

臺灣股市三大法人持股調整、群聚效應、回饋交易、串流行為與群聚之動量持續性

Herding effect, Feedback Trading, Cascading, and Momentum by Share Ownership Adjustments of Three Major Institutional Investors in Taiwan Stock Market

盧陽正¹ Yang-Cheng Lu 翁振益² Jehn-Yih Wong 方豪² Hao Fang
銘傳大學財務金融學系所 銘傳大學管理研究所

¹Finance Department, Ming Chuan University and ²Institute of Management, Ming Chuan University

(Received March 24, 2006; Final Version September 12, 2007)

摘要：本研究探討臺灣股市中三大法人持股調整行為，是否產生群聚效應 (herding effect)、回饋交易 (feedback trading)、串流 (cascading) 及群聚影響價格 (herding impacting price) 等行為。本研究的實證結果發現，臺灣股市中外資及投信持股之調整將伴隨群聚效應，而自營商持股改變則不具群聚效應。外資及投信的持股改變與證券超常報酬率間的群聚效應，主要係導源於“外資及投信持股改變影響股票超常報酬率之現象”。外資及投信持股調整會伴隨正向回饋交易及串流行為；而自營商持股之改變則會伴隨負向的回饋交易且未具串流行為。外資及投信法人之串流行為相較其正向回饋交易之影響為大。就臺灣股市整體而言，外資持股調整所引起的超常報酬的動量或反向效應，相對小於以本土法人持股調整為依據的動量或反向效應，而其正超常報酬的持續性則較長。由三大法人持股改變顯著驅動超常報酬率之現象，隱含了臺灣股市並不具有完全效率性，投資人可以正向或反向地追隨三大法人持股改變的訊號調整投資組合，創造出顯著的平均報酬。

關鍵詞：三大法人、群聚效應、回饋交易、串流、報酬持續性量

Abstract : This study explores whether share ownership adjustments by the three major types of institutional investors in the Taiwan stock market would produce herding effect, feedback trading, cascading and herding impacting price. Empirical results of this study find that share ownership adjustments by foreign investors and securities investment trusts would accompany with herding effect, whereas changes in share ownership by dealers would not produce any herding effect. The herding effect between changes in share ownership by foreign investors and securities investment trusts and abnormal returns primarily stems from “abnormal returns driven by changes in share ownership by foreign investors and securities investment trusts”. Further, share ownership adjustments by foreign investors and securities investment trusts would accompany positive feedback trading and cascading, whereas changes in share ownership by dealers would accompany negative feedback trading and no cascading. Cascading by foreign investors and securities investment trusts has a greater impact than its positive feedback trading. In the Taiwan stock market, the momentum or contrarian effect in abnormal returns derived from share ownership adjustments by foreign investors is smaller than that derived from share ownership adjustments by local institutional investors; however, the persistence in positive abnormal returns of foreign investors lasts longer. Changes in three major institutional investors’ share ownership clearly drive abnormal returns, implying the market inefficiency existing in the Taiwan stock market. Investors are able to follow the signals derived from changes in three major institutional investors’ share ownership or operate in the reverse to create portfolios and generate significant abnormal returns.

Keywords : Rhree Major Types of Institutional Investors, Herding Effect, Feedback Trading, Cascading, Return Persistence

1. 緒論

臺灣股市中三大法人對於市場資訊之搜集與解讀能力佳，且其擁有優勢的資金與設備。故三大法人的交易行為與選股策略皆較一般投資人具相對優勢資訊及投資理性，其持股結構之調整具訊息指引性¹。國內的許鈺珮、廖彥豪（民 94）及李光輝等（民 89）確認三大法人每日買賣

¹ 外國法人持股比率僅約佔臺灣股市所有投資人總持股的 20%，且其交易金額比重僅約佔所有投資人交易金額比重的 8%，而為國內法人主力的投信及自營商，其分別於該股市之交易金額比重甚僅約佔 4%及 2%¹。該統計資料源於財政部證券暨期貨管理委員會（民 92），三大法人投資臺灣股市金額比重統計表，證管雜誌第 21 卷第 1 期及臺灣證券交易所（民 92），12 月證券統計資料。

超與臺灣加權股價指數的因果關係，張宮熊（民 89）則證實三大法人買賣超較一般投資人買賣超行為領先。然而，個股超常報酬率相較於大盤指數透露出更多的個股資訊意涵，且法人持股改變量相較於其交易金額的變化量更能呈現法人及個人投資者相對持股的消長，而由三大法人月持股變化量更可捕捉其長線操作的變化情形。緣此，利用三大法人月基礎的持股變化量以重新衡量法人群聚行為與個股超常報酬之間的因果關係乃是具有分析價值之主題；再者，三大法人群聚相較於個人投資者群聚之回饋交易、串流與其所引發超常報酬的持續性，更是此一系列研究與行為財務學得以串聯之研究議題。

Nofsinger and Sias (1999) 定義群聚行為係指在一段期間內，一群投資人從事相同方向交易之行為，且其定義群聚的相對重要性（本文稱群聚效應）為法人持股改變與相同期間報酬之間的相關性。Cai *et al.* (2000), Sias *et al.* (2002), Nofsinger and Sias (1999) 實證均一致發現，法人持股改變與相同交易期間的報酬有正向關係。並且，Nofsinger and Sias (1999) 提及此種正向關係主要係來自於(1)同期間內法人正向回饋交易之程度顯著高於個人，或者是(2)法人群聚影響價格之程度遠高於個人投資者。De Long *et al.* (1990) 認為當理性的投機者收到一個正面訊息會立即買入股票，隨後其他正向回饋交易者會於預期股價小幅上揚下加入購買行列，因而引發短期股價超出基本面造成股價的波動²。Bikhchandani *et al.* (1992) 之研究首先定義資訊串流係投資者常忽略自己擁有的資訊，而由觀察並跟隨他人的買賣策略來做決策之行為³。又 Borensztein and Gelos (2003) 採用 Lakonishok *et al.* (1992) 所提出的群聚衡量來檢測法人群聚現象，並採用家數比率及金額比率來檢測回饋交易；結果發現若國外投資者同時反應相同的基本面訊息，其行為類似群聚，並會加速價格調整且不會破壞穩定。Sias (2004) 採用“標準化後法人買進家數比率”的衡量來檢測法人群聚，其證實相較於前期報酬率，法人需求與前期法人需求強烈相關，且法人需求與同期報酬率正相關，而與後續報酬率呈微弱正相關。法人需求與後續報酬率之間的微弱相關性，確認法人群聚主要與資訊串流相關⁴。然而，這些研究並未採嚴謹的因果檢測方法，且各篇

² Grinblatt *et al.* (1995) 提及正向回饋交易現象普遍存在於法人投資者，並認為法人買進過去股價上漲股票之行為，與其賣出過去股價下跌的股票之行為間存在不對稱性；且法人的買賣策略創造出顯著的超額報酬。Jones and Winters (1999) 論及法人多會追隨原先為贏家的股票，而該正向回饋交易行為將導致其後續股價的遞延反應。

³ Chari and Kehoe (1999) 顯示資訊串流存在於決策結果為內生決定，行動步驟非離散為連續型，且資訊可為投資者間分享的理論模型分析中。Bikhchandani and Sharma (2001) 認為資訊串流現象之產生相當地快速、特殊且容易消失；Borensztein and Gelos (2003) 則認為當交易行為可觀察，但資訊為部份私有時，資訊串流會發生。Jones and Winters (1999) 證實美國證券市場存在前期法人買進行為將驅動後續法人跟進的串流現象。

⁴ Nofsinger and Sias (1999)、De Long *et al.* (1990) 及 Bikhchandani *et al.* (1992) 雖已清楚定義群聚效應、正向回饋交易與串流行為，並以市場交易資料檢測其型態與資訊內涵；而 Borensztein and Gelos (2003) 及

研究未採一致性的持股改變定義以釐清法人持股改變及個股超常報酬率的因果方向，且不同交易期間下法人持股改變衡量的回饋交易、串流行為與法人動量持續性的效果亦未獲清楚的剖析。

