

東海大學
企業管理學系碩士班
碩士學位論文

公司規模與訊息外溢效果之研究

Studies of Firm Size and Information Spillover



指導教授：莊文議 博士

研究生：溫啟閔 撰

中華民國九十四年七月

東海大學企業管理學系碩士班

溫 啟 閔 君所撰碩士論文：

公司規模與訊息外溢效果之研究

業經本委員會審議通過

碩士論文口試委員會委員 劉祥熹 (劉祥熹)

黃琛瑞 (黃琛瑞)

指導教授 莊文議 (莊文議)

系主任 劉韻僖 (劉韻僖)

中華民國 九 十 四 年 七 月 二 十 七 日

誌 謝

在東海企研所短暫兩年的求學時光裡，能在兼顧完成所上沉重課業下完成這份論文，最重要是要感謝恩師莊文議老師不辭辛勞的論文指導，陪我們到最後一刻，一起畫下完成的句點，在此致上最真誠的敬意與感恩。此外，感謝口試委員劉祥熹教授嚴謹的審閱與建議，和黃瑞琛老師的賜教，讓這次論文更臻完整。

感恩莊家同門真真、琪雯，企研所師長，企研所同學：欣宏、弘源、建元、正昌、詠廷(Peter)、哲豪、豆豆、雅婷、千慧、惠淳，貿研所同學：友千、亦成、志龍、志成，宗研所學長許恆嘉等，在課業上的提攜與關懷，讓我能求學順利。

溫啟閔謹識於

民國九十四年七月

摘要

從過去的文獻中可知，報酬率、波動與成交量是重要的訊息變數。公司規模間的訊息傳遞可以分為兩種類型：一為大公司股票之訊息變數影響小公司股票的訊息變數，另一為小公司股票之訊息變數影響大公司股票的訊息變數。先前關於大公司和小公司之間訊息外溢效果的實證研究中，皆以相同變數的訊息外溢效果為主要研究方向，然而若以動態觀點檢視，交叉變數訊息外溢效果亦是一個重要的議題，故本研究的主要目的是要檢測大公司與小公司投資組合間之相同變數與交叉變數之訊息外溢效果。

本研究利用VAR(3)-EGARCH(1,1) 模型，實證民國83年至92年股市，大公司投資組合和小公司投資組合間之相同變數和交叉變數訊息外溢效果，得到的實證結果如下：一、就相同變數外溢效果而言，(1) 前期大公司投資組合報酬率有助於預測當期小公司投資組合報酬率；(2) 前期小公司投資組合報酬波動有助於預測當期大公司投資組合報酬波動；(3) 前期大公司投資組合報酬波動有助於預測當期小公司投資組合報酬波動；(4) 前期小公司投資組合成成交量週轉率有助於預測當期大公司投資組合成成交量週轉率。二、就交叉變數外溢效果而言，(1) 前期大公司投資組合報酬率有助於預測當期小公司投資組合成成交量週轉率；(2) 前期小公司投資組合成成交量週轉率有助於預測當期大公司投資組合報酬波動。

經由實證結果得知，大公司投資組合訊息變數與小公司投資組合訊息變數之間存在外溢效果，因此本研究建議投資人在進行投資決策時，均須注意大公司與小公司的訊息變數，以期幫助投資人進行投資決策。

關鍵字：外溢效果、公司規模、EGARCH

Abstract

An emerging body of empirical literature suggests that all of returns, volatility, and trading turnover play an important role in information transmission. There are two types of information spillovers between large-size stocks and small-size stocks: the information spillovers from the variables associated with the large-size stocks to those associated with the small-size stocks as well as the information spillovers from the variables associated with the small-size stocks to those associated with the large-size stocks. Extant literature which studies the information spillover effect focusing on the same-variable information spillover effect. However, in a dynamic context, the cross-variable information spillover effect is also an important issue. The purpose of this paper is to comprehensively examine these two types of the information spillover effects between the large- and small-size stocks by looking at the information variables such as returns, volatility, and trading turnover in order to shed additional light on this issue.

We employ the bivariate VAR-EGARCH model to empirically study the same- and cross-variable information spillover effects for the period from 1994 to 2003. The following observations, among other things, are noted. First, there exist information spillovers from the returns on the portfolio of large-size stocks to the returns on the portfolio of small-size stocks. Second, there exist information spillovers from the volatility of the portfolio of small-size stocks to the volatility of the portfolio of large-size stocks. Third, there exist information spillovers from the trading turnover of the portfolio of small-size stocks to the trading turnover of the portfolio of large-size stocks. Fourth, there exist information spillovers from the trading turnover of the portfolio of large-size stocks to the trading turnover of the portfolio of small-size stocks. Fifth, there exist information spillovers from the returns on the portfolio of large-size stocks to the trading turnover of the portfolio of small-size stocks. Sixth, there exist information spillovers from the trading turnover of the portfolio of small-size stocks to the volatility of the portfolio of large-size stocks.

Overall, our empirical results provide the additional evidence of the information spillover effects between the variables associated with the portfolio of large-size stocks and those associated with the portfolio of small-size stocks. Our empirical results suggests that investors shall pay attention to information conveyed by the variables not only associated with the large-size stocks but also associated with the small-size stocks when they make their trading strategies.

Keyword: Spillover, Firm Size, EGARCH

目 錄

第壹章 緒 論	1
第一節 研究背景.....	1
第二節 研究動機與目的.....	3
第三節 論文架構.....	5
第貳章 文獻回顧	6
第一節 公司規模的資訊角色.....	6
第二節 股票報酬的資訊角色.....	7
第三節 價與量的資訊角色.....	8
第四節 成交量與股價波動的資訊角色.....	9
第五節 小結.....	10
第參章 理論模型與研究方法	11
第一節 樣本與資料來源.....	13
第二節 常態性檢定.....	15
第三節 恆定性檢定.....	16
第四節 序列自我相關檢定與異質性檢定.....	20
第五節 條件異質變異數模型.....	22
第六節 雙變量VAR(P)-EGARCH(1,1) 實證模型.....	28
第七節 大公司與小公司投資組合間之相同變數訊息外溢效果實證模型.....	31
第八節 大公司與小公司投資組合間之交叉變數訊息外溢效果實證模型.....	34
第肆章 實證結果與分析	39
第一節 敘述統計.....	39
第二節 恆定性檢定之實證結果.....	41
第三節 序列自我相關檢定與ARCH 效果檢定之實證結果.....	42
第四節 條件變異數不對稱性檢定.....	44
第五節 大公司與小公司投資組合間之相同變數訊息外溢效果實證.....	45
第六節 大公司與小公司投資組合間之交叉變數訊息外溢效果實證.....	52
第伍章 結論與建議	65
第一節 結論.....	65
第二節 研究建議.....	68
參考文獻	69
國內文獻.....	69
國外文獻.....	69

表目錄

表 1-1 大公司與小公司投資組合間之相同變數的訊息外溢效果	4
表 1-2 大公司與小公司投資組合間之交叉變數的訊息外溢效果	4
表 4-1 敘述統計表	40
表 4-2 訊息變數之單根檢定表	41
表 4-3 訊息變數之序列自我相關與ARCH 效果檢定表	43
表 4-4 訊息變數之條件變異數不對稱性檢定表	44
表 4-5 大公司與小公司投資組合間之報酬率與報酬波動訊息外溢效果方程式參數估計表	47
表 4-6 大公司與小公司投資組合間之成交量週轉率訊息變數外溢效果方程式參數估計表	50
表 4-7 大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合報酬率間之交叉變數訊息外溢效果方程式參數估計表	53
表 4-8 小公司投資組合成成交量週轉率與大公司投資組合報酬率間之交叉變數訊息外溢效果方程式參數估計表	57
表 4-9 大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合報酬波動間之交叉變數訊息外溢效果方程式參數估計表	60
表 4-10 小公司投資組合成成交量週轉率與大公司投資組合報酬波動間之交叉變數訊息外溢效果方程式參數估計表	63
表 5-1-1 大公司與小公司投資組合之間的相同變數訊息外溢效果匯整表	65
表 5-1-2 大公司與小公司投資組合之間的交叉變數訊息外溢效果匯整表	66
表 5-1-3 相同公司規模投資組合間之訊息外溢效果匯整表	66

圖目錄

圖 3-1 研究流程圖	12
-------------------	----

第壹章 緒論

第一節 研究背景

當市場上有新資訊產生時，由於市場機制的限制或其他因素的影響，會導致不同股票在傳遞股市重要資訊時存在時間上的落差，因此會產生反應資訊領先其他股票的指標股。在國外學者文獻關於股票報酬領先-落後交叉序列相關(lead-lag cross-autocorrelation patterns) 的研究中，證明了某些公司特徵在市場資訊傳遞速度上扮演了重要的角色。

例如，以公司規模為研究主題的學者Lo and MacKinlay (1988, 1990) 提出，不同市值的投資組合間存在著交叉序列相關，大公司股票的報酬通常領先小公司股票的報酬；McQueen, Pinegar and Thorley (1996) 證明市場報酬存在方向性的不對稱(directional asymmetry)，認為只有在市場出現好消息時，大公司股票的報酬才會領先小公司股票的報酬。以成交量為研究主題的學者Chordia and Swaminathan (2000) 提出股價報酬與成交量之交叉自我相關之研究，發現前期高成交量之股票的價格上漲會帶動當期低成交量之股票的價格上漲。以機構投資人為研究主題的學者Badrinath, Kale and Noe (1995) 認為機構投資人投資某股票的多寡，會使該股票報酬產生自我相關的情況，研究實證結果發現，較多機構投資人投資的股票其報酬率領先於較少機構投資人投資的股票。綜合上述，學者們主要是想透過報酬外溢效果的實証來支持訊息外溢效果的假說：市場面的資訊會從某一群公司傳遞到另一群公司。

然而，不同公司群組間的波動訊息外溢效果則較少受到學者注意。Ross(1989) 提出在缺乏套利機會的完美市場裡，訊息流動的速度可以用報酬波

動的程度來表示。以Ross 的論點為基礎，Conrad, Gultekin and Kaul (1991) 研究大公司與小公司之間的波動外溢效果，發現大公司的過去報酬衝擊(shocks) 有助於預測小公司未來的報酬與報酬波動；然而小公司的過去報酬衝擊(shocks) 對大公司未來的報酬與報酬波動則無此預測效果。

Verrechia (1981) 與Lev and Ohlson (1982) 發現成交量比股價更能捕捉到投資人對資訊的不同方面反應，而且成交量可以當作衡量訊息造成投資人修正預期的程度，無論價格是否有顯著的變化。之後Weigand (1996) 研究關於大公司與小公司之間成交量的資訊是如何相互傳遞，發現大公司與小公司成交量之間有雙向的Granger 因果關係(bi-directional Granger-causality)。

第二節 研究動機與目的

研究公司規模間的訊息傳遞可以分為兩種類型：一為大公司股票之訊息變數(如報酬率和成交量)影響小公司股票的訊息變數，另一為小公司股票之訊息變數影響大公司股票的訊息變數。造成大公司股票訊息傳遞給小公司股票的原因為：擁有專業分析人才的機構投資人，其持有大公司股票比例較高，且股市眾多投資人參與大公司股票買賣，所以大公司股票對訊息反應速度快，易傳遞訊息給小公司。反之，造成小公司股票訊息傳遞給大公司股票的原因為：Admati and Pfleiderer(1988)、Foster and Vishwanathan(1990)、Kyle(1985)、和Wang(1994)認為擁有豐富資訊的投資人會將大公司股票策略性的分階段交易，以避免他們的私有資訊過度曝光而喪失優勢，但是由於小公司股票成交量少且流動性低，交易資訊不易被隱藏，所以會造成小公司股票訊息傳遞給大公司股票的現象。

先前關於大公司和小公司之間訊息外溢效果的實證研究中，皆以相同變數的訊息外溢效果為主要研究方向，例如研究某段時期內大公司與小公司間，報酬對於報酬(return to return)、成交量對於成交量(volume to volume)、或波動對於波動(volatility to volatility)的訊息外溢效果。然而若以動態觀點檢視，交叉變數訊息外溢效果亦是一個重要的議題，例如大公司的成交量資訊是否有助於幫助預測小公司的報酬或報酬波動；反之，小公司的成交量資訊是否有益於幫助預測大公司的報酬或報酬波動。

本研究的主要目的是要檢測大公司與小公司投資組合間之相同訊息變數的外溢效果，例如報酬對於報酬(return to return)、成交量對於成交量(volume to volume)、和波動對於波動(volatility to volatility)，如下表1-1 所示。

表 1-1 大公司與小公司投資組合間之相同變數的訊息外溢效果

前期小公司投資組合報酬率	——→	當期大公司投資組合報酬率
前期大公司投資組合報酬率	——→	當期小公司投資組合報酬率
前期小公司投資組合報酬波動	——→	當期大公司投資組合報酬波動
前期大公司投資組合報酬波動	——→	當期小公司投資組合報酬波動
前期小公司投資組合成交量週轉率	——→	當期大公司投資組合成交量週轉率
前期大公司投資組合成交量週轉率	——→	當期小公司投資組合成交量週轉率

此外，檢測大公司與小公司投資組合間之交叉變數的訊息外溢效果，例如報酬對於成交量(return to volume)、成交量對於報酬(volume to return)、成交量對於波動(volume to volatility)、和波動對於成交量(volatility to volume)，如下表1-2 所示。

表 1-2 大公司與小公司投資組合間之交叉變數的訊息外溢效果

前一期大公司投資組合成交量週轉率	——→	當期小公司投資組合報酬率
前一期小公司投資組合報酬率	——→	當期大公司投資組合成交量週轉率
前一期大公司投資組合報酬率	——→	當期小公司投資組合成交量週轉率
前一期小公司投資組合成交量週轉率	——→	當期大公司投資組合報酬率
前一期大公司投資組合成交量週轉率	——→	當期小公司投資組合報酬波動
前一期小公司投資組合報酬波動	——→	當期大公司投資組合成交量週轉率
前一期大公司投資組合報酬波動	——→	當期小公司投資組合成交量週轉率
前一期小公司投資組合成交量週轉率	——→	當期大公司投資組合報酬波動

第三節 論文架構

本研究主要分為五章，內容分述如下：

第壹章 緒論

主要包含了本研究的研究動機、研究目的與全文研究架構之說明。

第貳章 文獻回顧

本章蒐集國內、外相關訊息外溢的研究文獻，並將之分類整理如下：
公司規模的資訊角色、股票報酬的資訊角色、股票價量的資訊角色、和
股票成交量與價格波動的資訊角色。

第參章 理論模型與研究方法

說明研究樣本與資料來源、時間序列分析模型、和本研究的雙變量
VAR-EGARCH 實證模型。

第肆章 實證結果與分析

本章依據本文之研究目的，對各項研究方法所得之實證結果作一完
整之討論與分析。

第伍章 結論與建議

針對本研究所得之實證結果提出綜合結論，並對後續研究提出建議。

第貳章 文獻回顧

以下回顧作為本研究實證基礎的相關文獻，這些相關文獻討論了公司規模、股票報酬、成交量和波動等變數的訊息角色，與這些變數間的訊息外溢效果。

第一節 公司規模的資訊角色

股市中有所謂的資訊傳遞效應，例如資本大的公司其股價較資本小的公司含有更多訊息；股市的新訊息會先反映在大公司的股價上，再反映到小公司的股價，因此兩者的股價報酬存在有一領先落後關係。

學者Lo and MacKinlay (1988, 1990) 提出不同市值的投資組合間存在著交叉序列相關，大公司股票的報酬通常領先小公司股票的報酬；McQueen, Pinegar and Thorley(1996) 證明市場報酬存在方向性的不對稱(directional asymmetry)，認為只有在市場出現好消息時，大公司股票的報酬才會領先小公司股票的報酬，而市場出現壞消息時，大公司與小公司股票對訊息的反應速度一致。

