

南華大學  
財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION  
INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT  
NAN HUA UNIVERSITY

三大機構投資人買賣超與台灣加權股價指數  
互動關係之研究

A STUDY OF THE RELATIONSHIP BETWEEN NET BUY-AND-SELL  
OF THREE INSTITUTIONAL INVESTORS AND TAIWAN STOCK  
INDEX

指導教授：許鈺珮 博士

ADVISOR: PH.D. YU-PEI HSU

研究生：廖彥豪

GRADUATE STUDENT :YEN-HAO LIAO

中華民國九十五年六月



# 南華大學財務管理研究所九十四學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：三大機構投資人買賣超與台灣加權股價指數互動關係之研究

研究生：廖彥豪

指導教授：許鈺珮 博士

## 論文摘要內容：

本研究資料選取 2001~2004 年為研究期間，以台灣加權股價指數以及三大法人買賣超為樣本，運用多項時間序列方法探討三大法人買賣超與台灣加權股價指數漲跌之相互關聯性。研究結論發現，在誤差修正模型以及因果關係的分析中，自營商與外資皆領先股價指數，投信與加權股價指數呈雙向因果關係；在衝擊反應函數分析，當加權股價指數受到三大法人投資行為的衝擊時，其中以來自自營商的衝擊反應過程最為顯著，因此對加權股價指數影響的這三各變數裡，自營商對股價指數的影響較為顯著。

關鍵詞：三大法人、加權股價指數、誤差修正模型、衝擊反應函數。

**Title of Thesis :** A Study of the Relationship between Net Buy-and-Sell of  
Three Institutional Investors and Taiwan stock index

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

**Graduate date :** June 2006

**Degree Conferred :** M.B.A.

**Name of student :** Yen-Hao Liao

**Advisor :** Ph.D. Yu-Pei Hsu

## Abstract

This paper investigates the relationship between stock index and the behavior of professional investment institutions. We select the data of net buy-and-sell of three institutional investors and taiwan stock index between year 2001 to 2004 with Granger causality and impulse response function to test the short term impact effect. We find that the local investment institutions and foreign investment institutions play the leader role and the mutual fund plays the follower role. Furthermore, we find that the variation of the trading behavior of local investment institutions has the most obvious impact on Taiwan stock index among these three investment institutions.

**Keywords :** Professional investment institutions, Granger causality, Taiwan stock index, Impulse reponse function.

# 目 錄

論文口試委員審定書	ii
中文摘要	iii
英文摘要	iv
目錄	v
表目錄	vi
圖目錄	vii
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	3
第三節 研究目的	5
第四節 研究架構	5
第二章 文獻探討	7
第一節 國內外相關實證文獻	7
第三章 研究方法	16
第一節 資料型態來源	16
第二節 研究流程	17
第三節 資料檢定	19
第四節 實證模型	21
第四章 實證結果分析	27
第五章 結論與建議	36
參考文獻	39
附錄 三大法人介紹	42

# 表 目 錄

表 1-1	歷年三大法人與一般投資人投資額佔我國股市比重	2
表 1-2	我國開放外資投資國內證券之經過	3
表 3-1	資料型態及來源	16
表 4-1	單根檢定結果	27
表 4-2	共整合檢定結果	28
表 4-3	誤差修正模型結果	29
表 4-4	因果關係檢定結果	30
表 4-5	變異數分解結果	34
表 A-1	外資投入我國股市概況表	44
表 A-2	證券投資信託基金發行概況表	46
表 A-3	集中交易市場投資法人交易概況表	48

# 圖 目 錄

圖 1-1 本論文架構圖	6
圖 2-1 研究流程圖	18
圖 4-1 股價指數衝擊反應圖	31
圖 4-2 自營商衝擊反應圖	32
圖 4-3 外資衝擊反應圖	32
圖 4-4 投信衝擊反應圖	33

# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景

近十年來，我國的證券市場依循著國際化、自由化的既定政策持續不斷的發展，隨著世界金融的蓬勃發展下，不斷的自我提昇。在世界經濟體系日趨全球化且新興金融市場越來越開放之趨勢下，我國不斷的積極加入各個國際性經貿組織，並調整國內相關金融法規，開放國內金融市場予國外投資法人加入，以提昇國內金融市場國際化的水準。國內三大機構法人(外資、投信、自營商，以下簡稱三大法人)，陸陸續續的投入國內的證券市場，也使國內證券市場中法人機構的成交比重逐年的攀升，(見表1-1)。

近年來我國亟欲成為亞太金融中心，且為改善台灣淺碟型的市場結構，及匡正散戶以消息面作為投資依據之投機心理，政府提出種種開放措施，採取一連串引進外資、放寬外資投資比重、開放證券投資信託公司的設立等，如1989年開放綜合證券商成立自營部、1990年開放外國專業投資機構來台投資，(見表1-2)，以及於1993通過11家新證券投資信託公司的申請，政府有意藉著加重機構投資人的投資比例，來穩定股市。而此三大法人夾其龐大的市場力量、雄厚的資金與專業的研究團隊，使得國內之投資大眾，對於三大法人進出國內股市之動向及選股策略多所矚目。

表1-1 歷年三大法人與一般投資人投資額佔我國股市比重

『單位：%』

年度	本國法人	外國專業投資機構	本國自然人
83	5.8	0.7	93.5
84	6.7	1.4	91.9
85	8.6	2.1	89.3
86	7.6	1.7	90.7
87	8.6	1.6	89.7
88	9.4	2.4	88.2
89	10.3	3.6	86.1
90	9.7	5.9	84.4
91	10.1	6.7	82.3
92	11.5	9.4	77.8

資料：來源金管會證期局

表1-2 我國開放外資投資國內證券之經過

時間	內容
1990年12月29日	中央銀行首度開放國外專業投資機構(QFII)投資國內股市，且投資額度為25億美元。
1991年3月4日	財政部證券管理委員會核准第一家國外投資機構 - 怡富投資管理有限公司，直接投資國內股市
1993年8月1日	投資額度由25億美元調高為50億美元
1994年3月5日	投資額度增為75億美元
1995年2月3日	全面取消投資額度之限制
1997年6月2日	修正「華僑及外國人投資證券及其結匯辦法」，全面開放一般僑外自然人與法人均可直接投資國內證券
1999年4月1日	外資投資上限由30%大舉提高為50%
2001年1月1日	全面開放外資投資上限為100%

資料來源：台灣經濟新報社

## 第二節 研究動機

台灣股票市場成立之初到1989年開放自營商、1990年開放外國投資專業機構進入台灣股市，1993通過11家投資信託公司的申請，政府不遺餘力的將台灣股票市場導入正軌，配合各種法令政策及配套措施，無不希望台灣股票市場能早日邁向國際化。而在：(1)政府不斷放寬機構投資人的投資限制；(2)三大法人投資於股市之比重連年增加；(3)法人擁有較雄厚的資金及專業知識；(4)法人之買賣超交易皆充分的揭露，由

上述幾點，顯現出法人之重要性以及其資訊的透明化，並且在過去文獻中(張宮熊，(2000)；鄭旻綺，(2001)；葉月女，(2003))發現三大法人投資行為有領先於一般投資人投資行為，一般投資人投資行為有跟從的現象，更使得研究法人投資行為有其重要性及可參考性。廣義的外資依其資金投資管道可分為下列三項：1.國內投信於海外募集的受益憑證或共同基金；2.1990年開放的外國專業投資機構(QFII)直接投資我國股市；3.境外華僑及外國人(NON-QFII)。本研究所採取之研究對象則採第二項之狹義外資，專指投資於上市資本市場之外國專業投資機構，其投資之比重為三者中比重最重，故本研究稱之外資即是指外國專業投資機構(QFII)，在投信的部分，投信主要在國內或國外募集資金，以開放型或封閉型之募集方式投資國內或國外之有價證券，本研究是以投信以開放型及封閉型之募集方式在國內募集資金投資國內有價證券之基金為研究之對象，自營商方面也是以投資國內有價證券為研究對象，詳細三大法人之介紹，請參閱附錄一，故本研究之三大法人皆是以投資於集中交易市場之金額為研究之標的。

從2001年起政府全面開放外資投資額度及持股限制(除特殊產業)，使得外資資金更能進入台灣股市，其投資策略能更趨靈活而在過去的文獻裡研究之時間選取上多以全面開放外資投資額度及持股限制前來做分析，或者從全面開放前到開放後1~2年，而其研究結果因各研究之時間選取上不同，各法人的領先落後及對大盤指數的影響有所不同，而本研究期以研究出法人對股價指數的影響中法人裡誰居於領先之地位，能讓投資者有較好的投資依據，因此本研究以全面開放外資投資額度及持股限制後之時間來作分析，基於上述各點，本研究將以法人之買賣超來對大盤指數以時間數列方法來做研究。

### 第三節 研究目的

根據前述的背景與動機，本研究的研究目的有三：

- 1.以誤差修正模型及Granger因果關係檢定來探討外資、投信與自營商三大法人間之領先落後關係。
- 2.以誤差修正模型及Granger因果關係檢定來探討外資、投信與自營商三大法人之日買賣超與加權股價指數間之領先落後關係。
- 3.以衝擊反應分析與誤差變異數分解來探討外資、投信與自營商三大法人的日買賣超與加權股價指數間之衝擊與波動。

