

國立政治大學金融學系碩士班碩士論文

台灣市場小型股與成交量之實證關係



指導教授：林建秀 博士

研究生：林大偉 撰

中華民國 99 年 7 月

誌謝

從 2008 年研究所考試放榜，獲知有幸就讀於政大金融所的那一刻開始，轉眼也過了兩年有餘。在這兩年當中，一個法律系學生，要去面對金融所繁重的課業，的確是相當吃力；但兩年過去了，如今也到了論文完成的前夕，尤其是當口試確定通過的那一瞬間，心中不只是開心，感謝感恩之情亦是溢於言表。

首先，這篇論文的完成，我必須要感謝我的指導教授林建秀老師，林老師在論文寫作的期間，一直是扮演著亦師亦友的角色，不斷的給我協助與鼓勵，讓我能夠順利完成這篇論文，學生的心中一直充滿著感激。另外，也感謝口試委員詹凌菁老師以及陳玉瓏老師，給予這篇論文寶貴的建議，讓這篇論文能夠更加的完善。同時也感謝在我寫作當中給我寫作意見的林左裕老師以及康榮寶老師，因為你們的意見，讓大偉在一開始寫作這篇論文時，得以很快地有明確的方向來寫作。在這裡，向所有幫助過我的老師們，表達由衷的感激。

另外，想要特別向三位老師表達謝意：首先是彭火樹老師以及郭振雄老師，這兩位老師是我在就讀於台北大學時，審計學以及成本會計學的老師，他們在我大四延畢重考時，給了我相當大的幫助，可以說是沒有這兩位老師，今天大偉不會進政大金融所，在這裡大偉想要向兩位老師說聲感謝。另外一位則是龔天益老師，老師不只用自己的實務經驗來教導學生，另外更不忘勉勵學生在道德操守上也能有所提升；龔老師，您所教我們的 soft power，學生永遠銘記在心。

最後，我必須要感謝的是我的外婆龍鳳嬌女士，父親林嘉賢先生，以及母親李文秀女士，感謝他們在我成長的路上一路的扶持以及鼓勵。尤其要特別感謝我的外婆，如果不是外婆從小到大的薰陶，讓我對股市產生興趣，今天就沒有這篇論文的誕生。感謝我的女友子茵，總是在我低潮失落的時候給我鼓勵與打氣，因為她，讓我懂得如何去珍惜周圍的人事物，更讓我學習到什麼叫做包容與體貼；子茵，謝謝妳。

這篇論文，謹獻給愛我的家人，以及所有幫助過大偉的人。

感恩。

大偉 謹致
2010 年 7 月
于 台北 貓空 夜

目錄

誌謝.....	2
摘要.....	5
第一章 緒論	
第一節 研究背景與動機	7
第二節 研究目的與研究對象.....	10
第三節 論文架構與研究流程.....	11
第二章 文獻回顧	
第一節 量價關係之介紹與相關文獻.....	13
第二節 公司規模之介紹與相關文獻.....	22
第三節 小結.....	30
第三章 研究方法	
第一節 敘述統計及使用資料說明.....	31
第二節 單根檢定	32
第三節 Granger 因果關係檢定.....	33
第四節 三因子模型.....	36
第五節 縱橫資料迴歸 (panel data).....	39
第四章 實證分析	
第一節 敘述統計.....	42
第二節 單根檢定.....	44
第三節 Granger 因果關係檢定.....	45
第四節 三因子模型.....	46
第五節 縱橫資料迴歸(panel data).....	51
第六節 小結.....	57
第五章 結論與建議	
第一節 結論.....	59
第二節 建議.....	61
附錄一 大型股公司代號、資本額及產業別	62
附錄二 小型股公司代號、資本額及產業別	67
參考文獻	72

圖表次

表 2-1. 量價關係國外文獻相關整理.....	18
表 2-2. 量價關係國內文獻相關整理.....	20
表 2-3. 不同成交量下所對應不同價格之情形.....	21
表 2-4. 文獻所對應之量價關係.....	21
表 2-5. 國內中小型概念基金.....	24
表 2-6. 規模效果國外文獻相關整理.....	28
表 2-7. 規模效果國內文獻相關整理.....	29
表 2-8. 文獻結果有無規模效果.....	29
表 4-1. 大型股與小型股指數比較.....	42
表 4-2. 大型股與小型股成交值比較.....	42
表 4-3. 大型股與小型股報酬率是否有顯著差異之檢定.....	42
表 4-4. 大型股與小型股周轉 37 率比較	43
表 4-5. 大小型股指數的 ADF 檢定之結果.....	44
表 4-6. Granger 因果關係檢定結果	45
表 4-7. 模型一檢測結果.....	46
表 4-8. 模型二檢測結果.....	47
表 4-9. 模型三檢測結果.....	49
表 4-10. 大型股在 panel data 下驗證結果.....	52
表 4-11. 小型股在 panel data 下驗證結果.....	53
表 4-12. 大型股在 panel data 下周轉率驗證結果係數相加結果.....	54
表 4-13. 小型股在 panel data 下周轉率驗證結果係數相加結果.....	54

摘要

量價關係，一直以來皆為技術分析學派所廣泛運用，其主張運用過去的股價以及成交量來推測股票未來的走勢，而也有許多的研究以及投資策略皆是從量價關係所出。在國內，小型股也由於其股本小的特性，往往成為有心人士炒作之標的。此外，小型股亦較大型股具有不對稱資訊的性質，而由於成交量背後往往隱藏著許多的資訊，因此投資人利用量與價之間的關係，得到能夠有效預測小型股股價的方法以利其投資。

而本文之研究，將量價關係運用在小型股上，想檢視彼此間有無任何關係存在。本文中我們使用了因果關係檢定，三因子模型，以及縱橫迴歸模型，用來分別檢視小型股與大型股的量價關係。驗證結果發現，在不同的檢驗方式下，都會得到小型股較大型股，有顯著量價影響的關係存在。

關鍵字：量價關係、技術分析、小型股、因果關係、三因子模型、縱橫迴歸模型



ABSTRACT

The relation between volume and price is widely used in technical analysis. It predicts future stock price by using past stock price and volume. There are lots of investigations and investment strategies are stemmed from it. In Taiwan, small caps are preferred to be held by the people who would like to manipulate the price because of their small number of capitalization. In addition, compared with large caps, small caps are of asymmetric information to the investors. As there is lot of information hidden behind volume, investors are likely to use the relation between volume and price to get a useful way to predict small caps' stock price.

In this paper, I use granger causality test, three-factor model, and panel data model to test the relation between price/return and volume of small caps and big caps separately. The experiment shows that use different ways, we can verify there exist more obvious relations between volume and price in small caps than in large caps.

Keyword: relation between volume and price 、 technical analysis 、 small caps 、 granger causality test 、 three-factor model 、 panel data model

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

如何找到股市投資的必勝策略，一直是股票市場中投資者最想知道的議題，因此，從有股票市場以來，關於股票分析的方法便不斷的推陳出新。大致上而言，股市分析方法大致上來說可以分為基本分析與技術分析兩派，各派在其立論上也因為各有擅長，因此，究竟是基本分析還是技術分析較好，一直以來都是投資者爭議的話題，至今也沒有一個完全確定的答案。

關於兩者間的立論，兩派支持者之間各有不同見解。其中，基本分析派認為股價最終會反映一家公司的價值，因此主張利用分析公司財報的方式來找出值得投資的標的。但關於此點，技術分析使用偏好者認為，基本分析主要乃使用公司財報以及總體經濟數據，而這些數據又因為資料公布的落後，而使得當投資人看到財報數據時，公司股價往往已經反映了一大段，使得一般財務資訊之公司外部使用者無法及時掌握到買賣時點，更遑論公司財報作假以及內線交易的問題。

反觀技術分析，即使已經發展到不下數十種技術指標，但其使用資料不外乎為價格與成交量，這兩種資料為投資者可以簡單獲得之資料，並不會有做假以及時效性落後的問題。著名的市場效率假說認為，股市可以依其價格根據市場之相關資訊，如內線資訊，財報資訊，技術線型....等之反應快慢，而分為強勢市場，半強勢市場，與弱勢市場。其中弱勢市場下，技術分析被認為可以達到超額報酬，因為股價可以從歷史資料來判斷其未來走勢。而基本分析反駁技術分析的觀點在於，技術分析認為由股價與成交量過去的走勢可以推得未來股價的走勢，但基本分析則認為公司的好壞已經反映在股價上，而不能用股票過去的交易資訊來推得。

承上述所提及之技術分析，屬於其中一重要支派之量價關係，也有許多相關之研究與探討。量價關係，一直以來除了傳統技術分析有提出許多指標來加以說明之外，在計量統計上亦有許多檢驗方式如傳統迴歸或是時間序列概念等也可以運用在其上。使用者無非是想知道量價之間的彼此互動，究竟是量影響價，價影響量，亦或是彼此影響或者甚至是根本無關；而從其中又衍生出了更多的看法，例如連續量價所表現出來的型態，或者是依量能大小配合價格高低所反映出來市場人氣強度...等方法，以利投資人在做決策時能有可供參考之依據。

但，在此對於成交量可以做更深一層的探討。可以想見，同樣是買進股票，

結果皆造成了成交量的增加，但每個人買進的理由可能皆有所不同；可能是因為財報資訊，可能是因為技術分析指標，但，也有可能是公司內部握有少數關鍵資訊者利用該資訊來大量買入股票，如此便有了“資訊不對稱”的情形發生。因此，也有學者認為成交量的背後隱藏了許多資訊，而投資人也可以藉由判讀成交量的方式來獲得許多隱藏資訊。

另外，在此就我國股市歷史稍作說明。有別於外國市場，台灣市場被認為屬於人為操縱嚴重的市場。早期台灣七八零年代，當時股票投資成為了全民運動，而著名的四大作手也在當時呼風喚雨，主力炒作概念股甚至成為了民眾瘋狂追逐的買進對象；而近期以來，即使政府對於內線交易的取締已經日趨嚴格，不正常的漲跌股票也會被證交所列為警戒對象，但由於開放外資來台投資，外資挾帶其強大資金進入台灣市場，常有買入權值股以拉抬加權指數影響期貨之情事發生，與二十年前主力買入股票拉抬之本質，其實亦沒有太大不同。

一般認為，主力拉抬之方式，不外乎回到股價漲跌的最基本問題，那就是，股價為什麼會漲？其實，股票漲跌與一般商品並無不同，不外乎供給與需求；當今天買方大於賣方，則股價上漲，反之下跌；而一家公司的股票，其流通在外之股數為一定，若能夠控制這些流通在外的股數，使其買賣皆由控制者選擇，則自然能夠影響股價的走勢；而想要控制流通在外股數，一般稱之為“吸籌”，亦即將這些流通在外的股票（亦稱為籌碼）買入，而買入的過程中，自然得要考慮到“買入的價格”以及“買入的數量”；因此，若在暫不考慮買入價格此因素下，若有一投資標的能夠滿足“數量較少”的特性，則主力操作起來自然相對簡單。

小型股，顧名思義，為小型公司之股票。在此之所以命為小型股，乃因為其資本額較小，與動輒上百億的大型公司來比，其流通在外股數自然少了許多，因此，正好符合前段所述“數量較少”的特性；在與同樣股價的大公司相比，由於股數少了許多，因此主力欲控制流通在外股票所需之資金相對也跟著變小；因此，小型股也往往成為了有心人士炒作標的首選。

而這些被炒作的小型股往往有別於大型股的溫吞走勢，往往一段漲幅可以有連續數日漲停鎖死，其漲勢可以長達數周甚至數月，事後發現其股價被炒作上升數倍之多。國外亦有關於小型股之相關研究，一般認為小型股相較於大型股，有暴漲暴跌之情形，由於股市中風險與報酬往往呈現正相關，亦即風險越大，報酬往往也越大，故投資人若願意忍受小型股跌幅較大的風險，往往其報酬也會大於同期之大型股甚至大盤之走勢。

而所謂的風險，有學者認為小型股因為公司特性與大型股不同，例如小型股不僅本身營運較不具效率性，而且也會有較高的槓桿比率，因此在景氣向下時不

易存活下來，也因此當市場有不利的總體消息時，對於小公司的影響會較大公司來得大...等，亦即將所謂小型股的風險歸於其公司本身之營運風險。但在此想要探討的是，小型股有無所謂的炒作風險存在？尤其小型股在外流通之股票較少，因此若是大部分股票被有心炒作者持有，則該股票即會有相當大之資訊不對稱存在，亦即所謂的內線交易。尤其所謂的炒作，往往是暴漲暴跌，對於投資者的操作以及期望報酬會有相當大之影響；因此在此將代表股票數目多少之資本額，列入欲研究的對象之一。

綜合以上所述關於量價關係與小型股特性，在此令人好奇的是，若是把強調成交量的量價關係，套用在發行股數較少的小型股上面，會否有不同於大型股之情形發生？畢竟小型股與大型股兩者之特性，最大之不同即在於“發行股數不同”，因此運用在量價關係之研究上，可以想見的是“股數的多少”可能會是一個造成量價關係是否顯著的決定性因素，也是本文想要探討之焦點。



第二節 研究目的與研究對象

承上，本文主要想探討的是小型股由於其有籌碼較少之特性，因此在使用相關檢定方式時，會否比起大型股有更加明顯的量價互動關係。有別於一般論文在討論量價關係時，往往將加權指數與成交值之間的關係做研究，本文特別將台灣上市公司股票，依其實收資本額大小，分別就其前四分之一以及後四分之一各 157 支個股，分別為歸類為大型股與小型股(指數內容之成分股詳見附錄)。除了如參考證交所所編製之台灣加權股價指數編製方式，使用 2005/12/01 之所選定之小型股期總市值為基期，使用其自 2005/12/01 至 2009/11/30 之收盤價與成交量，編製一小型股指數，一共 994 筆資料，並且以同樣方式編製大型股指數以作比較，並且因為考慮到編製過程可能量價關係會有抵銷關係，也使用 panel data 方式來分別就不同類股間檢視其量價之間之關係。

另外值得說明的是，我國漲跌幅限制為上下 7%，但在 2008 全球陷入金融風暴期間，我國政府為了對抗不斷下跌的股市趨勢，曾經將跌幅調為 3.5%，而漲幅則仍維持 7% 不變，期間為 2008/10/13 至 2008/10/24，共十個交易日。由於該段限制跌幅期間資料僅 10 筆，與整體使用資料筆數 994 筆相比過小，因此在處理資料時未將該段期間做特別處理。

本文除了多方參考相關論文之研究結果，亦加入股票市場投資實務，並且利用相關統計檢定之方式以及多種假設，來試圖說明量價之間之關係，以期能夠運用在投資實務上，也為日後對於小型股特性有興趣之研究者做一研究上參考。

本文資料來源主要來自於 TEJ 台灣經濟新報資料庫以及雅虎奇摩股市，資料的處理上則使用 excel 以及 eview5.0 來分析。

第三節 論文架構與研究流程

一、論文架構

第一章、緒論

說明研究背景與動機、研究目的與對象、論文架構與研究流程。

第二章、文獻探討

整理關於量價關係與規模效果之文獻。

第三章、研究方法

說明敘述統計、單根檢定、Granger 因果關係檢定、三因子模型與其延伸模型、以及縱橫迴歸模型之內容。

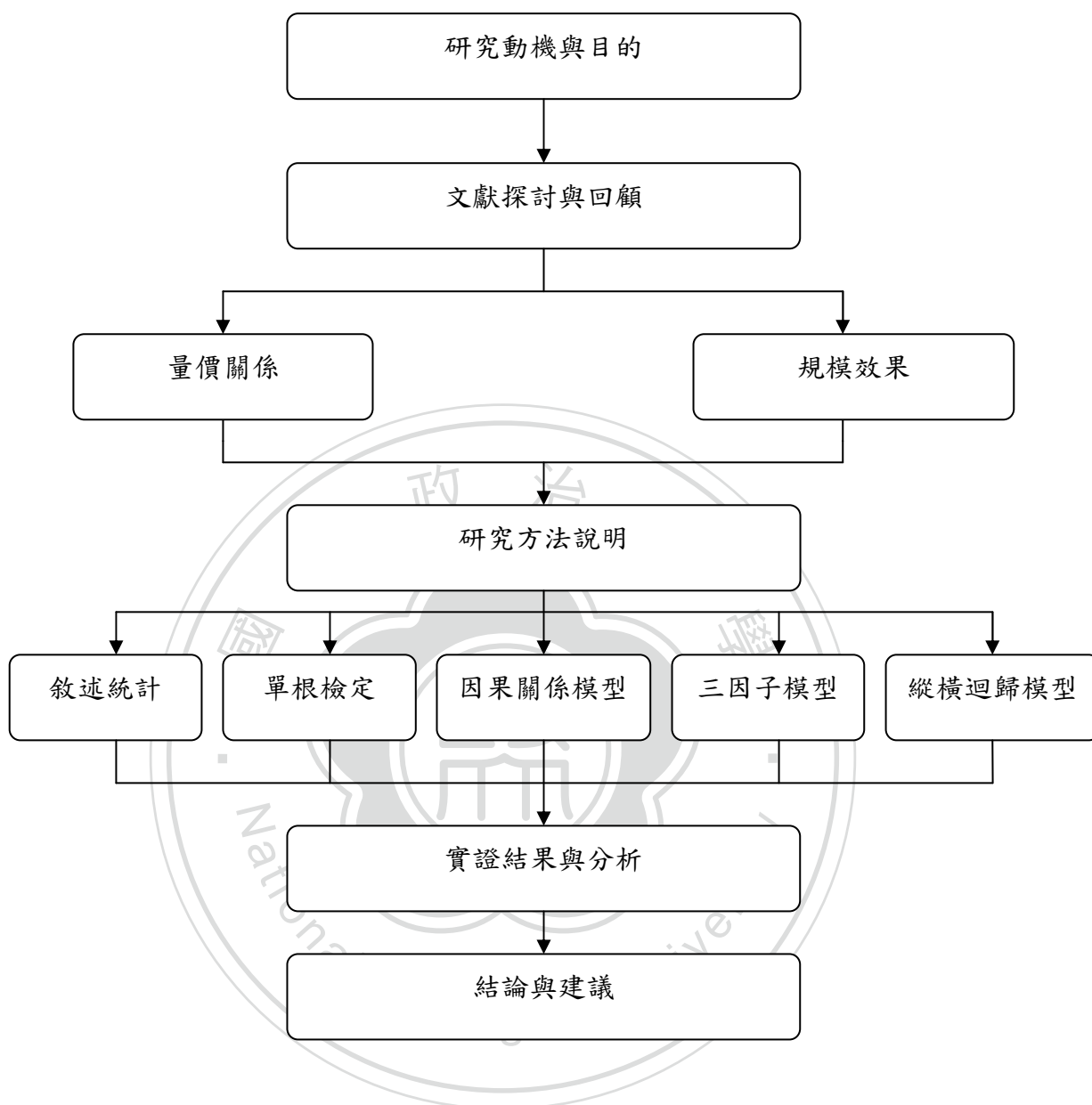
第四章、實證分析

說明以上各種研究方法所得到之結果，並且對其加以說明。

第五章、結論與建議

綜合以上研究結果做出結論，並且對未來研究後續研究提出建議。

二、研究流程



第二章 文獻回顧

第一節 量價關係之介紹與相關文獻

為何技術分析當中會出現量價關係此一支配？如同前述，由於技術分析使用認為股價未來的表現是可以從其過去之歷史走勢所推估而得的，而使用股價的優勢即在於有別於財報資訊有落後數月之情形，股價可以立即從即時市場取得，而且不會有造假之情事發生；而成交量扮演的角色，可以說是除了價格之外，另外一個可以即時得到的資訊。技術分析使用者認為，成交量背後隱含了許多訊息，與其單單就股價來判斷未來走勢，如果加上成交量為考慮因素的話，則可以依此而解讀市場心理以做出決策；以下即就量價關係加以解釋。

