

國立臺灣大學管理學院國際企業學系



碩士論文

Department of International Business

College of Management

National Taiwan University

Master Thesis

以因素分析法探討放空限制對股市之影響

Investigation of the Impacts of Short-Sales Constraints

Based on Factor Analysis Models

黃忻恩

Hsin-En Huang

指導教授：許耀文 博士

Advisor: Yao-Wen Hsu, Ph.D.

中華民國 102 年 6 月

June 2013



國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書

以因素分析法探討放空限制對股市之影響
Investigation of the Impacts of Short-Sales Constraints
Based on Factor Analysis Models

本論文係黃忻恩君 (R00724022) 在國立臺灣大學國際企業學研究所完成之碩士學位論文，於民國 102 年 6 月 6 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明。

口試委員：

許耀文

(指導教授)

蔣世平

盧敬楮

所長：

謝明慧

中華民國 102 年 6 月 6 日



致謝



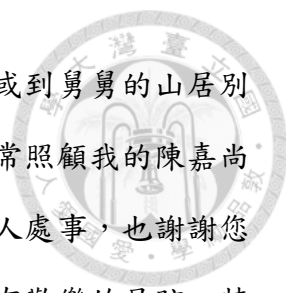
首先感謝口試委員盡心盡力的評閱本論文，並且在口試過程中提供學生許多寶貴建議，讓本研究的議題更趨完備。

謝謝在臺灣大學求學期間指導過我的師長們。感謝王藹農老師的啟蒙，讓我有興趣且有勇氣輔系臺大數學系，為本論文的數學理論打下基礎。感謝碩士時期龔天益老師的教導與鼓勵，藉由龔老師豐富的實務經驗，我才得以初窺大陸金融市場的門徑。謝謝學識淵博的邱宏仁老師，邱老師旁徵博引財務、策略、行銷等各個獨立學科，將這些融會貫通後的資料與學生們分享，惠我良多。謝謝李賢源老師於固定收益領域的教導，讓我能將學校的知識與業界的實務接軌，並藉由一次次的報告與討論成長茁壯。

感謝學生生涯陪伴我的好朋友們。謝謝昭樺對我的關心與照顧，能從一進入大學就和妳成為室友，住遍校園宿舍，每天分享喜怒哀樂，一同努力與成長，真的是非常幸運。謝謝美佑的體貼與細心，妳總是製造許多驚喜。謝謝林蓉為宿舍生活帶來更多的熱鬧，一起在圖書館發奮圖強，也一起當公館夜市地頭蛇。謝謝海珊陪我旁聽課程，在我準備考試時更常越洋來電鼓勵。謝謝逸如的關心，許多精緻手工小卡片總是令人覺得溫暖開心。國青宿舍充滿好多美好的回憶。

謝謝臺北科大電子系的陳晏笙教授。晏笙教授是我學習的榜樣，感謝您義無反顧地當我的避風港，既能在我需要支持時陪伴我、照顧我，也能在我需要成長時訓練我思考的完備性、強化我邏輯批判的能力。很榮幸能和這麼一位良師益友有心電感應，讓我的台大生活閃閃發亮、光彩奪目。

最後，感謝我生命中最寶貴的家人們。謝謝爸爸媽媽對我的關愛與付出，謝謝您們總是提供最豐富的資源支持我做每一件事。謝謝一起長大、聽了許多練琴噪音的弟弟，很高興能看著你從黏著米老鼠的幼兒轉變成為獨立思考的成人而仍保有良善之心。謝謝外婆對我的疼愛，小學時期放學後您和外公總會為我和慈浩



準備點心，並敦促我們寫作業，假日大家一起去登山、游泳，或到舅舅的山居別墅度假，與您們相處的時光讓我至今回味無窮。謝謝在台北非常照顧我的陳嘉尚將軍、陳淑君女士，很欽佩您們敬業的工作態度以及圓融的待人處事，也謝謝您們課餘帶我遊山玩水，在台中、北海岸、宜蘭、高雄等地都留有歡樂的足跡。特別紀念外公，您的謙遜、和氣、幽默與智慧常存我們心中，對您有無盡的思念。謝謝上帝給予的一切，榮耀歸於神。

忻恩

2013年8月11日

摘要



本論文致力探討放空限制對於台灣股市的影響；討論的層面包含自 1998 年至 2009 年共 7 次的政策轉折，使用的工具包括因素分析法以及聚類分析，目的是避免由表面的股票變量做相關性推論，而是從更本質的經濟潛在因子著手，分析它們的行為於放空限制前、後的變化，進而得出最一般化的結論。本論文首先使用因素分析法來確認四個主導股票市場行為的經濟因子：投資人意見分歧程度、市場交易活絡程度、散戶之知訊交易程度、價格訊息揭露程度，而各支股票於這四個因子的表現則使用加總分數來估計。在得到放空限制前、後的因子分數之後，本研究利用 Hotelling's T^2 檢定以及 MANOVA 來推論經濟因子的行為是否被顯著地改變；由檢定結果可發現放空限制的效果並非獨立於時空背景的常數，它的影響會隨著不同時期的經濟背景而有所變化。當經濟局勢較為動盪時，實施放空限制能顯著地改變價格訊息揭露程度，促使市場空頭被抑制，進而達到遏止崩盤的效果。但是當金融環境相對穩定時，解除或實施放空限制都不會對股市有顯著的影響。因此，本論文不支持「放空限制最終會加速市場崩盤」的論點；本論文贊成放空限制能在危急時有效地挽救股市，付出的代價是價格訊息揭露程度下降，而承平時期的放空限制則不會有顯著的影響。

關鍵詞：放空限制、台灣股票市場、因素分析法、聚類分析



Abstract



This thesis investigates the impacts of short-sales constraints by factor analysis models. Factor analysis models aim to find the latent factors behind the stock variables, and these latent factors provide more essential information since they are cardinal causes to the stock variables. Four latent factors are unearthed, including dispersion of investment opinion, thriving level on market trade, the ratio of informed trading, and the information content of market price. The deductions by factor analysis models are also verified by cluster analysis, and they agree very well. After that, the factor score of each latent factor is estimated, and the impact of short-sales constraints are statistically inferred by the changes of these factor scores. Both Hotelling's T^2 test and multivariate analysis of variance (MANOVA) are applied to infer the impacts of short-sales constraints, and the results show that the impacts of short-sales constraints are dependent on the international economic environment. As financial crisis strikes economic environment, short-sales constraints significantly influence the information content of market price. Only optimistic opinions are revealed by the stock price, thereby preventing the escalation of stock market crash. On the other hand, when the economic environment is relatively stable, it appears that short-sales constraints have no significant influence on the stock market.


Key words: cluster analysis, factor analysis, short-sales constraints, and Taiwan stock market



目錄



中文摘要.....	i
英文摘要.....	iii
目錄.....	v
圖目錄.....	vii
表目錄.....	ix
第一章 緒論.....	1
1.1 研究動機.....	1
1.2 文獻回顧.....	2
1.3 本文貢獻.....	5
第二章 研究方法.....	7
2.1 因素分析法之模型及其求解過程.....	8
2.2 聚類分析.....	14
第三章 股票觀察變量之潛在因子分析.....	19
3.1 本研究採用之股票觀察變量.....	21
3.2 以因素分析法求解股票觀察變量之潛在因子.....	27
3.3 四個潛在因子的經濟意義.....	41
3.3.1 投資人意見分歧程度.....	41
3.3.2 市場交易活絡程度.....	43
3.3.3 散戶之知訊交易程度.....	44
3.3.4 價格訊息揭露程度.....	44
第四章 放空限制政策影響之推論.....	47
4.1 因子分數之估計.....	47
4.2 各時期放空限制政策之分析.....	50



4.2.1	1998年9月4日：實施「平盤之下不得放空」之限制.....	55
4.2.2	2005年5月16日：台灣50成份股解除放空限制.....	60
4.2.3	2007年11月12日：台灣中型100成份股解除放空限制.....	62
4.2.4	2008年9月22日：再度實施「平盤之下不得放空」之限制.....	63
4.2.5	2008年10月1日：全面禁止上市上櫃股票融券借券賣出.....	66
4.2.6	2008年11月28日：「全面禁止放空」降級為「平盤之下不得放空」...	69
4.2.7	2009年1月5日：台灣50、台灣中型100成份股解除放空限制...	72
4.3	放空限制效果之綜合比較.....	74
第五章	結論.....	77
5.1	本文總結.....	77
5.2	未來研究方向.....	78
附錄	81
參考文獻	105

圖目錄



第三章 股票觀察變量之潛在因子分析.....	19
圖 3.1 陡坡圖(無放空限制之資料).....	30
圖 3.2 完全連結法產生之樹狀圖(無放空限制之資料;時間:2009年1月5日至2009年1月21日).....	33
圖 3.3 陡坡圖(有放空限制之資料).....	37
圖 3.4 完全連結法產生之樹狀圖(有放空限制之資料;時間:2008年12月15日至2008年12月31日).....	39
第四章 放空限制政策影響之推論.....	47
圖 4.1 Hotelling's T^2 檢定流程.....	52
圖 4.2 MANOVA 流程.....	54
附錄.....	81
圖 A.1 完全連結法產生之樹狀圖(平盤之下不得放空之資料;時間:2008年11月28日至2008年12月19日).....	83
圖 A.2 完全連結法產生之樹狀圖(全面禁止放空之資料;時間:2008年11月10日至2008年11月27日).....	85
圖 A.3 完全連結法產生之樹狀圖(全面禁止放空之資料;時間:2008年10月1日至2008年10月17日).....	87
圖 A.4 完全連結法產生之樹狀圖(平盤之下不得放空之資料;時間:2008年9月22日至2008年9月30日).....	89
圖 A.5 完全連結法產生之樹狀圖(無放空限制之資料;時間:2008年9月1日至2008年9月19日).....	91
圖 A.6 完全連結法產生之樹狀圖(無放空限制之資料;時間:2007年11月	

	12日至2007年11月30日).....	93
圖 A.7	完全連結法產生之樹狀圖(有放空限制之資料;時間:2007年10月 22日至2007年11月9日).....	95
圖 A.8	完全連結法產生之樹狀圖(無放空限制之資料;時間:2005年5月 16日至2005年6月13日).....	97
圖 A.9	完全連結法產生之樹狀圖(有放空限制之資料;時間:2005年4月 25日至2005年5月13日).....	99
圖 A.10	完全連結法產生之樹狀圖(有放空限制之資料;時間:1998年9月 4日至1998年9月25日).....	101
圖 A.11	完全連結法產生之樹狀圖(無放空限制之資料;時間:1998年8月 17日至1998年9月3日).....	103

表目錄



第三章 股票觀察變量之潛在因子分析.....	19
表 3.1 台灣放空限制相關政策的實施時間及本研究取樣資料.....	20
表 3.2 本研究採用之股票觀察變數.....	22
表 3.3 無放空限制資料之敘述統計量(樣本數:127 支股票).....	28
表 3.4 無放空限制資料之股票變量相關係數(時間:2009 年 1 月 5 日至 2009 年 1 月 21 日).....	29
表 3.5 無放空限制資料之旋轉前負載矩陣 L (時間:2009 年 1 月 5 日至 2009 年 1 月 21 日).....	30
表 3.6 無放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間:2009 年 1 月 5 日至 2009 年 1 月 21 日).....	31
表 3.7 有放空限制資料之敘述統計量(樣本數:127 支股票).....	35
表 3.8 有放空限制資料之股票變量相關係數(時間:2008 年 12 月 15 日至 2008 年 12 月 31 日).....	36
表 3.9 有放空限制資料之旋轉前負載矩陣 L (時間:2008 年 12 月 15 日至 2008 年 12 月 31 日).....	37
表 3.10 有放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間:2008 年 12 月 15 日至 2008 年 12 月 31 日).....	38
表 3.11 股票觀察變數背後的潛在因子.....	42
第四章 放空限制政策影響之推論.....	47
表 4.1 1998 年 9 月 4 日放空限制政策效果之統計檢定.....	59
表 4.2 2005 年 5 月 16 日放空限制政策效果之統計檢定.....	61
表 4.3 2007 年 11 月 12 日放空限制政策效果之統計檢定.....	63
表 4.4 2008 年 9 月 22 日放空限制政策效果之統計檢定.....	66



表 4.5	2008 年 10 月 1 日放空限制政策效果之統計檢定.....	69
表 4.6	2008 年 11 月 28 日放空限制政策效果之統計檢定.....	71
表 4.7	2009 年 1 月 5 日放空限制政策效果之統計檢定.....	74
附錄.....		81
表 A.1	「平盤之下不得放空資料」之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008 年 11 月 28 日至 2008 年 12 月 19 日).....	82
表 A.2	「全面禁止放空」資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008 年 11 月 10 日至 2008 年 11 月 27 日).....	84
表 A.3	「全面禁止放空」資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008 年 10 月 1 日至 2008 年 10 月 17 日).....	86
表 A.4	「平盤之下不得放空資料」之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008 年 9 月 22 日至 2008 年 9 月 30 日).....	88
表 A.5	無放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008 年 9 月 1 日至 2008 年 9 月 19 日).....	90
表 A.6	無放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2007 年 11 月 12 日至 2007 年 11 月 30 日).....	92
表 A.7	有放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2007 年 10 月 22 日至 2007 年 11 月 9 日).....	94
表 A.8	無放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2005 年 5 月 16 日至 2005 年 6 月 13 日).....	96
表 A.9	有放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2005 年 4 月 25 日至 2005 年 5 月 13 日).....	98
表 A.10	有放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：1998 年 9 月 4 日至 1998 年 9 月 25 日).....	100

表 A.11 無放空限制資料之旋轉後負載矩陣 \mathbf{L}^* (時間：1998 年 8 月 17 日至
1998 年 9 月 3 日).....102





第一章

緒論



1.1 研究動機

放空限制是各國為了穩定金融市場、降低價格波動所採行的金融政策。當金融危機發生時，政府往往期待放空限制能避免股市崩盤，然而其政策效果至今仍無一致的結論。近年來，研究放空限制的相關討論越來越多，而其研究方法可分為兩種學派。第一種是建立理論模型，並將此模型套用於各個時空背景；然而此類理論研究往往需要建模的假設，不見得真能應用在各式各樣的問題上。另外一種學派為實證研究，也就是研究已發生的歷史事件來探討放空限制的政策效果。實證研究最常用的研究方法為建立股票觀察變量的迴歸模型，並利用模型的係數來推測某績效指標的變化。然而此類研究的數據多屬於觀察性資料，而非來自隨機性比較實驗的實驗性資料，這造成了兩大限制。第一個限制是觀察性資料只能告訴研究者變數間的相關性而非因果性；若從相關結構直接論述變數間的因果推理，可能會產生邏輯上的謬誤。第二個限制是這些研究將隨時空背景的不同而推導出相異的結論，再加上股票之間又存在異質性，這些因素大幅限制了迴歸模型的效力。

為了避免只由表面變量的相關結構來推論，本研究利用因素分析法（factor analysis）來找出關鍵的潛在因子，並且定量分析這些潛在因子於放空限制前、後的行為變化。此外，本研究探討的放空限制不侷限於單一的時空背景，而是歷時性地一一分析自 1998 年以來台灣施行的各項放空限制。因此，本論文能從更本質的角度定量分析放空限制的影響，並藉由考量各時空的經濟情勢，而對放空限制的效果得到最一般化的分析，大幅改善傳統上理論分析與實證研究的限制。



1.2 文獻回顧

探討放空限制影響的文獻分為理論分析與實證研究兩大類。由於觀點不同、假設相異，而且時空背景大異其趣，採取變量莫衷一是，因此這些方法建立的模型以及實證分析的結果也就各執己見。以下是本研究對既有文獻所做的整合與分析。

最早進行放空限制理論研究的是 Miller (1977)。他發現放空限制下的有價證券其價值容易被高估；推測其可能成因，包括了看空的投資者囿於法規而無法適當表達投資看法、市場價格大多反應樂觀投資者的意見等等，這些原因影響了股市的價格走勢。Jarrow (1980) 緊接其後建立放空限制的理論模型，並由此模型推論若市場採行放空限制將導致市場價格被高估；這個結果與 Miller (1977) 的研究不謀而合。除此之外，其他理論研究包括 Asquith、Pathak 與 Ritter (2005)、Diether、Malloy 與 Scherbina (2002)、Ofek 與 Richardson (2003) 以及 Boehmer、Jones 與 Zhang (2008) 都推論放空限制和預期意見的分歧皆會降低連續報酬率。

然而，許多學者對 Miller (1977) 的論述持不同看法。Diamond 與 Verrecchia (1987) 曾提出理性預期模型，指出放空限制並不會導致價格被高估；他們認為放空限制將使放空成本增加，並迫使市場放空者的組成產生變化，進而改變市場價格反應與內線訊息的程度。Jennings 與 Starks (1986) 的研究與此理性預期模型的論點一致；他們提出有選擇權的股票與沒有選擇權的股票其價格反應速率不盡相同。

Figlewski (1981) 利用放空淨額做為放空限制的績效指標；他的研究支持 Miller (1977) 所提出的價格高估理論；此外，也有一些探討放空淨額與連續負向超額報酬反應的研究同樣贊成 Miller 的論點。Asquith 與 Meulbroek (1995) 採用美國證券交易所以及紐約證券交易所於 1976 年至 1993 年公布的每月放空淨額，進而得到放空淨額和股價連續超額報酬之間的強烈負相關，推論放空淨額將傳遞負面訊息。Desai Ramesh、Thiagarajan 與 Balachandran (2002) 的研究同樣支持放空淨

額為熊市訊號，且此訊號的強度與放空淨額量值呈現了高度的相關性。

但並非所有研究都認為放空淨額將導致負向的連續超額報酬。Woolridge 與 Dickinson (1994) 的實證研究認為放空淨額與連續報酬呈現非常低度的關聯，甚至沒有證據推翻它們根本就分屬獨立的兩個指標。Brent、Morse 與 Stice (1990) 的研究同樣採取此一看法；這些觀察都和 Figlewski (1981) 等人的研究大相逕庭。

除了研究放空淨額與連續超額報酬的相關性之外，也有許多研究著重於探討放空淨額和股價收益的關聯。Boehme、Danielsen 與 Sorescu (2006) 曾針對此主題進行一系列的討論，其中 Boehme (2006) 檢視了 1988 年一月至 1999 年七月紐約證券交易所的股票以及 1993 年一月至 1999 年七月的那斯達克股票；他利用市場資本額當作放空困難度的指標，並採取其標準差做為投資意見分歧度的參考值，進而推論高放空比率的差勁股票大多屬於小型股。Kot (2007) 則發現放空決策和先前短期報酬呈現負相關，而另一方面放空限制又和套利機會以及避險需求呈現正相關。除此之外，Blau 與 Van Ness (2009) 的研究則發現每日報酬和每日放空交易量呈現正相關。

Gopalan (2003) 的研究同樣朝著放空淨額和股價收益的關聯性來著手。他利用 1992 年至 2000 年的紐約證券交易所和那斯達克指數股票來預測投資意見分歧程度，並發現當預測的意見越分散，那麼放空比率高的股票就有越差的表現。Asquith、Pathak 與 Ritter (2005) 的研究支持 Gopalan (2003) 的發現，可是他們更完整地指出當放空供給方的量測指標改採為機構法人持股比率，放空限制的效果將會變得沒那麼顯著。

另一方面，也有實證研究探討放空限制與市場泡沫崩盤的關聯性。Abrew 與 Brunnermeier (2002)、Scheinkman 與 Xiong (2003) 都發現放空限制會導致市場泡沫化以及價格劇烈波動。此外，Hong 與 Stein (2003) 則是建立理論模型來研究放空限制和市場崩盤的關聯性；此模型推論當政府實施放空限制，將導致大量負面訊息無法適時揭露，進而持續地累積看空訊息；當此看空訊息累積至價格開始


反轉會產生負面循環，進而造成更劇烈的股價下跌，最終導致了市場崩盤。

但也有一些研究和上述結論持相反看法；它們認為放空限制不僅不會導致市場崩盤，相反地，放空限制反而能穩定市場，解除金融危機的不利影響。Allen 與 Gale (1991) 指出並非放空政策本身導致了股市不穩定，而是因為金融創新的演進才造成放空行為可能影響經濟行為。Bernardo 與 Welch (2002) 則指出並非放空限制本身可能造成市場崩盤，而是投資人的心理恐懼才會導致金融危機。這些研究的模型指出若能適度地遏止投資人的資訊反應程度，則可有效避免市場出現金融危機。

Bris、Goetzmann 與 Zhu (2007) 的實證結果支持 Allen 與 Gale (1991) 之論述。他們檢視跨國放空限制與每週極端報酬的偏態和頻率，發現有放空限制的國家往往也有較佳的市場報酬。Chang、Cheng 與 Yu (2007) 利用同樣的方法來分析香港股市資料也得到一致的結論。這些研究抵觸了 Hong 與 Stein (2003) 的「放空限制導致市場崩盤」論。

近年來，越來越多的研究著眼於 2008 年金融海嘯時期各國採行的放空限制。Boehmer (2009) 研究美國當時所實施的放空限制，發現那些受到放空限制保護的股票往往有更高的價格；若以買賣價差、當日波動率等指標衡量市場品質，則這些受放空限制保護的股票會有較低的市場品質。Beber 與 Pagano (2011) 研究不同國家放空限制的效果，其中有實施放空限制的國家會有較差的市場品質。除此之外，也有研究以法規限制對市場影響的角度來分析這段時期放空限制的效果，例如 Hamson (2008) 分析澳洲於此時期所頒布的法規，Gagon 與 Witmer (2009) 則是研究加拿大市場的法令，Marsh 與 Neimer (2008)、Clifton 與 Snape (2008) 則是研究美國市場的影響。近期 Battalio 與 Schultz (2011) 的實證研究則發現受放空限制保護的股票會有較穩定的選擇權交易量，因此他們推論知訊交易者願意支付更高額的交易成本在有選擇權的股票上。

最後，總結以上研究成果可發現已發表文獻較缺乏歷時性、一般化的分析。




這些研究往往只針對某一特定案例進行討論，又或者是在某些特定假設之下才能應用其理論模型。此外，由於各研究採取的股票觀察變量不同，因此在建立回歸模型之後，這些研究可能因為模型差異而得出完全相反的結論。這些研究限制使得至今學術界仍未對放空限制的效果取得大一統的共識。

1.3 本文貢獻

為了突破上述研究限制，本研究以因素分析法進行歷時性、本質面、一般化的探討；透過建立股票觀察變量背後的潛在因子模型，進而定量判斷放空限制對股票市場的影響。本論文將於第二章詳細說明研究方法，並於第三章將此方法應用在台灣各段放空限制前、後的股票市場上。這些分析指出表面上多達 20 個股票觀察變量，但其實它們是由 4 個更本質的潛在因子所主導；探討這 4 個更本質的潛在因子如何變化會比從表面變數建立迴歸模型獲得更深層的資訊。接著本論文於第四章進行歷時性的分析，發現雖然台灣有 7 次放空限制的政策變革，但若由這 4 個潛在因子著手，將可對放空限制對股市的影響得到一般化的結論。

本論文的獨到之處與學術貢獻有以下三點。首先，本研究說明了只由表面變數——或稱為股票觀察變量——進行迴歸分析的缺點，並指出若要得出因果關係的推論，則必須對複雜的股票市場行為、變量相關結構找出其潛在因子，再定量分析這些潛在因子的行為於放空限制前、後的變化情形。第二，本研究以因素分析法來尋找潛在因子，並以聚類分析（cluster analysis）進行佐證，最後發現複雜的股市行為是由四個潛在因子所主導；這四個潛在因子並非統計工具的產物，而是確實存在於經濟行為的深層資訊，包含了投資人意見分歧程度、市場交易活絡程度、散戶之知訊交易程度、價格訊息揭露程度。這些潛在因子的經濟意涵將在本論文第三章詳細討論。最後，本研究以這些潛在因子的定量指標——因子分數（factor score）來檢驗台灣 7 段放空限制的具體成效，發現放空限制的影響並非如歷史文獻所宣稱的絕對有效或絕對無效；放空限制的成效視當時的時空背景、經



濟局勢而定，當經濟條件動盪不安，那麼放空限制確實有遏止崩盤的效果；但當股市行為穩定，放空限制政令改變的效果將變得不再顯著。這也是為什麼定點探討放空限制的文獻無法得到一致的結論；只有縱貫地、本質地比較放空限制的影響，才能得出最符合現況的一般化結論。

第二章 研究方法



近年來探討放空限制的實證文獻多以統計檢定來推論放空限制前後是否有顯著超額報酬，或是以迴歸分析來解開放空限制前後流動性、波動性、報酬分配之影響為主。例如 Van T. Nguyen 與 Alex P. Tang (2011) 採用多變數迴歸，以市值、槓桿比率、放空比率、帳面價值與市值比例、放空改變量、限制前的累積超額報酬做為自變數，藉此估計超額報酬的變化，進而比較 2008 年美國放空限制前、後報酬分配的差異以及不同規模的公司之超額報酬情形。Christos I. Giannikos 與 Eleni Gousgounis (2012) 採用複迴歸，以價格錯估做為應變數，歷史波動率、日內波動率、價格範圍、週轉率、日報酬率、買賣價差做為自變數，驗證印度放空限制下意見分歧對於價格錯估的影響效果。Robert Battalio 與 Paul Schultz (2011) 採用複迴歸，以選擇權買賣價差做為應變數，股票價格與履約價比例、選擇權隱含波動度、選擇權標的股票交易量、買權平均價、賣權平均價做為自變數，驗證 2008 年美國放空限制下對於股票選擇權市場的影響。然而，這些實證研究的重大限制為用於統計推論的資料屬於觀察性資料，而非實驗性資料。只有實驗性資料能夠論證變數間的因果關係；若僅對這些表面觀察變量進行迴歸分析，則這些研究的論證都只僅止於變數間的相關性，無足夠證據來推論因果關係；這是因為其中可能有潛在因子之影響。換言之，這些文獻宣稱的因果關係可能背後有潛在因子在操控，而這些潛在因子才是導致股票變量共同反應的主因。

股票觀察變量之間觀察到的相關性，可分為直接因果關係、共同反應、交絡等三種。直接因果係指自變數的變動對應變數造成改變，二者之間沒有其他擾動變數。共同反應則是指表面上看似共同增減的觀察變量，背後存在一潛在因子，因為它的作用導致這二者產生相關聯之改變；乍看之下研究者容易把這些觀察變量各自視為自變數與應變數，但其實它們都是潛在因子作用下共同變動的結果，

它們都會因為潛在因子的變化而同時改變。交絡則是指自變數和潛在因子會一起對應變數產生作用；乍看之下貌似只有自變數引發應變數的變化，但是自變數和潛在因子之間又有相關性，使得難以從表象區隔出自變數對應變數的影響程度或是潛在因子對應變數的影響程度。若不深究股票觀察變量背後的潛在因子，可能會只得到表象的錯誤推論，無法得到更深層、更本質的資訊。

因此，為了瞭解本文從股票市場選取的 p 個股票觀察變量的相關性結構，本文以因素分析法詳加探討這些觀察變量背後的潛在因子結構；藉由研究潛在因子本質上的影響，進而得到更深入的資訊，並以此資訊更嚴謹的定量分析放空限制政策之效果。

2.1 因素分析法之模型及其求解過程

考慮研究範圍內的股票市場有 n 支股票，每支股票有 p 個觀察變量，並將此資料以 n 列 p 行之矩陣 \mathbf{X} 表示：

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} x_1^1 & \cdots & x_p^1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_1^n & \cdots & x_p^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} (\mathbf{X}^1)^T \\ (\mathbf{X}^2)^T \\ \vdots \\ (\mathbf{X}^n)^T \end{bmatrix}$$

其中 x_j^i 代表第 i 支股票之第 j 個觀察變量值， $i = 1, 2, \dots, n$ ， $j = 1, 2, \dots, p$ 。

若對每個觀察變量求取這 n 支股票的平均值，則此 p 維之平均向量可表示為一 $p \times 1$ 維的樣本均值向量：

$$\bar{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} \bar{x}_1 \\ \bar{x}_2 \\ \vdots \\ \bar{x}_p \end{bmatrix}$$



其中 $\bar{x}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_j^i$ 。而這 n 筆 p 維股票觀察變量的相關性結構，可以由其樣本共變異矩陣 \mathbf{S} 來表示：

$$\mathbf{S} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\mathbf{X}^i - \bar{\mathbf{X}})(\mathbf{X}^i - \bar{\mathbf{X}})^T = \begin{bmatrix} s_{11} & \cdots & s_{1p} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ s_{p1} & \cdots & s_{pp} \end{bmatrix}$$

其中 s_{jj} 為第 j 個股票觀察變量的變異數， $s_{kj, kj}$ 為第 k 個變量與第 j 個變量的共變異數。

為了要了解這 n 筆 p 維股票資料相關性結構的潛在因子，因素分析法考慮一特定股票 \mathbf{X}^i ，並比較此 \mathbf{X}^i 與均值矩陣 $\bar{\mathbf{X}}$ 的差異。此差異可以下列模型表示：

$$\mathbf{X}^i - \bar{\mathbf{X}} = \mathbf{L} \times \mathbf{F} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (1)$$

(1) 稱為正交因子模型 (orthogonal factor model)。等號左邊的 $\mathbf{X}^i - \bar{\mathbf{X}}$ 代表第 i 支股票和均值向量之差異，而這個差異可由一線性模型來計算。這線性模型的參數有 \mathbf{L} 、 \mathbf{F} 、以及 $\boldsymbol{\varepsilon}$ ：

$$\mathbf{L} = \begin{bmatrix} l_{11} & \cdots & l_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ l_{p1} & \cdots & l_{pm} \end{bmatrix}, \mathbf{F} = \begin{bmatrix} F_1 \\ \vdots \\ F_m \end{bmatrix}, \text{ 與 } \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_p \end{bmatrix}$$

其中 \mathbf{L} 稱為負載矩陣 (loading matrix)； \mathbf{F} 稱為共同因子 (common factor)，它代表 p 個股票觀察變量背後的 m 個潛在因子。此模型的實質意義為若第 j 個變數 x_j 與此變數平均值 \bar{x}_j 的差異為 $x_j - \bar{x}_j$ ，那麼此差異可被 F_1, F_2, \dots, F_m 潛在因子所解釋，而每個潛在因子 F_i 的解釋力以 l_{ij} 表示。此外， $\boldsymbol{\varepsilon}$ 為此線性模型的誤差向量。