Kanas(2002) 研究英國股市自1955年1月至1994年12月的所有股票報酬月資料，實證發現，上市資本額最大的三個投資組合，相對於資本額較小的投資組合，有顯著的報酬外溢與波動外溢效果，因此Kanas證實了英國股市資訊傳遞效應的存在。

陳盈君(民91) 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年至2002年，實證結果發現公司規模之大小與股票報酬波動程度無關。

第二節 股票報酬的資訊角色

效率市場假說(EMH)認為人是理性的，因此股價會反應所有的相關資訊，即使股價偏離其基本價格，也是因為資訊不對稱或資訊短時間內解讀差異所致。Fama (1970) 定義一個有效率的金融市場是指證券價格充分反映所有的資訊。由於金融價格都能很有效率的反映所有的資訊，市場價格在任何時刻都可以當作資產價值的最佳估計值，所以投資人根據所蒐集的資訊做交易並不能獲得超額利潤。雖然EMH 仍然是現代財務理論的重要基礎，但許多學者仍提出許多EMH 難以解釋的財務異常現象，其中又以價格反轉(reversals) 和動能(momentum) 現象引起較多的爭論。

價格反轉(reversals) 是指股價對於市場資訊過度反應(overreaction)，超過其均衡價值，最後價格產生反轉修正現象。此時可以利用反向策略(contrarian strategy) 建構投資組合，藉由買進前期弱勢股，並賣出前期強勢股，以獲取超額報酬。詹家昌(民80) 探討台灣股票市場民國70 年至79 年是否存在過度反應現象，研究對象為上市股票之月報酬，研究結果發現台灣股市在民國70 年到79 年間有明顯的過度反應的現象，且此明顯過度反應的現象並無法用季節效果、風險差異效果、規模效果或盈餘資料效果來加以解釋。

價格動能(momentum) 是指股價無法快速且完全的反應市場資訊，因此價格有反應不足(underreaction) 的現象。此時可以建構動能策略(price momentum strategy) 的投資組合，買入前期強勢股，並賣出前期弱勢股，可以獲取超額報酬。動能策略的研究始於Jegadeesh and Titman (1993)兩位學者，他們發現中期3至12個月股價有續漲和續跌的現象—作者以1965 年至1989 年間，紐約証交所與美國証交所的上市股票為樣本，利用過去3 到12 個月的報酬率來形成贏家與輸家的投資組合，實證發現：在績效表現上，過去的贏家在未來的3 至12 個月持續地領先過去的輸家。

第三節 價與量的資訊角色

在另一方面，也有相當多的學者研究成交量所扮演的資訊角色。Clark(1973) 與 Lamoureux and Lastrapes(1990, 1994) 將股票市場中的價格波動與資訊流做連結，並且使用成交量來衡量資訊流動速度。Clark(1973) 證實股票市場中，成交量和價格變動具有正向關係。

在Epps and Epps(1976) 的模型中，當交易者根據市場的新資訊來修正他們原本對價格的預期時，成交量可以衡量交易者之間對新資訊解釋的差異，故此模型主張成交量是造成報酬產生波動的主要原因。Copeland(1976) 和Jennings et al.(1981) 提出順序資訊到達模型(sequential information arrival model)，認為成交量和股票報酬之間存在正向的回饋關係。

DeLong et al. (1990) 提出正向回饋交易模型 (positive feedback trading model) ，此模型可以調和長期和短期股票自我相關特徵的差異。股票報酬在短期呈現正的自我相關，而在長期則呈現負的自我相關，這是因為雜訊交易者在交易決策時，並非以相關的基本面消息為基礎，因此在短期中會傳遞一個暫時性的錯誤訂價訊息到股票的價格中，而這暫時性的因素在長期中會因為有更多的相關訊息在市場中被揭露而逐漸消失，使得股票報酬率產生返歸修正(mean reversion) 的現象。從成交量到股票報酬率所產生的正向因果關係(量領先價)，是因為擁有資訊的理性套利者根據資訊的交易所帶動出來的。而從股票報酬率到成交量所產生的因果關係(價領先量)，則為雜訊交易者採取正向回饋(漲買跌賣) 的交易策略所引發，他們是基於過去的價格變動情況來決定其交易策略。

第四節 成交量與股價波動的資訊角色

Clark(1973) 提出混合分配假說(Mixture of Distribution Hypothesis)，認為成交量與價格變化絕對值之間存在正的相關性。Wood, McInish and Ord(1985) 發現在市場微結構下，以大量之股票資料，並以每分鐘為研究頻率進行實證研究，其結果亦為成交量與股價波動之絕對值呈現正相關。

Jain and Joh (1988) 以1979 年至1983 年之NYSE 股票指數為樣本，而採樣之頻率為每小時進行實證分析，所獲得之實證結果亦為成交量與價格波動呈正相關。Karpoff (1986, 1987) 發展出“不對稱”理論模式進行量價關係之分析，其分析結論亦為成交量與價格波動絕對值呈正相關關係。

Bessembinder and Seguin (1992) 及Gallant, Rossi and Tauchen (1992) 在其實證研究中也發現股價波動和成交量之間存在正相關。Lamoureux and Lastrapes (1990) 選擇二十支在芝加哥選擇權交易所(CBOE) 交易的股票，以成交量作為資訊到達的衡量指標，並利用GARCH 模型做實證分析，結果顯示成交量是造成報酬波動的主要因素，且成交量愈高，解釋報酬波動的能力愈強。

王麗真(民91) 探討台灣股票市場民81 至90 年中是否存在成交量溢酬之現象，研究發現台灣股票市場中，僅存在部份成交量溢酬的現象，即雖然高成交量會帶來正的報酬，但是低成交量卻未必會帶來負的報酬。

第五節 小結

自從 Lo and MacKinlay(1988, 1990) 提出，不同市值的投資組合間存在著交叉序列相關，大公司股票的報酬通常領先小公司股票的報酬的研究之後，許多的學者相繼投入其他訊息變數的研究探討，來實證支持外溢效果假說：市場上的資訊可以從某一群公司的訊息變數傳遞到另一群公司的訊息變數。

綜合前述訊息變數的文獻回顧，學者們對訊息變數的外溢效果的研究均屬單一的研究方向，因此，本研究以公司市值為研究主體，輔以直接變數的訊息外溢效果和交叉變數的訊息外溢效果作一全面性的研究，以期能更完整的呈現大小公司間各種訊息變數的外溢效果。

我們相信本研究的實證結果有助於投資人了解大小公司股票對於市場重要訊息的反應速度，並提供投資人可參考那些大公司股票的訊息變數，作為其投資策略的決策依據。

第叁章 理論模型與研究方法

本研究主要以雙變量指數型一般化自我迴歸條件變異數模型 (VAR Exponential Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedastic Model) 探討大公司與小公司投資組合之相同變數與交叉變數訊息外溢效果。主要研究流程有以下步驟：

- 一、首先在「台灣經濟新報資料庫」擷取股票市場之各股週資料，再經過資料處理程序後，轉換成本研究所需之樣本資料。
- 二、對各股股價報酬率、成交量週轉率資料進行恆定性檢定，以決定是否對數列進行差分以達成定態 (stationary) 之要求。
- 三、對符合恆定性之資料進行異質性檢定 (Heteroskedasticity Test)，以了解研究標的對於EGARCH 模型之配適程度。
- 四、利用VAR-EGARCH 模型來探討大公司與小公司投資組合之相同變數與交叉變數的訊息外溢效果。

下頁之圖 3-1 為本研究之研究流程圖。

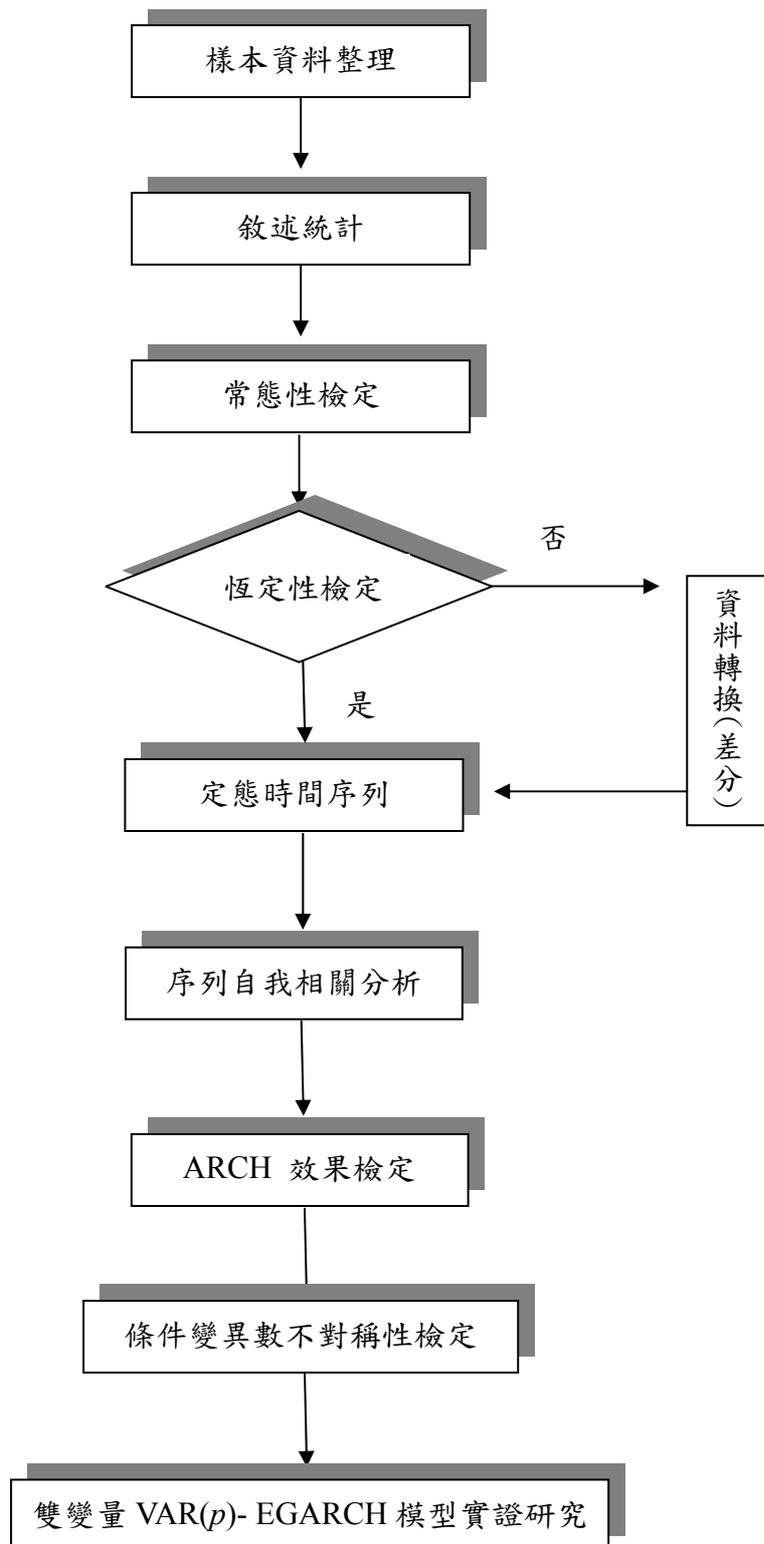


圖 3-1 研究流程圖

第一節 樣本與資料來源

一、研究期間和研究對象

本研究之原始資料取自「台灣經濟新報」資料庫，資料期間從民國 83 年 1 月 1 日至民國 92 年 12 月 31 日止之調整後股票報酬周資料^{【註】}，共十年的研究期間。此外，本研究挑選上櫃上市時間超過五年的公司作為研究樣本，取樣本周資料之報酬率、成交量週轉率和市值，但是將特別股、基金與金融保險類股排除在外。

【註】股票報酬已作還原，意即因股票股利產生的除權股價調整以還原回來。

二、形成樣本投資組合

首先將每季的周資料：報酬率、成交量週轉率和市值依每季的前一周市值由大到小排序，取前最大五十家和最小五十家公司，形成市值最大公司組和市值最小公司組的兩組投資組合。接下來從每季市值的兩組投資組合中運算出每組投資組合裡每家公司應有的加權平均比重，此加權比重最後可獲得經過加權運算的兩組投資組合報酬率，其中 R_L 代表大公司投資組合的報酬率， R_S 代表小公司投資組合的報酬率；和兩組投資組成交量週轉率，其中 TO_L 代表大公司投資組合的成交量週轉率， TO_S 代表小公司投資組合的成交量週轉率。

三、調整成交量週轉率時間序列的週及月份效果

Gallant, Rossi and Tauchen (1992) 和 Lo and Wang (2000) 等學者實證研究發現，成交量週轉率存在有明顯的週及月份效果，因此，在進行實証研究之前，我們也依照上述學者的方式，將原始的成交量週轉率調整如下：

$$\begin{aligned}
V_{L,t} = LV_{L,t} - & (\alpha_0 + \hat{\alpha}_1 JAN1_t + \hat{\alpha}_2 JAN2_t + \hat{\alpha}_3 JAN3_t + \hat{\alpha}_4 JAN4_t + \\
& \hat{\beta}_1 DEC1_t + \hat{\beta}_2 DEC2_t + \hat{\beta}_3 DEC3_t + \hat{\beta}_4 DEC4_t + \hat{\gamma}_1 JAN_t + \\
& \hat{\gamma}_2 MAR_t + \dots + \hat{\gamma}_{10} NOV_t + \hat{\gamma}_{11} DEC_t) \quad (1)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
V_{S,t} = LV_{S,t} - & (\alpha_0 + \hat{\alpha}_1 JAN1_t + \hat{\alpha}_2 JAN2_t + \hat{\alpha}_3 JAN3_t + \hat{\alpha}_4 JAN4_t + \\
& \hat{\beta}_1 DEC1_t + \hat{\beta}_2 DEC2_t + \hat{\beta}_3 DEC3_t + \hat{\beta}_4 DEC4_t + \hat{\gamma}_1 JAN_t + \\
& \hat{\gamma}_2 MAR_t + \dots + \hat{\gamma}_{10} NOV_t + \hat{\gamma}_{11} DEC_t) \quad (2)
\end{aligned}$$

$V_{L,t} = \log(TO_{L,t})$ ，其中 TO_L 代表大公司投資組合之原始成交量週轉率，
 $V_{S,t} = \log(TO_{S,t})$ ，其中 TO_S 代表小公司投資組合的原始成交量週轉率。而 $JAN1_t, \dots, JAN4_t$ 和 $DEC1_t, \dots, DEC4_t$ 依序代表一月和十二月裡每周的虛擬變數； $JAN_t, MAR_t, \dots, DEC_t$ 依序代表一月、三月到十二月裡每月的虛擬變數，此外，為了避免共線性產生，二月份則省去。 $V_{L,t}$ 代表大公司投資組合之調整成定態序列後的成交量週轉率； $V_{S,t}$ 代表小公司投資組合之調整成定態序列後的成交量週轉率。

第二節 常態性檢定

常態性檢定在檢定時間序列之樣本是否為呈現常態分配。在本研究中主要是採用 Jarque and Bera (1987) 常態性檢定法。 JB 常態性檢定法，基本上是以OLS估計法所估計出之殘差做進一步之檢定，通常運用在大樣本之常態性檢定。在進行檢定之前必須先以OLS模型得出殘差之偏態係數與峰態係數，而後代入以下之統計模型進行常態性檢定：

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(k-3)^2}{24} \right] \quad (3)$$

其中， S 為偏態係數， K 為峰態係數， n 為樣本數。 JB 統計量服從一自由度為2之卡方分配。模型之虛無假設為殘差服從常態分配，若 JB 統計量呈顯著，則表示該序列資料不服從常態。

第三節 恆定性檢定

在進行時間數列分析前，必須先確定時間數列是否為恆定狀態(stationary)。若時間數列不為恆定狀態，則該數列將會呈現無規則的隨機漫步、或趨於正負無限大。Granger and Newbold(1974) 提出，若數列非為恆定狀態，而直接以原始數列進行迴歸分析，將可能出現假性迴歸(spurious regression) 的問題。大多數之經濟資料因受到時間因素的影響，故非為恆定之數列。