在國內相關研究方面，張宮熊（民 89）探討三大法人與一般投資人在春節期間的資訊傳遞結構，研究發現自營商為投資的領先者，其投資績效明顯優於外資、投信及一般投資人，又自營商與外資買賣超行為明顯影響其他投資人的投資行為。許鈺珮、廖彥豪（民 94）探討三大法人每日買賣超交易金額與臺灣加權股價指數漲跌之相互關聯性，其研究發現自營商與外資皆領先股價指數，而投信買賣超與加權股價指數間呈現雙向因果關係⁵。這些研究亦未在實證上清楚釐清臺灣股市中三大法人持股改變及個股超常報酬率的因果方向，且不同群聚期間下法人持股改變衡量的回饋交易、串流行為與法人動量持續性的效果亦未獲清楚的剖析。

緣此，本文著重於四個研究議題：(1)依據 Nofsinger and Sias (1999) 對於法人群聚的相對重要性(即群聚效應)之定義，分別檢定臺灣股市三大法人持股變化量與證券超常報酬率間之相關性，以辨認群聚效應之存在與否；(2)援用前期超常報酬率對法人持股改變影響及前期法人持股變化，對本期法人持股變化影響之顯著性檢測，分別驗證臺灣股市是否存在三大法人的回饋交易及串流行為；(3)檢測本期法人持股變化對後期超常報酬率影響之顯著性，以驗證三大法人持股調整所引起的超常報酬動量效果，藉此將三大法人群聚行為在投資組合管理的意涵予以確認；(4)利用計量因果檢定以確認回饋交易及群聚影響價格之存在性。

本研究實證結果發現，臺灣股市三大法人中外資及投信持股調整會存在群聚效應，而自營商持股改變則不具群聚效應。本文實證發現外資及投信持股改變及超常報酬率間的群聚效應，主要係導源於“外資及投信持股改變影響證券超常報酬率”。由三大法人持股改變驅動報酬率的動量或反向效應，亦確認臺灣證券市場並不具完全效率性。本研究之主要貢獻有二：一為利用比時間序列迴歸更為嚴謹的因果檢測方法，與和全文更為一致的持股改變定義及資料期間，以改良 Nofsinger and Sias (1999) 對於法人群聚效應主要導源於回饋交易或群聚驅動價格之檢驗方法及研究設計⁶；二為確認法人群聚效應對於超常報酬持續性之影響程度，將群聚效應在投資組

Sias (2004) 等研究也奠定了法人群聚、串流與證券市場報酬變動間的關聯性及統計因果性。

⁵ 李春安、賴藝文（民 94）針對股價劇烈變動之期間，探討整體股票市場與國內機構投資人彼此之間的群聚行為，並確認國內機構投資人群聚行為與大盤報酬率間的互動關係。

⁶ Nofsinger and Sias(1999) 利用法人持股改變對先前法人持股改變、超常報酬率及落後超常報酬率估計時間序列迴歸，並透過和報酬率相關的係數直接比較，以分析法人群聚之價格影響或回饋交易導致了法人持股改變和報酬率之間的正相關。惟超常報酬率及落後超常報酬率之間極可能有相關而易產生共線性的問題，且僅由迴歸係數的差值來判定群聚價格影響或回饋交易之強弱，嚴謹性似乎並不足夠。再者，其於因果性檢測採用的法人持股改變之定義與該文先前的定義不同，且其選取的資料期間也僅為該文先前資料期間的一小段。Granger (1969) 係依加入額外變數的預測能力，並以預測誤差能否被降低為判定標準，來檢定兩變數間是否有統計上的領先落後關係，且可將兩變數之間的因果關係區分為獨

合管理上之應用指出方向及程度。本文後續架構如下：第貳節提出本研究的研究方法，包括群聚效應與串流行為之衡量，及三大法人持股改變與證券超常報酬間的因果檢定；第參節則針對臺灣股市三大法人持股行為改變所伴隨的群聚效應、回饋交易、串流行為及群聚影響價格進行實證分析；第肆節則總結本文。

2. 方法論

2.1 資料範圍

本文所稱外資係指外國專業投資機構 (QFII) 及一般境外法人 (GFII) 而言⁷。本文使用資料為 1993 年 1 月至 2004 年 12 月之間每個月份之臺灣證券交易所發行上市所有股票的個股報酬率及加權股價指數報酬率。再者，本文使用 1994 年 1 月至 2004 年 12 月每個月份之外資持股比例，1993 年 5 月至 2002 年 6 月之間投信對個股的持股比例，與 1996 年 10 月至 2004 年 12 月之間自營商對個股的持股比例⁸。每月個股報酬率，加權股價指數報酬率及三大法人持股比率皆蒐集自每個月月底⁹。外資、投信及自營商持股定義，分別為外資、投信及自營商持股數相對於流通在外股數的比率。

2.2 研究設計

本文依循 Nofsinger and Sias (1999) 對群聚相對重要性 (以下簡稱為群聚效應 herding effect) 之定義，若法人持股改變及同期間報酬率間存在正向 (負向) 的相關，則認定法人群聚相對於其他投資者群聚更為重要 (不重要)，據此定義分別檢定三大法人持股改變與同期間證券超常報酬率間是否有顯著的正相關，以辨認群聚效應之存在¹⁰。三大法人的持股改變及同期間報酬率之間呈正向 (負向) 關係，若非他們正向 (負向) 回饋交易之程度相較其他投資者為大，就是因為他們的持股改變正向 (負向) 影響價格之程度相較其他投資者為大。因此，在分別探討臺灣股市三

立關係、單向影響關係及回饋關係，故其嚴謹性較時間序列迴歸為佳。

⁷ 外資一方面不包括外國自然人，因為其在臺灣股市成交金額非常少；另一方面也不包括國外募集投資國內的海外基金，因為該基金數未再增加且該基金的市場佔有率迄 2004 年已萎縮至 0.6% 之故。

⁸ 外資持股比例資料因為 1994 年以前外資交易量及頻率都很低，且相關資料不易獲得。投信持股比例資料因為 1992 年下半年政府核准了 11 家新投信，市場上可供投資人選擇的基金數目大增，自此證券投資信託事業扮演臺灣證券市場重要角色；而截止至 2002 年 6 月，係因為自此以後不再逐月公佈投信對個股的持股比例。同時，自營商持股比例資料自 1993 年以後機構法人投資比重日增，且自 1996 年 10 月以後方有自營商對個股的持股比例的資料。

⁹ 本文主要資料來源多源於臺灣經濟新報資料庫。

¹⁰ 本文提及之超常報酬率係由實質報酬率減掉以市場模式評估之期望報酬率所計算。

大法人群聚效應是否存在之後，本文利用廣泛被接受且較嚴謹的 Granger (1969) 因果檢測法，探討存在法人之群聚效應，主要係導源於法人的回饋交易，亦或是同區間法人群聚的動量效果。因為 Granger 因果檢測法可將法人持股改變及超常報酬率之間的因果關係區分為獨立關係、單向影響關係及回饋關係，以檢定此二變數間是否具有統計上的領先落後關係，故其為較嚴謹的因果檢測法。進一步地，本研究拓展 Nofsinger and Sias (1999) 之研究，探討三大法人持股改變後之超常報酬率是否會明顯正向或反向的改變，以推測能否分別視三大法人持股調整為一項超常報酬動量或反向效應的指標。進而，本研究檢視其他投資人究係正向或負向地追隨三大法人買進或賣出的證券，並且持續多長的時間可獲得顯著較佳的利潤。最後，本研究探討臺灣證券市場於不同交易期間前後是否存在三大法人的回饋交易及串流等行為，並推測分別於不同交易區間下，這些群聚行為的明顯程度？

為去除期初持股比例大小對於法人持股改變所引起的超常報酬可能造成之干擾，本研究分別依期初三大法人個股之持股比例排序所有證券成為 5 個投資組合，並分別於每個投資組合下再依據它們於後續既定期間內的持股改變而排序為 5 個投資組合，形成於既定期間下 25 個期初法人持股排序後，再依法人持股改變排序的投資組合¹¹。接著，於每個期初持股比例排序區間下，經歷法人持股最大增加、最大減少及中間投資組合的證券中，重新橫跨期初其持股排序區間計算，以分別形成法人持股大幅增加、減少與中間排序的投資組合（圖 1 為法人持股大幅增加的投資組合）。同時，本研究修正 Jones and Winters (1999) 的橫斷面加權迴歸模型，精簡為僅包括法人持股改變及超常報酬率的變數，以避免因為持股比率與持股改變之間、持股比率與持股改變之乘積分別與持股比率與持股改變之間的相關性，所產生多元共線性的問題。藉此，本研究進一步檢驗上述之群聚效應、回饋交易、串流及群聚動量效應等行為¹²。式(1)為群聚效應的橫斷面加權迴歸模型：

$$R_{(0-1)} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta IN_{(0-1)} \quad (1)$$