因素分析法的關鍵有二：其一為估計潛在因子的個數，也就是 m 的數值；其



二為估計這些潛在因子如何影響 $x_j - \bar{x}_j$ ，也就是 l_{ij} 的大小，並使得誤差向量的值越小越好。在說明如何估計 \mathbf{L} 之前，正交因子模型有如下假設：

$$E(\mathbf{F}) = \mathbf{0}_{(m \times 1)}, \text{Cov}(\mathbf{F}) = \mathbf{I}_{(m \times m)},$$
$$E(\boldsymbol{\varepsilon}) = \mathbf{0}_{(p \times 1)}, \text{Cov}(\boldsymbol{\varepsilon}) = \boldsymbol{\Psi}_{(p \times p)} = \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \psi_p \end{bmatrix}$$

亦即 \mathbf{F} 的數值為隨機變數，它會隨著某特定股票 \mathbf{X}^j 而變動； \mathbf{L} 則是定值，它是待估計的系統參數。為了更方便地估計 \mathbf{L} ，考慮如下運算：

$$\begin{aligned} (\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})(\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})^T &= (\mathbf{L}\mathbf{F} + \boldsymbol{\varepsilon})(\mathbf{L}\mathbf{F} + \boldsymbol{\varepsilon})^T \\ &= (\mathbf{L}\mathbf{F} + \boldsymbol{\varepsilon})\left((\mathbf{L}\mathbf{F})^T + \boldsymbol{\varepsilon}^T\right) \\ &= (\mathbf{L}\mathbf{F})(\mathbf{L}\mathbf{F})^T + \boldsymbol{\varepsilon}(\mathbf{L}\mathbf{F})^T + \mathbf{L}\mathbf{F}\boldsymbol{\varepsilon}^T + \boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}^T \end{aligned}$$

若對等號左側取期望值，則可發現 $E(\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})(\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})^T$ 即為這 n 支 p 維觀察變量之股票的母體共變異矩陣，且它能以樣本共變異矩陣 \mathbf{S} 來估計，亦即

$$\begin{aligned} \mathbf{S} = \text{Cov}(\mathbf{X}) &= E(\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})(\mathbf{X} - \bar{\mathbf{X}})^T \\ &= \mathbf{L}E(\mathbf{F}\mathbf{F}^T)\mathbf{L}^T + E(\boldsymbol{\varepsilon}\mathbf{F}^T)\mathbf{L}^T + \mathbf{L}E(\mathbf{F}\boldsymbol{\varepsilon}^T) + E(\boldsymbol{\varepsilon}\boldsymbol{\varepsilon}^T) \end{aligned}$$

若代入正交因子模型之假設，可推得



$$\begin{aligned} \mathbf{S} &= \mathbf{L}\mathbf{L}^T + \mathbf{O}\mathbf{L}^T + \mathbf{L}\mathbf{O} + \mathbf{\Psi} \\ &= \mathbf{L}\mathbf{L}^T + \mathbf{\Psi} \end{aligned} \quad (2)$$

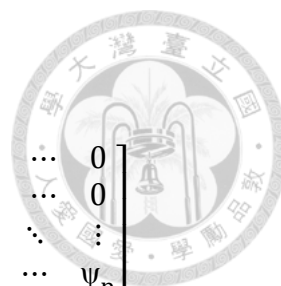
因此，若要估計 \mathbf{L} 的數值，可將原始資料之樣本共變異矩陣分解為一 $p \times m$ 之矩陣與其轉置矩陣相乘，再加上一對角矩陣 $\mathbf{\Psi}$ 。目前已發表之文獻裡，最常使用的 \mathbf{L} 估計方法有主成分因素分析法 (principal component factor analysis) 以及最大概似估計法 (maximum likelihood estimation)，兩種方法常可得到一致之 \mathbf{L} 估計。本研究使用主成分因素分析法來得到 \mathbf{L} 的估計值。

若再進一步觀察可知 \mathbf{S} 必為一對稱矩陣，因此， \mathbf{S} 可以被頻譜分解 (spectral decomposition)，進而得到特徵值－單位特徵向量對 $(\lambda_i, \mathbf{e}_i)$ ， $i = 1, 2, \dots, p$ 。其中 $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_p$ ， $|\mathbf{e}_i| = 1$ ，則

$$\begin{aligned} \mathbf{S} &= \lambda_1 \mathbf{e}_1 \mathbf{e}_1^T + \lambda_2 \mathbf{e}_2 \mathbf{e}_2^T + \dots + \lambda_p \mathbf{e}_p \mathbf{e}_p^T \\ &= \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} \mathbf{e}_1 & \sqrt{\lambda_2} \mathbf{e}_2 & \dots & \sqrt{\lambda_p} \mathbf{e}_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1} \mathbf{e}_1^T \\ \sqrt{\lambda_2} \mathbf{e}_2^T \\ \vdots \\ \sqrt{\lambda_p} \mathbf{e}_p^T \end{bmatrix} \end{aligned}$$

亦即 \mathbf{S} 可被拆解為一矩陣 \mathbf{L} 乘上它的轉置矩陣，恰好能滿足(2)的條件。只是此時 \mathbf{L} 的維度為 $p \times p$ ，亦即潛在因子的數目與股票觀察變量的個數相同；這麼多的潛在因子使得因素分析法缺乏解釋意義與實用價值。

既然將 \mathbf{S} 做頻譜分解時已將 \mathbf{S} 的特徵值由大到小排列，通常這 p 個特徵值間大小相差極為劇烈，若將較小的 $p - m$ 個特徵值捨去，根據主成分分析 (principal component analysis) 的性質， \mathbf{S} 能夠被精確地近似為：



$$\mathbf{S} \simeq \mathbf{L}\mathbf{L}^T + \mathbf{\Psi}$$

$$= [\sqrt{\lambda_1}\mathbf{e}_1 \quad \sqrt{\lambda_2}\mathbf{e}_2 \quad \cdots \quad \sqrt{\lambda_m}\mathbf{e}_m] \begin{bmatrix} \sqrt{\lambda_1}\mathbf{e}_1^T \\ \sqrt{\lambda_2}\mathbf{e}_2^T \\ \vdots \\ \sqrt{\lambda_m}\mathbf{e}_m^T \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Psi_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Psi_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \Psi_p \end{bmatrix}$$

因此， \mathbf{L} 能以 $[\sqrt{\lambda_1}\mathbf{e}_1 \quad \sqrt{\lambda_2}\mathbf{e}_2 \quad \cdots \quad \sqrt{\lambda_m}\mathbf{e}_m]$ 來估計，亦即

$$\hat{\mathbf{L}} = \begin{bmatrix} \hat{l}_{11} & \cdots & \hat{l}_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{l}_{p1} & \cdots & \hat{l}_{pm} \end{bmatrix} = [\sqrt{\lambda_1}\mathbf{e}_1 \quad \sqrt{\lambda_2}\mathbf{e}_2 \quad \cdots \quad \sqrt{\lambda_m}\mathbf{e}_m]$$

另一方面， Ψ_i 則以 $s_{ii} - \sum_{j=1}^m \hat{l}_{ij}^2$ 來估計。當取前 m 大的主成分來估計正交因子模型時，原始共變異矩陣 \mathbf{S} 能被此模型解釋的比例為：

$$\frac{\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_m}{s_{11} + s_{22} + \cdots + s_{pp}}$$

此外， p 個股票觀察變量的相關性結構也可用它的樣本相關矩陣 \mathbf{R} (sample correlation matrix) 來表示，亦即：

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} \frac{s_{11}}{\sqrt{s_{11}}\sqrt{s_{11}}} & \frac{s_{12}}{\sqrt{s_{11}}\sqrt{s_{22}}} & \cdots & \frac{s_{1p}}{\sqrt{s_{11}}\sqrt{s_{pp}}} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{s_{1p}}{\sqrt{s_{11}}\sqrt{s_{pp}}} & \frac{s_{2p}}{\sqrt{s_{22}}\sqrt{s_{pp}}} & \cdots & \frac{s_{pp}}{\sqrt{s_{pp}}\sqrt{s_{pp}}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & r_{12} & \cdots & r_{1p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{1p} & r_{2p} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

若對 \mathbf{R} 以主成分因素分析法求其因素模型，則可得到和 \mathbf{S} 等價的解；唯一的不同之處在於 \mathbf{R} 能被正交模型所解釋的比例為



$$\frac{\lambda_1 + \lambda_2 + \dots + \lambda_m}{p}$$

$\hat{\mathbf{L}}$ 的列向量之負載值 $\hat{l}_{11}, \hat{l}_{21}, \dots, \hat{l}_{p1}$ 指出第 i 個潛在因子如何影響這 p 個股票觀察變量。這些負載的相對大小及性質符號也透露了表面變數的群性；若負載之絕對值越大，代表這個潛在因子越能解釋這些對應的股票觀察變量，而這些股票觀察變量的相關性也越有可能是由這個本質上的潛在因子所引起。然而，因素分析法希望更進一步強化潛在因子解釋性的效力，亦即它希望透過特殊作法，使得同個潛在因子的負載值一部分趨向極端大，另一部分則趨向極端小，進而提升股票觀察變量的群性解析度。這個特殊作法稱為「因子旋轉」(factor rotation)。

之所以稱為因子「旋轉」，這是因為在(2)的模型裡，若將 \mathbf{L} 乘上一正交矩陣 \mathbf{Q} ，即 $\hat{\mathbf{L}}^* = \hat{\mathbf{L}}\mathbf{Q}$ ，則(2)之等式依然成立：

$$\begin{aligned}\mathbf{S} &= \hat{\mathbf{L}}\hat{\mathbf{L}}^T + \Psi \\ &= \hat{\mathbf{L}}(\mathbf{Q}\mathbf{Q}^T)\hat{\mathbf{L}}^T + \Psi \\ &= (\hat{\mathbf{L}}\mathbf{Q})(\hat{\mathbf{L}}\mathbf{Q})^T + \Psi \\ &= \hat{\mathbf{L}}^*\hat{\mathbf{L}}^{*T} + \Psi\end{aligned}$$

而 \mathbf{Q} 的幾何意義即為對原矩陣 $\hat{\mathbf{L}}$ 作旋選或映射。因此，若能妥善地選取 \mathbf{Q} ，並將它作用於主成分因素分析法求解出來的 $\hat{\mathbf{L}}$ 上，那麼 $\hat{\mathbf{L}}$ 就能被旋轉至群性解析度更高的方向。常見的因子旋轉方法有變異最大旋轉法 (varimax rotation)、四方最大旋轉 (quartimax rotation)、相等最大值法 (equimax rotation) 等方式；本研究使用變異最大旋轉法。此方法透過數值方法找出 V 的最大值：

$$V = \frac{1}{p} \sum_{j=1}^m \left[\sum_{i=1}^p (d_{ij}^2 - \bar{d}_j)^2 \right]$$

$$d_{ij} = \frac{\hat{l}_{ij}}{\sqrt{\hat{l}_{i1}^2 + \hat{l}_{i2}^2 + \dots + \hat{l}_{im}^2}}, \bar{d}_j = \sum_{i=1}^p d_{ij}^2$$



而使 V 最大時所對應的 d_{ij} 即為對應的新負載值，亦即 l_{ij}^* 。當 V 最大時，這些新負載值將遠離它們的平均值 \bar{d}_j ，因此 l_{ij}^* 將一部分趨近於 1，而另一部分趨近於 0；換言之，同一個潛在因子能解釋的表面變數將會更專精，模型的解釋力也將更強化。

至此， p 個股票觀察變量的相關結構已能用統計模型求出背後的 m 個潛在因子；這些潛在因子由本質著手，各自解釋某特定群股票觀察變量的變化。然而，實務上最關鍵的問題並非以何種方法來估計負載矩陣，或是以何種操作來進行因子旋轉，而是如何選取 m 的數字大小，以及如何確認這 m 個潛在因子確實能各司其職地解釋對應的表面變數。傳統上，若以主成分因素分析法求得的因子模型，最常被用來估計 m 的數字大小的方式有兩種。第一種是定性觀察陡坡圖 (scree plot) 的變化程度。陡坡圖為特徵值大小 λ_i 對 i 的作圖；此方法指出陡坡圖最劇烈的轉折處所對應的 i 即為潛在因子的數目 m 。第二種是 Kaiser 準則。若(2)中被分析的股票變量相關結構為相關矩陣 \mathbf{R} ，那麼 Kaiser 準則指出潛在因子的個數即為特徵值大於 1 ($\lambda_i > 1$) 的特徵值數目。

然而，若以這兩種傳統方式估計 m 的大小，雖能確認潛在因子的數目多寡，但卻無法證實這 m 個潛在因子確實能解釋模型中各自對應之股票觀察變量；換言之，傳統方式無法同時告訴研究者因子旋轉的正確性及潛在因子的最佳估計數目。因此，本研究使用聚類分析 (cluster Analysis) 來驗證因素分析法之求解結果，更嚴謹地確認這 m 個潛在因子確實能解釋 p 個股票觀察變量的相關性結構。

2.2 因素分析法之佐證—聚類分析

聚類分析的目的為將 n 列 p 行之資料矩陣 \mathbf{X} 依其距離遠近或相關程度分成 m 組，組內成員盡可能地相似，組間群簇則盡可能地遠離。聚類分析的特點為此方

法可以對 n 支股票來操作，將表現相近的數支股票分為同一群組，也可對 p 個股票觀察變量來分群，將相關程度較高地股票變量視為相同組別。本研究採用後者，利用聚類分析的演算法將 p 個股票觀察變量分為 m 組，這 m 組之內的變數彼此高度相關，並推測他們受制於同一個潛在因子，作為因素分析法之佐證。以下為本論文所使用的聚類分析演算法之說明。


使用聚類分析的先決條件為必須先定義物件的「距離」或「相似程度」，演算法才能根據這些指標將物件分類。當 p 個股票觀察變量作為分類的物件時，最常使用的「相似程度」指標即這些變數間的相關係數；當兩變量的相關係數趨近於 1，代表它們很可能屬於同一群組，而當相關係數趨近於 0，則代表這兩個變量很可能並非源於同一潛在因子所影響。在接下來的演算法裡，本研究使用相關係數作為相似度的度量單位。

聚類分析的演算法可分為分層法 (hierarchical clustering method) 以及非分層法 (non-hierarchical clustering method) 兩種。其中非分層法最常使用的方式為 K 組平均法 (K-means method)，但 K 組平均法的演算流程不適合對 p 個變數來分組；它較適合將 n 支股票分為 g 個群組，而這並非本研究之目的。因此，本研究使用分層法中的凝聚分層法 (agglomerative hierarchical clustering method) 作為分組之演算法。

凝聚分層法在演算法開始時將 p 個股票觀察變量視為獨立的 p 個群組。接著演算法找出這 p 組變數間相關係數最大的兩個變數，並將它合併為新的群組 C_i ；一旦新的群組出現，相關矩陣將進行更新，其他變數（或稱為群組） C_j 到這個新群組間的距離，可利用完全連結法 (complete linkage method) 定義為

$$r = \min(C_i, C_j)$$

換言之，更新後的群組相關係數被定義為兩群組間所有變數的相關係數裡最差的




那一個。此過程反覆執行，不斷地將相關係數最大的兩群組合併，直到所有變數都被合併為同一群，演算法才會停止。最終演算法將匯出一樹狀圖（dendrogram）作為研究者判斷組數的依據。當研究者確定了能容許的最差相關係數之後，只需從樹狀圖擷取此最差相關係數之剖面，就能輕易判斷這些股票觀察變量被分組的組數以及各組成員。

特別說明的是，本研究之所以使用完全連結法來定義群組間的相似程度，是因為完全連結法傾向導致較多的組數，而這些群組內部高度相關，高度集中。這正好和因素分析法的目的相同；因素分析法找到一群表面彼此相關、共同反應、甚至彼此交絡的股票觀察變量，而正因為這些表面變數高度集中且高度相關，研究者才有信心論證這些變數確實被同一個潛在因子所主導。反之，若使用單一連結法（single linkage method）作為群組間距的定義，那麼群組間的相似度定義將採用最佳的相關係數，亦即

$$r = \max(C_i, C_j)$$

此時演算法只考慮最佳情形就將群組合併，最終將產生較少的組數，可是組內成員的變異較大、成員數較多，然而因素分析法的目的是找出股票變量背後的潛在因子，並使這些潛在因子能解釋一群高度相關的股票變量，如此一來，才有充分的證據來推論這個潛在因子為這些股票變量的可能成因。因此，使用單一連結法來做為因素分析法的佐證並不恰當。至於其他的群組間距定義法如平均連結法（average linkage method）、沃德法（Ward's method）經實際驗證後，本研究發現他們的表現亦不如完全連結法，而這些方法的背後動機亦不如完全連結法般地與因素分析之目的契合。因此，本研究使用完全連結法來定義組間之相似程度。

最後，若聚類分析找到的組數與因素分析法所確認之潛在因子數相同，且被



分為同一聚類的股票變量也與因素分析法之潛在因子所能解釋的股票觀察變量如出一轍，那麼本研究將更有信心這些潛在因子確實是特定股票觀察變量的成因。也只有當掌握了這些潛在因子，並詳加分析、比較、推論它們在放空限制前後各自的效果差異，那麼研究者才能更本質地論述放空限制之必要性，而不會只是從表面的股票觀察變量共同反應就輕易作論斷。接下來第三章本論文將以經濟學理著手，解釋因素分析法找到的四個潛在因子，而這四個潛在因子於放空前後的變化將在第四章詳細討論，進而論述放空限制所帶來之影響。





第三章

股票觀察變量之潛在因子分析

為了找出主導股票觀察變量彼此共同反應、交絡的潛在因子，本章詳述多變量統計分析的求解過程及其經濟上的學理意涵。回顧本論文的目的，這些潛在因子的分析是為了推論放空限制的影響，因此，本章首先說明台灣歷史上放空限制的政策原由以及後續研究的資料來源。

表 3.1 為台灣放空限制相關政策的實施時間及本研究取樣資料。首先，1998 年適逢亞洲金融風暴，政府當局為了穩定股市、避免崩盤，因而限令自 1998 年 9 月 4 日起委託人融券賣出的價格不得低於前一營業日。這項政策一直持續到 2005 年，此時景氣反轉，股市蒸蒸日上，為了促進市場效率以及金融健全，2005 年 5 月 16 日起豁免台灣 50 成分股之融券賣出的平盤限制；2007 年 11 月 12 日起進一步豁免台灣中型 100 成分股之融券賣出平盤限制。

台灣最劇烈的放空限制政策轉折期為 2008 年下半年。2008 年美國次級房貸衍生全球金融危機，各國紛紛採行不同程度之放空限制，避免投資人信心不足而使得股市極劇動盪。政府本來宣布自 2008 年 9 月 22 日起至 2008 年 10 月 3 日止，投資人融券賣出台灣 50 指數、台灣中型 100 指數、台灣資訊科技成分股票恢復融券賣出價格不得低於前一營業日收盤價；但由於當年 9 月 29 日的美國紓困計畫被眾議院否決，進而導致美股崩跌，道瓊工業指數在當天創下史上單日最大跌幅；之後台股跌幅高達 3.5%，在亞洲國家中的跌幅僅次於日本。因此，9 月 30 日晚上金管會緊急宣布自 10 月 1 日起至 10 月 14 日止，全面禁止上市上櫃股票融券借券賣出。這麼一來，原計實施到 10 月 3 日的「平盤以下不得放空」政策被迫中斷，同期政策改為「全面禁止融券放空」。這項政策不只實施到 10 月 14 日而已；由於該年經濟局面、股票市場太過動盪，因此該政策一直延長到 11 月 27 日才將放空限制政策恢復為「平盤以下不得放空」，亦即融券借券賣出價格不得低於前一營業日

表3.1

台灣放空限制相關政策的實施時間及本研究取樣資料

編號	發生時間	相關政策	本研究之取樣資料
1	1998/9/3 之前	無任何放空限制	1998/8/17-1998/9/3 的台灣 50 成份股及台灣中型 100 成份股，選取其中 72 支股票
	1998/9/4 至 2005/5/13	實施「平盤之下不得放空」之限制	1998/9/4-1998/9/25 的台灣 50 成份股及台灣中型 100 成份股，選取其中 72 支股票
2	1998/9/4 至 2005/5/13	實施「平盤之下不得放空」之限制	2005/4/25-2005/5/13 的台灣 50 成份股，選取其中 45 支股票
	2005/5/16 至 2007/11/9	台灣 50 成份股解除限制	2005/5/16-2005/6/13 的台灣 50 成份股，選取其中 45 支股票
3	2005/5/16 至 2007/11/9	台灣 50 成份股之外的股票皆有放空限制	2007/10/22-2007/11/9 的台灣中型 100 成份股，選取其中 82 支股票
	2007/11/12 至 2008/9/19	台灣中型 100 成份股也解除了放空限制	2007/11/12-2007/11/30 的台灣中型 100 成份股，選取其中 82 支股票
4	2007/11/12 至 2008/9/19	台灣 50、台灣中型 100 成份股無放空限制	2008/9/1-2008/9/19 的台灣 50 成份股及台灣中型 100 成份股，選取其中 124 支股票
	2008/9/22 至 2008/9/30	實施「平盤之下不得放空」之限制	2008/9/22-2008/9/30 的台灣 50 成份股及台灣中型 100 成份股，選取其中 124 支股票
5	2008/9/22 至 2008/9/30	實施「平盤之下不得放空」之限制	2008/9/22-2008/9/30 的台灣 50 成份股及台灣中型 100 成份股，選取其中 124 支股票
	2008/10/1 至 2008/11/27	全面禁止上市上櫃股票融券借券賣出	2008/10/1-2008/10/17 的台灣 50 成份股及台灣中型 100 成份股，選取其中 124 支股票
6	2008/10/1 至 2008/11/27	全面禁止上市上櫃股票融券借券賣出	2008/11/10-2008/11/27 的台灣 50 成份股及台灣中型 100 成份股，選取其中 120 支股票
	2008/11/28 至 2008/12/31	實施「平盤之下不得放空」之限制	2008/11/28-2008/12/19 的台灣 50 成份股及台灣中型 100 成份股，選取其中 120 支股票
7	2008/11/28 至 2008/12/31	實施「平盤之下不得放空」之限制	2008/12/15-2008/12/31 的台灣 50 成份股及台灣中型 100 成份股，選取其中 127 支股票
	2009/1/5 之後	台灣 50、台灣中型 100 成份股解除放空限制	2009/1/5-2009/1/21 的台灣 50 成份股及台灣中型 100 成份股，選取其中 127 支股票

的收盤價。2008 年末，考量美國針對次貸危機已採行全面因應對策，政府於 2009 年 1 月 5 日起台灣 50 指數、台灣中型 100 指數及台灣資訊科技指數成份股豁免融

券借券賣出平盤限制；此政策一直延續至今日，然而必須說明的是除了台灣 50 指數、台灣中型 100 指數及台灣資訊科技指數成分股之外，其餘中小型股票仍然有「平盤以下不得放空」之限制。

基於這些政策背景及取樣資料，本研究將推論這些放空限制對股票市場的經濟影響。本章第一節首先介紹本研究採用之股票觀察變量，第二節則是詳細說明如何利用因素分析法來推導股票變量的潛在因子；最後，第三節將闡述這些潛在因子的經濟意涵，並以學理說明他們各自主導哪些股票觀察變量。

3.1 本研究採用之股票觀察變量

表 3.2 為本研究所選取的 20 個股票觀察變量。這些股票變量之定義與計算公式敘述如下：

1. 價格範圍

價格範圍的定義為當日調整後之最高價減去調整後之最低價。之所以採用調整後之價格，是為了考慮除權息之影響；此調整後之股價算法為原始股價乘上一調整因子，而這個調整因子是當日之後所有調整係數之累積；調整係數為除權參考價格與除權前收盤價扣除現金股息之比例。

2. 收盤價(元)

收盤價格的定義為當日調整後之收盤價。個股收盤價為當日最後一筆交易的成交價格。依據台灣證券交易所之收盤價決定方式，自下午一時二十五分起至下午一時三十分止暫停撮合，但電腦持續接受買賣申報的輸入、改量及取消作業，直至下午一時三十分停止上述委託作業，再依集合競價決定收盤價格並執行撮合，針對個股收盤五分鐘集合競價結果，若無任何買賣申報得以成交時，則以當日最後一次成交價格作為收盤價；若當日均無成交者，則無收盤價。

表3.2

本研究採用之股票觀察變數

編號	股票變量	編號	股票變量
1	價格範圍	11	週轉率%
2	收盤價(元)	12	融券使用率
3	股價淨值比-TEJ	13	券資比
4	每股融券成本	14	融券(買+賣)/成交量 %
5	每股融資成本	15	報酬率%
6	成交量(千股)	16	股價漲跌(元)
7	市值比重%	17	個股買賣超股數
8	成交值比重%	18	融券增減比率
9	外資總投資比率%-TSE	19	融券維持率
10	總外資市值%(TSE,OTC)	20	本益比-TSE

3. 股價淨值比-TEJ

股價淨值比的定義為調整後之收盤價除以每股淨值。其中每股淨值的定義為股東權益總額除以公司實際發行股數；此資料由 TEJ 計算提供。

4. 每股融券成本

每股融券成本的算法為累積融券成本除以融券餘額。其中累積融券成本的計算日期是由可開始進行融券交易之首日開始算起，累計到停券日的前一日為止。此外，為了考慮股東會及除權息停券所帶來的影響，融券必須回補，而停券期間的融券餘額等於零。此計算公式可如下表示：

$$\text{首日之每股融券成本} = \text{融券賣出} \times \text{當日均價}$$

$$\begin{aligned} \text{次日起之每股融券成本} = & \text{昨日累積融券成本} + \text{今日融券賣出} \times \text{今日均價} \\ & - (\text{今日融券買進} + \text{現券償還}) \times \text{昨日每股融券成本} \end{aligned}$$

$$\text{融券餘額(張)} = \text{昨日餘額} + \text{本日賣出} - \text{本日買進} - \text{現券償還}$$



5. 每股融資成本

每股融資成本的算法為累積融資成本除以融資餘額。此算式中的累積日期由可開始融資買賣的首日算起，期間如果遇到停資，日期累計將不受影響。此計算公式可如下表示：

$$\text{首日之每股融資成本} = \text{融資買進} \times \text{當日均價}$$

$$\begin{aligned} \text{次日起之每股融資成本} &= \text{昨日累積融資成本} + \text{今日融資買進} \times \text{今日均價} \\ &\quad - (\text{今日融資賣出} + \text{現金償還}) \times \text{昨日每股融資成本} \end{aligned}$$

$$\text{融資餘額 (張)} = \text{昨日餘額} + \text{本日買進} - \text{本日賣出} - \text{現金償還}$$

6. 成交量

個股當日之成交量以千股為單位來表示。

7. 市值比重%

市值比重為未調整收盤價格乘上流通在外股數佔加權指數有效成分股總市值之比例。此比重以百分比表示，亦即：

$$(\text{未調整收盤價} \times \text{流通在外股數}) / \text{加權指數有效成分股總市值} \times 100\%$$

8. 成交值比重%

成交值比重為個股當日之成交值佔加權指數有效成分股總成交值的百分比例，亦即：

$$\text{成交值} / \text{加權指數有效成分股總成交值} \times 100\%$$

9. 外資總投資比率%-TSE

外資總投資比率來自台灣證券交易所的資料庫。



10. 總外資市值%(TSE,OTC)

總外資市值的定義為外資法人持有的股份價值佔整個產業的比例。

11. 週轉率%

週轉率之定義為當日成交量除以流通在外股數，亦即：

$$\text{成交量/流通在外股數} \times 100\%$$

12. 融券使用率

融券使用率的計算公式為融券餘額除以融券限額；其中融券限額的意義為融券餘額不得超過該公司發行股數的四分之一。其計算公式可以表示如下：

$$\text{融券餘額} = \text{昨日餘額} + \text{本日賣出} - \text{本日買進} - \text{現券償還}$$

$$\text{融券限額} = \text{流通在外股數} \times 25\%$$

13. 券資比

券資比的公式為融券餘額除以融資餘額。其中：

$$\text{融券餘額} = \text{昨日餘額} + \text{本日賣出} - \text{本日買進} - \text{現券償還}$$

$$\text{融資餘額} = \text{昨日餘額} + \text{本日買進} - \text{本日賣出} - \text{現金償還}$$

14. 融券(買+賣)/成交量

此股票變量的計算方式為：

$$(\text{融券買進量} + \text{融券賣出量}) / (\text{個股成交量} \times 2) \times 100\%$$

15. 報酬率%

TEJ 報酬率之計算公式根據股票類別的不同而有三種算法。若股票為普通股，則普通股報酬率為：



$$R_t = \left[\frac{P_t \times (1 + \alpha + \beta) + D}{P_{t-1} + \alpha \times C} - 1 \right] \times 100\%$$

其中 P_t 代表當期收盤價， P_{t-1} 為前期收盤價， α 代表當期除權之認購率， β 為當期除權之無償配股率， C 代表當期除權之現金認購價格，而 D 代表當期發放之現金股利。

若股票為特別股，則特別股報酬率為：

$$R_t = \left[\frac{P_t + P^*(\alpha + \beta) + D}{P_{t-1} + \alpha \times C} - 1 \right] \times 100\%$$

其中 P^* 為配認普通股當期收盤價， C 的定義則為當期可參與普通股現金增資之現金增資認購價格。

若考慮的是上市當期之報酬率，則計算公式為：

$$R_t = \left[\frac{P_t + P^* \times (\alpha + \beta) + D}{P_{t-1}^{\#} + \alpha \times C} - 1 \right] \times 100\%$$

其中 $P_{t-1}^{\#}$ 代表上市承銷價， C 在此處代表當期除權之現金認購價格。

以上三個公式均以百分比作為單位。除此之外，當交易由店頭市場轉至台灣證券交易所時，報酬率以承銷價計算；若無承銷價之相關資料，則報酬率改以店頭市場交易最後一日的收盤價來計算。估計股價預期報酬之模型有許多種，其中最廣泛使用的是市場模型；此模型假設個股預期報酬率與市場報酬率之間存在線性關係，因此實際報酬率減去預期報酬率即為超額報酬率。換言之，超額報酬率與報酬率之間亦存在線性關係（其相關係數為 1），因此本研究僅選定報酬率做為股票觀察變量。



