

以向量自我迴歸模式探討臺灣股價、成交量、融資融 券與法人進出之關聯性

丁誌敏¹ 曾富敏²

摘要

本文藉由向量自我迴歸模式（Vector Autoregressive Model；VAR）來探討自政黨輪替後，臺灣股價、成交量、融資融券與法人進出之間的關聯性，期望本研究成果能提供投資者有用的參考資訊，以利投資策略的擬定。在研究成果方面本文得到以下幾點結論：

- 一、單根檢定顯示，加權指數、成交量、融資張數及融券張數四項時間數列呈現非定態數列；而在一階差分後加權指數變化、成交量變化、融資變化及融券變化四項時間數列則呈現定態數列。
- 二、由 Granger 因果關係檢定，可知股價的變動領先成交量及融資、融券的變動；而成交量與融資、融券、三大法人買賣超具相互回饋關係。
- 三、由變異數分解得到，加權指數發生非預期之變異時，除了自身的影響外，融券張數對其變異的解釋能力最高；成交量、融資、融券張數及三大法人買賣超發生非預期之變異時，除了自身的影響外，加權指數對其變異的解釋能力最高。此七變數中以成交量變化的內生性最高。
- 四、法人中的外資，其進出情形相對於投信及自營商，較不易受股價影響。

關鍵詞：股價、成交量、融資融券、法人進出、VAR

¹南華大學管理科學研究所副教授。

²南華大學管理科學研究所研究生，雲林縣政府財政局專員。

壹、前言

在股市技術分析中，投資者對於股價與成交量之間的互動關係十分重視，有人認為「量先價而行」，也有人認為「價是量的先行指標」、「有價才有量」；而一般法人和股市分析人員會以融資融券餘額的多寡來看散戶的心態，且融資餘額太高易造成「多殺多」的疑慮，至於融券餘額太高則會有「軋空」情形的出現，所以融資融券等信用交易的變化亦常為投資者用來做為判斷投資與否的一項工具。

外資、投信與自營商等三大法人，由於分析力強，已逐漸取代市場主力成為主導股市的另一股力量。然而有關法人進出與股價指數的關係鮮少被研究提及，故本文欲將法人進出納入股價、成交量及信用交易等關聯性的研究模型中，以了解它們之間的關聯情形。

本文首先藉由單根檢定來檢視加權股價指數、成交量、融資張數、融券張數、外資買賣超、投信買賣超與自營買賣超等七變數的形態，再透過向量自我迴歸模式（VAR）對該七變數進行相互關係之探討。期望本研究成果能提供投資大眾關於臺灣股市中此七變數間的資訊傳遞、影響方向及影響程度等相關的訊息，以利投資策略的擬定。

貳、相關文獻回顧

股價（stock price）的決定因素，一直是投資人與學者所關心的課題，許多學者欲找出影響股價的因素，以對股票市場進行預測。國內外學者已有探討成交量、信用餘額及法人對股價的影響，以下分別就國內外相關的研究做說明。

一、價量關係實證研究

葉銀華（1991），以時間數列的轉換函數模式對台灣股票市場成交量與股價關係做實證研究，樣本為1990年9月1日至1991年2月28日之週資料與日資料，結果發現股價與成交量兩者成正相關；成交量領先股價變動兩期，量是價的先行指標。

陳東明（1991），利用因果關係檢定及多元迴歸雙變數線性模型，對臺灣股票市場

價量關係做實證研究，樣本為1986年1月1日至1990年9月30日隨機選取60家之日資料與月資料，發現股價變動與成交量成正相關，量影響價。

蕭幸金（1993），以1988年至1992年台灣股票市場之日資料做研究，發現股價報酬率及其絕對值皆與成交量成正相關，且股價報酬率會影響成交量，但在空頭期間的樣本，股價報酬率與成交量則具回饋關係。