一、Augmented Dickey Fuller (ADF) 單根檢定

在進行資料數列分析前，各時間序列資料變數理論上須符合穩定的狀態，才能符合迴歸的基本假設，也就是平均數及變異數不隨時間的變動而改變。傳統的迴歸分析中，常假設時間數列之資料均可滿足迴歸分析之最佳線性不偏估計(BLUE)，以利對時間數列之資料作直接的分析與預測，再檢定該資料是否滿足迴歸分析之基本假設，但若是忽略時間數列的恆定性，估計非恆定的時間序列資料，有可能會發生很高的判定係數值及顯著的 t 值，但卻無法正確解釋變數間的真正關係，使估計結果並無任何經濟上的意義，以致發生假性迴歸(spurious regression) 的問題。當我們應用一般迴歸分析時，其時間數列必為恆定性(stationary)，因恆定的時間數列，漸進分配理論才會成立，檢定步驟才能夠持續進行。事實上，許多時間數列的資料均為非恆定性且有單根存在，因此，我們必須對非恆定的時間數列採取差分的步驟，而使資料成為恆定性的數列。單根檢定是檢驗某一時間序列是否需要差分(differencing) 始達到平穩性。

完整的DF 檢定可分為三種型態：

1. 無截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

2. 有截距項但無時間趨勢項

$$\Delta Y = a_0 + \gamma_\mu Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

3. 有截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y = a_0 + \gamma_\tau Y_{t-1} + bt + \varepsilon_t \quad (6)$$

但是以上三種形式下的需無假設都相同，仍為 Y_{t-1} 的係數是否為0，即 H_0 ：

$\gamma = 0$ 、 $\gamma_\mu = 0$ 或 $\gamma_\tau = 0$ (序列為非定態，存有單根)。若拒絕虛無假設，則拒絕有單根的存在，表示變數為恆定的時間數列，穩定的狀態。如此序列方可作為模型建立的基礎；若無法拒絕虛無假設，表示檢定結果接受單根的存在，亦即變數為非恆定的時間序列，必須經過差分才可使其成為恆定的時間序列。這些不同形式的檢定，所會影響到的是檢定會用到的臨界值會有所不同。大致上來說，在同一樣本數、同一顯著水準下，DF 檢定中的待估參數值愈多，DF 統計量的絕對值就會愈大。

在DF 單根檢定法中，由於迴歸的殘差項會出現一階自我相關的現象，而DF 檢定卻假設殘差項為白噪音，使得DF 值不正確，以致於產生無法拒絕錯誤的需無假設， $\gamma = 0$ 的機率增加，也就是使DF 檢定的檢定力不足。因此，在運用DF 檢定來進行單根檢定時，應該注意檢定式的殘差是否存在自我相關的現象，如果有的話，應該使用ADF 檢定的形式來取代DF 檢定。

ADF 檢定的改良就是要在DF 檢定式上加上自變數差分的落後期，使單根檢定的估計式的殘差符合白噪音的性質。以下列出三種ADF 檢定：

1. 無截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

2. 有截距項但無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

3. 有截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

此ADF 檢定將迴歸式右邊加入應變數(Y_t) 之落後期(lagged term)，考慮了變數(Y_t) 之自我相關的問題來對時間序列(Y_t) 進行單根檢定，即視為額外的解釋變數，再進行檢定，模型中須選擇適當的落後期數 p ，以確保殘差項 ε_t 可以符合白噪音過程，並掌握變數的動態行為。假設檢定之虛無假設皆為 γ 為零，若其顯著異於零，即表示該數列為恆定性序列；若不能拒絕虛無假設，則可證明序列 Y_t 具有單根現象，為非恆定性序列，將可以先以差分(differencing) 處理，直至數列為具有恆定性數列為止。

二、Phillips-Perron(PP) 單根檢定

Phillips and Perron (1988) 提出以函數化中央極限定理(functional central limit theorem) 之非參數法(nonparameter) 來修正DF 和ADF 法 之誤差項可能產生序列相關及異質性的問題。依據楊奕農(2005, p.281)的說法，前述的DF 檢定和ADF 檢定雖然是文獻上常見的非定態變數(nonstationary variables) 之檢定，但是其隱含檢定的殘差項必需是無自我相關和具有同質變異，有些時候這些條件無法被滿足，此時就可以利用Phillips-Perron(1988) 單根檢定(簡稱為PP檢定)，來輔助ADF 檢定。因為PP 檢定允許檢定式的殘差自我相關和異質變異，亦即，PP 檢定加入檢定式中殘差可能的自我相關和異質變異問題，修正了DF 檢定中之 γ 的估計式，使其和原來DF 檢定值有相同的漸進分配，因此能沿用DF 檢定所導出的分配，所以檢定所用的臨界值也相同。Phillip 依據Dickey-Fuller 所設定的模型如下：

$$\text{模式1: } y_t = \mu^* + \gamma^* y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\text{模式2: } y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}\left(t - \frac{T}{2}\right) + \tilde{\gamma} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

假設檢定之虛無假設為存在單根現象，表示為 $H_0 : \gamma^* = 1$ 及 $H_0 : \tilde{\gamma} = 1$ ，而其檢定統計量分別為：

$$Z(t_a^*) = (S_\mu / S_{T1}) t_a^* - (1/2S_{T1})(S_{T1}^2 - S_\mu^2) \left[T^{-2} \sum \left(y_{t-1} - \bar{y} \right)^2 \right]^{-1/2} \quad (12)$$

$$Z(t_a^{\sim}) = (S_\mu / S_{T1}) t_a^{\sim} - (T^3 / \sqrt[4]{3} D_y^{1/2} S_{T1})(S_{T1}^2 - S_\mu) \quad (13)$$

其中：1. t_a^* 、 t_a^{\sim} 為一般的 t 統計量， T 為樣本的個數。

2. $D_y = \det(y^T y)$ 為解釋變數的行列式值。

3. S_μ^2 為 δ_μ^2 的一般估計式， $\delta_\mu^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \sum_{t=1}^T E(u_t^2)$ 。

4. S_{T1}^2 為 δ^2 的一般估計式， $\delta^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} E(S_T^2)$ ， $S_T = \sum_{t=1}^T u_t$ 。

本研究將利用單根檢定中之 ADF 檢定法及 PP 單根檢定法來檢定所有觀測時間序列是否為恆定狀態。若序列不恆定，則對該序列進行差分後再以 ADF 法及 PP 法檢定之，直到時間序列呈現恆定。

第四節 序列自我相關檢定與異質性檢定

一、序列自我相關檢定

檢測時間數列是否存在自我相關，即檢定序列相關係數是否為0，可採用Ljung-Box(1978)所提出之 Q 統計量來檢定時間序列是否存自我相關。方程式表示如下：

$$Q(p) = n(n+2) \sum_{s=1}^p [1/(n-s)] \cdot \rho_s^2 \sim \chi^2(p) \quad (14)$$

其中 n 為樣本數， s 表示落後期數，統計量為一服從自由度 p 之卡方分配 $\chi^2(p)$ 。Ljung-Box聯合檢定之虛無假設為自我相關統計量 $(\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_p)$ 皆為零。若一估計量 $Q(p)$ 大於5%顯著水準之臨界值，即代表自我相關統計量皆顯著異於零，則拒絕「無序列自我相關」的假設。

二、異質性檢定

如果迴歸的殘差條件變異不齊一，則所估計出來的係數會不具有效性，所以在傳統的計量實證研究中，檢定模型是否具有異質變異性，是模型診斷的一個必要步驟。在使用ARCH或GARCH模型來配適時間序列資料之前，必須先進行ARCH效果檢定或稱異質性檢定，以檢定時間數列之殘差變異數是否具有「波動叢聚」(volatility clustering)的特性。本研究將以ARCH-LM(Lagrange Multiplier)檢定法來檢定變數時間數列之殘差項平方是否具有ARCH效果或異質性。以下利用簡單迴歸式加以說明：

$$y_t = ax_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\varepsilon_t = v_t \sigma_t^2, v_t \sim N(0, 1) \quad (16)$$

如果有ARCH(q)存在時，此模型的變異數方程式可以表示如下，

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (17)$$

若沒有ARCH(q) 存在時，則變異數是一個常數，隱含：

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 \quad (18)$$

因此，若要檢定條件變異數是否存在ARCH 效果，虛無假設就可以寫成：

$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0 \quad (19)$$

若拒絕 $H_0 : \alpha_i = 0$ 之虛無假設，表示ARCH 效果存在，則研究資料可利用 ARCH 模型進行配適。

第五節 條件異質變異數模型

傳統之計量經濟與時間數列模型應用於實證分析時，基本假設為條件變異數必須是固定的。然而此一假設與實際之情況並不相符。一般之金融與經濟變數，如：利率、匯率與股價等，其條件變異數具有隨時間變動之特性。因此，若以假設變異數為同質性之傳統時間序列分析模型(如自我迴歸模型、移動平均模型、自我迴歸移動平均模型等)進行分析，可能會產生極大的誤差。直到 Engle(1982) 提出自我迴歸條件變異數模型 (Autoregressive Conditional Heteroskedastic, ARCH) 才有效解決此研究上的限制。

一、ARCH/GARCH 模型特性

在近一、二十年來，ARCH 或 GARCH 模型經常被經濟與財務的實證研究所引用，ARCH 模型最早被正式定名應該是源自於 Engle(1982) 在著名的計量刊物 *Econometrica* 所發表的文章，ARCH 是 Autoregressive Conditional Heteroscedasticity 的縮寫，其中文的意思就是「自我相關條件異質變異」。因為古典的迴歸模型在估計時，通常假設迴歸殘差的變異數為一個固定不變的常數。然而眾多的實證研究都發現，很多財務或經濟的時間序列資料，都具有條件變異數不齊一的現象，具體的表現即是 $var(y_t|y_{t-1}) = \sigma_t^2$ ，也可以解釋為條件變異數會隨時間改變(time-varying)。

ARCH/GARCH 模型可以清楚描述出許多經濟與財務時間序列統計資料的特性(Bollerslev et al., 1983)：

(1)高狹峰分配(leptokurtic)

這種性質係以財務資產報酬的統計資料最為明顯。所謂高狹峰，指的是變數的峰態係數(kurtosis)大於3 (常態分配的峰態係數 = 3)，所以有人亦稱此為超峰態

(excess kurtosis) 現象;由於機率密度函數的積分皆為1,所以比較尖的分配(峰態較大),其分配之兩尾端就會比較厚。所以這種情況,亦被稱之為「厚尾」(thick tails, heavy tails) 或「胖尾」(fat tails) 現象。

(2)波動叢聚現象(volatility clustering)

所謂波動叢聚,係指變數的變動(即波動性,volatility) 會有聚集在一起的現象,換句話說,就是將變數畫成時間序列圖時,可觀察到「大波動通常會跟隨著大波動,而小波動通常會跟隨著小波動」這種現象。

二、ARCH/GARCH 基本模型

典型的ARCH(q) 模型可以表示如下：

$$y_t | \Omega_t \sim N(x_t a, \sigma_t^2) \quad (20)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a \quad (21)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (22)$$

其中 x_t 是迴歸式的自變數向量, $x_t = (1, x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})$; a 是迴歸式係數的向量, $a = (a_0, a_1, a_2, \dots, a_k)$ 。 q 為落後項的階次(lag order); $x_t a$ 表示在資訊集合 Ω_t 所能獲得變數之線性組合($a_0 + a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + \dots + a_k x_{kt}$)。

而所謂的GARCH 模型指的是由Engle 的學生Bollerslev(1986) 所發展出的模型,其中G 代表的是generalized 的縮寫,換言之GARCH 模型可以說是「一般化的ARCH 模型」。簡單的說,ARCH 是將估計迴歸AR 模型的概念用在估計條件變異上,則GARCH 就是同時將AR 和MA 的觀念用在估計條件變異中。典型的GARCH(p, q) 模型表示如下：

$$y_t | \Omega_t \sim N(x_t a, \sigma_t^2) \quad (23)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a \quad (24)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (25)$$

其中 p, q 是GARCH 模型的階次(lags)，如果 $p = 0$ 時，GARCH(p, q) 模型就會變成ARCH(q) 模型。

三、ARCH/GARCH 的經濟意涵

我們除了從模型的架構觀點來了解ARCH/GARCH 之外，也應了解其經濟意涵。因為經濟變數的變異數可以作為衡量風險的一種指標，而會隨著時間變動的變異數隱含了風險也會跟著時間變動。Nelson(1991) 提出exponential GARCH (EGARCH) 模型，主要的貢獻在於反應的財務市場中常見的「槓桿效果 (leverage effect)」。所謂的槓桿效果就是財務資產出現負報酬時，比出現正報酬造成更大的波動現象，這也可以說是條件變異數波動的不對稱現象。

四、EGARCH 模型

(一) EGARCH 模型簡介

由於ARCH 模型的設定類似自我迴歸(AR) 的形式，這種只包含自我迴歸部份的模型設定並不符合時間序列模型設定上所要求的原則，且ARCH 的落後期可能很長，造成參數過多；要求條件變異定義式中每一個參數係數為正不易達成，因此，為達精簡的目的，Bollerslev(1986) 將ARCH 模型加以擴展，而提出GARCH 模型，認為條件變異數不僅受到前期誤差項平方所影響，也會受到前期條件變異數所影響。

GARCH(p, q) 模型雖然能夠顯示出某些時間序列資料的特性，如波動性群聚的現象，並補足了ARCH 模型所無法捕捉到條件變異數殘留資訊的特性，但

是GARCH 模型捕捉不到波動性可能有的不對稱效果/槓桿效果(leverage effect)

【註】。

【註】在財務金融市場的研究上，所謂「槓桿效果」指的是「資產價格的變動和其波動的變動呈現反向關係」，即該資產的上一期價格若下跌，代表上一期的報酬率是負值，則會增加該資產的風險；而上一期價格若上漲，則持有該資產的風險會降低。

以下利用最簡單的EGARCH(1,1) 之變異數方程式來介紹模型的意涵：

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (26)$$

當上一期好消息發生時， $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ ，取絕對值和不取絕對值的結果相同，即 $\left| \varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1} \right| = \varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}$ ；但若上一期是壞消息時， $\varepsilon_{t-1} < 0$ ，則 $\left| \varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1} \right|$ 和 $\varepsilon_{t-1} / \sigma_{t-1}$ 這兩項之值相同，符號相反，所以如果槓桿效果存在的話，(26) 式中的 $\gamma < 0$ ，因為 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 且 $\gamma < 0$ 同時成立時，代表前一期的壞消息(相對於好消息)將使當期的條件變異數值增加較多。

(二) 條件變異數不對稱性檢定

Engle and Ng(1993) 提出診斷性檢定法(diagnostic test)，用於變異數模型設定之判斷，以檢定條件變異數是否具有不對稱性，即檢定模型是否會因為正、負非預期衝擊的不同，而產生不同的結果，以作為不對稱GARCH 模型設定的依據。分別為符號偏誤檢定(sign bias test, SBT)、負程度偏誤檢定(negative size bias test, NSBT)、正程度偏誤檢定(positive size bias test, PSBT) 與聯合檢定(joint test, JT)。

1. 符號偏誤檢定(SBT)

SBT 檢定負的報酬衝擊對條件變異數之影響效果。

$$Z_t^2 = a_1 + b_1 S_{t-1}^- + \eta_{1,t} \quad (27)$$

其中， Z_t 為模型之標準化殘差， $\eta_{1,t}$ 為殘差項， S_{t-1}^- 為虛擬變數，亦即 $S_{t-1}^- = 1$ ，if $\varepsilon_t < 0$ 。符號偏誤檢定主要在檢查正向與負向未預期衝擊是否可以預測波動，若 S_{t-1}^- 可以預測波動，則波動模型中就必須考慮正向未預期衝擊與負向未預期衝擊對於波動有不同的影響效果。

2. 負符號偏誤檢定(NSBT)