其中， $R_{(0-1)}$ 是交易月超常報酬率，且 $\Delta IN_{(0-1)}$ 是三大法人於交易月持股的改變。

式(2)為回饋交易及串流的橫斷面加權迴歸模型：

$$\Delta IN_{(0-1)} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta IN_{(-1-0)} + \alpha_2 R_{(-1-0)} \quad (2)$$

¹¹ 本研究依據隨機化集區設計之精神，將證券先後依期初法人持股比例及法人持股改變劃分為 5*5 個投資組合，一方面考量在臺灣股市上市的公司數目不若美國股市的公司數目多而不劃分的更多（美國 NYSE 及 NASDAQ 上市樣本近 3000 家，採用 10*10 之設計）。另一方面考量若劃分為更少的投資組合可能造成不同投組的差異效果不明顯。又法人持股大幅增加與大幅減少意謂，經排序前 20% 表示大幅增加而後 20% 表示大幅減少。

¹² 本研究僅探討交易 1 個月的群聚效應、回饋交易、串流及群聚動量效應。

其中， $R_{(-1-0)}$ 是交易前 1 個月超常報酬率，且 $\Delta IN_{(-1-0)}$ 是三大法人於交易前 1 個月持股的改變。式(3)則為群聚動量及報酬動量的橫斷面加權迴歸模型：

$$R_{(1-2)} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta IN_{(0-1)} + \alpha_2 R_{(0-1)} \quad (3)$$

其中， $R_{(-1-0)}$ 是交易前 1 個月超常報酬率， $\Delta IN_{(-1-0)}$ 是三大法人於交易前 1 個月持股的改變，且 $R_{(1-2)}$ 是交易後 1 個月的超常報酬率。

本研究有關三大法人的群聚效應、回饋交易及群聚影響價格與串流效果之操作型定義可以圖 2、3 與 4 表示之。其中，三大法人的群聚效應存在與否之檢定，即為檢測三大法人持股改變 ($\Delta IN_{(0-t)}$)，與相同期間證券超常報酬率 ($R^a_{(0-t)}$) 之間是否存在顯著的正相關 (如圖 2)。有關不同群聚期間下三大法人的正向回饋交易，表示前期超常報酬率 ($R^a_{(-t_1-0)}$) 會顯著正向的影響三大法人持股改變 ($\Delta IN_{(0-t)}$) (如圖 3)；反之，則為負向回饋交易。而群聚正向影響價格之行為 (或稱群聚的動量效果)，則表示三大法人持股改變 ($\Delta IN_{(0-t)}$) 會正向且顯著地影響後續的超常報酬率 ($R^a_{(t-t_2)}$) (如同圖 3)；反之，則為群聚負向影響價格之行為 (或稱群聚的反向效果)。此外，三大法人的串流效果表示前期三大法人持股改變 ($\Delta IN_{(-t_1-0)}$) 會顯著正向影響其後續的持股改變 ($\Delta IN_{(0-t)}$) (如圖 4)。

3. 實證結果

3.1 群聚效應

表 1 Panel B_1 , B_2 及 B_3 報導三大法人平均每個交易月 ($t=0$ 至 $t=1$) 橫斷面超常報酬的均值¹³。分析結果發現外資及投信持股改變與交易月超常報酬率之間都存在明顯的正向關係。外資(投信)持股最大減少的廠商之平均超常報酬率為 -1.259 (-3.452)%，而其持股最大增加的廠商之平均超常報酬率為 3.321 (7.334)%，且皆達到統計上的顯著性。然而，自營商持股改變與交易月超常報酬率之間卻存在微幅的反向關係，自營商持股最大減少的廠商之平均超常報酬率為 3.628%，而其持股最大增加的廠商之平均超常報酬率分別為 2.556%。由外資及投信持股改變與交易月超常報酬率之間的明顯正向關係顯示，外資及投信持股改變會存在群聚效應。此結果建議，外資及投信於月內正向回饋交易之程度若不是相較其他投資者為大，就是他們的群聚正向影響價格之程度相較其他投資者的群聚為大。然而，由自營商持股改變與交易月超常報酬率之間的不明顯負向關係則顯示，自營商持股改變不具群聚效應。

¹³ 該表 T 統計量係以 Fama and MacBeth (1973) 使用的每月橫斷面均值標準差所計算，且其 F 統計量的虛無假設為橫跨不同持股改變投組下橫斷面均值的時間序列平均值沒有差異、

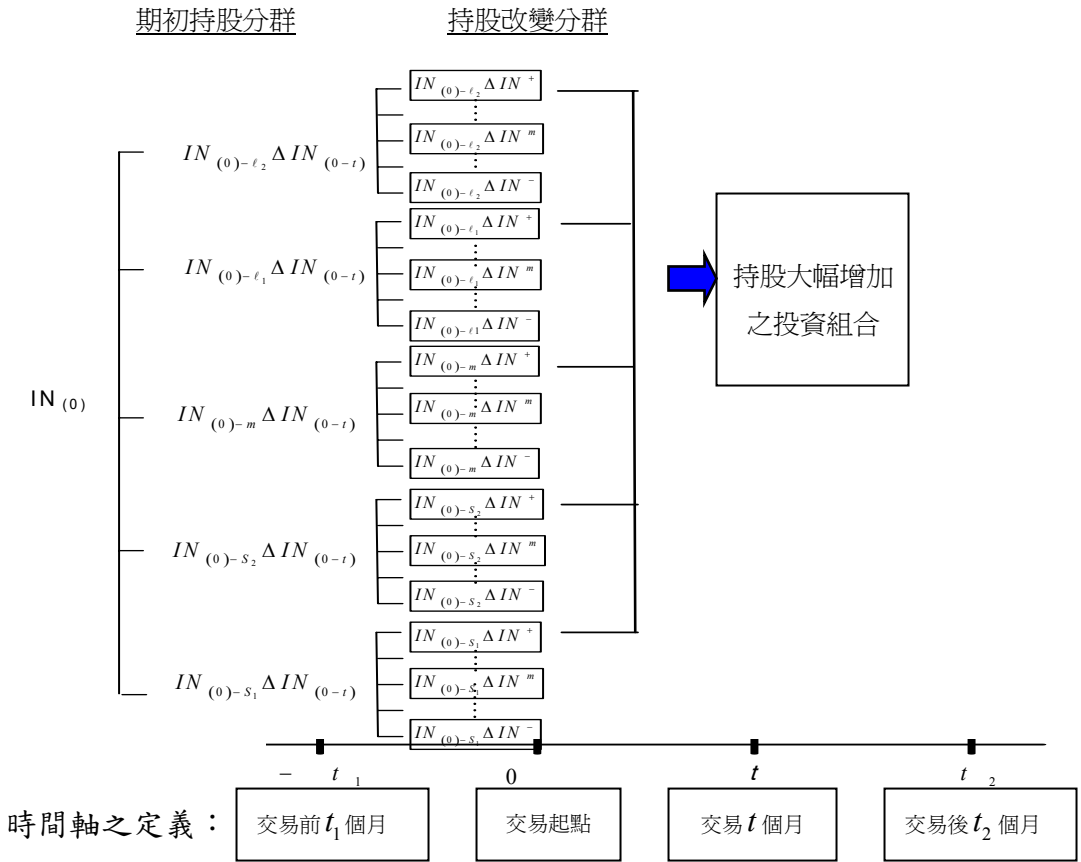


圖 1 三大法人持股大幅增加的投資組合之構成示意圖

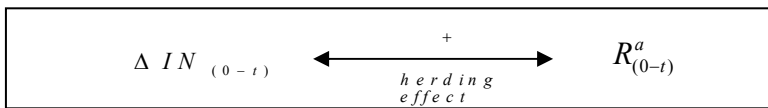


圖 2 群聚效應之檢定示意圖

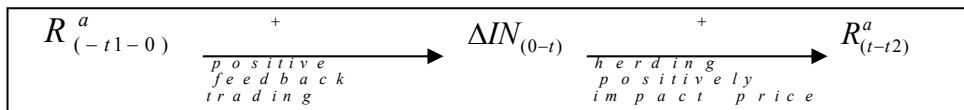


圖 3 正向回饋交易與群聚的動量效果之檢定示意圖

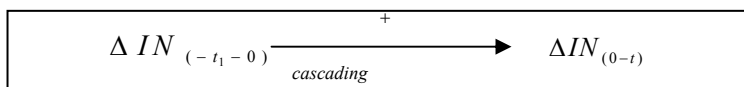


圖 4 串流效果之檢定示意圖

表 1 三大法人持股改變及相同區間超常報酬率結果彙整表

Panel A 及 B 是每個投組下三大法人每月橫斷面平均持股改變及報酬率的均值 (包括 t 值)。Panel C 為三大法人群聚效應的橫斷面加權迴歸模型 (詳等式 1)。F 統計量的虛無假設為橫斷面平均的時間序列均值在持股改變投組間沒有差異。Panel A1, B1 及 C1 係報導外資群聚的結果, Panel A2, B2 及 C2 係報導投信群聚的結果, 且 Panel A3, B3 及 C3 係報導自營商群聚的結果。