徐合成（1994），以GARCH模型對台灣股市股票報酬率與交易量關係做實證研究，支持價影響量。另外劉永欽（1996）選取1995年1月初到1996年3月底及1990年1月初到1995年12月底兩種期間內台灣股市股票交易之個股、分類產業及總體市場的價量資料進行線性與非線性Granger因果關係研究，實證結果發現台灣地區股票市場價量之間存在有線性及非線性Granger因果關係。就線性的Granger因果關係而言，短期內，價影響量，但是長期來看，則是價量互相影響；至於非線性Granger因果關係方面，不論研究期間的長短，皆為價量互相影響。

楊踐為、許至榮（1997），利用Granger因果關係檢定探討台灣股票集中市場與店頭市場的價量因果關係，樣本為1995年11月至1996年12月的週資料，研究結果發現集中市場價量間並沒有因果關係存在，惟在店頭市場方面則發現價量存在雙向因果關係。

李秀雯（1999），以遞延絕對誤差之簡單加權平均法及GARCH模型，研究1991年3月至1998年12月台灣股市的波動與總體經濟、交易量成長率之間的關係，發現交易量成長率領先股票市場波動性，亦即「量領先價」波動性的現象。

許溪南、羅志賢（1999），對有關股票價量關係的文獻做探討，發現股票價格與成交量之間的確存在某種程度的相關性，但其間之相關性到底如何，並沒有一個較一般性的理論來加以說明。在討論資產價格時，應將成交量視為內生變數，同時將成交量與資產價格納入定價模型中，如此才能更符合經濟學上之供需模型所描述的市場狀況，即市場價格與成交量由供需雙方所共同決定。

顏錫銘、鍾淳豐（2002），採用 Lo, Mamaysky, and Wang（2000）的研究模型，利用平滑估計及核迴歸方法並加以配合價量關係，探討技術型態在台灣股票市場的有效性，樣本為1991年1月至2000年12月在台灣證券交易所交易的569檔上市公司股票，結果

發現利用配合價量關係技術型態進行投資確比未使用技術型態的投資或買入持有策略有更佳表現。

姚蕙芸、聶建中(2003)，探討空頭走勢期間台股價、量之互動關係。利用共整合分析、因果關係檢定、衝擊反應分析及變異數分解，樣本為2000年2月16日至2000年11月4日之日資料，結果發現台股的成交價與成交量間存在著長期均衡關係，股價指數與成交量兩者呈現雙向回饋的反應。此外，不論股價指數或是成交量發生自發性衝擊時，均呈現本身的反應較大的情形。成交量短期內易受股價指數衝擊的影響而產生改變，然其影響程度隨時間的經過而趨緩。又股價指數發生變異時，成交量對於其變異的解釋能力很低，然而股價指數占成交量的變異的比例卻隨著期數的增加，有不斷增加的趨勢。

徐清俊、陳盈君(2003)，以Granger因果模式探討台灣股票店頭市場報酬率與成交量之因果關係，樣本為2000年1月至2002年1月之日資料，研究結果發現台灣股票店頭市場報酬率和成交量之間存在單正向因果關係，報酬率領先成交量。亦即店頭市場之成交量，無論何種定義下皆會隨著報酬率而變化，呈現齊漲齊跌的現象，然而成交量則不會影響報酬率。

游英裕(2004)，以誤差修正模型及Granger因果關係來驗證台灣股市股價與成交量的因果關係，結果發現台50指價格和成交量具有共整合及有長期關係，且彼此具有雙向因果關係存在。

姚蕙芸、梁志民(2004)，以完全修正向量自我迴歸及區塊因果關係檢定，探討2000年1月4日至2000年12月31日止空頭走勢期間台股股價指數及相關因素之因果關係，結果發現價先量行，價格領先成交量。

Ying(1966)利用一系列的卡方檢定、變異數分析及交叉光譜分析，探討1957年至1962年的每日價量資料。股票價格是以調整過股利發放後的S&P500指數為衡量標準，成交量則是以在紐約證券交易所(NYSE)有顯著交易的部分為準。研究結果發現大的成交量通常伴隨著價格的上漲；價格上漲之後，通常會有大的成交量；價格的上升經常是跟隨在鉅額的成交量之後發生。