NSBT 測試不同程度之負向報酬衝擊對條件變異數是否有不同效果。

$$Z_t^2 = a_2 + b_2 S_{t-1}^- Z_{t-1} + \eta_{2,t} \quad (28)$$

其中， Z_t 為模型之標準化殘差， $\eta_{2,t}$ 為殘差項， S_{t-1}^- 為虛擬變數，亦即 $S_{t-1}^- = 1$ ，if $\varepsilon_t < 0$ 。負程度偏誤檢定是使用 $S_{t-1}^- Z_{t-1}$ 不同規模程度之負向非預期衝擊對波動是否有不同的影響效果， $S_{t-1}^- Z_{t-1}$ 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衝擊對波動不同的影響。

3. 正符號偏誤檢定(PSBT)

PSBT 測試不同程度之正向非期望報酬衝擊對條件變異數是否有不同的效果。

$$Z_t^2 = a_3 + b_3 S_{t-1}^+ Z_{t-1} + \eta_{3,t} \quad (29)$$

其中， Z_t 為模型之標準化殘差， $\eta_{3,t}$ 為殘差項， S_{t-1}^+ 為虛擬變數，亦即 $S_{t-1}^+ = 1 - S_{t-1}^-$ 。負程度偏誤檢定是使用 $S_{t-1}^+ Z_{t-1}$ 不同規模程度之正向非預期衝擊對波動是否有不同的影響效果， $S_{t-1}^+ Z_{t-1}$ 若顯著能夠預測波動，則波動模型就必須考慮

不同規模的正向未預期衝擊對波動不同的影響。

4. 聯合檢定(JT)

將以上三個診斷檢定合併成以下的迴歸式，聯合檢定的統計量為 LM 檢定量。

$$Z_t^2 = a_4 + b_1 S_{t-1}^- + b_2 S_{t-1}^- Z_{t-1} + b_3 S_{t-1}^+ Z_{t-1} + \eta_{4,t} \quad (30)$$

其中， Z_t 為模型之標準化殘差； $\eta_{4,t}$ 為殘差項； S_{t-1}^- 為虛擬變數，亦即 $S_{t-1}^- = 1$, if $\varepsilon_t < 0$ ； S_{t-1}^+ 為虛擬變數，亦即 $S_{t-1}^+ = 1 - S_{t-1}^-$ 。SBT、NSBT 與 PSBT 的檢定方法是以 t 統計量檢定，聯合檢定的檢定方法是以自由度等於 3 的卡方分配。

第六節 雙變量 VAR(P)-EGARCH(1,1) 實證模型

本節先介紹本研究主要運用的計量模型「VAR(p)-EGARCH(1,1) Model」，以方便以下各節方程式的表達。

$$Y_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^p \beta_{Lj} Y_{L,t-j} + \varepsilon_{L,t} \quad (31-1)$$

$$Y_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^p \beta_{Sj} Y_{S,t-j} + \varepsilon_{S,t} \quad (31-2)$$

$$\varepsilon_t \equiv \begin{pmatrix} \varepsilon_{L,t} \\ \varepsilon_{S,t} \end{pmatrix} \mid \Omega_{t-1} \sim \text{student-}t(0, H_t, \nu) \quad (32)$$

$$H_t \equiv \begin{pmatrix} \sigma_{L,t}^2 & \rho_{LS} \sigma_{L,t} \sigma_{S,t} \\ \rho_{LS} \sigma_{S,t} \sigma_{L,t} & \sigma_{S,t}^2 \end{pmatrix} \quad (33)$$

$$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_L f(Z_{L,t-1}) + p_L \ln(h_{L,t-1})\} \quad (34-1)$$

$$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_S f(Z_{S,t-1}) + p_S \ln(h_{S,t-1})\} \quad (34-2)$$

$$f(Z_{L,t-1}) = |Z_{L,t-1}| - E(|Z_{L,t-1}|) + \delta_L Z_{L,t-1} \quad (35-1)$$

$$f(Z_{S,t-1}) = |Z_{S,t-1}| - E(|Z_{S,t-1}|) + \delta_S Z_{S,t-1} \quad (35-2)$$

$$Z_{i,t} = \frac{\varepsilon_{i,t}}{\sqrt{\sigma_{i,t}^2}}, \quad i = L, S \quad (36)$$

$$E|Z_{i,t-1}| = \left(\frac{2}{\pi}\right)^{\frac{1}{2}} (\Gamma(\nu-1)/2)/\Gamma(\nu/2) \quad (37)$$

$Y_{L,t}$ 和 $Y_{S,t}$ 分別為大公司投資組合和小公司投資組合的訊息變數； $\sigma_{L,t}^2$ 和 $\sigma_{S,t}^2$ 為條件變異數(conditional variance)； $\sigma_{LS,t} = \rho_{LS} \sigma_{L,t} \sigma_{S,t}$ 為條件共變異數(conditional covariance)； ρ_{LS} 為大公司和小公司投資組合波動間的相關係數； H 為變異數和共變異數的條件矩陣(conditional matrix)。 ν 為Student t 分配的自由

度參數，Student t 分配考慮到衝擊的厚尾現象(Bollerslve (1987))。Baillie and Bollerslev(1995) 指出當自由度參數 $\nu > 4$ 時，適合使用 Student- t 分配來估計模型。

方程式(31-1) 和(31-2) 代表雙變量VAR(p) 模型，為EGARCH 模型之條件平均數方程式，在以下各節的研究主題裡，可以依主題的不同放入不同的訊息變數，例如報酬率(R_t) 或成交量週轉率(V_t)。方程式(35-1) 和(35-2) 是有關 $Y_{L,t}$ 和 $Y_{S,t}$ 訊息變數的標準化殘差函數，藉由同時考慮符號和大小，可衡量正負衝擊對波動性的不對稱效果。其中 α_L 、 β_{Lj} 、 α_S 、 β_{Sj} 為估計的參數； $\varepsilon_{L,t}$ 、 $\varepsilon_{S,t}$ 為隨機誤差項； Ω_{t-1} 為 $t-1$ 期可獲得的資訊集合； $Z_{L,t}$ 、 $Z_{S,t}$ 分別為 $Y_{L,t}$ 和 $Y_{S,t}$ 訊息變數的標準化殘差。方程式(31-1)和(31-2)的落後期數 p 是先考慮Akaike Information Criterion (AIC)準則，並且在模型估計後，檢查模型之標準殘差的一階和二階是否已無存在自我相關後加以調整。

方程式(34-1) 和(34-2) 分別為 $Y_{L,t}$ 和 $Y_{S,t}$ 訊息變數的條件變異數方程式。本模型中條件變異數方程式為過去前一期衝擊與過去前一期波動的函數。 $|Z_{L,t-1}| - E|Z_{L,t-1}|$ 可捕捉ARCH 效果並衡量衝擊大小對條件波動影響的程度，若 $|Z_{L,t-1}| > E|Z_{L,t-1}|$ 則 $Z_{L,t-1}$ 對條件變異數的衝擊將會是正的，估計投資組合報酬間傳遞效果的參數 q_L 也會是正的； $|Z_{S,t-1}| - E|Z_{S,t-1}|$ 道理相同。 P_L 與 P_S 分別為估計投資組合波動的持續性。 δ_L 與 δ_S 可檢定不對稱性效果，若 δ_L 與 δ_S 為負值，則表示壞消息所引發的波動大於好消息所引發的波動。

以上雙變量VAP(p)-EGARCH 模型的對數最大概似方程式(maximizing the log-likelihood function) 如下：

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln [l_t(\theta)] \quad (38)$$

with

$$l_t(\theta) = \Gamma[(n+v)/2] / [\Gamma(v/2)\pi(v-2)^{n/2}] \cdot |H|^{-1/2} \\ \times [1 + 1/(v-2)(\varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t)]^{-(n+v)/2} \quad (39)$$

其中， n 為變數的數目， θ 為模型的參數向量。在參數估計部份，本研究使用BFGS(Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) 演算法進行參數的估計。

第七節 大公司與小公司投資組合間之相同變數訊息外溢效果實證模型

經由以上各節一步步的整理分析，本節開始將進入研究主題，利用模型檢測大公司和小公司間的相同變數之訊息外溢效果和交叉變數之訊息外溢效果研究。

首先用雙變量VAR(p)-EGARCH(1,1) 模型建立大公司和小公司之間報酬對於報酬(return to return)、成交量對於成交量(volume to volume)、和波動對於波動(volatility to volatility) 的相同變數訊息外溢效果。

一、 大公司與小公司投資組合間之報酬率與報酬波動訊息外溢效果：

本議題以雙變量 VAR(p)-EGARCH(1,1) 模型進行大公司與小公司投資組合間之報酬率與報酬波動訊息外溢效果研究，其完整模型的設定如下：

$$R_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^p \beta_{Lj} R_{L,t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{Lj} R_{S,t-j} + \varepsilon_{L,t} \quad (40-1)$$

$$R_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^p \beta_{Sj} R_{S,t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{Sj} R_{L,t-j} + \varepsilon_{S,t} \quad (40-2)$$

$$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_{L1}f(Z_{L,t-1}) + q_{L2}f(Z_{S,t-1}) + p_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2)\} \quad (41-1)$$

$$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_{S1}f(Z_{S,t-1}) + q_{S2}f(Z_{L,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2)\} \quad (41-2)$$

$$f(Z_{L,t-1}) = |Z_{L,t-1}| - E(|Z_{L,t-1}|) + \delta_L Z_{L,t-1} \quad (42-1)$$

$$f(Z_{S,t-1}) = |Z_{S,t-1}| - E(|Z_{S,t-1}|) + \delta_S Z_{S,t-1} \quad (42-2)$$

本議題主要是要研究(40-1) 條件平均數方程式中，當期大公司投資組合報酬率 $R_{L,t}$ 是否受到小公司投資組合前 j 期報酬率 $R_{S,t-j}$ 影響，此影響可以經由估計參數 γ_{Lj} 來衡量，若所估計 γ_{Lj} 參數有達到顯著水準，則代表前 j 期小公司投資組

合報酬率($R_{S,t-j}$) 有助於預測當期大公司投資組合報酬率($R_{L,t}$)；同理，研究(40-2) 條件平均數方程式中，當期小公司投資組合報酬率 $R_{S,t}$ 是否受到大公司投資組合前 j 期報酬率 $R_{L,t-j}$ 影響，此影響可以經由估計參數 γ_{Sj} 來衡量，若所估計之 γ_{Sj} 參數有達到顯著水準，則代表前 j 期大公司投資組合報酬率($R_{L,t-j}$) 有助於預測當期小公司投資組合報酬率($R_{S,t}$)。

此外，研究(41-1) 條件變異數方程式中，當期大公司投資組合報酬波動 $\sigma_{L,t}^2$ 是否受到小公司投資組合前一期報酬衝擊 $f(Z_{S,t-1})$ 影響，此影響可以經由估計參數 q_{L2} 來衡量，若所估計之 q_{L2} 參數有達到顯著水準，則代表前一期小公司投資組合報酬波動($\sigma_{S,t-1}^2$) 對當期大公司投資組合之報酬波動($\sigma_{L,t}^2$) 存在訊息外溢效果；同理，研究 (41-2) 條件變異數方程式中，當期小公司投資組合之報酬波動 $\sigma_{S,t}^2$ 是否受到大公司投資組合前一期報酬衝擊 $f(Z_{L,t-1})$ 影響，此影響可以經由估計參數 q_{S2} 來衡量，若所估計之 q_{S2} 參數有達到顯著水準，則代表前一期大公司投資組合報酬波動($\sigma_{L,t-1}^2$) 對當期小公司投資組合之報酬波動($\sigma_{S,t}^2$) 存在訊息外溢效果。

二、 大公司與小公司投資組合間之成交量週轉率訊息外溢效果：

本議題以雙變量 VAR(p)-EGARCH(1,1) 模型進行大公司與小公司投資組合間之成交量週轉率訊息外溢效果研究，其完整模型的設定如下：

$$V_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^p \beta_{Lj} V_{L,t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{Lj} V_{L,t-j} + \varepsilon_{L,t} \quad (43-1)$$

$$V_{S,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^p \beta_{Sj} V_{L,t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{Sj} V_{L,t-j} + \varepsilon_{L,t} \quad (43-2)$$

$$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_L f(Z_{L,t-1}) + p_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2)\} \quad (44-1)$$

$$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_S f(Z_{S,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2)\} \quad (44-2)$$

$$f(Z_{L,t-1}) = |Z_{L,t-1}| - E(|Z_{L,t-1}|) + \delta_L Z_{L,t-1} \quad (45-1)$$

$$f(Z_{S,t-1}) = |Z_{S,t-1}| - E(|Z_{S,t-1}|) + \delta_S Z_{S,t-1} \quad (45-2)$$

其中， $V_{L,t}$ 為大公司投資組合之成交量週轉率； $V_{S,t}$ 為小公司投資組合之成交量週轉率。

本議題主要研究(43-1) 條件平均數方程式中，當期大公司投資組合成成交量週轉率 $V_{L,t}$ 是否受到小公司投資組合前 j 期成交量週轉率 $V_{S,t-j}$ 影響，此影響可以經由估計參數 γ_{Lj} 來衡量，若所估計之 γ_{Lj} 參數有達到顯著水準，則代表前 j 期小公司投資組合之成交量週轉率 ($V_{S,t-j}$) 有助於預測當期大公司投資組合之成交量週轉率 ($V_{L,t}$)；同理，研究(49-2) 條件平均數方程式中，當期小公司投資組合之成交量週轉率 $V_{S,t}$ 是否受到前 j 期大公司投資組合之成交量週轉率 $V_{L,t-j}$ 影響，此影響可以經由估計參數 γ_{Sj} 來衡量，若所估計之 γ_{Sj} 參數有達到顯著水準，則代表前 j 期大公司投資組合之成交量週轉率 ($V_{L,t-j}$) 有助於預測當期小公司投資組合之成交量週轉率 ($V_{S,t}$)。

第八節 大公司與小公司投資組合間之交叉變數訊息外溢效果實證模型

接下來用雙變量VAR(3)-EGARCH 模型建立大公司和小公司之間成交量對於報酬(volume to return)、和成交量對於波動(volume to volatility)的交叉變數訊息外溢效果，其完整模型的設定如下：

一、 大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合報酬率間之交叉變數訊息外溢效果：

本議題以雙變量 VAR(p)-EGARCH(1,1) 模型進行大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合報酬率間之交叉變數訊息外溢效果研究。

$$V_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^p \beta_{Lj} V_{L,t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{Lj} R_{S,t-j} + \varepsilon_{L,t} \quad (46-1)$$

$$R_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^p \beta_{Sj} R_{S,t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{Sj} V_{L,t-j} + \varepsilon_{S,t} \quad (46-1)$$

$$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_L f(Z_{L,t-1}) + p_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2)\} \quad (47-1)$$

$$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_S f(Z_{S,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2)\} \quad (47-2)$$

$$f(Z_{L,t-1}) = |Z_{L,t-1}| - E(|Z_{L,t-1}|) + \delta_L Z_{L,t-1} \quad (48-1)$$

$$f(Z_{S,t-1}) = |Z_{S,t-1}| - E(|Z_{S,t-1}|) + \delta_S Z_{S,t-1} \quad (48-2)$$

本議題主要是研究(46-1) 條件平均數方程式中，當期大公司投資組合成成交量週轉率 $V_{L,t}$ 是否受到小公司投資組合前 j 期報酬率 $R_{S,t-j}$ 影響，此影響可以經由估計參數 γ_L 來衡量，若所估計之 γ_L 參數有達到顯著水準，則代表前 j 期小公司投資組合之報酬率($R_{S,t-j}$) 有助於預測當期大公司投資組合之成交量週轉率($V_{L,t}$)；同

理，研究(46-2) 條件平均數方程式中，當期小公司投資組合報酬率 $R_{S,t}$ 是否受到前 j 期大公司投資組合之成交量週轉率 $V_{L,t-j}$ 影響，此影響可以經由估計參數 γ_S 來衡量，若所估計之 γ_S 參數有達到顯著水準，則代表前 j 期大公司投資組合之成交量週轉率($V_{L,t-j}$) 有助於預測當期小公司投資組合之報酬率($R_{S,t}$)。