16. 股價漲跌(元)

股價漲跌指當日收盤價與前日收盤價之差額。

17. 個股買賣超股數

個股買賣超股數指合格境外機構投資者 (QFII) 之買賣超。於本研究中，此股票變量已考慮了除權效果。

18. 融券增減比率

融券增減比率為融券增減張數與融券餘額張數的比例。其中融券增減張數為本日餘額扣除昨日餘額；融券餘額則為昨日餘額加上本日賣出，再扣除本日買進與現券償還。

19. 融券維持率

融券維持率的計算公式為：

$$\text{融券維持率} = (\text{每股融券成本} \times \text{擔保品及保證金倍數}) / \text{名目股價} \times 100\%$$

20. 本益比-TSE

本益比的定義為該筆股票調整後之收盤價除以最近 4 季合計之每股淨利。

這 20 個股票觀察變量之資料來自台灣經濟新報資料庫 (TEJ)，取樣日期則如表 3.1 所示。整體而言，本研究以台灣 50 成分股以及台灣中型 100 成分股做為分析標的之股票，然而因為資料庫之部分資料缺漏，後續分析將刪除台肥、榮運、大榮、晶華、瑞昱、遠東銀、大眾銀、群益、上銀、正達、裕日車、儒鴻等 12 支股票。因此，總分析股數共計 127 支。

表 3.1 共列出了 13 個時期的取樣資料 (編號 4 與編號 5 於「實施『平盤之下不

得放空』之限制」的樣本相同)。這 13 個時期都選取了數支股票，且每支股票均有完整的 20 個股票觀察值。利用這些多變量統計資訊，本研究使用統計軟體 XLSTAT，依照第二章所述之研究方法求解出 20 個股票觀察變量背後的潛在因子，並分析這些潛在因子的經濟意涵。

3.2 以因素分析法求解股票觀察變量之潛在因子

本節首先利用表 3.1 中離本研究撰寫日期最近的取樣資料來示範如何求解潛在因子。自 2009 年 1 月 5 日迄今，台灣 50 成份股、台灣中型 100 成份股均沒有放空限制；考慮此政策下自 2009 年 1 月 5 日至同年 1 月 21 日的逐日樣本，本研究取出其中 127 支股票的 20 個股票變量之數值，且為了抵銷每日波動的雜訊干擾，此樣本以平均數來代表各股票之績效指標。這 127 支股票的敘述統計量表示於表 3.3。

除了表 3.3 的單變量統計量之外，這 20 個股票觀察變量的相關係數列於表 3.4。將表 3.4 改寫為矩陣形式的相關矩陣 \mathbf{R} 之後，可以利用主成分因素分析法對它做頻譜分解。頻譜分解時前 6 大的特徵值依序為 5.95、3.32、2.39、1.23、0.73、0.44，依序能解釋 29.76%、16.58%、11.95%、6.16%、3.57%、2.18% 的變異量；若取其較為顯著的 12 個特徵值，可將此特徵值大小對主成分個數繪出如圖 3.1 所示之陡坡圖。由這些結果可發現自第五大的特徵值開始，這些主成分能解釋的變異微乎其微；而且根據 Kaiser 準則的指示，這 20 個股票觀察變量的共變異結構大致上只受到 4 個潛在因子所主導。因此，這 20 個股票變量所對應的負載矩陣維度為 20×4 ，而這些因子負載的估計值 \hat{l}_{ij} 可表示為表 3.5。

由表 3.5 可發現總樣本變異的累積解釋比例為 64.4%；這對複雜、多變的股票市場而言，已能建立初步有效的模型。若細看表 3.5 各潛在因子的負載量，可發現第一個潛在因子 F_1 能解釋最多的變異比例，但是 F_1 卻沒有非常明顯地主導特定的股票變量； F_2 、 F_3 、 F_4 的因子負載大小也無從斷定他們可能導致那些股票變量的

表3.3

無放空限制資料之敘述統計量（樣本數：127支股票）

股票變量	樣本平均數	樣本標準差
1. 價格範圍	0.84	1.25
2. 收盤價(元)	25.76	36.1
3. 股價淨值比-TEJ	1.25	1.03
4. 每股融券成本	32.84	48.12
5. 每股融資成本	33.27	48.84
6. 成交量(千股)	11382.22	13568.12
7. 市值比重%	0.62	1.19
8. 成交值比重%	0.55	0.86
9. 外資總投資比率%-TSE	22.19	15.95
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.72	2.23
11. 週轉率%	0.63	0.67
12. 融券使用率	1.01	2.15
13. 券資比	10.18	12.81
14. 融券(買+賣)/成交量 %	2.73	2.18
15. 報酬率%	-0.38	0.62
16. 股價漲跌(元)	-0.11	0.31
17. 個股買賣超股數	-1081.91	2416.54
18. 融券增減比率	5.71	20.41
19. 融券維持率	194.73	10.34
20. 本益比-TSE	18.5	60.46

變化。這是因為潛在因子在未經「因子旋轉」前，解析度可能較差，不容易提供具經濟意涵的詮釋。因此，本研究進一步透過變異最大旋轉法，可求出正交旋轉矩陣

$$Q_1 = \begin{bmatrix} 0.84 & 0.40 & 0.36 & -0.03 \\ 0.29 & -0.87 & 0.30 & 0.25 \\ 0.44 & -0.23 & -0.80 & -0.35 \\ 0.12 & 0.16 & -0.38 & 0.90 \end{bmatrix}$$

將 Q_1 乘上表 3.5 的負載矩陣 L ，可得到旋轉後的因子負載 l_{ij}^* 。此運算結果整理於表 3.6。

表3.4
無放空限制資料之股票變量相關係數（時間：2009年1月5日至2009年1月21日）

No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
1	1																					
2	0.97	1																				
3	0.74	0.74	1																			
4	0.95	0.96	0.8	1																		
5	0.95	0.96	0.8	0.99	1																	
6	-0.02	-0.02	-0.13	-0.09	-0.09	1																
7	0.16	0.23	0.21	0.21	0.2	0.47	1															
8	0.46	0.52	0.25	0.45	0.44	0.66	0.69	1														
9	0.23	0.27	0.32	0.27	0.27	0.35	0.41	0.45	1													
10	0.13	0.19	0.18	0.17	0.17	0.44	0.89	0.65	0.48	1												
11	0.29	0.22	0.14	0.18	0.18	0.13	-0.16	0.21	-0.1	-0.1	1											
12	0.25	0.19	0.18	0.18	0.18	0.04	-0.11	0.1	-0.15	-0.08	0.8	1										
13	0.45	0.4	0.4	0.38	0.38	0.16	0.32	0.33	0.13	0.24	0.4	0.59	1									
14	0.34	0.29	0.16	0.27	0.27	0.23	0.05	0.32	-0.05	0.03	0.52	0.53	0.61	1								
15	0.09	0.08	0.06	0.08	0.07	-0.18	-0.1	0.01	-0.1	-0.05	0.37	0.26	0.15	0.06	1							
16	-0.4	-0.37	-0.54	-0.44	-0.46	0	-0.11	-0.03	-0.18	-0.07	0.05	0.02	-0.12	0	0.47	1						
17	0	-0.03	0.03	0.06	0.05	-0.7	-0.49	-0.51	-0.34	-0.45	0.08	0.15	0	0.06	0.39	0.15	1					
18	-0.05	-0.06	-0.12	-0.07	-0.07	-0.04	-0.06	-0.06	-0.09	-0.05	-0.03	-0.07	-0.13	-0.06	0.06	0.07	-0.02	1				
19	-0.19	-0.17	-0.12	-0.15	-0.15	-0.09	0	-0.17	-0.12	-0.03	-0.3	-0.2	-0.2	-0.25	-0.36	-0.07	0	-0.07	1			
20	-0.04	-0.04	-0.01	-0.04	-0.04	0.05	0.01	0	-0.03	0	0	-0.03	-0.05	-0.04	-0.02	0	0.02	-0.03	-0.01	1		

表3.5

無放空限制資料之旋轉前負載矩陣L (時間：2009年1月5日至2009年1月21日)

股票變量	旋轉前之因子負載			
	F_1	F_2	F_3	F_4
1. 價格範圍	0.37	0.13	0.11	0
2. 收盤價(元)	0.37	0.09	0.14	0.05
3. 股價淨值比-TEJ	0.31	0.1	0.19	0
4. 每股融券成本	0.37	0.12	0.19	0.06
5. 每股融資成本	0.37	0.12	0.19	0.05
6. 成交量(千股)	0.08	-0.37	-0.28	-0.18
7. 市值比重%	0.18	-0.4	-0.05	0.19
8. 成交值比重%	0.27	-0.29	-0.18	0.1
9. 外資總投資比率%-TSE	0.15	-0.23	0.06	0.09
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.16	-0.38	-0.07	0.23
11. 週轉率%	0.13	0.21	-0.41	-0.15
12. 融券使用率	0.13	0.23	-0.4	-0.25
13. 券資比	0.23	0.05	-0.26	-0.13
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.17	0.1	-0.32	-0.23
15. 報酬率%	0.03	0.23	-0.28	0.68
16. 股價漲跌(元)	-0.16	0.02	-0.29	0.38
17. 個股買賣超股數	-0.06	0.39	0.05	0.18
18. 融券增減比率	-0.04	0	0	0.07
19. 融券維持率	-0.09	-0.06	0.18	-0.14
20. 本益比-TSE	-0.01	-0.01	0	0
總樣本變異的累積解釋比例	0.298	0.463	0.583	0.644

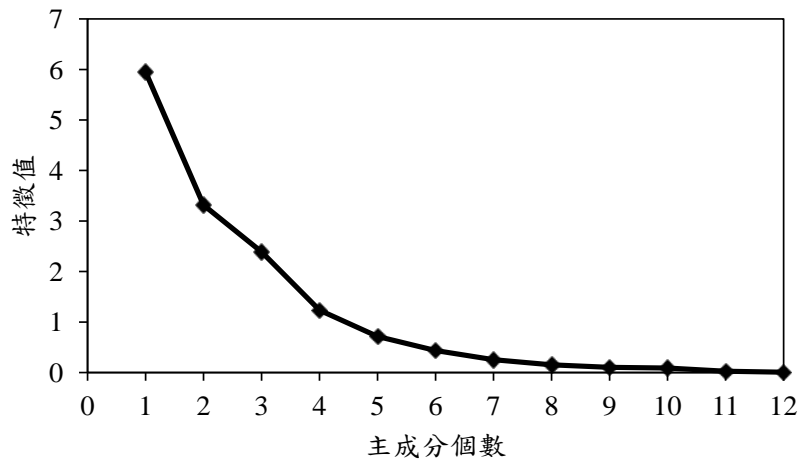


圖3.1 陡坡圖 (無放空限制之資料)

表3.6

無放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2009年1月5日至2009年1月21日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.91	0.1	0.26	-0.02
2. 收盤價(元)	0.92	0.17	0.18	0
3. 股價淨值比-TEJ	0.84	0.07	0.09	-0.07
4. 每股融券成本	0.97	0.11	0.13	0
5. 每股融資成本	0.97	0.1	0.13	-0.02
6. 成交量(千股)	-0.24	0.74	0.28	-0.2
7. 市值比重%	0.14	0.88	-0.07	0.03
8. 成交值比重%	0.29	0.82	0.26	0.06
9. 外資總投資比率%-TSE	0.25	0.51	-0.1	-0.04
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.11	0.84	-0.06	0.09
11. 週轉率%	0.09	-0.08	0.81	0.15
12. 融券使用率	0.09	-0.13	0.85	0.06
13. 券資比	0.32	0.21	0.62	0.02
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.16	0.07	0.71	-0.02
15. 報酬率%	0.09	-0.12	0.21	0.94
16. 股價漲跌(元)	-0.47	-0.02	0.06	0.56
17. 個股買賣超股數	0.13	-0.68	0.01	0.34
18. 融券增減比率	-0.07	-0.04	-0.07	0.08
19. 融券維持率	-0.12	-0.07	-0.28	-0.26
20. 本益比-TSE	-0.04	0	-0.02	-0.01
總樣本變異的累積解釋比例	0.249	0.431	0.569	0.644

表 3.6 清楚地揭露 20 個股票變量的群性。前 5 個股票變量 (價格範圍、收盤價、股價淨值比、每股融券成本、每股融資成本) 幾乎都被第一個潛在因子 F_1^* 所主導；換言之，若只看這五個股票觀察變量，會發現他們彼此高度相關，但若如傳統文獻般地貿然斷定他們的因果關係，則可能忽略他們背後其實有共同的潛在因子，也就是 F_1^* ，而這個 F_1^* 很可能才是真正導致這五個股票變量共同反應的主因。第 6 至第 10 個股票觀察變量 (成交量、市值比重、成交值比重、外資總投資比率、總外資市值) 則大致受到第二個潛在因子 F_2^* 所支配。第 11 至第 14 個股票觀察變

量（週轉率、融券使用率、券資比、融券(買+賣)/成交量）則是被第三個潛在因子 F_3^* 所掌控。最後，第 15 至第 19 個股票變量（報酬率、股價漲跌、個股買賣超股數、融券增減比率、融券維持率）則大致被第四個潛在因子 F_4^* 所管轄。本益比在這筆資料中，幾乎和任何股票觀察變量都無關；這點也可以由表 3.4 的相關係數來驗證，因此，它不在任何一個潛在變數的解釋範圍內。

此外，由表 3.6 也可看出第一個潛在因子 F_1^* 能解釋最多的樣本變異(24.9%)，而它所對應的五個股票變量也最高度、緊密的彼此相關；其次則是第二個潛在因子，能解釋 18.16% 的總樣本變異。第四個潛在因子的解釋能力最弱，而它的因子負載之大小也比另外三個潛在因子來得小。當加總完這四個潛在因子的累積解釋比例，已能對應至總樣本變異的 64.4%，大致和未旋轉前的累積解釋比例相同。

傳統上，因素分析法的計算流程到此為止。但為了更嚴謹地確認股票觀察變量的群性歸屬，包含了確認股票變量的分群數，以及確認這幾群各自叢聚的變量成員，本研究另外使用聚類分析於同一筆樣本上。透過 2.2 所陳述的演算法，本研究使用完全連結法來定義相似度，最後此演算法計算出如圖 3.2 所示之樹狀圖。圖 3.2 大致將股票觀察變量分成了 4 群。最緊密結合、也就是組內成員最為相似的一群是價格範圍、收盤價、股價淨值比、每股融券成本、每股融資成本；而這五個變量正好是被因素分析法歸類為被 F_1^* 所主導的五個觀察變量。其次，成交量、市值比重、成交值比重、外資總投資比率、總外資市值也被聚類分析分類到同一個群組，但他的組內相似度不像前一組那麼緊密；對照因素分析法的計算結果，這五個觀察變量恰好是被 F_2^* 所支配的五個變量。除此之外，圖 3.2 最上方的四個變量：週轉率、融券使用率、券資比、融券(買+賣)/成交量被分為同一群，而這四個變量正好是被 F_3^* 所掌控的四個變量。最後，組內距離最大、相似度最差的一群是報酬率、股價漲跌、個股買賣超股數、融券增減比率、融券維持率，也就是潛在因子 F_4^* 所對應的五個股票變量。這些結果驗證了因素分析法的正確性；本研究也發現對總樣本變異解釋比例越高的潛在因子，它所對應的股票觀察變量越容易在

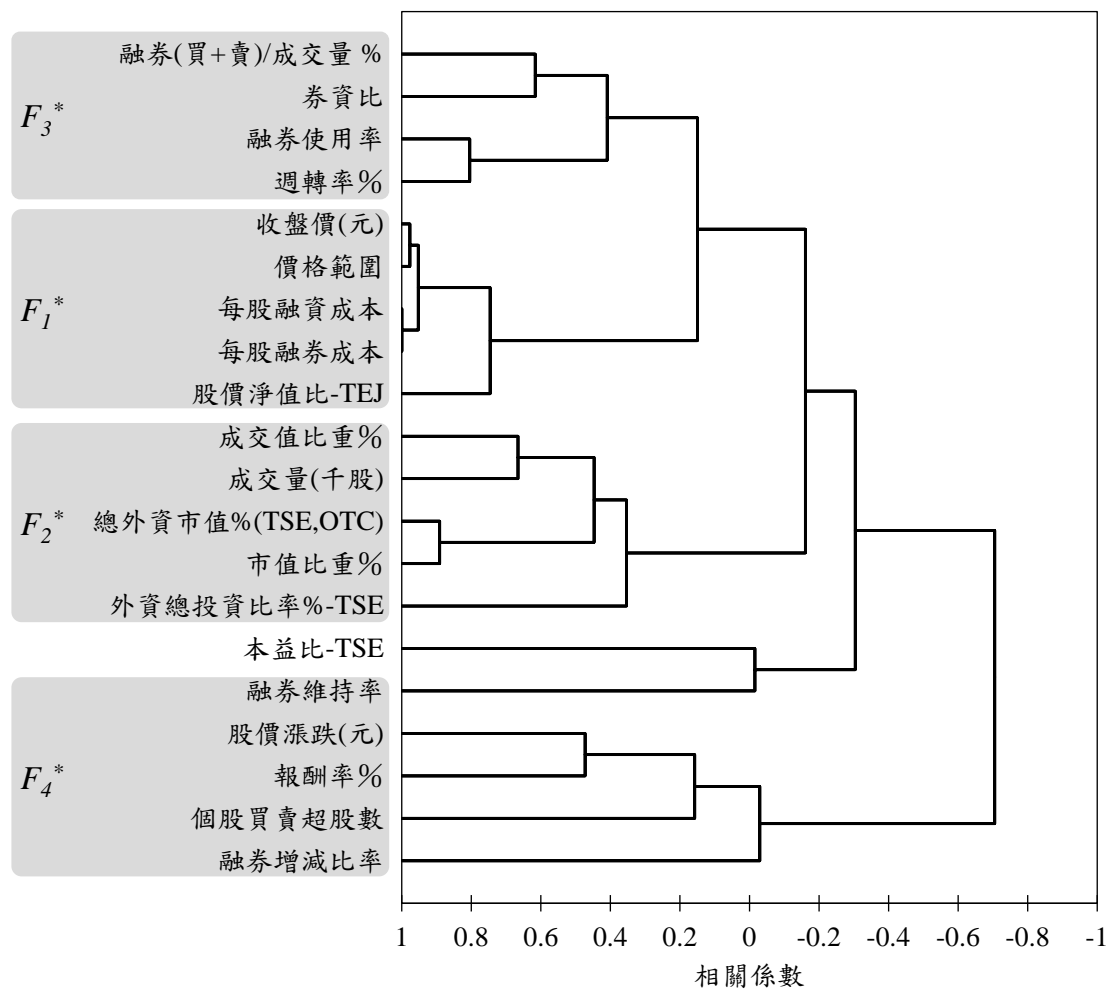


圖3.2 完全連結法產生之樹狀圖（無放空限制之資料；時間：2009年1月5日至2009年1月21日）

聚類分析中被歸納為同一群，而且那一群的群組距離越緊密。

值得一提的是，因素分析法與聚類分析屬於兩種完全不同的統計方法；它們有各自的演算流程，因素分析法透過主成分分析以及複雜的因子旋轉，卻能得到和聚類分析高度一致的結論。這為本研究的後續分析提供更穩固的證據，說明了這20個股票變量的共變異結構確實只受到4個潛在因子的主導。

延續上述流程，本論文接著展示表3.1倒數第二筆樣本的分析結果。這筆樣本的取樣時間為2008年12月15日至12月31日，和前一筆樣本最大的差別是此時實施「平盤以下不得放空」之限制。此樣本和上述範例有相同的127支股票，並



且針對 3.1 節列舉的 20 個股票觀察變量做分析。透過將資料對時間取其平均值，可得到這段時期的平均股票表現，而這個平均股票表現的 20 個單變量敘述統計值展示於表 3.7。

有了單變量的資訊之後，可進一步求這 20 個股票觀察變量的共變異結構；此結構以相關係數的形式表示於表 3.8。利用此相關矩陣 \mathbf{R} 可得到其頻譜分解之特徵值與特徵向量，並發現前六大的特徵值依序為 5.96、2.88、2.40、1.38、0.72、0.28，各自對應到 29.78%、14.39%、11.98%、6.92%、3.59%、1.42% 的解釋變異。此共變異結構的特徵值可以對主成分個數作圖如圖 3.3 所示。這些定量、定性結果都指出第五個特徵值之後的解釋變異逐漸收斂，因此，這 20 個股票觀察變量的相關結構推測只被 4 個潛在因子所影響。利用主成分因素分析法，這些因子負載的估計值 \hat{l}_{ij} 如表 3.9 所示。

類似地，雖然表 3.9 僅靠著 4 個潛在因子就能解釋 63.1% 的總樣本變異，但因子負載並未透露任何明確的變量群性。利用變異最大旋轉法，可得到如下之正交旋轉矩陣：

$$\mathbf{Q}_2 = \begin{bmatrix} 0.83 & 0.42 & 0.34 & 0.17 \\ 0.45 & -0.85 & 0.08 & -0.26 \\ 0.31 & 0.23 & -0.81 & -0.44 \\ 0.13 & -0.23 & -0.47 & 0.84 \end{bmatrix}$$

將 \mathbf{Q}_2 乘在表 3.9 之前，能得到更具鑑別力、解析度越高的因子負載。此旋轉後之因子負載 l_{ij}^* 表示於表 3.10。由這個表格可清楚發現各潛在因子的負載值均趨向極大或是極小，因此股票變量可被進一步找出他們的群性結構。本研究發現價格範圍、收盤價、股價淨值比、每股融券成本、每股融資成本在第一個潛在因子 F_1^* 中有最大的負載值，而且這五個變量幾乎完全不被另外三個潛在因子 F_2^* 、 F_3^* 、 F_4^* 所支配。成交量、市值比重、成交值比重、外資總投資比率、總外資市值在第二個潛在因子 F_2^* 中有最大的負載比重；週轉率、融券使用率、券資比、融券(買+

表3.7

有放空限制資料之敘述統計量（樣本數：127支股票）

股票變量	樣本平均數	樣本標準差
1. 價格範圍	1.02	1.62
2. 收盤價(元)	25.82	35.79
3. 股價淨值比-TEJ	1.26	1.03
4. 每股融券成本	33.06	47.68
5. 每股融資成本	33.07	47.94
6. 成交量(千股)	10763.11	11459.92
7. 市值比重%	0.63	1.21
8. 成交值比重%	0.49	0.67
9. 外資總投資比率%-TSE	22.29	16
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.72	2.27
11. 週轉率%	0.63	0.73
12. 融券使用率	0.83	1.83
13. 券資比	9.2	12.13
14. 融券(買+賣)/成交量 %	2.21	1.8
15. 報酬率%	0.16	0.49
16. 股價漲跌(元)	0.03	0.17
17. 個股買賣超股數	211.24	1633.04
18. 融券增減比率	5.28	20.05
19. 融券維持率	196.3	11.02
20. 本益比-TSE	18.66	60.53

賣)/成交量則是屬於第三個潛在因子 F_3^* 掌控的股票變量；最後，報酬率、股價漲跌、個股買賣超股數、融券增減比率、融券維持率則約略受到第四個潛在因子 F_4^* 的主導。這些因素分析法的結論和前個樣本幾乎如出一轍，即使這兩個樣本分屬於不同政策下的取樣結果。

此分析結果同樣以聚類分析來佐證。圖 3.4 是利用完全連結法來定義群組相似度而產生的樹狀圖。和圖 3.3 相比，圖 3.4 的分群效果較不明顯，但由此圖表依然可以發現組內凝聚力最高的一群是價格範圍、收盤價、股價淨值比、每股融券成本、每股融資成本這五個股票觀察變量。這和因素分析法的結果不謀而合；因素分析法指出這五個變量都被 F_1^* 所主導，而 F_1^* 能解釋最多的整體總變異(24.5%)，

表3.8

有放空限制資料之股票變量相關係數（時間：2008年12月15日至2008年12月31日）

No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20						
1	1																									
2	0.96	1																								
3	0.72	0.74	1																							
4	0.94	0.96	0.8	1																						
5	0.94	0.96	0.8	0.99	1																					
6	-0.12	-0.13	-0.19	-0.16	-0.16	1																				
7	0.13	0.23	0.22	0.2	0.2	0.38	1																			
8	0.45	0.52	0.28	0.48	0.48	0.53	0.69	1																		
9	0.21	0.27	0.33	0.28	0.27	0.28	0.41	0.46	1																	
10	0.1	0.18	0.19	0.17	0.16	0.36	0.88	0.64	0.47	1																
11	0.22	0.12	0.07	0.11	0.11	0.14	-0.19	0.14	-0.18	-0.13	1															
12	0.25	0.18	0.16	0.17	0.17	0.04	-0.11	0.12	-0.14	-0.07	0.79	1														
13	0.39	0.37	0.44	0.38	0.37	0.12	0.44	0.36	0.19	0.36	0.27	0.53	1													
14	0.39	0.33	0.26	0.33	0.34	0.16	0.03	0.37	0.07	0.08	0.54	0.59	0.63	1												
15	0.02	0	0.02	-0.01	-0.01	0.3	0.02	0.15	-0.03	0.05	0.21	0.18	0.21	0.25	1											
16	0.3	0.31	0.25	0.29	0.29	0.09	0.11	0.3	0.09	0.14	0.09	0.08	0.25	0.27	0.71	1										
17	0	-0.01	0	0	0	0.35	0.38	0.26	0.23	0.52	-0.04	0	0.32	0.19	0.25	0.17	1									
18	-0.05	-0.05	-0.04	-0.05	-0.05	-0.05	-0.03	-0.07	-0.02	-0.02	0.05	-0.06	-0.05	-0.1	0.14	0.07	0.02	1								
19	-0.21	-0.18	-0.1	-0.14	-0.16	-0.22	-0.1	-0.24	-0.16	-0.12	-0.18	-0.02	-0.13	-0.28	-0.41	-0.36	-0.14	-0.08	1							
20	-0.04	-0.04	-0.01	-0.04	-0.04	0.16	0.02	0.01	-0.03	0	0.08	-0.04	-0.05	-0.05	0.06	0.02	0.01	0	-0.04	1						

表3.9

有放空限制資料之旋轉前負載矩陣L (時間：2008年12月15日至2008年12月31日)

股票變量	旋轉前之因子負載			
	F_1	F_2	F_3	F_4
1. 價格範圍	0.87	0.37	0.09	0.06
2. 收盤價(元)	0.89	0.32	0.2	0.06
3. 股價淨值比-TEJ	0.73	0.26	0.18	0.03
4. 每股融券成本	0.89	0.35	0.23	0.06
5. 每股融資成本	0.89	0.36	0.22	0.07
6. 成交量(千股)	0.11	-0.66	-0.2	-0.03
7. 市值比重%	0.45	-0.69	0.32	-0.18
8. 成交值比重%	0.7	-0.48	0.06	-0.09
9. 外資總投資比率%-TSE	0.37	-0.32	0.28	-0.01
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.43	-0.72	0.27	-0.17
11. 週轉率%	0.25	0.16	-0.72	-0.27
12. 融券使用率	0.33	0.18	-0.72	-0.41
13. 券資比	0.63	-0.18	-0.31	-0.27
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.53	0	-0.52	-0.17
15. 報酬率%	0.2	-0.32	-0.58	0.68
16. 股價漲跌(元)	0.42	-0.14	-0.26	0.57
17. 個股買賣超股數	0.2	-0.5	-0.05	0
18. 融券增減比率	-0.06	-0.02	-0.01	0.18
19. 融券維持率	-0.28	0.17	0.21	-0.3
20. 本益比-TSE	-0.02	-0.07	-0.04	0.04
總樣本變異的累積解釋比例	0.298	0.442	0.562	0.631

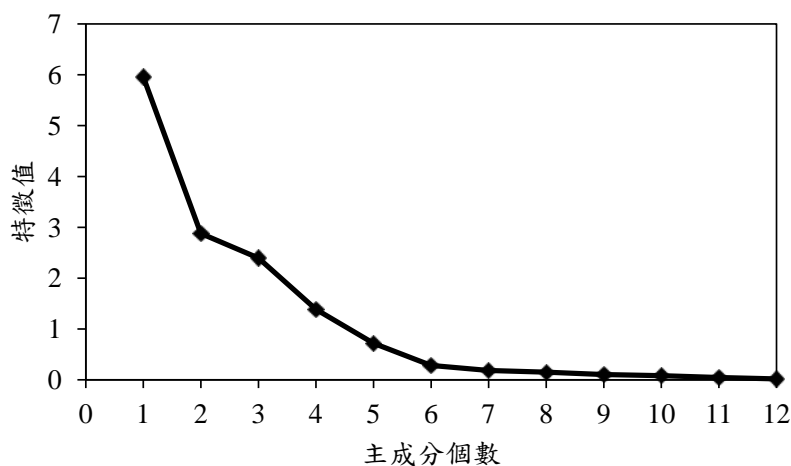


圖3.3 陡坡圖 (有放空限制之資料)

表3.10

有放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008年12月15日至2008年12月31日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.93	0.05	0.21	0.06
2. 收盤價(元)	0.95	0.12	0.12	0.03
3. 股價淨值比-TEJ	0.78	0.11	0.1	0.01
4. 每股融券成本	0.98	0.1	0.11	0.01
5. 每股融資成本	0.98	0.09	0.11	0.02
6. 成交量(千股)	-0.27	0.57	0.17	0.24
7. 市值比重%	0.13	0.89	-0.07	-0.04
8. 成交值比重%	0.36	0.74	0.19	0.13
9. 外資總投資比率%-TSE	0.25	0.5	-0.12	0
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.09	0.9	-0.04	0
11. 週轉率%	0.02	-0.13	0.81	0.09
12. 融券使用率	0.08	-0.08	0.9	-0.02
13. 券資比	0.3	0.41	0.58	0.05
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.25	0.14	0.69	0.17
15. 報酬率%	-0.06	0.07	0.19	0.95
16. 股價漲跌(元)	0.27	0.11	0.07	0.71
17. 個股買賣超股數	-0.07	0.5	0.07	0.19
18. 融券增減比率	-0.04	-0.05	-0.09	0.15
19. 融券維持率	-0.12	-0.14	-0.11	-0.44
20. 本益比-TSE	-0.06	0.03	0	0.07
總樣本變異的累積解釋比例	0.245	0.411	0.540	0.631

