以上櫃公司為研究對象，且採用 GARCH(1,1)模式衡量報酬波動。

綜合而言，公司資產總額、通市價總額及營業收入淨額均可為公司規模大小的參考指標。針對一般產業的公司而言，公司規模大小為影響報酬波動之因素，當投資人在建構投資組合時，可考慮此一因素。

第二節 對後續研究之建議

1. 影響股票報酬的因素很多，後續研究可針對其他公司替代變數(如：本益比、淨值市價比等)，或其他總體經濟變數、市場制度變數(如：漲跌幅限制)等因素進行股票報酬行為之相關研究。
2. 本研究以台灣股票店頭市場為主要研究對象，研究期間自 1997 年 1 月至 2002 年 5 月，採用日報酬資料，後續研究可考慮以不同頻率(如：週資料、分鐘資料等)的報酬資料，以期得到更完整的結果。
3. 本研究採用對稱的 GARCH(1,1)模型來探討股票報酬之波動，還有其他不對稱

模型，如 EGARCH、TGARCH 等，以不對稱模型來探討股市的波動性，是否有不同的現象。

4. 本研究將全部樣本區分為一般產業及新興產業兩大類以探討產業別之不同是否會影響規模與報酬波動之關聯，後續研究可考慮不同的樣本分類方式(如：上櫃期間的長短)。
5. 在研究中的估計期間，仍無法避免有許多事件發生，如：經濟事件、地震、政權輪替等等，這些事件存在的資訊內涵，對投資者的投資策略不無影響，但此類資訊在本研究並未予以考量，因此建議後續研究，可考慮這些事件是否會影響股票報酬之波動。

參考文獻

一、中文部分

- 王耀輝(民 84),「台灣股票市場加權指數與交易量日內行為之研究 - 時間數列相關模型之綜合應用」, 國立台灣大學財務金融學系研究所碩士論文。
- 古永嘉、李鑑剛(民 87),「台灣股票市場報酬率之橫斷面與縱斷面混和分析」, *輔仁管理評論*, 第五卷第一期, 77-96 頁。
- 李命志、林苑宜(民 89),「台灣股市規模效應與淨值市價比效應實證研究」, *台灣經濟金融月刊*, 第三十六卷第九期, 88-98 頁。
- 李俊龍(民79),「公司規模、負債權益比與股票報酬關係之實證研究」, 私立東海大學企業管理研究所碩士論文。
- 吳建瑩(民 76),「台灣股票市場上市公司規模效果之研究」, 私立淡江大學金融研究所碩士論文。
- 林天中(民 87),「台灣股票市場三因子：系統風險、公司規模及淨值市價比實證研究」, 國立清華大學經濟研究所碩士論文。
- 林秋炭(民 80),「經濟因素、公司規模與股票報酬率關係之研究」, 私立東海大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 林建廷(民 90),「台灣股票市場因子探討」, 國立東華大學國際經濟研究所碩士論文。
- 林華德 王姓(民 84),「台灣股市成交量對股價波動的影響 1986-1994— GARCH 修正模型的應用」, *企銀季刊*, 第十九卷第二期, 40-58 頁。
- 周志隆(民 80),「股票風險波動之研究 異質條件變異數分析法」, 國立台灣大學商學研究所碩士論文。
- 胡玉雪(民 83),「益本比、淨值 / 市價比及公司規模對股票報酬之影響 相似無關迴歸法之應用」, 國立台灣大學商學研究所未出版碩士論文。
- 陳建良(民83),「我國股票市場異常現象之實證研究」, 國立交通大學管理科學研究所碩士論文。
- 陳裴紋(民 84),「台灣股票市場報酬率與波動性預測之研究— ARCH family 模型之運用」, 國立台灣大學財務金融學系研究所碩士論文。
- 陳惠萍(民 87),「股票報酬率之橫斷面分析-以台灣及上海之股票市場為例」, 私立逢甲大學企業管理研究所碩士論文。
- 許維真(民85),「何種本益比資料有助於選股 台灣股市橫斷面報酬率影響因素之研究」, 國立台灣大學商學研究所未出版碩士論文。
- 彭國根(民86),「規模及淨值與規模比對股票報酬之影響 台灣股票市場之實證研究」, 私立東吳大學企業管理研究所碩士論文。

- 張升賓(民 78),「股價震盪幅度的衡量與分析」,國立中山大學企業管理研究所碩士論文。
- 蔡文賢、林建煌及蔡佳靜(民 90),「現金流量、帳面價值、市場價值、帳面價值對市場價值比率與股票報酬之關係—台灣股票市場規模效果之研究」,《輔仁管理評論》,第八卷第二期,141-164 頁。
- 蔡玠施(民84),「亞洲股市間動態波及效果之實證研究—GARCH模型之應用」,國立台灣大學財務金融學系研究所碩士論文。
- 蕭翠玥(民77),「台灣地區上市公司股票報酬規模效應之實證研究」,國立中山大學企業管理研究所碩士論文。
- 鄭瑞彬(民 86),「台灣與亞洲股市股票報酬之分析—GARCH 模型之應用」,私立逢甲大學經濟學系研究所碩士論文。
- 盧麗安(民 85),「財務基本分析與台灣股價表現」,國立中山大學財務管理研究所碩士論文。
- 謝宗良(民 82),「股權分散、公司規模、股票週轉率對股價波動性影響之研究—台灣上市公司之實證研究」,國立中興大學企業管理研究所碩士論文。
- 顧廣平、吳壽山及許和鈞(民 84),「漲跌幅限制與公司規模對股票報酬之影響—台灣股票市場之實證研究」,《證券市場發展季刊》,第七卷第二期,1-28 頁。