總期間: 1994.1~2004.12	大幅減少	中間投組 3	大幅增加	F-統計量
Panel A ₁ : 國外法人持股改變				
△法人持股改變 t=0 to 1	-0.021	0.018	0.031	68.59***
Panel B ₁ : 群聚月超常報酬率(%)				
t=0 to 1	-1.259	0.521	3.321	3.95***
t-value	(-2.180**)	(0.080)	(2.718***)	
Panel C ₁ : 將群聚報酬率對國外法人持股改變做迴歸				
	α_0	α_1	F-統計量	R ²
t=0 to 1	-1.543	1.990	11.25****	0.23
t-value	(-2.805***)	(3.782***)		
總期間: 1993.05~2002.06	大幅減少	中間投組 3	大幅增加	F-統計量
Panel A ₂ : 證券投資信託公司持股改變				
△法人持股改變 t=0 to 1	-0.015	0.018	0.004	87.71***
Panel B ₂ : 群聚月超常報酬率(%)				
t=0 to 1	-3.452	0.114	7.334	10.98***
t-value	(4.984***)	(3.999***)	(3.067***)	
Panel C ₂ : 將群聚報酬率對證券投資信託公司持股改變做迴歸				
	α_0	α_1	F-統計量	R ²
t=0 to 1	0.934	6.885	12.73***	0.30
t-value	(1.523)	(10.215***)		
總期間: 1996.10~2004.12	大幅減少	中間投組 3	大幅增加	F-統計量
Panel A ₃ : 證券自營商持股改變				
△法人持股改變 t=0 to 1	-0.037	0.017	0.036	72.07***
Panel B ₃ : 群聚月超常報酬率(%)				
t=0 to 1	3.628	1.479	2.556	1.78
t-value	(5.828***)	(5.186***)	(2.565**)	
Panel C ₃ : 將群聚報酬率對證券自營商持股改變做迴歸				
	α_0	α_1	F-統計量	R ²
t=0 to 1	2.225	-1.923	15.34***	0.42
t-value	(2.034**)	(-1.134)		

***, ** 及 * 分別表示達 1%, 5% 及 10% 的統計顯著水準。

另由表 1 Panel C₁, C₂ 及 C₃ 顯示迴歸交易月超常報酬率 $R(0-1)$ 至三大法人持股改變的衡量。由外資及投信持股改變 $\Delta IN_{(0-1)}$ 的顯著正向 α_1 係數顯示，有著較大月平均超常報酬率的股票經歷較大的外資及投信持股增加；而由自營商持股改變 $\Delta IN_{(0-1)}$ 的不顯著負向 α_1 係數則顯示，有著微幅較大的月平均超常報酬率的股票經歷較大的自營商持股減少。此結果同樣意謂外資及投信持股改變存在群聚效應，而自營商持股改變則不具群聚效應。重要的是，透過相同交易期間的迴歸並無法決定外資及投信的群聚效應係歸因於其持股改變或個股的超常報酬率，仍須檢測此二法人之回饋交易及其持股改變影響報酬率的力道何者較為強勁？

3.2 區別回饋交易及群聚對證券價格之影響:Granger 因果檢測

表 2 為採用 Granger 因果檢測來檢測外資、投信及自營商平均持股改變 (平均超常報酬率) 是否會影響平均超常報酬率 (平均外資、投信及自營商持股改變) 的結果¹⁴。該表的結果顯示外資持股改變會影響超常報酬率，而由超常報酬率不會影響外資持股改變的虛無假設所對應的 p-value 為 0.0783，顯示在從嚴 5% 的顯著水準下，並不否定該虛無假設。投信持股改變會影響超常報酬率，但自營商持股改變卻不會影響超常報酬率。並且，超常報酬率不會影響投信及自營商持股改變。

表 2 三大法人持股改變及超常報酬率間 Granger 因果檢測結果彙整表

本文檢測是否三大法人持股改變 Granger-cause 超常報酬率。其完整模型是 $R_t^a = \sum_{j=1}^p d_{21,j} \Delta IN_{t-j} + \sum_{j=1}^p d_{22,j} R_{t-j}^a + v_{2,t}$ ，且其縮減模型是當 $H_0: d_{21,1} = d_{21,2} = \dots = d_{21,p} = 0$ 。於 Panel C，本文檢測是否超常報酬率 Granger-cause 三大法人持股改變。其完整模型是 $\Delta IN_t = \sum_{j=1}^p d_{11,j} \Delta IN_{t-j} + \sum_{j=1}^p d_{12,j} R_{t-j}^a + v_{1,t}$ ，且其縮減模型是當 $H_0: d_{12,1} = d_{12,2} = \dots = d_{12,p} = 0$ 。

因果方向	Granger 因果檢定結果	
外資持股改變影響超常報酬率	F-統計量 77.6916***	p-value (<0.001)
超常報酬率影響外資持股改變	F-統計量 1.8965*	p-value (0.0783)
投信持股改變影響超常報酬率	F-統計量 17.688***	p-value (<0.001)
超常報酬率影響投信持股改變	F-統計量 1.555	p-value (0.215)
自營商持股改變影響超常報酬率	F-統計量 1.527	p-value (0.221)
超常報酬率影響自營商持股改變	F-統計量 0.465	p-value (0.497)

***, ** 及 * 分別表示達 1%, 5% 及 10% 的統計顯著水準。

¹⁴ 本研究假設三大法人持股改變與股票超常報酬率以外其他變數不影響該二變數。亦即，本文僅考量這兩個變數之間的因果關係，而不考量其他變數對該二變數可能引發的外生性問題。

綜上結果顯示在臺灣股市整體而言，外資及投信持股改變對於超常報酬率的影響，相較於超常報酬率對於外資及投信持股改變的影響更為明顯。亦即，本文發現外資及投信的持股改變與超常報酬率間的群聚效應，主要導源於“外資及投信持股改變驅動股票超常報酬率”之效果。更重要的是，此結果能夠清楚的呈現“外資及投信持股改變引起的超常報酬動量或反向效應”明顯的存在於臺灣股市中。

3.3 法人持股改變的動量效果

由表 3 的 Panel B_1, B_2, B_3, B_4 及 B_5 之結果可看出，三大法人持股調整並不是非理性的。外資及投信大幅買進的股票之後續平均超常報酬率較其大幅賣出者為高；然而，自營商大幅賣出的股票之後續平均超常報酬率較其大幅買進者為高。除外資一至二個月大幅賣出的股票於後續一個月的超常報酬率為顯著的負值外，三大法人大幅買進的股票將正向驅動後續的超常報酬率。然而，其賣超的股票多反向驅動後續的超常報酬率成為正值；其中自營商賣超股票對於其後續超常報酬率的反向影響較為強勁。本研究分析的結果發現，外資持股改變所引起的超常報酬動量或反向效應相較以本土法人持股改變為依據的動量或反向效應較小¹⁵。整體而言，臺灣股市三大法人持股改變都有明顯的超常報酬動量或反向效應。亦即，其他投資人可正向或反向的追隨他們的持股改變來調整其股票投資組合以獲利。