### 第四節 研究架構

本研究的章節總共分為五個部分，分別為：緒論、文獻探討、研究方法、實證結果與分析、結論與建議，各章節主要內容如下：

第一章 緒論：主要說明本文之研究背景、動機、研究目的...等。

第二章 文獻探討：主要是回顧過去國內外有關機構投資人投資行為的理論文獻與實證研究

第三章 研究方法：主要是介紹並說明本文實證研究所使用的研究架構、步驟、模型及理論。

第四章 實證結果與分析：主要是根據研究架構，對各種研究模型所做出來的實證結果，逐一分析與討論。

第五章 結論與建議：結論總結本研究的結果，並提出適當的建議做為投資人與政府有關單位的決策參考。

本論文的論文架構圖如下圖1-1所示：

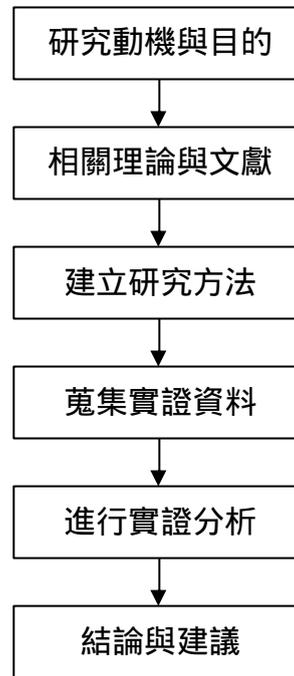


圖1-1 本論文架構圖

## 第二章 文獻探討

由於本研究主題為三機構投資人與加權股價指數互動關係的研討，因此在文獻裡想要了解過往學者對於相關研究的成果，所以把文獻分為機構投資人對股價指數的影響以了解過往學者對此研究之成果，機構投資人投資行為間之互動關係則是想了解過往學者對機構投資人間之影響研究成果為何，而機構投資人投資行為與一般投資人間之互動關係則是想透過過往學者之研究了解二者間之領先落後關係。

### 第一節 國內外相關實證文獻

#### 一、相關國內文獻：

##### (一)機構投資人對股價指數的影響

李存修與歐雲蘭(1995)以 Modified Levene 統計量檢視股價指數報酬率之變異數，並以 VAR 模型及多元迴歸模型控制總體經濟變數，檢視外資開放前後股價指數報酬率與總體經濟變數間的互動關係是否發生結構性改變。發現：(1)以開放第一階段間接投資證券為分界，由 VAR 模型分析發現在外資開放前，無任何落差項變數對股價報酬率具有解釋能力，但在外資開放後，匯率與利率則有顯著解釋力。由多元迴歸模型之分析發現，在外資開放前，物價指數與利率對股價報酬有顯著解釋能力，但在外資開放後，僅利率具解釋力。(2)以開放第二階段直接投資證券為分界，由 VAR 模型之分析發現，在外資開放前，匯率與利率則有顯著解釋能力，但在外資開放後，無

任何落差項變數對股價報酬率具有解釋能力。由多元迴歸模型之分析發現在外資開放前，僅利率對股價報酬有顯著解釋能力，但在外資開放後，並無任一變數具有解釋力。

楊啟宏(1998)利用「事件研究法」研究外資大額買賣超交易是否含有資訊內涵，並進一步對外資買賣超資訊依市場趨勢、外資持股比例高低、規模大小、電子產業別、融資使用率、券資比、週轉率高低等因子分析外資買賣超資訊在不同的分組下是否呈現不同的資訊效果。外資的大額買賣超交易反映在股價及成交量的變動上，的確具有資訊內涵。整體外資的大額買賣超交易資訊皆具有同向的情報效果，且市場對該資訊多在事件日隔日反應完畢，所以在極短期下很難藉此資訊獲得超額報酬。

李光輝、歐興祥與張炳耀(2000)探討開放外人投資國內股市之後，外資投資台股行為與台灣股價指數之互動關係，使用共整合檢定、Granger 因果關係檢定對外資買賣超與台灣加權股價指數來做分析。從本文之實證結果發現外資買賣超的變動在當月與我國股價的變動有非常顯著的正向互動關係，為減輕外資買賣超對我國股市波動之影響，主管單位宜充分掌握外資在國內股市及海外期貨市場進出之資訊，適時採取穩定股市之措施。

黃嘉興與許月瑜(2000)希望了解政府開放公佈外資日買賣超金額資訊後，台股指數日報酬率波動性是否會隨之改變，而達到增進市場效率的效果，使用 F 統計量與 Levene F 統計量來對台灣加權股價指數來做分析。發現無論以 1994 年為分界點或是以 1996 年為分界點，採 F 統計量檢定來探討在公佈外資買賣超訊息在各報章雜誌上予一般投資人參考後，對台灣股市的

日報酬率的波動性皆顯著降低，有可能是外國專業機構的長期投資，注重基本面分析的投資策略引起一般投資人跟進，另一方面亦可能是因為在政府公佈外資買賣超訊息後，投資人有更多的消息可供篩選。

駱茂榮(2001)主要探討外資買賣超對於股價報酬率之影響，使用 VAR 模型對外資買賣超和各類股外資平均持股比例進行分析。發現就外資買賣超對類股報酬率方面，不論是前期還是後期，外資買賣超都不會影響類股指數的漲跌，因此外資買賣超對於股價報酬的影響程度不會因為外資持股比例不同而有所不同。在類股中外資持股比例高低 2 組方面，在前期時不論是持股比例高還是低，外資買賣超都不會影響股價報酬率，在後期時除了化學類股中，外資買賣超對於股價報酬率的影響會因為外資持股比例高低不同而有不同程度的影響之外，其餘的類股中外資持股比例高低 2 組方面，並不會因為外資持股比例高低不同而有不同程度的影響。

江淑美、鄭婉秀與邱建良(2003)研究目的為外資買賣超、股市及匯率三者間是否存在因果關係，藉由多變量 GARCH 所導出之衝擊反應函數，來觀察外資買賣超、股市及匯率三個變數中的任一個發生衝擊時，對其他變數的影響。發現外資買賣超與股價指數報酬率間互有因果關係，且有回饋效果，外資買賣超對股價指數報酬率的影響幅度較大，匯率變動率與股價指數報酬率間也存在因果關係，也有回饋效果，匯率變動率對股價指數報酬率的影響幅度較大。外資買賣超與匯率變動率間只有單向因果關係，即外資買超時，會顯著地使台幣升值，外資賣超時，會顯著地使台幣貶值，但是台幣升貶值時，雖然外資買賣超可能會增加，但是影響幅度非常小，而且也不顯著。如果政府欲健全或穩定國內的股市及匯市時，最好先從管制外資的買賣超金額著手，進而影響外匯市場，再透過股票市場與外匯市場間的因果關係，影響

股票市場。

莊美娟、鄭佩珍與陳清翼(2003)利用股市漲跌二元性的特性，探討國內三大機構法人的股票交易行為是否影響股價的漲跌，運用LP、Probit、Logit等不同機率函數的統計方法，研究發現用OLS模型分析股市報酬變動時，在1%顯著水準下，自營商週四賣出，投信週一、二、三、五買進及週二、三賣出，外資週五買進及週二、週五賣出及融資變動餘額等因素，都呈現顯著的影響市場報酬變動量，使用LP、Probit、Logit模型觀察影響因素，則存在1%顯著水準者，有投信週一、二、三、五買進，外資週五買進及融資等因素對股市有助漲的影響，反之投信週二、三、五賣出及外資週二賣出，則會導致股市下滑，而融資餘額變動量，無論使用上述任何模型皆能顯著的呈現出對股市漲勢有正面的貢獻。

## (二)機構投資人投資行為間之互動關係

李詩文(1996)以時間數列方法中之『狀態空間模型』來分析臺灣股市外資、自營商與基金之互動關係。其研究資料取自1993年10月至1995年12月之台灣證券市場外資法人、證券自營商與共同基金的每週類股淨交易金額。研究結果發現：外資法人在水泥類、機電類、金融類及其他類股中，都有跨期間的同向買賣操作，可知外資較喜好分批買、分批賣的中長期操作方式。基金在塑化類、造紙類、機電類與營造類則出現短期的操作模式。自營商則無特定的操作模式。機構投資人間存有互動關係，以自營商與基金的操作行為是機構投資人間最顯著的。機構投資人間的互動關係，基金最常扮演跟隨者的角色，而外資法人最沒有跟隨行為。

胡家麒(1998)以具有大盤多空領先指標的證券股作為研究標的，利用向

量自我迴歸模型研究證券個股之股價報酬率與外資、投信法人投資機構買(賣)超三者之間的互動關係得到證券股買賣超受其股價報酬率影響之家數及期數遠較證券股價報酬受投信對其買賣超影響之家數及期數證券股股價報酬率受投信對其買賣超影響之家數及期數多，因此證券股股價報酬率對投信淨買超所造成的影響程度比投信在證券淨買超對其股價報酬率之影響深。由外資淨買超與投信淨買超之間的關係，可以得知：有高達11家證券公司，外資與投信之間對其之淨買超存在明顯的互動關係，其中只有賣來證券，外資與投信對其之淨買超具有雙向且是正向的回饋關係，這意謂著該股票可能會獲致很高的報酬，但必須承擔較高的風險。

黃嘉興、詹定宇與許月瑜(1999)使用Granger因果關係檢定、VAR、以及多元迴歸模型對三大法人於集中市場之日買賣超與加權股價指數報酬率做檢定，由向量自我迴歸模型發現，三大機構法人的日買賣超金額資訊傳遞相當快速，大部分都會在3個交易日內調整完畢，亦會根據本身前期買賣超金額作為修正策略之依據，由多元迴歸模型實證發現，投信對外資、外資對投信及自營商隊投信在1996年、1997年以及跨2年度期間的日買賣超金額皆有高度相關性(達到5%的顯著水準)，因果關係檢定結果與上列發現相符，綜合全期則發現外資對自營商、外資對投信、自營商對投信皆具有顯著關係。

