

國立臺灣大學社會科學院經濟學系

碩士論文

Department of Economics
College of Social Science
National Taiwan University
Master thesis

台灣股價指數、融資券餘額與

三大法人操作互動性分析

A Study of Interaction Among Taiwan Stock Market,
Margin, and Institutional Investors



陳文玲

Wen-Lin Chen

指導教授：謝德宗 博士

Advisor: Hsieh Der-Tzon, Ph.D

中華民國 97 年 7 月

July, 2008

國立臺灣大學碩士學位論文
口試委員會審定書

台灣股價指數、融資券餘額與三大法人操作互動性分析

A Study of Interaction Among Taiwan Stock
Market, Margin, and Institutional Investors

本論文係陳文玲（學號 P95323024）在國立臺灣大學經濟學系完成之碩士學位論文，於民國 97 年 7 月 27 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：

謝德宗

（指導教授）

何志欽

李顯峰

誌 謝

台灣大學經濟研究所兩年的求學生涯，在這篇論文完成後畫上完美的句點，論文得以順利付梓，首先要感謝指導教授 謝德宗博士這兩年來給予我課業與論文寫作上的悉心指導，讓我的論文能順利完成，在我遇到瓶頸的時候他總是給我明燈，在我怠惰的時候他也不斷地鞭策著我，他就是這麼孜孜不倦地幫助我成長，嚴謹地給我磨練的機會。相信在未來的生涯中，它將使我一輩子受用無窮，僅此致上最誠摯的敬意與謝忱。同時，本論文口試期間承蒙 何志欽教授與 李顯峰教授於百忙之中抽空，提供寶貴意見，使本論文更臻完善，也在此謹致上最誠摯的謝忱。

回首這兩年來，感謝 朝凱助教、智勇學長與同學們相互的加油打氣，讓我的碩士生涯多采多姿，在課業上，因為有你們，使我得以不斷的學習成長。由衷的感謝各位在我求學最苦悶時，給予我鼓勵及支持，讓我在奮鬥的日子中不會感到孤單。因為有你們，更加豐富了我的生命，感謝大家在這兩年的生活中，留下了許多難忘甜美的回憶，謝謝！

最後，我想感恩的是我摯愛的父母、老公及妹妹，謝謝家人的支持及包容，使我能無後顧之憂地完成學業，走過人生歷程中重要的里程碑。感謝的人太多，願大家幸福快樂！

以此論文獻給所有的朋友。

陳文玲 謹致於

台灣大學 經濟研究所

民國九十七年七月

中文摘要

本文係針對台灣股市融資融券餘額、自營商買賣超、投信買賣超與外資買賣超等三大法人操作對股價指數與成交值的影響，驗證彼此間是否存在長期均衡關係，進而利用 VECM 模型驗證股價指數與成交值如何受到融資、融券張數及三大法人買賣超變化的影響。本研究利用 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定、Granger 因果關係、共整合檢定與 VECM 模型等計量方法建立實證模型。實證結果所獲得的重要結論如下：

一、Granger因果關係檢定

在非經濟因素的市場指標中，股價指數受本身過去的走勢影響最顯著，成交量、融資融券量及法人進出並非股價的領先指標。另外，法人中的外資進出較具獨立性，較不容易受市場變化來改變操作策略。

二、由共整合檢定

在全部樣本期間，股價指數和各變數期間的共整合關係由檢定結果發現在顯著水準1%下，股價指數和融資餘額、自營商買賣超、投信買賣超、外資買賣超存在共整合關係，但和融券餘額的共整合關係則不顯著。

三、由VECM模型估計

(1) 股價指數及三大法人的互動分析

由股價指數和三大法人領先落後實證分析結果，三大法人往長期均衡調整的速度比股價指數快，在股價指數和三大法人間，股價指數較具主導力。

(2) 散戶及三大法人的操作行爲

由散戶和三大法人的操作行爲實證分析結果，顯示融資餘額(散戶)往長期均衡調整的速度比外資買賣超快，在散戶和外資買賣超間，外資買賣超較具主導力。

關鍵字：共整合、Granger 因果檢定、向量誤差修正模型

Abstract

This thesis studies the affections of the adjusted debit balance for finance/bearish and the net buy/sell for three major institution investors (the dealers, the domestic institutions, and the foreign investment institutions) on TSE index and its trading volume to verify if there exists a long-term equilibrium among them. Besides, the volume for finance/bearish and the variation of net buy/sell volume for the three major institution investors are assumed as another affected factors in this study. Some econometrical methodologies such as the unit root test of Augmented Dickey-Fuller, Granger causality test, cointegration test, and the VECM estimation are employed in this research. The main results are shown as follows:

1. Granger causality test

Among the market indicators of the non-economic factors, the TSE index is affected by its past performance significantly. The other factors such as the trading volume, the finance/bearish volume, and the operation of the foreign investment institutions are not the leading indicators. Besides, the trading strategy of the foreign investment institutions is independent and is not affected by the variation of the market.

2. Cointegration test

For all trading periods, there exists the relationship significantly under 1% confidence level between the TSE index and other variables such as the adjusted debit balance for finance, the net buy/sell for the dealers, the domestic investment institutions, and the foreign investment institutions. However, the adjusted debit balance for bearish is an exclusion.

3. VECM estimation

(1). The interaction between TSE index and the three major investment institutions

The empirical result proves that the speed toward the long-term equilibrium for the three major investment institutions is faster than for the TSE index, even the latter plays a leading role.

(2). The operation for the retail investors and the three major investment institutions

The empirical result proves that the speed toward the long-term equilibrium for the adjusted debit balance of finance is faster than for the net buy/sell of the foreign investment institution, even the latter plays a leading role.

Key Words: Cointegration, Granger causality test, Vector Error Correction Model



目 錄

第一章 緒論.....	1
1.1. 研究背景與動機.....	1
1.2. 研究範圍與目的.....	4
1.3. 本文架構.....	5
第二章 文獻探討.....	7
2.1. 信用交易制度.....	7
2.2. 融資融券餘額與股價的互動.....	10
2.3. 三大法人操作的發展.....	13
2.4. 法人操作效果的文獻回顧.....	16
第三章 實證模型的建立.....	18
3.1. Granger 因果關係檢定.....	18
3.2. 向量自我迴歸模型 (Vector Autoregressive Model, VAR).....	19
3.3. 資料來源與處理.....	20
3.4. 單根檢定.....	23
第四章 實證結果分析.....	28
4.1. Granger 因果關係檢定.....	28
4.2. 共整合檢定.....	44
4.3. VECM 模型估計.....	45
第五章 結論.....	54
5.1. 結論.....	54
參考文獻.....	57

圖目錄

圖 1-1 台灣集中市場投資人類別成交金額比例趨勢.....	1
圖 1-2 融資券餘額和股價指數.....	2
圖 1-3 三大法人買賣超金額和股價指數.....	3
圖 2-1 融資融券餘額佔成交值比重.....	11
圖 2-2 法人交易比重和台股走勢.....	15
圖 3-1 融資餘額、融券餘額、股價指數、成交量的對數及對數差分走勢圖.....	21
圖 3-2 投信、外資、自營商買賣超金額及差分走勢圖.....	22



表目錄

表 1-1 本文架構.....	6
表 3-1 變數與來源	20
表 4.1.1 大盤加權指數與成交量因果關係檢定	29
表 4.1.2 大盤加權指數與融資餘額因果關係檢定.....	29
表 4.1.3 大盤加權指數與融券餘額因果關係檢定.....	30
表 4.1.4 大盤加權指數與自營商買賣超因果關係檢定	31
表 4.1.5 大盤加權指數與外資買賣超因果關係檢定	31
表 4.1.6 大盤加權指數與投信買賣超因果關係檢定	32
表 4.1.7 成交量與融資餘額因果關係檢定	33
表 4.1.8 成交量與融券餘額因果關係檢定	34
表 4.1.9 成交量與自營商買賣超因果關係檢定.....	35
表 4.1.10 成交量與外資買賣超因果關係檢定.....	35
表 4.1.11 成交量與投信買賣超因果關係檢定	36
表 4.1.12 融資餘額與融券餘額因果關係檢定	37
表 4.1.13 融資餘額與自營商買賣超因果關係檢定.....	38
表 4.1.14 融資餘額與外資買賣超因果關係檢定.....	39
表 4.1.15 融資餘額與投信買賣超因果關係檢定	39
表 4.1.16 融券餘額與自營商買賣超因果關係檢定.....	40
表 4.1.17 融券餘額與外資買賣超因果關係檢定	41
表 4.1.18 融券餘額與投信買賣超因果關係檢定	42
表 4.1.19 自營商買賣超與外資買賣超因果關係檢定	42
表 4.1.20 外資買賣超與投信買賣超因果關係檢定.....	43
表 4.2.1 股價指數與各變數共整合檢定結果.....	44

表 4.2.2 融資餘額與三大法人買賣超共整合檢定結果.....	45
表 4.3.1 股價指數與融資餘額 VECM 模型估計結果.....	46
表 4.3.2 股價指數與自營買賣超 VECM 模型估計結果.....	47
表 4.3.3 股價指數與投信買賣超 VECM 模型估計結果.....	48
表 4.3.4 股價指數與外資買賣超 VECM 模型估計結果.....	49
表 4.3.5 融資餘額與自營買賣超 VECM 模型估計結果.....	51
表 4.3.6 融資餘額與投信買賣超 VECM 模型估計結果.....	52
表 4.3.7 融資餘額與外資買賣超 VECM 模型估計結果.....	53

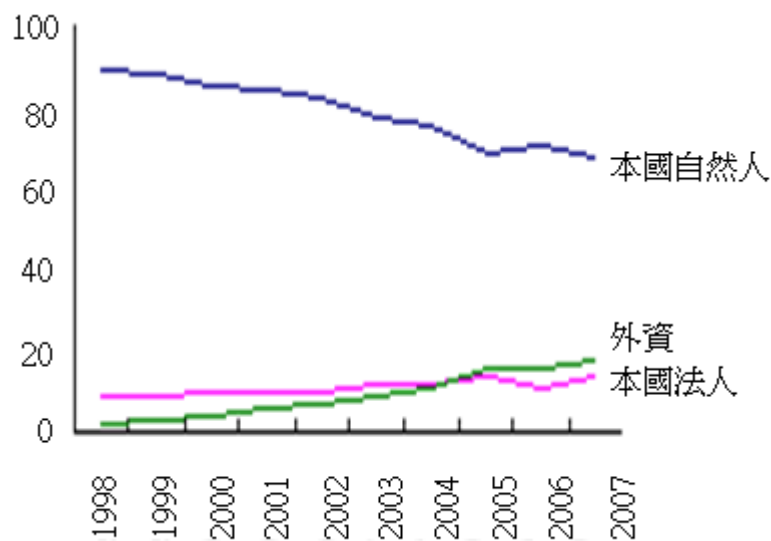


第一章 緒論

1.1 研究背景與動機

自 1990 年以來，決策當局為推動台灣成為亞太金融中心，採取引進外資、放寬外資投資比例、開放證券投資信託公司設立等一連串開放措施，逐漸擴大法人在股市的投資規模及影響力。Schwartz 與 Shapiro（1992）指出，美國法人進出 NYSE 的成交值比率於 1989 年已經達到 70%，反觀同時期的台灣股市，法人進出只佔 3% 成交值。圖 1-1 顯示 1998~2007 年的台灣股市投資人交易結構變化趨勢，代表自然人的散戶比例從 1998 年的 89.73% 呈現一路遞減，但至 2007 年仍高達 67.62%；反觀本國法人與外資則從 1998 年的 8.631% 及 1.619% 逐漸成長，直至 2007 年分別達到 13.7% 與 7.62%。國內股市的投資人結構在 10 年間雖然出現重大轉變，不過散戶交易金額比例仍接近 7 成，其交易變化對股市將發揮高度影響力。

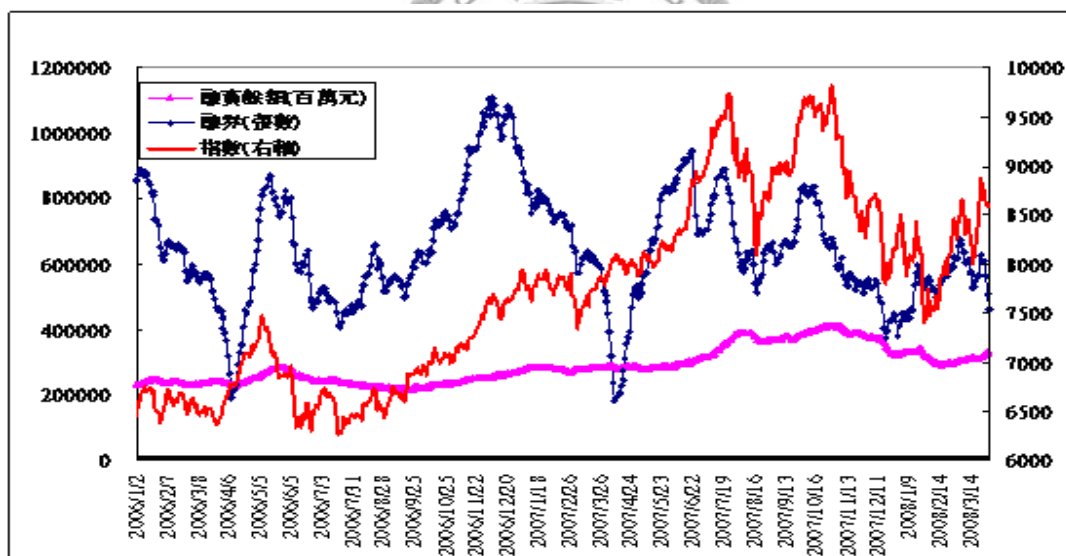
圖 1-1 台灣集中市場投資人類別成交金額比例趨勢（單位：%）



資料來源：證券交易所

接著，信用交易產生係源於投資人（散戶）偏好風險的態度及追求加速財富累積，而台灣證券交易所於1990年放寬信用交易措施，綜合券商與證券金融公司可以同時辦理融資融券業務，促使國內融資與融券餘額占成交值比率在2005年1月達到28%的高峰。信用交易扮演活絡與穩定證券市場運行、保護投資人彈性因應市場變化及協助總體經濟發展的功能，然而散戶盛行擴張信用交易，發揮提昇市場流動性與擴大成交值的作用，進而在市場創造「假性供給」與「假性需求」兩股力量，影響股價變化至鉅，致使證券信用交易餘額經常被用於衡量市場人氣及投機性指標。