Jain and Joh (1988) 以Granger-Sims因果關係模式研究價量關係，樣本選自1979年至1983年美國股票市場每小時之資料，結果發現成交量與股價變動呈正相關，且價是量的先行指標。Smirlock and Stards (1988) 以Granger因果關係做檢定，支持價量存在因果關係。

Lakonishok and Smidt (1989) 也發現當新訊息產生時，股價的反應相較於成交量快，而目前的成交量之所以會和過去的股價變動相關，是與稅相關之交易動機和非與稅相關之交易動機使然。與稅相關之交易動機使價量表現出負相關的動態走向，而非與稅相關的交易動機則表現出正相關的動態走向。此外Lamoureux and Lastrap (1991) 利用GARCH模型，也發現成交量為股票報酬的重要因子。

Hiemstra and Jons (1994)，分別以1915年至1946年及1947年至1990年兩個期間美國紐約證券交易所的整體股票市場之日資料做線性與非線性Granger因果關係檢定，結果發現在線性檢定方面，股價報酬率影響成交量，但成交量不影響股價報酬率；而在非線性檢定方面，股價報酬率與成交量具有回饋關係，亦即兩者會相互影響。

二、信用交易與股價關係實證研究

錢友琪 (1993)，以Granger因果關係檢定，探討1983年至1992年之證券信用交易餘額與股價因果關係，實證結果顯示不考慮瞬間因果關係，股價會單向影響融資融券餘額，融資融券則會交互影響。

張嘉宏 (1995)，以相關分析及光譜分析法，研究股價指數與融資餘額、融券餘額之關係，樣本期間為1981年1月起至1988年10月止及1991年11月起至1994年12月止，結果發現股價有領先融資餘額、融券餘額而變動的傾向，因此股價可以視為融資餘額、融券餘額之先行指標。

張哲章 (1998)，以共整合檢定、Granger因果關係及VAR模式探討融資融券餘額、成交量與股價指數之關聯性，結果發現融資融券餘額、成交量與股價指數間存在長期均衡關係。融資融券餘額與股價指數具有回饋關係，兩者會相互影響。

楊踐為、王章誠 (1999)，以1991年1月4日至1997年6月13日之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，結果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。動態反應關係上，融券餘額之變化會影響到融資餘額的變化，且其強度遠高於融資餘額增減對融券餘額之影響。股價指數的漲跌對融資餘額、融券餘額及成交量的變化並無顯著的影響。

曾昭玲、林政偉（2005），利用事件研究法、GARCH 及EGARCH-M模型，探討調整股市信用交易條件對股價報酬率與波動性之影響，結果發現政府調高或調低融資比率幾無宣告效果，然調低融券保證金成數較具顯著抑止股市上揚的效果，惟持續時間不長，而調高融券保證金成數幾無顯著宣告效果。其次，融資比率與融券保證金成數的調整對大盤報酬率實無顯著影響。

Largay and West（1973），研究1933年至1969年美國S & P500股價指數之日資料，結果發現調整信用條件寬鬆以為影響股價變動的政策是無效的。

Hardouvelis（1990），以向量自我迴歸模式（VAR），樣本選取1934年至1987年日本東京證交所之月資料，結果認為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 and Peristiani（1992），以迴歸分析探討1951年至1988年日本東京證交所之月資料與週資料，也認為管制信用交易條件可抑制股市的投機行為。

Yenshan Hsu（1996），樣本選自 1981年至1991年台灣股市日資料與月資料，結果發現就短期言，保證金調整對股市不具顯著性影響；就長期言，保證金的調整會影響第二類股。

三、股價與法人相關性實證研究

黃嘉興、詹定宇、許月瑜（1999），以向量自我迴歸模型、多元迴歸模型及Granger因果關係檢定，對外資、自營商及投信三大法人日買賣超金額間資訊傳遞行為進行實證研究，樣本採自1996年1月至1997年12月間日買賣超金額及1990年1月至1997年12月間股價指數。結果發現三大機構法人的日買賣超金額資訊傳遞相當快速，大部份都會在三個交易日內調整完畢；此外，他們亦會根據本身前期買賣超金額做為修正策略之依據。又投信對外資、外資對投信及自營商對投信在1996年、1997年及跨二年度期間的日