黃懷慶(2000)使用Granger因果關係檢定、VAR、GARCH對三大法人於集中市場之日買賣超與加權股價指數報酬率做檢定，目的為探討外資、投信與自營商三大法人間之互動關係，外資、投信與自營商三大法人的日買賣超波動率對股價指數日報酬波動率之影響。發現就機構投資人間的互動關係而言：在集中市場裡，投信最常扮演跟隨者的角色，其跟隨的對象有外資與自營商，而外資與自營商則會相互的影響。而於店頭市場裡，最常扮演跟隨者

的角色的則是自營商，其跟隨的對象有外資與投信，另外投信則會跟隨外資操作；因此外資是市場的領導者。就機構投資人買賣超的波動率對股價指數報酬波動率的影響而言：外資、投信與自營商前期買賣超的波動率均會負向地影響後期股價指數報酬的波動率；也就是說外資、投信與自營商三大法人的買賣行為確實存在降低股市波動率的證據。

陳彥豪(2002)首先以法人對於整體上市電子股之持股比例與電子股指數、本益比作相關係數分析，並對電子股報酬率與法人持股比率之變化作迴歸分析，最後則是透過標準常態性檢定法以及績效指標評估法人之投資績效與其操作資訊之參考價值。發現兩大法人(外資、投信)之間存在有相互跟進的投資行為，也顯示出其對於整體電子股多空的想法趨於一致。另外，法人採取「追漲殺跌」、「逐強汰弱」的投資策略，其中又以投信法人最為明顯。就股票的短期報酬率而言，2大法人對於上市電子股的確具有統計上顯著的價格影響能力。其中，國內投信對於股價的短期影響能力大於外資法人。

### (三)機構投資人投資行為與一般投資人間之互動關係

張宮熊(2000)採1996年至1998年農曆年前後30日之每日收盤價作為研究期間，以多因子變異數分析、多元跨期間複迴歸模型方法，初步探討台灣股市是否存在明顯的農曆春節效應外，更深入探討三大法人與一般投資人在農曆春節期間的資訊傳遞結構，研究發現台灣股市的確存在明顯的農曆春節效應，樣本期間內，自營商扮演著投資領先者的角色，其投資績效明顯優於外資、投信基金與一般投資人，又自營商與外資買賣超行為明顯影響其它投資人的投資行為。

鄭旻綺(2001)使用單根檢定、Granger因果關係檢定、預測誤差變異分解及

衝擊反應分析對台灣股市集中市場及店頭市場中的三大法人買賣超及融資餘額增減之日資料作實證分析。發現集中市場裡，自營商與外資扮演領先的角色，而一般投資人、投信則為落後的跟隨者，且對其衝擊產生正向反應。集中市場在放寬外資投資比例後，自營商、外資對投信及一般投資人的投資互動關係有增強現象。

葉月女(2003)以台灣集中交易市場 1995 年 8 月 1 日至 2002 年 12 月 31 日共 1,996 筆之日資料作實證分析，分別以單根檢定、GARCH model(一般化自我迴歸條件異質變異數模型)、衝擊反應分析檢定。研究發現外資投資行為對自營商與一般投資人具有顯著正的影響力；外資與投信呈現意見分歧甚至對做情形；自營商投資行為對投信影響力大於對外資之影響力，投信買賣行為對自營商及一般投資人均不具影響力，然而觀察期間愈長，則其相互投資行為會趨於相同。

## 二、相關國外文獻：

Kraus and Stoll(1972)採用1968年7月1日至1969年9月30日的美國紐約證券交易所一萬股以上鉅額交易的資料為樣本(共7,009)進行研究，試圖分析鉅額買入與鉅額賣出對當日股價之影響。實證結果發現：當鉅額買入後，股價會比前一天高，之後股價不會顯著地下跌，而維持在一新均衡點上，因此符合『資訊效果假說』。相反地，當鉅額賣出後，股價會立刻下跌，可是在收盤時會回升一部份，所以可知鉅額賣出時必須支付一些成本，因此符合『流動效果假說』。

Reilly and Wright(1984)利用1972年至1981年美國紐約證券交易所股價資料、史坦普爾指數與道瓊工業指數之每日、十日移動平均及每月的資料為樣本，並以迴歸模式來衡量鉅額交易量對股價波動性的影響。實證結果發現：鉅額交易量與股價波動性呈

現不顯著的相關，但若以十日移動平均鉅額交易量來檢驗與股價波動性間之關係時，則發現有顯著的負相關。

Chan and Lakonishok(1993)利用1986年7月至1988年12月美國37家大型機構投資人的交易資料做為樣本，並以迴歸分析來進行研究。實證結果發現：從開盤價到收盤價，機構投資人買進的交易，造成股價指數上升0.34%，因此符合『資訊效果假說』，而機構投資人賣出的交易，造成股價指數下跌0.04%，則符合『流動效果假說』。

綜合以上之文獻得到幾項結論：

- 1.在資料的選取上，過往學者實證之研究在股市方面多選取加權股價指數，或者股價之報酬率，而在法人之投資行為上則多以買賣超或各股之持股比例來作為資料，因此顯示這幾項資料在資料的選取上應具有一定之效力，在此本研究選取了3大法人之買賣超以及加權股價指數作為實證選取之資料。
- 2.文獻裡外資買賣超沒有細分外國專業投資機構(QFII)及非外國專業投資機構(NON-QFII)，而本研究主要以機構投資人為研究對象並且外資買賣超裡QFII投資金額大於NON-QFII，因此在外資買賣超資料的選取上以QFII買賣超為選取的資料。
- 3.法人投資行為與股價指數的互動中，研究顯示2者間存有因果關係，其領先落後之關係則依各研究的結果不一，但兩者間確實存在著因果關係。
- 4.法人投資行為與一般投資人之領先落後關係，在文獻裡發現3大法人領先於一般投資人，一般投資人有跟從的現象。

5.3 大法人間確實存在著因果關係，而 3 者之間的領先落後關係則依各研究而有所不同，顯示在各個學者的研究裡因時間上的選取不同，法人間之領先落後關係並無絕對之領先落後關係。

6. 文獻裡研究之時間選取上多以全面開放外資投資額度及持股限制前來做分析，或者從全面開放前到開放後 1~2 年，而無全面開放外資投資額度及持股限制後來作分析，因此本研究以全面開放外資投資額度及持股限制後為研究之選取時間。

# 第三章 研究方法

## 第一節 資料型態來源

本研究論文主要以台灣證券市場三大法人(外資、自營商、投信)以及加權股價指數為研究對象，外資是以外國專業投資機構(QFII)為研究對象，投信以開放型及封閉型之募集方式在國內募集資金投資國內有價證券之基金為研究之對象，自營商方面也是以投資國內有價證券為研究對象。蒐取資料以台灣證券交易所每日公佈三大法人對集中市場買賣超交易金額與加權股價指數為實證標的。

表 3-1 資料型態及來源

台灣加權股價指數	日資料	台灣證券交易所
投信買賣超(百萬元)	日資料	台灣證券交易所
外資買賣超(百萬元)	日資料	台灣證券交易所
自營商買賣超(百萬元)	日資料	台灣證券交易所

研究期間：全面開放外資投資額度及持股限制之時間為2001年1月1日，因此研究期間取2001年1月1日至2004年12月31日為研究之範圍。

## 第二節 研究流程

進行資料分析之前，首先必須先對資料作檢定，因為在傳統的計量方法如最小平方方法(OLS)或一般最小平方方法(GLS)等迴歸分析法，皆假設其變數資料為定態(stationary)，但實際上許多經濟變數的平均數及變異數均不符合定態之假設，因此本研究使用ADF單根檢定法來確定資料是否為定態，在確定資料不論原始資料或差分過後為定態之後，進行共整合檢定，因為將非定態時間數列進行差分，通常以差分後的定態時間序列進行迴歸分析，來排除假性迴歸的問題，但是差分後的資料會有喪失長期資訊的問題，以致失去了變數與變數間的長期均衡關係，直到Granger and Engle (1987)提出共整合概念才解決以上問題，而本研究是使用Johansen 共整合檢定法來做共整合檢定。

而在資料做完檢定之後就開始要做資料的分析，如果資料存在共整合的現象的話，則需要使用誤差修正模型來做分析，因為共整合係在探討變數間的長期均衡關係，由共整迴歸求出的殘差項 $Z_t$ ，則代表短期線性組合偏離長期均衡的一種離差，若將短期的失衡現象保留至模型中，可更有效的描述變數的互動關係，因此一旦變數間具有共整合關係，即可採用誤差修正模型(Error Correction Model, ECM)，傳統估計模型通常只對變數間的長期均衡，或是變數間的動態效果作估計，誤差修正模型則能同時提供體系的長期趨勢與短期動態調整效果，如無共整合現象的話，則使用向量自我迴歸模型來做分析。

而在上述的誤差修正模型或者是向量自我迴歸模型分析完之後，接下來要做的分析就是Granger因果關係、衝擊反應函數和誤差變異數分解。在經濟學的理论模型，常在不同的假設前提下，推論出的變數之間的關聯性，但卻往往無法確定其變數之間

因、果關係為何，Granger (1969)首先提出由預測能力(predicatability)的角度來定義變數間之領先落後關係，使用雙因子的VAR 模型來決定其變數間的因果關係而衝擊反應分析是用來研究當一變數受外生震動(Exogenous Shock)或衝擊時，其他變數對此衝擊的動態反應模式，預測誤差變異數分解是衡量每個變數的預測誤差變異數，受自己變動和其他變數的變動所解釋的程度。