對相同外資買進的月份，若其他投資人追隨外資買進股票並持有三到九個月，平均超常報酬率多明顯逐漸增加，惟該動量效果多於其他投資人買進並持有十五個月開始反轉；亦即，若其他投資人追隨買進外資加碼的股票，可持有達至少一年的期間，平均月超常報酬率可達 0.321% 左右 (如圖 6, Panel A 及 Panel B 當中外資部份)。同時，其他投資人除宜同向賣出外資已大幅賣出一至兩個月的股票並持續一個月外，其宜反向買進外資已賣出的股票並持有達三個月至一年 (如圖 6, Panel C 及 Panel D 中外資部份)¹⁶。若其他投資人同向賣出外資減碼一至兩個月的股票並持續一個月，平均月超常報酬率可達 0.299% 左右；而其反向買進外資減碼三或六個月的股票並持續三個月，平均月超常報酬率可達 0.254% 左右。

以本土法人持股改變為依據的動量或反向效應相較於外資持股改變為依據的動量或反向效應較為強勁。對相同投信買進的月份，其他投資人宜買進投信已加碼的股票並持有三至六個月，平均超常報酬率多持續增加；惟該動量效果多於其買進並持有六至九個月開始反轉。若其他投資人持有投信加碼的股票六個月，平均月超常報酬率可達 1.086% 左右 (如圖 6, Panel A 及 Panel B 中投信部份)。對相同投信賣出的月份，其他投資人宜反向買進投信已減碼的股票並持有二至三個月，平均超常報酬率多持續增加；惟該反向效應多於其買進並持有三至六個月開始反轉。若

¹⁵ 可能因為其在期貨或選擇權等市場的資產調整所引起的超常報酬動量或反向效應較大。

¹⁶ 因為以外資持股減少為依據的反向效應多於其買進持有六至十五個月開始反轉。

其他投資人持有投信減碼的股票二個月，平均月超常報酬率可達 0.908% 左右 (如圖 6, Panel C 及 Panel D 中投信部份)。

然而，對相同自營商買進的月份，其他投資人宜買進自營商已加碼的股票並持有一個月；亦即，於自營商增加持股後正超常報酬的期間相較外資及投信增加持股後正超常報酬的期間為短，該動量效果多於其買進持有僅二至三個月即開始反轉。若其他投資人持有自營商加碼的股票一個月，平均月超常報酬率可達 1.146% 左右 (如圖 6, Panel A 及 Panel B 中自營商部份)。對相同自營商賣出的月份，其他投資人宜反向買進自營商已減碼的股票並持有兩個月；惟該反向效應多於其買進並持有三個月開始反轉。若其他投資人持有自營商減碼的股票兩個月，平均月超常報酬率可達 1.757% 左右 (如圖 6, Panel C 及 Panel D 中自營商部份)。

綜上結論與 Jones and Winters (1999) 引用 De Long *et al.* (1990) 的論述不完全吻合，即於臺灣股市三大法人正向回饋交易會導致過度反應，並不只有當法人扮演雜訊交易者，其忽略基本面並創造系統定價誤差時才會發生，而是視三大法人增加或減少持股及持股改變後持續月份之不同情境而有差異¹⁷。另外，該結論指出在臺灣股市外資持股改變引起的超常報酬動量或反向效應相較於以本土法人持股改變為依據的動量或反向效應較小；然而，其正超常報酬的持續月份也較為長，此結果可能源於外資相對國內法人更著重長線操作之故。相反的，以自營商持股調整為依據的動量或反向效應之幅度最大，此結果與許鈺珮、廖彥豪 (民 94) 實證結果“在加權股價指數受三大法人投資行為的衝擊中以自營商的衝擊反應最為顯著”相吻合；然而，其動量或反向效應的持續性則相較最短。

表 3 Panel A_1 , A_2 及 A_3 為將三大法人持股改變後之超常報酬率分別對其持股改變及同期間超常報酬率進行迴歸分析的結果。將外資、投信及自營商持股改變後平均超常報酬率 $R(1-2)$ 分別對其持股改變一個月 $\Delta IN_{(0-1)}$ 及同期間平均超常報酬率 $R(0-1)$ 進行迴歸，我們一致發現不論外資、投信或自營商的 α_1 及 α_2 係數均為顯著，表示即使在傳統報酬動量存在的前提之下，三大法人持股改變衡量的群聚動量仍明顯的存在。其中，僅自營商的 α_1 係數為負值，表示自營商群聚的反向效應非常明顯，此分析結果與同表 Panel B 之結果具一致性。整體而言，由三大法人持股改變驅動報酬率隱含臺灣股市並不具完全效率性，其他投資人可以視三大法人持股改變為一個動量或反向的指標來操作¹⁸。

¹⁷ Jones and Winters (1999) 引用 De Long *et al.* (1990) 時提及，過度反應起源於正向回饋交易係因為存在忽略基本面且創造系統定價誤差的雜訊交易者。Jones and Winters (1999) 延伸其觀點為，法人正向回饋交易將導致過度反應只有當法人扮演雜訊交易者時才會發生 (Jones and Winters (1999) 頁 23)。

¹⁸ 若其正向或反向的追隨外資、投信及自營商持股改變的訊號，來買賣證券投資組合並維持投資適當的存續期間，將獲取顯著為正的超常報酬率。

表 3 法人持股改變的動量效果彙整表

投組的劃分方法、檢定統計量及樣本期間的選擇都與表 1 相同。Panel A1, A2 及 A3 為外資、投信及自營商群聚動量及報酬動量的橫斷面加權迴歸模型(詳等式 3)。Panel B1, B2, B3, B4 及 B5 報導外資、投信及自營商分別於持股改變 1, 2, 3, 6 及 12 個月的動量效果。例如， $t=1$ 至 $2(t=1$ 至 $3)$ 指示在法人持股改變 1 個月後持有或持續 1(2)個月的期間。

Panel A ₁ : 將國外法人持股改變後超常報酬率對其持股改變及報酬率做迴歸						
	α_0	α_1	α_2	F-統計量	R ²	
t=-1 to 0	0.158	0.189	1.237	9.237***	0.315	
t-value	(1.645)	(2.295**)	(3.174***)			
Panel A ₂ : 將證券投資信託公司持股改變後超常報酬率對其持股改變及報酬率做迴歸						
	α_0	α_1	α_2	F-統計量	R ²	
t=-1 to 0	0.457	0.213	1.005	12.218***	0.265	
t-value	(1.551)	(2.326**)	(2.765***)			
Panel A ₃ : 將證券自營商持股改變後超常報酬率對其持股改變及報酬率做迴歸						
	α_0	α_1	α_2	F-統計量	R ²	
t=-1 to 0	0.352	-0.530	1.026	15.250***	0.299	
t-value	(1.155)	(-3.905***)	(2.915***)			
Panel B ₁ : 法人持股改變一個月的後續超常報酬率						
$\Delta IN_{(0-1)}$	外資		投信		自營商	
	大幅減少	大幅增加	大幅減少	大幅增加	大幅減少	大幅增加
t=1 to 2	-0.321	0.297	0.615	1.011	0.814	1.626
t-value	(-1.990***)	(1.672*)	(0.886)	(0.902)	(0.733)	(1.995**)
t=1 to 3	-0.095	0.215	1.007	1.030	1.441	1.435
t-value	(-0.236)	(1.667*)	(1.698*)	(1.509)	(1.982**)	(1.723*)
t=1 to 4	-0.029	0.208	0.808	1.096	1.389	1.280
t-value	(-0.198)	(1.643)	(0.922)	(1.680*)	(1.701*)	(1.652)
t=1 to 7	0.028	0.191	0.812	1.180	1.377	0.539
t-value	(0.243)	(0.903)	(0.903)	(1.999*)	(1.620)	(0.654)
t=1 to 10	0.115	0.219	0.768	1.124	0.936	0.850
t-value	(0.341)	(1.694*)	(0.890)	(1.693*)	(0.826)	(0.904)
t=1 to 13	0.122	0.306	0.723	1.079	1.071	0.889
t-value	(0.401)	(1.998**)	(0.762)	(1.588)	(0.977)	(0.926)
t=1 to 16	0.202	0.225	0.771	1.057	0.977	0.837
t-value	(0.814)	(1.652)	(0.771)	(1.473)	(0.781)	(0.831)
t=1 to 19	0.179	0.162	0.776	1.007	0.962	0.857
t-value	(0.703)	(0.702)	(0.682)	(1.001)	(0.650)	(0.878)