買賣超金額間皆有高度相關性。

張宮熊（2000），以1996年至1998年農曆年前後30日之每日收盤價為樣本，利用多因子變異數分析及多元跨期間複迴歸模型，探討台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。實證結果發現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、投信與一般投資人，自營商的超額報酬與買賣行為亦明顯影響其他投資人的投資行為。此外，量-價關係明顯，量比價先行。

陳玲慧（2001），應用時間數列的VAR模式，探討台灣股市加權指數之漲跌與三大法人買賣超之互動關係，樣本選自1997年3月1日至1999年12月31日之日資料。結果發現加權指數之漲跌與三大法人買賣超之間存在因果關係，尤其是外資，在整個研究期間對加權指數之漲跌、投信及自營商之操作均具領先指標；其次為大盤指數，投信的影響力最弱。相反的，投信的操作最受左右，亦即投信具有追漲殺跌之特性。

李顯儀、吳幸姬（2005），探討1996年至2000年間台灣股票市場中訊息的反應與傳遞效果，實證結果顯示，訊息反應方面：在多頭市場中，當有好（壞）消息公告時，股價報酬會有顯著為正（負）；在空頭市場中，當有好消息公告時，股價報酬為負，但不顯著；當有壞消息公告時，股價報酬會有顯著為負。訊息傳遞方面：成交量較大的股票報酬對訊息的反應相對於成交量較小的股票來得領先，此結果在大公司集群下成立，但小公司集群則相反。

黃旭輝、丁世儒（2005），研究會計師簽證、法人持股與資訊不對稱對多頭市場股票報酬的影響，樣本為1993年1月至1994年9月及1996年1月至1997年7月在台灣證券交易所上市的公司，實證結果發現，在多頭市場之下，若公司更換會計師事務所或出現負面的簽證意見及法人持股較低的公司，其股價上漲幅度較小。另外，資訊不對稱愈大的公司若有更換會計師事務所或會計師簽證呈現負面的意見，其多頭市場的股價漲幅愈小，顯示資訊不對稱愈大的公司愈需要完善的公司治理機制。

Karus and Stoll (1972)，取 SEC月資料研究，結果發現法人喜歡隨群體投資。
Admati and Pfleiderer (1988)，指出機構性投資人為掩飾其內線消息，會選擇交

易量大的時機進行交易。

Lakonishok, Shleifer & Vishny(1992), 認為機構投資人的投資策略可分為「跟進策略」與「正向回饋交易策略」兩類, 前者為買進(賣出) 與其他機構投資人買進(賣出) 相同的股票; 後者為買進強勢、賣出弱勢的股票。機構投資人會較個別投資人擁有更多關於其他人的交易資訊, 同時會嘗試推論其他人交易中所隱含的資訊, 所以常產生較大的跟隨現象。

Sias and Starks (1995), 認為股票報酬與交易量之週效應可歸因於機構性投資人交易行為, 因為他們通常在星期一擬定未來一週之交易計畫, 而避免在星期一再進場買賣。

Bushee et al. (2003), 探討開放與封閉型法人說明會的資訊內涵, 認為透過法人說明會將訊息傳遞給分析師, 再由分析師分析解讀給一般大眾, 可以減少散户未充分解讀資訊而產生干擾股市的現象。

Feng (2005), 透過分析性模式顯示, 管理當局自願揭露或修正盈餘, 除可提供盈餘預測的數字供投資者參考外, 預測動作本身就是一種傳遞訊息的動作。隨時將未來遠景變動的相關訊息告訴投資者, 表示管理當局洞燭先機的能力較強, 較有能力調整公司的產銷政策, 而召開法人說明會是一個比較有效的方式。

參、研究方法

一、向量自我迴歸模型 (Vector Autoregressive Model ; VAR)