二、英文部分

- Akgiray,V.(1989),“Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts,” *Journal of Business*, Vol.62, pp.55-80.
- Banz, W. Rolf (1981), “The relationship between return and market value of common stock”, *Journal of Financial Economics*, Vol.9, pp.3-18.
- Barber,W. C., jr. ,S. Mukherji and G.A. Raines(1996), “Do sales-price and debt-equity explain stock returns better than book-market and firm size,” *Financial Analysts Journal*, March/April 1996, pp.56-60.
- Bhandari, L. C.(1988), “Debt-equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence,” *Journal of Finance* ,Vol.43, pp.507-528.
- Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.
- Bollerslev, T., Chou, R. and K. Kroner(1992), “ARCH Modeling in Finance : A Review of The Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Econometrics*, Vol.2, pp.5-59.
- Box, G. and Jenkins, G. (1970), Time Series Analysis, Forecasting, and Control, San Francisco, Calif.: Holden Day.
- Chan, K. C. and N. F. Chen (1991), “Structural and return characteristics of small

- and large firms,” *Journal of Finance*, Vol.46, pp.1467-1485.
- Cheung Yin-Wong, and Lilian K. Ng (1992), “Stock Price Dynamics and Firm Size: An Empirical Investigation,” *The Journal of Finance*, pp.1985-1997.
- Chou, R. Y.(1988), “Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH,” *Journal of Applied Economics*, Vol.3, pp.279-294.
- Chu,S.,and Freund,S.(1996), “Volatility Estimation for Stock Index Options : A GARCH Approach,” *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.36, pp.431-450.
- De Santis, G. and S. Imrohorglu (1997), “Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets,” *Journal of International Money and Finance*, Vol.16, pp.561-579.
- Duffee, R Gregory(1994), “Stock Return and Volatility : A Firm Level Analysis,” *Journal of Financial Economics*, Vol.37, pp.399-420.
- Engle, R.F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation,” *Econometrica*, Vol.50, pp.987-1008.
- Engle, R. F, D. Lilien, and R. Robins (1987), “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model,” *Econometrica*, Vol.55, pp. 391-407.
- Fama, E. F. (1965), “The Behavior of Stock Market Prices,” *Journal of Business*, Vol.38, pp.34-105.
- Fama, E. F. and K. F. French(1992), “The cross-section of expected stock returns.” *Journal of Finance*, Vol.47, pp.427-466.
- French, Kenneth R., Schwert, G. William, and Stambaugh, Robert F. (1987), “Expected Stock Returns and Volatility,” *Journal of Financial Economics*, Vol.19, pp.3-30.
- Garza-Gomez, Xavier, Jiro Hodoshima, and Michio Kunimura (1998), “Does Size Really Matter in Japan?” *Financial Analysts Journal*, pp.22-34.
- Kim, D. and S. Kon (1994), “Alternative Models for The Conditional Heteroskedasticity of Stock Returns,” *Journal of Business*, Vol.67, pp.563-588.
- Koutmos, G., Lee, U., and P. Theodossiou (1994), “ Time-varying Betas and Volatility Persistence in International Stock Markets,” *Journal of Economics and Business*, Vol.46, pp.101-112.
- Lamoureux, C. and W. Lastrapes (1990a), “Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume vs. GARCH Effects,” *Journal of Finance*, Vol.45, pp.221-229.
- Mandelbrot, B. (1963), “The Variation of Certain Speculative Prices,” *Journal of Business*, Vol.36, pp.394-419.

- McCurdy, T. H. and Morgan, I. (1988) "Testing the Martingale Hypothesis in Deutsche Mark Futures with Models Specifying the Form of the Heteroskedasticity," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.3, pp.187-202.
- Morgan, I.G. (1976), "Stock Prices and Heteroskedasticity," *Journal of Business*, Vol.9, pp.496-508.
- Mukherji, S., M. S. Dhatt, and Y. H. Kim(1997), "A fundamental analysis of Korean stock returns," *Financial Analysts Journal*, pp.75-81.
- Nelson, D. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol.59, pp.347-370.
- Reinganum, Marc R. (1981), " Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yield and Market Values," *Journal of Financial Economics*, Vol.9, pp.19-46.
- Schwert, G. W. and J. P. Seguin (1990), "Heteroskedasticity in Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol.45, pp.1129-1156.
- Shawky, H. A. and A. Marathe(1995), "Expected Stock Returns and Volatility in a Two-Regime Market," *Journal of Economics and Business*, Vol.47, pp.409-421.