本論文之研究流程圖如下圖2-1所示：

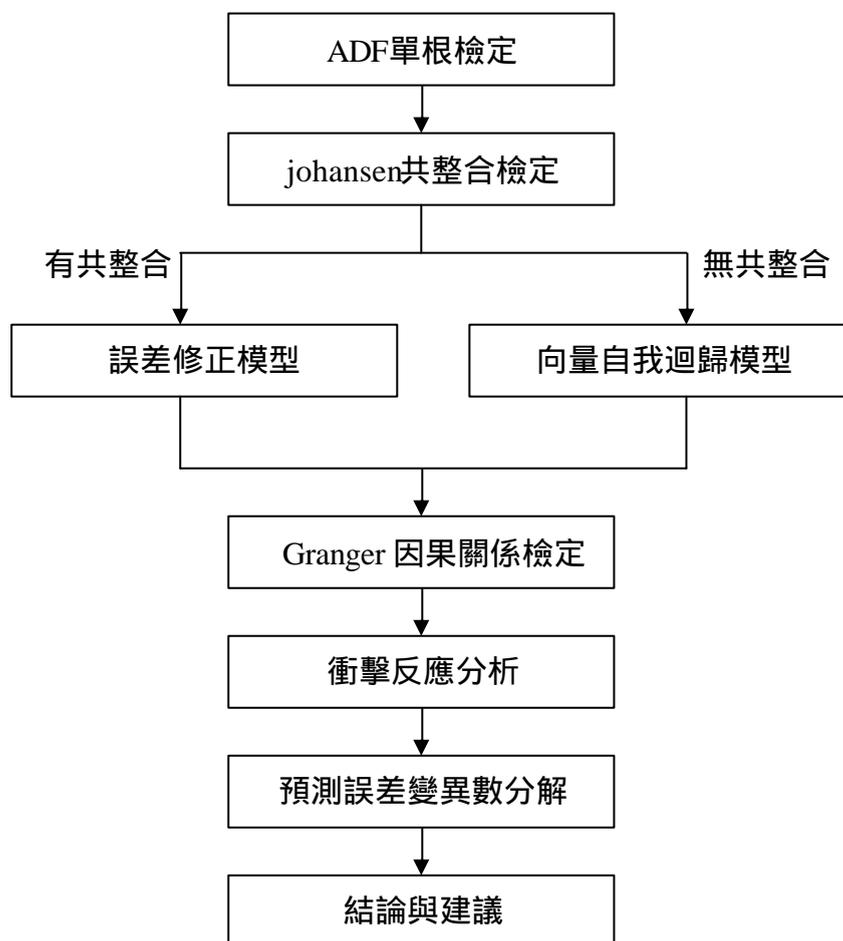


圖 2-1 研究流程圖

### 第三節 資料檢定

#### 一、單根檢定

Granger and Engle明確指出，即使二經濟變數為非定態的時間序列，其線性組合也不會屬於定態數列，但仍可能存在某種經濟關係，而存在一組共整合關係；換言之，共整合允許短時間變數有各自發展的趨勢，但在長期而言，由於各變數長期移動型態相似，使其長期趨勢在某種程度上會相互抵銷，回復至均衡水準，此即共整合。在進行共整合檢定之前，將先對該變數進行單根檢定，以確定是否已達定態。而單根檢定的方法也有很多，在本篇文章採用最常用的ADFtest，依Dickey and Fuller (1979)之ADF單根檢定，其模型有三：

##### 1.無常數項且無趨勢項

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

##### 2.含常數項但無趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3-2)$$

##### 3.含常數項與趨勢項：

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (3-3)$$

本文以ADF進行單根檢定，先對包含時間趨勢項與常數項的模型做檢定，若時間趨勢項  $e_t$  或常數項  $\alpha$  不顯著時，則繼續估計僅含常數項以及純粹隨機漫步模

型，以決定最適的單根檢定估計模型。至於最適落後期數的決擇，則以 Reimers(1992)所認定之SBC(Schwartz(1978) Bayesian Information Criterion)選取之。SBC 如下：

$$SBC(P)=N\log(SSR)+P\log N \quad (3-4)$$

其中 $p$ 為參數的數量， $N$ 表樣本大小， $SSR$ 為殘差平方和。

## 二、共整合檢定

共整合意義在於以非恆定數列長期趨勢移動之相互關係。若假定 $X_t$ 和 $Y_t$ 為非恆定數列，具單根性質，但分別經過一次差分轉換後成為恆定的時間數列，即 $I(1)$ ，並且 $X_t$ 與 $Y_t$ 之間存在一線性組合，使得該線性組合為恆定的時間數列( $I(0)$ )則稱 $X$ 、 $Y$ 具有共整合關係。當資料間顯示具有共整合關係，則根據 Granger Representation Theorem，在使用VAR模型時，須以向量修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)替代，才不會導致統計上的誤差。本研究採Johansen共整合檢定法，其步驟如下所示：

步驟一、以最大概似估計法建構共整合模式。

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^{k-1} r_i \Delta Y_{t-i} + \prod Y_{t-k} + e_t \quad (3-5)$$

其中， $Y_t$ 為 $(p \times 1)$ 維之內生變數矩陣； $G$ 為待估計之 $(p \times p)$ 維之係數矩陣； $k$ 為干擾項符合白噪音過程的最適遞延期數； $e_t$ 為 $(p \times 1)$ 維矩陣。

步驟二，以概似比法(Likelihood Ratio Test)檢定共整合個數。

$H_0$ ：至多有 $r$  個共整合向量

$H_1$ ：至少有 $r+1$  個共整合向量

採最大特徵值檢定(Maximum Eigenvalue Test)，從變數間不具任何共整合關係開始檢定，即 $r = 0$ ，再逐漸增加共整合個數進行檢定，直到無法拒絕為止，則表示相關變數兼具有長期穩定關係。

## 第四節 實證模型

### 一、向量自我迴歸模型(VAR)

以往傳統統計量分析，均根據先驗理論而建構出來的，並利用迴歸分析求出模型內之參數估計值，再透過檢定來實證理論之正確與否。但Sims(1980)認為先驗理論所建立的結構化計量模型，產生認定上的困難。採先驗理論為基礎所建立的模型，其估計的實證結果無法證明是否來自所有經濟變數的互動過程，也無法確實表現出真正資料特性，因為事實上變數間的實質關係是相當複雜的。因此Sims 提出向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model, VAR)，此模型不依的理論基礎去構建一個結構計量模型特性進行研究，以避免傳統統計量模型的認定錯誤。VAR模型是屬於一種時間數列的動態模(Dynamic Model)，其以最少的理論基礎構建完成。此分析方法的主要特色是根據資料本身的特性進行研究，首先將所關心的指數變數放置於在模型中，所有變數皆視為內生變數(Endogenous Variables)，且不事先設定一先驗理論基礎來決定變數間的關係。VAR 模型是以一組迴歸方程表示出各變數間彼此的互動關係，而每一迴歸方程式的解釋變數是

由所有變數的落遲項所組成，基於時間數列分析法的精神，其認為變數的落遲項涵蓋了所有相關的訊息，故VAR模型又是建立在變數落遲期數了涵蓋過去所有有關訊息的假設下。又因VAR模型的限制較少，且落遲項沒有一定的理論形式，因此較具彈性與一般性。

VAR之模型可用(3-6)式表示：

$$Y_t = a_t + \sum_{i=0}^m A_i Y_{t-i} + e_t \quad (3-6)$$

$$E(u_t) = 0$$

$$E(u_t u_t') = \Sigma u \neq 0$$

$$E(u_t u_s') = 0, t \neq s$$

其中  $Y_t = (y_{1t} \dots y_{mt})$  為  $(m \times 1)$  變數； $m$  為模型內所討論的變數； $A_t$  為  $(m \times 1)$  的常數項； $A_i$  為  $(m \times m)$  的係數矩陣，為變數的  $M$  階落遲項變數； $Y_{t-1}$  是  $(m \times 1)$  之  $M$  階落遲項變數； $e_t$  為結構干預項，是  $(m \times 1)$  的一期純白噪音誤差過程的預測誤差，是無法解釋的部份，可視為隨機衝擊項或創新。 $E(m)$  表示各期誤差為序列無關，而  $E(u_t u_t') = \Sigma u \neq 0$  為一對角化的共異矩陣。

## 二、誤差修正模型(Error-Correction Model, ECM)

共整合係在探討變數間的長期均衡關係，由共整迴歸求出的殘差項  $Z_t$ ，則代表短期線性組合偏離長期均衡的一種離差，若將短期的失衡現象保留至模型中，可更有效的描述變數的互動關係，因此一旦變數間具有共整合關係，即可採用誤差修正模型(Error Correction Model, ECM)；反之，用於ECM的序列必須有共整合關係的存在。例如當二變數  $X_t$ 、 $Y_t$  具有共整合關係時，可用誤差修正模型表示

其間的關係，如(3-7)式所示：

$$\Delta X_t = \mathbf{q}_0 + \mathbf{q}_1 Z_{t-1} + \text{lags}(\Delta X_t, \Delta Y_t) + \mathbf{e}_t \quad (3-7)$$

其中  $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ， $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ， $s$  為落遲期數， $e_t \sim iid(0, \mathbf{s}_e^2)$  為獨立隨機變數， $\mathbf{q}_0$  為常數項，誤差修正項  $Z_t = Y_t - a - bX_t$ ， $Z_{t-1}$  為前期水準值(level term)  $X_{t-1}$  與  $Y_{t-1}$  離差，若  $X_t$  和  $Y_t$  間具有共整合關係，則  $Z_t$  為定態數列； $\mathbf{q}_1$  為誤差修正係數，若  $\mathbf{q}_1$  顯著，則表示在共整合關係下，變數間線性組合趨於均衡，並可用以預測本期的變動。表示某一變數本期變動量受到另一變數過去累積變動量的影響。同樣的道理，其反向因果關係的調整過程，亦可以(3-8)式關係來表示：

$$\Delta Y_t = m_0 + m_1 Z_{t-1} + \text{lags}(\Delta X_t, \Delta Y_t) + \mathbf{h}_t \quad (3-8)$$