因此它的組內相似度也越高，所以在聚類分析中它們以最強的凝聚力形成第一個群組。另外一組高度結合的群組是成交量、市值比重、成交值比重、外資總投資比率、總外資市值；它們在因素分析法中被歸納為第二個潛在因子 F_2^* 的管轄範圍，能解釋次多的總樣本變異（15.6%），因此組內凝聚力也居次位。週轉率、融券使用率、券資比、融券(買+賣)/成交量再次被歸類為同一群組，這也再度印證了因素分析法將它們畫分到第三個潛在因子 F_3^* 的相關結構裡。最後，在因素分析法中，第四個潛在因子 F_4^* 有四個潛在因子裡最小的總樣本變異解釋比例（9.1%），所以

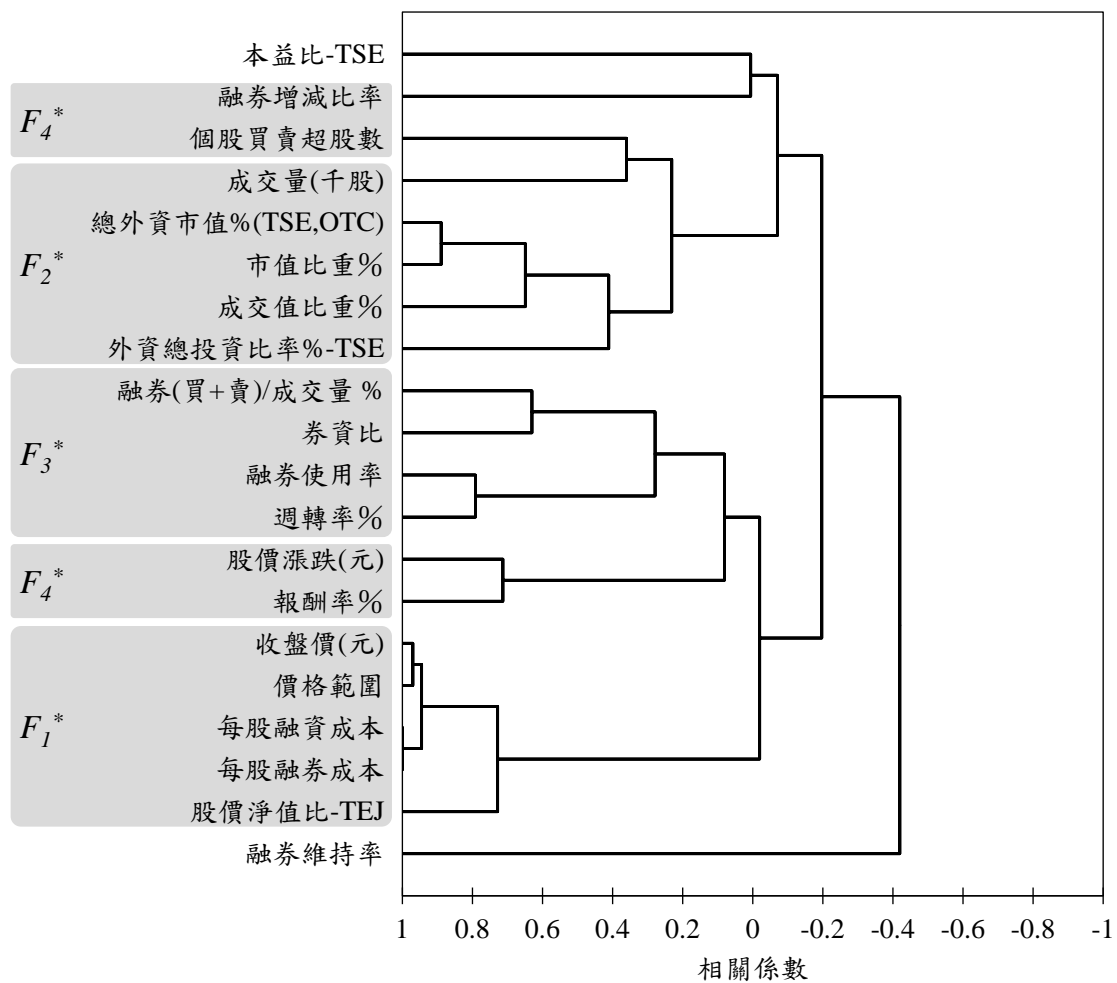



圖3.4 完全連結法產生之樹狀圖（有放空限制之資料；時間：2008年12月15日至2008年12月31日）

它在聚類分析中被拆成了兩小群；但是綜合表 3.1 這 13 個樣本，仔細比對過各時期的分析結果之後，本研究仍推測報酬率、股價漲跌、個股買賣超股數、融券增減比率、融券維持率受到第四個潛在因子 F_4^* 的支配。


上述兩組樣本分屬無放空限制、有放空限制兩種政策下的分析結果，卻都指出本益比之外的 19 個股票觀察變量分屬於 4 個彼此獨立的潛在因子所主導。為了更進一步驗證這個結論，本研究也對表 3.1 中編號 1 至編號 6 的 11 組樣本進行因素分析法以找出潛在因子，並且利用聚類分析驗證股票觀察變量的群性。這 11 組樣本的分析結果放置於附錄，其中表 A.1 至表 A.11 為旋轉後的負載矩陣，圖 A.1



至圖 A.11 為聚類分析的樹狀圖。表 A.1 至表 A.11 很一致地顯示 4 個潛在因子已足夠解釋股票表面變量的相關結構，而且各個潛在因子負責的股票變量大致和前面示範的兩組樣本相同。然而在聚類分析裡，因為 XLSTAT 軟體繪圖的方式和股票變量的輸入順位有關，所以有些樹狀圖並未展示完美的變數群性，但這些圖的共同特色是 F_1^* 、 F_2^* 、 F_3^* 所負責的股票變量為較緊密的群組，它們的群性效果較高，解釋總樣本變異的比例也越大。除此之外，聚類分析有一個和因素分析法顯著相異的特點，那就是聚類分析將兩變量間的負相關視為最遙遠的距離，可是在因素分析法中若兩變量為高度負相關，它們很可能在因子旋轉後被視為是同一個潛在因子的共同反應，只是因子負載的性質符號相反。這也導致了圖 A.1 至圖 A.11 有些小群組並未緊密聯結，然而本質上，它們在因素分析法都屬於同一個潛在因子的作用。

在這 13 組樣本中，因素分析法也透露了兩個有趣的經濟觀察。首先是本益比和其他變量幾乎都無關，它不屬於這四個潛在因子所主導的股票變量。這個現象可由本益比的計算方式來解釋。本論文的本益比資料來自台灣證券交易所，其本益比的定義為「歷史本益比」；也就是在計算本益比資料——每股市價除以每股盈餘——的時候，每股盈餘定義於上一年度的歷史資料，反觀另外 19 個股票觀察變量都屬於立即的、當下的資訊，因此本益比和其他變量較不相關。其次，本研究發現在第四個潛在因子 F_4^* 中，融券維持率幾乎都和另外同組的四個股票變量：報酬率、股價漲跌、個股買賣超股數、融券增減比率有反向的因子負載。這是因為融券維持率的計算公式之分母為「股價」；當報酬率增加時，代表股價呈現上漲的趨勢，因此融券維持率自然而然地會與報酬率以及股價漲跌呈現負相關。此外，當融券維持率較低時，投資人會傾向操作融券做為策略，因此融券增減率也會與融券維持率呈負相關。以上原因導致在第四個潛在因子 F_4^* 中融券維持率與另外四個股票變量有相反的性質符號。

綜合以上不同時空下的 13 套樣本，本研究提出一重要之論點。這些樣本分屬



於不同政策、不同時空背景、不同國際事件，有的來自有放空限制的時期，有些取自無放空限制的時段，但影響這 20 個股票變量的，就只是 4 個潛在因子而已。換言之，這 4 個潛在因子，很可能是不隨時空、政策而變化的；它們彼此獨立，真實存在於經濟體系中，主導著表面上的股票變量之相關結構。若只以迴歸分析研究表面上的變量相關，貿然說明哪些變量可視為自變數，哪些該視為應變數，這種因果邏輯極容易得到錯誤的推論。更務實的方式應該是去尋找股票於這四個潛在因子的表現，再利用這些本質上的表現推論放空限制政策是否確實有所影響。既然這 4 個潛在因子是真實存在於股票市場上，接下來本研究將徵引文獻，由學理來論述它們各自代表的經濟意義。

3.3 四個潛在因子的經濟意義

表 3.11 為以上四個潛在因子於經濟意義上的命名。第一個潛在因子 F_1^* 的名稱為投資人意見分歧程度；它是價格範圍、收盤價、股價淨值比、每股融券成本、每股融資成本這五個觀察變量的根本成因。第二個潛在因子 F_2^* 的名稱為市場交易活絡程度；它主導的表面觀察變量為成交量、市值比重、成交值比重、外資總投資比率、總外資市值。第三個潛在因子 F_3^* 的意義為散戶之知訊交易 (informed trading) 程度；它的變動將導致週轉率、融券使用率、券資比、融券(買+賣)/成交量這四個股票觀察變量的增減。最後，第四個潛在因子 F_4^* 的名稱是價格訊息揭露程度；它的變化大致上會導致報酬率、股價漲跌、個股買賣超股數、融券增減比率、融券維持率的增減。這麼命名的經濟意義逐項探討於以下四個小節。

3.3.1 投資人意見分歧程度

第一個潛在因子 F_1^* 被視為「投資人意見分歧程度」的原因可由五個股票觀察變量的計算公式來推測。首先，投資人意見分歧程度會導致「價格範圍」變動的原因來自交易當日會產生無數的價格，而其中最重要的四個價格為開盤價、收盤


表3.11

股票觀察變數背後的潛在因子

編號	潛在因子	潛在因子主導之股票變數
F_1^*	投資人意見分歧程度	價格範圍 收盤價(元) 股價淨值比-TEJ 每股融券成本 每股融資成本
F_2^*	市場交易活絡程度	成交量(千股) 市值比重% 成交值比重% 外資總投資比率%-TSE 總外資市值%(TSE,OTC)
F_3^*	散戶之知訊交易程度	週轉率% 融券使用率 券資比 融券(買+賣)/成交量 %
F_4^*	價格訊息揭露程度	報酬率% 股價漲跌(元) 個股買賣超股數 融券增減比率 融券維持率

價以及最高價、最低價；最高價可視為投資人認定的最佳售價，最低價則是投資人認定的最佳買價，因此最高價與最低價之間的差距是由「投資人意見分歧程度」所導致。Christos I. Giannikos 與 Eleni Gousgounis (2012) 也曾有類似的論述；該文獻在探討投資人意見分歧度時曾將當日最高價與最低價之差額取對數，並將其作為衡量意見分歧的變數之一。

第二，收盤價代表當日行情的標準，也就是投資人意見的加權反應，因此該價格可視為投資人所公認的價格，而這個公認價格同時也是隔天開盤價的依據，所以它還能被用來預測未來的行情與走勢；所以收盤價也是由「投資人意見分歧程度」所反映。



第三，股價淨值比是股價與帳面淨資產價值的比例。它常被做為投資的依據。投資人通常把股價淨值比小於1的股票視為物超所值的投資，而股價淨值比大於1的股票則傾向使用放空策略。這是因為若股價淨值比大於1，代表該公司賺取的報酬率為負值，或是該公司的報酬率低於投資人的預期報酬率，因此投資該公司的獲利將比投資人的機會成本更小，造成合理股價小於帳面上的每股淨值，所以投資人傾向折價購買。另一方面，若股價淨值比小於1，代表公司的報酬率比投資人的預期報酬率更高，投資人認定這麼一來有超額報酬可爭取，亦即該公司的合理股價應大於帳面每股淨值，所以投資人傾向溢價購入。這些投資人意見的分歧程度主導了股價淨值比的變化。

最後，投資人對未來的預期心理將導致每股融券成本與每股融資成本的變動。若投資人看壞股市，那麼他們將傾向採融券策略，也就是他們會先向券商借股票來兜售，等股價下跌時再回補獲利。若投資人對未來樂觀，那麼他們將傾向採行融資策略，也就是他們會向券商借錢買股票。這些投資人意見的分歧程度將反映在每股融券成本與每股融資成本的股票變量上。基於以上理由，本研究推論投資人意見分歧程度主導了價格範圍、收盤價、股價淨值比、每股融券成本、每股融資成本這五個變量的反應。

3.3.2 市場交易活絡程度

第二個潛在因子 F_2^* 被視為「市場交易活絡程度」的原因可由它對這五個股票觀察變量的效果來推測。首先，成交量代表資金的進出情形，也隱含市場的供需狀況；若市場供過於求、買氣清淡，交易量勢必會萎縮；反之，當市場供不應求、買氣熱絡，交易量勢必大增。因此，市場交易活絡程度將直接導致成交量的變動。

除此之外，流通性較佳、交易較活躍的股票，其市值比重與成交值比重也將有較大的比例。另一方面，交易較活絡的市場也較容易吸引外資進入，而外資得引入也將使投資人更加關注股票市場，導致總外資市值增加。以上因果關係說明



了成交量、市值比重、成交值比重、外資總投資比率、總外資市值是由更本質的原因—交易活絡程度所影響。

3.3.3 散戶之知訊交易程度


第三個潛在因子 F_3^* 稱為「散戶之知訊交易程度」。一般而言，散戶投資人的資金較少，他們靠著有限的資金挑選股票，並且在投資獲利之後就轉向其他股票尋求額外的獲利機會。知訊交易程度越高的散戶代表他們越倚賴專業知識或即時訊息來選擇交易行為；相反地，倚賴雜訊交易的散戶代表他們反應市場狀態、選擇投資策略的能力較不靈敏。如果散戶投資人的知訊程度越高，那麼他們對即時訊息的反應能力就越強；如此一來，他們從事買賣的個股流動率也就越高，週轉率也就因此提升。反觀倚賴雜訊交易來進行買賣的散戶應變能力較差，他們選擇的個股通常也就有較低的週轉率，這些散戶也較容易被套牢。

第二，知訊交易程度高的散戶善於掌握放空點，能夠積極地使用融券來表達個人意見，因此融券使用率較高。反觀倚賴雜訊交易的散戶不易掌握放空時機，也較不熟悉融券操作，因此融券使用率也較低。

第三，券資比例高的個股代表它被大量地空頭操作；知訊交易程度較高的散戶能快速地掌握市場訊息，當他們判斷某公司將宣布利空消息，就會先行操作融券買賣，進而使該股的券資比增加。類似地，融券買賣與成交量的比例可視為散戶融券投資的比例，因此知訊交易程度高的散戶積極操作也會使其數值增加。總而言之，散戶的知訊交易程度會主導週轉率、融券使用率、券資比，以及融券成交量比例。

3.3.4 價格訊息揭露程度

第四個潛在因子 F_4^* 的命名為「價格訊息揭露程度」是根據這五個股票變量的計算方式。價格訊息揭露程度代表股價所透露的訊息含量是否完全揭露，如果股



價的訊息揭露不全，則此股票的價格可能會有異常報酬，而報酬率是股價的函數，因此價格訊息揭露程度會直接導致股票報酬率的變化。另一方面，股價漲跌則代表股價移動的速度，常被視為股價的動能指標，它也會受到價格訊息揭露程度的影響。

外資個股買賣超數是外資法人買進股票與賣出股票的差距。當有外資挺進，這支股票往往會大漲，因此它與股價漲跌息息相關，而且同樣受到價格訊息揭露程度影響的股票變量；因此，價格訊息揭露程度、外資個股買賣超數與股價漲跌存在著交絡反應。除此之外，若是價格訊息揭露程度越低，那麼投資人、外資法人對此股票的態度也會曖昧不清，致使外資個股買賣超數偏低。由此看來價格訊息揭露程度正是外資個股買賣超數的潛在因子。

融券增減比例可視為訊息傳遞至下游的反應指標。只有當個股的價格資訊揭露地越完全，散戶才能即時地預測未來多空情勢，這時融券增減比例就會和股價漲跌同步反應，成為散戶觀察的指標。換言之，股價漲跌影響融券增減比例，價格訊息揭露程度也影響著股價漲跌與融券增減比例，這三者存在交絡的效果；因此，價格訊息揭露程度是這兩個股票變量的潛在因子。

最後，融券維持率越高的股票代表它越沒有斷頭的風險，融券維持率低的股票代表投資人可能需要花更多的費用才能持續放空該股票。因此，融券維持率深受價格訊息揭露程度所影響；只有訊息揭露完全的股票，投資人才能準確地對它採行放空或是作多的策略，反觀若散戶接收到的訊息內涵不足，則容易與大盤反向操作，造成錯誤的投資判斷致使融券維持率降低。這些說明顯示了價格訊息揭露程度是影響報酬率、股價漲跌、個股買賣超、融券增減比率、融券維持率等數值的潛在因子。

上述四個潛在因子：投資人意見分歧程度、市場交易活絡程度、散戶之知訊交易程度、價格訊息揭露程度是影響股票行為更深層、更本質的資訊。它們主導

股票觀察變量的行為，若能由它們在放空前、後的表現來作推論，會比由錯綜複雜的表面變數作統計檢定來的更有效力，也更具資訊性。下個章節將詳述如何估計每支股票的潛在因子之定量指標，並利用這些定量指標來論述放空限制對股票市場的影響。






第四章

放空限制政策影響之推論

得到投資人意見分歧程度、市場交易活絡程度、散戶之知訊交易程度、價格訊息揭露程度等四個潛在因子後，原先每支股票的 20 個觀察變量可化簡為 4 個因子指標，而且這四個潛在因子代表著本質資訊，直接主導股票變量的表現；反觀表面觀察變量的互相關聯、共同反應很可能只是受到潛在因子的增減而產生變化，若直接用它們來推論放空限制的效果可能產生邏輯謬誤。因此，本章目的是直接檢驗每支股票在放空限制前後這四個潛在因子的差異程度，企圖了解政策實施對股票市場造成的影響，而如果市場行為被影響，又是哪種經濟因素最容易發生變化。本章首先於 4.1 節定義用來評估四個潛在因子表現的績效指標—因子分數 (factor score)，並於 4.2 節利用因子分數來推論放空限制對股票市場的影響程度，最後在 4.3 節總結放空限制的效果及其影響。

4.1 因子分數之估計

在第二章的正交因子模型裡，負載矩陣 \mathbf{L} 代表 m 個潛在因子作用於 p 個股票觀察變量的效果；對任何股票而言， \mathbf{L} 都是定值，不隨著股票之間的相異而有所變化。隨股票相異而有所變化的是共同因子 \mathbf{F} 的具體數值，而這個具體數值稱為因子分數。換言之，因子分數就是潛在因子的績效指標。在本研究裡，每支股票原先具有的 20 個股票觀察變量能被降維成 4 個因子分數，而這 4 個因子分數分別代表該股票在四個潛在因子的定量性質。若能夠估計出每支股票的因子分數，就能夠定點地、橫斷地比較各股票的表現，又或者是歷史地、縱貫地推論該股票的變化。因此，若要利用因素分析法的結論做後續衍生，當務之急就是先產生有效的因子分數估計值。



因子分數的估計法可分為兩種類別。第一種稱為精煉型因子分數(refined factor score)。精煉型因子分數著重於建立統計模型來預測最佳的因子分數之數值。常用的統計模型包括最大概似迴歸模型(MLE's regression model)與加權最小平方模型(weighted least-squares model)，利用這些模型估計出來的因子分數分別稱為迴歸分數(regression score)與 Bartlett 分數(Bartlett score)。這兩個方法的共同步驟是先將資料矩陣 \mathbf{X} 標準化，接著再將此標準化的資料矩陣 \mathbf{Z} 乘上經由統計模型推導出的因子分數係數矩陣 \mathbf{W} ，進而得到因子分數的估計 \mathbf{F} 。亦即

$$\mathbf{F} = \mathbf{Z}\mathbf{W}$$

若使用最大概似迴歸模型來得到迴歸分數，則

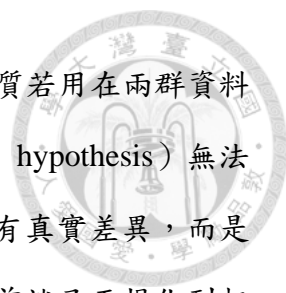
$$\mathbf{W} = \mathbf{R}^{-1}\mathbf{L}^*$$

其中 \mathbf{R} 是原始 p 維變量的相關矩陣， \mathbf{L}^* 是旋轉後的因子負載矩陣。另一方面，若以主成分因素分析法來求解負載矩陣 \mathbf{L}^* ，並使用加權最小平方模型來得到 Bartlett 分數，則因子分數係數矩陣 \mathbf{W} 可寫為

$$\mathbf{W} = (\mathbf{L}^*(\mathbf{L}^*)^T)^{-1}\mathbf{L}^*$$

這兩種方法都會產生母體期望值為 0 的因子分數。

由於本研究致力於檢定放空限制前、後的因子分數差距，若使用精煉型因子分數來估計因子分數之數值將產生兩大限制。首先，使用迴歸分數的先決條件為原始資料須遵循常態分配，然而表 3.1 的 13 筆樣本皆不滿足多維常態分布的假設。另外一個限制是此作法必須先將兩筆樣本分別標準化。這麼一來，經過矩陣運算，



亦即線性組合而成的新資料依然有平均數為 0 的特性；這個性質若用在兩群資料間的差異檢定時，資料間的差異往往過小，致使無效假設（null hypothesis）無法被推翻，然而之所以無法拒絕無效假設並非因為這兩個樣本沒有真實差異，而是由於這兩群資料已經依照定義先分別進行標準化，它們在比較前就已正規化到相同的基準，導致統計檢定無法反映出真實的樣本差異。因此，精煉型因子分數較常被應用於判斷單筆樣本是否有離群值(outlier)以及因子模型的診斷(diagnosis)，不常被應用於多筆樣本的差異檢定或其他因素分析法的後續分析。

第二種因子分數估計法稱為粗略型因子分數（coarse factor score）。粗略型因子分數著重於反映各支股票在潛在因子機率分佈的定位。它保留了原始資料的變異，並且考慮在負載矩陣中較顯著的因子負載 l_{ij}^* ，將各支股票的 p 維變量綜合成 m 個潛在因子的新指標。粗略型因子分數中最常被使用的方法為加總分數（sum score）；其作法是若因子負載為正數，先設定一截止負載作為基準（例如 0.5），再將超過此基準的對應變量之數值相加；若因子負載為負數，則扣掉小於此截止負載之相反數的對應變量數值。若觀測變量的尺度差距極大，則這些變量數值可以先標準化之後再做運算。

加總分數的運算方法雖然簡單，但它保留了原始資料的變異，Tabachnick 與 Fidell（2001）指出加總分數在探索式的研究中有很高的效力。而它也被廣泛地應用在因素分析法的後續分析裡，例如 Kawashima 與 Shiomi（2007）曾以加總分數作為指標來檢驗不同性別的高中生在學習態度上的差異；Bell、McCallum 與 Cox 也曾應用加總分數於因素分析法後續的複迴歸模型中。考量了加總分數與精煉型因子分數的來源、特性、適用性之後，本研究採用加總分數作為四個潛在因子的績效指標。如此一來，各個時期、各個樣本的每支股票都可以求其四個潛在因子的加總分數，因此後續的統計推論與經濟分析便可根據此定量指標來進行。



4.2 各時期放空限制政策之分析

有了加總分數的定義之後，本來每支股票的 20 個表面觀察變量降維成 4 個本質上的潛在因子指標，於是表 3.1 各時期放空限制前、後的兩筆樣本可以利用統計檢定來推論政策效果的影響。傳統上，若要檢定單變量、兩筆樣本的母體期望值是否相等，常使用 t 檢定或者是變異數分析 (analysis of variance, ANOVA)。但是現在兩筆樣本的每個項目都有 4 個變量，依序為投資人意見分歧程度、市場交易活絡程度、散戶之知訊交易程度、價格訊息揭露程度，其數值為各變量的加總分數；若使用單變量的檢定方式對各個變量逐項進行推論，則可能產生兩個問題。第一個問題是若設定 $\alpha = 0.05$ 的可容許誤差範圍，那麼型一錯誤 (type-I error) 發生的機率會從 0.05 變成

$$1 - (0.95)^4 = 0.185$$

也就是有 18.5% 的機會明明放空限制並不會對股票市場造成影響，但單變量檢定卻給了錯誤警報，告訴研究者至少有一個變量產生差異。因此，型一錯誤的機率由 0.05 增加到了 0.185，致使研究者容易做出錯誤推論。其次，單變量檢定不考慮兩筆樣本的相關性；它毫無多維空間的立體概念，只考慮資料的單維分量就做判斷，忽略了整體空間的趨勢與相關性，所以它可能在該拒絕無效假設的場合出現錯誤推論，誤以為「無法拒絕無效假設」。在本研究中，雖然使用主成分因素分析法估計出來的四個潛在因子為互相獨立的變量，但是它們的加總分數可能存在相關結構 (Glass and Maguire, 1966)，因此若使用單變量檢定可能會發生上述之錯誤。綜合以上兩點，本研究在判斷兩組樣本是否有整體上的差異時，會先應用多變量統計的檢定方式來推論；當兩樣本以 $\alpha = 0.01$ 的顯著水準出現差異，再使用多變量統計後續的特殊作法來檢驗哪個因子被政策所影響。

確立了檢定策略之後，本研究使用兩種檢驗工具來加強結論的一致性；這兩

種檢定工具分別為 Hotelling's T^2 檢定以及多變量變異數分析 (multivariate analysis of variance, MANOVA)。圖 4.1 為 Hotelling's T^2 檢定的流程圖。在表 3.1 的 7 個政策轉折期之中，每個時期的政策前後都取了一樣多的樣本數，因此本研究採用成對比較 (paired comparison) 的 Hotelling's T^2 檢定。當估計出每支股票 4 維的因子分數之後，先計算放空前、後兩筆樣本的成對差異矩陣 \mathbf{D} ：

$$\mathbf{D} = \mathbf{F}_w - \mathbf{F}_{w0}$$

其中 \mathbf{F}_w 是有放空限制下的股票因子分數， \mathbf{F}_{w0} 則是無放空限制下的股票因子分數。若樣本中的股票有 n 支，則 \mathbf{D} 的維度為 $n \times 4$ 。因此，Hotelling's T^2 統計量可定義如下：

$$T^2 = n\bar{\mathbf{D}}^T \mathbf{S}_D^{-1} \bar{\mathbf{D}}$$

其中 $\bar{\mathbf{D}}$ 為 4 個因子分數差的平均向量， \mathbf{S}_D 為 4 個因子分數差的共變異矩陣。其計算方式為

$$\bar{\mathbf{D}} = \begin{bmatrix} d_1 \\ d_2 \\ d_3 \\ d_4 \end{bmatrix} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n \mathbf{D}_j \text{ 以及 } \mathbf{S}_D = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (\mathbf{D}_j - \bar{\mathbf{D}})(\mathbf{D}_j - \bar{\mathbf{D}})^T$$

Hotelling's T^2 統計量遵循 $[(n-1)p/(n-p)]F_{p,n-p}$ 分配 (p 為潛在因子的數目，在本研究中 $p=4$)。因此，當設定了可容忍之型一錯誤機率為 α ，且

$$T^2 > \frac{(n-1)p}{n-p} F_{p,n-p}(\alpha)$$

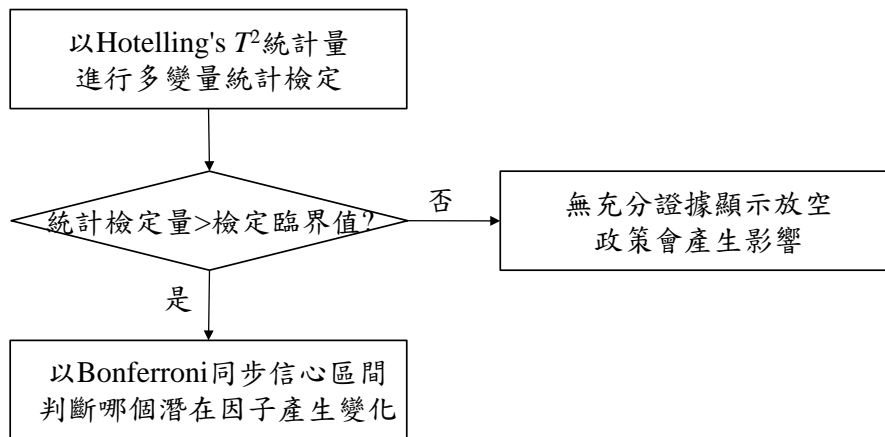


圖4.1 Hotelling's T^2 檢定流程

則代表有很強的統計證據顯示放空限制確實有影響。反之，若上述的 T^2 統計量 \leq 臨界值，則代表沒有充分證據來推翻無效假設，亦即本研究無法宣稱放空限制對這兩個樣本造成影響。

既然 T^2 統計量超過臨界值代表股票市場的潛在因子發生變化，接下來最重要的議題就是找出產生變化的潛在因子。只有找出對放空限制有顯著反應的因子，才能推測有哪些股票觀察變量可能發生變化，並推論放空限制對股票市場產生了何種具體效果。一旦 T^2 檢定統計量超過臨界值，本研究接著建立各個潛在因子的 $(1 - \alpha) \%$ Bonferroni 同步信心區間 (simultaneous confidence intervals)：

$$\delta_i: d_i \pm t_{n-1} \left(\frac{\alpha}{2p} \right) \sqrt{\frac{s_{d_i}^2}{n}}$$

其中 $t_{n-1} (\alpha/2p)$ 為 t 分配的第 $100(\alpha/2p)$ 分位數， $s_{d_i}^2$ 為 \mathbf{S}_D 主對角線上的第 i 元。同步信心區間和單變量 t 檢定的相異之處在於前者為多維信心橢球體 (confidence ellipse) 在各分量的投影；它保留了多維空間樣本點的資訊。反觀傳統單變量的 t 檢定忽略這四維資料的共變異結構，它所推導出的信心區間容易過小，遠不如 Bonferroni 同步信心區間來得精準。當第 i 個潛在因子的 Bonferroni 同步信心區間