(一) 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之後, VAR已被廣泛的用來檢定經濟數列之間的因果關係。又Nelson and Plosser (1982) 發現經濟數列大多具有單根現象, Engle and Granger (1987) 發現非恆定變數之間可能存在共整合關係以來, 有關動態總體計量研究者開始重新檢討時間數列之非恆定性質, 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, 此亦引發了對過去採用傳統統計方法來作實證研

究的懷疑與檢討。

隨後Toda and Phillips (1993) 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，但此方法必須先執行單根與共整合等事前檢定，俾得到體系中存在多少隨機趨勢必要的訊息。惟這些事前檢定的檢定力並不是很高，故以這種推論來當作後續因果關係推論的基礎，容易使人對推論結果產生懷疑。又採VECM方法必須要先做共整合檢定，以確定變數間是否有長期關係存在，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。

(二) 所謂的VAR是一組由多變數、多條迴歸方程式所組成，這些在每一條方程式中，因變數皆以因變數自身的落後期，加上其他變數落後期來表示。 m 個落後期間，VAR(p)的一般化模型，可表示如下：

$$\begin{matrix} \underline{Y}_t & = & \underline{d} & + & \sum_{i=1}^m \underline{b}_i & \underline{Y}_{t-i} & + & \underline{e}_t \\ (p \times 1) & & (p \times 1) & & (p \times p) & (p \times 1) & & (p \times 1) \end{matrix}$$

其中 \underline{Y}_t 是變數矩陣， \underline{d} 是截距項矩陣， \underline{b}_i 是係數矩陣， \underline{e}_t 是白噪音矩陣， p 是變數個數， m 是落後期數。

二、Granger因果關係

Granger於1969年對因果關係的定義建立於變數預測的角度，其係用預測值與實際值的差異大小當作判定的準則，亦即以預測誤差變異數的大小來衡量。其提出檢定此因果關係的方法，茲以一簡單模型說明之。

假設 X_t 、 Y_t 為二時間數列：

$$X_t = \sum_{j=1}^n a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^n c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^n d_j X_{t-j} + \mu_t \quad (2)$$

ε_t 、 μ_t 為二個不相關的白噪音 (white noise)， n 值表示模型所選擇之落後階數。

在(1)式中，若 $\sum_{j=1}^n |b_j| \neq 0$ ，則可認定 Y 影響 X 。在(2)式中亦相同，若 $\sum_{j=1}^n |d_j| \neq 0$ ，

則可認定 X 影響 Y 。若兩種狀況同時成立，則 X_t 、 Y_t 有回饋關係存在。反之，

若 $\sum_{j=1}^n |b_j| = 0$ ，則表示 Y 不影響 X ，餘類推。此檢定一般使用 F 統計量進行檢定

之。 X 是否影響 Y 及 Y 是否影響 X 之假設檢定式如下：

$$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = \mathbf{L} = b_n = 0$$

且 $d_1 = d_2 = d_3 = \mathbf{L} = d_n = 0$ ，即二者互無影響

$$H_1 : \sum_{j=1}^n |b_j| \neq 0 \text{ 或 } \sum_{j=1}^n |d_j| \neq 0, \text{ 即二者有關係存在}$$

因果關係檢定上 Granger (1969) 係透過 F 檢定，以檢定單一迴歸方程式中落後項係數是否顯著異於零。

肆、資料來源及實證結果

一、資料來源

本研究以台灣股市之加權股價指數、成交量、融券張數、融資張數、外資買賣超、投信買賣超及自營買賣超等七個變數做為研究的對象（其中成交量以千張張數為替代變數，融資，融券以張數為替代變數，三大法人買賣超以百萬元為替代變數），以日資料為研究樣本，資料取自「台灣經濟新報資料庫系統 (TEJ)」。為了解政黨輪替後的股市結構中，股價指數在非經濟因素的市場指標中，受其自身、成交量、融資融券與三大法人買賣超的影響究是如何？所以本研究期間選自2000年1月4日至2005年6月30日止，資料皆各有1382筆。