圖 1-2 融資券餘額和股價指數

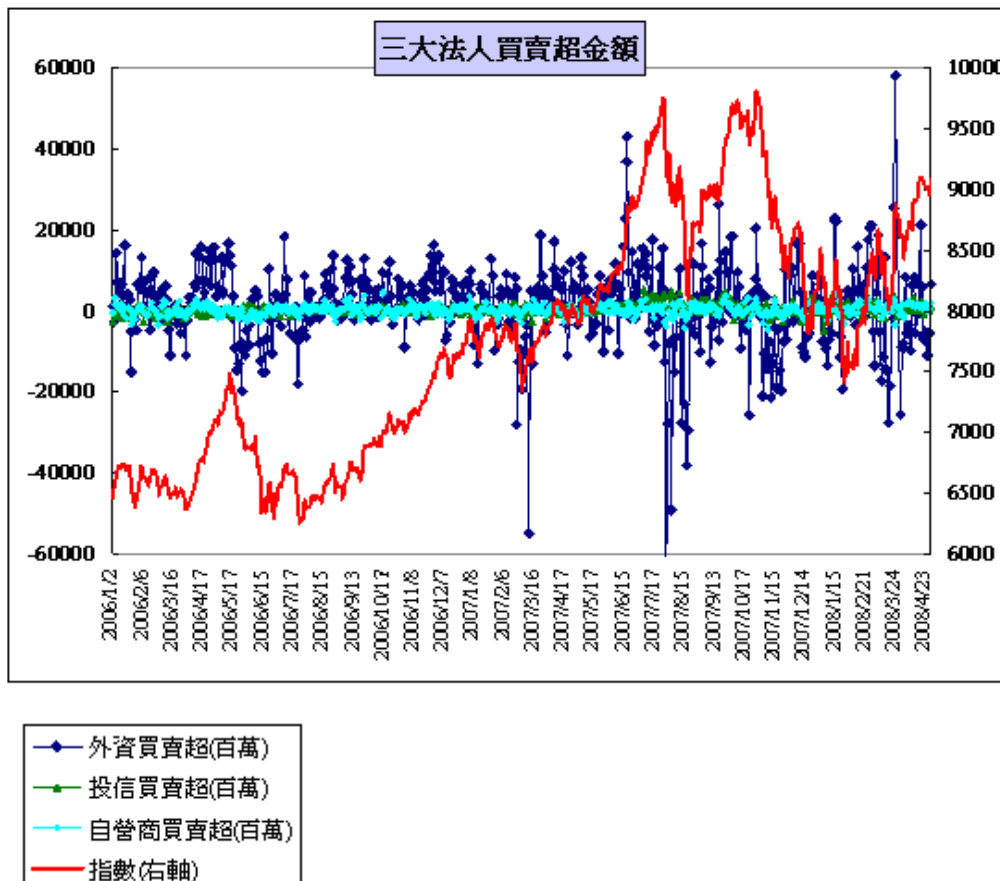


資料來源：c money

法人和股市分析師經常以融資融券餘額來剖析散戶的操作態度，認為融資餘額過高容易形成「多殺多」的疑慮；反之，融券餘額太高則會產生「軋空」情形，是以融資融券的信用交易變化提供投資人擬定操作決策的訊息。圖1-2顯示台灣股市在2006年1月12日至2008年3月14日的融資餘額與股價指數變動趨勢。2007年的融資餘額曾高達4,000多億元，創下1990年10月以來的新高紀錄，反映融資戶追漲

氣氛頗濃，而螞蟻雄兵進場動能增強。此外，融資餘額向來是散戶對盤勢多空態度的觀察指標，然而台股自2007年7月起，面臨美國次級房貸風暴衝擊，而入聯公投新聞也沸沸揚揚，促使台、美、中三邊關係陷入緊張的政治面利空，導致指數回檔速度頗快。不過隨著美國聯準會降息2碼的利多刺激，融資戶見反彈契機來臨，不斷加碼買進股票，刺激融資餘額擴充過速，成為領先指數突破前波高點的主因。是以信用交易餘額與股市變化的互動關係，係一值得探討的議題。

圖 1-3 三大法人買賣超金額和股價指數



資料來源：c momey

另一方面，近年來法人在股市扮演的重要性逐年擴大，圖1-3顯示2006年1月2日至2008年4月23日三大法人買賣超金額和台股大盤走勢。由於外資、投信與自營商等三大法人擁有相對優越的訊息與龐大資金、分析力強，逐漸取代傳統的市場

主力操作，成爲主導股市脈動的重要力量。是以由兩者的互動趨勢來看，國內三大法人買賣超與台股走勢的相互關係，也是另一值得探討的議題。

過去探討信用交易的文獻極少考量法人操作的影響，然而三大法人的行爲確實影響股價，進而衝擊採取信用交易投資人的決策，也可能再次影響法人的操作決策而成爲彼此互動的關係。此外，台灣證券交易所於每個交易日皆公佈融資融券餘額、融資融券增減、三大法人買賣超，三大法人操作雖是目前市場主流，也讓許多投資人引用三大法人買賣超作爲參考指標，然而當投資人積極參與市場時，信用交易資訊是否也可能成爲法人進出股市的觀察指標呢？一旦融資融券出現劇烈波動，將是法人調整決策的時機嗎？信用交易資訊似乎隱含某些有用的投資資訊內涵。

總之，由於股價與成交量、法人操作以及信用交易彼此間存在互動關係，彼此間的關聯性與因果關係，而這些訊息將有助於投資人選擇操作時機的參考，從而成爲值得深入探討的議題。

1.2 研究範圍與目的

爲探討台灣股市交易狀況，融資融券餘額與三大法人操作的互動關係，本文選擇 2006～2007 年爲樣本期間，進行驗證下列議題：

- (1) 探討台灣股價指數、成交值、融資與融券變化率間互動因果關係。
- (2) 探討股價變動與融資、融券及三大法人買賣超彼此間的領先或落後關係，同時驗證股價變動與融資、融券、三大法人買賣超是否存在相互回饋關係。

(3)針對台灣股市融資融券餘額、自營商買賣超、投信買賣超與外資買賣超等三大法人操作對股價指數與成交值的影響，驗證彼此間是否存在長期均衡關係，進而利用 VECM 模型驗證股價與成交值如何受到融資、融券張數及三大法人買賣超變化的影響。

1.3 本文架構

本文架構將如表 1-1 所示，分為五大部份。

第一章為緒論，說明本文研究背景與動機。

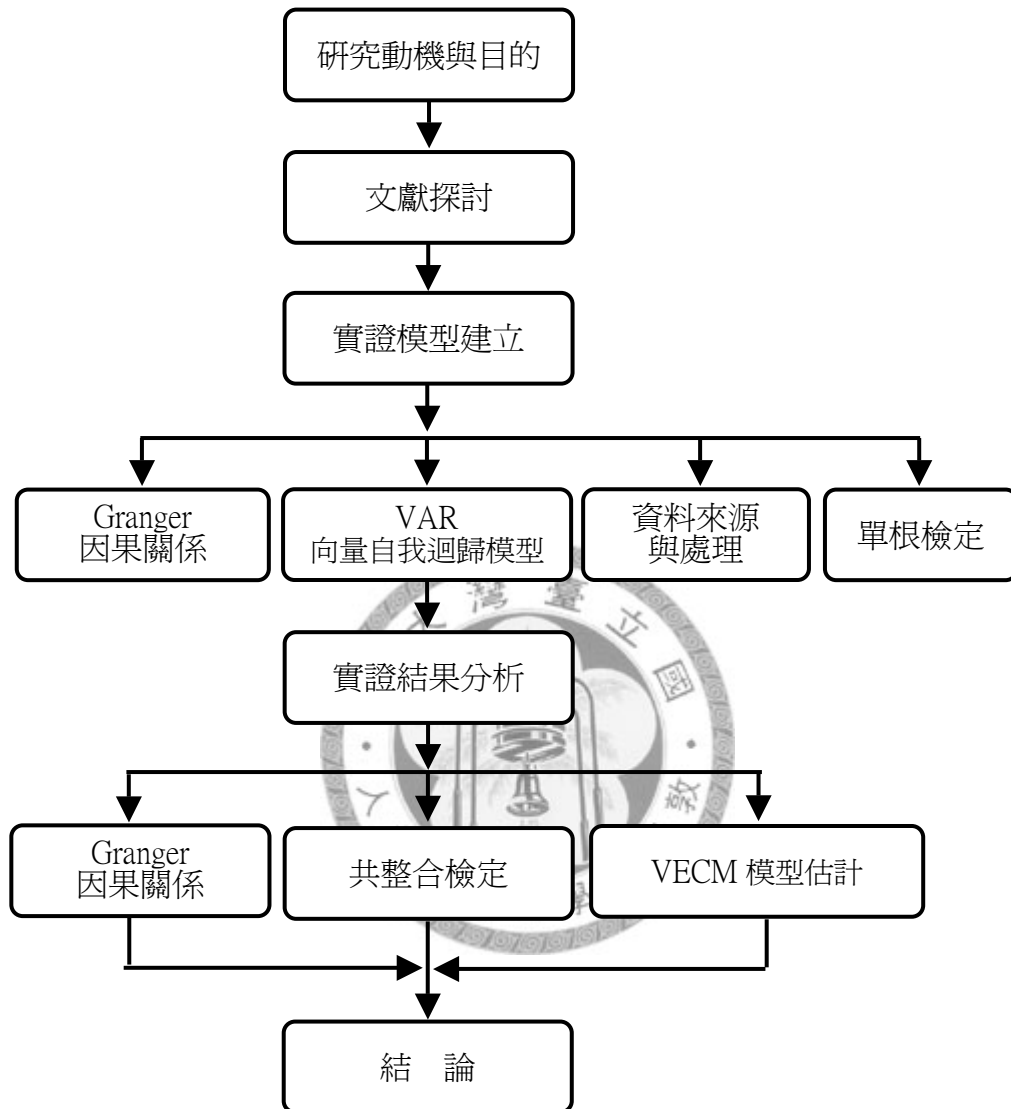
第二章為文獻回顧。針對股市價量關係與融資融券關係、法人關係等相關實證文獻進行回顧。

第三章為實證模型的建立，包括資料來源及處理，利用 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定、Granger 因果關係、共整合檢定與 VECM 模型等計量方法建立實證模型。

第四章將就第三章的實證結果進行說明。

第五章是結論與建議。

表 1-1 本文架構



第二章 文獻探討

有關股票市場融資融券信用交易的實證文獻，多數集中在探討信用交易與股價指數之間的關聯性、財政政策、貨幣政策、信用交易保證金比率與市場波動程度間相互關係等議題。以下將就信用交易制度發展過程與三大法人操作影響等相關文獻進行回顧。

2.1 信用交易制度

2.1.1 信用交易制度的發展沿革

信用交易的產生起源於投資人偏好風險的態度，以及追求加速累積財富的誘因。在股價出現巨幅波動之際，投資人採取融資融券的操作策略，將可發揮擴大盈虧幅度的槓桿效果。尤其是信用交易具有活絡與穩定證券市場交易、保護投資人彈性因應市場變化及協助經濟發展的功能，導致證券信用交易餘額經常用做衡量市場人氣及投機性指標。

台灣證券交易所於 1962 年 2 月 9 日開業後，決策當局逐漸開放各種信用交易管道與工具，促使信用交易制度日益健全。隨著投資人熟悉利用財務槓桿操作後，加速國內股市交易值呈現擴增趨勢，導致信用交易影響股價程度不容忽視。國內股市在 1973 年 2 月 16 日面對首次能源危機的重大衝擊，決策當局為抑制股市過熱及防止大戶逃漏股利所得稅，將例行交易保證金提高為 100%，形同取消信用交易。為挽救股市的崩跌，決策當局在 1974 年 4 月開放由交銀、台銀及土銀三家辦理信用交易，但僅侷限於開辦融資業務。為解決有融資而無融券的跛足信用交易市場，決策當局再於 1980 年 4 月 21 日成立復華證券金融公司，集中辦理證券信用業務。爾後，決策當局於 1993 年開放成立 3 家證券金融公司，1990 年 9 月 27 日

開放證券商自辦融資融券業務，打破復華公司獨佔的局面。隨著證券商加入自辦融資融券業務，融資餘額也大幅增加，而融資餘額大幅擴張也成為推升大盤上漲的主要動力來源。

國內證券信用交易制度採取美、日的保證金交易模式，係由證金公司透過證券商代為辦理信用交易，或由證券商自行辦理信用交易之「雙軌制」。除集中市場外，「店頭市場」的證券櫃檯買賣中心也辦理信用交易業務。此外，決策當局管制融券之信用交易，相對融資交易嚴苛，此係融券的風險性相對較大的緣故。至於決策當局建立證券信用交易制度，發揮效果包括：(1)對體系而言，建立公開的證券信用交易制度可保障投資人；(2)對市場而言，提升證券流動性及發揮調節股價的功能；(3)對投資人而言，擴大證券投資的槓桿效果。

台灣實施信用交易制度數十年，在架構及內容上歷經眾多變革與改進，發展過程可分為五個階段：(1)例行期約交易（1962年二月至1974年三月）。(2)指定金融機構（台銀、交銀及土銀）辦理證券融資業務（1974年四月至1986年三月）。(3)復華證券金融公司（改名為元大證金公司）專責辦理融資融券業務（1980年四月至1990年九月）。(4)復華公司與合格證券經紀商雙軌並行辦理融資融券業務（1990年十月至1995年六月）。(5)新增環華、富邦及安泰三家證金公司辦理融資融券業務（1995年七月迄今）。在此過程中，該制度出現四個重要改革：

①證券信用交易制度於1974年四月正式實施，由三家銀行辦理證券信用交易，但僅限於融資業務。

②復華證金公司於1980年四月設立，專責辦理融資業務，但至同年七月才獲准辦理融券業務，證管會並同時取消當日沖銷的限制。

③1980年十月准許合格證券經紀商自辦融資融券業務。

④1995年七月新增三家證券金融公司代辦未合格證券經紀商客戶之融資融券業務。

證券信用交易制度係指融資融券與其操作有關的各種相關規定，包括融資融

券額度、期限、融資比率、融資融券維持率，資券相抵，融券回補，客戶保證款券運用，以及證券商融資融券限額等，是以決策當局透過證券信用交易制度之設計、管理及運作，調節證券市場資金供需以活絡股市及穩定股價。由於國內證券信用交易制度在設計、管理及運作時有問題發生，如，利用融資融券進行不法炒作、擾亂市場秩序，融資比率及融券保證金成數調整過頻或不當引起反效果，融資融券期間受限引起斷頭賣出或強制回補，融券條件遠比融資條件嚴格，致使信用交易制度未能發揮其平衡「假性供需」的市場機能。此外，證券信用交易制度能否效率運作，也受股東以其股票向金融機構質押再投入證券市場的影響，是在檢討國內信用交易制度時，也需探討影響其運作的一些相關因素。