量價關係，可以從最簡單的供需原理開始衍生。試想：當今天公開股票市場上，若有一賣家 A 願意以價格 x 出售 1 張股票，而也有買家願意以該價格買進該張股票，則交易成立，此時市場上會公開顯示成交量為 1，而成交價也會顯示為 x ；若賣家 A 繼續以該價格 x 欲賣出 n 張股票，而又有一賣家 B 欲以價格 $x+1$ (在此假設價格跳動單位為 1) 賣出 m 張股票，而買方願意以 x 買入 $n+1$ 張股票，則此時賣家 A 的股票會全部賣出，公開市場的成交量顯示成交價為 x ，成交量為 $n+1$ (前一筆成交 1 張，此筆成交 n 張)；但，若買方改變買價，願意以 $x+1$ 買入 $n+1$ 張股票，則賣家 A 的股票全部賣出，而賣家 B 也賣出一張股票，買方則是如願買到所有想要的股票數量，此時公開市場顯示成交價為 $x+1$ ，而成交量則為 $n+2$ (前一筆成交 1 張，此筆成交 $n+1$ 張)；此亦即為股市價格與成交量跳動之原理。以下以台積電當日股價為例，當日收盤相關資料如下圖。



資料來源:雅虎奇摩股市

此時之成交價為 61.1,可以從圖右下方發現委買價最高為 61.1,委買量為 419 張,而委賣價最低為 61.2,量則為 1090 張;假設若尚未收盤,若是此時有一筆買單願意用 61.2 買入 1 張,則此時成交價會被推到 61.2;若是有一筆買單願意用 61.3 買入 1091 張,則不僅 61.2 的 1090 張全部被買走(且此 1090 張會以 61.2 成交), 61.3 的價位也會成交一張,於是成交價會落在 61.3。

可以想見,當今天投資人看好某家公司的股票,欲買進時,也會因為買進價格設定的不同,而造成不同的成交量。例如賣家欲用 x 賣出一張股票,而買家即使欲買入一百張,看似買方買入意願強烈,但若其只願意出 $x-1$ 買入,則此時仍無法成立交易,亦即成交量仍為零;因此成交價與成交量看似簡單,但同一個數字後面,背後可能隱藏了不同的意義,試簡單分析如下:

1.高成交量,表示買方跟賣方皆有強烈意願分別買賣,若買方最後買入力道超過賣方,則可將價格繼續往上推升;反之賣方大於買方,則價格下降。一般在在技術分析中,往往認為成交量是價格趨勢形成的重要關鍵,因為在價格上升時,若有成交量的往上推升,代表著今天股票不斷被換手(亦即不斷被交易),且亦有吸引人氣聚集的作用存在,因為一支股票若是爆出大量,可以說是今天買賣雙方的看法與結果與之前不同,故成交量才会有相當亦常之不同。我們也可以推論,在此由於買賣方對於資訊的判定不一致,故才會有一方大買,一方大賣的情形。

2.低成交量,則有三種可能:第一種可能,表示今天買的人很多,賣的人卻很少,則表示今日買方買入意願強盛,則價格會因此而推升;在小型股中常有“無量鎖漲停”的情形發生,並非代表真的無量,而是成交量極少,因為買氣太強,導致價格被推到該日最高價極限,且往往會持續數日;第二種可能則剛好相反,為買的人少,賣的人很多,是為“無量鎖跌停”;第三種可能,則是買的人與賣的人皆很少,此時價格不易有太大變動,且往往代表此時該股較少受到投資者注意,故交易亦清淡。我們也可以推論,在此由於買賣方對於資訊的判定一致,故才會有一方大買(賣),一方小賣(買)的情形。

就國外文獻部分,Osborne (1959)最早提出價格變動與成交量的相關理論,使用交易時間的增加來表示交易次數的增加,且透過數學函數關係表示交易次數會與股票價格成正比;Ying(1966)使用 1957/1 至 1962/12 之 S&P500 指數收盤價與成交量來探討量價關係,結果發現 1.小成交量伴隨著價格的下降 2.大成交量伴隨著價格的上漲 3.成交量的大幅上升,往往伴隨著價格的大幅漲跌 4.大成交量後往往會帶動價格的上漲 5.若是成交量有連續性的下降一段期間,則接下來的數個交易日價格也會持續下降 6.若是成交量有連續性的上升一段期間,則接下來的數個交易日價格也會持續上升。

Epps and Epps(1976)將股市中的交易者分為買方與賣方兩群，當今天有新消息時，兩群投資人會對於該訊息以及對於該股票的期望價格有不同的解讀；當今天兩方的分歧越大的時候，可以想見的是認為價格高估的人會賣出，而認為價格低估的人會買進，以至於成交量也會因此而越大，同時價格變動的絕對值也會越大。而同樣將投資人做分類的還有 Llorente, Michaely, Saar, Wang(2001) 將投資人分為投機者與避險者兩類，並且說明當市場以何者為多數時，則股票的價量關係會如何改變；其認為投機者多時，大量會使得價格連續發展下去，而避險者多時，大量則會使價格反轉；其原因是因為避險者多為機構投資人，其出清部位會一次全部拋出而不如投機者般分別售出，因此一次全部賣出的結果可能是部位過大甚至是造成價格因此被打壓，而有過度反應的情形發生；而投機者分次賣出，因為資訊沒有一次反映完，因此接下來的價格也會持續下去。

Campbell, Grossman, and Wang(1993)發現，不論是個股或是指數，其報酬率皆會隨著成交量的上升而降低其自我相關，亦即容易產生反轉；而且股價同樣在上漲時，在高成交量時會較在低成交量時來得容易產生向下反轉現象。作者認為當在一支股票漲得越多時，其表示股票日後回跌的機率也越大，在股票已經漲多的情形下，若投資人為風險趨避者時，則要這些投資人買進股票，必須要給予其足夠的報酬率，而若投資人買入的價格越低，其報酬率也越高，因此，市場給予這些投資人報酬的方法即為使得投資人買入價格下跌的股票；而當越來越多風險趨避者買入時，成交量越來越大，而價格也會因此而產生反轉而下降。

而類似的驗證還有 Conrad, Hameed, and Niden(1994)以 1983 至 1990 的 NASDAQ 股票周資料為研究對象，發現高交易量的股票期報酬率容易產生價格反轉，而低成交量的股票期價格則會持續同向延續。Teh and DeBondt(1996) 則是使用三因子模型並且加上了成交量，周轉率，以及負債權益比做為新的自變數，結果發現明顯證據顯示過去的成交量與投資報酬率成反比；而且投資人會選擇較多人交易的股票來交易，因為投資人認為這樣的股票其公司資訊會較公開。而同樣地，Datar, Naik and Radcliffe(1998)同樣在使用三因子模型之後，認為在控制研究對象的公司規模，帳面價值比，以及公司 Beta 值之後，周轉率對於公司報酬率會有顯著的解釋能力，報酬與周轉率之間存在負向的關係；而且該種現象不只是存在元月而已，在一整年當中都能夠適用。

Blume, Easley, and O'hara(1994)認為在解讀資料上面，若是觀察連續期間的數筆量價資料所得到的連續性資訊，會比觀察單日單筆的資料所得到的判斷來得有效；且交易者可以藉由解讀連續性的資料來決定自己是否買賣及對其的需求量，其背後可能隱藏了關於交易者的訊息。Gervais, Kaniel and Mingelgrin(2001)以 1963/8 至 1996/12 的 NYSE 成分股為研究對象，結果發現成交量高對於該公司有宣傳效果，亦即透過該公司成交量的增加，會吸引投資人的注意，投資人會認為

高成交量隱含了該公司有重大利多，因此會促使投資人買進，造成股價因此上升。

Ciner(2002)檢驗在 1990/1/2 至 2002/5/5 這段期間內，多倫多股票交易在 1997/4/23 實施電腦化交易系統前後，量價關係有無變化；一般認為在實施電腦化之後，股票交易會更有效率，也更能夠達到價格發現的功能，而實證結果亦支持之；作者以向量自我回歸來進行研究，結果發現價量關係在實施電腦化之後減弱，亦即無法用過去的成交量來推估未來的股價。

大多數的國外文獻皆得到量影響價的結論，而 Jain and Jon(1988)以 1979 至 1983 當中，NYSE 的所有股票之每小時資料為研究對象，結果發現每天交易的六小時當中，第一小時平均交易量最高，因為投資人在經過從昨天收盤到今天開盤前的這段時間內，在累積了許多從外界得來的資訊之後，會在開盤時反映在投資決策上，因而造成成交量的放大。接下來會交易量會下降，但到了第五小時至收盤又會增加；又發現以每天來看，禮拜一交易量最低，禮拜二三又上升，但到禮拜四又開始下降；且股價變動會領先成交量四小時反應，亦即有價格較成交量先行反映的情形發生。

Neumann and Kenny(2007)則是使用事件分析法，檢驗在 CNBC (Consumer News and Business Channel)的"Mad Money"這個節目每次在給出了投資建議之後，對於股票價格以及成交量的影響。結果發現，投資人對於買入建議的反應會較大，而對於賣出建議的反應較小。例如，買入建議當天的價格平均上升了 1.133%，而賣出建議當天的價格只平均下降了 0.029%；買入建議隔天的價格平均上升了 1.128%，而賣出建議隔天的價格只平均下降了 0.56%。另外，關於成交量的變動，買入建議當天的成交量平均上升了 15.72%，而賣出建議當天的成交量只平均上升了 12.19%；買入建議隔天的成交量平均上升了 27.78%，而賣出建議隔天的成交量只平均上升了 8.2%。皆說明了投資人對於買入建議的反應較大。

Long(2007)則將股市價量的研究推展到了選擇權市場上，其選擇權的報酬率取絕對值當作應變數，而使用了選擇權成交量、隱含波動率、到期日、以及股價變動絕對值當作自變數來做迴歸分析，結果發現選擇權的報酬率與選擇權成交量之間有顯著的關係。並且又將選擇權報酬率分成正報酬率與負報酬率，然後取同樣的自變數來做迴歸分析，結果發現在正報酬率與負報酬率兩種情況下，量價關係不同，亦即在正報酬率下，成交量對報酬率的影響會較大；反之，負報酬率時成交量的影響則較小。

在國內文獻之部分，有別於國外大多得到量影響價的結論，我國的論文則可分為量影響價，價影響量，價量互相影響三種。首先在量影響價的部分，陳東明

(1990)採用 1986/1 至 1990/9 台灣股市當中，隨機抽取六十家作為研究對象，結果發現價格的變動與其絕對值，皆與交易量呈現正相關。洪倩華(1997)研究國內上市電子股其報酬率與周轉率之間的關係，結果發現在 1996/1/1 至 1997/6/30 這段期間內，若是周轉率增加會使得電子股的漲跌幅增加，認為此表示短線進出頻繁會造成股價報酬波動度變大。蔡垂君(2002)以 2001/1/2 至 2002/6/30 之台指現貨與台指期貨報酬以及交易量為研究對象，結果發現台指期貨與現貨其每五分鐘之交易量皆領先其報酬。

李俊德(2002)以 1984/8/25 至 2002/10/31 之台灣股市上市上櫃股票為研究對象，採用事件研究法以驗證在異常高或異常低之交易量下是否對股票報酬率產生影響；結果發現在事件發生日出現高成交量之投資組合會有顯著小於零之累積報酬率，而低成交量之組合則具有不顯著之正累積報酬率；並且發現若是同時買入低成交量之投資組合並且賣出高成交量之投資組合，會得到顯著大於零之累積報酬率；因此認為可以由成交量之高低來研判股價未來報酬率之高低。

至於價影響量，陳立國(1992)使用 1989/4/30 至 1992/9/30 間，每半小時之台灣加權股價指數為研究對象，結果發現指數報酬絕對值與交易量及交易值間存在正相關。任青松(2001)以 1998/7/21 至 2001/12/31 之台股指數與現貨，以及電子類股指數之現貨與期貨及金融類股指數之現貨與期貨為研究標的，且以 Granger 因果關係檢驗，發現台股指數現貨與期貨，電子類股期貨與金融類股期貨之收盤價會影響其成交量，但是量並不會對價造成影響。

關於價量相互影響的文獻，張升寶(1989)使用台灣股票市場 1982/1 至 1987/12 之間的三十種股票作為研究對象，結果發現研究樣本之股價震盪幅度與成交量間具有顯著雙向因果相關。黃文芳(1995)使用民國七十五年至八十四年間的台灣股市加權指數與總成交股數作為研究對象，其同時採用線性因果檢定與非線性因果檢定作為研究方法；其結果發現在線性因果關係檢定下，報酬率與成交量變動率之間呈現雙向因果關係，而在非線性因果檢定下亦同。吳東安(2000)以 1973 至 2001 年間 S&P500 指數與台灣加權股價指數之報酬率絕對值與成交總股數為研究對象，結果發現不論是 S&P500 指數或是台灣加權股價指數，報酬率絕對值與成交總股數具有雙向因果關係。

黃偉雄(2002)以 1995/1 至 2003/3 台灣上市電子類股指數與成交量之日資料作為研究對象，其中使用了向量自我迴歸模型與誤差修正模型等方式來檢驗，結果發現電子股指數與成交量之間有共整合關係，說明了量與價之間存在了一定關係以至於有所影響，而且在使用非線性因果關係模型時發現量與價之間有雙向因果關係。游英裕(2003)以 2004/1/14 至 2004/4/16 之台灣五十指數與台灣股市加權指數之價格變動與成交量為研究對象，運用共整合關係與修正後的 Granger 因果

關係模型來探討價量關係。結果發現台灣五十指數與加權指數與成交量間具有共整合，而在修正後 Granger 因果關係檢定則發現台灣五十指數與加權指數與成交量間具有雙向回饋關係。

另外，張秀華(2000)以 1996 至 2000 之 DJIA、S&P500、Nasdaq、FT100、Nikkei225、Taiex 為研究對象，使用多重網狀因果關係檢定法，時間序列之離群值偵測模式，預測與轉換函數模式，以及事件研究法，探討價量關係以及異常交易量對價格之影響。結果發現 DJIA、S&P500、Nasdaq 皆為價領先量，英美市場則無關係，台股指數在五年期出現回饋之因果關係，一年期則有價領先量；另外發現當價格大幅下跌的時候，除了台股之外的其他指數，其超額交易量會大幅增加，而台股則是價格大跌時交易量大幅萎縮；又使用時間序列的預測模式與轉換函數模式，發現在異常交易量出現時，異於大部份指數平常價領先量之情形，反而是量對價會造成影響，如美股落後三至四階，台股則落後一階。

關於量價關係之文獻，以下將文獻做以下數簡表並且加以整理；其中表 2-3 與表 2-4，由於若將作者列出會使得篇幅擴大，故在表 2-1 與表 2-2 將文章對應之作者與以編號，以用於表 2-3 與表 2-4。列表如下：

表 2-1. 量價關係國外文獻相關整理

編號	年代	作者	研究結果
1	1959	Osborne	最早提出價格變動與成交量的相關理論，使用交易時間的增加來表示交易次數的增加，且交易次數會與股票價格與成正比。
2	1966	Ying	發現 1.小成交量伴隨著價格的下降 2.大成交量伴隨著價格的上漲 3.成交量的大幅上升，往往伴隨著價格的大幅漲跌 4.大成交量後往往會帶動價格的上漲 5.若是成交量有連續性的下降一段期間，則接下來的數個交易日價格也會持續下降 6.若是成交量有連續性的上升一段期間，則接下來的數個交易日價格也會持續上升。
3	1976	Epps and Epps	當買方與賣方對於股價的認知其差異越大時，則成交量與與價格變動的絕對值也越大。
4	1988	Jain and Jon	發現每天不同的交易時段與不同的日子其報酬率會有顯著不同。
5	1993	Campbell,Grossman,and	不論是個股或是指數，其報酬率皆會隨著

		Wang	成交量的上升而降低其自我相關，亦即容易產生反轉；而且股價同樣在上漲時，在高成交量時會較在低成交量時來得容易產生向下反轉現象。
6	1994	Blume, Easley and O'Hara	成交量與個人對於該資產的需求有關，且其背後可能隱藏了關於交易者的訊息。
7	1994	Conrad, Hameed, and Niden	發現高交易量的股票期報酬率容易產生價格反轉，而低成交量的股票期價格則會持續同向延續，因此投資人可以由交易量的高低來研判未來股價的走勢。
8	1996	Teh and DeBondt	發現明顯證據顯示過去的成交量與投資報酬率成反比，認為此代表了投資人會選擇較多人交易的人股票來投資，即使這樣會必須得到較低的報酬率，投資人會選擇此種股票交易的理由是因其公司資訊較公開，且股票流動性也較高。
9	1998	Datar, Naik and Radcliffe	認為在控制研究對象的公司規模，帳面價值比，以及公司 Beta 值之後，周轉率對於公司報酬率會有顯著的解釋能力，報酬與周轉率之間存在負向的關係。
10	2001	Gervais, Kaniel and Mingelgrin	成交量高對於該公司有宣傳效果，投資人會認為高成交量隱含了該公司有重大利多，因此會促使投資人買進，造成股價因此上升。
11	2002	Ciner	發現多倫多股上之價量關係在實施電腦化之後減弱。
12	2002	Llorente, Michaely, Saar and Wang	作者將投資人分為投機者與避險者兩類，並且說明當市場以何者為多數時，則股票的價量關係會如何改變。
13	2007	John J. Neumann, Peppi	認為投資人對於電視上投資節目的建議，對買進建議的反應會較賣出建議的反應來得大。
14	2007	long	發現選擇權市場間亦有量價關係存在，而且在選擇權價格正報酬時量對價的影響較大。

表 2-2. 量價關係國內文獻相關整理

編號	年代	作者	研究結果
15	1989	張升寶	發現研究樣本之股價震盪幅度與成交量間具有顯著雙向因果相關。
16	1990	陳東明	價格的變動與其絕對值，皆與交易量呈現正相關。
17	1992	陳立國	指數報酬絕對值與交易量及交易值間存在正相關。
18	1995	黃文芳	發現在線性因果關係檢定下，報酬率與成交量變動率之間呈現雙向因果關係，而在非線性因果檢定下亦同。
19	1997	洪倩華	若是周轉率增加會使得電子股的漲跌幅增加，認為此表示短線進出頻繁會造成股價報酬波動度變大。
20	2000	吳東安	發現不論是 S&P500 指數或是台灣加權股價指數，報酬率絕對值直接與成交總股數具有雙向因果關係。
21	2000	張秀華	平時為價領先量，但是當有異常事件發生時則量領先價。
22	2000	鍾淳豐	在技術分析型態中加入成交量為因子，則在技術分析所認定之形態出現時與未出現之報酬率，會較其前驗證更加顯著。
23	2002	任青松	發現台股指數現貨與期貨，電子類股期貨與金融類股期貨之收盤價會影響其成交量，但是量並不會對價造成影響。
24	2002	李俊德	發現若是買入低成交量之投資組合並且賣出高成交量之投資組合，會得到顯著大於零之累積報酬率。
25	2002	黃偉雄	發現電子股指數與成交量之間有共整合關係，說明了量與價之間存在了一定關係以至於有所影響，而且在使用非線性因果關係模型時發現量與價之間有雙向因果關係。
26	2002	蔡垂君	發現台指期貨與現貨其每五分鐘之交易量皆領先其報酬。
27	2003	游英裕	發現台灣五十指數與加權指數與成交量之間具有雙向回饋關係。