二、ADF 單根檢定

黃柏農 (1994) 研究指出，若一開始即將資料做差分來分析，則將形成過度差分，過度差分的結果將導致低效率。所以本研究先對加權指數、成交量、融券張數、融資張數、外資買賣超、投信買賣超及自營買賣超等七變數進行單根檢定，以瞭解變數是否為定態數列。本文利用Eviews5 軟體來進行分析，結果發現外資買賣超、投信買賣超及自營買賣超其檢定模型不論在考慮截距項或線性時間趨勢

時，其 p 值皆能通過顯著性檢定，因此，外資買賣超、投信買賣超及自營買賣超為穩定的時間數列。而加權指數、成交量、融券張數、融資張數其檢定模型不論在考慮截距項或線性時間趨勢時，其 p 值皆未能通過顯著性檢定，因此，加權指數、成交量、融券張數、融資張數不完全為穩定的時間數列。本文乃將加權指數、成交量、融券張數、融資張數取一階差分，再由ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。結果發現其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前0 期、前1 期之 p 值皆為0.0000，亦都達到顯著水準，表示此時間數列已無單根，呈穩定的時間數列。故本文有關變數的數值，加權指數、成交量、融資張數及融券張數採一階差分後的數值，而三大法人買賣超則採原始數列。由於本研究變數有三個變數為0階的原始數列，有四個變數為取1階差分後的變化數列，故此七變數沒有長期共整合關係，也較不適用VECM來探討其關聯性。

三、AIC

本研究利用EViews 5 軟體分析得出加權指數、成交量、融券張數、融資張數、外資買賣超、投信買賣超及自營買賣超之AIC。共測試了10期，找出AIC的最小值為128.7712，而其遞延期數為5期。

四、向量自我迴歸模式

本研究在不能明確的了解何者為內生變數，何者為外生變數的前提下，採用VAR模型來研究變數間的關聯性。由於要檢視殘差是否符合白噪音過程，故用 Q 統計量檢定檢查所有的殘差是否已經沒有自我相關，若任一殘差仍有自我相關，則應再增加VAR的落後期長度（楊亦農，2005）。本研究將VAR 落後期由AIC測試後所得遞延5期開始做檢驗，其結果都顯示在遞延14期之前，向量自我迴歸模式之殘差檢定皆不符合白噪音，直到VAR 落後期數為遞延14期時，其殘差檢定才符合白噪音過程。因此表示VAR 落後期數應選取14期。在接下來的分析中，本研究都將採用遞延14期。

經由VAR分析可得下列 8 點結果：

1. 在這七條向量自我迴歸模式中，分別以成交量、融券張數、融資張數、外資買賣超、投信買賣超、自營買賣超為被解釋變數的迴歸模式配適度比以加權指數為被解釋變數的迴歸模式配適度來得好，由此初步得知，加權指數領先其他變數的變化。
2. 加權指數受其3天前那日及14天前那日自身的正向顯著影響；受5天前那日成交量的正向顯著影響；受12天前那日融資張數的負向顯著影響；受1天前那日外資買賣超的正向顯著影響；受3天前那日及6天前那日投信買賣超的負向顯著影響。
3. 成交量受其自身前1、2、3、4、5、6、7、8、9及11期的負向顯著影響；受1天前那日加權指數的正向顯著影響；受1天前那日融資張數的正向顯著影響、6天前那日及13天前那日融資張數的負向顯著影響；受7天前那日投信買賣超的正向顯著影響；受1天前那日自營買賣超的正向顯著影響及6天前那日自營買賣超的負向顯著影響。
4. 融券張數受其1天前那日、3天前那日及5天前那日自身的正向顯著影響；受2天前那日加權指數的負向顯著影響，其敏感係數達36.09338。受5天前那日及6天前那日成交量的正向顯著影響；受1天前那日融資張數的負向顯著影響。
5. 融資張數受其5天前那日、13天前那日及14天前那日自身的正向顯著影響；受加權指數前1、2、3、4及14期的正向顯著影響，其敏感係數分別達186.7984、149.8062、190.6869、113.3225、115.2013。受成交量前1、2、5、6、7及13期的正向顯著影響；受2天前那日外資買賣超的負向顯著影響；受5天前那日投信買賣超的負向顯著影響。
6. 外資買賣超受其1天前那日、2天前那日及7天前那日自身的正向顯著影響；受加權指數1天前那日的正向顯著影響；受成交量1天前那日的正向顯著影響；受7天前那日融資張數的正向顯著影響；受1天前那日及10天前那日自營買賣超的正向顯著影響。