不包含零，代表有強烈的統計證據顯示此潛在因子的表現發生變化。因此，放空限制對股票市場的影響可以定性且定量地加以分析。

除此之外，本研究也另行操作 MANOVA — 或稱為 Wilks' λ 檢定 — 來覆核 Hotelling's T^2 檢定的結論。相較於 Hotelling's T^2 檢定只能推論兩組樣本的母體期望值是否相同，MANOVA 的效力能夠在多組樣本間做檢驗，而且這些樣本不需具備相同的樣本數。本研究只進行兩組樣本間的比較，且樣本數相同，因此依然可視為 MANOVA 的特例之一。圖 4.2 為 MANOVA 的操作流程。當分別估計出放空前、後 n 支股票的因子分數 \mathbf{F}_w 、 \mathbf{F}_{w_0} 之後，這兩組樣本可分別求出其平均分數 $\bar{\mathbf{F}}_w$ 、 $\bar{\mathbf{F}}_{w_0}$ ，其中 $\bar{\mathbf{F}}_w$ 代表有放空限制下的 4 維平均分數， $\bar{\mathbf{F}}_{w_0}$ 代表沒有放空限制下的 4 維平均分數。MANOVA 著重於計算組間變異與組內變異的比值；組間變異 \mathbf{B} 的算法為：

$$\mathbf{B} = n(\bar{\mathbf{F}}_w - \bar{\mathbf{F}})(\bar{\mathbf{F}}_w - \bar{\mathbf{F}})^T + n(\bar{\mathbf{F}}_{w_0} - \bar{\mathbf{F}})(\bar{\mathbf{F}}_{w_0} - \bar{\mathbf{F}})^T$$

其中 $\bar{\mathbf{F}}$ 為 $2n$ 個總樣本的平均分數。組內變異 \mathbf{W} 的算法為：

$$\mathbf{W} = (n - 1)\mathbf{S}_w + (n - 1)\mathbf{S}_{w_0}$$

其中 \mathbf{S}_w 、 \mathbf{S}_{w_0} 分別為 \mathbf{F}_w 、 \mathbf{F}_{w_0} 的共變異矩陣。為了推論放空前、後的兩組樣本是否有顯著差異，本研究採用 wilks' λ 統計量 Λ^* ：

$$\Lambda^* = \frac{|\mathbf{W}|}{|\mathbf{B} + \mathbf{W}|}$$

Λ^* 計算組內變異的一般變異數 (generalized variance) 與組間變異之一般變異數的比值； Λ^* 的值越大代表組間變異比組內變異更小，也就是放空限制越沒有政策效果。當待檢驗的資料有兩組時， Λ^* 的機率分布為：

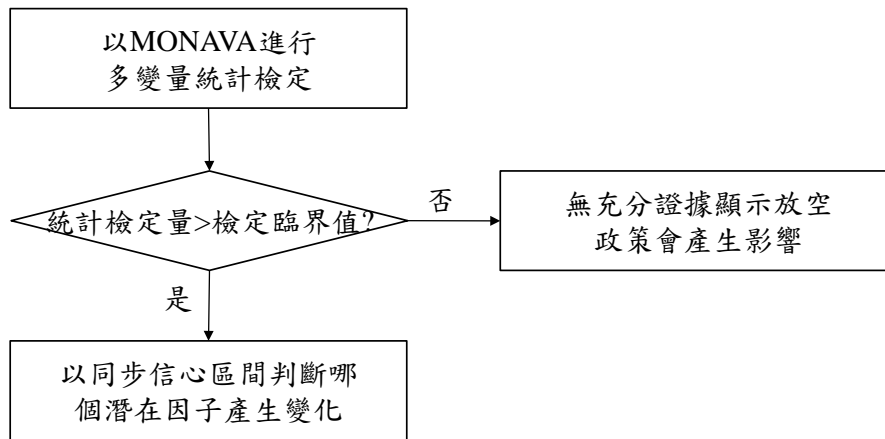


圖4.2 MANOVA流程

$$\left(\frac{2n-p-1}{p}\right)\left(\frac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right) \sim F_{p,2n-p-1}$$

其中 p 為潛在因子的個數，此處 $p = 4$ 。因此，當設定了可容忍之型一錯誤機率為 α ，且

$$\left(\frac{2n-p-1}{p}\right)\left(\frac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right) > F_{p,2n-p-1}(\alpha)$$

則代表有很強的統計證據顯示放空限制確實有影響。反之，若上述不等式的符號改為「 \leq 」，則代表沒有充分證據來推翻無效假設，亦即這兩組樣本沒有強力證據來宣稱放空限制確實造成了影響。

一旦 MANOVA 的結論為放空限制確實造成了影響，本研究接著尋找究竟是哪個潛在因子發生了顯著變化。MANOVA 流程之後的 $(1-\alpha)\%$ 同步信心區間可由下列公式來估計：



$$\delta_i: d_i \pm t_{n-1} \left(\frac{\alpha}{2p} \right) \sqrt{\frac{w_{ii}}{2n-2} \left(\frac{2}{n} \right)}$$

其中 w_{ii} 為 \mathbf{W} 主對角線上的第 i 元。若第 i 個潛在因子的同步信心區間包含零，則代表沒有足夠的統計證據認為放空限制對它造成影響。如此一來，每個潛在因子於各個政策時期的效果都能被估計。

值得一提的是 Hotelling's T^2 檢定和 MANOVA 的檢定策略不盡相同，因此它們推論出的結論也不必然百分之百一致；但若這兩個檢定策略呈現相同的統計證據，那麼這個結論的效力就大大的被強化，也更值得研究者探討背後的經濟意涵。除此之外，本研究假設股票市場的表現為效率市場，市場會對股價、報酬率等所有股票變量立即反應，因此放空前、後的兩組樣本互相獨立。另一方面，由於表 3.1 各個時期的取樣數都很大，因此兩組樣本雖非完美的多維常態分布，但在檢定時仍可展現良好的強健性。以下七個小節為七段放空限制實施前後的統計推論，包含了統計學的推論結果以及相關的經濟意義。

4.2.1 1998 年 9 月 4 日：實施「平盤之下不得放空」之限制

首先檢驗的是第一次實施放空限制的效果。1998 年由於亞洲金融風暴，台灣政府為了穩定股市、避免崩盤，因此在 1998 年 9 月 4 日首度實施「平盤之下不得放空」之限制。本研究選取 $n = 72$ 支股票，在表 3.1 所說明的取樣時間內將放空前、後的歷史資料分別求其平均效果，再將這些資料的 20 個股票變量一起標準化。利用附錄表 A.11 的旋轉後之因子負載，並挑選出各因子中較顯著的負載，則放空限制前的股票可以利用下列公式求其潛在變數的加總分數：

$$\text{投資人意見分歧程度：} F_{w0,1} = x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5 - x_{16}$$

$$\text{市場交易活絡程度：} F_{w0,2} = x_6 + x_7 + x_8 + x_{10}$$



散戶之知訊交易程度： $F_{w0,3} = x_{11} + x_{12} + x_{13} + x_{14}$

價格訊息揭露程度： $F_{w0,4} = x_{15} + x_{16} + x_{17} + x_{18} - x_{19}$

另一方面，利用附錄表 A.10 的旋轉後之因子負載可估計有放空限制的加總分數：

投資人意見分歧程度： $F_{w,1} = x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5 + x_{16}$

市場交易活絡程度： $F_{w,2} = x_7 + x_8 + x_{10} + x_{17}$

散戶之知訊交易程度： $F_{w,3} = x_9 + x_{11} + x_{12} + x_{13} + x_{14}$

價格訊息揭露程度： $F_{w,4} = x_6 + x_{15} + x_{18}$

如此一來，放空限制前、後的 72 支股票能分別表示為 \mathbf{F}_{w0} 、 \mathbf{F}_w 之形式，而它們的成對差異矩陣 \mathbf{D} 也可以被計算。 \mathbf{D} 的平均向量 $\bar{\mathbf{D}}$ 以及共變異矩陣 \mathbf{S}_D 為：

$$\bar{\mathbf{D}} = \begin{bmatrix} 0.16 \\ -0.26 \\ 0.39 \\ -2.98 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{S}_D = \begin{bmatrix} 2.28 & 1.52 & 1.11 & -1.62 \\ 1.52 & 4.18 & 0.81 & -0.80 \\ 1.11 & 0.81 & 6.02 & 1.82 \\ -1.62 & -0.80 & 1.82 & 10.30 \end{bmatrix}$$

因此，

$$T^2 = 72 \begin{bmatrix} 0.16 & -0.26 & 0.39 & -2.98 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.74 & -0.22 & -0.15 & 0.13 \\ -0.22 & 0.32 & 0 & 0 \\ -0.15 & 0 & 0.21 & -0.06 \\ 0.13 & 0 & -0.06 & 0.13 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0.16 \\ -0.26 \\ 0.39 \\ -2.98 \end{bmatrix} \\ = 86.78$$

在 $\alpha = 0.01$ 之信心水準下，顯著水準的臨界值為 $[(n-1)p/(n-p)]F_{p,n-p}(0.01) = [(71)4/68]F_{4,68}(0.01) = 15$ 。由於 $T^2 = 86.78 > 15$ ，因此「放空限制無政策效果」之無效假設被拒絕；換言之，在亞洲金融風暴時期所宣布的第一次全面放空限制



確實對股票市場產生了影響。若要更進一步找出哪些潛在因子產生了顯著差異，可對各個潛在因子建立其 99% Bonferroni 同步信心區間：

$$\text{投資人意見分歧程度： } \delta_1: d_1 \pm t_{n-1} \left(\frac{\alpha}{2p} \right) \sqrt{\frac{s_{d_i}^2}{n}} = 0.16 \pm 3.58 \sqrt{\frac{2.28}{72}}$$

或 (-0.47, 0.80)

$$\text{市場交易活絡程度： } \delta_2: -0.26 \pm 3.58 \sqrt{\frac{4.18}{72}} \quad \text{或 } (-1.12, 0.60)$$

$$\text{散戶之知訊交易程度： } \delta_3: 0.39 \pm 3.58 \sqrt{\frac{6.02}{72}} \quad \text{或 } (-0.64, 1.42)$$

$$\text{價格訊息揭露程度： } \delta_4: -2.98 \pm 3.58 \sqrt{\frac{10.30}{72}} \quad \text{或 } (-4.34, -1.63)$$

上述結果顯示第四個潛在因子，亦即「價格訊息揭露程度」於放空限制前後發生了顯著地變化，而另外三個潛在因子則沒有強烈證據證明它們確實有受到影響。

為了強化統計推論的效力，本研究也使用 MANOVA 來覆核 Hotelling's T^2 檢定的結論。此時期的組間變異 \mathbf{B} 為

$$\begin{aligned} \mathbf{B} &= 72(\bar{\mathbf{F}}_w - \bar{\mathbf{F}})(\bar{\mathbf{F}}_w - \bar{\mathbf{F}})^T + 72(\bar{\mathbf{F}}_{wo} - \bar{\mathbf{F}})(\bar{\mathbf{F}}_{wo} - \bar{\mathbf{F}})^T \\ &= \begin{bmatrix} 0.96 & -1.50 & 2.31 & -17.50 \\ -1.51 & 2.38 & -3.65 & 27.60 \\ 2.31 & -3.64 & 5.59 & -42.31 \\ -17.50 & 27.60 & -42.31 & 320.34 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

組內變異 \mathbf{W} 則為

$$\mathbf{W} = 71\mathbf{S}_w + 71\mathbf{S}_{wo} = \begin{bmatrix} 3701.55 & 1170.63 & 910.73 & -556.05 \\ 1170.63 & 1963.66 & 688.28 & -173.47 \\ 910.73 & 688.28 & 1871.96 & -74.68 \\ -556.05 & -173.47 & -74.68 & 635.50 \end{bmatrix}$$



因此，wilks' λ 統計量 Λ^* 可以上述公式來計算：

$$\Lambda^* = \frac{|\mathbf{W}|}{|\mathbf{B} + \mathbf{W}|} = 0.63$$

得到 Λ^* 之後，就能比較檢定統計量

$$\left(\frac{2n-p-1}{p}\right)\left(\frac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right) = \frac{144-4-1}{4}\left(\frac{1-0.63}{0.63}\right) = 20.39$$

與臨界值 $F_{p,2n-p-1}(\alpha) = F_{4,144-4-1}(0.01) = 3.46$ 的大小。由於 $20.39 > 3.46$ ，因此 MANOVA 得出與 Hotelling's T^2 檢定相同的結論：放空限制確實對此時期之股票市場有影響。進一步計算 MANOVA 的 99% 同步信心區間：

$$\text{投資人意見分歧程度：}\delta_1: d_1 \pm t_{n-1}\left(\frac{\alpha}{2p}\right)\sqrt{\frac{w_{ii}}{2n-2}\left(\frac{2}{n}\right)} = 0.16 \pm 2.80$$

或 $(-2.64, 2.97)$

$$\text{市場交易活絡程度：}\delta_2: -0.26 \pm 2.04 \quad \text{或 } (-2.30, 1.78)$$

$$\text{散戶之知訊交易程度：}\delta_3: 0.39 \pm 1.99 \quad \text{或 } (-1.60, 2.39)$$

$$\text{價格訊息揭露程度：}\delta_4: -2.98 \pm 1.16 \quad \text{或 } (-4.14, -1.82)$$

MANOVA 的計算結果再次與 Hotelling's T^2 檢定吻合；這些結果都指出只有第四個潛在因子：「價格訊息揭露程度」在放空前後產生顯著變化。

表 4.1 為 Hotelling's T^2 檢定與 MANOVA 的推論結果，說明了放空限制對股票市場確實有影響，其中又以「價格訊息揭露程度」的差異最為顯著。這個統計結果說明了政府的放空限制完全達到了政策的目的，遏止金融風暴下的崩盤危機。此統計結果與相關經濟分析可由 90 年代的經濟發展著手。若回顧 90 年代亞洲的

表4.1

1998年9月4日放空限制政策效果之統計檢定

檢定工具	檢定策略	檢定結果 ($\alpha = 0.01$)
T^2 統計檢定	多變量統計檢定	拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	價格訊息揭露程度
MANOVA	多變量統計檢定	拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	價格訊息揭露程度

經濟發展，可發現 90 年代初期亞洲經濟成長相當地快速；各國短期利率高，吸引外資熱錢流入，然而這也產生了經濟發展的後遺症。經濟成長率雖然高，總要素生產率卻成長地相當緩慢，而且私有部門經常帳存在巨額赤字，這些都大幅推升經濟泡沫化的速率。到了 90 年代中期，人民幣與日幣貶值，加上美國經濟復甦以及聯準會調高利率以抵抗通膨，這都使得美國比亞洲各國投資環境更具吸引力，促使美元走強。如此一來，美元走強造成亞洲釘住美元匯率的國家出口競爭力下滑，經常帳更為惡化。

這些經濟問題積壓許久，終於在 1997 年發生亞洲金融風暴。金融危機的導火線為泰國將長久以來的固定匯率更改為浮動匯率，造成鄰國匯率大幅波動且重挫；國際炒匯團體趁機輪番攻擊亞洲各國的貨幣，使得貨幣市場一片混亂。1998 年初印尼經濟大幅衰退，因而波及關係緊密的日本；隨著日圓大幅貶值，亞洲各國貨幣持續走弱。1998 年台灣也受到亞洲金融危機的波及，出口大幅衰退，經濟成長明顯趨緩，而且外需薄弱、出口不振，經濟成長必須依賴內需與投資支撐。1998 年 4 月起台灣景氣轉向低迷，8 月美股動盪，台灣為了避免成為炒匯團體的目標以及穩定金融市場，因而於 1998 年 9 月 4 日發函台財政（四）第 02254 函號《為配合當前證券市場發展需要，自民國 87 年 9 月 4 日起，委託人融券賣出的價格，不得低於前一營業日收盤價，本公司並實施電腦委託輸入之限制，公告周知》。可見當初政策的實施，首要之務就是避免悲觀投資人大量地放空股票，進而影響全體投資人信心。而在此政策之後，統計結果說明了政策使得許多對金融危機抱持悲



觀看法的投資人無法完全表達意見，因此價格資訊反映不完全，價格資訊內涵被高估。這些現象顯示了當時的放空限制確實能有效遏止崩盤危機。

4.2.2 2005 年 5 月 16 日：台灣 50 成份股解除放空限制

第二個分析的是 2005 年的解除放空限制政策；此時期景氣反轉，股市蒸蒸日上，為了促進市場效率以及金融健全，政府對台灣 50 成份股解除了放空限制。本論文挑選其中 $n = 45$ 支股票並對其歷史數據求取放空前、後的平均樣本，再將兩樣本的 20 個股票變量一併標準化；利用附錄表 A.9、表 A.8 的旋轉後之因子負載，可分別估計有放空限制與解除放空限制的加總分數。獲得了 45 支股票的因子分數矩陣 \mathbf{F}_w 、 \mathbf{F}_{w_0} 後，可進一步計算其成對差異矩陣 \mathbf{D} ，而 \mathbf{D} 的平均向量 $\bar{\mathbf{D}}$ 以及共變異矩陣 \mathbf{S}_D 分別為：

$$\bar{\mathbf{D}} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0.24 \\ -0.25 \\ 1.26 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{S}_D = \begin{bmatrix} 6.37 & 0.60 & -8.10 & -0.35 \\ 0.60 & 17.44 & -4.44 & -2.26 \\ -8.10 & -4.44 & 21.47 & 1.71 \\ -0.35 & -2.26 & 1.71 & 6.74 \end{bmatrix}$$

這些資料能計算 Hotelling's T^2 檢定量 $T^2 = 12.29$ ，而在 $\alpha = 0.01$ 之信心水準下，顯著水準的臨界值為 $[(44)4/41]F_{4,41}(0.01) = 16.17$ 。由於 $T^2 = 12.29 < 16.17$ ，所以此時期並沒有足夠證據來宣稱放空限制有任何實質影響。另一方面，若使用 MANOVA 來覆核檢定結果，MANOVA 計算過程中的組間變異 \mathbf{B} 以及組內變異 \mathbf{W} 分別為：

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 0 & 0.01 & -0.01 & 0.05 \\ 0.01 & 1.26 & -1.35 & 6.70 \\ -0.01 & -1.35 & 1.45 & -7.17 \\ 0.05 & 6.70 & -7.17 & 35.50 \end{bmatrix},$$

表4.2

2005年5月16日放空限制政策效果之統計檢定

檢定工具	檢定策略	檢定結果 ($\alpha = 0.01$)
T^2 統計檢定	多變量統計檢定	無證據拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	
MANOVA	多變量統計檢定	無證據拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	

$$W = \begin{bmatrix} 3408.72 & 160.83 & 675.00 & 176.40 \\ 160.83 & 1157.29 & 189.29 & 191.84 \\ 675.00 & 189.29 & 929.60 & 161.51 \\ 176.40 & 191.84 & 161.51 & 358.48 \end{bmatrix}$$

B 與 W 能進一步計算 wilks' λ 統計量 $\Lambda^* = 0.89$ 。因此，檢定統計量 $\left(\frac{2n-p-1}{p}\right) \left(\frac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right) = 2.53$ ，而在 $\alpha = 0.01$ 時的臨界值 $= F_{4,85}(0.01) = 3.55$ 。由於 $2.53 < 3.55$ ，因此 MANOVA 的檢定結果同樣顯示「無足夠證據來證明放空限制有效」；Hotelling's T^2 檢定與 MANOVA 的結果呈現於表 4.2。

若分析當時之政策背景可知表 4.2 與經濟情勢極為吻合。在 2005 年時，政經環境均趨穩定，距離亞洲金融風暴已過 7 年，金融危機的影響早已式微，因此台灣政府為了使台灣金融證券市場更為自由，主管機關於 4 月 1 日發函台証交字第 0940008462 號《台灣 50 指數成分股股票自 94 年 5 月 16 日起，得不受原財政部證券暨期貨管理委員會 87 年 9 月 4 日 (87) 台財證 (4) 第 02254 號函有關融券賣出之價格不得低於前一營業日收盤價之限制》。由於此時台灣金融市場已恢復穩定之局面，因此在政策改變的前後三週做分析，其影響不致於太大。反觀在 4.2.1 節的放空限制政策是劇烈波動之下的特效藥，和本節的時空背景完全不同，是以它們各自得到和經濟背景相應的檢定結果。

4.2.3 2007 年 11 月 12 日：台灣中型 100 成份股解除放空限制

2007 年年底，繼台灣 50 成份股解除放空限制後，台灣中型 100 成份股也跟進解除放空限制。本研究選取表 3.1 所述之取樣時間下的 82 支股票，並利用附錄表 A.7、表 A.6 的旋轉後之因子負載分別估計有、無放空限制下的因子分數；這些因子分數可計算在放空限制前、後的成對差異矩陣 \mathbf{D} ，並進一步求出其平均向量 $\bar{\mathbf{D}}$ 以及共變異矩陣 \mathbf{S}_D ：

$$\bar{\mathbf{D}} = \begin{bmatrix} 0.58 \\ 0.28 \\ -0.16 \\ -0.54 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{S}_D = \begin{bmatrix} 3.60 & -0.37 & -0.70 & -3.57 \\ -0.37 & 3.35 & 1.01 & -0.01 \\ -0.70 & 1.01 & 3.91 & 2.17 \\ -3.57 & -0.01 & 2.17 & 11.20 \end{bmatrix}$$

進一步可計算 $T^2 = n\bar{\mathbf{D}}^T\mathbf{S}_D^{-1}\bar{\mathbf{D}} = 11.34$ ；當 α 選定為 0.01，此時顯著水準之臨界值為 14.83。由於 $T^2 = 11.34 < 14.83$ ，因此本時期的兩樣本並未呈現顯著地證據來說明放空限制有實質影響。

本研究再次使用 MANOVA 來加強 Hotelling's T^2 檢定的結論。MANOVA 計算過程中的組間變異 \mathbf{B} 以及組內變異 \mathbf{W} 分別為：

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 14.02 & 6.62 & -3.90 & -12.98 \\ 6.62 & 3.12 & -1.84 & -6.12 \\ -3.90 & -1.84 & 1.08 & 3.61 \\ -12.98 & -6.12 & 3.61 & 12.01 \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} 4834.89 & 547.33 & 440.58 & -490.05 \\ 547.33 & 2932.70 & 452.70 & 41.39 \\ 440.58 & 452.70 & 1722.45 & 74.79 \\ -490.05 & 41.39 & 74.79 & 863.13 \end{bmatrix}$$

因此 wilks' λ 統計量 $\Lambda^* = |\mathbf{W}|/|\mathbf{B} + \mathbf{W}| = 0.98$ 。此樣本所對應的檢定統計量之值 $\left(\frac{2n-p-1}{p}\right)\left(\frac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right) = 0.66$ ，而當選擇 α 為 0.01，此時之臨界值 $= F_{4,159}(0.01) = 3.44$ 。由於 $0.66 < 3.44$ ，因此 MANOVA 的結論再次呈現「無強烈證據來推論放空限制有

表4.3

2007年11月12日放空限制政策效果之統計檢定

檢定工具	檢定策略	檢定結果 ($\alpha = 0.01$)
T^2 統計檢定	多變量統計檢定	無證據拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	
MANOVA	多變量統計檢定	無證據拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	

效」；Hotelling's T^2 檢定與 MANOVA 的結果列舉於表 4.3。

表 4.3 的統計證據再次印證了當時的經濟情勢以及政策效果。在 2007 年時，當時並無重大經濟挫折與任何不穩情勢，台灣政府為了促進交易市場流動性以及滿足市場參與者的需求，因此主管機關發函台證交字第 0960027911 號《投資人融券賣出台灣中型 100 指數及台灣資訊科技指數成分股股票或向本公司借券系統或證券金融事業借入前開指數成分股股票賣出，自 96 年 11 月 12 日起得不受賣出價格不得低於前一營業日收盤價》。由於經濟情勢已趨穩定，所以當台灣 50、台灣中型 100、資訊科技成分股豁免平盤限制之後，本時期和 4.2.2 得到類似的結論，解除放空限制之後股票市場仍然處於穩定的局面，不致有重大影響。

4.2.4 2008 年 9 月 22 日：再度實施「平盤之下不得放空」之限制

2008 年下半年爆發了全球性的金融海嘯，台灣於 2008 年 9 月 22 日宣布所有股票均實施平盤以下不得放空之限制；此政策原訂實施至 10 月 6 日，但因為金融危機持續擴大，因此只實施至 9 月 30 日，並於 10 月展開另一套更為嚴苛的放空禁令。為了研究這項政策驟下是否真有成效，本研究選取此時期的 $n = 124$ 支股票，在求出無放空限制時期、有放空限制時期的旋轉後因子負載之後，分別利用附錄表 A.5、表 A.4 來估計有、無放空限制的潛在變數加總分數。這 124 支股票的因子分數矩陣 \mathbf{F}_w 、 \mathbf{F}_{w_0} 可進一步計算其成對差異矩陣 \mathbf{D} ，而 \mathbf{D} 的平均向量 $\bar{\mathbf{D}}$ 以及共變異矩陣 \mathbf{S}_D 分別為：



$$\bar{\mathbf{D}} = \begin{bmatrix} 0.47 \\ 0.12 \\ 0.06 \\ -1.53 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{S}_D = \begin{bmatrix} 1.21 & -0.15 & -0.03 & -1.60 \\ -0.15 & 0.98 & 0.15 & 0.73 \\ -0.03 & 0.15 & 3.89 & 1.39 \\ -1.60 & 0.73 & 1.39 & 13.64 \end{bmatrix}$$

因此 $T^2 = n\bar{\mathbf{D}}^T \mathbf{S}_D^{-1} \bar{\mathbf{D}} = 38.84$ 。在 $\alpha = 0.01$ 之信心水準下，對應的顯著臨界值為 $[(123)4/120]F_{4,120}(0.01) = 14.27$ 。這兩個值相比可看出 $T^2 = 38.84 > 14.27$ ，因此「放空限制無政策效果」之無效假設被拒絕；這代表在本時期放空限制再次產生了顯著之效果。為了找出是哪些潛在因子的行為被影響，本研究緊接著建立各潛在因子的 99% Bonferroni 同步信心區間：

投資人意見分歧程度： $\delta_1: 0.47 \pm 0.35$ 或 (0.13, 0.82)

市場交易活絡程度： $\delta_2: 0.12 \pm 0.31$ 或 (-0.20, 0.43)

散戶之知訊交易程度： $\delta_3: 0.06 \pm 0.62$ 或 (-0.56, 0.68)

價格訊息揭露程度： $\delta_4: -1.53 \pm 1.16$ 或 (-2.70, -0.37)

Bonferroni 同步信心區間顯示第一、四個潛在因子，亦即「投資人意見分歧程度」與「價格訊息揭露程度」於放空限制前後產生了顯著變化；「市場交易活絡程度」與「散戶之知訊交易程度」在政策實施前後看不出有明顯差異。

在進入經濟分析之前，本研究也使用 MANOVA 來驗證是否能得出相同的統計結論。本時期的組間變異 \mathbf{B} 、組內變異 \mathbf{W} 分別為：

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 13.92 & 3.39 & 1.82 & -45.00 \\ 3.39 & 0.82 & 0.44 & -10.95 \\ 1.82 & 0.44 & 0.24 & -5.88 \\ -45.00 & -10.95 & -5.88 & 145.44 \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} 7666.18 & 1336.83 & 1565.08 & -1148.93 \\ 1336.83 & 4471.96 & -308.67 & 265.92 \\ 1565.08 & -308.67 & 2759.78 & -900.50 \\ -1148.93 & 265.92 & -900.50 & 2007.15 \end{bmatrix}$$

經計算後 wilks' λ 統計量 $\Lambda^* = 0.92$ 。此樣本所對應的檢定統計量為 $\left(\frac{2n-p-1}{p}\right) \left(\frac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right)$
= 5.12；在 $\alpha = 0.01$ 的信心水準之下，檢定臨界值為 $F_{4,243}(0.01) = 3.4$ 。根據 $5.12 >$
3.4，MANOVA 的推論依然為拒絕「放空限制沒有效果」之無效假設。

若建立 MANOVA 後續的 99% 同步信心區間，可得如下結果：

投資人意見分歧程度： $\delta_1: 0.47 \pm 2.32$ 或 $(-1.84, 2.79)$

市場交易活絡程度： $\delta_2: 0.12 \pm 1.77$ 或 $(-1.65, 1.88)$

散戶之知訊交易程度： $\delta_3: 0.06 \pm 1.39$ 或 $(-1.33, 1.45)$

價格訊息揭露程度： $\delta_4: -1.53 \pm 1.18$ 或 $(-2.72, -0.35)$

MANOVA 的同步信心區間說明只有「價格訊息揭露程度」為被顯著改變的潛在因子，比 Bonferroni 同步信心區間少了「投資人意見分歧程度」；這是因為 MANOVA 在計算後續的同步信心區間時採用了較大的變異數估計，致使信心區間涵蓋住零。然而 Hotelling's T^2 檢定、MANOVA 對「價格訊息揭露程度」產生顯著變化這項結論取得了共識。這兩項工具的推論結果列舉於表 4.4。

若將表 4.4 的統計結論對照至歷史上的經濟背景，可以得到放空限制政策的效果分析。回顧這一段經濟史，2007 年第三季開始，次級房貸引發的信貸危機逐漸浮現。業務涉及建案與房屋貸款的銀行首先發難；由於無法周轉額外資金來支付即將到期的債務，高槓桿的業務因而無法支撐。消息爆發之後，投資人對抵押證券的價值失去信心，連帶使得從事抵押證券化的金融機構遭受波及。次級房貸違約劇增與信用緊縮惡性循環、交相影響之下，終於在 2008 年爆發了全球性的金融海嘯。

為了舒緩次貸風暴對金融市場的衝擊，美國大幅調降聯邦基金利率，並且為投資銀行提供融資渠道，甚至還批准鉅額的刺激經濟方案。各國為了穩定金融市場的動盪不安，這時紛紛採行不同程度的放空限制。2008 年 9 月全球股市大崩盤，