2.1.2 國內信用交易制度內涵

投資人運用融資與融券策略買賣證券稱作信用交易，此種方式必須透過證券金融公司或自辦信用證商辦理，而且須依規定繳納一定比率的保證金，辦理信用交易且需有資格限制。投資人採取擴張信用交易，向證金公司融資買股票，必須支付融資利息。另外，投資人透過證金公司融券賣出股票，必須支付借券費、擔保品及保證金，而後者須支付投資人擔保品及保證金的利息。在此，國內上市融資成數為 60%，而融券保證金成數為 90%；至於上櫃融資為 50%，而融券保證金成數為 90%。

接著，投資人採取融資或融券交易，面對股價波動，必須維持保證金或擔保品押在證金公司的最低底限（目前為 120%），而擔保維持率公式為：

$$(a) \text{ 融資：} \frac{\text{融資證券市值}}{\text{原融資金額}} \times 100\% = 120\%$$

$$(b) \text{ 融券：} \frac{\text{原融券擔保價款及保證金}}{\text{融券證券市值}} \times 100\% = 120\%$$

當保證金或擔保品的維持率低於 120%時，投資人需在 2 天內償還融資或融券部份的金額，一旦未能即時如數償還，證金公司即自補繳期限屆滿之次一營業日起處分其擔保品。至於投資人償還融券的方式有二：

(1) 買進償還：投資人委託證券商買進原融券之證券，償還融券。

(2) 現券償還：投資人透過證券商，以同一股票之現股或集保庫存償還向證金公司借來融券賣出之證券，以取回融券賣出之價款及保證金。

再則，證券金融公司針對融資融券限額的規定如下：

融資融 券限額 (萬元)	融資	每一客戶最高金額	6,000
		單一上市個股	1,500
		單一上櫃個股	1,000
	融券	每一客戶最高金額	2,000
		單一上市個股	1,000
		單一上櫃個股	750

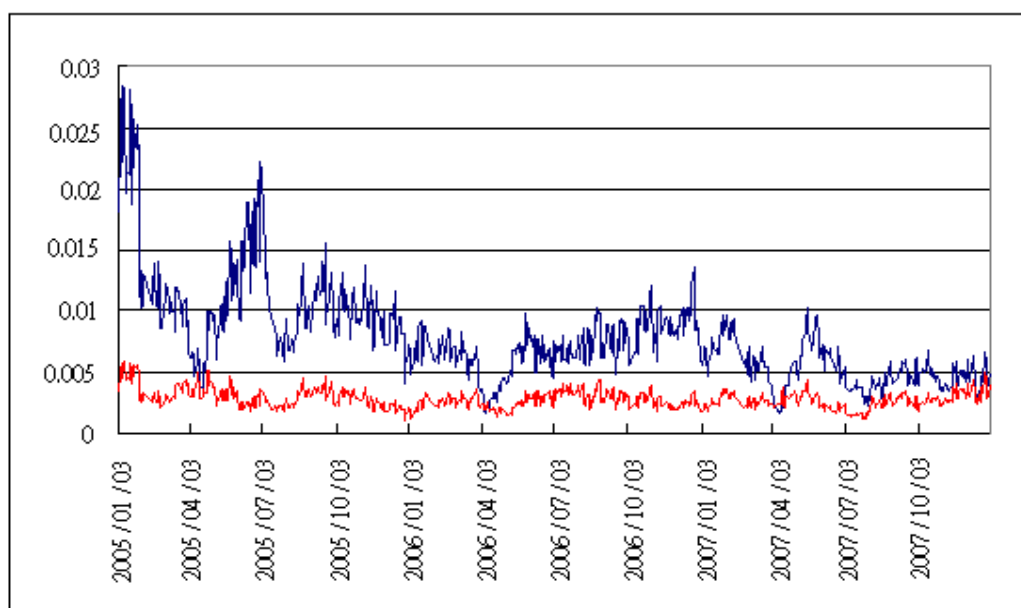
最後，投資人採取融資與融券交易的期限均為半年，目前證期局規定得視客戶信用狀況，准予申請展延期限六個月，並以一次為限。至於期限以對月對日之交割日為準，如委託人於 2008 年一月五日融資買進，一月七日為交割日（此為融資起息日），半年期限則於 2008 年七月七日（交割日）到期，投資人須於七月六日前融資賣出才不會逾期，至於融券到期日的算法亦同。不過在面臨上市公司停止過戶之際，除臨時股東會及停止過戶的原因不影響行使股東權外，融券則需提前償還。

2.2 融資融券餘額與股價的互動

台灣股市與其他國家股市交易方式的最大差異在於融資使用率以散戶居多，圖 2-1 顯示 2005 年 1 月 3 日至 2007 年 10 月 3 日的融資融券餘額占成交值比重的趨

勢，從趨近於 3% 的高峰，直至維持在 0.5% 上下波動。至於有關融資融券交易的實證文獻，多數係以迴歸分析來處理時間序列資料，Gennaro(1990)指出股票報酬率與波動性間存在互動關係，Su (1996)也指出股票報酬率存在時間數列的波動性，在驗證信用交易保證金調整對股票長期波動性的影響時，必須考慮條件標準差之問題。不過相關文獻則是很少涉及融資餘額與大盤的關聯性。

圖 2-1 融資融券餘額佔成交值比重



資料來源：c momey

Largay 與 West(1973)驗證 1933~1969 年的美國 S & P500 股價指數日資料，發現決策當局以調整信用條件來影響股價的政策將毫無效果。Hardouvelis (1990)針對 1934~1987 年的日本東京證交所月資料，採取向量自我迴歸模式 (VAR) 進行驗證，發現控制信用交易條件是抑制股票市場投機風氣的有效工具。Hardouvelis 與 Peristiani (1992) 接續再以迴歸分析驗證 1951~1988 年的日本東京證交所月資料與週資料，也認為管制信用交易條件有助於抑制股市的投機行為。

接著，錢友琪 (1993) 利用 Granger 因果關係檢定，驗證 1983~1992 年的國內證券信用交易餘額與股價間的因果關係，發現若不考慮瞬間因果關係，股價會單

向影響融資融券餘額，融資與融券則是彼此交互影響。楊凱智(1994)接續採取逐步迴歸方式探討，影響國內融資餘額變動的因素，發現早期融資餘額變動與股價指數的相關性很高，隨著股票市場規模擴大及參與投資人增加，融資餘額與股價指數的相關性則是逐漸降低。張嘉宏（1995）再以相關分析及光譜分析法，針對 1981 年 1 月至 1988 年 10 月以及 1991 年 11 月至 1994 年 12 月兩段期間，驗證股價指數與融資餘額、融券餘額的關係，發現股價有領先融資餘額、融券餘額而變動的傾向，是以股價可視為融資餘額與融券餘額之先行指標。

稍後，Hsu（1996）針對 1981~1991 年的台灣股市日資料與月資料進行驗證，發現保證金調整短期對股市不具顯著性影響，但就長期而言，保證金調整將會影響第二類股。張哲章（1998）則以共整合檢定、Granger 因果關係及 VAR 模式驗證融資融券餘額、成交量與股價指數的關聯性，發現三者間存在長期均衡關係，而融資融券餘額與股價指數存在回饋關係，彼此相互影響。至於曾楊踐與王章誠（1999）則是針對 1991 年 1 月 4 日至 1997 年 6 月 13 日的日資料，探討台灣股價指數與融資、融券及成交量間之資訊傳遞結構，發現在資訊傳遞方面，以股價指數報酬率對資訊的反應最快，依序為融資、成交量及融券。就動態反應關係來看，融券餘額變化會影響融資餘額變化，其強度遠超過融資餘額增減對融券餘額之影響，但是股價指數漲跌對融資、融券餘額及成交量變化並無顯著影響。

針對上述說法，蘇鵬翎（2000）針對 1997 年 3 月至 2000 年 2 月間上市電子股之融資融券餘額、集保庫存、外資法人持股、投信基金持股、自營商持股資料進行相關分析，並對報酬率與週轉率進行迴歸分析，以探討散戶與三大法人的投資行為對股價報酬率及週轉率之影響，同時驗證投資人進出與持股等指標是否有助於決策參考，結果發現：(1)國內投信與自營商之間有相互跟進的投資行為，而國內投資人有追漲殺跌短線進出的習性，外資則無。(2)投資人持股與買賣行為對次月股票報酬率無顯著影響，顯示投資人持股與買賣資訊不具長期投資之參考價值。

(3)外資持股比率對週轉率呈負向關係，反映外資投資較著重基本面，屬於中長期投資，具有穩定股市的作用。至於股票之高週轉率則是由短線進出的散戶與國內投信基金所造成。

最後，曾昭玲與林政偉（2005）利用事件研究法、GARCH 及EGARCH-M模型，驗證調整股市信用交易條件對股價報酬率與波動性之影響，發現決策當局調高或調低融資比率幾無宣告效果，不過調低融券保證金成數較具顯著抑制股市上揚的效果，惟持續時間不長，而調高融券保證金成數缺乏顯著宣告效果。其次，調整融資比率與融券保證金成數對大盤報酬率實無顯著影響。

2.3 三大法人操作的發展

法人機構包括政府機關、證券自營商、外資法人、保險公司、投信公司等，而股市所指的三大法人是包括外資、投信與自營商三者。由於三大法人擁有專業研究團隊及龐大資金，操作動向往往成為投資人參考標的。

(一) 外資

台灣在 1967 年 5 月 29 日開放外資投資國內市場，但須受《華僑級外國人投資證券管理辦法》限制，而此辦法之母法為《華僑回國投資條例》及《外國人投資條例》之第八條第四項，係以規範直接投資為主。接著，行政院在 1982 年核定《引進僑外投資證券計劃》，確定外資間接投資國內市場的三階段：

(1)第一階段：採取外資間接投資證券方式，允許僑外投資人可投資國內投信公司在海外發行之基金，這種間接投資方式持續九年。

(2)第二階段：1990 年開放 QFII 直接投資國內股票，分別就不同類專業投資機構之總持股、個別持股比例、投資總額、個別投資總額及資金匯進匯出等設有限制，此階段被視為國內資本市場自由化的起點。

(3)第三階段：自 2000 年起，為配合國際金融市場及國內證券市場情勢，決策當局持續調整放寬對 QFII 的投資條件限制，如：外資投資額度從總額控管，轉變為個別帳戶額度的控管(每一帳戶投資額度為 30 億美元)，持股比例由控管總持股比例及個別持股比例，轉變為除特殊產業外(如因國家安全等目的)，解除單一及全體外資持股比例限制，促使加諸於 QFII 的限制所存不多。

市場所稱的外資包括：(1)外國專業投資機構及在台灣設立的外資券商 (qualified foreign institutional investors, QFII)，在央行監管下，被核準的合格外國機構投資匯入一定資金，透過嚴格監管的專門帳戶，投資以台幣交易的國內證券市場，本金、資本利得、股息、利息等經央行審核後可匯出境外，如：瑞士信貸、摩根大通、法國興業、德意志證券、美商美林、美商高、港商麥格理等，都屬於泛稱的外資QFII。(2)海外基金在台灣投資。(3)境內外僑。

在三大法人中，外資屬於較長期投資者，此係因外資擁有全球性的資訊研究機構與雄厚資金，在資訊優勢、資金優勢及長期投資的特點下，外資買賣標的通常是長期的潛力股。在訊息不全下，參考外資的買賣標的遂成為重要的選股方式。不過隨著衍生性金融商品日益盛行，越來越多外資偏好短線與投機性操作，值得留意。

(二) 自營商

證券自營商是指綜合證券公司自營部以自有資金操作上市上櫃股票及政府債券，需自負盈虧風險，並不接受客戶委託業務。此外，自營商在承銷商包銷股票時，可扮演調節包銷證券的角色，而自營商與外資、投信最大的差異在於其係以短線操作策略為主。一般而言，自營商取得資訊來自公司的研究團隊，訊息傳遞相對一般散戶具有領先特性，是以投資人可以利用自營商進出的個股作為擬定決策參考。

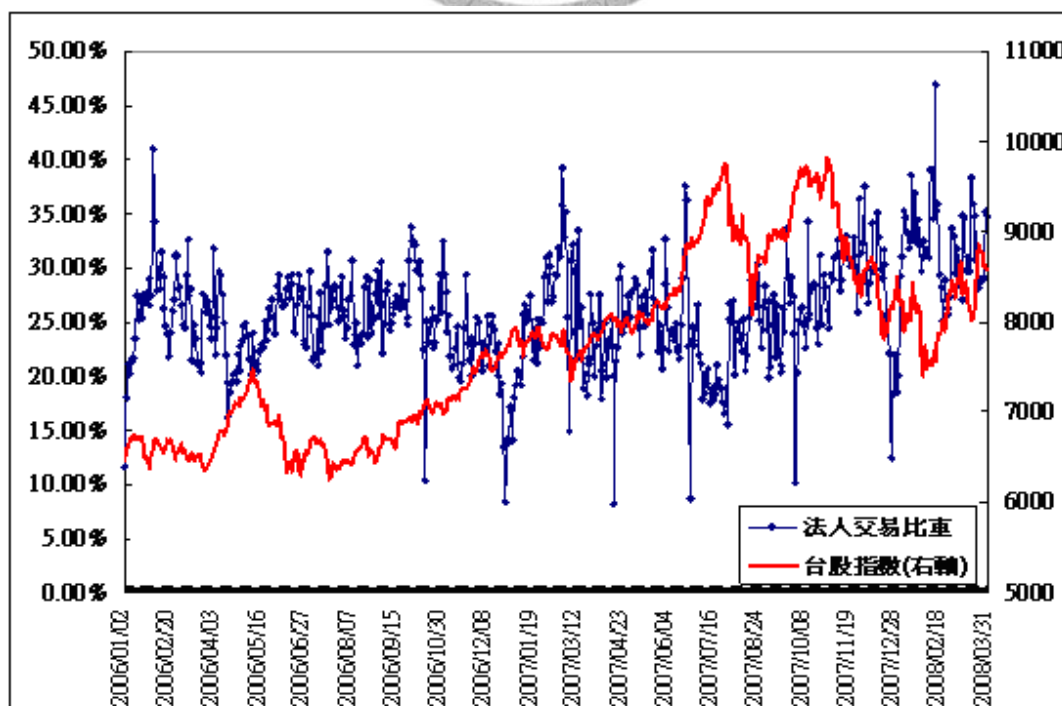
(三) 證券投資信託公司

證券投資信託公司向投資人公開募集資金成立基金，然後交由專業經理人代

為操作金融商品，係屬於較長線的投資人，具有資訊領先及資金雄厚的優勢。投資人可以找尋投信買賣超的個股，作為投資決策參考的標的。由於法令規定不得零持股，投信具有最低持股限制，再加上投信的操作評比是以擊敗大盤為目標，在大盤空頭走勢時，投信的選股會以抗跌性為考量。