二、 小公司投資組合成成交量週轉率與大公司投資組合報酬率間之交叉變數訊息外溢效果：

本議題以雙變量 VAR(p)-EGARCH(1,1) 模型進行小公司投資組合成成交量週轉率與大公司投資組合報酬率間之交叉變數訊息外溢效果研究，其完整模型的設定如下：

$$V_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^p \beta_{Sj} V_{S,t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{Sj} R_{L,t-j} + \varepsilon_{S,t} \quad (49-1)$$

$$R_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^p \beta_{Lj} R_{L,t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{Lj} V_{S,t-j} + \varepsilon_{L,t} \quad (49-2)$$

$$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_S f(Z_{S,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2)\} \quad (50-1)$$

$$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_L f(Z_{L,t-1}) + p_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2)\} \quad (50-2)$$

$$f(Z_{L,t-1}) = |Z_{L,t-1}| - E(|Z_{L,t-1}|) + \delta_L Z_{L,t-1} \quad (51-1)$$

$$f(Z_{S,t-1}) = |Z_{S,t-1}| - E(|Z_{S,t-1}|) + \delta_S Z_{S,t-1} \quad (51-2)$$

本議題主要是研究(49-1) 條件平均數方程式中，當期小公司投資組合成成交量週轉率 $V_{S,t}$ 是否受到大公司投資組合前 j 期報酬率 $R_{L,t-j}$ 影響，此影響可以經由估計參數 γ_S 來衡量，若所估計之 γ_S 參數有達到顯著水準，則代表前 j 期大公司投資組合之報酬率($R_{L,t-j}$) 有助於預測當期小公司投資組合之成交量週轉率($V_{S,t}$)。同理，研究 (49-2) 條件平均數方程式中，當期大公司投資組合報酬率 $R_{L,t}$ 是否受

到小公司投資組合前 j 期成交量週轉率 $V_{S,t-j}$ 影響，此影響可以經由估計參數 γ_L 來衡量，若所估計之 γ_L 參數有達到顯著水準，則代表前 j 期小公司投資組合之成交量週轉率 ($V_{S,t-j}$) 有助於預測當期大公司投資組合之報酬率 ($R_{L,t}$)。

三、 大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合報酬波動間之交叉變數外溢效果：

本議題以雙變量 VAR(p)-EGARCH(1,1) 模型進行大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合報酬波動間之交叉變數外溢效果研究，其完整模型的設定如下：

$$V_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^p \beta_{Lj} V_{L,t-j} + \varepsilon_{L,t} \quad (52-1)$$

$$R_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^p \beta_{Sj} R_{S,t-j} + \varepsilon_{S,t} \quad (52-2)$$

$$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_L f(Z_{L,t-1}) + p_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2)\} \quad (53-1)$$

$$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_{S1} f(Z_{S,t-1}) + q_{S2} f(Z_{S,t-2}) + ex_{S1} V_{L,t-1} + ex_{S2} V_{L,t+1}\} \quad (53-2)$$

$$f(Z_{L,t-1}) = |Z_{L,t-1}| - E(|Z_{L,t-1}|) + \delta_L Z_{L,t-1} \quad (54-1)$$

$$f(Z_{S,t-1}) = |Z_{S,t-1}| - E(|Z_{S,t-1}|) + \delta_S Z_{S,t-1} \quad (54-2)$$

本議題主要是研究(53-2) 條件變異數方程式中，當期大公司投資組合成成交量週轉率 $V_{L,t}$ 是否受到前一期小公司投資組合報酬波動 $\sigma_{S,t-1}^2$ 影響，此影響可以經由估計參數 ex_{S2} 來衡量，若所估計之 ex_{S2} 參數有達到顯著水準，則表示前一期小公司投資組合之報酬波動 ($\sigma_{S,t-1}^2$) 有助於預測當期大公司投資組合之成交量週轉率 ($V_{L,t}$)；同理，研究(53-2) 條件變異數方程式中，當期小公司投資組合報酬波

動 $\sigma_{S,t}^2$ 是否受到大公司投資組合前一期成交量週轉率 $V_{L,t-1}$ 影響，此影響可以經由估計參數 ex_{S1} 來衡量，若所估計之 ex_{S1} 參數有達到顯著水準，則表示前一期大公司投資組合之成交量週轉率 ($V_{L,t-1}$) 有助於預測當期小公司投資組合之報酬波動 ($\sigma_{S,t}^2$)。

學者 Sim(1972) 在驗證兩個變數的因果關係時，以其中一個變數為應變數，而取另一個變數的前、後期為自變數，而後也有許多學者遵循 Sim 的方式來驗證兩個變數的因果關係，例如 Hawawini and Vora(1980), Stoll and Whaley(1990), Chan(1992), Chan, Chung and Johnson(1993) 和 Chorida and Swaminathan(2000)，所以本議題也是依此方式來設定方程式(53-2)實證模型。

四、小公司投資組合成成交量週轉率與大公司投資組合報酬波動之間

交叉變數外溢效果：

本議題以雙變量 VAR(p)-EGARCH(1,1) 模型進行小公司投資組合成成交量週轉率與大公司投資組合報酬波動之間交叉變數外溢效果研究，其完整模型的設定如下：

$$V_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^p \beta_{Sj} V_{S,t-j} + \varepsilon_{S,t} \quad (55-1)$$

$$R_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^p \beta_{Lj} R_{L,t-j} + \varepsilon_{L,t} \quad (55-2)$$

$$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_S f(Z_{S,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2)\} \quad (56-1)$$

$$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_{L1} f(Z_{L,t-1}) + q_{L2} f(Z_{L,t-2}) + ex_{L1} V_{S,t-1} + ex_{L2} V_{S,t+1}\} \quad (56-2)$$

$$f(Z_{L,t-1}) = |Z_{L,t-1}| - E(|Z_{L,t-1}|) + \delta_L Z_{L,t-1} \quad (57-1)$$

$$f(Z_{S,t-1}) = |Z_{S,t-1}| - E(|Z_{S,t-1}|) + \delta_S Z_{S,t-1} \quad (57-2)$$

本議題主要是研究(56-2) 條件變異數方程式中，當期小公司投資組合成成交量週轉率 $V_{S,t}$ 是否受到大公司投資組合前一期報酬波動 $\sigma_{L,t-1}^2$ 影響，此影響可以經由估計參數 ex_{L2} 來衡量，若所估計之 ex_{L2} 參數有達到顯著水準，則表示前一期大公司投資組合之報酬波動 ($\sigma_{L,t-1}^2$) 有助於預測當期小公司投資組合之成交量週轉率 ($V_{S,t}$)；同理，研究 (56-2) 條件變異數方程式中，當期大公司投資組合報酬波動 $\sigma_{L,t}^2$ 是否受到小公司投資組合前一期成交量週轉率 $V_{S,t-1}$ 影響，此影響可以經由估計參數 ex_{L1} 來衡量，若所估計之 ex_{L1} 參數有達到顯著水準，則表示前一期小公司投資組合之成交量週轉率 ($V_{S,t-1}$) 有助於預測當期大公司投資組合報酬波動 ($\sigma_{L,t}^2$)。

第肆章 實證結果與分析

第一節 敘述統計

本研究採用民國83年至92年台灣經濟新報資料庫中，台灣股市之調整後股票報酬率周資料與成交量週轉率周資料，研究前先取市價最大與最小各五十家公司，形成經過市值加權平均之大公司投資組合與小公司投資組合，然後再計算各投資組合之報酬率($R_{L,t}$ 、 $R_{S,t}$)與成交量週轉率($V_{L,t}$ 、 $V_{S,t}$)。敘述統計可以看出台灣股市的交易模式或局部特有性質，在此先將此資料作初步的分析。

依據表 4-1 敘述統計表顯示，在研究期間內投資組合之周資料報酬率方面，平均數和標準差以小公司投資組合($R_{S,t}$)最高，代表小公司投資組合內之股票其報酬率較高但風險也較大；而在投資組合之周資料成交量週轉率方面，其平均數差異不大，標準差則以小公司投資組合($V_{S,t}$)最高。

就偏態係數而言，投資組合報酬率資料之偏態係數皆為正值，即為右偏；而投資組合成成交量週轉率資料之偏態係數為負值，則為左偏。而就峰態係數而言，訊息變數皆表現為低闊峰分配。最後，就常態性檢定而言，Jarque-Bera 檢定統計量顯示訊息變數皆不服從常態分配，因此本研究進行模型估計時是採用student t 分配。

表 4-1 敘述統計表

	$R_{L,t}$	$R_{S,t}$	$V_{L,t}$	$V_{S,t}$
樣本數	522	522	522	522
最大值	18.956	16.923	1.304	2.142
最小值	-15.232	-15.852	-2.313	-2.264
平均數	0.216	0.490	0.000	0.000
標準差	4.267	4.278	0.556	0.800
偏態	0.062 ^{***}	0.318 ^{***}	-0.375 ^{***}	-0.115
峰態	1.624 ^{***}	2.089 ^{***}	0.685 ^{***}	-0.717 ^{***}
Jarque-Bera	57.696 ^{***}	103.712 ^{***}	22.466 ^{***}	12.329 ^{***}

【註 1】 $R_{L,t}$ 代表大公司投資組合之報酬率； $R_{S,t}$ 代表小公司投資組合之報酬率。本研究以成交量週轉率代表成交量之大小，其中 $V_{L,t}$ 代表大公司投資組合之成交量週轉率； $V_{S,t}$ 代表小公司投資組合之成交量週轉率。

【註 2】 JB 值為 Jarque and Bera(1987) 所提出，用以檢定變數是否為常態分配之統計量。

【註 3】*** 代表在 1% 顯著水準下顯著，** 代表在 5% 顯著水準下顯著，* 代表在 10% 顯著水準下顯著。

第二節 恆定性檢定之實證結果

本研究使用單根檢定中的ADF 檢定和PP 檢定，以檢定 $R_{L,t}$ 、 $R_{S,t}$ 、 $V_{L,t}$ 和 $V_{S,t}$ 等變數是否為定態(stationary)。單根檢定的虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$ 或 $\alpha_1 = 0$ (序列為非定態(nonstationary)，存有單根)。檢定選用的方程式如下所示：

ADF 檢定：

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (58)$$

PP 檢定：

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (59)$$

本研究以4 和8 階之後落期數進行ADF 單根檢定和PP 單根檢定，下表4-2 實證結果顯示所有的訊息變數時間序列皆為定態。

表 4-2 訊息變數之單根檢定表

		$R_{L,t}$	$R_{S,t}$	$V_{L,t}$	$V_{S,t}$
$t(\gamma)$	4 lags	-9.394***	-8.371***	-5.621***	-3.481***
	8 lags	-7.010***	-6.418***	-4.427***	-2.586*
$Z(t_\lambda)$	4 lags	-23.128***	-18.230***	-10.827***	-6.267***
	8 lags	-23.148***	-18.599***	-11.627***	-6.662***

【註1】 $t(\gamma)$ 代表 ADF 檢定的檢定統計量；在 1% 的顯著水準下，ADF 的統計量臨界值為-3.445；在 5% 的顯著水準下，ADF 的統計量臨界值為-2.867；在 10% 的顯著水準下，ADF 的統計量臨界值為-2.570。

【註2】 $Z(t_\lambda)$ 代表 PP 檢定的檢定統計量；在 1% 的顯著水準下，PP 的統計量臨界值為-3.445；在 5% 的顯著水準下，PP 的統計量臨界值為-2.867；在 10% 的顯著水準下，PP 的統計量臨界值為-2.570。

【註3】*** 代表在 1% 顯著水準下顯著，** 代表在 5% 顯著水準下顯著，* 代表在 10% 顯著水準下顯著。

第三節 序列自我相關檢定與 ARCH 效果檢定之實證結果

如果迴歸的殘差條件變異不齊一時，則估計出來的係數會不具有有效性 (efficiency)，所以傳統的計量實證研究中，檢定模型是否有異質變異，是模型診斷的一個必要步驟。而當實證研究所用的資料是時間序列時，自我相關條件異質變異的檢定就成了不可缺少的檢定。

在序列自我相關檢定方面，[表4-3]結果顯示，Ljung-Box 檢定 p 值設定在 4 期或 8 期時， $R_{S,t}$ 、 $V_{L,t}$ 和 $V_{S,t}$ 之一階動差與二階動差 Ljung-Box Q 統計量皆呈現顯著，表示皆具有序列自我相關。而 $R_{L,t}$ 只有在 p 值設定在 4 期時之二階動差顯著，表示 $R_{L,t}$ 只能在落後項(lags) 4 期時捕捉得到序列自我相關。

而在 ARCH 效果檢定方面，[表 4-3]結果顯示，Lagrange Multiplier 檢定在落後項 4 期或 8 期時， $R_{S,t}$ 、 $V_{L,t}$ 和 $V_{S,t}$ 皆具有 ARCH 效果存在，而 $R_{L,t}$ 只有在落後項 4 期時有 ARCH 效果存在。整體言之，本研究之訊息變數仍具條件變異數異質的特性，所以可利用自我迴歸異質條件變異數模型來掌握訊息變數的波動。

表 4-3 訊息變數之序列自我相關與 ARCH 效果檢定表

		$R_{L,t}$	$R_{S,t}$	$V_{L,t}$	$V_{S,t}$
Ljung-Box test	$Q(4)$	7.497	59.806 ^{***}	530.846 ^{***}	1238.250 ^{***}
	$Q^2(4)$	8.527 [*]	73.673 ^{***}	48.780 ^{***}	302.688 ^{***}
	$Q(8)$	13.211	65.822 ^{***}	741.591 ^{***}	2177.843 ^{***}
	$Q^2(8)$	11.077	102.623 ^{***}	73.274 ^{***}	407.870 ^{***}
Lagrange Multiplier test	4 lags	8.153 [*]	40.613 ^{***}	35.026 ^{***}	153.959 ^{***}
	8 lags	10.270	46.697 ^{***}	43.350 ^{***}	160.966 ^{***}
【註 1】*** 代表在 1% 顯著水準下顯著，** 代表在 5% 顯著水準下顯著，* 代表在 10% 顯著水準下顯著。					

第四節 條件變異數不對稱性檢定

Engle and Ng(1993) 提出診斷性檢定法(diagnostic test)，用於變異數模型設定之判斷，以檢定條件變異數是否具有不對稱性，即檢定模型是否會因為正、負非預期衝擊的不同，而產生不同的結果，以作為不對稱 GARCH 模型設定的依據。

由[表 4-4]顯示：除 $R_{L,t}$ 外，其餘三個訊息變數 $R_{S,t}$ 、 $V_{L,t}$ 和 $V_{S,t}$ 均具有條件變異數不對稱性。由於本研究採用雙變量模型來作為主要實證模型架構，故雖然 $R_{L,t}$ 較不具條件變異數不對稱性，仍以不對稱的 EGARCH 模型為實證模型架構。

表 4-4 訊息變數之條件變異數不對稱性檢定表

	$R_{L,t}$	$R_{S,t}$	$V_{L,t}$	$V_{S,t}$
SBT	4.899	12.953 ^{***}	0.121 [*]	0.189 ^{**}
NSBT	-0.779	0.265	-0.326 ^{***}	-0.767 ^{***}
PSBT	0.153	5.325 ^{***}	0.520 ^{***}	0.962 ^{***}
JT	0.090 [*]	56.584 ^{***}	42.445 ^{***}	150.774 ^{***}

【註 1】*** 代表在 1% 顯著水準下顯著，** 代表在 5% 顯著水準下顯著，* 代表在 10% 顯著水準下顯著。

第五節 大公司與小公司投資組合間之相同變數訊息外溢效果實證

本節與下一節實證大公司與小公司投資組合間之相同變數訊息和交叉變數訊息外溢效果，主要是利用 RATS 軟體，並以 BFGS (Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno) 法進行模型參數之估計；此外，條件平均數方程式的落後期數 3 是先考慮 Akaike Information Criterion (AIC) 準則，並且在模型估計後，檢查模型之標準殘差的一階和二階是否已無存在自我相關後加以調整而來的。