***, ** 及 * 分別表示達 1%, 5% 及 10% 的統計顯著水準。

表 3 法人持股改變的動量效果彙整表(續)

Panel B ₂ : 法人持股改變兩個月的後續超常報酬率						
$\Delta IN_{(0-2)}$	外資		投信		自營商	
	大幅減少	大幅增加	大幅減少	大幅增加	大幅減少	大幅增加
t=2 to 3	-0.276	0.315	0.621	0.894	1.408	1.135
t-value	(-1.681*)	(1.733*)	(1.308)	(0.890)	(1.823*)	(1.590)
t=2 to 4	-0.017	0.248	0.723	0.935	1.872	1.38
t-value	(-0.098)	(1.660)	(1.438)	(0.957)	(2.025**)	(1.699*)
t=2 to 5	0.084	0.272	0.898	1.138	1.764	1.012
t-value	(0.306)	(1.679*)	(1.661*)	(1.985**)	(1.993**)	(1.436)
t=2 to 8	0.114	0.306	0.823	1.219	1.667	0.923
t-value	(0.398)	(1.683*)	(1.530)	(2.212**)	(1.801*)	(1.296)
t=2 to 11	0.104	0.338	0.758	1.155	0.947	0.895
t-value	(0.276)	(1.996**)	(0.847)	(1.763*)	(0.694)	(1.203)
t=2 to 14	0.135	0.339	0.771	1.098	0.988	0.718
t-value	(0.428)	(2.038**)	(0.850)	(1.648)	(0.751)	(1.195)
t=2 to 17	0.086	0.273	0.799	1.104	0.988	0.539
t-value	(0.308)	(1.881*)	(0.923)	(1.598)	(0.760)	(1.087)
t=2 to 20	0.101	0.209	0.751	1.064	0.843	0.572
t-value	(0.297)	(1.534)	(0.879)	(1.476)	(0.682)	(1.132)

Panel B ₃ : 法人持股改變三個月的後續超常報酬率						
$\Delta IN_{(0-3)}$	外資		投信		自營商	
	大幅減少	大幅增加	大幅減少	大幅增加	大幅減少	大幅增加
t=3 to 4	0.194	0.194	0.745	0.984	1.442	1.472
t-value	(1.106)	(1.024)	(1.685*)	(1.500)	(2.569**)	(2.601**)
t=3 to 5	0.236	0.148	0.966	1.013	1.596	1.143
t-value	(1.739*)	(0.995)	(1.996**)	(1.708*)	(2.703***)	(1.997**)
t=3 to 6	0.254	0.230	0.685	1.195	1.291	0.831
t-value	(1.887*)	(1.662*)	(1.603)	(2.012**)	(2.124**)	(1.439)
t=3 to 9	0.129	0.246	0.770	1.229	1.064	0.548
t-value	(0.970)	(1.689*)	(1.601)	(2.433**)	(1.872*)	(1.105)
t=3 to 12	0.092	0.325	0.722	0.861	0.880	0.639
t-value	(0.652)	(1.960*)	(1.586)	(1.543)	(1.505)	(1.234)
t=3 to 15	0.102	0.331	0.829	1.12	1.028	0.443
t-value	(0.947)	(1.987**)	(1.614)	(1.650)	(1.657)	(0.982)
t=3 to 18	0.073	0.275	0.856	1.103	1.153	0.502
t-value	(0.596)	(1.698*)	(1.623)	(1.604)	(1.659)	(0.804)
t=3 to 21	0.086	0.232	0.814	1.053	0.994	0.564
t-value	(0.637)	(1.641)	(1.609)	(1.507)	(1.499)	(0.872)

***, ** 及*分別表示達 1%,5%及 10%的統計顯著水準。

表 3 法人持股改變的動量效果彙整表(續)

Panel B ₄ : 法人持股改變六個月的後續超常報酬率						
$\Delta IN_{(0-6)}$	外資		投信		自營商	
	大幅減少	大幅增加	大幅減少	大幅增加	大幅減少	大幅增加
t=6 to 7	0.148	0.241	0.772	1.177	1.795	1.403
t-value	(1.120)	(1.600)	(1.603)	(1.995**)	(2.708***)	(2.430**)
t=6 to 8	0.245	0.208	0.840	1.359	2.091	0.737
t-value	(1.854*)	(1.595)	(1.671*)	(2.143**)	(3.045***)	(1.458)
t=6 to 9	0.254	0.236	0.784	1.561	2.014	0.693
t-value	(1.903*)	(1.672*)	(1.645)	(2.507**)	(2.998***)	(1.390)
t=6 to 12	0.138	0.293	0.664	0.730	1.851	0.470
t-value	(1.098)	(1.779*)	(1.503)	(1.307)	(2.507**)	(1.011)
t=6 to 15	0.140	0.301	0.782	0.111	1.060	0.199
t-value	(1.107)	(1.823*)	(1.639)	(0.439)	(1.704*)	(0.636)
t=6 to 18	0.162	0.315	0.796	1.189	1.154	0.214
t-value	(1.236)	(1.980**)	(1.646)	(1.693*)	(1.695*)	(0.814)
t=6 to 21	0.161	0.286	0.796	1.101	1.176	0.198
t-value	(1.232)	(1.699*)	(1.641)	(1.504)	(1.687*)	(0.630)
t=6 to 24	0.155	0.230	0.772	1.065	1.083	0.273
t-value	(1.014)	(1.647)	(1.598)	(1.327)	(1.432)	(0.835)
Panel B ₅ : 法人持股改變十二個月的後續超常報酬率						
$\Delta IN_{(0-12)}$	外資		投信		自營商	
	大幅減少	大幅增加	大幅減少	大幅增加	大幅減少	大幅增加
t=12 to 13	0.116	0.215	0.522	0.923	1.588	0.458
t-value	(0.653)	(1.144)	(0.779)	(1.201)	(1.665*)	(1.683*)
t=12 to 14	0.138	0.156	1.004	0.947	1.789	0.178
t-value	(0.823)	(0.905)	(2.054**)	(1.307)	(2.317**)	(0.982)
t=12 to 15	0.144	0.174	0.829	1.157	1.379	0.030
t-value	(0.901)	(1.013)	(1.206)	(2.441**)	(2.306**)	(0.327)
t=12 to 18	0.167	0.217	0.864	1.071	1.354	-0.174
t-value	(0.957)	(1.599)	(1.295)	(1.896*)	(1.804*)	(-0.399)
t=12 to 21	0.186	0.256	0.834	1.033	1.278	-0.295
t-value	(1.043)	(1.700*)	(1.276)	(1.667*)	(1.669*)	(-0.663)
t=12 to 24	0.297	0.312	0.861	0.964	1.333	-0.273
t-value	(1.995**)	(1.939*)	(1.290)	(1.403)	(1.705*)	(-0.582)
t=12 to 27	0.159	0.289	0.889	0.945	1.269	-0.141
t-value	(0.937)	(1.735*)	(1.310)	(1.308)	(1.540)	(-0.378)
t=12 to 30	0.187	0.201	0.896	0.984	1.014	0.103
t-value	(0.929)	(1.207)	(1.337)	(1.297)	(1.232)	(-0.296)