圖 2-2 係 2006 年 1 月 2 日至 2008 年 3 月 31 日的國內三大法人交易比重與台股走勢，顯示兩者間存在同向變動關係。一般而言，三大法人從事股市操作，除需面臨基金贖回、政治因素或非經濟因素干擾外，通常偏向著重個股轉換，短期間不會將全部持股變現。不過三大法人必須定期接受績效評估，尤其在面對國際市場與國內股市出現劇烈波動時，勢必進行鉅額股票交易、或從事跨國市場與不同金融商品間的操作，進而擴大股市波動性。是以決策當局開放法人機構參與市場，將兼具穩定市場與擴大市場不確定性的雙重特質，導致有關三大法人操作特質的研究，以及決策當局是否採取逐步放寬管理措施，或配合國際趨勢完全開放投資臺灣股市，均成為文獻關注的焦點。

圖 2-2 法人交易比重和台股走勢



資料來源：c momey

2.4 法人操作效果的文獻回顧

台灣股市結構係以自然人(散戶)為主體的市場，偏高的週轉率經常導致股價指數出現劇烈震盪走勢。隨著金融當局於 1988 年開放證券公司設立、1992 年開放證券投資信託公司設立，包括證券自營商、投信公司、外資法人等「三大法人」的投資比重日益擴大，促使法人在台灣股市扮演角色逐年加重，對股市發揮的影響日增。此種現象促使法人的買賣超資訊及標的股票，成為散戶追逐與市場關注焦點，從而對股價指數或報酬率發揮重大影響。有關法人從事股市交易是否發揮影響，相關文獻的說法將可說明如下：

(一) 法人交易會發揮影響力

(1)價格壓力與拉力臆說 (price pressure & pull hypothesis)：Shleifer (1986) 從個股供需觀點，指出各種股票均具有獨特性，彼此並非完全替代。當法人大量出售股票時，將增加個股供給，而在需求不變下，股價勢將面臨向下調整壓力。反之，法人大量買進個股時，將增加個股需求，而在供給不變下，將產生促使股價上漲拉力。

(2)訊息效果臆說 (information effect hypothesis)：理論上，股價將會反映所有市場訊息，隨著新訊息產生，股價將迅速反應調整至新均衡。實務上，訊息取得並非無價，法人以其豐沛財力與物力，可透過各種管道蒐集所有可能資訊。是以Close (1975) 指出鉅額交易可能隱含某些新訊息，促使投資人重新評價股票，進而影響股價。一般而言，鉅額買進隱含有利多消息會使股價上漲，鉅額賣出則意味著存在利空消息而會使股價下跌。

(二) 法人交易並無影響力

(1)效率市場臆說 (efficient market hypothesis)：Fama (1970) 指出在效率市場中，股價將反映所有新訊息，迅速調整到新均衡水準。在此，法人或許基於新訊息而進行鉅額交易，但在效率市場中，股價已充分反映此一訊息，是以法人交易對股價無

影響力。

(2)替代效果臆說 (substitution effect hypothesis)：就投資人而言，各種證券彼此係屬完全替代，個別投資人面對水平的資產需求曲線，不論供給如何變化，股價仍會維持原來水準，法人進行個股鉅額交易並不會影響股價。是以Close (1975) 指出當股票間彼此完全替代時，法人大量賣出某一個股，促使股價偏離預期合理股價區間，將吸引投資人賣出其他股票，轉向買進此超跌個股，帶動股價回到先前的均衡水準。

(3)競爭效果臆說 (competition effect hypothesis)：當市場存在眾多法人而使市場趨於完全競爭時，任一法人對股價判斷相互獨立且具競爭性。此時，若有法人刻意拉抬股價時，其他法人將會賣出該股賺取價差，促使股價維持原先水準。是以法人的交易除提昇股票流動性外，並不會影響股價。



第三章 實證模型建立

3.1 Granger因果關係檢定

為驗證在台灣股票市場上，台灣加權股價指數、成交量等變數彼此間的因果關係，進而掌握彼此間的「領先—落後」關係，將就Granger(1969)的雙變數迴歸模型進行因果關係檢定，模型設定如下：

$$y_t = a_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_i y_{t-i} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_i x_{t-i} \quad (3.1)$$

$$x_t = a_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_i x_{t-i} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_i y_{t-i} \quad (3.2)$$

對上兩式的變數 x 、 y 進行Wald statistic，(3.1)式的joint hypothesis 為：

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0 \quad (\text{x does not Granger-cause y})$$

$$H_1 : \beta_1 \sim \beta_i \text{ 不全為0} \quad (\text{x Granger-cause y})$$

(3.2)式的joint hypothesis 為：

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0 \quad (\text{y does not Granger-cause x})$$

$$H_1 : \beta_1 \sim \beta_i \text{ 不全為0} \quad (\text{y Granger-cause x})$$

本文採用 F-test，依據受限制下(指虛無假設成立下)以及未受限制下(指完整迴歸式)所決定的殘差平方和(residual sum of square)來決定 F 統計量。

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_u) / m}{SSE_u / [N - 2 \times (m + 1)]}$$

SSE_r 是受限制下的殘差平方和， SSE_u 是未受限制下的殘差平方和， N 是樣本數， m 是落後期數。若虛無假設 H_0 成立，受限制的殘差平方和應等於未受限制的殘差平方和， F 值會等於 0。若所求得的 F 值相當大時，表示受限制與未受限制的殘差平方和差距很大，在此情況下應該拒絕虛無假設。

3.2 向量自我迴歸模型 (Vector Autoregressive Model, VAR)

自從Sims (1980) 提出以較無先驗限制的向量自我迴歸模型 (VAR) 來研究動態聯立的總體經濟關係後，VAR已廣泛用於檢定經濟數列之間的因果關係。另外，Nelson 與 Plosser (1982) 發現經濟數列大多具有單根現象，而 Engle 與 Granger (1987) 接續發現非定態變數之間可能存在共整合關係，是以有關動態總體計量文獻重新檢討時間數列的非定態性質，進而發展出多種的單根及共整合檢定之實證方法與推論結果。

Toda 與 Phillips (1993) 隨後建議以向量誤差修正模型 (VECM) 來做Wald統計量的因果關係檢定，但須先執行單根與共整合等事前檢定，才能得到體系中存在多少隨機趨勢的必要訊息。由於這些事前檢定的檢定力並不很高，故以這種推論作為後續推論因果關係的基礎，容易使人質疑推論結果。此外，採取VECM方法必須先做共整合檢定，確定變數間是否存在長期關係，若有，則利用VECM來探討短期關係往長期均衡關係修正的速度。

VAR是由多變數、多條迴歸方程式組成，在每一條方程式中，因變數皆以自身的落後期，加上其他變數落後期來表示。在 m 個落後期間，VAR(p)的一般化模型可表示如下：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Y_t 是變數矩陣， α 是截距項矩陣， β_i 是係數矩陣， ε_t 是白噪音矩陣， p 是變數個數， m 是落後期數。

3.3 資料來源與處理

本文選取的樣本期間為 2006 年 1 月 3 日至 2007 年 12 月 31 日，共 740 筆日資料，研究變數包含台灣加權股價指數、成交量、融資餘額、融券餘額、自營商買賣超、投信買賣超、外資買賣超等時間數列資料。相關資料來源將列於表 3-1，各變數走勢將分別如圖 3-1、圖 3-2 所示。

(1) 大盤加權股價收盤指數(P)：台灣證券交易所每日發佈之集中交易市場發行量加權股價收盤指數。

(2) 成交量(V)：台灣證券交易所每日發佈之集中交易市場成交量。

(3) 融資餘額(L)：當日收盤為止，昨日餘額+本日買進-本日賣出-現金償還。

(4) 融券餘額(S)：當日收盤為止，昨日餘額+本日賣出-本日買進-現券償還。

(5) 自營商買賣超(D)：自營商買賣超*個股當日收盤價。

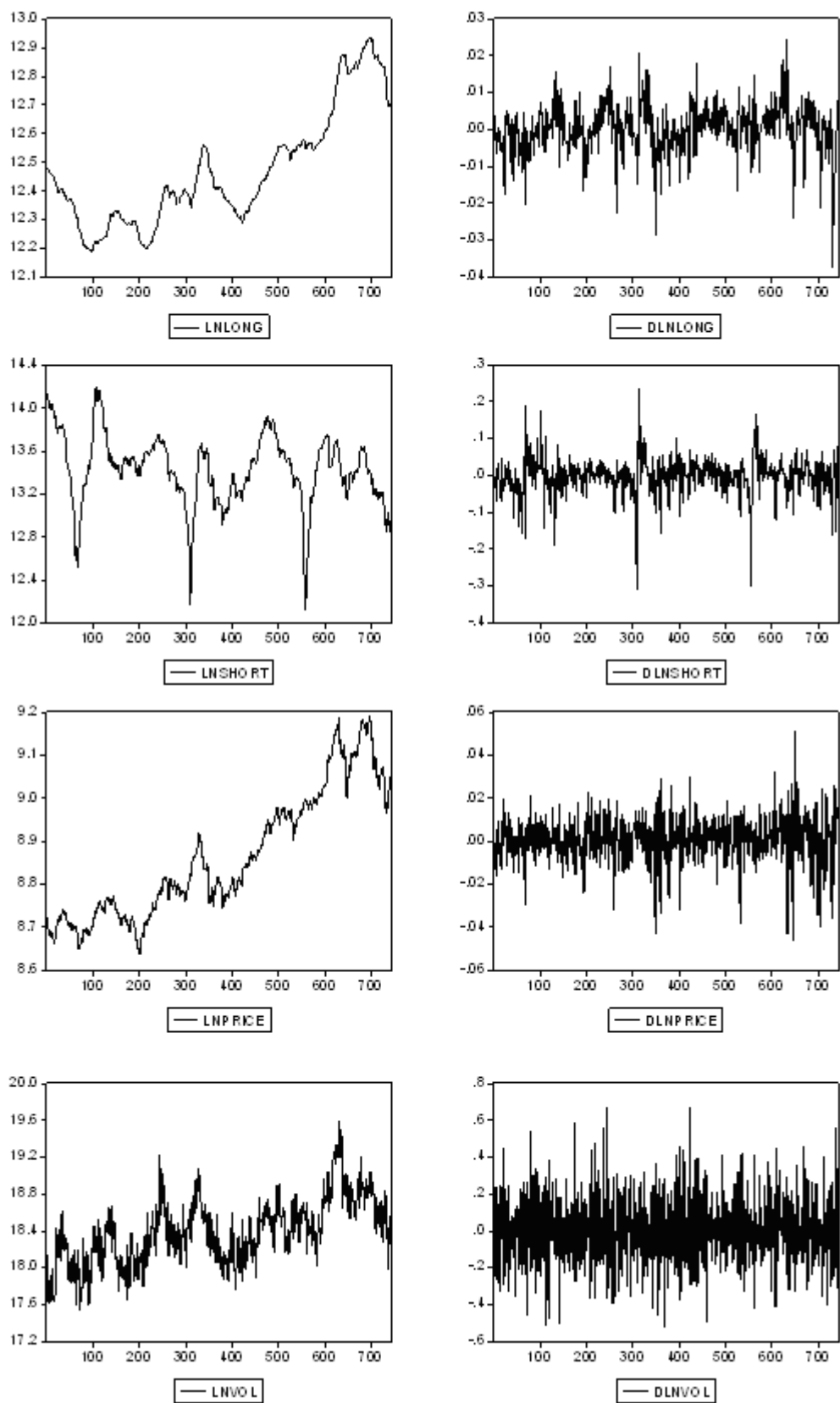
(6) 投信買賣超(I)：投信買賣超*個股當日收盤價。

(7) 外資買賣超(F)：外資買賣超*個股當日收盤價。

表 3-1 變數與來源

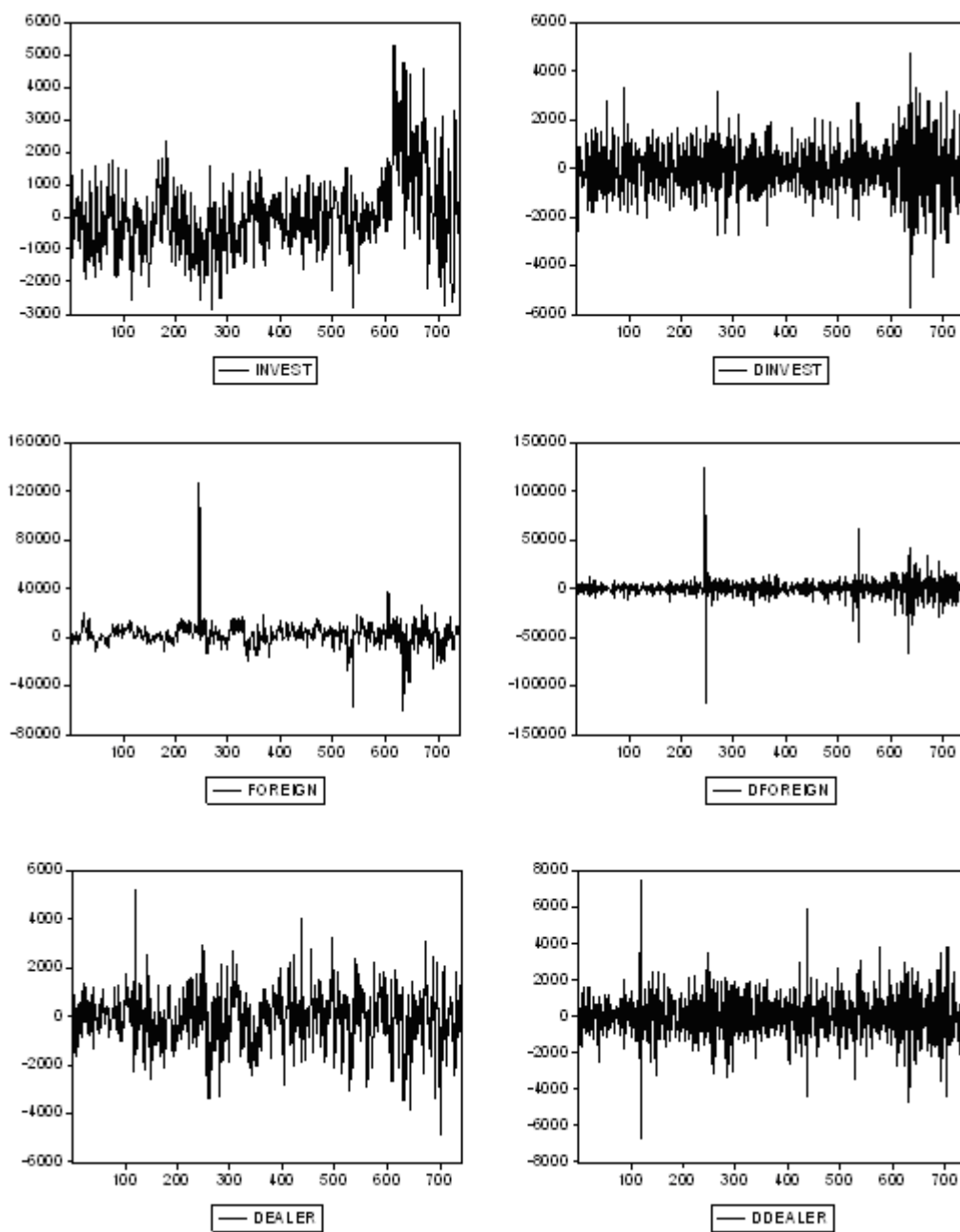
變數代號	變數名稱	資料來源
P	大盤加權指數	台灣經濟新報
V	成交量	台灣經濟新報
L	融資餘額	台灣經濟新報
S	融券餘額	台灣經濟新報
D	自營商買賣超	台灣經濟新報
I	投信買賣超	台灣經濟新報
F	外資買賣超	台灣經濟新報