表4.4

2008年9月22日放空限制政策效果之統計檢定

檢定工具	檢定策略	檢定結果 ($\alpha = 0.01$)
T^2 統計檢定	多變量統計檢定	拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	投資人意見分歧程度 價格訊息揭露程度
MANOVA	多變量統計檢定	拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	價格訊息揭露程度

美國、英國相繼禁止放空金融類股，台灣金管會亦跟進並發布台證交字第 0970205209 號《為配合證券市場發展需要，投資人融券賣出台灣 50 指數、台灣中型 100 指數及台灣資訊科技指數成分股股票或向本公司借券系統、證券商、證券金融事業借入前開指數成分股股票賣出，自 97 年 9 月 22 日起至 10 月 3 日止恢復賣出價格不得低於前一營業日收盤價之限制》。也因為這項政策的頒布，此時期市場空頭被抑制，價格訊息揭露程度受到劇烈地影響，致使看衰市場的投資者無法充分表達意見；當時的股票價格多屬於樂觀投資者的反映。這項歷史觀察和本研究的統計結論完全吻合；放空限制確實朝著「遏止崩盤危機」的方向前進，然而這段時間經濟情勢惡化太快，「平盤之下不得放空」之政策來不及抵擋全球性的金融海嘯，因此政府在 10 月 1 日又頒布緊急命令進行更嚴格的放空管制：「全面禁止上市上櫃股票融券借券賣出」。

4.2.5 2008 年 10 月 1 日：全面禁止上市上櫃股票融券借券賣出

2008 年 9 月 30 日金管會緊急宣布自 10 月 1 日起至 10 月 14 日止，全面禁止上市上櫃股票融券借券賣出。原計實施到 10 月 3 日的「平盤以下不得放空」政策被迫中斷，同期政策改為「全面禁止融券放空」；換言之，這時期的放空限制被推向更嚴格、更急迫、更全面的程度。為了分析如此猛藥是否真有成效，本節沿用 4.2.4 用來分析放空限制效果的 $n = 124$ 支股票，並蒐集它們在 10 月 1 日至 10 月

17 日的歷史資料，進而計算出這些資料的旋轉後之因子負載。利用附錄表 A.4、表 A.3 的因子負載可分別估計「平盤以下不得放空」、「全面禁止融券放空」兩種政策程度下的因子分數，這兩種程度間的差異能寫為成對差異矩陣 \mathbf{D} ，而 \mathbf{D} 的平均向量 $\bar{\mathbf{D}}$ 以及共變異矩陣 \mathbf{S}_D 為：

$$\bar{\mathbf{D}} = \begin{bmatrix} 0.25 \\ 0.01 \\ 1.94 \\ 2.42 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{S}_D = \begin{bmatrix} 1.10 & -0.12 & 0.31 & -1.61 \\ -0.12 & 1.88 & 0.61 & 0.05 \\ 0.31 & 0.61 & 3.96 & 0.14 \\ -1.61 & 0.05 & 0.14 & 8.22 \end{bmatrix}$$

因此 T^2 檢定量為 $n\bar{\mathbf{D}}^T\mathbf{S}_D^{-1}\bar{\mathbf{D}} = 254.5$ 。當選擇為 $\alpha = 0.01$ ， T^2 檢定量的顯著水準臨界值為 14.27。明顯地， $T^2 = 349.82 > 14.27$ ，所以此時期的樣本顯示非常強烈的統計證據來推論更猛烈的放空限制政策確實有重大影響。若再進一步分析各潛在因子的行為，可建立各潛在因子的 99% Bonferroni 同步信心區間：

投資人意見分歧程度： $\delta_1: 0.25 \pm 0.33$ 或 $(-0.08, 0.58)$

市場交易活絡程度： $\delta_2: 0.01 \pm 0.43$ 或 $(-0.42, 0.44)$

散戶之知訊交易程度： $\delta_3: 1.94 \pm 0.63$ 或 $(1.31, 2.56)$

價格訊息揭露程度： $\delta_4: 2.42 \pm 0.90$ 或 $(1.52, 3.32)$

這些結果顯示第三和第四個潛在因子，也就是「散戶之知訊交易程度」與「價格訊息揭露程度」是唯二有顯著變化的因子。

和前幾個小節類似地，本研究也使用 MANOVA 來覆核 Hotelling's T^2 檢定的統計結論。本時期的組間變異 \mathbf{B} 、組內變異 \mathbf{W} 分別為：

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 3.80 & -0.02 & 29.73 & 37.14 \\ -0.02 & 0.00 & -0.15 & -0.18 \\ 29.73 & -0.15 & 232.50 & 290.52 \\ 37.14 & -0.18 & 290.52 & 363.01 \end{bmatrix},$$

$$W = \begin{bmatrix} 7668.85 & 1401.04 & 1047.85 & -1573.02 \\ 1401.04 & 4510.14 & -222.44 & -624.90 \\ 1047.85 & -222.44 & 2216.33 & -166.60 \\ -1573.02 & -624.90 & -166.60 & 2038.05 \end{bmatrix}$$



因此 wilks' λ 統計量 $\Lambda^* = 0.75$ 。此條件下的檢定統計量為 $\left(\frac{2n-p-1}{p}\right) \left(\frac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right) = 20.12$ ；而當選擇 $\alpha = 0.01$ ，對應的檢定臨界值為 $F_{4,243}(0.01) = 3.4$ 。由於 $20.12 > 3.4$ ，MANOVA 再次地得到和的 Hotelling's T^2 檢定相同的結論：拒絕「放空限制沒有效果」之無效假設。

進一步觀察 MANOVA 的 99% 同步信心區間：

投資人意見分歧程度： $\delta_1: 0.25 \pm 2.32$ 或 $(-2.06, 2.56)$

市場交易活絡程度： $\delta_2: 0.01 \pm 1.78$ 或 $(-1.77, 1.79)$

散戶之知訊交易程度： $\delta_3: 1.94 \pm 1.24$ 或 $(0.69, 3.18)$

價格訊息揭露程度： $\delta_4: 2.42 \pm 1.19$ 或 $(1.22, 3.61)$

由此可見 MANOVA 同步信心區間和 Bonferroni 同步信心區間的結論相同：「散戶之知訊交易程度」與「價格訊息揭露程度」在放空限制的政策下其行為產生顯著變化。這段時期的檢定結論條列於表 4.5。

表 4.5 說明了更嚴格的放空限制政策確實有效遏止股市崩盤。這段時間由於債券與融券放空的管道完全被政府限制，而且跌幅限制使得價格資訊內涵降低，促使了「價格訊息揭露程度」產生顯著地差異。另一方面，由於股市仍然動盪不安，具備專業知識與敏銳消息的散戶對市場持續地悲觀，而他們的放空管道又被限制，因此這些知訊交易之散戶可能選擇暫時退出市場，靜觀其變；進場的散戶有越來越多的比例是靠著雜訊交易來進行買賣，造成了「散戶之知訊交易程度」大幅地變化。除此之外，本時期的 T^2 統計檢定量以及 MANOVA 檢定量都相當的大，代表更嚴格的放空限制確實對股市造成劇烈影響。

表4.5

2008年10月1日放空限制政策效果之統計檢定

檢定工具	檢定策略	檢定結果 ($\alpha = 0.01$)
T^2 統計檢定	多變量統計檢定	拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	散戶之知訊交易程度 價格訊息揭露程度
MANOVA	多變量統計檢定	拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	散戶之知訊交易程度 價格訊息揭露程度

4.2.6 2008年11月28日：「全面禁止放空」降級為「平盤之下不得放空」

金管會祭出的「全面禁止股票融券借券賣出」之規定原訂實施至2008年12月31日，但此項政策提前終止於該年11月27日；11月28日的政策恢復為「融券借券賣出價格不得低於前一營業日收盤價」。這項新規定將非常嚴格的放空限制稍加鬆弛，為了推論此新規定是否真有成效，本研究蒐集表3.1所述之取樣時間下的 $n = 120$ 支股票，分別計算它們在「全面禁止放空」時期與「平盤之下不得放空」時期下的旋轉後因子負載；此旋轉後因子負載條列於附錄表A.2、表A.1。這些資料能進一步估計兩個時期各自的因子分數，並進一步得到成對差異矩陣 \mathbf{D} 的平均向量 $\bar{\mathbf{D}}$ 以及共變異矩陣 \mathbf{S}_D ：

$$\bar{\mathbf{D}} = \begin{bmatrix} 0.30 \\ -0.84 \\ -2.43 \\ 2.85 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{S}_D = \begin{bmatrix} 4.02 & 0.33 & -1.12 & 2.71 \\ 0.33 & 2.87 & 0.68 & -1.46 \\ -1.12 & 0.68 & 10.33 & -5.34 \\ 2.71 & -1.46 & -5.34 & 14.37 \end{bmatrix}$$

進一步可計算 $T^2 = n\bar{\mathbf{D}}^T \mathbf{S}_D^{-1} \bar{\mathbf{D}} = 107.97$ ；當 α 選定為0.01，此時顯著水準之臨界值為14.23。可發現 $T^2 = 107.97 > 14.23$ ，因此本時期有非常強烈的統計證據說明「全面禁止放空」降級為「平盤之下不得放空」是有效果的。若進一步觀察各潛在因子的99% Bonferroni 同步信心區間：



投資人意見分歧程度： $\delta_1: 0.30 \pm 0.62$ 或 $(-0.33, 0.92)$

市場交易活絡程度： $\delta_2: -0.84 \pm 0.53$ 或 $(-1.37, -0.31)$

散戶之知訊交易程度： $\delta_3: -2.43 \pm 1.00$ 或 $(-3.43, -1.43)$

價格訊息揭露程度： $\delta_4: 2.85 \pm 1.18$ 或 $(1.67, 4.03)$

此結果顯示有三個潛在因子的行為因為放空限制的鬆弛而產生變化：市場交易活絡程度、散戶之知訊交易程度、價格訊息揭露程度，其中又以後兩者的差異較為顯著。

為了加強此推論結果的效力，MANOVA 及其後續信心區間的分析再次被使用。

MANOVA 所計算的組間變異 **B**、組內變異 **W** 分別為

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 5.25 & -14.97 & -43.08 & 50.58 \\ -14.97 & 42.70 & 122.88 & -144.25 \\ -43.08 & 122.88 & 353.57 & -415.09 \\ 50.58 & -144.25 & -415.09 & 487.31 \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} 7049.18 & 1271.56 & 866.93 & 811.68 \\ 1271.56 & 4129.14 & 130.73 & -64.96 \\ 866.93 & 130.73 & 1954.31 & -12.52 \\ 811.68 & -64.96 & -12.52 & 1440.72 \end{bmatrix}$$

對應的 wilks' λ 統計量 $\Lambda^* = 0.66$ ，後續的檢定統計量之值 $\left(\frac{2n-p-1}{p}\right) \left(\frac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right)$ 為 30.55；

在 $\alpha = 0.01$ 的信心水準下，對應的檢定臨界值為 3.4。由於 $30.55 > 3.4$ ，MANOVA 的檢定結果顯示當政策鬆弛放空限制的強度，股票市場的經濟行為產生了顯著地改變。

MANOVA 後續的 99% 同步信心區間為：

投資人意見分歧程度： $\delta_1: 0.30 \pm 2.29$ 或 $(-2.00, 2.59)$

表4.6
2008年11月28日放空限制政策效果之統計檢定

檢定工具	檢定策略	檢定結果 ($\alpha = 0.01$)
T^2 統計檢定	多變量統計檢定	拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	市場交易活絡程度 散戶之知訊交易程度 價格訊息揭露程度
MANOVA	多變量統計檢定	拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	散戶之知訊交易程度 價格訊息揭露程度

市場交易活絡程度： $\delta_2: -0.84 \pm 1.76$ 或 $(-2.60, 0.91)$

散戶之知訊交易程度： $\delta_3: -2.43 \pm 1.21$ 或 $(-3.64, -1.22)$

價格訊息揭露程度： $\delta_4: 2.85 \pm 1.04$ 或 $(1.81, 3.89)$

MANOVA 的 99% 同步信心區間顯示只有「散戶之知訊交易程度」與「價格訊息揭露程度」的行為產生顯著地變化；「市場交易活絡程度」的信心區間涵蓋零，因此它的推論結果和 Bonferroni 同步信心區間不同。比較這兩種方法所估計的信心區間可發現 MANOVA 的後續推論幾乎都採用了較大的變異數估計，因此它對統計顯著的判定不如 Bonferroni 來的敏感。表 4.6 是這兩種檢定工具的比較。

由表 4.6 可看出當放空限制的條件稍為鬆弛，股票市場的經濟行為將會有顯著地改變。由於這個時期的經濟情勢仍處於動盪期，投資人對政策的改變非常敏感，特別是價格資訊的揭露，進而使得投資人能利用更多工具進行買賣。此外，統計結果也顯示散戶之知訊交易比例提高，而重新開啟放空管道也使得市場參與者集結多方與空方，交易活絡程度提升。

4.2.7 2009年1月5日：台灣50、台灣中型100成份股解除放空限制

最後，本論文考慮的最後一個放空限制轉折期是2009年1月台灣50、台灣中型100成份股解除放空限制。表3.1編號6為本時期的取樣條件；這 $n = 127$ 支股票在計算出歷史平均樣本後，可以依照表3.6、表3.10的旋轉後因子矩陣分別計算無放空限制、有放空限制下的因子分數。寫出這127支股票的因子分數矩陣 \mathbf{F}_w 、 \mathbf{F}_w 後，其成對差異矩陣 \mathbf{D} 也可進一步被計算。 \mathbf{D} 的平均向量 $\bar{\mathbf{D}}$ 以及共變異矩陣 \mathbf{S}_D 分別為：

$$\bar{\mathbf{D}} = \begin{bmatrix} 0.13 \\ -0.12 \\ -0.43 \\ 1.28 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{S}_D = \begin{bmatrix} 0.13 & -0.13 & 0.05 & 0.39 \\ -0.13 & 2.81 & 0.40 & -0.22 \\ 0.05 & 0.40 & 1.29 & 1.04 \\ 0.39 & -0.22 & 1.04 & 11.08 \end{bmatrix}$$

因此 $T^2 = n\bar{\mathbf{D}}^T\mathbf{S}_D^{-1}\bar{\mathbf{D}} = 61.22$ 。和前幾節類似地，此時期的檢定同樣選擇 $\alpha = 0.01$ 做為可容許之型一錯誤，對應的顯著臨界值為14.23。由於此臨界值 $< T^2$ 統計檢定值，因此「放空限制無政策效果」之無效假設被拒絕。換言之，此時期解除放空限制政策對股市產生了顯著的效果。為了進一步找出被顯著影響的潛在因子，四個潛在因子的99% Bonferroni 同步信心區間如下：

投資人意見分歧程度： $\delta_1: 0.13 \pm 0.11$ 或 (0.02, 0.24)

市場交易活絡程度： $\delta_2: -0.12 \pm 0.52$ 或 (-0.64, 0.40)

散戶之知訊交易程度： $\delta_3: -0.43 \pm 0.35$ 或 (-0.78, -0.07)

價格訊息揭露程度： $\delta_4: 1.28 \pm 1.03$ 或 (0.24, 2.31)

這些計算結果透露第一、三、四個潛在因子，也就是「投資人意見分歧程度」、「散戶之知訊交易程度」、「價格訊息揭露程度」在解除放空限制後發生了顯著變化。



本研究再次使用 MANOVA 來驗證統計結論的一致性。本時期的組間變異 \mathbf{B} 、組內變異 \mathbf{W} 分別為：

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1.05 & -0.98 & -3.47 & 10.41 \\ -0.98 & 0.93 & 3.27 & -9.80 \\ -3.47 & 3.27 & 11.52 & -34.56 \\ 10.41 & -9.80 & -34.56 & 103.65 \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{W} = \begin{bmatrix} 5741.14 & 1202.77 & 1335.65 & -35.52 \\ 1202.77 & 5266.62 & 423.00 & 47.34 \\ 1335.65 & 423.00 & 2725.85 & 366.38 \\ -35.52 & 47.34 & 366.38 & 1548.39 \end{bmatrix}$$

有了 \mathbf{B} 、 \mathbf{W} 可進一步計算 wilks' λ 統計量 $\Lambda^* = |\mathbf{W}|/|\mathbf{B} + \mathbf{W}| = 0.92$ 。因此，此時期對應的檢定統計量之值 $\left(\frac{2n-p-1}{p}\right) \left(\frac{1-\Lambda^*}{\Lambda^*}\right) = 5.2$ ，而當選擇 α 為 0.01，此時之臨界值 = 3.4。由於 wilks' λ 檢定統計量之值大於檢定臨界值，因此 MANOVA 的結論和 Hotelling's T^2 檢定一致：拒絕「放空限制無政策效果」之無效假設。

MANOVA 後續的 99% 同步信心區間為：

投資人意見分歧程度： $\delta_1: 0.13 \pm 1.96$ 或 $(-1.83, 2.08)$

市場交易活絡程度： $\delta_2: -0.12 \pm 1.87$ 或 $(-1.99, 1.75)$

散戶之知訊交易程度： $\delta_3: -0.43 \pm 1.35$ 或 $(-1.77, 0.92)$

價格訊息揭露程度： $\delta_4: 1.28 \pm 1.02$ 或 $(0.26, 2.29)$

MANOVA 的同步信心區間只找出「價格訊息揭露程度」為被顯著改變的潛在因子，比 Bonferroni 同步信心區間少了「投資人意見分歧程度」與「散戶之知訊交易程度」。若比較這兩種方法估計的同步信心區間，可發現 MANOVA 在計算「投資人意見分歧程度」與「散戶之知訊交易程度」時有較大的變異數估計，導致它們的信心區間涵蓋零。然而這只是估計方法的不同，兩種方法並無絕對的好壞與

表4.7

2009年1月5日放空限制政策效果之統計檢定

檢定工具	檢定策略	檢定結果 ($\alpha = 0.01$)
T^2 統計檢定	多變量統計檢定	拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	投資人意見分歧程度 散戶之知訊交易程度 價格訊息揭露程度
MANOVA	多變量統計檢定	拒絕無效假設
	拒絕無效假設之潛在因子	價格訊息揭露程度

正確性，而且兩者在「價格訊息揭露程度」有一致之結論，都顯示該潛在因子之行為有顯著的變化。表 4.7 是此時期統計推論的比較表。

比較表 4.7 的統計結論與當時的經濟背景後，可發現兩者都指出解除放空限制大幅改變了股價內涵的透露程度。2008 年年底政府採行一系列措施促使股市回穩，包括穩定金融、產業紓困、刺激消費、促進投資等有效政策，因此放空限令逐步解禁，並於年底公告台證交字第 0970207645 號《投資人融券賣出台灣 50 指數、台灣中型 100 指數及台灣資訊科技指數成分股股票或向本公司借券系統、證券商、證券金融事業借入前開指數成分股股票賣出，自 98 年 1 月 5 日起不受賣出價格不得低於前一營業日收盤價之限制》。政策施行之後，投資人對股市恢復信心，而且投資意見較有放空限制的時期更可以充分地表達，致使價格訊息揭露程度更高、更明朗。

4.3 放空限制效果之綜合比較

傳統上探討放空限制的文獻—不管是理論分析或是實證討論—大多為分析放空限制獨立於時空背景的主要效果 (main effect)，亦即這些文獻只考慮某一時空下放空限制的成效，就將它類推到任何歷史狀況，又或者是在特定假設下做了些理論分析，就把它套用在所有市場條件的框架；這導致放空限制的成效分析莫衷


一是，公說公有理，婆說婆有理。本研究在考慮了政策效果和當下經濟局勢的交乘反應 (interaction) 之後，得出三項更具一般性的結論。

首先，影響放空限制政策效果的並不僅僅是政策的實施內容，更重要的是政策實施當下的經濟情勢。只要是在經濟局面相對穩定的背景下，放空限制的實施或解除都不會有顯著的效果；但只要是在經濟環境動盪不安時，放空限制—無論是實施或是解除—就會明顯地改變股市行為。這點可由上述七個小節的分析得到印證：4.2.2 與 4.2.3 的政策時間點並沒有重大的金融波動，因此解除放空限制之後，投資人並未信心全失以致於大量兜售股票，股市行為仍然相當穩定。反觀 4.2.1 與 4.2.4 至 4.2.7 分屬亞洲金融風暴與國際性金融海嘯的時期，因此當放空限制政策實施之後，股票市場的表現會大幅改變。

第二，不管是使用 Hotelling's T^2 檢定或是 MANOVA，只要是在經濟劇烈波動的時期實施放空限制，股市行為改變最顯著的必定是「價格訊息揭露程度」，而其他潛在因子包括「投資人意見分歧程度」、「市場交易活絡程度」、「散戶之知訊交易程度」的變化較小。這點可由價格訊息揭露程度的經濟意涵得到印證：當實施放空限制，看衰市場的投資者將無法充分表達意見，造成股票的價格內涵失真；而解除放空之後，投資人運用各種多、空策略來操盤，迫使股價回復應有之內涵。由此可見統計結果和經濟理論的預測非常契合，這也更進一步地強化本研究統計推論的效力。

第三，當經濟局勢較動盪時，限制放空的政策確實有遏止崩盤的成效。4.2.1 與 4.2.4 至 4.2.7 的檢定結果指出放空限制迫使投資人無法充分表達「悲觀」的意見，進而造成股價資訊反映不完全，價格資訊內涵被嚴重高估。因此市場空頭受到抑制，中立投資人只接收到「樂觀」的資訊，所以不至於大量地跟進放空股票。這些現象顯示了放空限制確實能有效遏止崩盤的危機。

以上三項結論環環相扣，為放空限制的影響評估提供更全面、更本質、更一般化的分析。至本論文的撰寫日期為止 (2013 上半年)，台灣股市除了台灣 50、



台灣中型 100 成份股之外，其餘中小型股票仍然有「平盤以下不得放空」的限制；根據上述三項結論，本研究推測只要國際經濟情勢沒有重大利空，而且散戶對中小型股票的炒作效應不顯著，解除這些股票的放空限制將不會對股市整體造成重大的影響。放空限制是經濟危機時的良藥，但是當市場處於承平時期的，這帖藥的效果就只是個安慰劑罷了。

第五章

結論




5.1 本文總結

本研究致力於探討放空限制對股票市場的影響；所採用的研究方式與傳統實證文獻最大的差異有兩點。首先，本研究不直接從表面的股票觀察變量建立迴歸模型；本論文說明了由觀察性資料做因果推理會產生的邏輯謬誤，因而捨棄了實證文獻慣用的迴歸分析，而且為了得到主導股票變量的潛在因子，本研究使用因素分析法來確立四個潛在因子的存在。其次，傳統上探討放空限制的文獻多將分析聚焦於某一特定時間點股票市場的變化，再將這個時期的結論套用在其他情境；本論文詳細分析了台灣 7 段放空限制政策轉折期股市的差異，發現放空政策的影響不僅僅是在經濟不穩定時改變股價的揭露程度，當金融環境相對承平時，放空限制幾乎不會有任何效果。這個結論比傳統文獻的分析更為一般化。

精細說來，本論文於第二章完整說明本研究的分析工具：因素分析法。因素分析法的目的是從 20 個股票觀察變量的相關結構裡找出主導這些變量的潛在因子。由於因素分析法需經由「因子旋轉」來加強潛在因子的解釋能力，因此本研究也搭配使用聚類分析來確認潛在因子的個數以及群性。這兩個分析工具能幫助研究者找出最本質的經濟因子；分析這些因子的行為於放空限制前、後的變化會比由表面變量做推論來得更深入、更可信。

第三章為因素分析法應用於股市行為的實證分析。本研究將因素分析法、聚類分析應用在台灣七個放空限制政策轉折期的股市行為上，發現即使經濟情勢不同，主導 20 個股票觀察變量的就只是四個潛在因子而已。這四個潛在因子並不只是統計工具的產物，他們是確實主導金融市場的深層因素。本章以詳細篇幅考察文獻、引據學理，確認這四個經濟因子分別為投資人意見分歧程度、市場交易活




絡程度、散戶之知訊交易程度、價格訊息揭露程度；其中投資人意見分歧程度主導價格範圍、收盤價、股價淨值比、每股融券成本、每股融資成本這五個觀察變量，市場交易活絡程度控制成交量、市值比重、成交值比重、外資總投資比率、總外資市值，散戶之知訊交易程度的變動導致週轉率、融券使用率、券資比、融券(買+賣)/成交量這四個觀察變量的變化，價格訊息揭露程度大致主導報酬率、股價漲跌、個股買賣超股數、融券增減比率、融券維持率的增減。

確定四個潛在因子之後，本論文於第四章詳細探討它們的行為於 7 段放空限制政策轉折期的變化。本研究採用加總分數做為潛在因子的績效指標，並以 Hotelling's T^2 檢定、MANOVA 作為統計推論的工具；由檢定結果可發現放空限制的效果並非獨立於時空背景的常數，它的影響會隨著不同時期的經濟背景而改變。當經濟局勢動盪不安，例如 1998 年下半年的亞洲金融風暴、2008 年下半年的國際金融海嘯，這時政府祭出的放空限制政策確實有遏止股市崩盤的效果；統計結果顯示「價格訊息揭露程度」於放空限制前、後必定會顯著地改變，這代表實施放空限制會導致股價被高估，且當時的股價多屬於樂觀投資者的反映，因此市場空頭被抑制，進而達到遏止崩盤的效果。而且當金融情勢不穩時，另外三個潛在因子的行為也有可能產生變化。但是當經濟局勢相對穩定，國際無重大利空訊息時，那麼就無任何統計證據說明這四個潛在因子的行為會有所改變；例如 2005 年解除台灣 50 成份股的放空限制、2007 年豁免中型 100、資訊科技成份股的放空限制，這對台灣股市的行為都沒有發生顯著的影響。因此，本論文不支持「放空限制最終會加速市場崩盤」的論點；本論文贊成放空限制能在危急時有效地挽救股市，付出的代價是價格訊息揭露程度下降，而承平時期的放空限制則不會有顯著的影響。

5.2 未來研究方向

目前除了台灣 50 成份股、中型 100 成份股、資訊科技成份股之外，多數中小



型股票仍受限於平盤以下不得融券放空的規範。本論文預測在承平時解除這些股票的放空限制並不會有重大影響，但這些預測是從精英股的表現來類比，並未考慮中小型股票容易淪為放空目標的炒作效應。2012 年年底，台灣政府曾研議是否該全面解除放空限制，但在考量這些中小型股票的炒作效應之後，有關當局最終否決了此一提案。後續研究若能詳細探討炒作效應的成因及顯著性，並搭配本研究的結論以及研究方法，應能對此一法規做出更全面而有效的建議。目前學術界還沒有類似著作，因此這個方向可供後續研究作為參考。



附錄

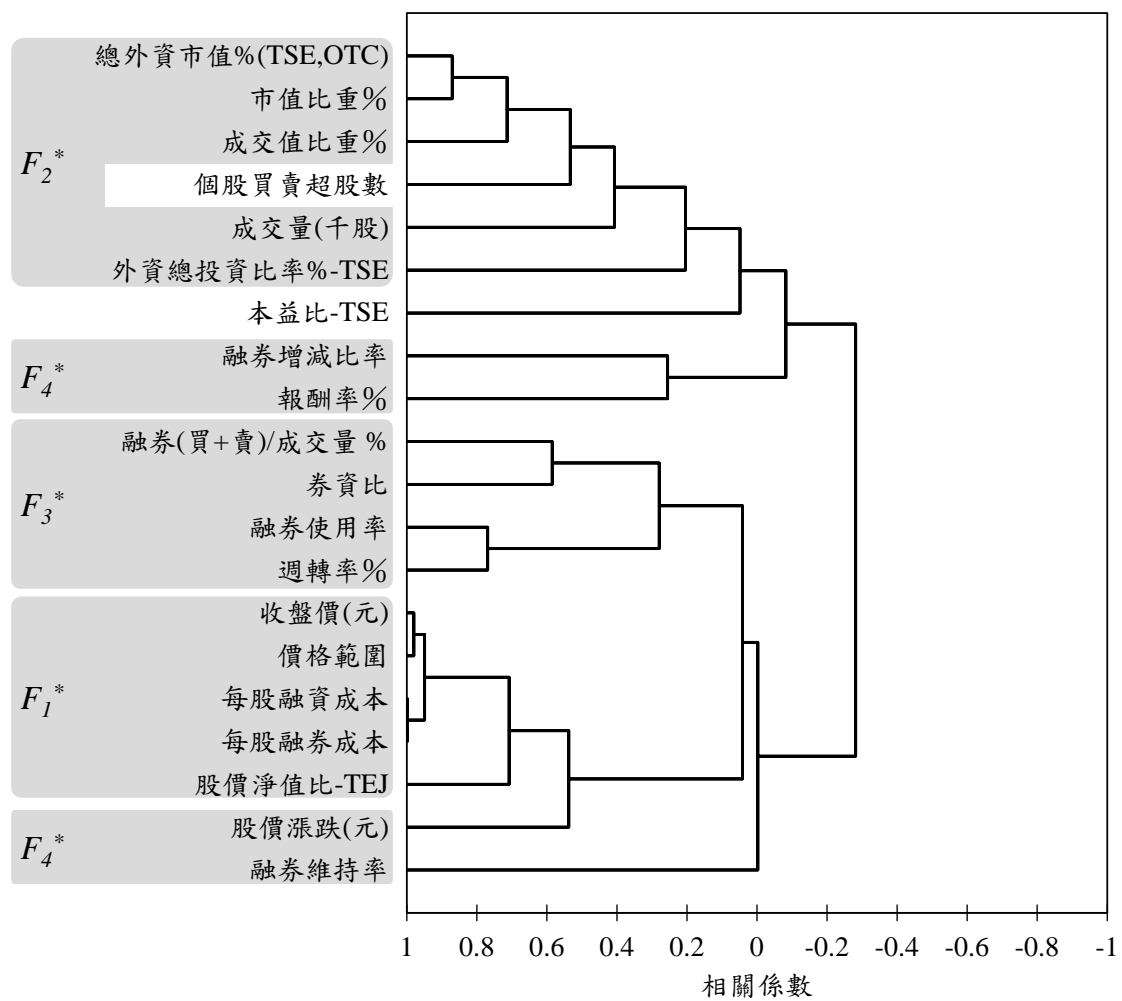


表 3.1 介紹了台灣放空政策的實施時間以及本研究的取樣資料。在 3.2 節中，本論文以詳細篇幅說明編號 7 兩筆取樣資料的分析結果，包括因素分析法的完整流程、最終的因子負載矩陣，以及聚類分析的樹狀圖。至於編號 1 至編號 6 的各取樣資料，本論文由於篇幅考慮省略其完整流程及數據，但在此附錄中提供最重要的因子負載矩陣結果及聚類分析樹狀圖。表 A.1 至表 A.11 為這 11 筆樣本的旋轉後之負載矩陣 L^* 。這些結果皆顯示四個潛在因子主導了本益比外的 19 個股票變量，其中第一個潛在因子 F_1^* 控制價格範圍、收盤價、股價淨值比、每股融券成本、每股融資成本，第二個潛在因子 F_2^* 支配成交量、市值比重、成交值比重、外資總投資比率、總外資市值，第三個潛在因子 F_3^* 掌控週轉率、融券使用率、券資比、融券(買+賣)/成交量，第四個潛在因子 F_4^* 大致負責報酬率、股價漲跌、個股買賣超股數、融券增減比率、融券維持率。圖 A.1 至圖 A.11 為這些樣本用完全連結法來定義相似度所產生的樹狀圖。這些圖形顯示前兩個潛在因子控制的股票變量有較佳的叢聚性，而第四個潛在因子由於解釋總體變異的比例較小，所以叢聚效果較不明顯。此外，由於 XLSTAT 出圖方式與變數的輸入順序有關，不同的變量排序會導致不同的視覺效果，但圖 A.1 至圖 A.11 仍可為因素分析法的結論提供更穩固的證據，證實股票變量的相關結構確實由這 4 個潛在因子所主導。