***, ** 及 * 分別表示達 1%, 5% 及 10% 的統計顯著水準。

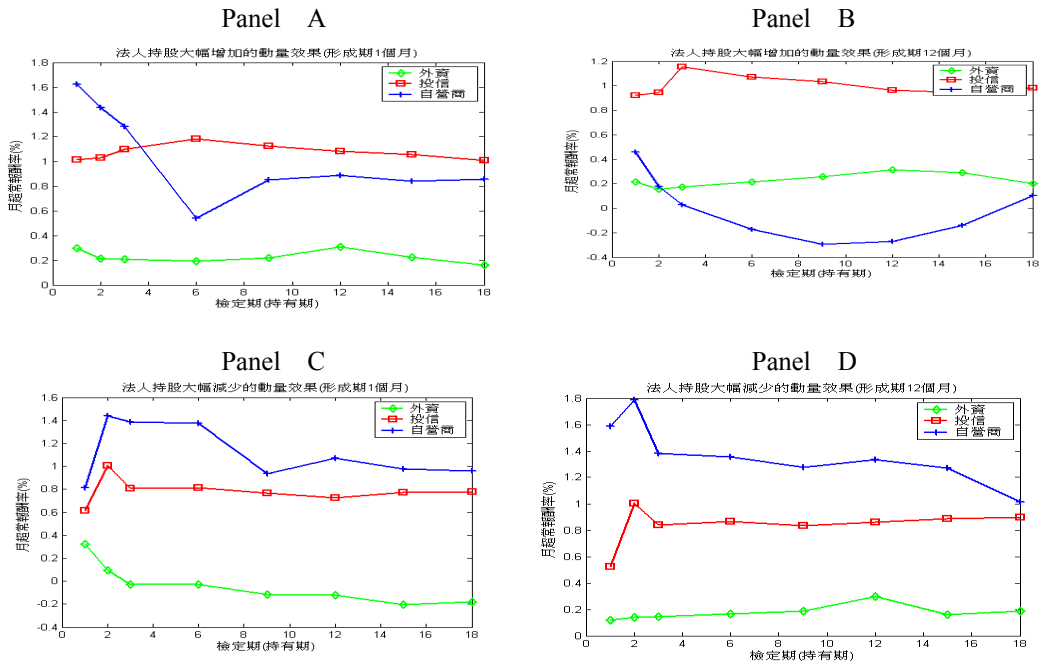


圖 6 三大法人持股大幅增加及減少的動量或反向效果

3.4 回饋交易及串流行為

表 4 Panel A_1 , A_2 及 A_3 的結果顯示外資及投信大幅買進 (賣出) 前期平均超常報酬率較高 (低) 的股票；然而，自營商卻大幅買進 (賣出) 前期平均超常報酬率較低 (高) 的股票。由該表 Panel A(B) 的結果似乎呈現交易前觀望的月份愈短，外資及投信 (自營商) 大幅買進 (賣出) 所要求的平均超常報酬率愈大，且由其 F 統計量的檢定結果顯示，外資及投信大幅買進及大幅賣出股票的平均交易前超常報酬率有明顯的差異性¹⁹。

表 4 中 Panel B_1 及 B_2 的結果顯示外資及投信會大幅的買進其於前期已大幅買進的股票，並會大幅的賣出其於前期已賣出的股票；且其 F 統計量達顯著水準，故呈現明顯的串流行為。然而，同表 Panel B_3 的結果卻顯示自營商會大幅的買進其於前期已小幅買進的股票，並會大幅的賣出其於前期已大幅買進的股票；故並不呈現串流行為²⁰。

¹⁹ 外資、投信及自營商大幅買進前 1 個月平均超常報酬率分別達 1.431%、1.943% 及 1.873% 的股票，且都達到統計的顯著水準；而其大幅賣出前 1 個月平均超常報酬率分別達 -0.006%、0.666% 及 3.520% 的股票，且 F 統計量的虛無假設為橫跨不同持股改變投組下橫斷面平均交易前超常報酬率(持股改變)的時間序列平均值相等。

²⁰ 並且，本研究發現外資及自營商強化加碼前 6 個月他們已持續購買的股票，而外資及投信強化減碼前 6 個月他們已持續賣出的股票。

表 4 三大法人持股改變的回饋交易及串流結果彙整表

投組的劃分方法、檢定統計量及樣本期間的選擇都與表 1 及 3 相同。於 Panel A 及 Panel B，期間 $t=-1$ 至 0, $t=-2$ 至 0, $t=-3$ 至 0 及 $t=-6$ 至 0 分別指示在交易月前 1,2,3 及 6 個月至交易月的月份。Panel A1, Panel A2 及 Panel A3 分別報導外資、投信及自營商持股改變的回饋交易的結果。Panel B1, Panel B2 及 Panel B3 分別報導在三大法人持股改變前持股改變的串流之結果。Panel c1, c2 及 c3 為三大法人回饋交易及串流的橫斷面加權迴歸模型(詳式 2)。

Panel A ₁ : 國外法人交易前超常報酬率(%)				
總期間:	大幅減少	中間投組 3	大幅增加	F-統計量
t=-1 to 0	-0.006	0.295	1.431	3.183***
t-value	(-0.314)	(0.231)	(2.227**)	
t=-2 to 0	-0.237	0.251	1.209	5.071***
t-value	(-1.972*)	(1.101)	(2.098**)	
t=-3 to 0	-0.219	0.334	1.129	4.762***
t-value	(-1.704*)	(1.725*)	(1.876*)	
t=-6 to 0	-0.162	0.230	1.004	2.980**
t-value	(-0.865)	(1.030)	(1.651)	
Panel A ₂ : 證券投資信託公司交易前超常報酬率(%)				
總期間:	大幅減少	中間投組 3	大幅增加	F-統計量
t=-1 to 0	0.666	0.587	1.943	2.834**
t-value	(0.881)	(1.126)	(2.542**)	
t=-2 to 0	0.960	0.704	1.375	1.989*
t-value	(1.726*)	(1.516)	(2.316**)	
t=-3 to 0	1.000	0.788	1.301	1.740*
t-value	(1.801*)	(1.728*)	(1.907*)	
t=-6 to 0	0.880	0.870	1.096	1.625*
t-value	(1.660*)	(1.911*)	(1.685*)	
Panel A ₃ : 證券自營商交易前超常報酬率(%)				
總期間:	大幅減少	中間投組 3	大幅增加	F-統計量
t=-1 to 0	3.520	0.096	1.873	1.587*
t-value	(3.770***)	(0.104)	(2.316**)	
t=-2 to 0	2.571	0.521	1.742	1.233
t-value	(3.064***)	(0.728)	(1.961*)	
t=-3 to 0	2.216	0.493	1.994	1.184
t-value	(2.600**)	(0.806)	(2.403**)	
t=-6 to 0	2.027	0.506	1.96	1.076
t-value	(2.114**)	(1.661*)	(2.215**)	

***, ** 及*分別表示達 1%,5%及 10%的統計顯著水準。

表 4 三大法人持股改變的回饋交易及串流結果彙整表(續)

Panel B ₁ : 國外法人持股的交易前改變 (%)					
期間:1994.1~2004.12	大幅減少	中間投組 3	大幅增加	F-統計量	
t=-1 to 0	-0.11	-0.040	0.168	3.960***	
t-value	(-1.666*)	(-0.403)	(1.765*)		
t=-2 to 0	-0.088	-0.061	0.257	4.021***	
t-value	(-0.782)	(-0.942)	(1.998**)		
t=-3 to 0	-0.092	-0.104	0.288	5.043***	
t-value	(-1.668*)	(-1.780*)	(2.023**)		
t=-6 to 0	-0.120	-0.187	0.346	7.098***	
t-value	(-1.814*)	(-2.664**)	(3.418***)		
Panel B ₂ : 證券投資信託公司持股的交易前改變 (%)					
期間:1993.05~2002.06	大幅減少	中間投組 3	大幅增加	F-統計量	
t=-1 to 0	-0.089	-0.048	0.135	3.207***	
t-value	(-1.440)	(-0.838)	(1.809*)		
t=-2 to 0	-0.097	-0.113	0.095	2.960**	
t-value	(-1.712*)	(-1.543)	(1.603)		
t=-3 to 0	-0.084	-0.116	0.024	2.837**	
t-value	(-1.033)	(-1.802*)	(0.938)		
t=-6 to 0	-0.235	-0.127	0.112	3.012***	
t-value	(-2.532**)	(-1.938*)	(1.669*)		
Panel B ₃ : 證券自營商持股的交易前改變 (%)					
期間:1996.10~2004.12	大幅減少	中間投組 3	大幅增加	F-統計量	
t=-1 to 0	0.058	-0.028	0.024	1.512	
t-value	(0.697)	(-0.415)	(0.381)		
t=-2 to 0	0.090	-0.027	0.051	1.607	
t-value	(1.654)	(-0.389)	(0.945)		
t=-3 to 0	0.112	-0.041	0.077	1.801*	
t-value	(1.996**)	(-0.862)	(1.601)		
t=-6 to 0	0.109	-0.029	0.094	1.621	
t-value	(1.981*)	(-0.773)	(1.933*)		
Panel C ₁ : 將國外法人持股改變對交易前持股改變及報酬率做迴歸					
	α_0	α_1	α_2	F-統計量	R ²
t=-1 to 0	0.099	0.168	0.007	8.412***	0.358
t-value	(1.806*)	(3.330***)	(1.174)		
Panel C ₂ : 將證券投資信託公司持股改變對交易前持股改變及報酬率做迴歸					
	α_0	α_1	α_2	F-統計量	R ²
t=-1 to 0	0.743	0.113	0.005	10.158***	0.196
t-value	(2.551***)	(2.518***)	(0.102)		
Panel C ₃ : 將證券自營商持股改變對交易前持股改變及報酬率做迴歸					
	α_0	α_1	α_2	F-統計量	R ²
t=-1 to 0	0.238	-0.493	-0.009	13.802***	0.235
t-value	(2.174**)	(-4.298***)	(-1.105)		