就表 2-3，可以發現大部分的文獻認為在成交量大的情形下，價格也會跟著上升，而在成交量小時，價格也會跟著下降，亦及大部分學者認為量價之間存在有正向相關情形。就表 2-4，則可以發現絕大部分實證結果為量價之間的關係為量影響價，另外價影響量與價量間雙向影響亦有學者支持。

表 2-3. 不同成交量下所對應不同價格之情形

成交量類型	價格變動	符合之文獻
大成交量	上升	1,2,4,5,6,7,10,12,14,15,16,17,18,21,25
	下降	5,7,8,9,12,20,24
	波動擴大	2,3,19
小成交量	上升	8,9,24
	下降	1,2,4,10,14,15,16,17,18,20,21,25
	波動擴大	

表 2-4. 文獻所對應之量價關係

量價關係	符合之文獻
量影響價	1,2,3,5,6,7,8,9,10,11,12,14,15,19,20,22,24,25
價影響量	4,17,20,23
雙向影響	16,18,21,26,27

第二節 公司規模之介紹與相關文獻

承上節，可知股票價格的漲跌往往由其買賣雙方力量所決定，由上一節所舉例子可知，若是買家在買入時，所碰到的最低價位，其間的張數越少，則買方可以在買入較少張數的情形下即將價格往上推升至向上一個價位，亦即其可以在花費較少的情形下將股價向上推升。在此可以想像，若是當天每個賣出的價位(在此舉例為台灣市場，有 7% 的漲跌幅限制，故股價也有當天上漲之極限)，並沒有太多的賣家願意將股票賣出的話，則買家就可以很輕鬆地將股價推升至漲停板，利用經濟學供需原理來解釋，亦即需求大於供給的情形下，價格會隨之上升。

在此我們可以想像，若是一家公司有對於公司成長有利的消息的話，則投資人自然會樂意會買進，因為投資人買股票目的為獲利，則公司若能成長，銷貨收入增加，則在可分配盈餘增加的情形下，不止股利發放提升的機率大增，連該公司股價也會有所上升。但，進一步想像，若是能在該消息發布之前即買進的話，則是否能在消息發布之後買進獲利更多？而對於公司未來前景熟悉者，自然為公司營運當局最為清楚；若是公司當局有意炒作股票，則可以在好消息發布之前先大舉買進股票，亦即將流通在外股票籌碼先收回，然後再把好消息放出；看到好消息的投資人想要買入股票，但是外部的股票籌碼已被公司當局給收回，此時在僧多粥少的情況下，亦即買方遠大於賣方，股價自然會大幅狂飆。此種情形在台灣股市屢見不鮮，亦即為所謂的內線交易。以經濟學的觀點，公司觀點為內部人，而一般投資人為外部人，兩者之間明顯有著“資訊不對稱”的情形存在。

由於我國炒作風氣嚴重，內線交易嚴重影響了證券市場的公平運作，有鑑於此，我國相關管理部會亦有所作為。例如若是一家公司有不正常的連續漲停情形，則證交所會將該公司列為警示股，並且加以調查其飆漲的背後是否有內線交易的情事。而前段所提到的公司當局，亦有可能會將該消息透露給少數關係人，例如經營者的親友或是利害關係人，而自己卻不買入股票，藉以逃避法律關於內線交易的規範；專此，我國關於內線交易的關係人範圍亦不斷的擴大，以其能夠遏止內線交易歪風以及經營者欲炒作股票牟取暴利之不正心態。以下節取部份證券交易法關於內線交易的規定：

<<證券交易法第 157-1 條>>

下列各款之人，獲悉發行股票公司有重大影響其股票價格之消息時，在該消息未公開或公開後十二小時內，不得對該公司之上市或在證券商營業處所買賣之股票或其他具有股權性質之有價證券，買入或賣出：

一、該公司之董事、監察人、經理人及依公司法第二十七條第一項規定受指定代

表行使職務之自然人。

二、持有該公司之股份超過百分之十之股東。

三、基於職業或控制關係獲悉消息之人。

四、喪失前三款身分後，未滿六個月者。

五、從前四款所列之人獲悉消息之人。

違反前項規定者，對於當日善意從事相反買賣之人買入或賣出該證券之價格，與消息公開後十個營業日收盤平均價格之差額，負損害賠償責任；其情節重大者，法院得依善意從事相反買賣之人之請求，將賠償額提高至三倍；其情節輕微者，法院得減輕賠償金額。

可以想像的是，若是一家公司的資訊越不透明，則資訊不對稱的情形也會越嚴重；反之，若是資訊越透明，則資訊不對稱的情形也會減少。而大公司之所以為大公司，因為其資本額高，亦即出資者較多，而出資者在關心自己投資的資金流向的情形下，自然會對當局者有所要求，例如定期說明公司營運情形或是公開財報等等；而且若是這家公司的投資者不只一般自然人，還有三大法人以及其旗下分析師的關注的話，則該公司自然資訊透明度會高，否則若是在隱瞞資訊的情形下，投資人對公司喪失信心因而抽回投資資金，對公司之營運亦會造成不小的影響。在資訊透明度高的情形下，內部人與外部人之資訊不對稱程度低，內線交易自然較不易發生。反之，由於小型公司資訊透明度較低，故資訊不對稱程度高，故內線交易要發生的可能自然是較大型公司高得多。

又進一步推論(在此先排除有無人為炒作以及內線消息之因素)，若是一家公司之資本額越小，即所發行之股數越少，則使得在外流通的股數越少，則持有者變少的情形下，持有該公司股票可賣的賣家亦相對會減少；此時，買家便可以在買進較少股票的情形下，將股價向上推升；更甚者是在買家買進之力道遠大於賣家賣出力道的情形下，便也可能造成該公司股價每天鎖在漲停板價位的情形發生，而此種情形在台灣股市亦屢見不鮮；由此可知公司之規模大小，亦為在考慮股價時，一個不可或缺的影響因子。基於以上所述，在此推論小型股的量價關係會較大型股來得明顯。

而國內亦有許多基金公司看準了小型股容易被拉抬的特性，而推出了以中小型股為投資標的之基金商品；當然其投資標的有許多已經為中型股，但比起一些資本額龐大的股票而言，其在外流動籌碼已相對減少許多；列表整理如下：

表 2-5. 國內中小型概念基金

基金名稱	投資內容
安泰 ING 中小基金	投資於上櫃股票及實收資本額在新台幣五十億元(含本數)以下之上市股票。
寶來精準中小基金	國內之上市、上櫃中小型股票為主，原則上自基金成立日起 3 個月後，投資於股票之總額不低於本基金淨資產價值之 70%(含)，且投資於實收資本額 60 億元以下(含)之上市上櫃公司股票不低於本基金投資股票總額度之 50%。
群益中小型股基金	本基金以國內上市、上櫃股票為主要投資標的；且投資於實收資本額 80 億元以上之上市或上櫃公司股票，不得超過本基金淨資產價值之 30%。
摩根富林明 JF 中小基金	本基金主要投資於上櫃股票及以基金成立日為準，實收資本額在新台幣 50 億（含）以下之上市公司所發行整上市股票為主。
華頓中小型基金	主要投資範圍於實收資本額 60 億元以下(含)之上市上櫃公司股票不低於本基金淨資產價值之 60%(含)。
第一金小型精選基金	本基金主要投資於股本在台幣 40 億以下之上市、上櫃股票，投資不得低於股票投資總額 60%。
永豐中小基金	本基金自成立日起三個月後，投資於上市上櫃公司股票之總額不低於本基金淨資產價值之 70%，投資於中小型(實收資本額 60 億元以下)之上市、上櫃公司股票不低於本基金淨資產價值之 60%。
保德信中小型股基金	本基金主要投資於國內股本在 40 億元以下的上市上櫃公司股票。
保誠中小型股基金	本基金主要投資於以股本 40 億以下之國內上市上櫃公司發行股票為主要投資標的。

以往關於股價投資報酬率的相關國外文獻，自從 sharpe(1964)提出資本資產定價模型(CAPM)之後，即不斷的受到許多學者的相關質疑，該模型認為影響股價報酬僅由個股與大盤的漲跌連動性(Beta 值)所影響，並且過度將市場完美效率化，例如認為市場無交易成本，以及投資人無融券限制等，皆與市場現實有所出入，尤其該模型並未考慮到個公司間個別差異，例如 Robert A. Klein & Jess Lederman(1993)與 Satya Dev Pradhuman(2000)在定義大小公司的差異上，認為買進同樣原物料時，大公司在大量買進的情況下，相較於小公司買進的價格就有很大的議價空間，以及在面對系統性風險時，大公司較小公司擁有較多資產與現金，故較不會有倒閉的風險但同時在景氣回升時，小公司由於規模小，組織行動以及策略改變較大公司來得靈活快速，因此在股價反彈上也會有較亮麗表現。而這些都是在考慮公司未來報酬率表現上所需納入考慮的因素。

其中，關於公司規模，Banz(1981)首先提出了規模效果，利用流通在外股數乘以股價來定義規模因子，來解釋關於股票的報酬率，結果發現小規模公司其報酬率優於大規模公司，亦即存在規模效應。Reinganum(1981)以 1963 至 1977 的 NYSE 與 AMEX 上市股票作為研究對象，結果發現如同 Banz(1981)的研究結果，小規模公司的投資組合高於大規模公司，而且在控制盈餘市價比之後，規模效應仍然存在；故認為以往的 CAPM 在解釋報酬率上不夠完整。

其後 Fama and French(1993)提出了三因子模型；其認為影響股價報酬的因素可以由市場溢酬因子，規模效果因子，以及帳面市值效果因子來解釋；模型如下：

$$R_{it} - R_{ft} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i(R_{mt} - R_{ft}) + \hat{s}_i SMB_t + \hat{h}_i HML_t + \varepsilon_{it}$$

其中， R_{it} 為該投資組合之報酬率

R_{ft} 為第 t 期的無風險利率

R_{mt} 為第 t 期的市場投資組合報酬率

SMB_t 為第 t 期小規模公司報酬率減去大規模公司報酬率

HML_t 為第 t 期高帳面市價比公司報酬率減去低帳面市價比公司報酬率

結果發現三因子模型可以有效解釋報酬率，有別於以往 CAPM 僅用 Beta 值來解釋股價報酬率；有別於以往 CAPM 在於，不僅使用系統性風險因子，亦加入了非系統性因子來說明報酬率，亦即 Fama and French 認為加入了規模因子可以有效解釋報酬率，可以說明以往 CAPM 所無法解釋的報酬；並且發現小規模的公司其報酬率顯著高於大規模公司，因此認為股價間有規模效應存在。

Fama and French(1995)之後亦作出了關於探討三因子模型的研究，以及公司大小與權益帳面市價比兩個因子對於個股報酬率的影響。其中作者實證發現，BE/ME 較低者，權益收入(equity earning)會較高，由於權益收入的定義是由權益項目所產生的收益項目(如股利收入)，而且在此市價定義為公司股價與股數的乘積，在此推測若公司權益項目較高，則因此產生的股利收入也較高；而且若民眾預期該公司獲利能力優異，則會勇於買進，使得該公司股價上升，因而使得 BE/ME 比率也因此下降；而且若在 BE/ME 相同下，小公司的權益收入會較低，且作者推測由於在 1980 景氣復甦之後由於小公司獲利低較未因景氣復甦而有大幅受益，故權益收入也較低。

Brown, kleidon and Marsh(1983)亦發現有規模效果的存在，認為規模效果與公司規模大小間呈現一線性關係，但是也發現超額報酬與公司規模大小之間會隨著時間會呈現不穩定波動。Chan & Chen(1991)認為小公司不僅本身營運較不具

效率性，而且也會有較高的槓桿比率，因此在景氣向下時不易存活下來，也因此當市場有不利的總體消息時，對於小公司的影響會較大公司來得大；而之所以會有規模效果，乃是由於小公司風險較高，故投資人會對其要求較高報酬率所致。

Chui and Wei(1997)以香港，韓國，馬來西亞，台灣，以及泰國做為研究標的，時間從 1984/12 至 1993/12，結果發現 beta 值對於股價報酬率無顯著關係，而除了台灣之外，其他的國家皆有強烈的規模效應存在，且如同 Fama and French 的驗證結果，說明了股價可用規模以及帳面市價比兩因素來有效說明；同時發現國家內若是由不同的投資人所組成，則該國不同類型的股票表現也會不同，例如其認為一般散戶習慣投資小型股，而法人機構投資者則偏好投資大型股，因此，香港由於大多為法人投資者，再加上有所謂的元月效應，亦即每年十二月底法人會為了稅務問題而賣出股票，隔年一月有買進壓力以持有原來股票，因此會造成一月時大型股表現較佳；反之，韓國多為散戶投資者，故一月時小型股的報酬率會較佳。

Arshanapalli, Coggin and Doukas(1998)將全球主要二十個國家做為研究對象，分為歐洲，太平洋，北美共三區，然後研究期間為 1975 至 1996，中間再依 1982 與 1990 分為三個時間區間，結果發現在前兩段區間內小型股的報酬較高，而在第三段期間則是大型股報酬較高；並且發現在使用三因子模型的情形下，在 1975 至 1996 這段期間，若是能買進高帳面市值比的股票(價值股)，並且賣出低帳面市值比的股票(成長股)，能夠得到超額報酬。

Llorente, Michaely, Saar, Wang(2001)並且以買賣價差為說明資訊是否對稱的因子，認為若是價差越大，則資訊越不對稱，投機人越有利可圖。本文實證發現，用買賣價差來衡量資訊不對稱之情形，小公司間的買賣價差平均可達 4.11%，而大公司卻僅 0.84%；而且觀察到當大公司的價差為小公司價差的 1/5 時，兩者的規模差了 100 倍以上；另外，作者亦發現，若一家公司有越多分析師在注意，就會有較多的相關訊息被放出，故交易者比較沒有價差大的機會可以投機，換句話說當該股的訊息已完全被揭露，則其價格在所有交易者皆認同的情形下不易有大幅波動，符合避險者追求風險規避而非投機獲利，故大多數交易此種股票者為避險者。

Chen, Hong, Huang, and Kubik(2004)使用三因子模型來檢測美國境內共同基金從 1962 至 1999 之績效，欲檢驗其中是否有規模效應之存在，結果發現三因子模型當中的 SMB 因子與 HML 因子對於小型基金的影響程度皆較對於大型基金的影響程度來得大。並且認為大型基金的報酬率會小於小型基金，因為大型基金的流動性較高，而為了給購買小型基金的人有相當的流動性溢酬，因此小型基金的報酬率會較高。另外作者又認為，大型基金一開始也是小規模，後來因為表現

良好而募集到了較多的資金而成為了大型基金，這些基金管理人因為害怕換股會使得績效較差而不願換股操作；反之小型基金由於敢於做較積極的投資，因此在承受較大風險的情形下可得到較高報酬。

Pollet and Wilson(2008)亦同樣檢驗美國基金之績效，檢驗對象為自 1975 至 2000 間 CDA 與 CRSP 所共同納入資料之基金，並且用基金公司投資股票之數目之倒數，來做為多角化程度的衡量，亦即若該倒數越小，則多角化程度越大。結果發現在根據基金大小所區分出的五個區間內，多角化因子對於報酬影響之係數皆為負向，即若是該因子之數值越大(亦即多角化程度越小)，則基金報酬率會較低，而且對於大型基金的影響又大於對小型基金的影响。另外作者也發現，若是基金規模越大，則報酬率越低，認為因為當小型基金在募集資金成為大型基金後，基金經理人所需考量之因素變多，例如基金之流動性等等，因此不能維持像之前一樣投資組合之投資比例。

在國內文獻方面，不同於國外文獻多認為公司間有規模效應，我國也分為兩派；認為有規模效應者，如張升寶(1989)使用民國 71 年 1 月至 76 年 12 月間三十種股票作為研究對象，結果發現股票與股價震盪幅度之間具有公司規模效應。何怡滿(1991)認為，小型股之平均報酬較高，但資訊傳播偏誤大，乃因為國內股市之市場主力較偏好炒作小型股，且往往利用放出相關消息之方式以達目的，故由於資訊偏誤的原因，風險亦較大。盧麗安(1995)以台灣股市當中自 1986 到 1995 之間的 77 家股票上市公司為研究對象，並檢驗該投資組合報酬相對大盤的表現，結果發現台灣股市存在規模效應和帳面價值對市價比效應，但不存在益本比效應。杜幸樺(1999)以 Fama-French 三因子模式結合動態相關因素與交易量相關因素的五因子模式來進行研究，結果發現市場系統風險並非影響台灣股市報酬的唯一因素，且台灣市場存在規模效應，故投資者可以透過投資小規模股票以獲得超額報酬。

認為不具規模效應者，如吳志文(1989)其使用橫斷面迴歸方法分別研究報酬率經市場風險調整後與股本的關係，以及市場風險與股本間的關係。結果發現在除去市場風險後，股本小的公司股票會有較高報酬率；而股本與市場風險並無顯著關係，有別於一般認為投資小型股，其較高之報酬會伴隨著較高之風險。

與規模效應相反者，如李春旺(1987)使用 1967/1/5 至 1987/7 在台灣證交所上市的所有普通股為研究對象，並且使用 T 檢定，迴歸分析，以及變異數分析為研究方法，結果發現台灣股票市場中有異於國外實證結果，反而是大公司的平均報酬率較小公司為高。

另外，陳滿紅(2005)以 1996/5/23 至 2006/2/28 之間之台灣股市上市公司為研

究對象，台灣五十與台灣中型一百指數成分股設定為大型與中型股公司，其餘為小型股公司，並且利用共整合檢定，誤差修正模型，與向量自我迴歸模型。結果發現小規模公司股價報酬與中規模以及大規模公司股價報酬與匯率間具有長期均衡關係；而且當匯率受到衝擊時，對三種規模公司支股價指數報酬均產生負向影響，其中對大公司影響最大，中公司與小公司次之，可以推論面對總體經濟因素影響下，小公司被其影響之效果較小。

關於規模效果之文獻，以下將文獻做以下數簡表並且加以整理；其中表 2-8，由於若將作者列出會使得篇幅擴大，故在表 2-6 與表 2-7 將文章對應之作者與以編號，以用於表 2-8。列表如下：

表 2-6. 規模效果國外文獻相關整理

編號	年代	作者	研究結論
1	1981	Banz	首先提出了規模效果，發現小規模公司其報酬率優於大規模公司。
2	1981	Reinganum	小規模公司的投資組合報酬率高於大規模公司，而且在控制盈餘市價比之後，規模效應仍然存在。
3	1983	Brown, kleidon and Marsh	認為規模效果與公司規模大小間呈現一線性關係，但是也發現超額報酬與公司規模大小之間會隨著時間會呈現不穩定波動。
4	1991	Chan & Chen	認為之所以會有規模效果，乃是由於小公司風險較高，故投資人會對其要求較高報酬率所致。
5	1993	fama and french	提出了三因子模型；其認為影響股價報酬的因素可以由市場溢酬因子，規模效果因子，以及帳面市值效果因子來解釋。
6	1997	Chui and Wei	驗證發現股價可用規模以及帳面市價比兩因素來有效說明；同時發現國家內若是由不同的投資人所組成，則該國不同類型的股票表現也會不同。
7	1998	Arshanapalli, Coggin and Doukas	發現其研究範圍二十國當中，1976-1990 小型股報酬較高，1990-1996 大型股報酬較高。
8	2002	Llorente, Michaely, Saar and Wang	認為若是一家公司之股票價差越大，則資訊越不對稱，投機人越有利可圖。
9	2004	Chen, Hong, Huang, and Kubik	發現規模因素影響小型基金報酬較大。
10	2008	Pollet and Wilson	基金若是多角化程度越小，則報酬率越低，尤