表A.1

「平盤之下不得放空資料」之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008年11月28日至2008年12月19日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.94	0.07	0.18	0.05
2. 收盤價(元)	0.95	0.12	0.08	0.12
3. 股價淨值比-TEJ	0.81	0.09	0.05	0.17
4. 每股融券成本	0.97	0.09	0.09	0.11
5. 每股融資成本	0.97	0.1	0.08	0.11
6. 成交量(千股)	-0.22	0.61	0.15	-0.29
7. 市值比重%	0.11	0.91	-0.07	0.19
8. 成交值比重%	0.34	0.85	0.14	-0.01
9. 外資總投資比率%-TSE	0.26	0.46	-0.14	-0.07
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.08	0.89	-0.03	0.12
11. 週轉率%	0.06	-0.12	0.79	-0.09
12. 融券使用率	0.06	-0.11	0.93	0.18
13. 券資比	0.3	0.28	0.56	0.29
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.22	0.06	0.73	0
15. 報酬率%	0.02	0.05	0.54	-0.62
16. 股價漲跌(元)	0.65	0	0.21	-0.27
17. 個股買賣超股數	-0.05	0.68	0.1	-0.1
18. 融券增減比率	-0.11	-0.01	-0.02	-0.39
19. 融券維持率	0	-0.19	0.21	0.65
20. 本益比-TSE	0.01	0.12	-0.05	-0.05
總樣本變異的累積解釋比例	0.258	0.436	0.574	0.642

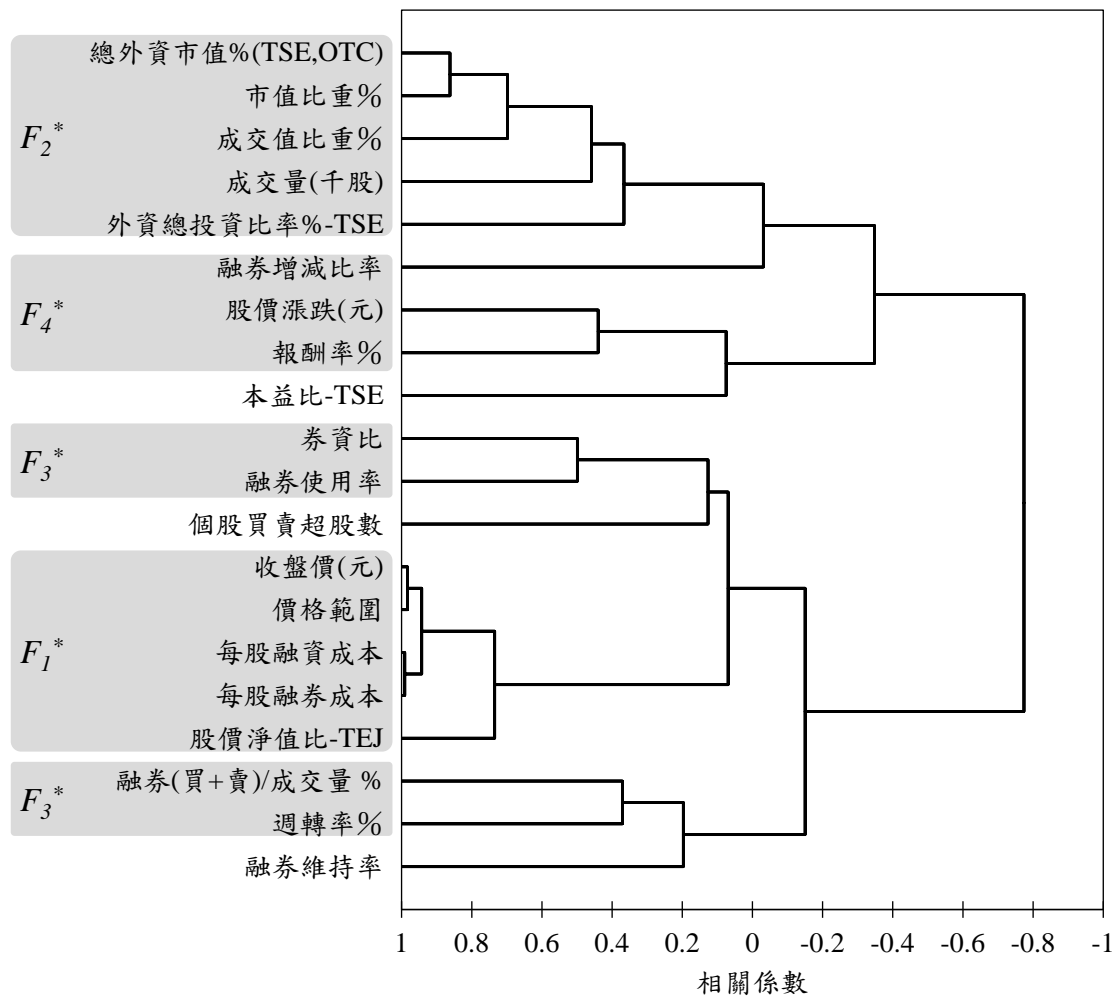


圖A.1 完全連結法產生之樹狀圖（平盤之下不得放空之資料；時間：2008年11月28日至2008年12月19日）

表A.2

「全面禁止放空」資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008年11月10日至2008年11月27日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.96	0.04	0.04	0.08
2. 收盤價(元)	0.97	0.08	0.03	0.06
3. 股價淨值比-TEJ	0.76	0.03	0.3	-0.18
4. 每股融券成本	0.96	0.07	0.04	0.11
5. 每股融資成本	0.98	0.06	0.05	0.08
6. 成交量(千股)	-0.2	0.76	-0.13	0.07
7. 市值比重%	0.17	0.85	0.3	-0.24
8. 成交值比重%	0.42	0.81	0	0.05
9. 外資總投資比率%-TSE	0.22	0.46	-0.07	-0.15
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.13	0.8	0.11	-0.14
11. 週轉率%	0.15	-0.06	0.12	0.55
12. 融券使用率	0.02	-0.14	0.63	0.41
13. 券資比	0.17	0	0.8	0
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.21	-0.12	0.36	0.37
15. 報酬率%	-0.09	-0.09	0.01	-0.82
16. 股價漲跌(元)	-0.71	-0.03	0.07	-0.39
17. 個股買賣超股數	0.16	-0.59	0.14	-0.14
18. 融券增減比率	-0.02	0.05	0.06	-0.02
19. 融券維持率	0	0.06	0	0.68
20. 本益比-TSE	0	0.07	0	-0.2
總樣本變異的累積解釋比例	0.268	0.433	0.506	0.615

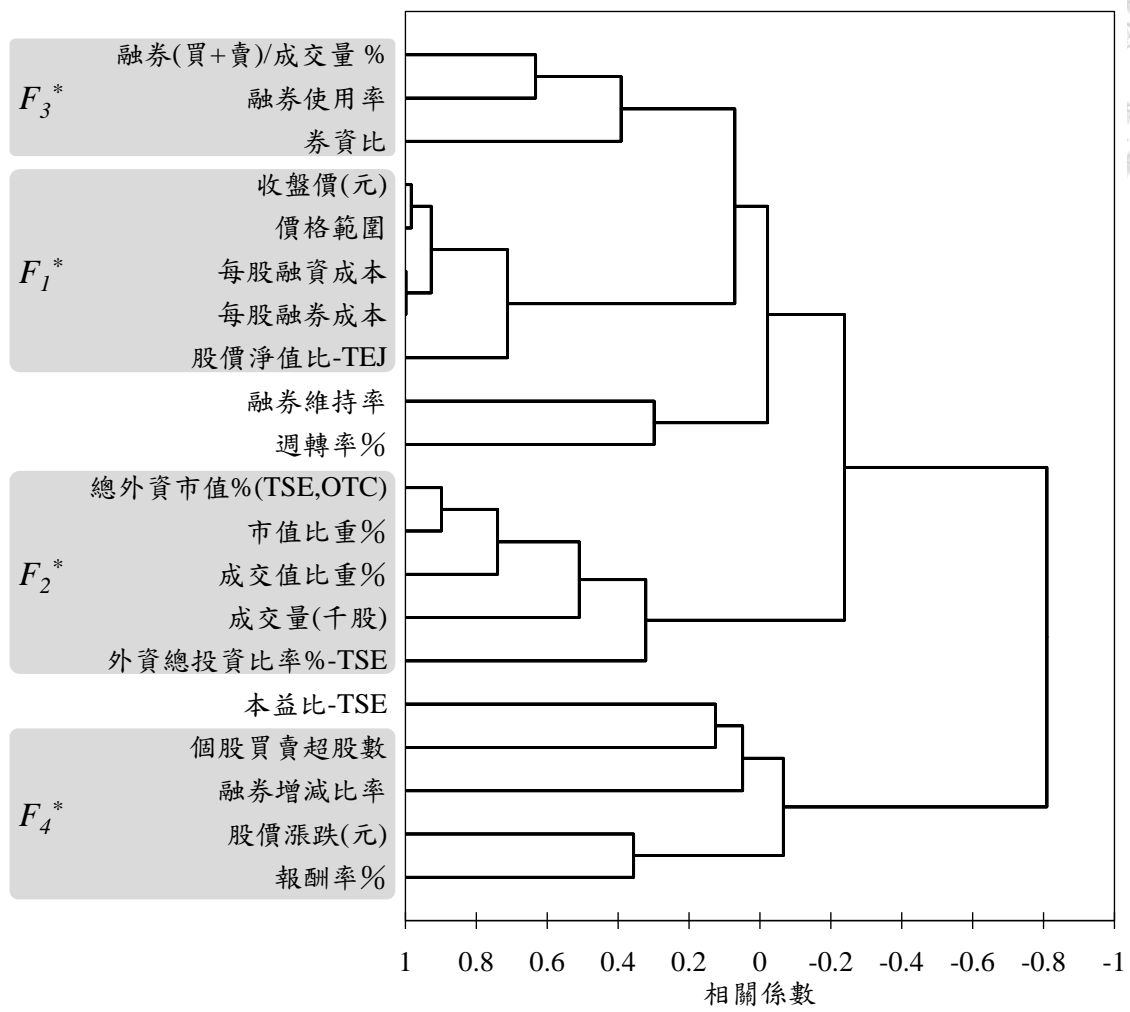


圖A.2 完全連結法產生之樹狀圖（全面禁止放空之資料；時間：2008年11月10日至2008年11月27日）

表A.3

「全面禁止放空」資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008年10月1日至2008年10月17日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.91	0.06	0.12	0.04
2. 收盤價(元)	0.93	0.11	0.08	0.05
3. 股價淨值比-TEJ	0.8	0.08	0.22	0.12
4. 每股融券成本	0.99	0.07	0.09	0
5. 每股融資成本	0.99	0.06	0.09	0.01
6. 成交量(千股)	-0.15	0.73	-0.06	-0.3
7. 市值比重%	0.16	0.9	0.02	0.15
8. 成交值比重%	0.43	0.8	0.03	-0.02
9. 外資總投資比率%-TSE	0.21	0.47	-0.14	0.11
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.13	0.85	0	0.1
11. 週轉率%	0.2	0	0.52	-0.26
12. 融券使用率	0.01	-0.13	0.89	-0.04
13. 券資比	0.16	0	0.56	0.19
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.05	-0.18	0.68	0.02
15. 報酬率%	-0.09	-0.04	0.02	0.79
16. 股價漲跌(元)	-0.79	0	-0.02	0.22
17. 個股買賣超股數	0.07	-0.5	0.07	0.31
18. 融券增減比率	0.04	-0.23	0.09	0
19. 融券維持率	0.09	-0.09	0.14	-0.79
20. 本益比-TSE	0.05	-0.02	0.03	0.24
總樣本變異的累積解釋比例	0.270	0.439	0.556	0.644

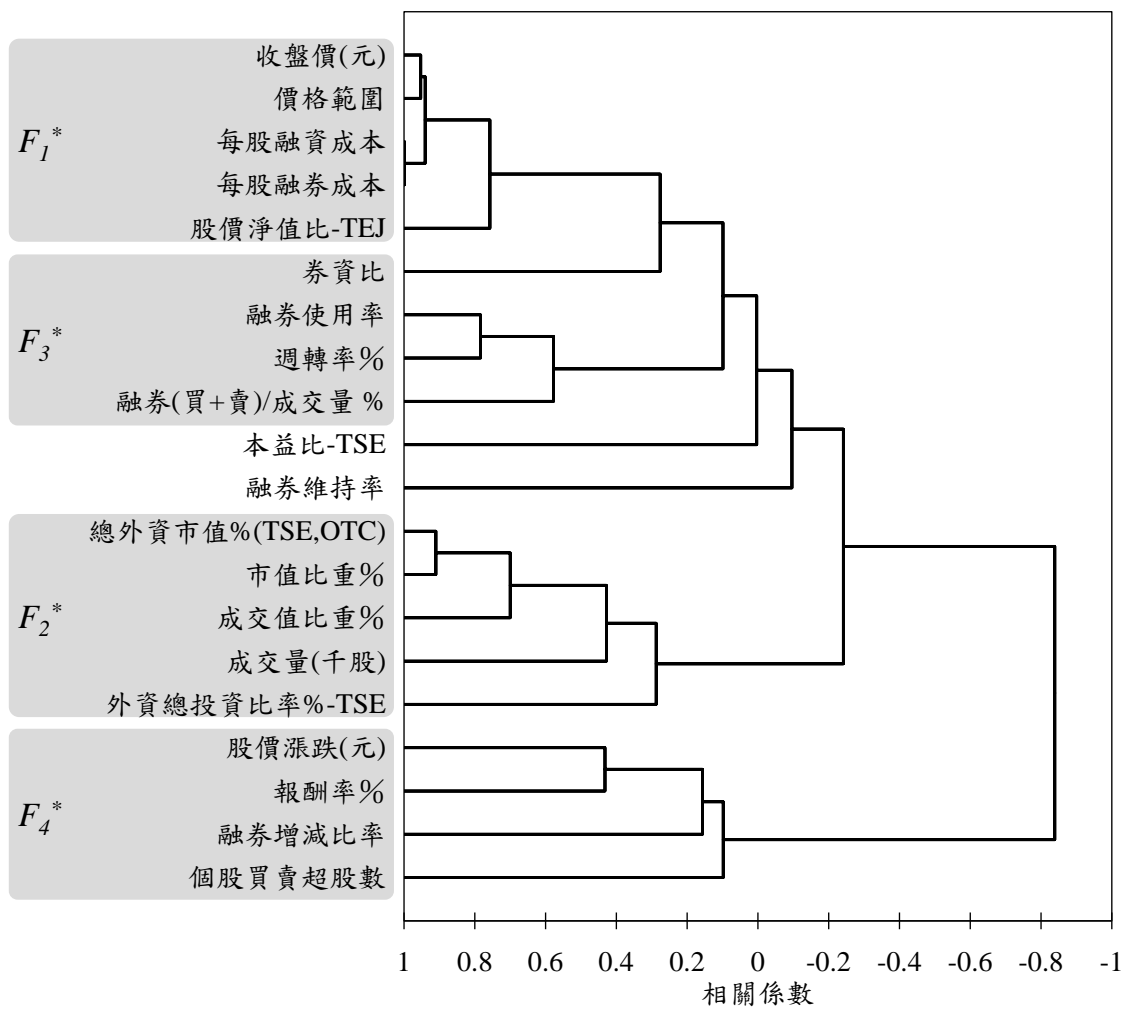


圖A.3 完全連結法產生之樹狀圖（全面禁止放空之資料；時間：2008年10月1日至2008年10月17日）

表A.4

「平盤之下不得放空資料」之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008年9月22日至2008年9月30日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.93	0.04	0.12	0.01
2. 收盤價(元)	0.95	0.13	0.08	-0.01
3. 股價淨值比-TEJ	0.81	0.09	0.19	0.03
4. 每股融券成本	0.98	0.11	0.09	-0.02
5. 每股融資成本	0.98	0.11	0.1	-0.02
6. 成交量(千股)	-0.24	0.69	0.03	-0.01
7. 市值比重%	0.15	0.92	-0.06	0
8. 成交值比重%	0.38	0.81	0.05	-0.06
9. 外資總投資比率%-TSE	0.2	0.47	-0.15	0.13
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.12	0.86	-0.05	0
11. 週轉率%	0.03	-0.03	0.77	-0.09
12. 融券使用率	0.07	-0.09	0.93	-0.06
13. 券資比	0.28	0.06	0.56	0.05
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.14	-0.11	0.79	0.15
15. 報酬率%	-0.17	-0.07	0.02	0.96
16. 股價漲跌(元)	-0.78	-0.13	-0.08	0.28
17. 個股買賣超股數	-0.03	0.04	0	0.4
18. 融券增減比率	-0.09	-0.12	-0.01	0.33
19. 融券維持率	-0.07	-0.17	0.07	-0.6
20. 本益比-TSE	0.08	0	0.05	0.12
總樣本變異的累積解釋比例	0.272	0.428	0.556	0.644

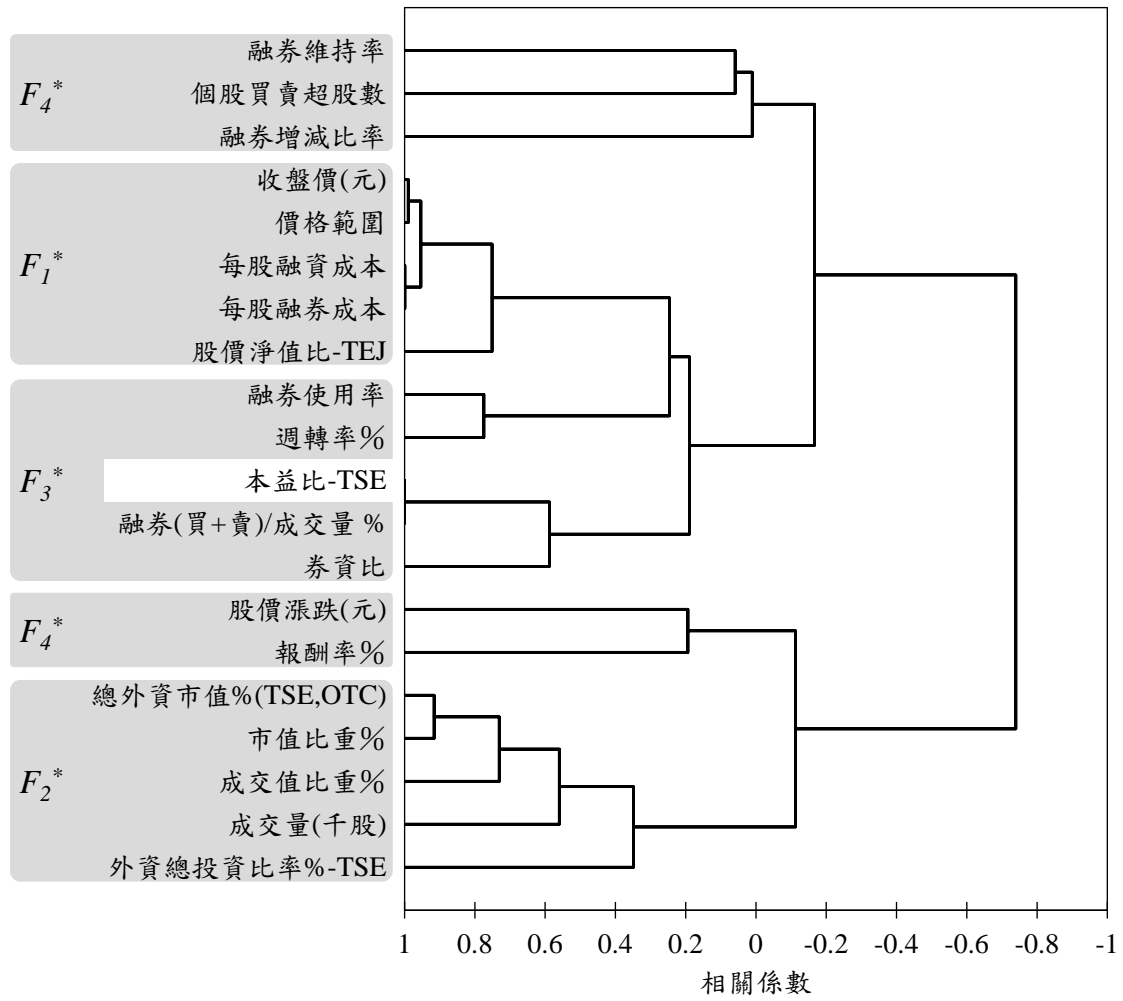


圖A.4 完全連結法產生之樹狀圖（平盤之下不得放空之資料；時間：2008年9月22日至2008年9月30日）

表A.5

無放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2008年9月1日至2008年9月19日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.95	0.09	0.14	0.04
2. 收盤價(元)	0.93	0.14	0.1	0.12
3. 股價淨值比-TEJ	0.78	0.03	0.29	0.22
4. 每股融券成本	0.97	0.09	0.12	0.13
5. 每股融資成本	0.97	0.08	0.12	0.12
6. 成交量(千股)	-0.14	0.76	-0.08	-0.01
7. 市值比重%	0.09	0.85	0	0.33
8. 成交值比重%	0.43	0.79	0.04	0.15
9. 外資總投資比率%-TSE	0.16	0.42	-0.13	0.29
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.07	0.86	0	0.24
11. 週轉率%	0.36	0.12	0.44	-0.53
12. 融券使用率	0.24	-0.03	0.73	-0.4
13. 券資比	0.27	0	0.62	0.22
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.12	-0.16	0.94	-0.08
15. 報酬率%	0.09	0.2	-0.1	0.84
16. 股價漲跌(元)	-0.75	0.11	-0.17	0.15
17. 個股買賣超股數	0.03	-0.62	0.11	0.04
18. 融券增減比率	-0.05	-0.04	-0.04	-0.14
19. 融券維持率	-0.07	-0.13	0.1	-0.61
20. 本益比-TSE	0.12	-0.16	0.94	-0.08
總樣本變異的累積解釋比例	0.273	0.445	0.602	0.704

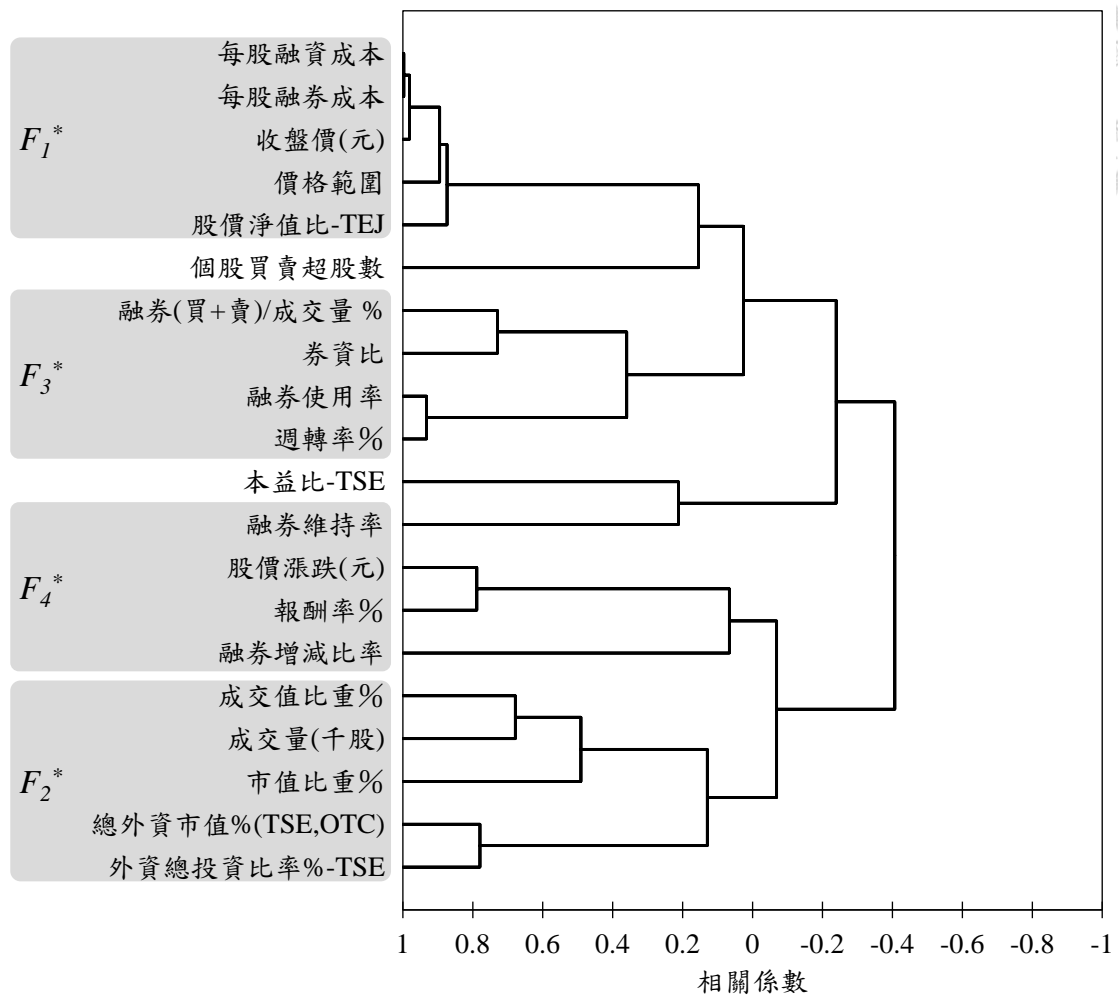


圖A.5 完全連結法產生之樹狀圖（無放空限制之資料；時間：2008年9月1日至2008年9月19日）

表A.6

無放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2007年11月12日至2007年11月30日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.89	0.06	0.29	0.08
2. 收盤價(元)	0.96	0.07	0.1	0.17
3. 股價淨值比-TEJ	0.9	-0.03	0.22	0
4. 每股融券成本	0.97	0.05	0.05	0.09
5. 每股融資成本	0.98	0.05	0.05	0.08
6. 成交量(千股)	-0.34	0.51	0.55	0.09
7. 市值比重%	0.14	0.77	0.16	0.26
8. 成交值比重%	0.17	0.4	0.79	0.13
9. 外資總投資比率%-TSE	0.26	0.6	-0.07	0.03
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.17	0.94	0.02	0.09
11. 週轉率%	0.07	-0.05	0.91	0.14
12. 融券使用率	0	-0.15	0.89	0.18
13. 券資比	0.08	0.05	0.59	-0.09
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.18	-0.07	0.74	-0.29
15. 報酬率%	0.07	0.11	0.02	0.89
16. 股價漲跌(元)	-0.05	0	-0.01	0.87
17. 個股買賣超股數	0.21	-0.35	0	0.06
18. 融券增減比率	-0.07	0.13	-0.1	0.09
19. 融券維持率	-0.18	-0.18	-0.03	-0.36
20. 本益比-TSE	-0.13	-0.01	0.04	0.06
總樣本變異的累積解釋比例	0.245	0.372	0.556	0.658