一、 大公司與小公司投資組合間之報酬率與報酬波動訊息外溢效果：

大公司與小公司投資組合之間報酬率與報酬波動訊息外溢效果由[表 4-5]條件平均數方程式參數估計得知：

(一) 在預測「大公司投資組合報酬率與報酬波動」方面：

在方程式(40-1)之 Granger 因果關係檢定方面，由於檢定統計量 χ_L^2 並不顯著，無法拒絕 $H_0: \gamma_{L1} = \gamma_{L2} = \gamma_{L3} = 0$ ，所以前期小公司投資組合報酬率與當期大公司投資組合報酬率並無存在因果關係，因此，前者對後者無訊息外溢效果。另外，估計參數 $\beta_{L3} = 0.13$ 在 1% 顯著水準下顯著，表示在大公司投資組合過去的報酬率有助於預測未來大公司投資組合報酬率。

此外，方程式(41-1)中估計參數 $q_{L2} = 0.04$ ，在 1% 顯著水準下顯著，表示小公司投資組合過去報酬波動有助於預測當期大公司投資組合報酬波動。另外，估計參數 $q_{L1} = 1.708$ ，在 1% 顯著水準下顯著，表示大公司投資組合過去的報酬波動也有助於預測當期大公司投資組合報酬波動。

(二) 在預測「小公司投資組合報酬率與報酬波動」方面：

方程式(40-2)之 Granger 因果關係檢定由於檢定統計量 χ_S^2 在 5% 顯著水準下顯著，拒絕 $H_0: \gamma_{S1} = \gamma_{S2} = \gamma_{S3} = 0$ ，所以前期大公司投資組合報酬率與當期小公司投資組合報酬率存在因果關係，且估計參數 $\gamma_{S3} = 0.111$ ，在 1% 顯著水準下顯著，表示在大公司投資組合過去的報酬率有助於預測未來小公司投資組合報酬率。另外，估計參數 $\beta_{S1} = 0.146$ 在 1% 顯著水準下顯著，表示小公司投資組合過去的報酬率也有助於預測未來小公司投資組合報酬率。

此外，方程式(41-2)中估計參數 $q_{S2} = -0.9$ ，在 1% 顯著水準下顯著，表示大公司投資組合過去報酬波動對有助於預測當期小公司投資組合報酬波動。另外，估計參數 $q_{S1} = 0.519$ ，在 1% 顯著水準下顯著，表示小公司投資組合過去的報酬波動對也有助於預測未來小公司投資組合報酬波動。

(三) 在模型診斷的部分：

本議題 EGARCH 模型中，標準殘差 10 期之一階動差 LB(10) 與標準殘差 10 期之二階動差 $LB^2(10)$ 的序列自我相關檢定皆不顯著，表示其標準殘差項已不具序列自我相關與 ARCH 效果，所以模型具有良好的解釋能標準力。此外，在標準化殘差診斷檢定方面，顯示不對稱性檢定的各項統計統計量皆不顯著，表示所估計之 EGARCH 模型對此不對稱性的描述效果良好。

表 4-5 大公司與小公司投資組合間之報酬率與報酬波動訊息外溢效果方程式參

數估計表

表 A：估計參數		
$R_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^3 \beta_{Lj} R_{L,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Lj} R_{S,t-j} + \varepsilon_{L,t}$		(40-1)
$R_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^3 \beta_{Sj} R_{S,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Sj} R_{L,t-j} + \varepsilon_{S,t}$		(40-2)
$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_{L1}f(Z_{L,t-1}) + q_{L2}f(Z_{S,t-1}) + p_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2)\}$		(41-1)
$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_{S1}f(Z_{S,t-1}) + q_{S2}f(Z_{L,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2)\}$		(41-2)
$f(Z_{L,t-1}) = Z_{L,t-1} - E(Z_{L,t-1}) + \delta_L Z_{L,t-1}$		(42-1)
$f(Z_{S,t-1}) = Z_{S,t-1} - E(Z_{S,t-1}) + \delta_S Z_{S,t-1}$		(42-2)
【註】 R_L 為大公司投資組合之報酬率， R_S 為小公司投資組合之報酬率； σ_L^2 為大公司投資組合之報酬波動； σ_S^2 為小公司投資組合之報酬波動。		
	$i = L$	$i = S$
α_i	0.212 (1.37)	0.076 (0.60)
β_{i1}	0.019 (0.44)	0.146 ^{**} (3.25)
β_{i2}	0.064 (1.36)	0.029 (0.61)
β_{i3}	0.130 ^{**} (3.17)	0.009 (0.22)
γ_{i1}	-0.074 (-1.87)	0.002 (0.05)
γ_{i2}	-0.055 (-1.07)	0.040 (0.92)
γ_{i3}	0.018 (0.45)	0.110 ^{**} (3.06)
w_i	1.690 ^{**}	0.063 ^{**}

	(197.43)	(0.48)
q_{i1}	1.708** (156.93)	0.519** (16.53)
q_{i2}	0.040** (2.98)	-0.900** (-13.13)
p_i	0.966** (79.24)	0.807** (8.63)
δ_i	-0.997** (-561.50)	-0.943** (-40.12)
ρ_{LS}		0.562** (20.39)
ν		5.524** (128.39)
χ_L^2		5.082
χ_S^2		10.003*
概似函數值		-2787.415

表 B：標準化殘差項診斷檢定

	$R_{L,t}$	$R_{S,t}$
Jarque-Bera	55.920**	161.62**
LB(10)	7.093	13.760
LB ² (10)	2.582	6.810
SBT	0.210	0.071
NSBT	-0.119	0.207
PSBT	-0.008	0.114
JT	4.312	2.040

【註 1】**代表在 1% 顯著水準下顯著，*代表在 5% 顯著水準下顯著。

【註 2】()中所示者為 t 統計量，且 t 統計量是以 Bollerslve and Wooldridge(1992) 之穩健性標準誤(robust standard errors) 方法計算。

【註 3】Baillie and Bollerslev(1995) 指出當自由度 $\nu > 4$ 時，適合用 Student- t 分配估計模型。

【註 4】 χ_L^2 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{L1} = \gamma_{L2} = \gamma_{L3} = 0$

【註 5】 χ_S^2 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{S1} = \gamma_{S2} = \gamma_{S3} = 0$

【註 6】Jarque-Bera 為常態性檢定統計量。

【註 7】LB(10) 和 LB²(10) 為標準化殘差與標準化殘差平方之 Ljung-Box Q 檢定統計量。

【註 8】SBT 為符號偏誤檢定，NSBT 為負程度符號檢定，PSBT 為正程度符號檢定，JT 為聯合檢定，其中聯合檢定為服從自由度為 3 的卡方分配。

二、 大公司與小公司投資組合間之成交量週轉率訊息外溢效果：

本議題實證大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合成成交量週轉率的外溢效果，由[表 4-6] 的條件平均數方程式參數估計得知：

(一) 在預測「大公司投資組合成成交量週轉率」方面：

在方程式(43-1)之 Granger 因果關係檢定方面，由於檢定統計量 χ_L^2 在 1% 顯著水準下顯著，拒絕 $H_0: \gamma_{L1} = \gamma_{L2} = \gamma_{L3} = 0$ ，所以前期小公司投資組合成成交量週轉率與當期大公司投資組合成成交量週轉率存在因果關係，且估計參數 $\gamma_{L1} = -0.212$ 和 $\gamma_{L2} = 0.133$ 皆在 1% 顯著水準下顯著，表示在小公司投資組合過去的成交量週轉率有助於預測未來大公司投資組合成成交量週轉率。另外，估計參數 $\beta_{L1} = 0.146$ 和 $\beta_{L3} = 0.108$ 分別在 1% 和 5% 顯著水準下顯著，表示大公司投資組合過去的成交量週轉率也有助於未來當期大公司投資組合成成交量週轉率。

(二) 在預測「小公司投資組合成成交量週轉率」方面：

在方程式(43-2)之 Granger 因果關係檢定方面，由於檢定統計量 χ_S^2 並不顯著，無法拒絕 $H_0: \gamma_{S1} = \gamma_{S2} = \gamma_{S3} = 0$ ，所以前期大公司投資組合成成交量週轉率與當期小公司投資組合成成交量週轉率並無存在因果關係，因此，前者對後者無訊息外溢效果。另外，估計參數 $\beta_{S1} = 0.683$ 和 $\beta_{S3} = 0.145$ 在 1% 顯著水準下顯著，表示在小公司投資組合過去的成交量週轉率有助於預測未來小公司投資組合成成交量週轉率。

(三) 在模型診斷的部分：

本議題 EGARCH 模型中，標準殘差 10 期之一階動差 LB(10) 與標準殘差

10 期之二階動差 $LB^2(10)$ 的序列自我相關檢定皆不顯著，表示其標準殘差項已不具序列自我相關與 ARCH 效果，所以模型具有良好的解釋能標準力。此外，在標準化殘差診斷檢定方面，顯示不對稱性檢定的各項統計量皆不顯著，表示所估計之 EGARCH 模型對此不對稱性的描述效果良好。

表 4-6 大公司與小公司投資組合間之成交量週轉率訊息變數外溢效果方程式參數估計表

表 A：估計參數		
$V_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^3 \beta_{Lj} V_{L,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Lj} V_{S,t-j} + \varepsilon_{L,t}$		(43-1)
$V_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^3 \beta_{Sj} V_{S,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Sj} V_{L,t-j} + \varepsilon_{S,t}$		(43-2)
$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_L f(Z_{L,t-1}) + p_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2)\}$		(44-1)
$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_S f(Z_{S,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2)\}$		(44-2)
$f(Z_{L,t-1}) = Z_{L,t-1} - E(Z_{L,t-1}) + \delta_L Z_{L,t-1}$		(45-1)
$f(Z_{S,t-1}) = Z_{S,t-1} - E(Z_{S,t-1}) + \delta_S Z_{S,t-1}$		(45-2)
【註】 V_L 為大公司投資組合之成交量週轉率； V_S 為小公司投資組合之成交量週轉率。		
	$i = L$	$i = S$
α_i	-0.006 (-0.45)	0.001 (0.05)
β_{i1}	0.695** (16.45)	0.683** (15.00)
β_{i2}	0.054 (0.899)	0.090 (1.73)
β_{i3}	0.108* (2.18)	0.145** (3.60)
γ_{i1}	-0.212** (-5.39)	-0.062 (-1.29)
γ_{i2}	0.134**	0.014

	(2.66)	(0.29)
γ_{i3}	0.046 (1.16)	0.020 (0.47)
w_i	0.030 (0.19)	0.076 (0.20)
q_i	0.966** (4.85)	1.229** (2.96)
p_i	0.675** (5.04)	0.546 (1.57)
δ_i	-0.770** (-16.69)	-0.874** (-23.88)
ρ_{LS}		0.578** (16.20)
ν		6.42** (6.27)
χ_L^2		29.418**
χ_S^2		1.842
概似函數值		-342.018

表 B: 標準化殘差項診斷檢定

	$V_{L,t}$	$V_{S,t}$
Jarque-Bera	647.752**	311.165**
LB(10)	11.156	9.047
LB ² (10)	3.489	5.511
SBT	0.349	-0.075
NSBT	-0.047	-0.102
PSBT	-0.155	-0.270
JT	3.823	2.077

【註 1】**代表在 1% 顯著水準下顯著，*代表在 5% 顯著水準下顯著。

【註 2】()中所示者為 t 統計量，且 t 統計量是以 Bollerslve and Wooldridge(1992) 之穩健性標準誤(robust standard errors) 方法計算。

【註 3】Baillie and Bollerslev(1995) 指出當自由度 $\nu > 4$ 時，適合用 Student- t 分配估計模型。

【註 4】 χ_L^2 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{L1} = \gamma_{L2} = \gamma_{L3} = 0$

【註 5】 χ_S^2 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{S1} = \gamma_{S2} = \gamma_{S3} = 0$

【註 6】Jarque-Bera 為常態性檢定統計量。

【註 7】LB(10) 和 LB²(10) 為標準化殘差與標準化殘差平方之 Ljung-Box Q 檢定統計量。

【註 8】SBT 為符號偏誤檢定，NSBT 為負程度符號檢定，PSBT 為正程度符號檢定，JT 為聯合檢定，其中聯合檢定為服從自由度為 3 的卡方分配。

第六節 大公司與小公司投資組合間之交叉變數訊息外溢效果實證

在探討完大公司與小公司間相同變數訊息外溢效果之後，本節接下來實證其交叉變數訊息外溢效果。

本節之條件平均數方程式的落後期數3 是先考慮 Akaike Information Criterion (AIC) 準則，並且在模型估計後，檢查模型之標準殘差的一階和二階是否已無存在自我相關之後加以調整而來的。

一、大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合報酬率間之交叉變數訊息外溢效果：

本議題實證大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合報酬率的交叉變數外訊息溢效果，由[表 4-7] 的條件平均數方程式參數估計得知：

(一) 在「小公司投資組合報酬率」對「大公司投資組合成成交量週轉率」之交叉變數外溢效果方面：

在方程式(46-1)之 Granger 因果關係檢定方面，由於檢定統計量 χ_L^2 並不顯著，無法拒絕 $H_0: \gamma_{L1} = \gamma_{L2} = \gamma_{L3} = 0$ ，所以前期小公司投資組合報酬率與當期大公司投資組合成成交量週轉率並無存在因果關係，因此，前者對後者無訊息外溢效果。

(二) 在「大公司投資組合成成交量週轉率」對「小公司投資組合報酬率」之交叉變數訊息外溢效果方面：

在方程式(46-2)之 Granger 因果關係檢定方面，由於檢定統計量 χ_S^2 並不

顯著，無法拒絕 $H_0: \gamma_{S1} = \gamma_{S2} = \gamma_{S3} = 0$ ，所以前期大公司投資組合成交量週轉率與當期小公司投資組合報酬率並無存在因果關係，因此，前者對後者無訊息外溢效果。

(三) 在模型診斷的部分：

本議題 EGARCH 模型中，標準殘差 10 期之一階動差 LB(10) 與標準殘差 10 期之二階動差 LB²(10) 的序列自我相關檢定皆不顯著，表示其標準殘差項已不具序列自我相關與 ARCH 效果，所以模型具有良好的解釋能標準力。此外，在標準化殘差診斷檢定方面，顯示不對稱性檢定的各項統計統計量皆不顯著，表示所估計之 EGARCH 模型對此不對稱性的描述效果良好。

表 4-7 大公司投資組合成交量週轉率與小公司投資組合報酬率間之交叉變數訊息外溢效果方程式參數估計表

表 A：估計參數		
$V_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^3 \beta_{Lj} V_{L,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Lj} R_{S,t-j} + \varepsilon_{L,t}$		(46-1)
$R_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^3 \beta_{Sj} R_{S,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Sj} V_{L,t-j} + \varepsilon_{S,t}$		(46-2)
$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_L f(Z_{L,t-1}) + p_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2)\}$		(47-1)
$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_S f(Z_{S,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2)\}$		(47-2)
$f(Z_{L,t-1}) = Z_{L,t-1} - E(Z_{L,t-1}) + \delta_L Z_{L,t-1}$		(48-1)
$f(Z_{S,t-1}) = Z_{S,t-1} - E(Z_{S,t-1}) + \delta_S Z_{S,t-1}$		(48-2)
【註】 V_L 為大公司投資組合之成交量週轉率； R_S 為小公司投資組合之報酬率。		
	$i = L$	$i = S$
α_i	-0.019	0.120