			其在大型基金上更為明顯。
--	--	--	--------------

表 2-7. 規模效果國內文獻相關整理

編號	年代	作者	研究結論
11	1987	李春旺	發現台灣股票市場中有異於國外實證結果，反而是大公司的平均報酬率較小公司為高。
12	1989	吳志文	股本與市場風險並無顯著關係。
13	1989	張升寶	發現股票與股價震盪幅度之間具有公司規模效應。
14	1991	何怡滿	小型股之平均報酬較高，但資訊傳播偏誤大，顯示其資訊風險較高。
15	1995	盧麗安	發現台灣股市存在規模效應合帳面價值對市價比效應，但不存在益本比效應。
16	1999	杜幸樺	發現市場系統風險並非影響台灣股市報酬的唯一因素，且台灣市場存在規模效應，故投資者可以透過投資小規模股票以獲得超額報酬。
17	2005	陳滿紅	小公司較易被總經因素影響。

表 2-8. 文獻結果有無規模效果

有無規模效果	符合之文獻
有	1,2,3,4,5,6,7,13,14,15,16
無	7,11,12

由上表 2-8 可得知，大部份文獻所得實證結果發現規模效規存在，亦即小規模公司享有較高之報酬率。

第三節 小結

外國與我國量價關係的文獻，可以發現的是外國關於量影響價的文章明顯較多，而我國文章則是在驗證上不限於量影響價，可能是因為我國投資人一般以散戶居多，再加上在研究樣本的選擇上，我國不同於美國，而有著漲跌幅之限制，因此造成驗證結果有所不同之情形；此亦可能與大多數國外文章以量當作自變數，價當作應變數來做驗證有關；但大部分的研究結果皆可以得到若是投資人在做投資決策時，能夠不只考慮到量價其中一方，而是納入另一因素一起考慮的話，對於投資報酬率應該會有不錯的影響；此或許亦印證了國內外股市並非效率市場，因為投資人可以利用過去的資訊來研判股價未來的走勢以達到超額報酬。

另外，國外文獻大多認為有所謂的規模效應存在，而在我國文章則有較多不同的驗證結果；此結果或許也與我國與美國股市本身參予者構成以及交易限制有關；由國外的文章可見其探討公司規模之間，較常著眼的是如小公司風險高故投資人要求報酬高，而較少討論到關於資本額少以至於流通在外籌碼少以及資訊不對稱之原因；但大多數研究皆同意小公司本身營運風險較高，且容易有暴漲暴跌的情形發生，甚至是若是投資人願意忍受小公司的資訊不透明風險，則亦有機會得到超額風險溢酬。故風險趨避程度小的投資人固然可以挑選小規模公司以賺取較高的報酬率，但一方面或許關於小公司的暴跌風險亦是不得不慎。

第三章 研究方法

第一節 敘述統計及使用資料說明

本論文所使用之樣本為自 2005/12/1 至 2009/11/30 四年間，自台灣股票市場上市公司當中，選取在這四年當中自 2005/12/1 之前已公開上市交易且未被停止交易之公司共 628 家公司；又，為了呼應本文主要欲探討的目標，亦即大型股與小型股當中因資本額所生之差異，再從 628 家上市公司當中，分別抽取資本額排名前四分之一以及後四分之一各 157 家公司，分別指定為大公司與小公司，並且視研究方式之不同而分別研究，或是合成大小型股指數，來分別研究其價格表現與成交量之間的關係(所採用之成分股詳見附錄)；本文所使用之資料皆來自於 TEJ 資料庫。

首先，為了比較兩類型公司的不同，在此將股價表現與成交量分別合成為大小型股指數，並且參考了台灣股價加權指數的合成方式；以小型股指數的合成過程為例，首先將 2005/12/1 當天，所有小型股的股數乘以收盤價，得到各公司的總市值，然後再將各公司的總市值相加，即得到 2005/12/1 當天的小型股總市值；然後，以當天的總市值設定為小型股的指數基準值 100，假設 2005/12/2 的小型股總市值為 2005/12/1 小型股總市值的 1.03 倍，則 2005/12/2 當天的小型股指數即為 103，以此類推；為了分別比較兩種類型公司的不同，將兩種類型指數的基本統計量之公式列示如下：

$$\text{平均數 } \bar{X} = (X_1 + X_2 + \dots + X_n) / n$$

$$\text{標準差 } s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{(n-1)}}$$

$$\text{偏態 } \alpha_3 = \frac{n}{(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \bar{X}}{s_i} \right)^3$$

$$\text{峰態 } \alpha_4 = \left\{ \frac{n(n+1)}{(n-1)(n-2)(n-3)} \sum_{i=1}^n \left(\frac{X_i - \bar{X}}{s_i} \right)^4 \right\} - \frac{3(n-1)^2}{(n-2)(n-3)}$$

X：樣本值

n：總樣本數

其中關於偏態係數與峰態係數的判斷如下：

$\alpha_3=0$ 機率分配對稱

$\alpha_3>0$ 機率分配右偏

$\alpha_3<0$ 機率分配左偏

$0\leq|\alpha_3|\leq 0.5$ 資料趨於對稱

$0.5\leq|\alpha_3|\leq 1$ 資料趨於偏態

$|\alpha_3|>1$ 資料極為偏態

$\alpha_4=3$ 為常態峰

$\alpha_4>3$ 為高峽峰

$\alpha_4<3$ 為低闊峰

第二節 單根檢定

一般在分析關於有時間性的財務序列資料時，會要求所分析的資料其誤差項為定態序列，否則所分析之結果將不具意義，是為非定態資料；Granger and Newbold(1974)認為當資料為非定態時，則在資料的分析結果上會產生假性回歸關係，亦即會使得分析結果更容易顯示自變數顯著影響應變數；當資料為定態資料時，其序列會慢慢趨近於平均數移動，而不會有極端值發生，而且隨著時間的經過，其資料之上下移動會越來越小而趨近於平均數。

為了檢定資料是否為定態序列，於是便使用單根檢定來檢驗此序列資料是否有單根之存在；若是有單根之存在，則該資料為非定態，必須採用一階差分的方式來處理資料，若是該資料必須經過 n 次差分才能成為定態，則將該資料表示為 I(n)；一般財務上實證皆發現股價在經過一階差分之後會成為定態資料。

關於單根檢定的方式，Dickey and Fuller (1979)提出了 DF 檢定法，並且依資料序列是否考慮到截距項以及時間趨勢項，而提出了以下三種檢定模型，其模型如下：

$$\Delta y_t = ry_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + ry_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + ry_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t$$

其中 ε_t : 白噪音

此三種模型假設檢定如下:

虛無假設 $H_0: r=0$ 亦即有單根現象

對立假設 $H_1: r<0$ 亦即無單根現象

若是不拒絕虛無假設，即表示該序列存在單根，唯一非定態之序列資料；反之，若是能夠顯著拒絕虛無假設，則該序列為一定態之序列資料。

另外 Dickey and Fuller 又提出了 ADF 檢定法(Augmented Dickey-Fuller Test)，修正了之前 DF 檢定用來檢定一階自我迴歸的資料，而能夠檢定 n 階的時間序列資料，其模型如下:

$$\Delta y_t = ry_{t-1} + \sum_{i=2}^n \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + ry_{t-1} + \sum_{i=2}^n \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = a_0 + ry_{t-1} + \sum_{i=2}^n \beta_i \Delta y_{t-i+1} + a_2 t + \varepsilon_t$$

如同 DF 檢定法之假設，若是無法顯著拒絕虛無假設，則表示該序列存在單根；反之則為一定態之序列資料。本文採用 ADF 檢定法來檢定資料是否達成定態，若為非定態，則利用差分之方式以達到定態。

第三節 Granger 因果關係檢定

Granger(1969)提出了因果關係的概念，其認為若是有兩變數 X 與 Y，可以由兩者之間的互動關係來判斷其間的因果關係；例如，在預測 X 時，若是利用過去的 X 來預測未來的 X，固然能得到一預測數，但是若是在加入 Y 之後再預

測 X，能使得 X 的預測更加精準的話，則稱 Y 是 X 的因；而其中又有以下幾種分類。

(1) 獨立關係(Independency)

$$\text{Var}(X_{t+1}|X_t) = \text{Var}(X_{t+1}|X_t, Y_t) = \text{Var}(X_{t+1}|X_t, Y_t, Y_{t+1})$$

$$\text{Var}(Y_{t+1}|Y_t) = \text{Var}(Y_{t+1}|Y_t, X_t) = \text{Var}(Y_{t+1}|Y_t, X_t, X_{t+1})$$

即 X 與 Y 彼此獨立，Y 的加入不會使得 X 的預測有何不同；反之亦然。

(2) 同期因果關係(Instantaneous causality)

$$\text{若 } \text{Var}(X_{t+1}|X_t) = \text{Var}(X_{t+1}|X_t, Y_t), \text{Var}(X_{t+1}|X_t, Y_t) > \text{Var}(X_{t+1}|X_t, Y_t, Y_{t+1})$$

$$\text{且 } \text{Var}(Y_{t+1}|Y_t) = \text{Var}(Y_{t+1}|X_t, Y_t), \text{Var}(Y_{t+1}|X_t, Y_t) > \text{Var}(Y_{t+1}|X_t, Y_t, X_{t+1})$$

若加入第 t+1 期的 Y 來預測第 t+1 期的 X 時，預測 X 的變異數會變小；同理，若加入第 t+1 期的 X 來預測第 t+1 期的 Y 時，預測 Y 的變異數會變小。

(3) 單方向因果關係(Causality)

$$\text{若 } \text{Var}(X_{t+1}|X_t) = \text{Var}(X_{t+1}|X_t, Y_t), \text{且 } \text{Var}(Y_{t+1}|Y_t) > \text{Var}(Y_{t+1}|X_t, Y_t)$$

若加入同期的 X 有助於 Y 的預測，即 X 是 Y 的因。

(4) 雙向回饋關係(Feedback)

$$\text{Var}(X_{t+1}|X_t) > \text{Var}(X_{t+1}|X_t, Y_t)$$

$$\text{Var}(Y_{t+1}|Y_t) > \text{Var}(Y_{t+1}|X_t, Y_t)$$

亦即使用對方的資料，皆有助於己方的預測。

而 Granger 因果關係的檢定過程如下：

1. 首先以最小平方方法的迴歸模型來進行：

$$X_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{t-j} + e_t$$

虛無假設為 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m = 0$ ，亦即當虛無假設成立時，成交量無法影響

股價；其中 X 為股價，Y 為成交量，p 與 m 為落後期， e_t 為誤差項。

2. 計算出上式之均方合(RSS_1)

$$RSS_1 = \sum_{t=1}^n e_t^2$$

n 為樣本數

3. 計算出下面式子之均方合(RSS_2)

$$X_t = \beta_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \mu_t$$

$$RSS_2 = \sum_{t=1}^n \mu_t^2$$

4. 當樣本數 n 夠大時，計算 F 統計量

$$F\text{-value} = \frac{\frac{(RSS_2 - RSS_1)}{m}}{\frac{RSS_1}{(n - 2m - p - 1)}} \sim F(m, n - 2m - p - 1)$$

此時若是 F-value 大於臨界值，則拒絕虛無假設，亦即量對價有影響。

5. 若樣本數 n 不夠大時，計算 χ^2 統計量

$$\chi^2 = \frac{(RSS_2 - RSS_1)T}{RSS_1} \sim \chi^2(p)$$

此時若是 χ^2 大於臨界值，則拒絕虛無假設，亦即量對價有影響。

由上述檢定過程，可之若是將方程式中之 X 與 Y 其自變數與應變數的位置給對調，亦可以用來檢定股價對於成交量的影響，而且帶入不同的落後期也會檢測出不同的結果；大致上來說，可以將可能的結果分成量影響價，價影響量，價量互相影響，以及價量無因果關係此四種結果；而由不同的檢驗結果，我們便可從其來解釋量與價間可能的因果關係存在原因為何。

第四節 三因子模型

在此利用 Fama and French(1993)所提出的三因子模型，除了原本的應變數與自變數之外，並且加上新的變數，想要一併探討所有可能影響到大小型股報酬的因素；模型分別說明如下。

模型一：

$$R_{it} - R_{ft} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i(R_{mt} - R_{ft}) + \hat{\delta}_i SMB_t + \hat{h}_i HML_t + \varepsilon_{it}$$

本文觀察期間為 2005/12/01 至 2009/11/30，而因子分別說明如下：

$R_{it} - R_{ft}$: 小型股組合-無風險利率，其中無風險利率使用第一銀行一月定存利率。

$R_{mt} - R_{ft}$: 大盤報酬率-無風險利率。此因子用來說明大盤之風險溢酬。

SMB_t : 小規模公司報酬率-大公司規模報酬率。使用 2005/11/30 之所有台灣股票市場上市公司市值，取前四分之一定義為小公司，後四分之一為大公司，然後將該類公司的報酬率用市值加權，即可分別得到大規模公司與小規模公司之報酬率。此自變數用來代表規模效果。

HML_t : 高帳面市值比之公司報酬率-低帳面市值比之公司報酬率。使用 2005/11/30 之所有台灣股票市場上市公司之 BM 比，取前四分之一定義為低帳面市值比公司，後四分之一為高帳面市值比公司，然後將該類公司的報酬率用市值加權，即可分別得到高帳面市值比之公司與低帳面市值比之公司之報酬率。此自變數用來代表帳面市值效果。

在以上的分類情形下，可以將觀察期間內的所有上市公司，分類為大規模-價值型投資組合(BHP)、大規模-中間型投資組合(BMP)、大規模-成長型投資組合(BLP)、中規模-價值型投資組合(MHP)、中規模-中間型投資組合(MMP)、中規模-成長型投資組合(MLP)、小規模-價值型投資組合(SHP)、小規模-中間型投資組合(SMP)、小規模-成長型投資組合(SLP)，一共九類公司。而 Fama and French 發現可以用此公式來有效解釋公司股價之報酬率。

在此加以說明的是，本模型所使用的因子，可以發現 SMB 與 HML 因子，其所使用的分類方法，皆為從財報當中所得之資訊，再加上股價的每日表現而合成一因子，因此，類似於基本分析之精神，使用過去的財報資訊來預測股價未來的表現，有別於技術分析單純使用股價過去的資訊來預測股價未來的走勢。因

此，可以在此認為三因子模型為一採用基本分析精神之模型。

而本文以下更將模型給延伸，加入了週轉率因子以及星期因子，想要檢測這兩種因子對於股價能否有效說明，或者是增進股價的解釋能力；有別於原來的三因子模型僅用基本分析精神，本模型更加入了當期以及過去的成交量，想要用來測試在加入了這些因子之後，能否更有效的來解釋股價未來的表現；因此，本模型在此可說是兼具了基本分析以及技術分析精神。模型分別說明如下。

模型二：

$$R_{it} - R_{ft} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i(R_{mt} - R_{ft}) + \hat{s}_iSMB_t + \hat{h}_iHML_t + \hat{v}_{0i}VOL0_t + \hat{v}_{1i}VOL1_t + \hat{v}_{2i}VOL2_t + \hat{v}_{3i}VOL3_t + \hat{v}_{4i}VOL4_t + \varepsilon_{it}$$

其中

VOL0 為當期的股票周轉率

VOL1 為落後一期的股票周轉率

VOL2 為落後二期的股票周轉率

VOL3 為落後三期的股票周轉率

VOL4 為落後四期的股票周轉率

在此加入週轉率來代表成交量，用來觀察價格與成交量之間之關係。

為何在此使用週轉率來代表成交量？因為每支個股每天都有不同的成交量，或者該說是不同的“成交量區間”，亦即有的股票每天可能成交好幾萬張，卻也有的股票每天卻只成交不到百張，因此若是一律用成交量來代表，則可能會造成了有的成交較少的股票在加權之後變得無足輕重。因此，在此使用週轉率，周轉率的意義為當天的成交量佔個股總流通在外股數的百分比，因此因此更能用來表示當天的成交量與平時相比屬於大量還是小量。

在此並且對放入的期數加以說明：在此認為若是投資人對於目前公開在市場上的訊息有所反映的話，則通常在數天內即會反應完畢，故在此使用了當期至落後四天，亦即一週的交易天數。而一般在分析量價關係時，或者是技術分析當中，皆使用過去的成交量來反應檢驗當期的股價；而本模型放入了當期的周轉率，則是為了試驗當期的週轉率能否對於當期的報酬率有所解釋。

模型三：

$$R_{it} - R_{ft} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i(R_{mt} - R_{ft}) + \hat{s}_iSMB_t + \hat{h}_iHML_t + \hat{v}_{0i}VOL0_t + \hat{v}_{1i}VOL1_t + \hat{v}_{2i}VOL2_t + \hat{v}_{3i}VOL3_t$$

$$+\hat{v}_{4i}VOL4_t + \hat{d}_{1i}D1_t + \hat{d}_{2i}D2_t + \hat{d}_{3i}D3_t + \hat{d}_{4i}D4_t + \varepsilon_{it}$$

其中，D1 至 D4 皆為虛擬變數

$$D_1 = \begin{cases} 1, \text{ 禮拜一} \\ 0, \text{ 其它} \end{cases}$$

$$D_2 = \begin{cases} 1, \text{ 禮拜二} \\ 0, \text{ 其它} \end{cases}$$

$$D_3 = \begin{cases} 1, \text{ 禮拜三} \\ 0, \text{ 其它} \end{cases}$$

$$D_4 = \begin{cases} 1, \text{ 禮拜四} \\ 0, \text{ 其它} \end{cases}$$

在此加入虛擬變數，用來觀察成交日的不同會否影響成交量，進而得到對於小型股或大型股而言，在星期幾交易其量與價之間會有明顯解釋能力，亦即有無所謂的“星期效果”存在。

在此說明所謂的星期效果，亦即股票在禮拜幾會有較顯著不同的表現：例如，由於股票市場在每週五收盤，而週六週日兩天則是休盤，在禮拜五下午收盤到下週一開盤這段期間內，可能會有許多會影響股票市場的事情發生，例如像是本國政府公布利率的調整，個別公司有重大利多利空發布，甚至是國外市場的大幅漲跌，皆會影響到週一開盤時投資人的交易決策。

若是投資人認為這些資訊為重大利多，則會在開盤前先掛單買進，因而造成了股市開盤大漲，而當這些買單皆被賣單消化完之後，若是賣方大於買方，則股價會逐漸向下，反之則上升；而這些訊息往往會在週一開盤時被反映在股價上，而週二之後，關於前週的訊息對於股價的影響會越來越淡；週五時，由於當週即將休市，若是有投資人為了規避休市兩天當中可能發生的風險，可能會將股票賣出，若是有願意承接的買方，則可能使得週五的成交量較前面三天來的高。而這種股票在不同的日子內有顯著不同於平時的表現，即稱為星期效果。

第五節 縱橫資料迴歸 (panel data)