誤差修正模式主要是將短期動態調整現象，藉由前期的共整之離差部分加以修正，以說明變數間的短期變動關係以及短期下由不均衡調整至長期均衡的過程。在誤差修正模型中之  $\Delta X_t$ 、 $\Delta Y_t$  除了與前幾期的  $\Delta X_t$ 、 $\Delta Y_t$  有關之外，其中至少有一者會受前期的均衡誤差  $Z_{t-1}$  所影響，故稱此模型為「誤差修正模型」。傳統估計模型通常只對變數間的長期均衡，或是變數間的動態效果作估計，誤差修正模型則能同時提供體系的長期趨勢與短期動態調整效果。

### 三、Granger因果關係

經濟學的理论模型，常在不同的假設前提下，推論出的變數之間的關聯性。但卻往往無法確定其變數之間因、果關係為何，Granger (1969) 首先提出由預測能力的角度來定義變數間之領先落後關係，使用雙因子的VAR 模型來決定其變

數間的因果關係。假設有兩數列 $X_t$ 、 $Y_t$ ，其定義的訊息集合如下：

$$X_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^k \mathbf{a}_{1i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{a}_{2i} Y_{t-1} + \mathbf{e}_{1t} \quad (3-9)$$

$$Y_t = \mathbf{b}_0 + \sum_{i=1}^k \mathbf{b}_{1i} X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \mathbf{b}_{2i} Y_{t-1} + \mathbf{e}_{2t} \quad (3-10)$$

此時檢定4個係數以決定變數間的關係，(1)若 $\mathbf{a}_{2i} \neq 0$ 且 $\mathbf{a}_{1i} = 0$ ，表示 $Y$ 領先 $X$ ， $X$ 落後 $Y$ ；(2)若 $\mathbf{b}_{1i} \neq 0$ 且 $\mathbf{b}_{2i} = 0$ ，則表示 $X$ 領先 $Y$ ， $Y$ 落後 $X$ ；(3)若 $\mathbf{a}_{2i} = 0$ 且 $\mathbf{b}_{1i} = 0$ ，則表示變間相互獨立；(4)若 $\mathbf{a}_{2i} \neq 0$ 且 $\mathbf{b}_{1i} \neq 0$ ，表示變數間存在互為因果之雙向回饋關係(Feedback)。

#### 四、衝擊反應函數(Impulse Response Function)

衝擊反應分析是用來研究當一變數受外生震動(Exogenous Shock)或衝擊時，其他變數對此衝擊的動態反應模式。以下說明衝擊反應的推導：

一般VAR模式：

$$Y_t = \mathbf{a} + \sum_{i=1}^m \hat{a}_i Y_{t-j} + a_t^0 \quad (3-11)$$

以移動平均項(MA)形式表示：

$$Y_t = \mathbf{a} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i a_{t-1}^0 \quad (3-12)$$

此處 $\Psi_i$ 中的第 $(j, k)$ 項表示變數 $j$ 對於變數 $k$ 在 $l$ 期所發生的單位變動的反

應。然而在 $e_t = (e_{1t}, \dots, e_{nt})$ 中，各分量可能有同期相關(Contemporaneously Correlation)的情況，即某變數之變動可能伴隨著另一變數之變動，因此使用Choleski分解法將下三角矩陣(Lower Triangular Matrix)  $V(VV' = I)$  完成正交化(Orthogonalization)，使之成為一對角化(Diagonal)矩陣，以除去當期相關。以(3-13)表示

$$\begin{aligned}
 Y_t &= \mathbf{a} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i^0 a_{t-i} \\
 &= \mathbf{a} + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i V V' a_{t-i} \\
 &= \mathbf{a} + \sum_{i=0}^{\infty} P_i e_{t-i}
 \end{aligned} \tag{3-13}$$

其中， $q_{t-i}$ 為一無關當期之正交化隨機衝擊項，其一單位變動就是一個標準差的變動；而 $P_i$ 的第 $(j, k)$ 項表示變數 $j$ 對變數 $k$ 在 $I$ 期前所發生一個標準差變動的反應，藉此可觀察出變數間衝擊反應之情形。

## 五、誤差變異數分解

預測誤差變異數分解是衡量每個變數的預測誤差變異數，受自己變動和其他變數的變動所解釋的程度。預測誤差變異數分解和衝擊反應都需用到變動過程的資訊，因此將資料轉換為正交變動過程，除了能解釋變數間的衝擊反應，也有助於對預測誤差變異數的分解，以下說明預測誤差變異數分解的推導：

由衝擊反應分析中知：

$$Y_t = \mathbf{a} + \sum_{i=0}^{\infty} P_i e_{t-i} \tag{3-14}$$

則第 $t$ 期 $h$ 階預測誤差：

$$\begin{aligned} Y_{j,t+h} - Y_{j,t}(h) &= \sum_{i=0}^{h-1} (P_{j1,i}e_{1,t+h-i} + \dots + P_{js,i}e_{s,t+h-i}) \\ &= \sum_{k=1}^s (P_{jk,0}e_{k,t+h} + \dots + P_{jk,h-1}e_{k,t+1}) \end{aligned} \quad (3-15)$$

因為 $\mathbf{q}_{k-t}$  彼此獨立且變異數為1，所以 $Y_{j,t}(h)$ 的均方誤(MSE)為：

$$\begin{aligned} E[Y_{j,t} + h - Y_{j,t}(h)]^2 &= \sum_{k=1}^s (\mathbf{q}^2_{jk,0} + \dots + \mathbf{q}^2_{jk,h-1}) \\ &= \sum_{k=1}^s \left( \sum_{t=0}^{h-1} \Theta^2_{ikj} \right) \end{aligned} \quad (3-16)$$

其中 $\sum_{t=0}^{h-1} \Theta^2_{ikj}$  表示變數 $k$  對 $j$  的 $h$  階預測誤差變異數(或MSE)的貢獻。因此將之除以 $Y_{j,t}(h)$ 的MSE，則表示變數 $j$  的 $h$  階預測誤差變異數被變數 $k$  的變動，所解釋的比例，進而可判斷變數外生性之相對強弱。

## 第四章 實證結果分析

### 一、單根檢定結果

由表4-1可知在10%的顯著水準下，三大法人買賣超的檢定結果為拒絕  $r = 0$  的虛無假設，亦即此3個變數皆不存在單根；加權指數的檢定結果則無法拒絕  $r = 0$  的非定態虛無假設。單根研究之進行，再將時間數列取一次差分，其結果發現各差分變數均呈定態。在以各變數一階差分後來作共整合檢定。

表 4-1 單根檢定結果

變數	遞延期數	水準項	遞延期數	一階差分
加權指數	1	-1.2312	1	-31.5020*
投信	1	-23.05767*	1	-21.4122*
外資	1	-12.01562*	1	-15.3296*
自營	1	-20.3124*	1	-17.0618*

1.\*表示10%之顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。

2.5%顯著水準值為1.6245

### 二、共整合檢定結果

由表4-2可知，Johansen 共整合檢定結果無法拒絕  $r = 3$  的虛無假設，表示加權股價指數與投信、外資、自營商買賣超4個變數彼此間具有3組長期均衡關係的共整向量，即是具有長期穩定均衡關係。

表 4-2 共整合檢定結果

虛無假設	軌跡檢定	5% 臨界值	1% 臨界值
$r \leq 0$	1341.1	40.89	60.99
$r \leq 1$	521.38	22.31	42.20
$r \leq 2$	242.14	10.53	22.32
$r \leq 3^{**}$	0.80	3.51	12.12
虛無假設	最大特性根檢定	5% 臨界值	1% 臨界值
$r \leq 0$	1031.5	35.67	58.22
$r \leq 1$	435.32	20.35	37.64
$r \leq 2$	221.47	10.20	23.21
$r \leq 3^{**}$	0.90	3.51	12.10

1.\*\* :5% 顯著水準 \*\*\* :1% 顯著水準。

2.  $r \leq 0$ :表不存在共整,亦即 0 個共整向量。

$r \leq 1$ :表至多存在 1 個共整向量。

$r \leq 2$ :表至多存在 2 個共整向量。

$r \leq 3$ :表至多存在 3 個共整向量。

### 三、誤差修正模型結果

三大法人買賣超與加權指數等4個變數之誤差修正項在5%的顯著水準下大都為顯著，顯示各變數間確實存在著共整之長期均衡關係，與之前共整合檢定不謀而合。另於4個變數之短期互動分析中發現：各變數會對自己有所影響，加權股價指數短期會被自營商及外資影響。至於三大法人方面，外資除了受其本身的影響外，亦受到自營商的影響，其買賣行為亦對於投信有影響，自營商則是與外

資互相影響，並且影響投信。

表 4-3 誤差修正模型結果

	D(TSE)	D(TRUST)	D(FDI)	D(DEALER)
D(TSE)	(0.538147) *	(1.98090)*	(15.8833) *	(0.39271) *
D(TRUST)	(-2.54157) *	(-21.1375) *	(-2.09914) *	(1.83688) *
D(FDI)	(3.07625)	(-4.95935)	(-16.5650) *	(2.84328) *
D(DEALER)	(0.69197)	(2.172835)	(3.0214) *	(-4.16013) *