圖 3-1 融資餘額、融券餘額、股價指數、成交量的對數及對數差分走勢圖



資料來源：c money

圖 3-2 投信、外資、自營商買賣超金額及差分走勢圖



資料來源：c momey

接著，Fabozzi 與 Francis(1977)、Squire與Stevens(1993)將股票市場變化趨勢依據時間長短，採取下列兩種定義方式：

(1) 上漲 (Up) 與 下跌 (Down) 市場：本月股價報酬若小於上月股價報酬，則稱為下跌市場；反之，則屬於上漲市場。基於上述定義，在本文選取的樣本資料期間中，上漲的樣本數共 421 筆，下跌的樣本數為 319 筆。

(2) 多頭 (bull) 與 空頭 (bear) 市場：股價報酬若連續三個月呈現上漲，則稱為多頭市場；反之，股價報酬若連續三個月呈現下跌，則稱為空頭市場。在本文選取的樣本期間中，多頭樣本數共 291 筆，空頭樣本數為 64 筆。

3.4 單根檢定

依據 Granger 與 Newbold(1974)的說法，若變數為非定態的時間數列，進行迴歸分析可能產生假性迴歸(spurious regression)現象，亦即有高解釋力(R^2)和顯著的 t 值，卻不具任何意義。是以應將各數列資料取差分，再就差分後的时间數列資料進行單根檢定，直到時間數列資料呈現定態，再以該時間數列進行估計才有實質經濟意義。由於本文使用時間數列資料進行驗證，故將針對資料進行定態檢定、常態性檢定以及ARCH效應檢定。Dickey 與 Fuller(1984)提出的ADF(Augmented Dickey-Fuller)單根檢定。

一、ADF模型設定包括三種：

(1) 無截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

(2) 包含截距項

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

(3) 包含截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

α 是常數項、 t 是時間趨勢變數、 ε 是殘差項為白噪音， β 、 ρ 、 λ 是係數值、 m 是落後期數。若 Y_t 為非定態，則 $\rho=0$ ；若 Y_t 為定態，則 $\rho \neq 0$ 。假設檢定的虛無假設為：

$H_0: \rho=0$ (存有單根，非定態)

$H_1: \rho \neq 0$ (沒有單根，為定態)

當時間數列為非定態時，可將 Y 進行一次差分，再做一次ADF檢定。

針對圖3-1和圖3-2的各變數趨勢，本文採取包含趨勢項與截距項的第(3)種模型來進行單根檢定。

二、Phillips 與 Perron(PP)檢定法

由於ADF 檢定法是建立於殘差項為相同的獨立分配(identical independent distribution)的假設上，Phillips(1987)和Perron(1988)採用非參數法(nonparametric)來修正ADF 檢定法中殘差項所形成的異質性與數列相關的問題。PP 檢定法是DF 檢定法的延伸，除考慮ADF 探討的殘差項自我相關問題外，PP 法更進一步考慮迴歸殘差項可能存在移動平均與異質性的情況。

由於本文選取的樣本原始資料，部分變數值過於龐大，是以改採對數型態進行實證分析，包括大盤加權指數、成交量、融資餘額、融券餘額的資料取對數。至於自營商買賣超、投信買賣超、外資買賣超則取原始資料，再對上述資料進行單根檢定。根據前述定義，單根檢定的樣本期間，則分成(1)樣本全部期間、(2)上漲與下跌市場、(3)多頭與空頭市場等三種期間。

(一) 樣本全部期間

先針對所有樣本資料進行單根檢定，檢查資料是否為定態。若檢定資料為非定態，則將資料進行轉換為定態資料。

變數	ADF 檢定		PP 檢定	
	對數值	對數差分值	對數值	對數差分值
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
融資餘額	-2.827049	-10.44181***	-2.747051	-19.65171***
融券餘額	-3.879059**	-13.02174***	-3.728097*	-18.38818***
股價指數	-2.834861	-26.46504***	-2.881288	-26.48171***
成交量	-4.211542***	-20.38491***	-11.28175***	-54.13677***
變數	水準值	差分值	水準值	差分值
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
投信買賣超	-9.813082***	-14.23072***	-19.57322***	-102.8335***
外資買賣超	-10.27165***	-16.16947***	-21.52827***	-224.3212***
自營買賣超	-18.69556***	-14.89815***	-18.96086***	-170.1015***

註：*,**,***,分別表示在 10%、5%、1%的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。

單根檢定結果顯示，在1%顯著水準下，融資餘額及股價指數的對數值為須取一階差分才符合定態的I(1)數列，其餘變數則為定態的I(0)數列。

(二) 上漲與下跌市場

在進行上漲與下跌市場的分析時，融資餘額及股價指數亦須經過單根檢定，方能確認在上漲與下跌市場時，融資餘額及股價指數的資料是否需經過一階差分處理。

由下表可發現，在上漲與下跌市場中，上漲與下跌時之融資餘額及股價指數亦須經過一階差分處理，才能成為定態時間數列資料。

上漲市場單根檢定表				
變數	ADF 檢定		PP 檢定	
	對數值	對數差分值	對數值	對數差分值
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
融資餘額	-2.151404	-18.92907***	-2.210504	-19.01782***
股價指數	-2.193841	-21.45097***	-2.122715	-21.46804***

註：*,**,***,分別表示在10%、5%、1%的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。

下跌市場單根檢定表				
變數	ADF 檢定		PP 檢定	
	對數值	對數差分值	對數值	對數差分值
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
融資餘額	-2.486535	-17.40840***	-2.613534	-17.43557***
股價指數	-3.345534*	-17.00034***	-3.684130**	-16.99935***

註：*,**,***,分別表示在10%、5%、1%的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。

(三)多頭與空頭市場

由下表可知，在多頭與空頭市場中，多頭與空頭時的融資餘額及股價指數亦須經過一階差分處理，才能成為定態時間數列資料。

多頭市場下單根檢定表				
變數	ADF 檢定		PP 檢定	
	對數值	對數差分值	對數值	對數差分值
	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic	t-Statistic
融資餘額	-1.752736	-7.052195***	-1.575574	-13.71021***
股價指數	-2.255347	-16.38833***	-2.375878	-16.38620***

註：*,**,***,分別表示在10%、5%、1%的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。

空頭市場下單根檢定表				
變數	ADF 檢定		PP 檢定	
	對數值 t-Statistic	對數差分值 t-Statistic	對數值 t-Statistic	對數差分值 t-Statistic
融資餘額	-2.168725	-6.339252***	-1.744348	-6.408061***
股價指數	-1.921018	-7.390694***	-2.011643	-7.388730***

註：*,**,***,分別表示在10%、5%、1%的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。



第四章 實證結果分析

4.1 Granger因果關係檢定

將取一階差分後的大盤加權指數、成交量、融券餘額、融資餘額、自營商買賣超、外資買賣超、投信買賣超等符合定態數列的資料，進行Granger因果關係檢定，並將樣本資料區分為全部樣本、上漲與下跌(UD)市場以及多頭與空頭市場(BB)，檢定結果分別說明如下：

4.1.1 有關大盤加權指數與相關變數的因果關係檢定

(一) 大盤加權指數與成交量因果關係

首先探討股票市場上的「價量關係」。

(1) 全部樣本期間

大盤加權指數變動領先成交量變動。

(2) 上漲與下跌市場

在上漲期間，大盤加權指數變動與成交量變動彼此存在雙向回饋關係。至於在下跌期間，大盤加權指數變動將領先成交量變動。

(3) 多頭與空頭市場

在多頭期間，大盤加權指數變動領先成交量；空頭期間，大盤加權指數變動亦領先成交量。

綜合以上所述，除在上漲期間會呈現股價指數與成交量彼此雙向回饋關係外，股價指數變動將會領先成交量變動。



表 4.1.1 大盤加權指數與成交量因果關係檢定

變數	研究期間	因	果	Lag期數	P-value	
大盤加權指數	成交量	全部樣本	股價指數	成交量	1	0.0243
		UD上漲期間	股價指數	成交量	2	0.0002
			成交量	股價指數	6	0.0022
		UD下跌期間	股價指數	成交量	6	0.0353
		BB多頭期間	股價指數	成交量	5	0.0237
BB空頭期間	股價指數	成交量	10	0.0109		

其次，再探討大盤加權指數與融資餘額因果關係。

(1)全部樣本期間

融資餘額與大盤加權指數存在雙向回饋關係。

(2) 上漲與下跌市場

在上漲期間，大盤加權指數變動領先融資餘額；在下跌期間，融資餘額與大盤加權指數彼此並無顯著關係。

(3) 多頭與空頭市場

不論在多頭或空頭期間，大盤加權指數變動與融資餘額存在雙向互為回饋關係。

表 4.1.2 大盤加權指數與融資餘額因果關係檢定

變數	研究期間	因	果	Lag期數	P-value
大盤加權指數	全部樣本	股價指數	融資餘額	3	0.0000
		融資餘額	股價指數	3	0.0045
	UD上漲期間	股價指數	融資餘額	1	0.0088
	UD下跌期間	不顯著			
	BB多頭期間	股價指數	融資餘額	2	0.0009
		融資餘額	股價指數	1	0.0088
BB空頭期間	股價指數	融資餘額	1	0.0238	
	融資餘額	股價指數	1	0.0103	

第三，將探討大盤加權指數與融券餘額因果關係。

(1)全部樣本期間

大盤加權指數變動領先融券餘額。

(2)上漲與下跌市場

不論在上漲或下跌期間，大盤加權指數變動和融券餘額並無顯著的因果關係。

(3)多頭與空頭市場

不論是多頭或空頭期間，融券餘額與大盤加權指數無顯著的因果關係。

表 4.1.3 大盤加權指數與融券餘額因果關係檢定

變數		研究期間	因	果	Lag期數	P-value
大盤加權指數	融券餘額	全部樣本	股價指數	融券餘額	1	0.0000
		UD上漲期間	不顯著			
		UD下跌期間	不顯著			
		BB多頭期間	不顯著			
		BB空頭期間	不顯著			

第四，再探討大盤加權指數與自營商買賣超因果關係

(1)全部樣本期間

自營商買賣超與大盤加權指數互為回饋。

(2) 上漲與下跌市場

不論多頭期間與空頭期間，自營商買賣超與大盤加權指數無顯著的因果關係。

(3)多頭與空頭市場

不論多頭期間與空頭期間，自營商買賣超與大盤加權指數無顯著的因果關係。

4.1.4 大盤加權指數與自營商買賣超因果關係檢定

變數		研究期間	因	果	Lag期數	P-value
大盤加權指數	自營商買賣超	全部樣本	股價指數	自營商買賣超	3	0.0377
			自營商買賣超	股價指數	3	0.0081
		UD上漲期間	不顯著			
		UD下跌期間	不顯著			
		BB多頭期間	不顯著			
		BB空頭期間	不顯著			

第五，大盤加權指數與外資買賣超因果關係

(1)全部樣本期間

大盤加權指數變動領先外資買賣超。

(2)上漲與下跌市場

在上漲期間，大盤加權指數變動與外資買賣超存在互動的雙向因果關係；在下跌期間，大盤加權指數變動將領先外資買賣超。

(3)多頭與空頭市場

在多頭期間，大盤加權指數的變動領先外資買賣超；在空頭期間，大盤加權指數變動領先外資買賣超。



表 4.1.5 大盤加權指數與外資買賣超因果關係檢定

變數		研究期間	因	果	Lag期數	P-value
大盤加權指數	外資買賣超	全部樣本	股價指數	外資買賣超	1	0.0001
		UD上漲期間	股價指數	外資買賣超	1	0.0021
			外資買賣超	股價指數	6	0.0128
		UD下跌期間	股價指數	外資買賣超	1	0.0125
		BB多頭期間	股價指數	外資買賣超	1	0.0002
		BB空頭期間	股價指數	外資買賣超	4	0.0121

最後，再探討大盤加權指數與投信買賣超因果關係

(1)全部樣本期間

大盤加權指數變動領先投信買賣超。

(2)上漲與下跌市場

不論是上漲與下跌期間，大盤加權指數變動領先投信買賣超。

(3)多頭與空頭市場

不論是多頭或空頭期間，大盤加權指數變動領先投信買賣超。

表 4.1.6 大盤加權指數與投信買賣超因果關係檢定

變數		研究期間	因	果	Lag期數	P-value
大盤 加權 指數	投信 買賣超	全部樣本	股價指數	投信買賣超	1	0.0006
			投信買賣超	股價指數	8	0.0322
		UD上漲期間	股價指數	投信買賣超	2	0.0000
		UD下跌期間	股價指數	投信買賣超	1	0.0334
		BB多頭期間	股價指數	投信買賣超	2	0.0000
		BB空頭期間	股價指數	投信買賣超	2	0.0091

綜合以上分析，可歸納出下列結果：

①在全部樣本期間，融資餘額及自營商買賣超對大盤加權指數彼此相互回饋的因果關係，亦即彼此在呈現互動，且落後期數均為3期。

②在上漲與下跌市場中，不論股市上漲與下跌，並未發現任何變數可用來解釋大盤加權指數變動，反而是股價指數扮演領先融資餘額、外資買賣超、投信買賣超的指標。尤其是股價指數與外資買超更是呈現互為因果關係。