	(-1.35)	(0.81)
β_{i1}	0.563** (12.58)	0.174** (4.48)
β_{i2}	0.144** (3.21)	0.075 (1.84)
β_{i3}	0.143** (3.02)	0.090* (2.19)
γ_{i1}	-0.005 (-1.57)	0.080 (0.30)
γ_{i2}	-0.0003 (-0.099)	0.145 (0.50)
γ_{i3}	-0.002 (-0.60)	-0.317 (-1.20)
w_i	-0.365** (-2.75)	0.352 (1.69)
q_i	0.300* (1.98)	0.056 (1.17)
p_i	0.698** (4.73)	0.867** (8.60)
δ_i	0.063 (0.14)	-0.600 (-1.27)
ρ_{LS}		0.173** (3.30)
v		4.698** (7.73)
χ_L^2		3.113
χ_S^2		1.486
概似函數值		-1652.561

表 B：標準化殘差項診斷檢定

	$V_{L,t}$	$R_{S,t}$
Jarque-Bera	686.217**	144.035**
LB(10)	9.916	8.415
LB ² (10)	3.997	6.626
SBT	0.444	0.041
NSBT	-0.003	0.090

PSBT	-0.097	0.196
JT	4.709	0.517

【註 1】**代表在 1% 顯著水準下顯著，*代表在 5% 顯著水準下顯著。

【註 2】()中所示者為 t 統計量，且 t 統計量是以 Bollerslve and Wooldridge(1992) 之穩健性標準誤(robust standard errors) 方法計算。

【註 3】Baillie and Bollerslev(1995) 指出當自由度 $\nu > 4$ 時，適合用 Student- t 分配估計模型。

【註 4】 $\chi^2_{L_2}$ 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{L1} = \gamma_{L2} = \gamma_{L3} = 0$

【註 5】 $\chi^2_{S_2}$ 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{S1} = \gamma_{S2} = \gamma_{S3} = 0$

【註 6】Jarque-Bera 為常態性檢定統計量。

【註 7】LB(10) 和 $LB^2(10)$ 為標準化殘差與標準化殘差平方之 Ljung-Box Q 檢定統計量。

【註 8】SBT 為符號偏誤檢定，NSBT 為負程度符號檢定，PSBT 為正程度符號檢定，JT 為聯合檢定，其中聯合檢定為服從自由度為 3 的卡方分配。

二、小公司投資組合成成交量週轉率與大公司投資組合報酬率間之交叉變數訊息外溢效果：

本議題實證小公司投資組合成成交量週轉率與大公司投資組合報酬率的交叉變數訊息外溢效果，由[表 4-8] 的條件平均數方程式參數估計得知：

(一) 在「大公司投資組合報酬率」對「小公司投資組合成成交量週轉率」之交叉變數訊息外溢效果方面：

在方程式(49-1)之 Granger 因果關係檢定方面，由於檢定統計量 χ_L^2 在 1% 顯著水準下顯著，拒絕 $H_0: \gamma_{L1} = \gamma_{L2} = \gamma_{L3} = 0$ ，所以前期大公司投資組合報酬率與當期小公司投資組合成成交量週轉率存在因果關係，且估計參數 $\gamma_{S1} = 0.014$ 和 $\gamma_{S3} = 0.08$ 分別在 1% 和 5% 顯著水準下顯著，表示大公司投資組合過去的報酬率有助於預測未來小公司投資組合成成交量週轉率。

(二) 在「小公司投資組合成成交量週轉率」對「大公司投資組合報酬率」之交叉變數訊息外溢效果方面：

在方程式(49-2)之 Granger 因果關係檢定方面，由於檢定統計量 χ_S^2 並不顯著，無法拒絕 $H_0: \gamma_{S1} = \gamma_{S2} = \gamma_{S3} = 0$ ，所以前期小公司投資組合成成交量週轉率與當期大公司投資組合報酬率並無存在因果關係，因此，前者對後者無訊息外溢效果。

(三) 在模型診斷的部分：

本議題 EGARCH 模型中，標準殘差 10 期之一階動差 LB(10) 與標準殘差 10 期之二階動差 LB²(10) 的序列自我相關檢定皆不顯著，表示其標準殘差項已不具序列自我相關與 ARCH 效果，所以模型具有良好的解釋能標準力。此外，在標準化殘差診斷檢定方面，顯示不對稱性檢定的各項統計量皆不顯著，表

示所估計之 EGARCH 模型對此不對稱性的描述效果良好。

表 4-8 小公司投資組成交量週轉率與大公司投資組合報酬率間之交叉變數

訊息外溢效果方程式參數估計表

表 A：估計參數		
$V_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^3 \beta_{Sj} V_{S,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Sj} R_{L,t-j} + \varepsilon_{S,t}$		(49-1)
$R_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^3 \beta_{Lj} R_{L,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Lj} V_{S,t-j} + \varepsilon_{L,t}$		(49-2)
$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_S f(Z_{S,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2)\}$		(50-1)
$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_L f(Z_{L,t-1}) + p_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2)\}$		(50-2)
$f(Z_{L,t-1}) = Z_{L,t-1} - E(Z_{L,t-1}) + \delta_L Z_{L,t-1}$		(51-1)
$f(Z_{S,t-1}) = Z_{S,t-1} - E(Z_{S,t-1}) + \delta_S Z_{S,t-1}$		(51-2)
【註】 V_S 為小公司投資組合之成交量週轉率； R_L 為大公司投資組合之報酬率。		
	$i = S$	$i = L$
α_i	-0.007 (0.50)	0.276 (1.46)
β_{i1}	0.623** (15.14)	0.002 (0.05)
β_{i2}	0.134** (2.97)	0.050 (1.25)
β_{i3}	0.150** (4.34)	0.145** (3.66)
γ_{i1}	0.014** (4.06)	-0.634 (-1.44)
γ_{i2}	0.003 (0.87)	0.532 (1.30)
γ_{i3}	0.008* (2.24)	-0.076 (-0.21)
w_i	-0.238	0.103**

	(-0.33)	(2.97)
q_i	1.418** (3.43)	0.058* (2.35)
p_i	0.380 (1.63)	0.971** (81.06)
δ_i	-0.838** (-10.31)	-0.901** (-36.03)
ρ_{LS}		0.186** (3.96)
ν		7.122** (5.10)
χ_S^2		22.236**
χ_L^2		2.831
概似函數值		-1700.404

表 B：標準化殘差項診斷檢定

	$V_{S,t}$	$R_{L,t}$
Jarque-Bera	354.33**	49.210**
LB(10)	11.256	6.430
LB ² (10)	4.789	3.341
SBT	-0.040	0.270
NSBT	0.001	-0.090
PSBT	-0.360	0.008
JT	2.555	4.853

【註 1】**代表在 1% 顯著水準下顯著，*代表在 5% 顯著水準下顯著。

【註 2】()中所示者為 t 統計量，且 t 統計量是以 Bollerslve and Wooldridge(1992) 之穩健性標準誤(robust standard errors) 方法計算。

【註 3】Baillie and Bollerslev(1995) 指出當自由度 $\nu > 4$ 時，適合用 Student- t 分配估計模型。

【註 4】 χ_S^2 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{S1} = \gamma_{S2} = \gamma_{S3} = 0$

【註 5】 χ_L^2 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{L1} = \gamma_{L2} = \gamma_{L3} = 0$

【註 6】Jarque-Bera 為常態性檢定統計量。

【註 7】LB(10) 和 LB²(10) 為標準化殘差與標準化殘差平方之 Ljung-Box Q 檢定統計量。

【註 8】SBT 為符號偏誤檢定，NSBT 為負程度符號檢定，PSBT 為正程度符號檢定，JT 為聯合檢定，其中聯合檢定為服從自由度為 3 的卡方分配。

三、 大公司投資組合成交量週轉率與小公司投資組合報酬波動間之

交叉變數訊息外溢效果：

本議題實證大公司投資組合成交量週轉率與小公司投資組合報酬波動的交叉變數訊息外溢效果，由[表 4-9]得知，本議題所實證出的 Granger 因果關係檢定和「大公司投資組合成交量週轉率與小公司投資組合報酬率」的 Granger 因果關係檢定結果相同，此外，從(53-2) 條件變異數方程式參數估計得知：

(一) 在「小公司投資組合報酬波動」對「大公司投資組合成交量週轉率」之交叉變數訊息外溢效果方面：

在方程式(53-2) 中估計參數 ex_{s_2} 並不顯著，表示前一期小公司投資組合報酬波動($\sigma_{s,t-1}^2$) 無法有效預測大公司投資組合成交量週轉率($V_{L,t}$)，所以 $\sigma_{s,t-1}^2$ 對 $V_{L,t}$ 並不存在交叉變數訊息外溢效果。

(二) 在「大公司投資組合成交量週轉率」對「小公司投資組合報酬波動」之交叉變數訊息外溢效果方面：

在方程式(53-2) 中估計參數 ex_{s_2} 並不顯著，表示前一期小公司投資組合報酬波動($\sigma_{s,t-1}^2$) 無法有效預測大公司投資組合成交量週轉率($V_{L,t}$)，所以 $\sigma_{s,t-1}^2$ 對 $V_{L,t}$ 並不存在交叉變數訊息外溢效果。

(三) 在模型診斷的部分：

本議題 EGARCH 模型中，標準殘差 10 期之一階動差 LB(10) 與標準殘差 10 期之二階動差 $LB^2(10)$ 的序列自我相關檢定皆不顯著，表示其標準殘差項已不具序列自我相關與 ARCH 效果，所以模型具有良好的解釋能標準力。此外，在標準化殘差診斷檢定方面，顯示不對稱性檢定的各項統計統計量皆不顯著，表

示所估計之 EGARCH 模型對此不對稱性的描述效果良好。

表 4-9 大公司投資組合成交量週轉率與小公司投資組合報酬波動間之交叉變數

訊息外溢效果方程式參數估計表

表 A：估計參數		
$V_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^3 \beta_{Lj} V_{L,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Lj} R_{S,t-j} + \varepsilon_{L,t}$		(52-1)
$R_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^3 \beta_{Sj} R_{S,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Sj} V_{L,t-j} + \varepsilon_{S,t}$		(52-2)
$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_L f(Z_{L,t-1}) + p_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2)\}$		(53-1)
$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_S f(Z_{S,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2) + ex_{S1} V_{L,t-1} + ex_{S2} V_{L,t+1}\}$		(53-2)
$f(Z_{L,t-1}) = Z_{L,t-1} - E(Z_{L,t-1}) + \delta_L Z_{L,t-1}$		(54-1)
$f(Z_{S,t-1}) = Z_{S,t-1} - E(Z_{S,t-1}) + \delta_S Z_{S,t-1}$		(54-2)
【註】 V_L 為大公司投資組合之成交量週轉率； σ_L^2 為小公司投資組合之報酬波動。		
	$i = L$	$i = S$
α_i	-0.018 (-1.39)	0.083 (0.58)
β_{i1}	0.562** (12.22)	0.171** (3.98)
β_{i2}	0.144** (3.29)	0.073 (1.78)
β_{i3}	0.144** (3.05)	0.088* (2.16)
γ_{i1}	-0.005 (-1.57)	0.091 (0.32)
γ_{i2}	-0.0002 (-0.08)	0.136 (0.44)
γ_{i3}	-0.002 (-0.59)	-0.289 (-0.97)
w_i	0.151	0.780**

	(1.15)	(7.70)
q_i	0.766** (4.80)	0.378** (2.44)
p_i	0.702** (4.91)	0.835** (8.10)
ex_{S1}	--	-0.138 (0.34)
ex_{S2}	--	0.108 (0.84)
δ_i	-0.584** (-7.59)	-0.933** (-19.21)
ρ_{LS}		0.169** (3.29)
ν		4.693** (7.39)
χ_L^2		3.064
χ_S^2		0.958
概似函數值		-1649.978

表 B：標準化殘差項診斷檢定

	$V_{L,t}$	$R_{S,t}$
Jarque-Bera	686.831**	116.827**
LB(10)	10.003	8.210
LB ² (10)	3.940	7.326
SBT	0.444	0.018
NSBT	-0.003	0.110
PSBT	-0.096	0.182
JT	0.195	0.449

【註 1】**代表在 1% 顯著水準下顯著，*代表在 5% 顯著水準下顯著。

【註 2】()中所示者為 t 統計量，且 t 統計量是以 Bollerslve and Wooldridge(1992) 之穩健性標準誤(robust standard errors) 方法計算。

【註 3】Baillie and Bollerslev(1995) 指出當自由度 $\nu > 4$ 時，適合用 Student- t 分配估計模型。

【註 4】 χ_L^2 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{L1} = \gamma_{L2} = \gamma_{L3} = 0$

【註 5】 χ_S^2 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{S1} = \gamma_{S2} = \gamma_{S3} = 0$

【註 6】Jarque-Bera 為常態性檢定統計量。

【註 7】LB(10) 和 LB²(10) 為標準化殘差與標準化殘差平方之 Ljung-Box Q 檢定統計量。

【註 8】SBT 為符號偏誤檢定，NSBT 為負程度符號檢定，PSBT 為正程度符號檢定，JT 為聯合檢定，其中聯合檢定為服從自由度為 3 的卡方分配。

四、小公司投資組合成成交量週轉率與大公司投資組合報酬波動間之

交叉變數訊息外溢效果：

本議題實證大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合報酬波動的交叉變數訊息外溢效果，由[表 4-10]得知，本議題所實證出的 Granger 因果關係檢定和「大公司投資組合成成交量週轉率與小公司投資組合報酬率」的 Granger 因果關係檢定結果相同，此外，從(53-2) 條件變異數方程式參數估計得知：

(一) 在「大公司投資組合報酬波動」對「小公司投資組合成成交量週轉率」之交叉變數訊息外溢效果方面：

在方程式(56-2) 中估計參數 ex_{S_2} 並不顯著，表示前一期小公司投資組合報酬波動($\sigma_{S,t-1}^2$) 無法有效預測大公司投資組合成成交量週轉率($V_{L,t}$)，所以 $\sigma_{S,t-1}^2$ 對 $V_{L,t}$ 並不存在交叉變數訊息外溢效果。

(二) 在「小公司投資組合成成交量週轉率」對「大公司投資組合報酬波動」之交叉變數訊息外溢效果方面：

在方程式(56-2) 中估計參數 ex_{L_1} 為-0.384，在 5% 顯著水準下顯著，表示前一期小公司投資組合成成交量週轉率($V_{S,t-1}$) 有助於預測當期大公司投資組合報酬波動($\sigma_{L,t}^2$)，亦即 $V_{S,t-1}$ 對 $\sigma_{L,t}^2$ 有顯著之負向交叉變數訊息外溢效果。

(三) 在模型診斷的部分：

本議題 EGARCH 模型中，標準殘差 10 期之一階動差 LB(10) 與標準殘差 10 期之二階動差 $LB^2(10)$ 的序列自我相關檢定皆不顯著，表示其標準殘差項已不具序列自我相關與 ARCH 效果，所以模型具有良好的解釋能標準力。此外，在標準化殘差診斷檢定方面，顯示不對稱性檢定的各項統計量皆不顯著，表

示所估計之 EGARCH 模型對此不對稱性的描述效果良好。

表 4-10 小公司投資組成交量週轉率與大公司投資組報酬波動間之交叉變數

訊息外溢效果方程式參數估計表

表 A：估計參數		
$V_{S,t} = \alpha_S + \sum_{j=1}^3 \beta_{Sj} V_{S,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Sj} R_{L,t-j} + \varepsilon_{S,t}$		(55-1)
$R_{L,t} = \alpha_L + \sum_{j=1}^3 \beta_{Lj} R_{L,t-j} + \sum_{j=1}^3 \gamma_{Lj} V_{S,t-j} + \varepsilon_{L,t}$		(55-2)
$\sigma_{S,t}^2 = \exp\{w_S + q_S f(Z_{S,t-1}) + p_S \ln(\sigma_{S,t-1}^2)\}$		(56-1)
$\sigma_{L,t}^2 = \exp\{w_L + q_L f(Z_{L,t-1}) + q_L \ln(\sigma_{L,t-1}^2) + ex_{L1} V_{S,t-1} + ex_{L2} V_{S,t+1}\}$		(56-2)
$f(Z_{L,t-1}) = Z_{L,t-1} - E(Z_{L,t-1}) + \delta_L Z_{L,t-1}$		(57-1)
$f(Z_{S,t-1}) = Z_{S,t-1} - E(Z_{S,t-1}) + \delta_S Z_{S,t-1}$		(57-2)
【註】 V_S 為小公司投資組之成交量週轉率； σ_L^2 為大公司投資組之報酬波動。		
	$i = S$	$i = L$
α_i	-0.007 (-0.31)	0.286 (0.86)
β_{i1}	0.620** (4.49)	0.009 (0.23)
β_{i2}	0.134** (3.47)	0.048 (1.20)
β_{i3}	0.153 (1.34)	0.155** (3.10)
γ_{i1}	0.014** (4.06)	-0.803 (-0.71)
γ_{i2}	0.003 (0.67)	0.491 (0.42)
γ_{i3}	0.008* (2.22)	0.135 (0.43)
w_i	-0.638**	4.912**