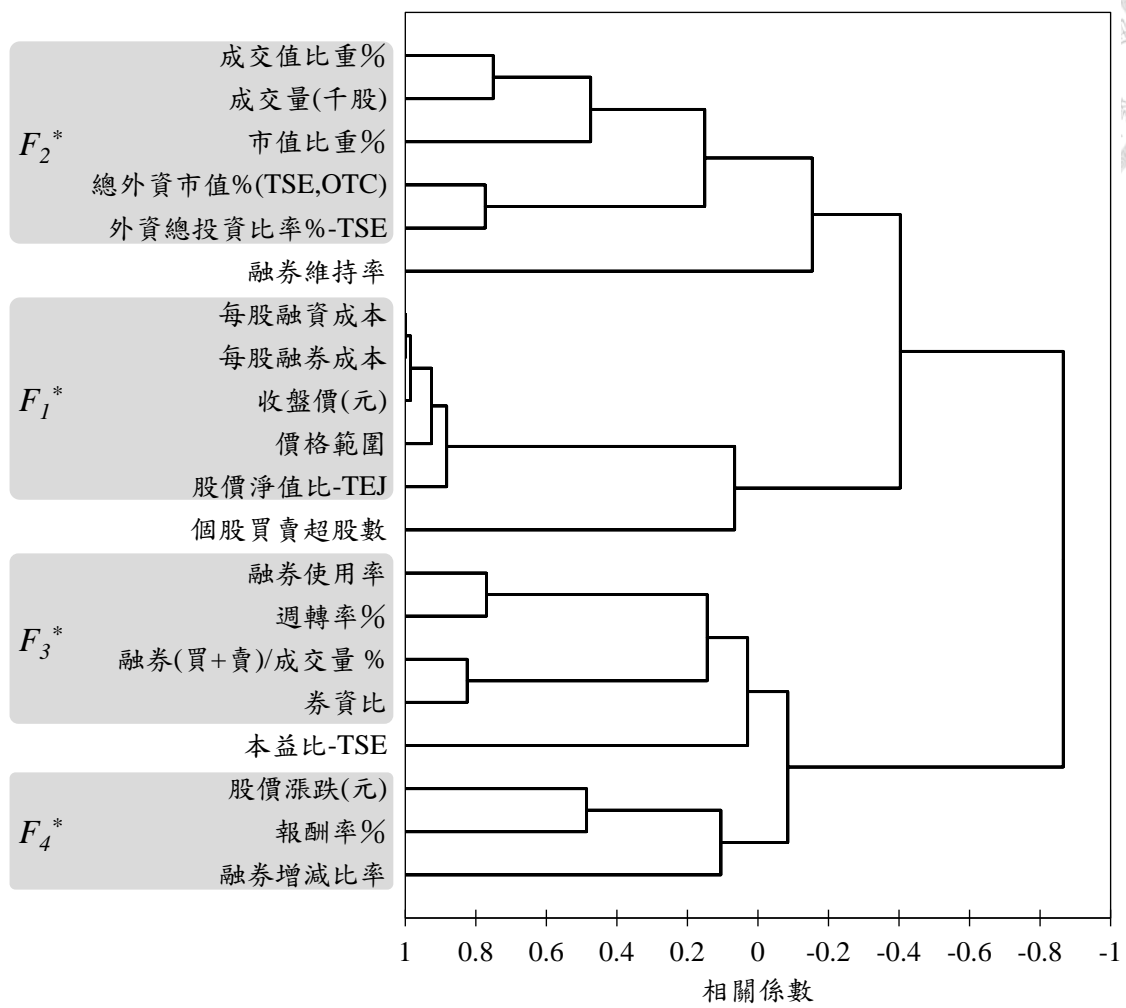


圖A.6 完全連結法產生之樹狀圖（無放空限制之資料；時間：2007年11月12日至2007年11月30日）

表A.7

有放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2007年10月22日至2007年11月9日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.95	0.09	0.15	-0.02
2. 收盤價(元)	0.97	0.11	0	0.02
3. 股價淨值比-TEJ	0.92	0	0.09	0.03
4. 每股融券成本	0.97	0.08	-0.03	0.02
5. 每股融資成本	0.98	0.08	-0.03	0.02
6. 成交量(千股)	-0.32	0.58	0.47	-0.21
7. 市值比重%	0.15	0.81	0.09	-0.05
8. 成交值比重%	0.1	0.61	0.66	-0.1
9. 外資總投資比率%-TSE	0.2	0.67	-0.16	0.15
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.15	0.9	-0.05	0.01
11. 週轉率%	0.04	0.07	0.82	-0.03
12. 融券使用率	0.06	-0.04	0.89	0.04
13. 券資比	0.06	0.02	0.57	0.41
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.11	-0.16	0.74	0.3
15. 報酬率%	-0.14	-0.08	-0.04	0.88
16. 股價漲跌(元)	-0.83	-0.07	-0.06	0.34
17. 個股買賣超股數	0.12	-0.42	0.04	0.33
18. 融券增減比率	-0.07	-0.11	0.05	0.19
19. 融券維持率	-0.08	-0.14	-0.1	-0.72
20. 本益比-TSE	-0.08	-0.03	0.1	-0.05
總樣本變異的累積解釋比例	0.281	0.430	0.587	0.685

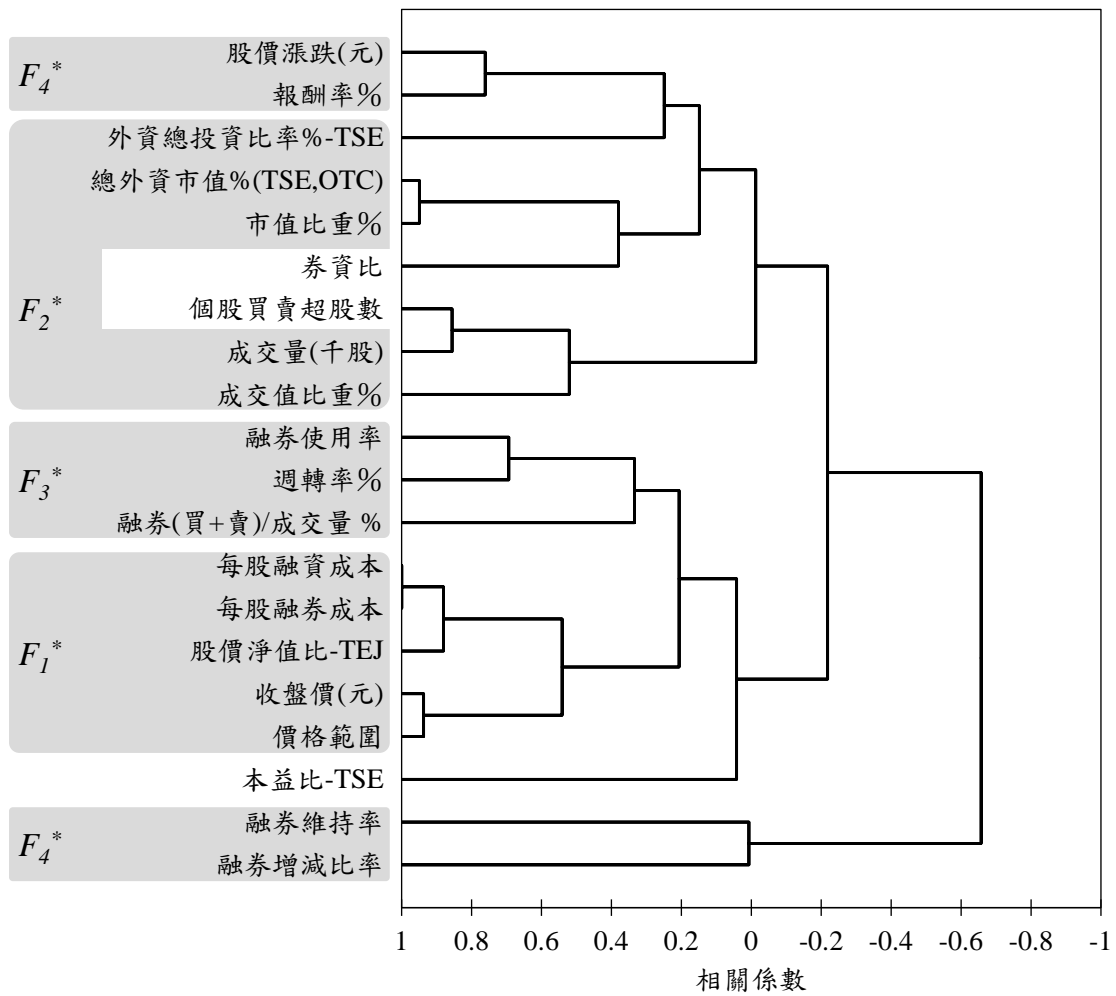


圖A.7 完全連結法產生之樹狀圖（有放空限制之資料；時間：2007年10月22日至2007年11月9日）

表A.8

無放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2005年5月16日至2005年6月13日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.87	-0.02	-0.03	-0.04
2. 收盤價(元)	0.74	-0.05	0.1	-0.17
3. 股價淨值比-TEJ	0.89	-0.05	0.08	0.18
4. 每股融券成本	0.95	-0.03	0.05	-0.05
5. 每股融資成本	0.95	-0.03	0.04	-0.05
6. 成交量(千股)	-0.18	0.97	0.04	0.04
7. 市值比重%	-0.04	0.17	0.98	0.05
8. 成交值比重%	0.38	0.7	0.43	-0.01
9. 外資總投資比率%-TSE	0.15	0.24	0.21	0.19
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0	0.18	0.9	0.13
11. 週轉率%	0.71	0.29	-0.27	0.01
12. 融券使用率	0.6	0.1	-0.15	-0.01
13. 券資比	0.5	0.05	0.39	0.2
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.42	0.4	-0.19	-0.12
15. 報酬率%	-0.01	0.3	0.02	0.93
16. 股價漲跌(元)	-0.14	0	0.15	0.79
17. 個股買賣超股數	-0.11	0.76	0.13	0.26
18. 融券增減比率	-0.13	-0.03	-0.09	0.24
19. 融券維持率	-0.45	-0.09	-0.19	-0.68
20. 本益比-TSE	0.07	0.04	-0.12	0.08
總樣本變異的累積解釋比例	0.286	0.414	0.536	0.651

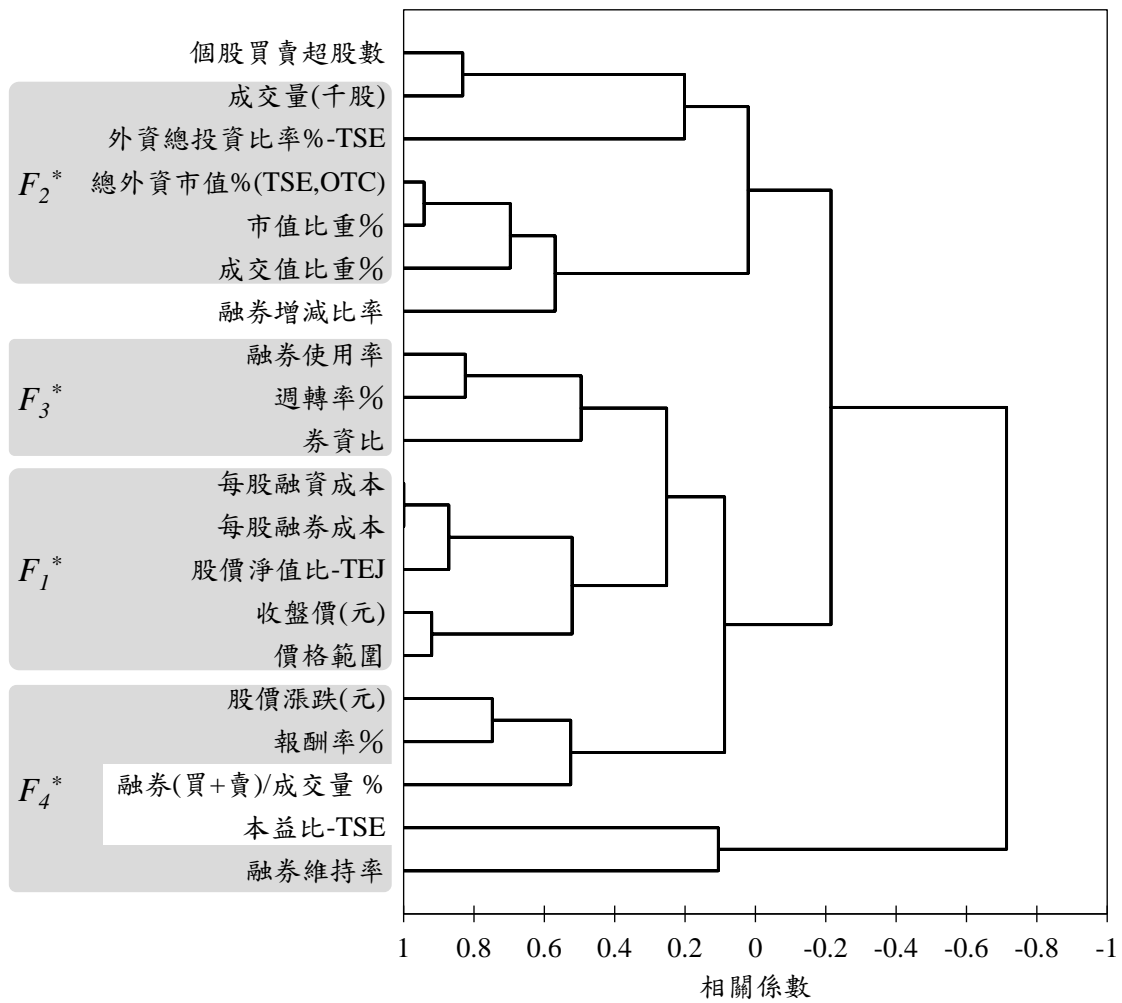


圖A.8 完全連結法產生之樹狀圖（無放空限制之資料；時間：2005年5月16日至2005年6月13日）

表A.9

有放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：2005年4月25日至2005年5月13日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.91	-0.07	0.24	-0.02
2. 收盤價(元)	0.88	0.02	0.03	-0.06
3. 股價淨值比-TEJ	0.59	0.07	0.67	-0.09
4. 每股融券成本	0.83	-0.01	0.49	-0.06
5. 每股融資成本	0.82	-0.01	0.51	-0.06
6. 成交量(千股)	-0.16	0.21	0	0.88
7. 市值比重%	0.04	0.93	-0.05	0.2
8. 成交值比重%	0.23	0.65	0.3	0.54
9. 外資總投資比率%-TSE	0.17	0.17	0	0.17
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.06	0.91	-0.01	0.26
11. 週轉率%	0.32	-0.1	0.85	0.16
12. 融券使用率	0.11	-0.05	0.85	-0.08
13. 券資比	0.2	0.26	0.6	-0.09
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.42	-0.23	0.49	0.29
15. 報酬率%	0.29	-0.3	0.44	0.46
16. 股價漲跌(元)	0.61	-0.18	0.5	0.19
17. 個股買賣超股數	-0.1	0.12	0	0.83
18. 融券增減比率	-0.09	0.76	0.06	0.03
19. 融券維持率	-0.12	-0.09	-0.81	-0.2
20. 本益比-TSE	0.03	-0.07	0	0.01
總樣本變異的累積解釋比例	0.216	0.371	0.585	0.704

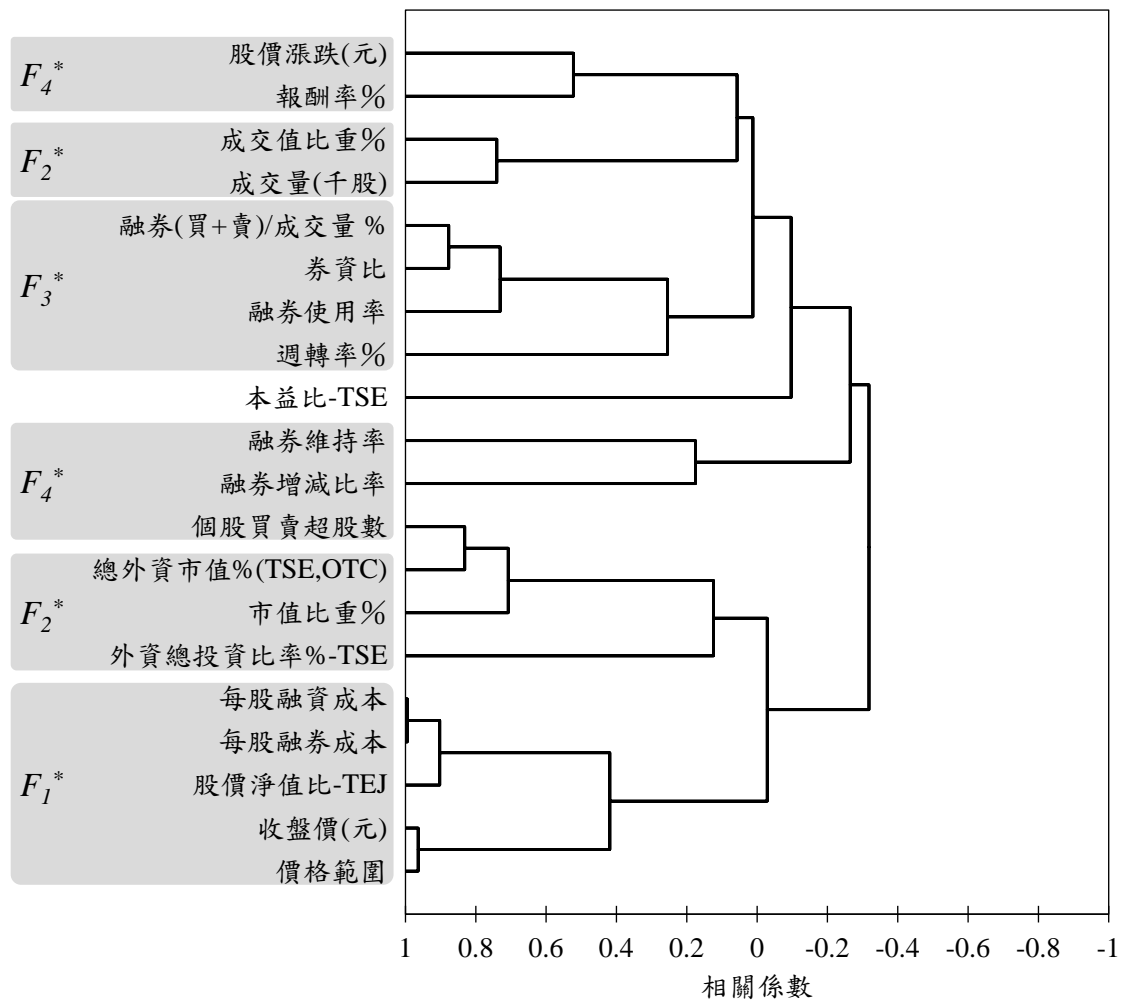
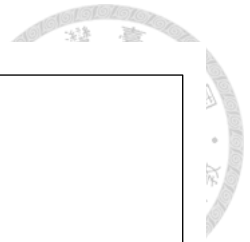


圖A.9 完全連結法產生之樹狀圖（有放空限制之資料；時間：2005年4月25日至2005年5月13日）

表A.10

有放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：1998年9月4日至1998年9月25日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.88	0	-0.17	0.16
2. 收盤價(元)	0.91	0.04	-0.17	0
3. 股價淨值比-TEJ	0.68	0.25	0.44	-0.26
4. 每股融券成本	0.86	0.17	0.36	-0.24
5. 每股融資成本	0.87	0.18	0.34	-0.23
6. 成交量(千股)	-0.03	0.34	-0.02	0.72
7. 市值比重%	0.25	0.88	0.02	0.15
8. 成交值比重%	0.37	0.58	0.23	0.47
9. 外資總投資比率%-TSE	0.1	0.24	0.33	-0.14
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.1	0.92	0.15	-0.02
11. 週轉率%	-0.02	-0.28	0.47	0.57
12. 融券使用率	0.08	-0.13	0.89	0.08
13. 券資比	0.09	0.14	0.83	-0.03
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.27	0.21	0.85	0.14
15. 報酬率%	-0.2	-0.09	0.15	0.76
16. 股價漲跌(元)	0.44	0.16	0.35	0.35
17. 個股買賣超股數	-0.04	0.77	0.06	0
18. 融券增減比率	-0.02	-0.17	-0.22	0.42
19. 融券維持率	0.13	-0.03	-0.21	0.01
20. 本益比-TSE	-0.01	-0.06	0.01	-0.12
總樣本變異的累積解釋比例	0.209	0.365	0.535	0.649

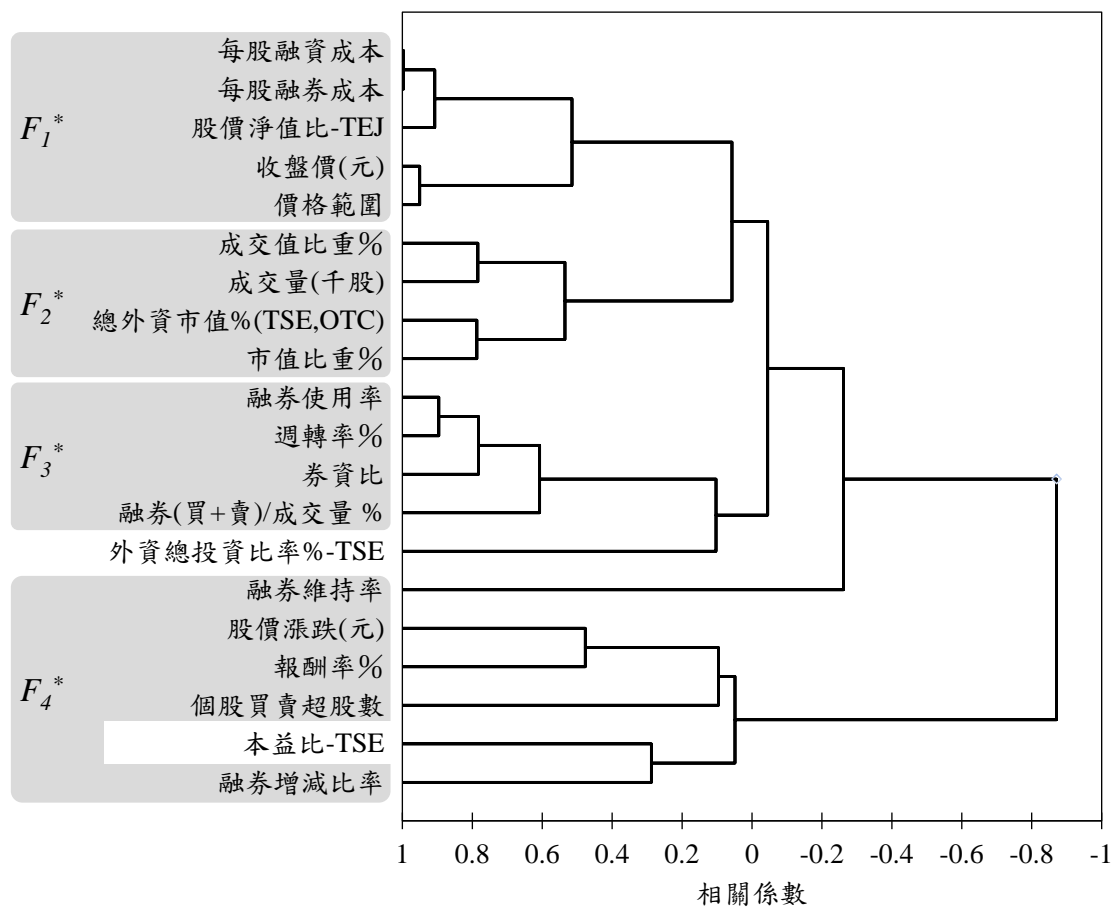


圖A.10 完全連結法產生之樹狀圖（有放空限制之資料；時間：1998年9月4日至1998年9月25日）

表A.11

無放空限制資料之旋轉後負載矩陣 L^* (時間：1998年8月17日至1998年9月3日)

股票變量	旋轉後之因子負載			
	F_1^*	F_2^*	F_3^*	F_4^*
1. 價格範圍	0.92	0.05	0	-0.04
2. 收盤價(元)	0.9	0.06	-0.13	0.06
3. 股價淨值比-TEJ	0.69	0.31	0.41	0.17
4. 每股融券成本	0.88	0.24	0.34	0.12
5. 每股融資成本	0.89	0.26	0.32	0.1
6. 成交量(千股)	0.05	0.65	0.44	-0.28
7. 市值比重%	0.23	0.88	-0.04	-0.14
8. 成交值比重%	0.37	0.57	0.56	-0.07
9. 外資總投資比率%-TSE	0.15	0.31	0.16	0.08
10. 總外資市值%(TSE,OTC)	0.19	0.84	0.04	-0.12
11. 週轉率%	0.13	-0.05	0.9	-0.05
12. 融券使用率	0.12	0	0.93	0.07
13. 券資比	0.16	0.27	0.89	0.15
14. 融券(買+賣)/成交量 %	0.06	0.37	0.66	-0.08
15. 報酬率%	-0.13	-0.02	-0.08	0.86
16. 股價漲跌(元)	-0.83	-0.25	-0.23	0.33
17. 個股買賣超股數	0.09	-0.19	-0.07	0.34
18. 融券增減比率	-0.2	-0.15	-0.06	0.2
19. 融券維持率	-0.1	-0.12	-0.16	-0.6
20. 本益比-TSE	0	-0.06	0.04	0.3
總樣本變異的累積解釋比例	0.242	0.391	0.590	0.677



圖A.11 完全連結法產生之樹狀圖（無放空限制之資料；時間：1998年8月17日至1998年9月3日）



參考文獻



Abrew, D. and M.K. Brunnermeier, 2002, "Synchronization Risk and Delayed Arbitrage," *Journal of Financial Economics* 66 (No. 2-3), 341-360.

Adam, C. Klolasinski, Adam Reed, and Jacob R. Thornock, 2013, "Can Short Restrictions Actually Increase Informed Short Selling?" *Financial Management* 42, 155-181.

Allen, F. and D. Gale, 1991, "Arbitrage, Short-sales and Financial Innovation," *Econometrica* 59 (No. 4), 1041-1068.

Asquith, P. and L. Meulbroek, 1995, "An Empirical Investigation of Short Interest," Harvard University, Working Paper.

Asquith, P. P.A. Pathak, and J.R. Ritter, 2005, "Short Interest, Institutional Ownership and Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 78 (No. 2), 243-276.

Battalio, R. and P. Schultz, 2011, "Regulatory Uncertainty and Market Liquidity: The 2008 Short Sale Ban's Impact on Equity Option Markets," *Journal of Finance* 66, 2013-2053.

Beber, A. and M. Pagano, 2011, "Short-Selling Bans Around the World: Evidence from the 2007-09 Crisis," *Journal of Finance*, forthcoming.

Bernardo, A. and I. Welch, 2002, "Financial Market Runs," NBER Working Papers 9251.

Blau, B.M., B.F. Van Ness, and R.A. Van Ness, 2009, "Short Selling and the Weekend Effect for NYSE Securities," *Financial Management* 38 (No. 3), 603-630.

Boehme, R.D., B.R. Danielsen, and S.M. Sorescu, 2006, "Short-sale Constraints,

Differences of Opinion, and Overvaluation,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 41 (No. 2), 455-487.



Boehmer, E., C.M. Jones, and X. Zhang, 2008, “Which Shorts are Informed?” *Journal of Finance* 63, 491-527.

Boehmer, E., C.M. Jones, and X. Zhang, 2009, “Shackling the Short Sellers: The 2008 Shorting Ban,” University of Oregon Working Paper.

Brent, A., D. Morse, and E.K. Stice, 1990, “Short Interest: Explanations and Test,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25 (No. 2), 273-289.

Bris, A., W.N. Goetzmann, and N. Zhu, 2007, “Efficiency and the Bear: Short-sales and Markets around the World,” *Journal of Finance* 62 (No. 3), 1029-1079.

Chang, E.C., J.W. Cheng, and Y. Yu, 2007, “Short-sales Constraints and Price Discovery: Evidence from the Hong Kong Market,” *Journal of Finance* 62 (No. 5), 2097-2121.

Christos, I. Giannikos, and Eleni Gousgounis, 2012, “Short Sale Constraints and Dispersion of Opinion: Evidence from the Indian Equity Market,” *The Financial Review* 47, 115-143.

Clifton, M. and M. Snape, 2008, “The Effect of Short-Selling Restrictions on Liquidity: Evidence from the London Stock Exchange,” London Stock Exchange White Paper.

Desai, H., K. Ramesh, S. Thiagarajan, and B.V. Balachandran, 2002, “An Investigation of the Informational Role of Short Interest in the Nasdaq Market,” *Journal of Finance* 57 (No. 5), 2263-2287.

Diamond, D.W. and R.E. Verrecchia, 1987, “Constraints on Short-Selling and Asset Price Adjustment to Private Information,” *Journal of Financial Economics* 18 (No. 2), 277-311.

Diether, K.B., C.J. Malloy, and A. Scherbina, 2002, "Defferences of Opinion and the Cross Section of Stock Returns," *Journal of Finance* 57, 2113-2141.

Figlewski, S., 1981, "The Informational Effects of Restrictions on Short-sale: Some Empirical Evidence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 16 (No. 4), 463-476.

Gagnon, L. and J. Witmer, 2009, "Short Changed? The Market's Reaction to the Short Sale Ban of 2008," Bank of Canada and Queens University Working Paper.

Glass, G. V., and Maguire, T. O., 1966, "Abuses of factor scores," *American Educational Research Journal*, 3(4), 297-304.

Gopalan, M., 2003, "Short Constraints, Difference of Opinion and Stock Returns," Duke University, Working Paper.

Hong, H. and J.C. Stein, 2003, "Differences of Opinion, Short-sales Constraints and Market Crashes," *Review of Financial Studies* 16 (No. 2), 487-525.

Jarrow, R., 1980, "Heterogeneous Expectations, Restrictions on Short-sales, and Equilibrium Asset Prices," *Journal of Finance* 35 (No. 2), 1105-1113.

Jennings, R. and L. Starks, 1986, "Earnings Announcements, Stock Price Adjustment, and the Existence of Option Markets," *Journal of Finance* 41, 107-125.

Kawashima, N., and Shiomi, K., 2007, Factors of the thinking disposition of Japanese high school students. *Social Behavior and Personality*, 35(2), 187-194.

Kot, H.W., 2007, "What Determines the Level of Short-Selling Activity?" *Financial Management* 36 (No. 4), 1-19.

Marsh, I.W. and N. Niemer, 2008, "The Impact of Short Sales Restrictions," Cass Business School Working Paper.

Miller, E.M., 1977, "Risk, Uncertainly and Divergence of Opinion," *Journal of Finance* 32 (No. 4), 1151-1168.

Ofek, E. and M. Richardson, 2003, "DotCom Mania: The Rise and Fall of Internet Stock Prices," *Journal of Finance* 58, 1113-1137.

Robert Battalio, and Paul Schultz, 2011, "Regulatory Uncertainty and Market Liquidity: The 2008 Short Sale Ban's Impact on Equity Option Markets," *The Journal of Finance* 66 (No. 6), 2013-2053.

Scheinkman, J.A. and W.Xiong, 2003, "Overconfidence and Speculative Bubbles," *Journal of Political Economy* 111 (No. 6), 1183-1219.

Tabachnick, B. G., and Fidell, L. S., 2001, *Using Multivariate Statistics (4th Ed.)*. Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.

Van, T. Nguyen ,and Alex P.Tang, 2011, "Did the 2008 Short-Sale Ban Prevent a Market Crash?" *Journal of Applied Finance* 21 (No. 1), 62-77.

Wilks. S. S., 1932, "Certain generalizations in the analysis of variance," *Biometrika*, 24, 471-494.

Woolridge, J.R. and A. Dickinson, 1994, "Short Selling and Common Stock Prices," *Financial Analysts Journal* 50 (No. 1), 20-28.