③在多頭與空頭市場中，不論是多頭或空頭，融資餘額與大盤加權指數變化存在互為因果關係。此外，股價指數具有領先外資買賣超與投信買賣超的效果。

4.1.2 有關成交量與相關變數的因果關係檢定

(一) 成交量與融資餘額因果關係

(1) 全部樣本期間

成交量與融資餘額存在互為回饋的雙向因果關係。

(2) 上漲與下跌市場

在上漲期間，成交量與融資餘額存在互為回饋的雙向因果關係；但在下跌期間，成交量與融資餘額則無顯著因果關係。

(3) 多頭與空頭市場

在多頭期間，成交量和融資餘額存在互為回饋的雙向因果關係；但在空頭期間，成交量領先融資餘額。

表 4.1.7 成交量與融資餘額因果關係檢定

變數		研究期間	因	果	Lag期數	P-value	
成交量	融資餘額	全部樣本	成交量	融資餘額	1	0.0000	
			融資餘額	成交量	1	0.0000	
		UD上漲期間	成交量	融資餘額	1	0.0000	
			融資餘額	成交量	1	0.0058	
		UD下跌期間	不顯著				
		BB多頭期間	成交量	融資餘額	1	0.0000	
融資餘額	成交量		1	0.0010			
BB空頭期間	成交量	融資餘額	7	0.0114			

(二) 成交量與融券餘額因果關係

(1) 全部樣本期間

成交量與融券餘額並無顯著的因果關係。

(2) 上漲與下跌市場

在上漲期間，成交量與融券餘額並無顯著的因果關係；但在下跌期間，融券餘額領先成交量。

(3)多頭與空頭市場

在多頭期間，成交量與融券餘額並無顯著的因果關係；但在空頭期間，成交量領先融券餘額。

表 4.1.8 成交量與融券餘額因果關係檢定

變數		研究期間	因	果	Lag期數	P-value
成交量	融券餘額	全部樣本	均不顯著			
		UD上漲期間	均不顯著			
		UD下跌期間	融券餘額	成交量	3	0.0351
		BB多頭期間	不顯著			
		BB空頭期間	成交量	融券餘額	4	0.0419

(三) 成交量與自營商買賣超因果關係

(1)全部樣本期間

成交量與自營商買賣超存在雙向的回饋關係。

(2)上漲與下跌市場

在上漲期間，成交量和自營商買賣超存在雙向的回饋關係；在下跌期間，成交量對自營商買賣超呈現領先的因果情形。

(3)多頭與空頭市場

在多頭期間，成交量對自營商買賣超呈現領先情形；在空頭期間，成交量和自營商買賣超間則無顯著因果關係。

表 4.1.9 成交量與自營商買賣超因果關係檢定

變數		研究期間	因	果	Lag 期數	P-value	
成交量	自營商買賣超	全部樣本	成交量	自營商買賣超	1	0.0078	
			自營商買賣超	成交量	1	0.0113	
		UD上漲期間	成交量	自營商買賣超	1	0.0164	
		UD下跌期間	成交量	自營商買賣超	1	0.0275	
		BB多頭期間	成交量	自營商買賣超	10	0.0469	
	BB空頭期間		不顯著			1	0.0003

(四) 成交量與外資買賣超因果關係

(1)全部樣本期間

成交量與外資買賣超存在雙向的因果關係。

(2)上漲與下跌市場

在上漲期間，成交量變動和外資買賣超存在雙向的因果關係；在下跌期間，成交量變動對外資買賣超呈現領先的情形。

(3)多頭與空頭市場

在多頭期間，成交量和外資買賣超存在雙向的因果關係；在空頭期間，成交量則有領先外資買賣超的情形。

表 4.1.10 成交量與外資買賣超因果關係檢定

變數		研究期間	因	果	Lag 期數	P-value
成交量	外資買賣超	全部樣本	成交量	外資買賣超	1	0.0075
			外資買賣超	成交量	5	0.0316
		UD上漲期間	成交量	外資買賣超	1	0.0182
		UD下跌期間	成交量	外資買賣超	1	0.0009
		BB多頭期間	成交量	外資買賣超	7	0.0280
	BB空頭期間	成交量	外資買賣超	1	0.0590	
			成交量	1	0.0337	
			成交量	3	0.0085	

(五) 成交量與投信買賣超因果關係

(1)全部樣本期間

成交量與投信買賣超呈現雙向回饋的因果關係。

(2)上漲與下跌市場

在上漲期間，成交量領先投信買賣超呈現雙向回饋的因果關係；在下跌期間，成交量對投信買賣超呈現領先的因果關係。

(3)多頭與空頭市場

在多頭期間，成交量和投信買賣超呈現雙向回饋的因果關係；在空頭期間，成交量與投信買賣超則無顯著的因果關係。

表 4.1.11 成交量與投信買賣超因果關係檢定

變數	研究期間	因	果	Lag期數	P-value	
成交量	投信買賣超	全部樣本	成交量 投信買賣超	1 10	0.0001 0.0406	
		UD上漲期間	成交量 投信買賣超	1 2	0.0003 0.0264	
		UD下跌期間	成交量	投信買賣超	4	0.0081
		BB多頭期間	成交量 投信買賣超	投信買賣超 成交量	1 1	0.0000 0.0032
		BB空頭期間	不顯著			

綜合以上結果，可歸納出下列結論：

①在上漲期間及多頭期間，成交量與融資餘額、外資買賣超及自營商買賣均存在互相回饋的效果。

②在下跌期間及空頭期間，則可發現成交量對外資買賣超都呈現領先的關係。

4.1.3 融資餘額因果關係檢定

(一) 融資餘額與融券餘額因果關係

(1) 全部樣本期間

融券餘額領先融資餘額。

(2) 上漲與下跌市場

不論是上漲或下跌期間，融資餘額與融券餘額均無顯著因果關係。

(3) 多頭與空頭市場

在多頭期間，融券餘額領先融資餘額；在空頭期間，融資餘額與融券餘額無顯著因果關係。

表 4.1.12 融資餘額與融券餘額因果關係檢定

變數	研究期間	因	果	Lag期數	P-value
融資餘額	全部樣本	融券餘額	融資餘額	1	0.0022
	UD上漲期間	不顯著			
	UD下跌期間	不顯著			
	BB多頭期間	融券餘額	融資餘額	1	0.0486
	BB空頭期間	不顯著			

(二) 融資餘額與自營商買賣超因果關係

(1) 全部樣本期間

融資餘額與自營商買賣超存在雙向回饋的因果關係。

(2) 上漲與下跌市場

在上漲期間，融資餘額與自營商買賣超並無顯著因果關係；但在下跌期間，融資餘額對自營商買賣超則有領先關係。

(3) 多頭與空頭市場

不論是在多頭或空頭期間，自營商買賣超對融資餘額存在雙向回饋的因果關係。

表 4.1.13 融資餘額與自營商買賣超因果關係檢定

變數	研究期間	因	果	Lag期數	P-value
融資餘額	全部樣本	融資餘額	自營商買賣超	1	0.0025
		自營商買賣超	融資餘額	2	0.0000
	UD上漲期間	均不顯著			
	UD下跌期間	融資餘額	自營商買賣超	10	0.0429
	BB多頭期間	融資餘額	自營商買賣超	3	0.0388
自營商買賣超		融資餘額	2	0.0017	
BB空頭期間	融資餘額	自營商買賣超	3	0.0431	
	自營商買賣超	融資餘額	1	0.0003	

(三) 融資餘額與外資買賣超因果關係

(1) 全部樣本期間

融資餘額與外資買賣超存在互為回饋的雙向因果關係。

(2) 上漲與下跌市場

在上漲期間，外資買賣超領先融資餘額；但在下跌期間，卻是出現融資餘額對外資買賣超呈現領先情形。

(3) 多頭與空頭市場

在多頭期間，外資買賣超領先融資餘額；但在空頭期間，外資買賣超與融資餘額間則無顯著的因果關係。

表 4.1.14 融資餘額與外資買賣超因果關係檢定

變數		研究期間	因	果	Lag期數	P-value
融 資 餘 額	外 資 買 賣 超	全部樣本	融資餘額	外資買賣超	1	0.0032
			外資買賣超	融資餘額	1	0.0000
		UD上漲期間	外資買賣超	融資餘額	3	0.0005
		UD下跌期間	融資餘額	外資買賣超	7	0.0164
		BB多頭期間	外資買賣超	融資餘額	1	0.0001
		BB空頭期間	不顯著			

(四) 融資餘額與投信買賣超因果關係

(1)全部樣本期間

投信買賣超與融資餘額存在雙向的因果關係。

(2)上漲與下跌市場

在上漲期間，投信買賣超與融資餘額存在雙向的因果關係。但在下跌期間，融資餘額呈現領先投信買賣超的情形。

(3)多頭與空頭市場

在多頭期間，融資餘額對投信買賣超呈現領先情形；但在空頭期間，兩者則無顯著因果關係。



表 4.1.15 融資餘額與投信買賣超因果關係檢定

變數		研究期間	因	果	Lag期數	P-value
融 資 餘 額	投 信 買 賣 超	全部樣本	融資餘額	投信買賣超	2	0.0306
			投信買賣超	融資餘額	1	0.0005
		UD上漲期間	融資餘額	投信買賣超	1	0.0079
			投信買賣超	融資餘額	2	0.0330
		UD下跌期間	融資餘額	投信買賣超	1	0.0017
		BB多頭期間	融資餘額	投信買賣超	2	0.0000
BB空頭期間	不顯著					

綜合以上分析結果，可歸納出下列結果：

①在上漲期間與多頭期間，外資買賣超領先融資餘額，而融資餘額對投信買賣超則呈現領先情形。

②在空頭期間，除融資餘額與各變數自營商買賣超間雙向回饋關係外，其餘則未出現較為穩定關係。

4.1.4 融券餘額因果關係檢定

(一) 融券餘額與自營商買賣超因果關係

(1)全部樣本期間

自營商買賣超對融券餘額存在領先效果。

(2)上漲與下跌市場

不論是上漲或下跌期間，自營商買賣超對融券餘額均無因果關係存在。

(3)多頭與空頭市場

不論是多頭或空頭期間，自營商買賣超對融券餘額均未能出現較為穩定的關係。



表 4.1.16 融券餘額與自營商買賣超因果關係檢定

變數	研究期間	因	果	Lag期數	P-value
融券餘額	全部樣本	自營商買賣超	融券餘額	1	0.0052
	UD上漲期間	不顯著			
	UD下跌期間	不顯著			
	BB多頭期間	不顯著			
	BB空頭期間	不顯著			

(二) 融券餘額與外資買賣超因果關係

(1)全部樣本期間

外資買賣超存在領先融券餘額的效果。

(2)上漲與下跌市場

不論是上漲期間或下跌期間，外資買賣超與融券餘額無顯著因果關係。

(3)多頭與空頭市場

在多頭期間，融券餘額有領先外資買賣超的效果；在空頭期間，兩者間並無顯著關係。

表 4.1.17 融券餘額與外資買賣超因果關係檢定

變數	研究期間	因	果	Lag期數	P-value
融券餘額	全部樣本	外資買賣超	融券餘額	1	0.0035
	UD上漲期間	不顯著			
	UD下跌期間	不顯著			
	BB多頭期間	融券餘額	外資買賣超	1	0.0393
	BB空頭期間	不顯著			

(三) 融券餘額與投信買賣超因果關係

(1)全部樣本期間

融券餘額領先投信商買賣超。

(2)上漲與下跌市場

在上漲期間，投信買賣超與融券餘額間無顯著的因果關係；在下跌期間，融券餘額對投信買賣超存在領先情形。

(3)多頭與空頭市場

不論在多頭或空頭期間，投信買賣超與融券餘額間不存在因果關係。

表 4.1.18 融券餘額與投信買賣超因果關係檢定

變數	研究期間	因	果	Lag期數	P-value
融券餘額	全部樣本	融券餘額	投信買賣超	3	0.0120
	UD上漲期間	不顯著			
	UD下跌期間	融券餘額	投信買賣超	1	0.0352
	BB多頭期間	不顯著			
	BB空頭期間	不顯著			

綜合以上分析，可發現

- (1) 在上漲期間及多頭期間，外資買賣超均領先融資餘額，
- (2) 融資餘額均對投信買賣超則呈現領先情形。
- (3) 在下跌期間及空頭期間，並未能出現一個較為穩定的關係。

4.1.5 自營商買賣超因果關係檢定

(一) 自營商買賣超與外資買賣超因果關係

(1) 全部樣本期間

自營商買賣超與外資買賣超具有雙向回饋的因果效果。

(2) 上漲與下跌市場

不論是上漲或下跌期間，自營商買賣超變動均會領先外資買賣超。

(3) 多頭與空頭市場

不論是多頭或空頭期間，自營商買賣超變動均領先外資買賣超。

表 4.1.19 自營商買賣超與外資買賣超因果關係檢定

變數	研究期間	因	果	Lag期數	P-value
自營商買賣超	全部樣本	自營商買賣超	外資買賣超	1	0.0000
		外資買賣超	自營商買賣超	1	0.0418
	UD上漲期間	自營商買賣超	外資買賣超	1	0.0002
	UD下跌期間	自營商買賣超	外資買賣超	1	0.0000
	BB多頭期間	自營商買賣超	外資買賣超	1	0.0001
	BB空頭期間	自營商買賣超	外資買賣超	1	0.0204

綜合以上分析，可發現

(1)在上漲期間及多頭期間，外資買賣超均領先投信買賣超以及外資買賣超。

(2)在下跌期間及空頭期間，自營商買賣超變動亦領先投信買賣超以及外資買賣超。

4.1.6 外資買賣超因果關係檢定

(1)全部樣本期間

外資買賣超與投信買賣超存在雙向回的因果關係。

(2)上漲與下跌市場

在上漲期間，外資買賣超與投信買賣超存在雙向回的因果關係。在下跌期間，外資買賣超具有領先投信買賣超的情形。

(3)多頭與空頭市場

在多頭期間，外資買賣超具有領先投信買賣超的情形；在空頭期間，則變成投信買賣超領先外資買賣超的情形。

表 4.1.20 外資買賣超與投信買賣超因果關係檢定

變數	研究期間	因	果	Lag期數	P-value
外資買賣超	全部樣本	外資買賣超	投信買賣超	1	0.0168
		投信買賣超	外資買賣超	3	0.0378
	UD上漲期間	外資買賣超	投信買賣超	2	0.0003
		投信買賣超	外資買賣超	3	0.0357
	UD下跌期間	外資買賣超	投信買賣超	1	0.0082
	BB多頭期間	外資買賣超	投信買賣超	2	0.0005
BB空頭期間	投信買賣超	外資買賣超	2	0.0405	