前面四節所採用的模型，皆為將大型股與小型股分別合成為一指數，並且分別將期成交量按市值加權後而合成，然後探討量與價之間的關係。但在此更加一步來探討，若是在此不採用合成的方式，而欲分別來探討兩種分類當中，個別股票其量與價的關係，結果會如何？在此欲採用此分別探討的方式，主要是考量到個股當中在同一段期間內若是用合成的方式，則可能會有“相互抵銷”的情形發生，試舉大飲(1213)與聯華食(1231)此兩支股票之日資料k線圖為例：



資料來源:雅虎奇摩股市

由上圖可知，大飲在三月中突破了之前一月中所創下的價位 10.5 之後，即開始一路飆升至三月底的 13 左右，在此半個月當中股價上升了超過兩成；而成交量則亦是在同樣其間內開始明顯上升。在同時期內，聯華食則是一直在 12.5 至 14.5 當中區間震盪，而成交量則是在一月之間較大，之後則沒有特別大量產生。兩支表現截然不同的股票，但卻同樣隸屬於小型股的分類，因此，若是將同時期的這些股票的股價與成交量合成，則有可能所得到的分析結果，與其原本合成的股票因子其個別上的性質有相當的出入，更具體的說明即是，合成檢驗的結果不一定能代表分別檢驗的結果。因此，在此引進了縱橫資料迴歸(Panel data)的分析方式，來將大小型股分類當中的個股加以個別分析。

縱橫資料迴歸分析有別於以往的迴歸不考慮個體分類上以及時間上的所會造成的不同影響，而是匯合了縱斷面(時間)以及橫斷面(不同個體分類)等因素，認為其對於截距項會有不同的影響，因而造成了驗證結果的不同；將傳統迴歸與縱橫資料迴歸比較如下。

(1)混合迴歸模型:亦即傳統的迴歸模型，假設所有的觀察樣本之截距皆相同，不會因為產業不同或是時間不同，而對截距項有所影響上的差異。可以用下方寫法來表達：

$$Y_{it} = \alpha + \beta'X_{it} + u_{it}$$

$$i=1, \dots, n \quad t=1, \dots, T$$

其中， α 為截距項， u_{it} 為殘差項。

(2)固定效果模型:假設觀察樣本兼具有顯著差異，因而對截距項會造成影響；模型中並且會設定虛擬變數來代表不同的個體，並且視所算出不同的虛擬變數期係數來衡量該個體對截距項之影響。以下方寫法表達：

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_2 + \dots + \alpha_n D_n + \beta'X_{it} + u_{it}$$

$$i=1, \dots, n \quad t=1, \dots, T$$

$$D_i = \begin{cases} 1, & i = 2, \dots, n \\ 0, & \text{其它} \end{cases}$$

其中， α 為截距項， u_{it} 為殘差項， D_i 為虛擬變數。
而 $\alpha_2 D_2 + \dots + \alpha_n D_n$ 即為個體影響截距的部分。

(3)隨機效果模型:與固定效果模型不同之處在於，強調整體資料的關係而非觀察樣本間的差異，並且認為截距項是隨機產生的。以下方寫法表達：

$$Y_{it} = \alpha + \mu_i + \beta'X_{it} + u_{it}$$

$i=1, \dots, n \quad t=1, \dots, T$

其中， α 為隨機所產生的截距項， μ_i 為橫斷面資料中個別差異所無法觀察到的隨機誤差，亦即截距項之誤差， u_{it} 則是表達整體的誤差。



第四章 實證分析

第一節 敘述統計

以下將大型股指數與小型股指數的一些基本統計量計算後彙整如下表，以用來比較兩種類型指數間性質上之不同。

表 4-1. 大型股與小型股指數比較

	平均數	標準差	偏態	峰態	最大值	中間值	最小值
小型股指數	0.000565	0.015439	-0.47616	1.440101	0.058423	0.001492	-0.05878
大型股指數	0.000362	0.01582	-0.17577	2.138086	0.066087	0.001089	-0.06398

表 4-2. 大型股與小型股成交值比較

	平均數	標準差	偏態	峰態	最大值	中間值	最小值
小型股成交值	4662895	2172281	1.673703	5.870727	19719690	4349271	696083
大型股成交值	71455246	26438158	1.115585	2.029753	2.12E+08	66050911	13708290

表 4-3. 大型股與小型股報酬率是否有顯著差異之檢定

	大型股	小型股
平均數	0.000362	0.000565
變異數	0.000250	0.000238
t 統計	-0.644418	
P(T<=t) 雙尾	0.519453	
臨界值：雙尾	1.962358	

由上表 4-1 與 4-3 可知，小型股在報酬率的平均上與大型股報酬率做比較，由於 p-value 為 0.519453 大於 0.05，無顯著證據拒絕兩者之不同，亦即大型股與小型股之報酬率無顯著差異，而標準差較小，可以用來說明投資小型股所需承擔之風險較大型股來的小；而兩者的偏態係數皆說明其機率分配為左偏且趨於對稱，峰態係數也皆為低闊峰。

而大型股指數的報酬率最大值較小型股指數報酬率最大值為大，最小值也較

小型股指數為小，可以說明當市場在遇到利多利空時，可以解釋為，當今天股票市場一有風吹草動時，由於大型股多為市場所矚目之焦點，因此也容易有被超買超賣，導致有股價報酬率過度反應的情形發生；就中間值的部分，則可發現小型股指數較大型股指數來得大；因此，在不考慮個別公司的非系統性風險的情形下，在兩者報酬率相同之情形下，小型股由於報酬率標準差較小，故風險較小，因此，小型股指數似為一較佳之投資標的。

至於就大小型股之成交值之間，由於兩類型股票之最大差亦即在於市值，因此分析其絕對數值大小並無意義，因此，僅將成交值所做之分析列於上供參考。接下來將成交值用周轉率的方式來代表，並且試分析於下。

表 4-4. 大型股與小型股周轉率比較

	平均數	標準差	偏態	峰態	最大值	中間值	最小值
小型股周轉率	0.010306	0.000126	0.978574	1.129411	0.027786	0.009588	0.002293
大型股周轉率	0.004817	5.26E-05	1.584914	4.547361	0.014749	0.004488	0.001662

由上表 4-4 可知，小型股在周轉率的平均上較大型股來的大，標準差則較大，可以用來說明大型股由於每日成交之股數占流通在外股數之比例較少，因此每日週轉率也較小，但是其變動幅度也較小。而兩者的偏態係數皆說明其機率分配為右偏；小型股之峰態係數顯示期周轉率為低闊峰，而大型股之周轉率則為高峽峰。由平均數可以得知大型股之平均週轉率較小，可以說明為大型股由於每日成交股數占流通在外股數之比例較低，且機構投資人多偏好於投資大型權值股，因此這些股票每日的流動比例會較小，有別於小型股每日成交比例較大。而且延伸發現小型股其週轉率，不論是在最大值，中間值以及最小值，皆較大型股來得大，亦對上面說法有了更多的驗證。

第二節 單根檢定

在進行 Granger 因果關係分析前會要求資料為定態，否則會有假性迴歸的情形產生；因此以下列出大小型股指數期在使用 Dickey and Fuller 所提出的 ADF 檢定加以檢定後所得結果，並用其 P 值來判斷是否具有單；若是 $P > 5\%$ ，則表示該數列具有單根，亦即資料為非定態，此時應將該數列取一階差分，然後再檢驗是否有單根，如此一直重複步驟至達成定態為止；檢驗結果如下表。

表 4-5. 大小型股指數的 ADF 檢定之結果

	小型股指數	大型股指數
指數	-1.5305 (0.5179)	-1.4943 (0.5363)
一次差分後	-26.9607 (0.0000)*	-30.8930 (0.0000)*
成交量	-4.4968 (0.0002)*	-5.2595 (0.0000)*

註 1: 顯著水準為 5%

註 2: 括號中的數字為 P-value，*代表在 5%的顯著水準下顯著

由上表可知，小型股指數與大型股指數，在一開始做檢定時皆發現具有單根，亦即 P 值皆大於 5%，如此表示此兩種指數皆為非定態的數列；為了符合之後 Granger 因果關係檢定的要求，因此試圖將兩種數列皆做一階差分，結果檢定發現兩種指數的檢定 P 值皆小於 5%，皆能拒絕虛無假設，亦即兩種指數在一次差分後成為了定態數列；而兩種指數的成交量，則是在一開始檢定時即已符合定態條件。故以下即可利用一階差分後的指數以及原始成交量來進行分析。

第三節 Granger 因果關係檢定

承上節，在此使用一階差分後的指數以及原始成交量來進行 Granger 因果關係檢定；本節採用了 Granger(1969)所提出關於因果關係的概念，在模型的設定上，假設股價以及成交量所會帶來的反應，會隨著交易日的經過而越來越小，故設定落後期數時設定為四期(加上交易當天亦即為一週)；檢測結果如下。

表 4-6. Granger 因果關係檢定結果

假設	F-value	P-value
小型股指數不影響小型股成交量	12.1688	0.0000 *
小型股成交量不影響小型股指數	0.2361	0.9180
大型股指數不影響大型股成交量	8.9152	0.0000 *
大型股成交量不影響大型股指數	2.0115	0.0908

註 1: 括號中的數字為 P-value，*代表在 5%的顯著水準下顯著

註 2: 觀測個數扣掉差分以及落後期之犧牲個數，一共 989 個

由實證結果發現，小型股指數不影響小型股成交量的 P-value 為 0，小於 0.05，有顯著證據拒絕虛無假設，故小型股指數有顯著證據會影響小型股成交量；而在小型股成交量不影響小型股指數的 P-value 為 0.9180，大於 0.05，故沒有明顯證據能夠拒絕小型股成交量不影響小型股指數；綜合之下可得在小型股的部分，有單項因果關係，亦即價會影響量，而量卻不影響價。

同理，由上可得大型股指數不影響大型股成交量的 P-value 為 0，小於 0.05，有顯著證據拒絕虛無假設，故大型股指數有顯著證據會影響大型股成交量；而在大型股成交量不影響大型股指數的 P-value 為 0.0908，大於 0.05，故沒有明顯證據能夠拒絕大型股成交量不影響大型股指數；綜合之下可得在大型股的部分，有單項因果關係，亦即價會影響量，而量卻不影響價。

在本實驗當中，我們用價格的一次差分來代表價格因素，而一次差分的定義是本期的價格減去前期的價格，故如果差分所得之數越大，表示本次價格與前次價格相差越大。由以上實證結果可以認為，當今天股票價格有顯著反應時，會使得投資人看到股票價格發動而有所反應，不論是看好或是看壞，當多空兩方投資人皆願意同時買入以及賣出股票時，此時在雙方撮合之下，便會使得成交量明顯上升。由其當今天股價變動的幅度越大，也隱含了在價格背後的訊息越有重大性時，會使得多空兩方看法越分歧，則成交量的變動也會越大甚至是爆大量。

不過在此值得注意的是，Granger 因果模型並未考慮入當期的成交量。因此就技術分析的角度而言，此模型可以用來檢定是否利用過去的成交量來推論未來之股價，亦即技術分析是否有效；但是，我們仍想得知當期的成交量與當期的價格之間的關係。因此，我們使用下面兩節之實驗模型，加入了當期的周轉率，來檢驗價量之間的關係。

第四節 三因子模型

以下利用 Fama and French(1992)所提出的三因子模型，以及另外延伸之兩種模型，分別對小型股與大型股指數作檢測，以觀察股價的漲跌以及三因子，甚至是週轉率以及星期效應之間的關係；檢驗三種模型之結果如下：

模型一：

$$R_i - R_f = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i (R_m - R_f) + \hat{\delta}_i SMB + \hat{h}_i HML + \varepsilon_i$$

表 4-7. 模型一檢測結果

大型股指數			小型股指數		
自變數因子	係數	P-value	自變數因子	係數	P-value
截距	0.0273	0.0000*	截距	0.0355	0.2011
Rm-Rf	1.0078	0.0000*	Rm-Rf	0.8645	0.0000*
SMB	-0.0108	0.3784	SMB	0.0192	0.7230
HML	0.0815	0.0000*	HML	-0.2331	0.0000*
判定係數	0.9886		判定係數	0.7623	
調整後判定係數	0.9885		調整後判定係數	0.7616	

註：*代表在 5% 的信賴水準下顯著

由檢驗結果可得到大型股指數的市場溢酬因子的 P-value 為 0，帳面市值因子的 P-value 為 0，皆小於 0.05，可知這兩個因子在解釋大型股指數報酬率上皆有顯著的解釋能力；而公司規模因子的 P-value 則為 0.3784，大於 0.05，故可知此因子在解釋大型股指數報酬率上沒有顯著的解釋能力。使用三因子模型在解釋

大型股指數報酬率上，其判定係數為 0.9886，而調整後的判定係數亦有 0.9885，可知三因子模型在解釋大型股指數報酬率上能解釋大部分的變異。

同理，由檢驗結果可得到小型股指數的市場溢酬因子的 P-value 為 0，帳面市值因子的 P-value 為 0，皆小於 0.05，可知這兩個因子在解釋小型股指數報酬率上皆有顯著的解釋能力；而公司規模因子的 P-value 則為 0.7230，大於 0.05，故可知此因子在解釋小型股指數報酬率上沒有顯著的解釋能力。使用三因子模型在解釋小型股指數報酬率上，其判定係數為 0.7623，而調整後的判定係數則為 0.7616，可知三因子模型在解釋小型股指數報酬率上不及大型股指數來得多。

另外，我們也發現帳面市值比因子對於兩種指數的影響為反向，亦即與大型股指數成正比，與小型股指數卻成反比。

模型二：

$$R_i - R_f = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i (R_m - R_f) + \hat{\delta}_i \text{SMB} + \hat{h}_i \text{HML} + \hat{v}_{0i} \text{VOL0} + \hat{v}_{1i} \text{VOL1} + \hat{v}_{2i} \text{VOL2} + \hat{v}_{3i} \text{VOL3}_i + \hat{v}_{4i} \text{VOL4}_i + \varepsilon_i$$

表 4-8. 模型二檢測結果

大型股指數			小型股指數		
自變數因子	係數	P-value	自變數因子	係數	P-value
截距	-0.0021	0.9160	截距	-0.0669	0.3934
Rm-Rf	1.0057	0.0000*	Rm-Rf	0.8542	0.0000*
SMB	-0.0051	0.6776	SMB	-0.0302	0.6260
HML	0.0785	0.0000*	HML	-0.2417	0.0000*
VOL0	0.2649	0.0000*	VOL0	0.4640	0.0000*
VOL1	-0.0790	0.1848	VOL1	-0.3397	0.0043*
VOL2	-0.0368	0.5399	VOL2	0.1818	0.1264
VOL3	-0.0930	0.1221	VOL3	0.0281	0.8136
VOL4	0.0028	0.9579	VOL4	-0.2245	0.0310*
判定係數	0.9889		判定係數	0.7688	
調整後判定係數	0.9888		調整後判定係數	0.7669	

註：*代表在 5% 的信賴水準下顯著

由檢驗結果可得到大型股指數的市場溢酬因子的 P-value 為 0，帳面市值因

子的 P-value 為 0，皆小於 0.05，可知這兩個因子在解釋大型股指數報酬率上皆有顯著的解釋能力。而公司規模因子的 P-value 則為 0.6776，大於 0.05，故可知此因子在解釋大型股指數報酬率上沒有顯著的解釋能力。在加入了週轉率因子之後，可以發現當期的週轉率其 P-value 為 0，小於 0.05，對於解釋報酬率有顯著能力；其餘落後期之 P-value 皆大於 0.05，故不顯著。使用此模型在解釋大型股指數報酬率上，其判定係數為 0.9889，而調整後的判定係數亦有 0.9888，可知此模型在解釋大型股指數報酬率上能解釋大部分的變異。

由檢驗結果可得到小型股指數的市場溢酬因子的 P-value 為 0，帳面市值因子的 P-value 為 0，皆小於 0.05，可知這兩個因子在解釋小型股指數報酬率上皆有顯著的解釋能力。而公司規模因子的 P-value 則為 0.6260，大於 0.05，故可知此因子在解釋小型股指數報酬率上沒有顯著的解釋能力。在加入了週轉率因子之後，可以發現當期的週轉率，以及落後一期與落後四期之週轉率，其 P-value 分別為 0，0.0043，0.0310，皆小於 0.05，對於解釋報酬率有顯著能力；其餘落後期之 P-value 皆大於 0.05，故不顯著。使用此模型在解釋小型股指數報酬率上，其判定係數為 0.7688，而調整後的判定係數亦有 0.7669，可知此模型在解釋小型股指數報酬率上不及大型股指數來得多。

由於模型二相較於模型一多加了週轉率因子，由於多加入因子必定會使得判定係數提高，因此為了避免加入多餘的因子，通常會使用調整後的判定係數來觀察新加入的因子能否改善模型的解釋能力。由表 4.8 可發現大小型股指數其調整後判定係數分別為 0.9888 與 0.7669，皆大於之前的 0.9885 與 0.7616，故可知加入週轉率可以改善三因子模型的解釋能力。另外在觀察週轉率對於大小型股公司的解釋能力，可以發現當期週轉率皆有顯著之解釋能力，而且小型股指數更異於大型股指數，其落後期週轉率亦可以解釋其報酬率。

另外，因為在此實驗中放入了當期以及前期之週轉率做為解釋因子，則在此假設，用前期的週轉率因子來當作代表技術分析的因子，而用當期的週轉率來當作代表內線消息之因子。首先，技術分析主張利用過去股票的交易資訊來推估未來的股價，而成交易也是技術分析所常用之資訊，而週轉率亦可用來代表成交量之原理，故用前期週轉率來代表技術分析。另外，由於內線消息代表了公司內部尚未公開，但對於股價會有顯著影響之因素，而之所以被稱為內線消息，亦即其是尚未被公開的，因此若是有心炒作人士利用內線消息來操作股票，尤其若是造成了當天特別大之成交量，則可知道當天之成交量隱含了內線消息之因素。故在此使用當天之週轉率因子來代表內線消息對股價之影響因子。

觀察所得到之大小型股面對週轉率因子之檢驗，可發現大型股除了 vol0 之係數為顯著之外，其餘落後期的週轉率之係數皆為不顯著，而小型股則是 vol0，

vol1 以及 vol4 之係數皆為顯著，可見落後期之因子在解釋小型股股價報酬率上較大型股來得顯著。由 Vol0 之係數觀之，大型股為 0.2649，小型股為 0.4640，可見當期週轉率對小型股的影響力較大。而落後期的週轉率係數，如 vol1 的 -0.3397，以及 vol4 的 -0.2245，則說明了這些因子對於小型股報酬率為顯著，而且落後期週轉率對股價為負向的關係，亦即當過去的週轉率越大，則未來的股價報酬率越小，與之前學者實證結果所得之大成交量之後會造成較低之股價報酬，有著相同之結論。套用前面對於週轉率因子之假設，可知代表內線消息之因子在解釋兩種股票上皆為顯著，而技術分析因子則僅在解釋小型股指數上顯著。

另外，由小型股在 Vol1 的係數為負，我們在此解釋為：小型股的投資者，看到昨日股價爆出大量，認為成交量背後隱藏著不為外界所知的利多消息，因而在今日買進股票的話，本來可能得到正報酬率，卻由於過分追價，使得價格被拉高，因此使得投資人所買到股票的價格高於其真正隱含的價值，亦即由於成本的墊高，會使得投資人得到負報酬率，亦即所謂的贏家詛咒(Winner curse)。