1.TSE、TRUST、FDI、DEALER 分別代表加權股價指數、投信買賣超、外資買賣超及自營商買賣超。

2.\*表示在10%的顯著水準下顯著。

#### 四、因果關係檢定結果

依表4-4發現：三大法人買賣超與加權股價指數4個變數間大都呈現雙向回饋關係或單向的領先落後關係，表示機構投資人的買賣行為與大盤的走勢，除法人之間互有相關外，法人與大盤間亦有相當密切的關係。其中，自營商不但與加權指數及外資呈現雙向回饋關係，也顯著的領先於投信，而外資並且領先於加權指數及投信，至於投信僅是於加權指數呈雙向因果關係。由此可知自營商與外資扮演領先者的角色，投信及大盤指數則為主要跟隨者，表示自營商與外資是以買賣超(量)來影響加權股價指數(價)，領先代表買賣超的變動會在股價變動之前先發生，因此可藉由觀察買賣超的變動來預測股價的變動。

表 4-4 因果關係檢定結果

虛無假設	F 統計值	P 統計值
外資對自營商不具有因果關係	2.37026	0.00032*
自營商對外資不具有因果關係	3.75149	0.00081**
投信對自營商不具有因果關係	1.20180	0.2013
自營商對投信不具有因果關係	11.5428	0.00041***
投信對外資不具有因果關係	1.21642	0.12131
外資對投信不具有因果關係	5.64817	0.00050***
股價指數對外資不具有因果關係	33.2324	0.33975
外資對股價指數不具有因果關係	14.0491	0.00010***
股價指數對投信不具有因果關係	120.067	0.00000***
投信對股價指數不具有因果關係	5.68412	0.01478**
股價指數對自營商不具有因果關係	1.21468	0.00049***
自營商對股價指數不具有因果關係	1.36841	0.00011***

\*\*\*表示在1%的水準下顯著，\*\*表示在5%的水準下顯著，\*表示在10%的水準下顯著。

## 五、衝擊反應分析結果

現將三大法人與加權指數等4個變數發生自發性干擾時引起其它變數及自身反應的時間過程列於(圖4-1)。由圖可以觀察到：在加權股價指數方面，當其受到來自本身及三大法人投資行為的衝擊時，除了對其本身有較顯著且持續性的反應外，在其餘變數的衝擊中亦呈現出受到持久且正向的影響，表示三法人買賣超如買超時則股價指數會漲，反之賣超時股價指數則會跌，其中尤以來自自營商的衝

擊反應過程最為顯著，不但有延續長時期的遞延效果更有越來越嚴重的趨勢，觀察影響的期數發現自營商在第3期對股價指數影響大幅上升，而到第9期達到最大，外資也是在第3期對股價指數影響大幅上升，到第7期達到最大，至於投信則是在第2期就達到最大，第3期下降之後後面幾期都保持一樣。然而，大盤的自發性衝擊在短期內僅對外資及投信有正向但收斂的影響，對於自營商則無任何反應。而在三大法人的互動中，投信、外資、自營商的突發性衝擊對其本身的反應過程皆呈現正向但迅速收斂的態勢，而兩兩間的相互衝擊影響效果，則只有自營商對投信及外資在短期內有著相對顯著的影響，但隨著期間的拉長其影響力便趨近於零。

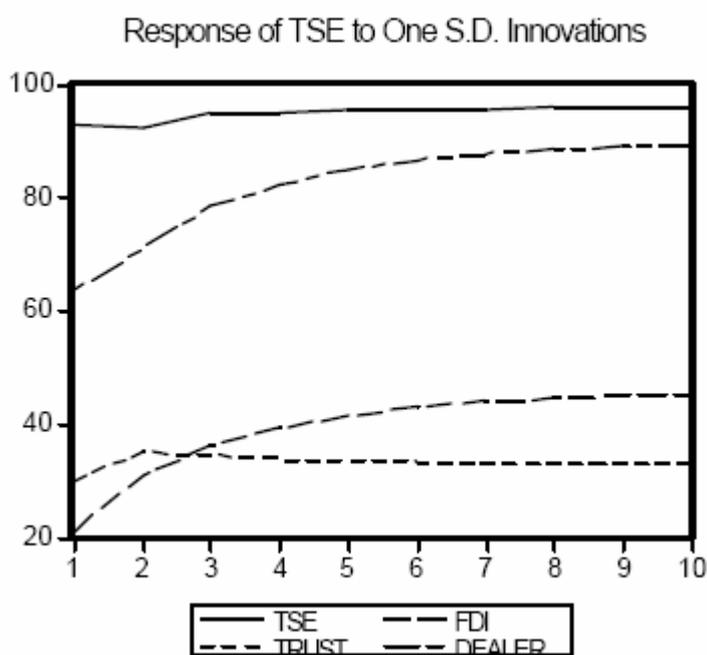


圖4-1 股價指數衝擊反應圖

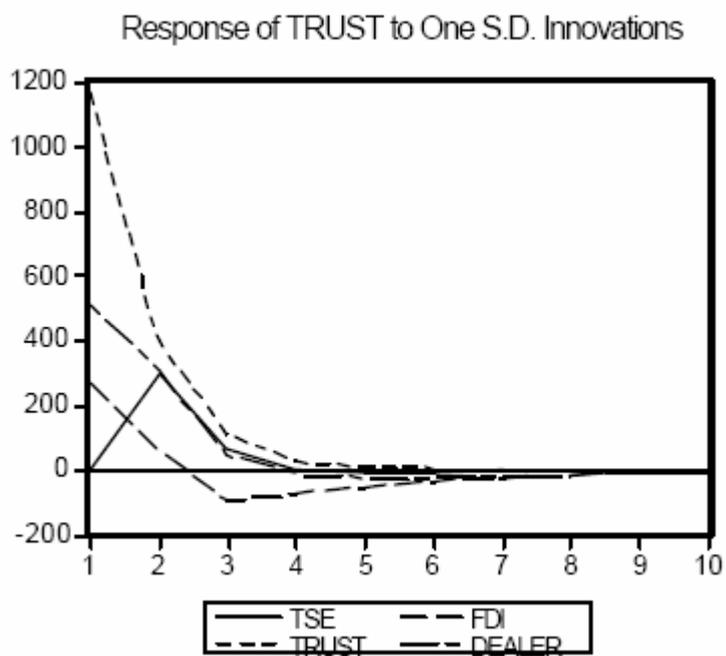


圖4-2 自營商衝擊反應圖

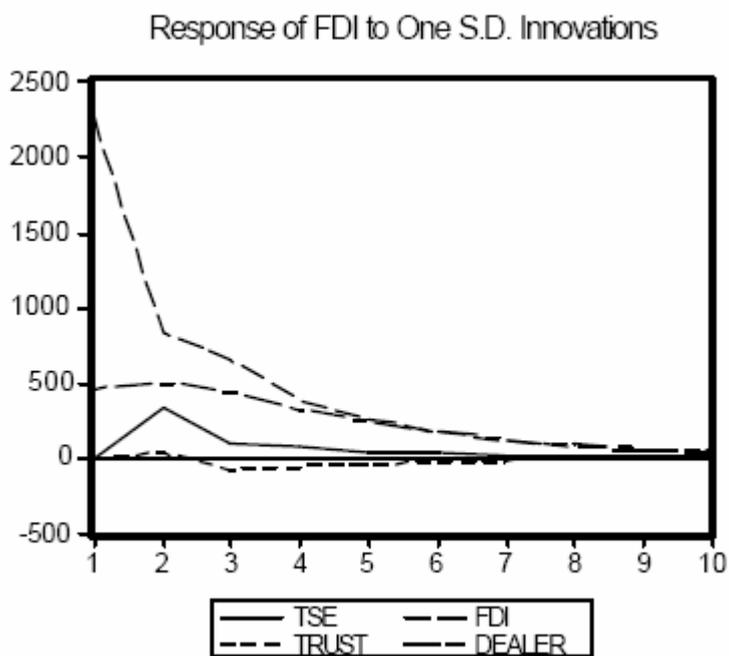
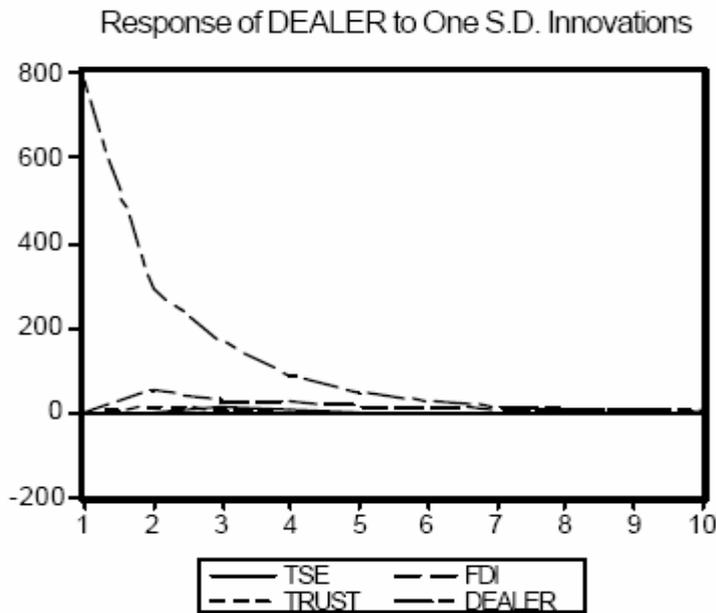