綜合以上分析，可發現

(1)在股票上漲及股票市場的多頭期間，外資買賣超具有領先投信買賣超的情形。

(2)在股票下跌及股票市場的空頭期間，則未能出現較一致的結果。

最後，針對前述的Granger因果檢定結果，整合因果檢定順序，排列如下

樣本期間	因果檢定順序
全部樣本	股價指數 > 融券餘額 > 成交量 > 外資買賣超 > 融資餘額 > 自營商買賣超
UD上漲期間	股價指數 > 外資買賣超 > 融資餘額 > 成交量 > 投信買賣超 > 融券餘額 > 自營商買賣超
UD下跌期間	股價指數 > 外資買賣超 > 投信買賣超 > 成交量 > 融資餘額 > 自營商買賣超 > 融券餘額
BB多頭期間	股價指數 > 外資買賣超 > 投信買賣超 > 融資餘額 > 成交量 > 自營商買賣超 > 融券餘額
BB空頭期間	股價指數 > 融資餘額 > 投信買賣超 > 外資買賣超 > 成交量 > 融券餘額 > 自營商買賣超

4.2 共整合檢定

在全部樣本期間，股價指數和各變數間的共整合關係檢定結果如表4-2.1所示。由檢定結果發現：在顯著水準1%下，股價指數和融資餘額、自營買賣超、投信買賣超、外資買賣超存在共整合關係，但和融券餘額的共整合關係則不顯著。

表4. 2. 1 股價指數與各變數共整合檢定結果

檢定變數		共整合關係係數(r)	虛無假設	Trace Statistic	1 % Critical Value	Max-Eigen Statistic	1 % Critical Value
股 價 指 數	融資餘額	1	$r = 0$	62.98684	30.45	55.11646	23.65
			$r \leq 1$	7.870383	16.26	7.870383	16.26
	融券餘額	0	$r = 0$	19.16348	24.60	16.98278	20.20
			$r \leq 1$	2.180697	12.97	2.180697	12.97
	自營買賣超	1	$r = 0$	152.1176	16.31	151.3365	15.69
			$r \leq 1$	0.781124	6.51	0.781124	6.51
	投信買賣超	1	$r = 0$	68.16137	24.60	66.03245	20.20
			$r \leq 1$	2.128925	12.97	2.128925	12.97
	外資買賣超	1	$r = 0$	155.9364	24.60	153.7934	20.20
			$r \leq 1$	2.142986	12.97	2.142986	12.97

在全部樣本期間，融資餘額和各變數間的共整合關係檢定結果如表4.2.2所示。由檢定結果發現：在顯著水準1%下，融資餘額和自營買賣超、投信買賣超、外資買賣超存在共整合關係顯著。

表4.2.2 融資餘額與三大法人買賣超共整合檢定結果

檢定變數		共整合關係數(r)	虛無假設	Trace Statistic	1% Critical Value	Max-Eigen Statistic	1% Critical Value
融資餘額	自營買賣超	1	r = 0	664.9795	16.31	567.4024	15.69
			r ≤ 1	97.57705	6.51	97.57705	6.51
	投信買賣超	1	r = 0	654.4323	16.31	558.9563	15.69
			r ≤ 1	95.47599	6.51	95.47599	6.51
	外資買賣超	1	r = 0	722.6879	16.31	630.6038	15.69
			r ≤ 1	92.08407	6.51	92.08407	6.51

4.3 VECM模型估計

變數間若存在共整合關係，兩數列間的關係將可採用誤差修正模型(ECM)表示。

4.3.1 股價指數與融資餘額、三大法人買賣超VECM模型

由於股價指數與融資餘額、自營買賣超、投信買賣超、外資買賣超均存在共整合關係，故針對股價指數與各變數分別設定(4.1)~(4.8)式的VECM 模型，估計結果列於表4.3.1~表4.3.1。

(一)股價指數和融資餘額的VECM模型

$$P_t = \alpha_p e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 a_i P_{t-i} + \sum_{j=1}^3 b_j L_{t-j} \quad (4.1)$$

$$L_t = \alpha_L e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 c_i P_{t-i} + \sum_{j=1}^3 d_j L_{t-j} \quad (4.2)$$

$$e_{t-1} = P_{t-1} - \lambda L_{t-1}$$

綜合表4.3.1的結果，可歸納出下列結論：

(1)股價指數與資餘額共整合係數為-0.026111，而且為顯著，反映兩者間存在長期的均衡關係。

(2)股價指數及融資餘額的調整係數(α_P 、 α_L)極為顯著，由係數值大小觀察，融資餘額的調整係數($\alpha_L=0.289788$)大於股價指數的調整係數($\alpha_P=0.014296$)，顯示融資餘額往長期均衡調整的速度比股價指數快，在股價指數和融資餘額間，股價指數較具主導力。

(3)就(4.1)式的股價指數VECM模型來看，當期股價指數 P_t 僅變前三期 P_{t-3} 與融資餘額 L_{t-3} 的影響，亦即 $a_3=0.141538$ 與 $b_3=-0.004496$ 具有高度顯著性，且股價指數變化受領先三期股價指數正向持續性影響，而股價指數變化則受領先三期融資餘額的負向顯著影響。

(4)就(4.2)式而言，融資餘額受連續前三期股價指數與融資餘額的顯著正向影響， $c_i > 0$ ， $d_i > 0$ ， $i=1,2,3$ ，顯示國內融資餘額的變化具有持續性。

表4.3.1 股價指數與融資餘額VECM模型估計結果

被解釋數: 股價指數(P_t) (4.1) 式			被解釋數: 融資餘額(L_t) (4.2) 式		
變數	係數值	T統計量	變數	係數值	T統計量
α_P	0.014296***	[3.07738]	α_L	0.289788***	[3.41104]
a_1	0.016222	[0.42398]	c_1	2.174461***	[3.10756]
a_2	-0.047859	[-1.25497]	c_2	2.949903***	[4.22974]
a_3	0.141538***	[3.75114]	c_3	1.838586**	[2.66444]
b_1	-0.003780	[-1.85361]	d_1	0.274250***	[7.35380]
b_2	0.000293	[0.14234]	d_2	0.219634***	[5.82438]
b_3	-0.004496**	[-2.24672]	d_3	0.111902***	[3.05763]
	-0.026111***	[-45.8766]			

註:*、**、***分別表示在 90%、95%、99%信賴水準下顯著

(二)股價指數和自營買賣超的VECM模型

$$P_t = \alpha_P e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 a_i P_{t-i} + \sum_{j=1}^3 b_j D_{t-j} \quad (4.3)$$

$$D_t = \alpha_D e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 c_i P_{t-i} + \sum_{j=1}^3 d_j D_{t-j} \quad (4.4)$$

$$e_{t-1} = P_{t-1} - \lambda D_{t-1}$$

綜合表4.3.2的結果，可歸納出下列結論：

(1)股價指數和自營買賣超的共整合係數(= 55.54040)顯著，代表股價指數和自營買賣超存在長期的均衡關係。

(2)股價指數的調整係數(α_P)不顯著，而自營買賣超的調整係數(α_D)顯著，顯示自營商的交易行為是根據股價指數的表現來進行，股價指數和自營商買賣超間，股價指數具主導力。

(3)就(4.3)式而言，股價指數變化受領先的第三期股價指數影響， $a_3=0.188725$ ，以及領先的第二期自營商買賣超影響 $b_2=0.010349$ 是以股價指數將領先自營商買賣超一期的時間。

(4)就(4.4)式而言，自營商買賣超僅受前一期股價指數的影響 $c_1=1.294661$ ，而與本身過去的買賣超無關，顯示自營商在各期的操作係屬相互獨立無關。

表4.3.2 股價指數與自營買賣超VECM模型估計結果

被解釋數: 股價指數 (P_t) (4.3)式			被解釋數: 自營買賣超 (D_t) (4.4)式		
變數	係數值	T統計量	變數	係數值	T統計量
α_P	2.12E-05	[0.22485]	α_D	-0.011942***	[-9.94265]
a_1	-0.016396	[-0.34913]	c_1	1.294661**	[2.16282]
a_2	-0.080215	[-1.69483]	c_2	-0.659596	[-1.09338]
a_3	0.188725***	[3.98711]	c_3	0.853497	[1.41465]
b_1	0.00545	[1.16267]	d_1	-0.063819	[-1.06816]
b_2	0.010349***	[2.67180]	d_2	0.048281	[0.97791]
b_3	0.000343	[0.11609]	d_3	0.018919	[0.50304]
	55.54040***	[13.1696]			

註: *、**、***分別表示在 90%、95%、99%信賴水準下顯著

(三)股價指數和投信買賣超的VECM模型

$$P_t = \alpha_P e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 a_i P_{t-i} + \sum_{j=1}^3 b_j I_{t-j} \quad (4.5)$$

$$I_t = \alpha_I e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 c_i P_{t-i} + \sum_{j=1}^3 d_j I_{t-j} \quad (4.6)$$

$$e_{t-1} = P_{t-1} - \lambda I_{t-1}$$

綜合表4.3.3的結果可歸納出下列結論：

(1)股價指數和投信買賣超的共整合係數($\lambda = -94.69332$)顯著，代表股價指數和投信買賣超存在長期的均衡關係。

(2)股價指數的調整係數(α_P)不顯著，而投信買賣超的調整係數(α_I)顯著，顯示投信機構的交易行為是根據股價指數的表現來進行，股價指數和投信買賣超間，股價指數具主導力。

(3)就(4.5)式而言，股價指數受領先第三期股價指數及領先第二期投信買賣超的正向顯著影響， $a_3 = 0.167046 > 0$ ， $b_2 = 0.007159 > 0$ 。

(4)就(4.6)式而言，投信買賣超受前一期股價指數的正向影響 $c_1 = 1.898465$ ，但卻受前二期股價指數的負向影響 $c_2 = -4.331514$ ；至於投信買賣超也受連續領先三期的投信買賣超連續的反向影響，且其影響效果是在逐期擴大趨勢（越近的影響越大）。

表4.3.3 股價指數與投信買賣超VECM模型估計結果

被解釋數: 股價指數(P_t) (4.5)式			被解釋數: 投信買賣超(I_t) (4.6)式		
變數	係數值	T統計量	變數	係數值	T統計量
α_P	-1.90E-05	[-0.52371]	α_I	0.002417***	[6.22218]
a_1	0.00644	[0.16692]	c_1	1.898465***	[4.60374]
a_2	-0.054119	[-1.39021]	c_2	-4.331514***	[-10.4111]
a_3	0.167046***	[3.98618]	c_3	-0.524603	[-1.17132]
b_1	0.006421	[1.52573]	d_1	-0.364516***	[-8.10371]
b_2	0.007159*	[1.91654]	d_2	-0.133931***	[-3.35470]
b_3	0.001683	[0.52749]	d_3	-0.090891**	[-2.66572]
	-94.69332***	[-6.81623]			

註: *、**、***分別表示在 90%、95%、99%信賴水準下顯著

(四)股價指數和外資買賣超的VECM模型

$$P_t = \alpha_P e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 a_i P_{t-i} + \sum_{j=1}^3 b_j F_{t-j} \quad (4.7)$$

$$F_t = \alpha_F e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 c_i P_{t-i} + \sum_{j=1}^3 d_j F_{t-j} \quad (4.8)$$

$$e_{t-1} = P_{t-1} - \lambda F_{t-1}$$

綜合表4.3.4的結果，可歸納出下列結論：

(1)股價指數和外資買賣超的共整合係數(= -6.539969)顯著，代表股價指數和外資買賣超存在長期的均衡關係。

(2)股價指數的調整係數(α_P)不顯著，而外資買賣超的調整係數(α_F)顯著，顯示外資機構的交易行為是根據股價指數的表現來進行，股價指數和外資買賣超間，股價指數具主導力。

(3)就(4.7)式而言，股價指數受領先第三期股價指數的正向顯著影響，但卻不受外資買賣超的影響。

(4)就(4.8)式而言，外資買賣超受領先前一期與前三期股價指數的正向顯著影響，但卻受連續前一期與二期外資買賣超的負向顯著影響，且呈擴大趨勢。

表4.3.4 股價指數與外資買賣超VECM模型估計結果

被解釋數: 股價指數(P_t) (4.7)式			被解釋數: 外資買賣超(F_t) (4.8)式		
變數	係數值	T統計量	變數	係數值	T統計量
α_P	-2.80E-05	[-0.32823]	α_F	0.091881***	[10.2531]
a_1	0.006756	[0.15210]	c_1	25.30408***	[5.42267]
a_2	-0.02828	[-0.62127]	c_2	5.168325	[1.08068]
a_3	0.130436***	[2.91091]	c_3	12.74281***	[2.70687]
b_1	0.000286	[0.54729]	d_1	-0.27057***	[-4.92182]
b_2	7.02E-05	[0.15378]	d_2	-0.16774***	[-3.49783]
b_3	7.82E-05	[0.21963]	d_3	-0.05276	[-1.41030]
	-6.539969***	[-12.9242]			

註:*、**、***分別表示在 90%、95%、99%信賴水準下顯著

4.3.2 融資餘額與三大法人買賣超VECM模型

由於融資餘額與自營買賣超、投信買賣超、外資買賣超均存在共整合關係，故針對融資餘額與三大法人買賣超分別設定(4.9)~(4.14)式的VECM 模型，估計結果列於表4.3.5~表4.3.7。

(一) 融資餘額與自營買賣超的VECM模型

$$L_t = \alpha_L e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 a_i L_{t-i} + \sum_{j=1}^3 b_j D_{t-j} \quad (4.9)$$

$$D_t = \alpha_D e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 c_i L_{t-i} + \sum_{j=1}^3 d_j D_{t-j} \quad (4.10)$$

$$e_{t-1} = L_{t-1} - \lambda D_{t-1}$$

綜合表4.3.5的結果，可歸納出下列結論：

(1) 融資餘額與自營買賣超的共整合係數為($\hat{\lambda} = 28.45981$) 顯著，代表兩者間存在長期的均衡關係。

(2) 融資餘額的調整係數(α_L)不顯著，自營買賣超的調整係數(α_D)顯著，顯示僅自營買賣存在往長期均衡調整的情況，在融資餘額和自營買賣超間，融資餘額較具主導力。

(3) 就(4.9)式的融資餘額VECM模型來看，當期融資餘額變化受本身前三期和自營買賣超前一期 $b_1 = -0.29108$ 的負向影響。

(4) 就(4.10)式而言，自營買賣超受前三期融資餘額的 $c_3 = -0.09813$ 的顯著負向影響，但受自我連續領先三期的顯著正向影響，顯示自營買賣超的變化具有持續性。

表4.3.5 融資餘額與自營買賣超VECM模型估計結果

被解釋數: 融資餘額(L_t) (4.9)式			被解釋數: 自營買賣超(D_t) (4.10)式		
變數	係數值	T統計量	變數	係數值	T統計量
α_L	0.009283	[1.62937]	α_D	-0.0797***	[-20.3162]
a_1	-0.55671***	[-14.4377]	c_1	0.006155	[0.23184]
a_2	-0.26386***	[-6.26047]	c_2	-0.04251	[-1.46484]
a_3	-0.11249***	[-3.02570]	c_3	-0.09813***	[-3.83346]
b_1	-0.29108**	[-2.18204]	d_1	0.740612***	[8.06295]
b_2	-0.10565	[-1.10769]	d_2	0.379853***	[5.78403]
b_3	0.026142	[0.49356]	d_3	0.159118***	[4.36288]
	28.45981***	[21.1669]			