	(-8.17)	(17.25)
q_i	0.930** (5.95)	0.568 (1.77)
p_i	0.369** (4.51)	-0.576** (-11.13)
ex_{L1}	--	-0.384* (-2.06)
ex_{L2}	--	0.309 (-1.06)
δ_i	-0.751** (-13.92)	-1.00** (-62.41)
ρ_{LS}		0.191** (4.08)
ν		7.340** (25.90)
χ_S^2		22.118**
χ_L^2		3.564
概似函數值		-1690.311

表 B：標準化殘差項診斷檢定

	$V_{S,t}$	$R_{L,t}$
Jarque-Bera	355.985**	39.638
LB(10)	11.281	6.255
LB ² (10)	4.766	5.319
SBT	-0.036	0.013
NSBT	0.011	-0.311
PSBT	-0.363	-0.009
JT	-1.235	0.098

【註 1】**代表在 1% 顯著水準下顯著，*代表在 5% 顯著水準下顯著。

【註 2】()中所示者為 t 統計量，且 t 統計量是以 Bollerslve and Wooldridge(1992) 之穩健性標準誤(robust standard errors) 方法計算。

【註 3】Baillie and Bollerslev(1995) 指出當自由度 $\nu > 4$ 時，適合用 Student- t 分配估計模型。

【註 4】 χ_S^2 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{S1} = \gamma_{S2} = \gamma_{S3} = 0$

【註 5】 χ_L^2 之虛無假設為 $H_0: \gamma_{L1} = \gamma_{L2} = \gamma_{L3} = 0$

【註 6】Jarque-Bera 為常態性檢定統計量。

【註 7】LB(10) 和 LB²(10) 為標準化殘差與標準化殘差平方之 Ljung-Box Q 檢定統計量。

【註 8】SBT 為符號偏誤檢定，NSBT 為負程度符號檢定，PSBT 為正程度符號檢定，JT 為聯合檢定，其中聯合檢定為服從自由度為 3 的卡方分配。

第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究利用VAR(3)-EGARCH(1,1) 模型，實證民國83年至92年股市，大公司投資組合和小公司投資組合間之相同變數和交叉變數訊息外溢效果，得到的研究實證結果如下：

一、相同變數之訊息外溢效果實證匯整：

從表5-1-1得知：前期大公司投資組合報酬率有助於預測當期小公司投資組合報酬率；前期小公司投資組合報酬波動有助於預測當期大公司投資組合報酬波動；前期大公司投資組合報酬波動有助於預測當期小公司投資組合報酬波動；前期小公司投資組合成交量週轉率有助於預測當期大公司投資組合成交量週轉率。

表 5-1-1 大公司與小公司投資組合之間的相同變數訊息外溢效果匯整表

前期小公司投資組合報酬率	(X)	當期大公司投資組合報酬率
前期大公司投資組合報酬率	→	當期小公司投資組合報酬率
前期小公司投資組合報酬波動	→	當期大公司投資組合報酬波動
前期大公司投資組合報酬波動	→	當期小公司投資組合報酬波動
前期小公司投資組合成交量週轉率	→	當期大公司投資組合成交量週轉率
前期大公司投資組合成交量週轉率	(X)	當期小公司投資組合成交量週轉率

【註】 → 代表外溢效果存在，(X) 代表外溢效果不存在。

二、交叉變數之訊息外溢效果實證匯整：

從表 5-1-2 得知：前期大公司投資組合報酬率有助於預測當期小公司投資組合成交量週轉率；而前期小公司投資組合成交量週轉率有助於預測當期大公司投資組合報酬波動。

表 5-1-2 大公司與小公司投資組合之間的交叉變數訊息外溢效果匯整表

前期大公司投資組合成交量週轉率	(X)	當期小公司投資組合報酬率
前期小公司投資組合報酬率	(X)	當期大公司投資組合成交量週轉率
前期大公司投資組合報酬率	→	當期小公司投資組合成交量週轉率
前期小公司投資組合成交量週轉率	(X)	當期大公司投資組合報酬率
前期大公司投資組合成交量週轉率	(X)	當期小公司投資組合報酬波動
前期小公司投資組合報酬波動	(X)	當期大公司投資組合成交量週轉率
前期大公司投資組合報酬波動	(X)	當期小公司投資組合成交量週轉率
前期小公司投資組合成交量週轉率	→	當期大公司投資組合報酬波動

【註】→ 代表外溢效果存在，(X) 代表外溢效果不存在。

三、相同公司規模投資組合間之訊息外溢效果實證匯整：

從表 5-1-3 得知：相同公司規模投資組合的相同訊息變數均有外溢效果

表 5-1-3 相同公司規模投資組合間之訊息外溢效果匯整表

前期大公司投資組合報酬率	→	當期大公司投資組合報酬率
前期小公司投資組合報酬率	→	當期小公司投資組合報酬率
前期大公司投資組合報酬波動	→	當期大公司投資組合報酬波動
前期小公司投資組合報酬波動	→	當期小公司投資組合報酬波動

前期大公司投資組合成交量週轉率	→	當期大公司投資組合成交量週轉率
前期小公司投資組合成交量週轉率	→	當期小公司投資組合成交量週轉率

【註】 → 代表外溢效果存在，(X) 代表外溢效果不存在。

綜合上述實證結果得知，大公司投資組合訊息變數與小公司投資組合訊息變數之間存在外溢效果，因此，本研究建議投資人在進行投資決策時，均須注意大公司與小公司的訊息變數，以期幫助投資人進行較佳之投資決策。

第二節 研究建議

本研究將分別在實務上與學術上予以建議：

一、在實務上的建議方面

雖然投資組合間的領先-落後關係可以作為套利的依據，但是本研究與其他的研究一樣面對相同的困境，就是加入交易成本之後將會侵蝕套利時所獲得的利潤，因此若要以此策略進行投資，就必須將交易成本納入考慮之中。

二、在學術上的建議方面

1. 由GARCH 模型理論可知另有許多不對稱之參數模型可以捕捉股價波動不對稱的現象，若能對其他不對稱GARCH 模型之配適度做一比較，相信對研究品質之提升將有所幫助。
2. 後續研究者可以將研究期間分為多頭市場和空頭市場，再來檢視訊息變數的外溢效果是否因多、空頭市場而有不同的影響。
3. 後續研究者亦可以將本研究延伸至比較多國股票市場間是否有相同情況的訊息外溢效果，例如Chen, Michael and Oliver(2001) 利用九個國家股票市場資料，研究其報酬、成交量和波動間關係，歸納出各國家股市間的共同訊息外溢效果，冀望有興趣之研究者能有所發現。

參考文獻

國內文獻

詹家昌，民 80，台灣股市過度反應之實證研究，東海大學企業管理研究所碩士論文。

陳盈君，民 91，台灣上櫃公司規模與股票報酬波動之關聯性研究，南華大學財務管理學研究所碩士論文。

王麗真，民 91，成交量溢酬之實證研究，東海大學企業管理研究所碩士論文。

蔡建樹，民 91，初級計量經濟學，台北市，台灣西書出版社。

楊奕農，民 94，時間序列分析經濟與財務上之應用，台北市，雙葉書廊。

國外文獻

Admati, A., Pfleiderer, P., 1988, A theory of intraday trading patters: Volume and price variability, *Review of Financial Studies* 1, 3-40.

Badrinath, Swaminathan G., Jayant R. Kale, and Thomas H. Noe, 1995, Of shepherds, sheep and the cross-autocorrelations in equity returns, *Review of Financial Studies* 8, 401-430.

Baillie, R. T., Bollerslve, T., 1995, On the interdependence of international asset market. In: Aggarwal, R., Schrim, D.C. (Eds), *Global portfolio diversification*. Academic Press, San Diego, CA, 19-27.

Berndt, E.R., Hall, B.H., Hall, R.E., and Hausman, J.A., 1974, Estimation and inference in nonlinear structural models, *Annals of Economic and Social Measurement* 4, 653-665.

Bessembinder, H. and P. I. Seguin, 1992, Futures-trading activity and stock price volatility, *Journal of Finance* 47, 2015-34.

Bollerslev, T., R. Engle, and D. B. Nelson, 1983, ARCH Models. Z. Griliches and M.D. Intriligator, eds. *Handbook of Econometrics*, vol. 2 Chapter 49, Amsterdam:

North-Holland, p.2963-2965.

Bollerslve, T., 1986, Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.

Bollerslve, T. 1987, A conditional heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return. *Review of Economic and Statistic* 69, 542-547.

Bollerslve, Tim, and Jeffrey M. Wooldridge, 1992, Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic model with time-varying covariances, *Econometric Reviews* 11, 143-172.

Chan, K., 1992. A further analysis of the lead-lag relationship between the cash marker and stock index futures market, *The Review of Financial Studies*, Vol. 5, No.1, 123-152.

Chan, K., Chung, Y. P. and Johnson, H., 1993. Why option prices lag stock price: A trading-based explanation, *The Journal of Finance*, Vol. 48, NoO 5, 1957-1967.

Chordia, Tarun, and Bhaskaran Swaminathan, 2000, Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns, *Journal of Finance* 55, 913-935.

Chen, Michael, and Oliver, 2001, The dynamic relation between stock returns, trading volume, and volatility, *the Financial Review* 38, 153-174.

Clark, Peter K., 1973, A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices, *Econometrica* 41, 135-155.

Conrad, Jennifer, Mustafa N.Gultekin, and Gautam Kaul, 1991, Asymmetric predictability of conditional variances, *Review of Financial Studies* 4, 597-622.

Copeland, T.E., 1976, A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival, *Journal of Finance* 31, 1149-1168.

DeLong, J., Shleifer, A., Summers, L., and Waldmann, R., 1990. Positive feedback investment strategies and destabilizing speculation, *Journal of Finance* 45,379-395.

Dickey, D.A., and W.A. Fuller, 1979, Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.

Epps, Thomas W., and Mary Lee Epps, 1976, The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture-of-distributions hypothesis, *Econometrica* 44, 305-321.

Ender, W., 2004, *Applied Econometric Time Series*. New York: John Willey & Sons, Inc.

Engle, R. F., 1982, Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimate of the variance of united kingdom inflation, *Econometrica*, 50, 987-1007.

- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1991, *Long-Run Economic Relationship*. New York: Oxford University press.
- Engle, R. F. and V. K. Ng, 1993, Measuring and testing the impact of news on volatility, *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Fama, Eugene F., 1970, Efficient capital markets : A review of theory and empirical work, *Journal of Finance* 25, 383-417.
- Foster, F.D., Vishwanathan, S., 1990, A theory of intraday variations in volume, variance, and trading cost in securities market, *Review of Financial Studies* 3,593-624.
- Gallant, A.R., P.E.Rossi, and G.Tauchen , 1992, Stock prices and volume ,*Review of Financial studies* 5, 199-242.
- Granger, C.W.J., 1969, Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica* 37, 424-438.
- Granger, C.W.J., 1988. Some recent developments in a concept of causality, *Journal of Econometrics* 39, 199-211.
- Granger, C.W. and P. Newbold, 1974, Superior Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*, Vol.2, 111-120.
- Hawawini, G. A. and Vora, A., 1980. Evidence of intertemporal systematic risks in the daily price movements of NYSE and AMEX common stocks, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 15, No. 2, 331-339.
- Jain.P.C. and G.Joh , 1988, The dependence between hourly prices and trading volume , *Review of Financial studies* 7, 632-651.
- Jarque, C. M and A. K. Bera, 1987, A test for normality of observations and regression residuals, *International Statistical Review*, 55, 163-172.
- Jegadeesh, Narasimhan, and Sheridan Titman, 1993, Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance* 48, 65-91.
- Jennings, R., Starks, L., and Fellingham, J., 1981. An equilibrium model of asset of trading with sequential information arrival, *Journal of Finance* 36, 143-161.
- Kanas, A., 2002, Mean and variance spillover among size-sorted UK equity portfolios, *Applied Economics Letter*, 9, 319-323.
- Karpoff, J. 1986, A theory of trading volume , *Journal of Financial* 41, 1069-1088.
- Karpoff, J. , 1987, The relation between price changes and trading volume : A survey , *Journal*

- of *Financial and Quantitative Analysis* 22, 109-126.
- Kyle, A.S., 1985, Continuous auctions and insider trading. *Econometrica* 53, 1315-1335.
- Lamoureux, C.G. and W.D. Lastrapes, 1990. Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects, *Journal of Financial* 45, 221-229.
- Lamoureux, C.G. and W.D. Lastrapes, 1994, Endogenous trading volume and momentum in stock-return volatility. *Journal of Business and Economic Statistics* 12, 253-260.
- Lev, B., and Ohlson, J.A., 1982, Market based empirical research in accounting: A review, Interpretation, and extension, *Journal of Accounting Research* 20, 249-322.
- Lo, Andrew W., and A. Craig MacKinlay, 1988, Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test, *Review of Financial Studies* 1, 41-66.
- Lo, Andrew W., and A. Craig MacKinlay, 1990, When are contrarian profits due to stock market overreaction, *Review of Financial Studies* 3, 175-205.
- Lo, A.W., Wang, J., 2000. Trading volume: Definition, data analysis, and implication of portfolio theory. *Review of Financial Studies* 13, 257-300.
- Ljung, G. and George Box, 1978, On a measure of lack of fit in time series models, *Biometrika* 65, 297-303.
- McQueen, Grant, Michael Pinegar, and Steven Thorley, 1996, Delayed reaction to good news and the cross-autocorrelation of portfolio returns, *Journal of Finance* 51, 889-920.
- Nelson, D., 1991, Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, *Econometrica*, 59, 347-370.
- Phillips, P.C.B., and Perron, P., 1988, Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika* 75, 335-346.
- Ross, Stephen A., 1989, Information and volatility: The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy, *Journal of Finance* 44, 1-17.
- Rouwenhorst, Geert K., 1998, International momentum strategies, *Journal of Finance* 53, 267-284.
- Sias, Richard W., and Laura T. Starks, Return autocorrelation and institutional investors, 1997, *Journal of Financial Economics* 46, 103-131.
- Sims, C. A., 1972. Money, income, and causality, *The American Economic Review*, Vol. 62, No. 4, 540-552.

- Statman, M., Thorley, S., and Vorkink, K., 2003, Investor overconfidence and trading volume, working paper, Santa Clara University.
- Stoll, H. R. and Whaley, R. E., 1990. The dynamics of stock index and stock index futures returns, *The Journal of Financial and Quantitative*, Vol. 25, No. 4, 441-468.
- Verrechia, R.E., 1981, On the relationship between volume reaction and consensus of investors: Implications for interpreting test of information content. *Journal of Accounting Research* 19, 271-283.
- Wang, J., 1994, A model of competitive stock trading volume, *Journal of Political Economy* 102, 127-168.
- Weigand, Robert A., 1996, Trading volume and firm size: A test of the information spillover hypothesis, *Review of Financial Economics* 5, 47-58.
- Wood, R., T. McInish and J. Ord, 1985, An investigation of transactions data for NYSE stock, *Journal of Finance* 40, 723-739.