圖4-3 外資衝擊反應圖



註：TSE、TRUST、FDI、DEALER 分別代表加權股價指數、投信買賣超、外資買賣超、自營商買賣超。

圖4-4 投信衝擊反應圖

## 六、變異數分解結果

當三大法人買賣行為及加權指數4個變數發生變異時，大體而言，各個變數本身的變異皆有較佳的自身解釋能力。其中，自營商本身的解釋能力則高99.01%，即便到了第十期時仍居高不下(98.03%)，可知其外生性很強，對自身變異的解釋能力有較高的水準，幾乎不受其他機構法人及大盤的影響。然而，加權指數方面，當本身發生變異時，其自身的解釋能力從第一期的60.41%下降至第十期的45.62%，顯示出其外生性強度水準較低，容易受到其它變數的干擾。而投信及外資的變異來自本身的解釋能力則一直保持相當高的水準。至於變數間相互的解釋能力方面，自營商除了對其本身有絕對的解釋能力外，對大盤、投信、外資皆各有顯著但大小不一的解釋能力，且隨著期數的增加而遞增。尤其對於大盤的解釋能力，由30.21%上升至37.82%。可知，

大盤的波動與自營商的投資行為有相當大的關係，且隨著期數的增加而愈顯密切。

表 4-5 變異數分解結果

	Period	TSE	TRUST	FDI	DEALER
TSE	1	60.41324	6.213021	3.021428	30.21412
	4	50.37218	6.834402	5.142317	35.08762
	7	47.26412	5.924314	6.312453	36.71243
	10	45.62113	5.750421	7.231529	37.82317
TRUST	1	1.342431	80.21478	5.172921	14.21453
	4	4.523157	77.34159	5.821473	18.02317
	7	5.146782	75.07218	6.31214	18.04529
	10	5.932143	73.60157	6.72618	19.33148
FDI	1	0.876324	0.021480	94.02132	4.780214
	4	2.015821	0.142356	90.33518	11.23176
	7	2.397844	0.872512	88.71241	12.31996
	10	3.275632	0.923711	87.23015	13.01242
DEALER	1	0.256731	0.312676	0.421782	99.01324
	4	0.421425	0.392144	0.672139	98.32107
	7	0.571261	0.523177	0.821056	98.02143
	10	0.590455	0.612105	0.972314	98.03242

- 1.表所列示之誤差變異數分解的結果係表示各列變數發生變動時由各欄變數變動所解釋的百分比。
2. TSE、TRUST、FDI、DEALER 分別代表加權股價指數、投信買賣超、外資買賣超、自營商買賣超。

綜合以上實證分析可以得到以下結論：

1. 三大法人買賣超及加權股價指數在一階差分後皆為定態。
2. 三大法人買賣超及加權股價指數存在長期均衡關係的共整向量，即是具有長期穩定均衡關係。
3. 在誤差修正模型以及因果關係的分析中發現各變數會對自己有影響，自營商與外資皆領先股價指數，投信與加權股價指數呈雙向因果關係。
4. 在加權股價指數方面，當其受到三大法人投資行為的衝擊時，其中以來自自營商的衝擊反應過程最為顯著，且為正向之衝擊不但有延續長時期的遞延效果更有越來越顯著的趨勢。
5. 在誤差變異數分解中，自營商除了對其本身有絕對的解釋能力外，對大盤、投信、外資皆各有顯著但大小不一的解釋能力，且隨著期數的增加而遞增，尤其是對大盤的解釋能力更是明顯。可知，大盤的波動與自營商的投資行為有相當大的關係，且隨著期數的增加而愈顯密切。

## 第五章結論與建議

本研究運用多項時間序列的各種方法，探討三大法人買賣超與台灣加權股價指數的關係，研究結果可歸納如下：

由共整合檢定的結果得知，三大法人的投資行為與大盤的走勢存在著一個長期均衡的共移關係。在誤差修正模型以及因果關係的分析中發現各變數會對自己有影響，自營商與外資皆領先股價指數，投信與加權股價指數呈雙向因果關係，因此綜合以上之結果，全面開放外資投資持股限制後，投信與大盤指數為追隨者，而外資與自營商為領先者表示自營商與外資是以買賣超(量)來影響加權股價指數(價)，領先代表買賣超的變動會在股價變動之前先發生，因此可藉由觀察買賣超的變動來預測股價的變動。究其原因，可能是由於開放外資限制使外資資金能夠大幅加碼，外資能增加影響力，而外資、自營商有專業的人才、良好的資訊判讀及分析能力，且選股乃著重總體經濟面及個股基本面，以作中、長期的投資，故其買賣操作較不受其它投資者左右。然而投信則有業績壓力承作短期波段投資，常隨著大盤走勢追漲殺跌，有著助漲助跌的效果，因此僅與大盤之間呈現相互影響的態勢。

在加權股價指數方面，當其受到三大法人投資行為的衝擊時，除了對其本身有較顯著且持續性的反應外，在其餘變數的衝擊中亦呈現出受到持久且正向的影響，表示三法人買賣超如買超時則股價指數會漲，反之賣超時股價指數則會跌，其中以來自自營商的衝擊反應過程最為顯著，且為正向之衝擊不但有延續長時期的遞延效果更有越來越顯著的趨勢，觀察影響的期數發現自營商在第3期對股價指數影響大幅上升，而到第9期達到最大，外資也是在第3期對股價指數影響大幅上升，到第7期達到最大，

至於投信則是在第2期就達到最大，第3期下降之後後面幾期都保持一樣。在三大法人的互動中，投信、外資、自營商的突發性衝擊對其本身的反應過程皆呈現正向但迅速收斂的態勢，而兩兩間的相互衝擊影響效果，則只有自營商對投信及外資在短期內有著相對顯著的影響，但隨著期間的拉長其影響力便趨近於零。

而在誤差變異數分解中，當三大法人買賣行為及加權指數4個變數發生變異時，大體而言，各個變數本身的變異皆有較佳的自身解釋能力，加權指數方面，當本身發生變異時，其自身的解釋能力從第一期的6.41%下降至第十期的45.62%，顯示出其外生性強度非常低，容易受到其它變數的干擾。自營商除了對其本身有絕對的解釋能力外，對大盤、投信、外資皆各有顯著但大小不一的解釋能力，且隨著期數的增加而遞增，尤其是對大盤的解釋能力更是明顯。可知，大盤的波動與自營商的投資行為有相當大的關係，且隨著期數的增加而愈顯密切。

綜合以上之結論可以發現自營商的實證結果較為顯著，究其原因可能為自營商本身就有專業的研究團隊，且選股乃著重總體經濟面及個股基本面，故其買賣操作較不受其它投資者左右，外資實證結果較不顯著可能原因為自2001年以來由於政治環境的大改變，國內政治的不安定以及經濟的不景氣以致於外資超作趨於保守，常常顯示出觀望的態度，並且其投資標第眾多並不只限於台灣資金流動非常迅速，而自營商因其投資大多都在於本土企業上，資金較穩定持續的投資於台灣的股市，因此對於大盤的影響力比外資顯著。

#### 一、本研究之貢獻：

1. 本研究採取了較完整之時間序列模型來進行實證分析。
2. 在資料選選取方面，過去學者研究外資買賣超多無細分外國專業投資機構(QFII)及非外國專業投資機構(NON-QFII)，而本研究主要以機構投資人為研

究對象因此在外資買賣超資料的選取上以QFII買賣超為選取的資料，能更符合機構投資人的涵義。

3. 過去研究在時間點上的選取並無完全開放外資限制後之研究，而現階段已處於完全開放外資的階段，因此本研究能相對較貼近於目前環境的情況。
4. 文獻裡三法人對大盤之領先落後關係大多以外資最為顯著，而在本研究裡則是以自營商較為顯著，此為本研究與過往學者研究不同之處。
5. 本研究根據所研究出結論對投資人做出相關的建議。

## 二、對投資人的建議：

三大法人大都領先於股價指數，因此投資人在投資時可以參考三法人之買賣超來預測股價指數上漲或下跌，如法人買超時股價指數上漲而賣超時則會下跌，投資人可依此去購買股價指數相關之商品，如指數期貨和指數選擇權而三法人裡尤以自營商的動向最值得參考，另公開資訊裡也公開法人對各類股或個股的買賣超資訊，如每日法人買賣超前十名....等，投資人亦可參考此資訊來做投資的選擇。

## 三、對後續研究者的建議：

1. 三機構投資人在股市不同期間(多頭或空頭)領先落後關係難以認定，本研究並無在不同期間加以分析，後續研究者可在不同期間裡加以研究分析，能讓領先落後關係更加確定。
2. 三機構投資人裡外資容易受到外匯的影響，本研究並無討論之，後續研究者可加入此一變數，更加能客觀分析三法人的影響程度。
3. 後續研究可針對法人買賣超對不同類股的影響或者研究法人的投資策略對股價的影響為何等作後續的相關研究。

## 參考文獻

### 中文部份

江淑美、鄭婉秀及邱建良(2003),「外資交易行為、股市及匯市動態關係之研究」,風險管理學報,第5卷第1期,45-64頁。

李存修、歐雲蘭(1995),「外資與股市波動性關係之探討」,基層金融,第31期,31-50頁。

李詩文(1996),「股市外資,自營商與基金互動關係-狀態空間模型應用之實證研究」,國立中興大學企業管理研究所碩士論文。

李光輝、歐興祥及張炳耀(2000),「外資與我國股市互動關係之探討」,中央銀行季刊,第22卷第4期,67-79頁。

胡家麒(1998),「外資、投信法人投資機構買賣超與證券股股價報酬率之互動關係之實證研究」,國立中興大學企業管理學系碩士論文。

莊美娟、鄭佩珍及陳清翼(2003),「法人機構交易行為與台灣股市漲跌互動之分析-以LP、Probit、Logit方法估計」,台灣銀行季刊,第54卷第4期,292-313頁。