模型三：

$$R_i - R_f = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i (R_m - R_f) + \hat{\delta}_i SMB + \hat{h}_i HML + \hat{v}_{0i} VOL0 + \hat{v}_{1i} VOL1 + \hat{v}_{2i} VOL2 + \hat{v}_{3i} VOL3_i + \hat{v}_{4i} VOL4_i + \hat{d}_{1i} D1 + \hat{d}_{2i} D2 + \hat{d}_{3i} D3 + \hat{d}_{4i} D4 + \varepsilon_i$$

表 4-9. 模型三檢測結果

大型股指數			小型股指數		
自變數因子	係數	P-value	自變數因子	係數	P-value
截距	-0.0228	0.3048	截距	0.0085	0.9256
Rm-Rf	1.0056	0.0000*	Rm-Rf	0.8546	0.0000*
SMB	-0.0044	0.7167	SMB	-0.0289	0.6408
HML	0.0788	0.0000*	HML	-0.2418	0.0000*
VOL0	0.2664	0.0000*	VOL0	0.4305	0.0001*
VOL1	-0.0624	0.3014	VOL1	-0.3305	0.0064*
VOL2	-0.0293	0.6313	VOL2	0.1949	0.1070
VOL3	-0.1158	0.0570	VOL3	0.0307	0.7993
VOL4	0.0007	0.9894	VOL4	-0.2186	0.0378*
D1	0.0373	0.0289*	D1	-0.1603	0.0350*
D2	0.0278	0.1091	D2	-0.0679	0.3759
D3	0.0314	0.0715	D3	-0.0719	0.3432

D4	0.0055	0.7493	D4	-0.0674	0.3756
判定係數	0.9890		判定係數	0.7699	
調整後判定係數	0.9889		調整後判定係數	0.7670	

註: *代表在 5% 的信賴水準下顯著

由檢驗結果可得到大型股指數的市場溢酬因子的 P-value 為 0，帳面市值因子的 P-value 為 0，皆小於 0.05，可知這兩個因子在解釋大型股指數報酬率上皆有顯著的解釋能力。而公司規模因子的 P-value 則為 0.7167，大於 0.05，故可知此因子在解釋大型股指數報酬率上沒有顯著的解釋能力。觀察週轉率因子，可以發現當期的週轉率其 P-value 為 0，小於 0.05，對於解釋報酬率有顯著能力；其餘落後期之 P-value 皆大於 0.05，故不顯著。另外又加入了虛擬變數來代表交易日為星期幾，結果發現交易日為星期一的 P-value 為 0.0289，小於 0.05，對於解釋報酬率有顯著能力，而其它交易日之 P-value 皆大於 0.05，可知這些日數對於解釋報酬率並不顯著。使用此模型在解釋大型股指數報酬率上，其判定係數為 0.9890，而調整後的判定係數亦有 0.9889，可知此模型在解釋大型股指數報酬率上能解釋大部分的變異。

由檢驗結果可得到小型股指數的市場溢酬因子的 P-value 為 0，帳面市值因子的 P-value 為 0，皆小於 0.05，可知這兩個因子在解釋小型股指數報酬率上皆有顯著的解釋能力。而公司規模因子的 P-value 則為 0.6408，大於 0.05，故可知此因子在解釋小型股指數報酬率上沒有顯著的解釋能力。觀察週轉率因子，可以發現當期的週轉率其 P-value 為 0，以及落後一期與落後四期之 P-value 分別為 0.0064 與 0.0378，皆小於 0.05，對於解釋報酬率有顯著能力；其餘落後期之 P-value 皆大於 0.05，故不顯著。

觀察所得到之大小型股面對週轉率因子之檢驗，與前一模型知檢驗結果大致相同。可發現大型股除了 vol0 之係數為顯著之外，其餘落後期的週轉率之係數皆為不顯著，而小型股則是 vol0，vol1 以及 vol4 之係數皆為顯著，可見落後期之因子在解釋小型股股價報酬率上較大型股來得顯著。由 Vol0 之係數觀之，大型股為 0.2664，小型股為 0.4305，可見當期週轉率對小型股的影響力較大。而落後期的週轉率係數，如 vol1 的 -0.3305，以及 vol4 的 -0.2186，則說明了這些因子對於小型股報酬率為顯著，而且落後期週轉率對股價為負向的關係，亦即當過去的週轉率越大，則未來的股價報酬率越小。套用前面對於週轉率因子之假設，可知在新加入了星期因子之後的三因子模型，代表內線消息之因子在解釋兩種股票上皆為顯著，而技術分析因子則僅在解釋小型股指數上顯著。

另外又加入了虛擬變數來代表交易日為星期幾，結果發現交易日為星期一的 P-value 為 0.0350，小於 0.05，對於解釋報酬率有顯著能力，而其它交易日之 P-value 皆大於 0.05，可知這些日數對於解釋報酬率並不顯著。使用此模型在解釋小型股指數報酬率上，其判定係數為 0.7699，而調整後的判定係數為 0.7670，可知此模型在解釋小型股指數報酬率上不及在大型股上所能解釋的部分。

另外，模型三相較於模型二多加了星期因子，由表 4.9 可發現大小型股指數其調整後判定係數分別為 0.9889 與 0.7670，皆大於之前的 0.9888 與 0.7669，故可知加入代表星期幾之虛擬變數可以改善三因子模型的解釋能力。另外，大小型股其在星期一時對於股票報酬率皆有顯著解釋能力，或許可以解釋為在經過了星期六與星期日之休市之後，投資人由於對於在這段期間所得到的消息有所想像，因此多方會急於在星期一買入，空方會急於在星期一賣出，而在消息充分反映之後，其它四個交易日相比起來已經沒有那麼特殊於星期一，畢竟市場已經充分反映，造成了星期一這天有異於其他交易日，能有顯著能力解釋股市報酬率。而由數值我們也發現，該因子與大型股指數成正比，與小型股指數則是成反比。

第五節 縱橫資料迴歸 (panel data)

相較於前章的三因子模型，乃是利用將上市公司劃分出大小型股之後，利用加權合成的方式來得到一指數，本章利用簡單迴歸以及縱橫資料迴歸，套用在前一節所利用的第三種模型上，列示如下，變數說明詳見第三章第四節。

$$R_i - R_f = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i(R_m - R_f) + \hat{\delta}_i SMB + \hat{h}_i HML + \hat{v}_{0i} VOL0 + \hat{v}_{1i} VOL1 + \hat{v}_{2i} VOL2 + \hat{v}_{3i} VOL3_i + \hat{v}_{4i} VOL4_i + \hat{d}_{1i} D1 + \hat{d}_{2i} D2 + \hat{d}_{3i} D3 + \hat{d}_{4i} D4 + \varepsilon_i$$

與前不同的地方在於，不將各類型的股票合成，而是分別來檢驗，以期得到與前一節不同之結果；或者觀察各類型股票在個別以及合併衡量時，會否得到不同的結論與想法。以下將大小型股在混合迴歸模型，固定效果模型，以及隨機效果模型三種模型下，所得到的結果列表說明之。

表 4-10. 大型股在 panel data 下驗證結果

大型股 變數	混合迴歸模型		固定效果模型		隨機效果模型	
	係數	P-value	係數	P-value	係數	P-value
C	-0.0651	0.0000*	-0.0982	0.0000*	-0.0542	0.0000*
Rm-Rf	1.0511	0.0000*	1.0665	0.0000*	1.0671	0.0000*
SMB	-0.0579	0.0000*	-0.0849	0.0000*	-0.0691	0.0000*
HML	-0.2918	0.0000*	-0.3233	0.0000*	-0.3242	0.0000*
VOL0	1.0460	0.0000*	1.0920	0.0000*	1.0746	0.0000*
VOL1	-0.5438	0.0000*	-0.5774	0.0000*	-0.5875	0.0000*
VOL2	-0.1217	0.0000*	-0.1092	0.0000*	-0.1195	0.0000*
VOL3	-0.0871	0.0000*	-0.0779	0.0000*	-0.0881	0.0000*
VOL4	-0.1078	0.0000*	-0.0999	0.0000*	-0.1174	0.0000*
D1	0.0329	0.0855	0.0164	0.3270	0.0161	0.3339
D2	-0.0319	0.0952	-0.0615	0.0002*	-0.0608	0.0003*
D3	-0.0130	0.4960	-0.0354	0.0330*	-0.0344	0.0382*
D4	-0.0243	0.2038	-0.0476	0.0044*	-0.0467	0.0052*
判定係數	0.3740		0.4323		0.4312	
調整後判定係數	0.3740		0.4317		0.4311	

註 1: *代表在 5% 的信賴水準下顯著

註 2: 使用之變數的定義同前節三因子模型

以下分別說明大型股在三種檢驗方式下所得之結果。在使用混合迴歸模型時，可以發現除了代表星期幾的虛擬變數之外，其它的變數如市場溢酬因子，公司規模因子，帳面價值因子，以及代表成交量的周轉率以及落後數期的周轉率，其 P-value 皆為 0，皆小於 0.05，可知這些變數對於股價報酬率的解釋皆有顯著解釋能力。在使用固定效果模型時，更發現除了代表禮拜一的虛擬變數外，其它的變數其 P-value 皆小於 0.05，因此這些變數對於股價報酬率的解釋皆有顯著解釋能力。在使用隨機效果模型時，如同在使用固定效果模型下的結論，除了代表禮拜一的虛擬變數外，其它的變數其 P-value 皆小於 0.05，因此這些變數對於股價報酬率的解釋皆有顯著解釋能力。

但，值得觀察的是，即使在使用 panel data 方式檢定下，大部分的變數皆得到顯著的效果，但這些因子在解釋報酬率時其解釋能力卻不高。與前一章同樣的模型比較，其所得到的調整後判定係數為 0.9889，而在此使用的三種模型所得分別為 0.3740，0.4317，0.4311，明顯的低了許多。檢驗這兩節所使用的模型，最

大的差異即在於有沒有將個股合成為一指數，或許代表了在解釋合成之指數時，使用前一節所使用之模型已能有效解釋報酬率。反觀本節的實驗結果，或許代表了在解釋個股報酬率上，以上這些因子皆為顯著，但，仍有大多數的報酬率未被解釋到，或許代表了在解釋大型股上，仍有許多因子仍必須列入考慮。

表 4-11. 小型股在 panel data 下驗證結果

小型股 變數	混合迴歸模型		固定效果模型		隨機效果模型	
	係數	P-value	係數	P-value	係數	P-value
C	-0.0141	0.5574	0.0011	0.9394	0.0199	0.1831
Rm-Rf	0.6714	0.0000*	0.7097	0.0000*	0.7100	0.0000*
SMB	0.0454	0.0534	0.0530	0.0004*	0.0777	0.0000*
HML	-0.4117	0.0000*	-0.4120	0.0000*	-0.4118	0.0000*
VOL0	0.8100	0.0000*	0.8275	0.0000*	0.8179	0.0000*
VOL1	-0.4195	0.0000*	-0.4264	0.0000*	-0.4322	0.0000*
VOL2	-0.1090	0.0000*	-0.0894	0.0000*	-0.0951	0.0000*
VOL3	-0.0545	0.0000*	-0.0629	0.0000*	-0.0686	0.0000*
VOL4	-0.1006	0.0000*	-0.1121	0.0000*	-0.1215	0.0000*
D1	0.0257	0.4323	-0.0555	0.0056*	-0.0555	0.0056*
D2	-0.0284	0.3862	-0.0823	0.0000*	-0.0823	0.0000*
D3	-0.0047	0.8858	-0.0552	0.0057*	-0.0542	0.0067*
D4	-0.0373	0.2560	-0.0462	0.0215*	-0.0456	0.0232*
判定係數	0.1672		0.2343		0.2332	
調整後判定係數	0.1672		0.2335		0.2331	

註 1: *代表在 5% 的信賴水準下顯著

註 2: 使用之變數的定義同前節三因子模型

除了公司規模因子以及代表星期幾的虛擬變數之外，其它的變數如市場溢酬因子，帳面價值因子，以及代表成交量的周轉率以及落後數期的周轉率，其 P-value 皆為 0，皆小於 0.05，可知這些變數對於股價報酬率的解釋皆有顯著解釋能力。在使用固定效果模型時，更發現所有的變數其 P-value 皆小於 0.05，因此這些變數對於股價報酬率的解釋皆有顯著解釋能力。在使用隨機效果模型時，如同在使用固定效果模型下的結論，所有的變數其 P-value 皆小於 0.05，因此這些變數對於股價報酬率的解釋皆有顯著解釋能力。

如同在大型股之下的結論，發現即使在使用 panel data 方式檢定下，大部分

的變數皆得到顯著的效果，但這些因子在解釋報酬率時其解釋能力卻不高。與前一章同樣的模型比較，其所得到的調整後判定係數為 0.7670，而在此使用的三種模型所得分別為 0.1672，0.2335，0.2331，明顯的低了許多。除了在大型股下得到的結論，亦即在解釋指數上使用前一節模型會有極佳的解釋能力，以及小型股仍有許多因素仍須考慮之外，比較在 panel data 下的大型股與小型股，小型股的調整後判定係數仍較低，或許此亦代表了，小型股仍有許多未考量進來的因素，是在採用同樣因子解釋下，大型股所未能解釋到的。

同時，由檢驗結果可以發現，由於大型股與小型股在周轉率的部分，其 P-value 檢驗結果發現周轉率皆為顯著，故在此將周轉率與報酬率的關係拿出來探討。另外，由於由各期週轉率之係數，可以發現當期週轉率皆為正，而前期週轉率則皆為負，為了探討前期週轉率對於股價報酬率之總合影響，因此在下面表格特別將 vol1 至 vol4 之係數相加；表列如下：

表 4-12. 大型股在 panel data 下周轉率驗證結果係數相加結果

大型股成交量係數	混合迴歸模型	固定效果模型	隨機效果模型
VOL0	1.046	1.092	1.0746
VOL1	-0.5438	-0.5774	-0.5875
VOL2	-0.1217	-0.1092	-0.1195
VOL3	-0.0871	-0.0779	-0.0881
VOL4	-0.1078	-0.0999	-0.1174
Vol1-vol4 總和	-0.8604	-0.8644	-0.9125

表 4-13. 小型股在 panel data 下周轉率驗證結果係數相加結果

小型股成交量係數	混合迴歸模型	固定效果模型	隨機效果模型
VOL0	0.81	0.8275	0.8179
VOL1	-0.4195	-0.4264	-0.4322
VOL2	-0.109	-0.0894	-0.0951
VOL3	-0.0545	-0.0629	-0.0686
VOL4	-0.1006	-0.1121	-0.1215
Vol1-vol4 總和	-0.6836	-0.6908	-0.7174

將發現結果分列如下：

- 1.就當期週轉率而言，可以發現在三種模型下，大型股的當期週轉率皆比小型股對當期報酬率有較大影響。代表了大型股的當期報酬率對當期股價反應較大。代

表了在內線因子的部分，在大型股上較為顯著，亦即若是有內線消息的話，其持有內線消息的人會利用大量買進或賣出以造成大成交量，而這種傳遞方式所造成對價格的變動在大型股上較小型股為大。

2.不論是大型股或小型股，當期週轉率對於當期報酬率皆為正相關，亦即週轉率越高，則報酬率越高；而前期的週轉率，皆與當期報酬率為負相關。可以認為若是當期成交量大，則當天的報酬率也大，因為在投資人勇於追價的情形下，買氣大於賣氣，才會使得股價得以推升。但就前期週轉率與當期報酬為負相關的結果，我們可以解釋今天的高價亦有可能為一反轉，因為大成交量不只是表示買進張數多，賣出張數也多，因此可能今天的大量造成了“看來是突破新高的高價”，但在幾天之後發現今天為一股價高峰的反轉點，亦即股價在今天之後呈現一下降趨勢。

3.在將所有係數取絕對值之後，可以發現除了大型股在 vol4 的固定效果模型與隨機效果模型，其係數之絕對值小於小型股之外，在其他情形下，大型股的週轉率係數皆較小型股為高，不論是正向或反向。說明了大型股的報酬率對於週轉率的變動，其反映會較小型股來得大。

4.將 vol1 至 vol4 所有係數相加後，可以發現大型股所得知週轉率係數相加之絕對值較小型股為大，表示總合當期以及前期的週轉率，其對於報酬率的影響，在大型股上會比在小型股上來得大。在此解釋為前期的週轉率累計對於股價的影響，在大型股上比在小型股上來得大。

另外，就以上四點分析，我們可以解讀為：成交量對於大型股的影響較小型股來得大。但是，我們在此亦提供另一種想法：我們真的完全觀察到小型股的特性嗎？我們在此淺談一前面內文所未談到的觀念：漲跌幅限制，此點有異於被廣泛作為研究對象的美國股市。我國有漲跌幅正負 7% 之限制，但是，在觀察指數與個股之報酬率時，我們以報酬達到正負 6.9% 為達到漲停或跌停。在此舉例說明採此方式之原因，假設一支股票的當天收盤價為 9.4，若是隔天該股為跌停價收盤，如果使用跌幅 7% 來計算之，可知其收盤價為 $9.4 * (1 - 0.07) = 8.742$ ，但事實上卻非如此，因為我國對於不同價位的股票有不同的價格變動單位，如下：

- 1.10 元以下 升降單位 0.01 元
- 2.10~50 元 升降單位 0.05 元
- 3.50~100 元 升降單位 0.1 元
- 4.100~500 元 升降單位 0.5 元
- 5.500~1000 元 升降單位 1 元
- 6.1000 元以上 升降單位 5 元

在考慮此點的情形下，我們可知該股之收盤價最低只能收在 8.75，換成報酬率為 6.91%。另外，又我們如果假設該股從 9.4 變動至 10.05，隔天又跌回 9.4，則在短短三天當中，該股就變動了兩次價格區間，而這些都使得我們對於漲跌幅限制的設定上都有著相當之困難。由於不同的個股有不同的價格區間，讓我們即使在個別認定漲跌停這件事情上亦變得十分之複雜，因此，我們在此取報酬達到正負 6.9% 認定為達到漲停或跌停。

我們發現在小型股當中一共 156,058 筆資料當中，一共有 5268 筆資料達到漲跌停；而在大型股當中，則是僅有 4350 筆資料達到漲跌停。很明顯的，我們發現小型股較大型股有更多達到漲跌停的機會，而這點是我們之前所未考慮到的。但是由於前面提到關於漲跌停認定之問題，本文為了將量價關係因子簡化，因此並未考慮入漲跌停這個因素。在此也望能夠做為之後研究者的一個參考。在此我們假設：若是考慮入漲跌停這個因子，或許能夠對於量價之間的關係有一定的解釋能力，也能夠使我們對於量價關係有著更深一層的認識。

總觀這兩節所使用的模型，前一節所使用的模型使用了合成的方式，而本節則是未採用合成，欲觀察若是將個股分別考慮，則同樣能有效解釋指數的因子，能否同樣的對於解釋個股有效？結果發現事與願違，而且調整判定係數之間相差甚大。例如，在此可以發現一點與前一節實驗有異之部分，亦即由表 4-9 可知，關於落後期週轉率，大型股指數對於 vol1 至 vol4 之係數皆為不顯著，而小型股指數僅 vol1 與 vol4 之係數為顯著，而在此實驗中則是自 vol0 至 vol4 皆為顯著。為何兩者之間有如此差異存在？