7. 投信買賣超受其1天前那日、2天前那日、8天前那日及11天前那日自身的正向顯著影響；受加權指數前1期的正向顯著影響及前2、3、4、6、7及8期的負向顯著影響；受5天前那日成交量的正向顯著影響；受1天前那日融券張數的負向顯著影響及3天前那日融券張數的正向顯著影響；受12天前那日融資張數的負向顯著影響；受10天前那日外資買賣超的負向顯著影響；受1天前那日及10天前那日自營買賣超的正向顯著影響及受3天前那日自營買賣超的負向顯著影響。
8. 自營買賣超受其1天前那日及10天前那日自身的正向顯著影響，受其9天前那日自身的負向顯著影響；受1天前那日加權指數的正向顯著影響；受2天前那日、4天前那日及5天前那日成交量的正向顯著影響；受1天前那日融券張數的負向顯著影響；受12天前那日融資張數的負向顯著影響；受2天前那日及4天前那日外資買賣超的負向顯著影響，受3天前那日外資買賣超的正向顯著影響。

五、Granger 因果關係

將加權指數、成交量、融券張數、融資張數、外資買賣超、投信買賣超、自營買賣超達定態後之資料，利用Granger因果關係做檢定，結果如表1。

表1 Granger 因果關係檢定表

虛無假設 (H_0)	F值	P值
成交量不影響加權指數	1.06498	0.38547
加權指數不影響成交量	6.03271	1.1E-11 ^{***}
融券張數不影響加權指數	0.74765	0.72684
加權指數不影響融券張數	2.47775	0.00180 [*]
融資張數不影響加權指數	1.35441	0.16831
加權指數不影響融資張數	7.96916	1.6E-16 [*]
外資買賣超不影響加權指數	1.81278	0.03214 [*]
加權指數不影響外資買賣超	3.84627	1.9E-06 [*]
投信買賣超不影響加權指數	1.80872	0.03267 [*]
加權指數不影響投信買賣超	13.9362	1.6E-31 [*]

自營買賣超不影響加權指數	1.21014	0.26095
加權指數不影響自營買賣超	1.39339	0.14834
融券張數不影響成交量	3.30643	3.1E-05★
成交量不影響融券張數	1.92915	0.02008★
融資張數不影響成交量	6.28228	2.6E-12★
成交量不影響融資張數	4.80778	1.0E-08★
外資買賣超不影響成交量	2.53404	0.00139★
成交量不影響外資買賣超	2.75053	0.00050★
投信買賣超不影響成交量	1.77598	0.03716★
成交量不影響投信買賣超	2.17417	0.00709★
自營買賣超不影響成交量	7.30208	7.5E-15★
成交量不影響自營買賣超	2.63686	0.00085★
融資張數不影響融券張數	2.72985	0.00055★
融券張數不影響融資張數	1.59714	0.07315
外資買賣超不影響融券張數	1.00549	0.44480
融券張數不影響外資買賣超	1.39149	0.14927
投信買賣超不影響融券張數	0.82223	0.64532
融券張數不影響投信買賣超	1.04878	0.40120
自營買賣超不影響融券張數	1.85314	0.02736★
融券張數不影響自營買賣超	1.16475	0.29655
外資買賣超不影響融資張數	3.62255	6.1E-06★
融資張數不影響外資買賣超	1.26313	0.22335
投信買賣超不影響融資張數	2.47220	0.00185★
融資張數不影響投信買賣超	4.27133	1.9E-07★
自營買賣超不影響融資張數	2.40738	0.00249★
融資張數不影響自營買賣超	0.90083	0.55754
投信買賣超不影響外資買賣超	1.94892	0.01851★
外資買賣超不影響投信買賣超	2.73069	0.00055★
自營買賣超不影響外資買賣超	4.47343	6.4E-08★
外資買賣超不影響自營買賣超	3.15407	6.8E-05★
自營買賣超不影響投信買賣超	5.92026	2.0E-11★
投信買賣超不影響自營買賣超	1.52249	0.09560