張宮熊(2000),「臺灣股票市場三大法人與一般投資人間資訊傳遞結構之研究-以農曆新年效應為例」,證券金融,第64卷,87-105頁。

陳彥豪(2001),「外資與投信法人持股比率變化對股價報酬率影響之研究-以上市電子股為例」,國立中山大學財務管理學系研究所碩士論文。

黃嘉興、詹定宇及許月瑜(1999),「機構投資人日買賣超資訊傳遞之研究」,台灣銀行季刊,第50卷第2期,28-55頁。

黃嘉興、許月瑜(2000),「外資對台灣股票市場的影響」,台北銀行月刊,第29卷第4期,45-68頁。

黃懷慶(2000),「台灣股市三大機構投資人(外資、投信與自營商)投資行為之實證研究」,朝陽科技大學財務金融研究所碩士論文。

葉月女(2003),「我國證券市場三大機構投資人與一般投資人對股市波動性影響之探討」,淡江大學財務金融學系碩士在職專班碩士論文。

楊啟宏(1998),「外資買賣超資訊對個股股價之影響 - 台灣股票市場之實證研究」,國立台灣大學財務金融學碩士論文。

駱茂榮(2001),「外資買賣行為及其政治風險衡量對台灣股市的影響」,淡江大學財務金融所碩士論文。

鄭旻綺(2001),「台灣股市機構投資人與一般投資人投資互動關係之研究」,實踐大學企業管理研究所碩士論文。

## 西文部份

Chan, L.K.C. and J. Lakonishok (1993), "Institutional Trades and Intraday Stock Price Behavior," *Journal of Financial Economics*, Vol.33, pp.173-199.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.

Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol.2, pp.111-120.

Harris, L. and E. Gurel (1986), "Price and Volume Effects Associated with Change in the S&P500 list: New Evidence for the Existence of Price Pressure," *Journal of Finance*, Vol.41, pp.815-829.

Johansen, S. and K. Juselius (1994), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, pp.169-210.

Kraus, A. and H.R. Stoll (1972), "Price Impact of Block Trading on the New York Stock Exchange," *Journal of Finance*, Vol.42, pp.569-588.

Reilly, F. K. and D.J. Wright (1984), "Block Trading and Aggregate Stock Volatility,"

*Financial Analyst Journal*, Vol.40, pp.54-60.

## 附錄三大法人介紹

### 一、外國專業投資機構（簡稱外資法人）

政府為達理性投資、降低股市投機風氣之目的，乃有計畫地逐步鬆綁外資投資國內證券市場之限制，以提高法人投資國內股市之比重。依行政院在民國71年所核定的「引進僑外資投資證券計畫」，將我國引進僑外投資證券之步驟分為三個階段；第一階段：開放國內投信至海外發行收益憑證，亦即允許華僑及外國人以購買賣國內投信公司在海外發行之收益憑證，間接投資台灣股市。第二階段：民國79年12月29日起正式開放合格的僑外專業投資機構(QFII)直接投資台灣股市。第三階段：全面開放華僑、外國自然人及一般法人可直接投資台灣股市。

我國中央銀行自民國79年12月29日，首度開放國外專業投資機構投資國內股市，且投資額度為25 億美元，緊接著財政部證券管理委員會於民國80年3月4日，核准了第一家國外投資機構，怡富投資管理有限公司，直接投資國內股市，而正式開啟外資介入國內股市大門；民國84年2月，全面取消投資額度之限制；民國86年6月修正「華僑及外國人投資證券及其結匯辦法」，全面開放一般僑外自然人與法人均可直接投資國內證券；又近年來，我國政府為促使資本移動自由化、國際化，並爭取加入世界貿易組織(WTO)，已逐步放寬對於外資投資國內股市的上限，民國88年4月，我國政府當局將外資投資上限由30%大舉提高為50%；90年1月1日更已全面取消外資投資國內股市比例的限制。

廣義的外資依其資金投資管道可分為下列三項：

- (1)國內投信於海外募集的受益憑證或共同基金
- (2)民國七十九年開放的外國專業投資機構(QFII)直接投資
- (3)境外華僑及外國人(NON-QFII)

表A-1為外資投入我國股市概況表，本研究所採取之研究對象則採第二項之狹義外資，專指投資於上市資本市場之外國專業投資機構，研究以其買賣超對於台灣加權股價指數之影響。

表A-1 外資投入我國股市概況表

『單位:百萬美元』

年 Year	外國專業投資機構(QFII)		境外華僑及外國(NON-QFII)	
	核准件數 Number of Approved Cases	累積匯入淨額 Accumulated Net Inward Remittance	核准件數 Number of Approval	累積匯入淨額 Accumulated Net Inward Remittance
1991	19	448.00		
1992	23	878.00	-	-
1993	58	2,640.00	-	-
1994	42	4,272.00	-	-
1995	106	6,286.00	-	-
1996	268	8,646.00	-	327.0
1997	312	8,297.00	327	984.0
1998	209	9,626.00	274	1,430.0
1999	333	19,159.00	371	3,725.0
2000	386	25,967.00	612	5,384.0
2001	227	34,839.00	474	6,552.0
2002	207	36,237.00	472	6,732.0
2003	35	36,785.00	67	6,833.0

資料來源：金管局證期會

## 二、證券投資信託公司(簡稱投信)

證券投資信託事業(簡稱投信法人)，係以發行受益憑證之方式募集成立證券

投資信託基金，並運用證券投資信託基金投資證券將投資所得之利益分配予受益憑證持有人(即受益人)，其目的在於匯集多數投資人之資金成立共同基金(Mutual Fund)，委由專業機構負責經理管理，並由銀行負責保管該基金資產，已兼具小額可投資、專業經營、投資風險易分散之特質，其負責經理基金之專業機構即為證券投資信託公司。

投信事業源起於行政院在72年5月所公佈之『證券投資信託事業管理規則』，初期只核准成立四家公司(國際、建弘、光華及中華等四家證券投資信託公司)形成市場寡占情形。而後投信事業蓬勃發展，財政部證管會更於81年3月開放十一家證券投資信託公司成立，從此國內的證券投資信託事業開始進入了戰國時代。伴隨股市的日益繁榮，投信公司也成倍數成長。面對漸趨激烈的競爭及近年來訊息流通快速，投信事業基金經理人傾向以獲利能力、操作基效為主，其交易的標的常成為市場追逐的目標，一般外界常認為投信法人受業績壓力傾向於短期交易，有追漲殺跌的現象。

目前國內基金市場規模從民國83年的新台幣2,335億元，至民國92年12月底，已經成長致2兆4千多億元，見表A-2，可知其資產規模快速成長。

表A-2 證券投資信託基金發行概況表

年 度	投資國內有價證券							
	開放式				封閉式		合計	
	在國內募集		在國外募集		在國內募集			
	基金數 (個)	淨資產 總值 (億元)	基金 數 (個)	淨資產 總值 (億元)	基金 數 (個)	淨資產 總值 (億元)	基金數 (個)	淨資產總值 (億元)
83	34	568.42	7	414	18	1352.7	59	2335.12
84	56	1036.94	9	564.78	17	846.49	49	2448.21
85	81	2766.49	9	526.12	21	1157.05	111	4449.66
86	108	3704.47	9	720.18	21	1053.16	138	5477.81
87	152	6126.38	9	487.47	17	614.01	178	7277.86
88	196	9026.92	9	302.45	9	375.62	214	9704.99
89	251	10463.1 2	9	225.66	6	197.11	266	10885.89
90	277	16,81 2.7	9	208.5	5	163.1	291	17184.3
91	300	20,907.9	8	131.8	3	69.0	311	21108.7
92	332	24,681.9	6	139.4	3	82.2	341	24903.5

資料來源：金管局證期會

### 三、證券自營商

國內的專業投資機構除證券信託事業，另外的法人機構是證券自營商(簡稱自營商)。根據證券交易法第十五條、第十六條規定，證券自營商是經營有價證

券之自行買賣業務，也就是在集中交易市場或營業處所自行買賣有價證券，同時應市場情況來有效調節市場供需關係。民國七十八年開放綜合證券商成立，舊有一般證券商紛紛朝綜合券商發展，相繼成立自營部門，它們擁有雄厚資金、專業分析人員、眾多的分支據點、完善的來源與設備，而且不少自營商與上市公司及投信公司的關係密切，有的政黨關係良好，自營商買賣證券的操作策略，可代表股市大盤掌握先機的表現。而三大法人中，自營商投資台股市值佔總市值之比重係屬最低見表A-2，應對台股走勢之影響力最小，但是在資訊充足及有龐大研究部門支援下，與投信公司搭配，其短、中長期選股、持股的操作策略，皆較一般投資大眾來得靈活而有彈性。

表A-3 集中交易市場投資法人交易概況表

年 Year	累計買賣超金額 (新台幣億元) Accumulated Amount of Net Buy/Sell (unit : NT\$100 millions)			交 易 金 額 比 重 Proportion to Total Trading Amounts		
	投 信 Securities Investment Trust Funds	自 營 商 Dealers	外 資 Foreign Investors	投 信 Securities Investment Trust Funds	自 營 商 Dealers	外 資 Foreign Investors
1994			192			0.7
1995			460			1.3
1996			568			2.1
1997			-121			1.6
1998	-53	-186	247	2.6	1.6	2.0
1999	-344	367	3,335	3.4	1.9	3.0
2000	-160	-790	1,613	3.8	1.9	4.5
2001	-84	100	3,066	4.1	1.7	7.1
2002	69	23	279	4.1	1.9	7.7
2003	-57	298	5,490	4.1	2.7	10.7

資料來源：金管局證期會