觀察這節模型所採用的因子當中，發現除了代表成交量的當期週轉率，以及落後一至四期的週轉率，其為個股的資料之外，其餘的因子，像是市場溢酬因子，公司規模因子，帳面市價因子，甚至是代表星期幾的虛擬變數，其皆為一"群體"的概念，亦即即使這些數字未經過加權，仍然可以代表了在該段觀測期間內，這些被檢驗之公司，其所處在股票市場的相關影響因素，或許可以比喻為一種"總體"因素，像是公司規模因子，即是利用在這段期間內的大型股與小型股報酬率的相減當作一個因子，而這個因子的數字不論是用來檢驗大型股或是檢驗小型股皆相同，更白話說明即為"在這段期間內，股票市場當中大型股與小型股報酬率的差異"；而其他類似的因子亦同，由於這些因子對於不同的檢驗對象並不會有所不同，故在此視為一總體因子。

而這些因素或許在用來解釋同樣是"總體"概念的"指數"時可得到相當優良之解釋能力，但用來解釋"個體"概念的"個股"則仍有所不足。其中，合成指數與個股當中，最大的差別即在於，在合成指數之後，個股當中的非系統風險會互相抵

銷掉，因此也使得個股的歧異性被抵銷掉，而這些都是單單使用總體因子所無法說明的。當然，在本實驗當中所放入的因子不只是總體因子，也包括了如個股周轉率，但似乎在解釋報酬率上仍顯不足。

用來解釋前面所做實驗結果，我們可以知道的是，若是探討的對象是指數，則代表技術分析之落後期週轉率對於大型股指數不顯著，而對於小型股指數則是落後一期與落後四期為顯著。而若探討的是個股，則由表 4-10 與表 4-11 可知，所有的落後期週轉率皆會相當顯著。換言之，我們在此以總體與個體的概念，來說明了相同的因素，在不同的檢驗方式下所得到之不同結果之原因。

另外，在縱橫資料迴歸的檢驗方式下，我們並不能因為判定係數較低，而認為這些因子對於個股無檢驗能力，而應該說，在討論個股報酬率時，也必須要考慮到個股的非系統風險，放入相對應的因子，才能使得模型對於報酬率的解釋力更高。

第六節 小結

由以上實驗結果可知，一樣的因子，以及一樣的檢驗對象，若是用不同的檢驗方式，例如前兩節分別使用合成方式以及分別檢驗方式，都會得到不同的結果，可能一個因子在股票合成指數時不顯著，但在股票分別檢驗時則成為顯著。因此，在選定因子時，或許就合成指數的檢驗方面，本文中所列出的因子在解釋上已經可解釋大部分變異，但在檢驗各別股票時則有所不足。

總觀本文所用的因子，有代表基本分析面的三因子，亦有代表技術分析面的前期周轉率以及星期因子，還有代表內線因素的當期週轉率因子，這些因子在解釋合成指數時的判定係數，在大型股指數與小型股指數上分別有大約 99% 與 77%，可以說是有一定的解釋比例，尤其是在解釋大型股指數上更可說是相當有效；但在分別解釋大型股與小型股時，則只有大約 40% 與 20% 而已，相對於合成指數弱了許多，甚至可以說是沒有解釋到大部分的變異。

在此聯想到效率市場假說：台灣股市是處於何種市場？就合成指數而言，我們或許可以說台灣市場並非處於一個效率市場，因為我們在使用原始三因子模型時，即發現這三個代表基本分析面的因子可以解釋大部分模型的變異，因此投資人若是善用基本分析因子，或許可以得到超額報酬，也說明了台灣並非處於一效率市場。但是在就解釋個股時，我們又可以說台灣市場為一強勢效率市場，因

為本文中即使了基本分析因子，技術分析因子，以及內線因素因子，皆無法解釋到報酬率的大部份變異，亦即使用這三種因子也沒辦法得到超額報酬，故我們在這時說台灣股市為一強勢效率市場。

當然，我們在前面實驗中有使用了當期週轉率來當作代表內線消息的因子，但，在此仍要對其質疑的是，用當期週轉率來當作內線消息的代表性有多少？或許當期週轉率這個因子，並沒有辦法適當表達出內線消息的概念，也有可能內線消息”傳遞”的方式，並不是用當期週轉率的方式。因此對於我國市場為何種效率市場，仍然無法立即下定論。

另外，在此引用前節所述，並且需要強調的是，我們並不能因為實驗結果所得判定係數較低，而認為這些因子對於個股無檢驗能力，而是應該在考慮到更多因素的情況下，使用能更適當代表該種因素的因子，方能得到更好的解釋能力。

但，回歸到本文所得實證結果，並且呼應本文之標題，我們可以知道小型股與量價關係之間，可以用合成與分別檢驗的方式，而所得到的結果為，在小型股合成指數時，過去的周轉率對於本期報酬率的解釋較大型股指數來得顯著，而當期的周轉率則是對解釋兩種指數皆屬顯著。而在分別檢驗時，過去週轉率對於大型股與小型股皆屬顯著，而當期的周轉率對兩種類型的個股檢定亦屬顯著。因此我們可以在此下結論：小型股與量價之間有著顯著的關係存在。

第五章 結論與建議

第一節 結論

本文主要目的為檢驗小型股與大型股之間之不同，從最基本的敘述統計說明兩者間的基本性質，單根檢定說明其量與價是否有定態性質，Granger 因果關係說明了價與量之間互相影響關係，三因子模型說明會影響合成指數報酬率的因子以及其解釋能力，還有縱橫迴歸模型說明了不同分類下的個股間其量影響價的程度，結果發現在不同的檢定方式下，所得到的結果往往也有所差異；試分別分析如下。

首先，在敘述統計下我們得到了小型股同樣的報酬率下，所需承擔的風險是比較小的。在單根檢定得到定態下，所得到的 Granger 因果關係，發現了量影響價的結果。但，值得注意的是，此檢定所得到的結果，亦即所謂的因果關係的判斷，指的是 "若是在加入 Y 之後再預測 X，能使得 X 的預測更加精準的話，則稱 Y 是 X 的因"，而非以往的技術分析其中"量先價行"所認為的，可以利用成交量的走勢來是先預測未來價格的走勢。因此，在此得到的量影響價的結論，運用在實際市場上，即表示若在預測價格的走勢其變異時，若能不只考慮到價格，也同時考慮到成交量，則對於價格變異的預測能夠有效縮小。

在三因子模型下，我們發現了若是運用原有的市場溢酬因子，規模效果因子，以及帳面價值比因子，在解釋以股價合成的指數期報酬率上，在解釋大型股時能夠得到比小型股更好的判定係數，亦即解釋能力較強。而在加入了代表了技術分析精神的前期週轉率因子，以及星期效應因子，還有代表內線因子的當期週轉率，固然都使得判定係數以及調整後判定係數微幅上升，但可以發現的是，同樣的這些因子在解釋大型股合成指數上皆比在小型股合成指數上高出許多。但是若是不論判定係數大小，而單純論前期週轉率是否顯著的話，我們在大型股指數上面發現前期週轉率係數皆為不顯著，僅有在星期效應上顯示代表禮拜一的係數為顯著，亦即量價關係僅在於小型股指數存在較為明顯。

同樣的因子，在解釋大型股指數時其解釋能力上可以高達 98.89%，可見這些因子對於解釋大型股指數是確實顯著且有用的，但對於小型股指數卻不到 80%；即使我們說技術分析因子在解釋大型股指數時較不如小型股指數時來得明顯，但這些因子卻相反地能解釋較多的股價變異，因此我們可以說，小型股的報酬變異仍有部分是這些已使用因子所不能解釋到的部分。

在縱橫迴歸模型下，則發現有別於三因子模型的高解釋能力，在此的解釋能力立刻掉了許多，大型股與小型股皆只有四成以及兩成左右。就其原因，在此模型與前模型最大的不同即在於，此處的股價以及週轉率是分別考慮而沒有合成為一指數的，而前模型則將股價與週轉率合成為一指數。為何同樣的因子在面對合成指數時可以有良好的解釋能力，在解釋個股時則解釋能力大不如前？我們在此的解釋是，在合成為指數之後，個股間的非系統風險也被跟著消除，而關於個股的特性也在合成之後而被忽略；但是在分開討論後這些非系統風險也跟著浮現出來，在無法有效解釋這些非系統風險的情形下，因子的解釋能力自然不佳。

更進一步的，我們比較三因子模型以及縱橫迴歸模型的驗證結果，發現在三因子模型以及進一步加了週轉率因子的檢驗，大多只有當期週轉率對於報酬率的解釋是顯著的，而其他落後期皆不顯著，亦即這些落後期的週轉率對於合成指數的解釋能力是無益的。反之，我們看到在縱橫迴歸模型下，即使總體的檢驗結果解釋能力不佳，但是卻意外發現當期以及落後數期的週轉率對於個股報酬率的解釋卻都顯著異於零，更發現了當期週轉率與當期報酬率為正相關，落後期週轉率與當期報酬率卻為負相關的現象。以上兩現象，或許可以解釋為：量價關係，異及量影響價的關係，在指數報酬間較不顯著，但卻顯著於解釋個股報酬率。為本文下一簡單總結，亦即在解釋小型股報酬時，量是顯著影響價的。

第二節 建議

本文在研究量價關係上使用了過去研究者所提出的檢定方式，但，仍有許多相關的研究文章在探討量價關係時，不只利用了本文的方法。像是利用技術分析當中的型態判別，或者是由成交量所發展出的技術分析指標，在在說明了量價之間的确是存在著一定的關係。本文採用資料期間為四年間的日資料，或許日後有興趣此方向者，可以延長研究期間，或者是比較同段期間內我國股市與外國股市間量與價的不同互動，甚或是國際當中有無存在量價關係，例如美國若是成交量異常爆升，會否使得我國投資人多做聯想因而造成隔天我國股市有異常走勢...等，或者使用其他已發展或是尚待發展之研究方式，皆是未來有志研究者可以探討的研究方向。

另外，本文在研究過程中，在探討股價的報酬率時，並未加入漲跌幅限制，畢竟指數為個股所合成，但除非指數內的所有個股(例如本文小型股指數當中的157支個股)全部“皆漲停或跌停，否則指數絕不可能達到漲停或跌停。但若是考慮在考慮個股漲跌停的情況下，則是否會有不同的量價關係出現？以及在一開始的緒論中提到，2008全球處於金融風暴期間下，台灣證券市場在08/10/13~08/10/24實施了為期兩周的跌幅限縮(跌幅從7%降至3.5%而漲幅則仍為7%) 2008/10/13加權股價指數收在5020.44，2008/10/24則是收在4579.62可知該政策行使其間股是最後仍以下跌做收，而且下跌幅度高達8.78%。本文因為該段期間之樣本數過短，因此沒有將該段期間資料之處理做出特殊處理，但這段期間內量價關係有無顯著的改變？以上各點，望能給予未來研究者有所參考。

附錄一

大型股公司代號、資本額及產業別

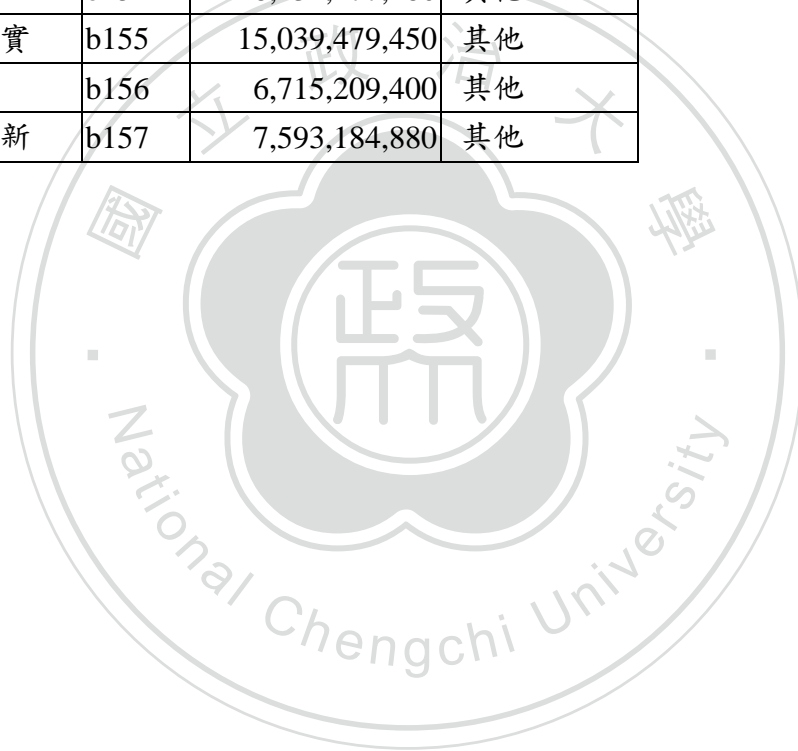
股票名稱	代號	資本額	產業別	產業類別	家數
1101 台泥	b1	32,921,758,690	水泥工業	水泥工業	4
1102 亞泥	b2	29,857,354,830	水泥工業	食品工業	2
1103 嘉泥	b3	7,178,778,550	水泥工業	塑膠工業	7
1104 環泥	b4	6,038,919,080	水泥工業	紡織纖維	6
1216 統一	b5	38,974,002,640	食品工業	電機機械	1
1229 聯華	b6	8,145,492,420	食品工業	電器電纜	2
1301 台塑	b7	61,209,045,970	塑膠工業	化學工業	6
1303 南亞	b8	78,522,986,030	塑膠工業	玻璃陶瓷	1
1304 台聚	b9	7,714,031,640	塑膠工業	造紙工業	4
1312 國喬	b10	9,266,203,280	塑膠工業	鋼鐵工業	6
1313 聯成	b11	10,092,192,560	塑膠工業	橡膠工業	3
1314 中石化	b12	17,949,629,920	塑膠工業	汽車工業	3
1326 台化	b13	56,904,721,280	塑膠工業	電子通路業	1
1402 遠東新	b14	46,613,529,010	紡織纖維	其他電子業	5
1409 新纖	b15	15,914,046,730	紡織纖維	建材營造	8
1434 福懋	b16	16,846,646,370	紡織纖維	航運業	8
1440 南紡	b17	14,935,240,000	紡織纖維	貿易百貨	3
1444 力麗	b18	7,679,700,000	紡織纖維	電子零組件	5
1447 力鵬	b19	6,528,665,000	紡織纖維	金融業	30
1504 東元	b20	18,232,239,150	電機機械	光電業	10
1604 聲寶	b21	8,763,900,000	電腦及週邊	半導體	15
1605 華新	b22	30,692,004,220	電器電纜	油電燃氣業	1
1608 華榮	b23	6,327,735,060	電器電纜	電腦及週邊	17
1704 榮化	b24	7,105,343,680	化學工業	通訊網路業	5
1710 東聯	b25	8,051,845,720	化學工業	其他	4
1714 和桐	b26	6,378,608,740	化學工業	總計	157
1717 長興	b27	9,001,334,350	化學工業		
1718 中纖	b28	14,105,902,460	化學工業		
1722 台肥	b29	9,800,000,000	化學工業		
1802 台玻	b30	20,085,227,440	玻璃陶瓷		
1904 正隆	b31	10,320,848,470	造紙工業		

1905	華紙	b32	5,984,401,130	造紙工業
1907	永豐餘	b33	16,037,588,100	造紙工業
1909	榮成	b34	6,971,133,090	造紙工業
2002	中鋼	b35	131,327,869,390	鋼鐵工業
2006	東鋼	b36	9,761,784,110	鋼鐵工業
2007	燁興	b37	6,182,858,950	鋼鐵工業
2010	春源	b38	5,934,170,690	鋼鐵工業
2014	中鴻	b39	16,845,706,200	鋼鐵工業
2023	燁輝	b40	14,542,192,470	鋼鐵工業
2101	南港	b41	6,771,447,800	橡膠工業
2103	台橡	b42	6,499,094,690	橡膠工業
2105	正新	b43	16,483,170,790	橡膠工業
2201	裕隆	b44	15,729,199,090	汽車工業
2204	中華	b45	13,913,008,540	汽車工業
2206	三陽	b46	8,456,385,000	汽車工業
2301	光寶科	b47	22,625,625,170	電腦及週邊
2303	聯電	b48	129,879,123,150	半導體
2308	台達電	b49	23,839,964,750	電子零組件
2311	日月光	b50	54,978,012,940	半導體
2312	金寶	b51	14,582,332,110	其他電子業
2313	華通	b52	11,918,205,890	電子零組件
2315	神達	b53	15,361,724,110	電腦及週邊
2317	鴻海	b54	85,789,318,550	其他電子業
2323	中環	b55	28,491,208,140	光電業
2324	仁寶	b56	42,768,897,600	電腦及週邊
2325	矽品	b57	31,163,611,390	半導體
2327	國巨	b58	21,948,623,050	電子零組件
2329	華泰	b59	6,060,157,820	半導體
2330	台積電	b60	259,050,171,510	半導體
2331	精英	b61	12,331,936,910	電腦及週邊
2332	友訊	b62	6,475,802,650	通訊網路業
2337	旺宏	b63	33,485,885,280	半導體
2344	華邦電	b64	36,564,971,930	半導體
2347	聯強	b65	13,346,742,640	電子通路業
2349	銖德	b66	26,472,494,240	光電業
2350	環電	b67	10,885,087,260	其他電子業
2352	佳世達	b68	19,282,176,060	電腦及週邊

2353	宏碁	b69	26,891,820,790	電腦及週邊
2354	鴻準	b70	9,720,408,740	其他電子業
2356	英業達	b71	28,214,260,260	電腦及週邊
2357	華碩	b72	6,370,166,230	電腦及週邊
2362	藍天	b73	6,384,670,000	電腦及週邊
2363	矽統	b74	7,137,744,760	半導體
2371	大同	b75	55,521,093,820	其他電子業
2376	技嘉	b76	6,429,948,860	電腦及週邊
2377	微星	b77	10,691,911,990	電腦及週邊
2382	廣達	b78	38,157,779,510	電腦及週邊
2384	勝華	b79	12,820,411,550	光電業
2385	群光	b80	5,912,669,500	電腦及週邊
2388	威盛	b81	9,866,068,820	半導體
2401	凌陽	b82	5,969,099,190	半導體
2408	南科	b83	34,319,735,490	半導體
2409	友達	b84	88,270,455,350	光電業
2412	中華電	b85	96,968,081,810	通訊網路業
2448	晶電	b86	7,691,258,420	光電業
2449	京元電	b87	12,372,875,760	半導體
2454	聯發科	b88	10,901,276,830	半導體
2474	可成	b89	6,649,085,170	電腦及週邊
2475	華映	b90	164,857,178,390	光電業
2489	瑞軒	b91	7,500,159,930	光電業
2492	華新科	b92	6,639,637,650	電子零組件
2498	宏達電	b93	7,739,358,440	通訊網路業
2501	國建	b94	16,565,157,980	建材營造
2504	國產	b95	14,747,605,650	建材營造
2506	太設	b96	7,346,856,380	建材營造
2511	太子	b97	9,579,107,980	建材營造
2515	中工	b98	15,250,174,850	建材營造
2526	大陸	b99	8,411,580,760	建材營造
2542	興富發	b100	7,009,042,860	建材營造
2547	日勝生	b101	6,250,650,480	建材營造
2603	長榮	b102	30,625,991,490	航運業
2606	裕民	b103	8,580,167,120	航運業
2607	榮運	b104	10,671,410,940	航運業
2609	陽明	b105	25,624,664,760	航運業