註: *、**、***分別表示在 90%、95%、99%信賴水準下顯著



(二) 融資餘額與投信買賣超的VECM模型

$$L_t = \alpha_L e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 a_i L_{t-i} + \sum_{j=1}^3 b_j I_{t-j} \quad (4.11)$$

$$I_t = \alpha_I e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 c_i L_{t-i} + \sum_{j=1}^3 d_j I_{t-j} \quad (4.12)$$

$$e_{t-1} = L_{t-1} - \lambda I_{t-1}$$

綜合表4.3.6的結果，可歸納出下列結論：

(1) 融資餘額與投信買賣超的共整合係數(=37.10029)顯著，代表兩者間存在長期的均衡關係。

(2) 融資餘額的調整係數(α_L)不顯著，投信買賣超的調整係數(α_D)顯著，顯示僅投信買賣存在往長期均衡調整的情況，在融資餘額和投信買賣超間，融資餘額較具主導力。

(3) 就(4.11)式的融資餘額VECM模型來看，當期融資餘額 L_t 受本身前一~三期

$(L_{t-1} \sim L_{t-3})$ 與投信買賣超無影響，且融資餘額變化受本身前三期的負向影響。

(4)就(4.12)式而言，投信買賣超受融資餘額前一期 $c_1=0.05869$ 的顯著負向影響，但受自我連續三期 $d_1=0.777291>0$ ， $d_2=0.3874>0$ ， $d_3=0.12483>0$ 顯著正向影響，顯示投信買賣超的變化具有持續性。

表4.3.6 融資餘額與投信買賣超VECM模型估計結果

被解釋數: 融資餘額(L_t) (4.11)式			被解釋數: 投信買賣超(I_t) (4.12)式		
變數	係數值	T統計量	變數	係數值	T統計量
α_L	0.006249	[1.23439]	α_I	-0.06204***	[-20.3653]
a_1	-0.55334***	[-14.8014]	c_1	0.05869**	[2.60899]
a_2	-0.24364***	[-5.85618]	c_2	-0.04231	[-1.69008]
a_3	-0.09402**	[-2.50325]	c_3	-0.02185	[-0.96680]
b_1	-0.17746	[-1.15306]	d_1	0.777291***	[8.39307]
b_2	-0.09442	[-0.85864]	d_2	0.3874***	[5.85475]
b_3	-0.02104	[-0.34426]	d_3	0.12483***	[3.39467]
	37.10029***	[20.7274]			

註:*、**、***分別表示在90%、95%、99%信賴水準下顯著

(三) 融資餘額與外資買賣超的VECM模型

$$L_t = \alpha_L e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 a_i L_{t-i} + \sum_{j=1}^3 b_j F_{t-j} \quad (4.13)$$

$$F_t = \alpha_F e_{t-1} + \sum_{i=1}^3 c_i L_{t-i} + \sum_{j=1}^3 d_j F_{t-j} \quad (4.14)$$

$$e_{t-1} = L_{t-1} - \lambda F_{t-1}$$

綜合表4.3.7的結果，可歸納出下列結論：

(1) 融資餘額和外資買賣超的共整合係數($\lambda = 3.746289$)顯著，代表股價指數和外資買賣超存在長期的均衡關係。

(2) 融資餘額及外資買賣超的調整係數(α_L 、 α_I)極為顯著，由係數值大小觀察，融資餘額的調整係數($\alpha_L=0.018908$)大於股價指數的調整係數($\alpha_I=-0.66607$)，顯示融資餘額往長期均衡調整的速度比外資買賣超快，在融資餘額和外資買賣超，外資買賣超較具主導力。

(3)就(4.13)式而言，融資餘額受領先三期股價指數的負向顯著影響，但卻受連續前一期與二期外資買賣超的負向顯著影響。

(4)就(4.14)式而言，外資買賣超領先一期融資餘額的正向顯著影響，但卻受連續前三期外資買賣超的正向顯著影響， $d_i > 0$ ， $i=1,2,3$ ，顯示外資買賣超的變化具有持續性。

表4.3.7 融資餘額與外資買賣超VECM模型估計結果

被解釋數: 融資餘額(L_t) (4.13)式			被解釋數: 外資買賣超(F_t) (4.14)式		
變數	係數值	T統計量	變數	係數值	T統計量
α_L	0.018908***	[3.35920]	α_I	-0.66607***	[-20.5551]
a_1	-0.55333***	[-14.5586]	c_1	0.859647***	[3.92894]
a_2	-0.23376***	[-5.54017]	c_2	0.311295	[1.28157]
a_3	-0.10495**	[-2.76162]	c_3	0.118936	[0.54362]
b_1	-0.05453***	[-3.11695]	d_1	0.864972***	[8.58898]
b_2	-0.02675**	[-2.18018]	d_2	0.397844***	[5.63265]
b_3	-0.01208	[-1.87347]	d_3	0.150051***	[4.04304]
	3.746289***	[20.9796]			

註: *、**、***分別表示在 90%、95%、99%信賴水準下顯著

第五章 結 論

股價走勢是投資人關注的焦點，過去的文獻相當關注探討股價與成交量的關聯性，也將論點擴充至股價、成交量與信用交易三者的關係；最近的文獻則是在驗證股價與法人進出間的關係，但鮮少論文提及股價、成交量、信用交易與法人進出四者的關聯性。隨著近年來法人進出的影響性日益受到重視，本文遂將法人進出納入股市的價量模型中，藉以探討法人、散戶與股市價量的關聯性。

本文利用Grange因果關係檢定及向量自我迴歸模式（VAR）等探討臺灣股價、成交量、融資融券與三大法人進出的互動關係，綜合分析結果，可歸納出下列結論：



一、Granger因果關係檢定

(1)就全部樣本期間而言，在股價變動的領先落後關係，融資餘額及自營商買賣超對股價指數具有領先效果，但在股價上漲與下跌市場中，並未發現解釋大盤加權指數的其它變數可用。至於在多頭與空頭市場的下，融資餘額將可用於解釋大盤加權指數的變化。

(2)由成交量因果關係檢定結果顯示：發現在上漲期間及多頭期間，成交量與融資餘額、外資買賣超及自營商買賣存在互相回饋的效果。但在下跌期間及空頭期間成交量對外資買賣超都呈現領先關係。

(3)由融資餘額因果關係檢定的結果顯示，在上漲期間及多頭期間，外資買賣超均領先融資餘額，而融資餘額亦對投信買賣超則呈現領先情形。在下跌期間及空頭期間，則缺乏較為固定的關係。

(4)由融券餘額因果關係檢定，可發現在上漲期間及多頭期間，外資買賣超均領先融資餘額，而融資餘額亦對投信買賣超則呈現領先情形。在下跌期間及空頭期

間，則並未能找出一個較為固定的關係。

(5)在自營商買賣超因果關係檢定，可發現在上漲期間及多頭期間，外資買賣超均領先投信買賣超以及外資買賣超；在下跌期間及空頭期間，自營商買賣超的變動亦領先投信買賣超以及外資買賣超。

(6)外資買賣超因果關係檢定，可發現在上漲期間及多頭期間，外資買賣超具有領先投信買賣超的情形；在下跌期間及空頭期間，則未能有較一致的結果。

總之，在非經濟因素的市場指標中，股價指數受本身過去的走勢影響最顯著，成交量、融資融券量及法人進出並非股價的領先指標。另外，法人中的外資進出較具獨立性，較不容易受市場變化來改變操作策略。

二、由共整合檢定

在全部樣本期間，股價指數和各變數期間的共整合關係由檢定結果發現在顯著水準1%下，股價指數和融資餘額、自營商買賣超、投信買賣超、外資買賣超存在共整合關係，但和融券餘額的共整合關係則不顯著。



三、由VECM模型估計

(1) 股價指數及三大法人的互動分析

①融資：股價指數與融資餘額共整合係數顯著，反映兩者間存在長期均衡關係。融資餘額往長期均衡調整的速度比股價指數快，在股價指數和融資餘額間，股價指數較具主導力。

②外資：股價指數和外資買賣超的共整合係數顯著，代表股價指數和外資買賣超存在長期均衡關係。股價指數的調整係數(α_P)不顯著，而外資買賣超的調整係數(α_F)顯著，顯示外資機構的交易行為是根據股價指數表現來進行，股價指數和外資買賣超間，股價指數具主導力。

③投信：股價指數和投信買賣超的共整合係數($\rho = -94.69332$)顯著，代表股價指數和投信買賣超存在長期均衡關係。股價指數的調整係數(α_P)不顯著，而投信買賣超的調整係數(α_I)顯著，顯示投信機構的交易行為是根據股價指數的表現來進行，股價指數和投信買賣超間，股價指數具主導力。

④自營商：股價指數和自營商買賣超的共整合係數($\rho = 55.54040$)顯著，代表股價指數和自營商買賣超存在長期的均衡關係。股價指數的調整係數(α_P)不顯著，而自營商買賣超的調整係數(α_D)顯著，顯示自營商的交易行為是根據股價指數的表現來進行，股價指數和自營商買賣超間，股價指數具主導力。

(2)散戶及三大法人的操作行為

①自營商：融資餘額與自營商買賣超的共整合係數為($\rho = 28.45981$)顯著，代表兩者間存在長期的均衡關係。融資餘額的調整係數(α_L)不顯著，自營商買賣超的調整係數(α_D)顯著，顯示僅自營商買賣存在往長期均衡調整的情況，在融資餘額和自營商買賣超間，融資餘額(散戶)較具主導力。

②投信：融資餘額與投信買賣超的共整合係數($\rho = 37.10029$)顯著，代表兩者間存在長期的均衡關係。融資餘額的調整係數(α_L)不顯著，投信買賣超的調整係數(α_I)顯著，顯示僅投信買賣存在往長期均衡調整的情況，在融資餘額和投信買賣超間，融資餘額(散戶)較具主導力。

③外資：融資餘額和外資買賣超的共整合係數($\rho = 3.746289$)顯著，代表股價指數和外資買賣超存在長期均衡關係。融資餘額及外資買賣超的調整係數(α_L 、 α_I)極為顯著，由係數值大小觀察，融資餘額的調整係數($\alpha_L = 0.018908$)大於股價指數的調整係數($\alpha_I = -0.66607$)，顯示融資餘額往長期均衡調整的速度比外資買賣超快，在融資餘額和外資買賣超，外資買賣超較具主導力。

參考文獻

(一)中文文獻

1. 姚蕙芸、梁志民（2004），「空頭走勢期間台股股價指數及相關因素之因果關係研究」，商管科技季刊，第五卷第二期，109-127。
2. 徐合成（1994），台灣股市股票報酬率與交易量關係之實證研究－GARCH模型之應用，台灣大學財務金融系研究所碩士論文。
3. 陳玲慧（2001），「台灣股票加權股價指數漲跌與法人交易互動關係之VAR模式研究」，環球技術學院學報，第一期，45-54。
4. 曾昭玲、林政偉（2005），「調整股市信用交易條件對股價報酬率與波動性影響之探討」，風險管理學報，第七卷第一期，53-77。
5. 張嘉宏（1995），「股價指數與融資餘額、融券餘額之關係研究」，證券金融季刊，第56期，67-94。
6. 張哲章（1998），「融資融券餘額、成交量與股價指數之關聯性研究」，證券金融季刊，第56期，67-94。
7. 楊踐為、許至榮（1997），「台灣股票集中與店頭市場價量因果關係之探討」，證券金融季刊，第54期，19-32。
8. 楊踐為、王章誠（1999），「台灣股價指數與融資、融券及成交量間資訊傳遞結構之研究」，證券櫃檯，第41期，1-14。
9. 楊亦農（2005），時間序列分析-經濟與財務上之應用，台北：雙葉書廊有限公司，212。
10. 錢友琪（1993），證券信用交易餘額與股價因果關係－台灣地區之實證研究，淡江大學金融研究所碩士論文。
11. 顏錫銘、鍾淳豐（2002），「配合價量關係技術型態在臺灣股票市場的應用」，證券金融季刊，第72期，1-34。

(二)英文文獻

1. Admati, A. R. and P. Pfleiderer (1988) , “A theory of intrados patterns volume and price variability” , *Review of Financial Studies*, 1, 3-40.
2. Engle, R. F., & C. W. J. Granger (1987) , “Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing” , *Econometrica*, 55, 251-276.
3. Granger, C., (1969) , “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods” , *Econometrica*, 37, PP.422-438.
4. Hardouvelis, G. A., (1990) , “Margin Requirements, Volatility and the Transitory Component of Stock Price” , *The American Economic Review*, 80, PP.736-762.
5. Hardouvelis, G. A. and S. Peristiani, (1992) , “Margin Requirements, Speculative Trading, and Stock Price Fluctuations: The Case of Japan” , *Quarterly Journal of Economics* ,107, PP.1333-1370.
6. Hiemstra, C. and J. D. Jones, (1994) , “Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price Volume Relation” , *Journal of Finance* ,49, PP.1639-1664.
7. Jain, P. C. and G. Joh (, 1988) , “The Dependence between Hourly Price and Trading Volume” , *Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,23, 269-283.
8. Karu, A. and H. R. Stoll (1972) , “Parallel trading by institutional investors.” , *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7, PP.2107-2138.
9. Largay, J. A. and R. R. West, (1973) , “Margin Changes and Stock Price Behavior” , *Journal of Political Economy* ,81 ,PP.328-339.
10. Lakonishok, J. and S. Smidt, (1989) , “Past Price Changes and Current Trading Volume” , *The Journal of Portfolio Management*, 15, PP.18-24.
11. Lamoureux, C. and W., Lastrap (1991) , “Heteroskedasticity in stock return data : Volume versus GARCH effect” , *Journal of Finance* ,45,PP.221-229.
12. Nelson, C., & C. Plosser (1982) , “Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications” , *Journal of Monetary Economics* PP.10,139-162.
13. Sims, C. A., (1980) , “Macroeconomics and Reality” , *Econometrica* ,PP.48, 1-48.
14. Smirlock, M., & L. Starks(1988) , “An empirical analysis of the stock price volume relationship” , *Journal of Banking and Finance* ,PP.12,PP.31-41.
15. Toda, H., & P. C. B. Phillips (1993) , “Vector autoregressions and causality” , *Econometrica* ,PP.61, 1367-1393.
16. Ying, C. C. (1966) , “Stock market prices and Volumes of sales” ,

Econometrica ,PP.34,676-685.

17. Yenshan Hsu (1996), “Margin requirements and stock market volatility Another look at case of Taiwan” , *Pacific-Basin Finance Journal* ,PP.4, 409-419.