***, ** 及*分別表示達 1%,5%及 10%的統計顯著水準。

表 4 Panel C_1 、 C_2 及 C_3 則是將交易月外資、投信及自營商持股改變 $\Delta IN_{(0-1)}$ 分別對其交易前持股改變及過去超常報酬率進行迴歸分析之結果。由外資及投信（自營商）前一期持股改變 $\Delta IN_{(-1-0)}$ 的顯著正向（負向） α_2 係數隱含，於臺灣股市外資及投信（自營商）的串流行為非常明顯（並不具串流行為）。由外資及投信（自營商）前一期報酬 $R(-1-0)$ 的非顯著正向（負向） α_4 係數顯示，外資及投信（自營商）的”正向（負向）回饋交易”現象並不明顯。亦即，相對於正向回饋交易，外資及投信之串流行為的影響力較大；而相對於負向回饋交易，自營商並不具串流行為。有關外資及投信的分析結果與 Bikhchandani and Sharma (2001) 認為”資訊串流現象產生相當地快速且容易消失”的結果不一致²¹。本研究的實證結果發現外資及投信法人會持續大幅買進或賣出前期其已買進或賣出的股票，且此與前期超常報酬率之高低並無關聯。

4. 結論與建議

本文拓展 Nofsinger and Sias (1999)、Jones and Winters (1999) 之研究方法，針對臺灣證券市場中三大法人持股行為改變為衡量依據的群聚效應、回饋交易、串流行為及群聚影響價格等現象，提出清楚的操作型定義；並援用計量因果檢定方法，釐清臺灣證券市場之群聚效應係導源於回饋交易或群聚影響價格等行為。由於本研究將法人持股改變衡量的群聚與交易月超常報酬率之間的統計因果方向予以確定，並進一步提出以法人持股改變為群聚基礎之動量持續性檢測，使得證券報酬率反應不足、過度反應及動量與反向策略系列研究成果，得以與法人持股改變的市場行為研究相連結。本文所提出的研究模型與實證結果，使得群聚串流效果與行為財務學中市場資訊反應程度之研究相結合。

本研究實證結果證實，臺灣證券市場中外資及投信持股調整將會有群聚效應，而自營商持股改變則不具群聚效應。進而，本研究發現外資及投信的持股改變及超常報酬率間的群聚效應，主要導源於”外資及投信持股改變驅動股票超常報酬率”之動量效果。本研究亦發現臺灣股市外資及投信持股調整存在正向回饋交易與串流行為；而自營商持股改變則存在負向回饋交易且不具串流行為。再者，相對於正向回饋交易效果，外資及投信法人之串流行為的影響力較大。實證結果顯示三大法人買超證券，將一致且正向的驅動後續超常報酬率，而其賣超證券多反向驅動後續超常報酬率成為正值。

外資持股改變引起的超常報酬動量或反向效應，相較於以本土法人持股改變為依據的動量或反向效應較小，然而其正超常報酬的持續月份較長。若外資增加持股(持續減少持股達三個月至一年)，將會存在顯著的動量(反向)效應，其正超常報酬持續性最長達一年。以自營商持

²¹ 其原因除部份源於臺灣股市外資及投信法人多偏向分批進場外，另外可能由於此二法人的交易金額相較為大，資訊為部份私有或法人間會相互學習及模仿等因素。

股調整為依據的動量或反向效應之幅度最大，而其動量或反向效應的持續性則相較最短；自營商持股增加（減少）存在顯著的動量（反向）效應，其正超常報酬持續僅約一個月（兩個月）。投信持股增加（減少）也存在顯著的動量（反向）效應，其正超常報酬約將持續三至六個月（兩至三個月）。最後，由三大法人持股改變顯著驅動超常報酬率之現象，隱含臺灣股市並不具完全效率性，若投資人正向或反向的追隨導源於三大法人持股改變的訊號，來建立證券投資組合，並維持適當的存續期間，將獲取顯著為正的超常報酬。

本文之貢獻在於提出臺灣證券市場三大法人持股改變為依據的群聚與同期間超常報酬之間的統計因果方向，並確認以法人群聚串流效果為中心之動量持續性的意義與價值，使得法人群聚串流效果之研究與證券市場資訊反應之行為財務面研究相結合。

參考文獻

- 李光輝、歐興祥、張炳耀，「外資與我國股市互動關係之探討」，中央銀行季刊，第二十二卷，第四期，民國 89 年，67-79 頁。
- 李春安、賴藝文，「股市劇烈變動區間台灣股票市場與本國機構投資人從眾行為之研究」，台灣管理學刊，第五卷，第二期，民國 94 年，231-266 頁。
- 許鈺珮、廖彥豪，「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」，證券櫃檯月刊，第一百一十四卷，民國 94 年，56-67 頁。
- 張宮熊，「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，第六十四卷，民國 89 年，87-105 頁。
- Bikhchandani, S., Hirshleifer, D., and Welch, I., "A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades," *Journal of Political Economy*, Vol. 100, 1992, pp. 992-1026.
- Bikhchandani, S. and Sharma, S., "Herd Behavior in Financial Markets, Staff Papers," *International Monetary Fund*, Vol. 47, 2001, pp. 279-310.
- Borensztein, E. and Gelos, R. G., "A Panic-Prone Pack? The Behavior of Emerging Market Mutual Funds, Staff Papers," *International Monetary Fund*, Vol. 50, 2003, pp. 43-63.
- Cai, F., Kaul, G., and Zheng, L., "Institutional Trading and Stock Returns," Working paper, University of Michigan, 2000.
- Chari, V. V. and Kehoe, P., "Financial Crises as Herds, Mimeo," *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 1999.
- De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., and Waldmann, R. J., "Noise Trader Risk in Financial Markets," *Journal of Political Economy*, Vol. 98, 1990, pp. 703-738.

- Fama, E. and MacBeth, J., "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 1973, pp. 607-636.
- Froot, K. A., Scharfstein, D. S., and Stein, J. C., "Herd on the Street: Informational Inefficiencies in a Market with Short-Term Speculation," *Journal of Finance*, Vol. 47, 1992, pp. 1461-1484.
- Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods," *Econometrica*, Vol. 37, 1969, pp. 424-438.
- Grinblatt, M., Titman, S., and Wermers, R., "Momentum Investment Strategies, Portfolio Performance, and Herding: A Study of Mutual Fund Behavior," *American Economic Review*, Vol. 85, 1995, pp. 1088-1105.
- Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A., and Titman, S., "Security Analysis and Trading Patterns when Some Investors Receive Information before Others," *Journal of Finance*, Vol. 49, 1994, pp. 1665-1698.
- Jones, S. L. and Winters, D. B., "Delayed Reaction in Stocks with the Characteristics of Past Winners: Implications for Momentum, Value, and Institutional Following," *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 38, 1999, pp. 21-39.
- Lakonishok, J., Shleifer, A., and Vishny, R. W., "The Impact of Institutional Trading on Stock Prices," *Journal of Financial Economics*, Vol. 32, 1992, pp. 23-43.
- Nofsinger, J. R. and Sias, R. W., "Herding and Feedback Trading by Institutional and Individual Investors," *Journal of Finance*, Vol. 54, 1999, pp. 2263-2295.
- Sias, R., Starks, L., and Titman, S., "The Price Impact of Institutional Trading," *Working paper*, Washington State University and University of Texas, 2002.
- Sias, R. W., "Institutional Herding," *The Review of Financial Studies*, Vol. 17, 2004, pp. 165-206.