2610	華航	b106	45,722,489,910	航運業
2614	東森	b107	14,185,306,800	航運業
2615	萬海	b108	21,126,642,540	航運業
2618	長榮航	b109	29,626,772,770	航運業
2801	彰銀	b110	62,094,756,000	金融業
2809	京城銀	b111	10,512,342,650	金融業
2812	台中銀	b112	13,719,005,760	金融業
2820	華票	b113	13,429,600,000	金融業
2823	中壽	b114	15,014,164,000	金融業
2833	台壽	b115	6,458,064,790	金融業
2834	台企銀	b116	38,735,980,000	金融業
2837	萬泰銀	b117	16,234,638,580	金融業
2838	聯邦銀	b118	23,188,244,290	金融業
2845	遠東銀	b119	19,337,974,630	金融業
2847	大眾銀	b120	29,646,307,660	金融業
2849	安泰銀	b121	19,579,100,500	金融業
2854	寶來證	b122	21,385,195,370	金融業
2855	統一證	b123	11,857,061,900	金融業
2856	元富證	b124	14,632,217,190	金融業
2880	華南金	b125	62,723,011,920	金融業
2881	富邦金	b126	81,397,950,730	金融業
2882	國泰金	b127	96,708,773,050	金融業
2883	開發金	b128	112,172,049,960	金融業
2884	玉山金	b129	36,528,000,000	金融業
2885	元大金	b130	81,021,056,860	金融業
2886	兆豐金	b131	110,594,262,380	金融業
2887	台新金	b132	65,151,161,420	金融業
2888	新光金	b133	78,677,876,440	金融業
2889	國票金	b134	21,947,143,210	金融業
2890	永豐金	b135	70,717,670,950	金融業
2891	中信金	b136	101,344,353,470	金融業
2892	第一金	b137	63,188,537,990	金融業
2903	遠百	b138	12,123,258,140	貿易百貨
2912	統一超	b139	10,396,222,550	貿易百貨
2915	潤泰全	b140	7,114,343,230	貿易百貨
3009	奇美電	b141	87,126,119,170	光電業
3034	聯詠	b142	5,958,072,970	半導體

3037	欣興	b143	15,474,059,960	電子零組件
3045	台灣大	b144	38,009,253,630	通訊網路業
3049	和鑫	b145	8,785,137,860	光電業
3231	緯創	b146	18,702,698,260	電腦及週邊
5854	合庫	b147	54,855,000,000	金融業
6012	金鼎證	b148	10,827,764,000	金融業
6116	彩晶	b149	54,044,316,160	光電業
6239	力成	b150	7,042,366,680	半導體
6505	台塑化	b151	95,259,596,520	油電燃氣業
8008	建興電	b152	8,942,554,980	電腦及週邊
8078	華寶	b153	6,077,270,000	通訊網路業
9904	寶成	b154	28,434,477,280	其他
9907	統一實	b155	15,039,479,450	其他
9933	中鼎	b156	6,715,209,400	其他
9945	潤泰新	b157	7,593,184,880	其他



附錄二

小型股公司代號、資本額及產業別

股票名稱	代號	資本額	產業別	產業類別	家數
1213 大飲	s1	514,751,160	食品工業	食品工業	5
1231 聯華食	s2	1,154,190,000	食品工業	塑膠工業	4
1233 天仁	s3	905,919,480	食品工業	電機機械	13
1235 興泰	s4	529,445,110	食品工業	電器電纜	2
1236 宏亞	s5	852,312,140	食品工業	生技醫療	6
1316 上曜	s6	651,660,850	塑膠工業	化學工業	7
1323 永裕	s7	788,463,900	塑膠工業	玻璃陶瓷	1
1324 地球	s8	751,218,820	塑膠工業	鋼鐵工業	4
1325 恒大	s9	917,843,300	塑膠工業	半導體	6
1410 南染	s10	900,000,000	紡織纖維	建材營造	5
1418 東華	s11	1,319,276,300	紡織纖維	航運業	1
1432 大魯閣	s12	885,642,330	紡織纖維	觀光事業	2
1435 中福	s13	1,397,801,000	電子通路業	貿易百貨	1
1438 裕豐	s14	1,024,115,000	紡織纖維	紡織纖維	19
1439 中和	s15	920,000,000	紡織纖維	電子通路業	6
1441 大東	s16	808,000,000	紡織纖維	資訊服務業	8
1445 大宇	s17	1,417,510,340	紡織纖維	其他電子業	9
1446 宏和	s18	1,386,215,130	紡織纖維	通訊網路業	8
1452 宏益	s19	1,275,398,080	紡織纖維	光電業	6
1453 大將	s20	409,000,000	紡織纖維	電子零組件	20
1454 台富	s21	1,336,284,270	紡織纖維	電腦及週邊	15
1465 偉全	s22	863,393,890	紡織纖維	油電燃氣業	3
1466 聚隆	s23	715,977,960	紡織纖維	其他	6
1469 理隆	s24	1,246,000,000	紡織纖維	總計	157
1470 大統	s25	857,670,000	紡織纖維		
1472 三洋纖	s26	875,000,000	紡織纖維		
1474 弘裕	s27	1,378,743,710	紡織纖維		
1475 本盟	s28	465,022,740	紡織纖維		
1506 正道	s29	1,022,516,000	電機機械		
1516 川飛	s30	1,022,500,680	電機機械		
1521 大億	s31	762,300,000	電機機械		

1525	江申	s32	659,480,110	電機機械
1526	日馳	s33	628,970,000	電機機械
1528	恩德	s34	1,178,114,480	電機機械
1530	亞歲	s35	906,079,520	電機機械
1533	車王電	s36	964,151,980	電機機械
1535	中宇	s37	1,130,474,180	電機機械
1537	廣隆	s38	739,748,120	電機機械
1539	巨庭	s39	653,700,000	電機機械
1540	喬福	s40	854,736,120	電機機械
1541	鋁泰	s41	717,827,890	電機機械
1615	大山	s42	968,500,290	電器電纜
1617	榮星	s43	1,181,080,540	電器電纜
1707	葡萄王	s44	1,302,350,400	生技醫療
1721	三晃	s45	736,769,770	化學工業
1724	台硝	s46	1,278,139,000	化學工業
1725	元禎	s47	1,371,540,000	化學工業
1727	中華化	s48	742,000,000	化學工業
1730	花仙子	s49	534,811,680	化學工業
1731	美吾華	s50	1,272,012,140	生技醫療
1732	毛寶	s51	424,439,570	化學工業
1733	五鼎	s52	955,314,200	生技醫療
1734	杏輝	s53	1,209,887,320	生技醫療
1735	日勝化	s54	932,880,000	化學工業
1805	寶徠	s55	948,750,000	玻璃陶瓷
1808	國賓大	s56	1,132,160,000	建材營造
2024	志聯	s57	1,118,500,000	鋼鐵工業
2032	新鋼	s58	1,266,953,450	鋼鐵工業
2033	佳大	s59	806,945,360	鋼鐵工業
2348	力廣	s60	1,087,051,840	電子通路業
2358	美格	s61	650,000,000	電腦及週邊
2361	鴻友	s62	724,633,830	電腦及週邊
2397	友通	s63	1,210,948,570	電腦及週邊
2413	環科	s64	1,322,522,000	電子零組件
2415	鋁新	s65	831,124,110	電子零組件
2419	仲琦	s66	1,613,663,610	通訊網路業
2423	固緯	s67	1,008,075,840	其他電子業
2424	隴華	s68	400,000,000	電腦及週邊

2425 承啟	s69	893,522,630	半導體
2428 興勤	s70	1,275,661,610	電子零組件
2429 永兆	s71	1,300,000,000	電子零組件
2430 燦坤	s72	1,283,978,410	電子通路業
2431 聯昌	s73	978,577,830	電子零組件
2433 互盛電	s74	1,444,960,110	其他電子業
2434 統懋	s75	1,194,000,850	半導體
2437 旺詮	s76	607,650,470	電子零組件
2440 太空梭	s77	1,391,172,710	電子零組件
2444 友旺	s78	1,343,372,890	通訊網路業
2453 凌群	s79	1,000,000,000	資訊服務業
2455 全新	s80	1,397,413,250	通訊網路業
2461 光群雷	s81	1,493,083,780	其他電子業
2462 良得電	s82	805,755,900	電子零組件
2463 研揚	s83	909,018,600	電腦及週邊
2466 冠西電	s84	1,328,226,650	光電業
2467 志聖	s85	1,497,541,280	電子零組件
2468 華經	s86	703,452,490	資訊服務業
2471 資通	s87	492,538,900	資訊服務業
2480 敦陽科	s88	1,329,503,630	資訊服務業
2482 連宇	s89	620,725,490	其他電子業
2483 百容	s90	1,172,478,070	電子零組件
2484 希華	s91	1,431,191,340	電子零組件
2488 漢平	s92	999,994,330	其他電子業
2493 揚博	s93	1,144,373,900	電子零組件
2497 怡利電	s94	1,037,042,500	其他電子業
2537 聯上發	s95	1,197,971,660	建材營造
2539 櫻建	s96	1,280,000,000	建材營造
2540 金尚昌	s97	70,000,000	建材營造
2546 根基	s98	678,029,160	建材營造
2613 中櫃	s99	890,010,000	航運業
2616 山隆	s100	1,138,998,690	油電燃氣業
2702 華園	s101	692,731,600	觀光事業
2707 晶華	s102	726,000,000	觀光事業
2901 欣欣	s103	730,433,000	貿易百貨
2904 匯僑	s104	690,344,320	其他
3002 歐格	s105	1,020,000,000	電腦及週邊

3003	健和興	s106	1,202,366,500	電子零組件
3004	豐達科	s107	237,681,550	鋼鐵工業
3008	大立光	s108	1,341,401,970	光電業
3011	今皓	s109	1,127,192,510	電子零組件
3016	嘉晶	s110	907,666,330	半導體
3018	同開	s111	500,500,000	其他電子業
3021	衛展	s112	1,082,594,070	資訊服務業
3025	星通	s113	781,947,500	通訊網路業
3027	盛達	s114	956,209,170	通訊網路業
3029	零壹	s115	985,072,130	資訊服務業
3032	偉訓	s116	1,011,163,670	電子零組件
3040	遠見	s117	1,095,209,200	電子通路業
3047	訊舟	s118	1,281,888,740	通訊網路業
3054	萬國	s119	776,035,050	電腦及週邊
3055	蔚華科	s120	1,341,007,550	電子通路業
3056	駿億	s121	894,740,720	半導體
3057	喬鼎	s122	1,443,483,750	電腦及週邊
3058	立德	s123	1,285,495,230	電子零組件
4106	雅博	s124	721,952,870	生技醫療
4119	旭富	s125	405,821,720	生技醫療
4414	如興	s126	884,021,930	紡織纖維
5203	訊連	s127	1,159,869,650	資訊服務業
5434	崇越	s128	1,429,415,440	電子通路業
5484	慧友	s129	1,143,227,960	光電業
6112	聚碩	s130	625,680,000	資訊服務業
6117	迎廣	s131	886,500,000	電腦及週邊
6128	上福	s132	837,884,590	電腦及週邊
6131	悠克	s133	1,057,604,800	光電業
6133	金橋	s134	1,133,866,420	電子零組件
6136	富爾特	s135	954,846,390	通訊網路業
6141	柏承	s136	1,435,684,500	電子零組件
6165	捷泰	s137	960,101,680	電子零組件
6166	凌華	s138	1,201,589,700	電腦及週邊
6172	互億	s139	875,863,300	電腦及週邊
6192	巨路	s140	978,856,570	其他電子業
6201	亞弘電	s141	892,000,000	其他電子業
6206	飛捷	s142	786,940,010	電腦及週邊

6209	今國光	s143	1,641,276,810	光電業
6216	居易	s144	741,491,370	通訊網路業
6225	天瀚	s145	1,154,148,670	光電業
6269	台郡	s146	1,372,738,500	電子零組件
6277	宏正科	s147	1,194,711,660	電腦及週邊
6286	立錡	s148	1,423,974,350	半導體
8016	矽創	s149	1,155,241,290	半導體
9902	台火	s150	980,496,000	其他
9906	興達	s151	930,000,000	其他
9912	偉聯	s152	460,873,610	電腦及週邊
9926	新海	s153	1,282,320,000	油電燃氣業
9928	中視	s154	1,327,245,830	其他
9931	欣高	s155	946,764,000	油電燃氣業
9942	茂順	s156	831,613,200	其他
9944	新麗	s157	909,093,100	其他



參考文獻

1. 英文參考資料

Andy C. W. Chua and K. C. John Weib (1998) , "Book-to-market, firm size, and the turn-of-the-year effect: Evidence from Pacific-Basin emerging markets," *Pacific-Basin Finance Journal* 6(1998), 275-293 .

Arshanapalli, B. , T. D. Coggin, and J. Doukas (1998) , "Multifactor asset pricing analysis of international investment strategies," *Journal of Portfolio Management*, Summer, 10-23.

Banz , R.W. (1981) , "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics*, pp.99.3-18.

Blume, L., Easley, D., & O' Hara, M. (1994) , "Market Statistics and Technical Analysis: The Role of Volume," *Journal of Finance*, 49, 153-182.

Brown Philip, Donald B. Keim, Allan W. Kleidom, and Terry A. Marsh (1983) , "Stock Return Seasonalities and the Tax-Loss Selling Hypothesis : Analysis of Argument and Australian Evidence," *Journal of Financial Economics* 12, pp.105-127.

Campbell, John Y., Sanford J. Grossman, and Jiang Wang (1993) , "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns," *Quarterly Journal of Economics* 108, 905-939.

Cetin Ciner (2002) , "The Stock Price-Volume Linkage on the Toronto Stock Exchange: Before and After Automation," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol.19, No.4, 335 - 349.

Chan K. C. & Nai-Fu Chen (1991) , "Structural and Return Characteristics of Small and Large Firm,s" *Journal of Finance*, (September) , pp.1467-1484.

Chen, Hong, Huang, and Kubik (2004) , "Does Fund Size Erode Mutual Fund Performance? The Role of Liquidity and Organization ," *American Economic Review*, Vol. 94, No. 5, 2004 .

Conrad, J. S., A. Hameed, and C. Niden (1994) , "Volume and Autocovariances in Short-Horizon Individual Security Returns," *Journal of Finance*, 49, 1305-1329.

D. Michael Long (2007) , "An Examination of the Price-Volume Relationship in the Option Markets ," International Research Journal of Finance and Economics , Issue 10 , 47-56.

Datar, V., Naik, N., & Radcliffe, R. (1998) , "Liquidity and asset returns: An alternative test, " Journal of Financial Markets, 1, 203-219.

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, p. 427 – 431.

Epps, T.W., & Epps, M.L. (1976) , "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes : Implications for the Mixture-of-Distribution Hypothesis," Econometrica, 44, 379-396.

Fama, E. F. and French, K. R. (1993) , "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," Journal of Finance, 33, 3-56.

Fama, E. F. and K. R. French (1995) , "Size and book-to-market factors in earnings and returns," Journal of Finance 50, 131-155.

Fama, E. F., and K. R. French (1992) , " The Cross- Section of Expected Stock Returns," Journal of Finance, 427- 465.

Gervais Simon, Ron Kaniel, and Dan H. Mingelgrin (2001) , "The High— Volume Return Premium," Journal of Finance 56, 877-919.

Granger, C. W. J. (1969) , "Investigating causal relations by econometric models and cross-Spectral methods.," Econometrica, 37, 424-438.

Granger, C. W. J. and P, Newbold (1974) , "Spurious regressions in econometrics, " Journal of Econometrics, 2, 111-120.

Jain, prem C. & Gun-Ho Jon (1988) , "The dependence between hourly prices and trading volume, " Journal of Financial and Quantitative Analysis, 23(3), 269-283.

Kenny, Peppi M., and John J. Neumann (2007) , "Does Mad Money Make the Market Go

Mad? "Quarterly Review of Economics & Finance 47, (5): 602-15.

Llorente, G., Michaely, R., Sarr, G. and J. Wang (2002) , "Dynamic Volume- Return Relation of Individual Stocks, " Review of Financial Studies, 15, 1005-1047.

Osborne, M. F. M. (1959) ,"Brownian motion in the stock market, "Operation Research, 7, 145-173.

Pollet and Wilson (2008) ,"Average Correlation and Stock Market Returns," November 1, 2008.

Reinganum M.R. (1981) , "Misspecification of CAPM : Empirical Anomalies Based on Earnings yield and Market Value," Journal of Financial Economics, pp.19-45.

Robert A. Klein, Jess Lederman (1993) ,"Small cap stocks : investment and portfolio strategies for the institutional investor," Chicago, Ill. : Probus Pub. Co., c1993.

Satya Dev Pradhuman (2000) ,"Small-cap dynamics : insights, analysis, and models," Princeton, N.J. : Bloomberg Press, 2000 .

Sharpe, W.F. (1964) , "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk," Journal of Finance, Vol.19, pp.425-442.

Teh, L. L. and DeBondt, W. F. M. (1996) , "Hedging behavior and stock returns: An exploratory investigation," Working Paper, UCLA .

Ying, C. C. (1966) , "Stock Market Prices and Volume of Sales, "Econometrica, 34, 676-686.

2. 中文參考資料

任青松 (2001) ,"台灣股價指數與期貨指數之價量關聯性研究" , 國立高雄第一科技大學財務管理所碩士論文

何怡滿 (1991) ,"臺灣股票上市公司資訊特性之實證研究", 國立中正大學財務金融研究所碩士論文

吳志文 (1989) ,"公司股本與股價變動關係之研究", 國立台灣大學商學研究所碩士

論文

吳東安 (2000), "股價波動與交易量之關係", 暨南國際大學經濟學系, 未出版碩士論文

杜幸樺 (1999), "影響臺灣股票報酬之共同因素與企業特性之研究--Fama-French 三因子模式.動能策略與交易量因素", 國立中山大學企業管理學系碩士論文

李俊德 (2002), "股票報酬與成交量：流動性溢酬、價格交易策略", 中國文化大學會計研究所碩士論文

李春旺 (1987), "股價行為與規模效應：台灣股票市場實證研究", 國立政治大學企業管理研究所博士論文

洪倩華 (1997), "股票報酬率與週轉率變動關係之探討-以電子股為例", 國立中興大學企業管理研究所碩士論文

張升寶 (1989), "股價震盪幅度的衡量與分析", 國立中山大學企業管理學系碩士論文

張秀華 (2000), "股價指數與交易量動態關係之實證研究", 東海大學企業管理學系碩士論文

陳立國 (1992), "台灣股市價量關係之研究", 台灣大學財務金融所, 未出版碩士論文

陳東明 (1990), "台灣股票市場價量關係之實證研究", 台灣大學商學研究所, 未出版碩士論文

陳滿紅 (2005), "匯率、公司規模與股票報酬相關性之研究-以台灣股票市場為例", 大葉大學國際企業管理學系碩士在職專班碩士論文

游英裕 (2003), "股價與成交量因果關係之研究—台灣股市的實証", 義守大學管理科學研究所碩士論文

黃文芳 (1995), "台灣股市價量線性與非線性關係之研究", 國立成功大學企業管理學系碩士論文

黃偉雄 (2002), "台灣上市電子類股價量因果關係之研究-VEC-GJR-GARCH 模型與非線性因果模型之應用", 台北大學合作經濟學系, 未出版碩士論文

楊奕農 (2005), "時間序列分析-經濟與財務上之應用", 雙葉書廊有限公司出版

蔡垂君 (2002), "台灣股價指數期貨與現貨之實證研究", 台北大學企業管理學系, 未出版博士論文

盧麗安 (1995), "財務基本分析與台灣股價表現", 國立中山大學財務管理學系碩士論文

鍾淳豐 (2000), "配合價量關係技術型態在台灣股票市場的應用", 國立政治大學財務管理學系碩士論文

鍾惠民, 周賓鳳, 孫而音 (2009), "財務計量", 新陸書局出版