★ 表示 P 值 < 5%，結果顯著。

由表 1 結果可知，若 P 值 $> 5\%$ ，表示未達顯著性測驗，其結果無法拒絕虛無假設 (H_0)，即應接受虛無假設 (H_0)。若 P 值 $< 5\%$ ，表示通過顯著性測驗，其結果應拒絕虛無假設 (H_0)，接受對立假設 (H_1)。今將上述顯著結果彙整如下，並將關聯圖以圖 1 表示。

1. 加權指數 \rightarrow 成交量
2. 加權指數 \leftrightarrow 投信買賣超
3. 加權指數 \leftrightarrow 外資買賣超
4. 加權指數 \rightarrow 融資張數
5. 加權指數 \rightarrow 融券張數
6. 成交量 \leftrightarrow 自營買賣超
7. 成交量 \leftrightarrow 投信買賣超
8. 成交量 \leftrightarrow 外資買賣超
9. 成交量 \leftrightarrow 融資張數
10. 成交量 \leftrightarrow 融券張數
11. 自營買賣超 \leftrightarrow 外資買賣超
12. 自營買賣超 \rightarrow 投信買賣超
13. 自營買賣超 \rightarrow 融資張數
14. 自營買賣超 \rightarrow 融券張數
15. 投信買賣超 \leftrightarrow 外資買賣超
16. 投信買賣超 \leftrightarrow 融資張數
17. 外資買賣超 \rightarrow 融資張數
18. 融資張數 \rightarrow 融券張數

其中 $A \rightarrow B$ ，表示 A 影響 B。

$A \leftrightarrow B$ ，表示 A、B 互為回饋關係。

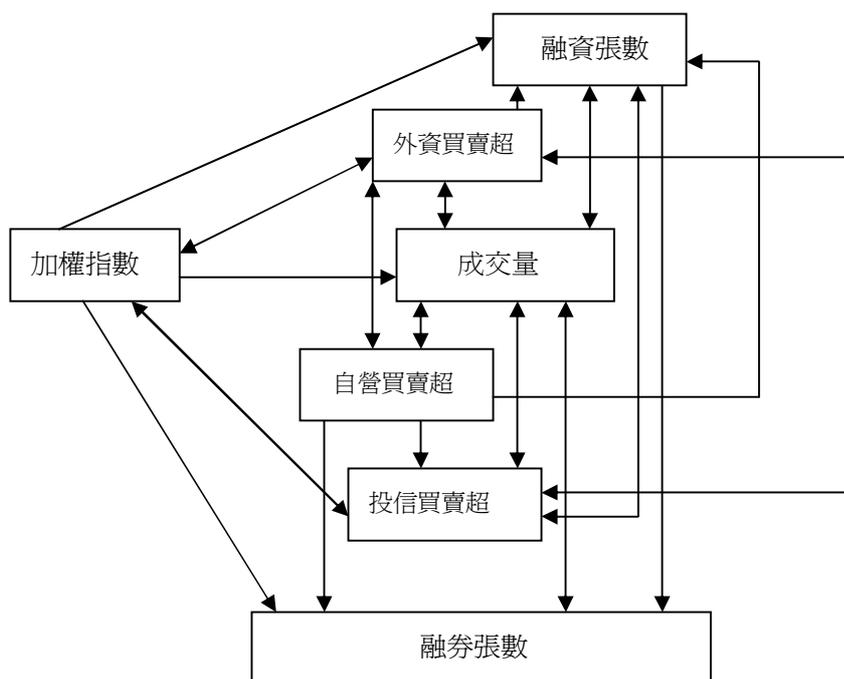


圖1：Granger因果關係之彙總圖

從圖 1 可看出加權指數會影響成交量、融資張數及融券張數，而成交量與融資、融券張數、三大法人買賣超具相互回饋關係。大抵而言，加權指數仍具領先因子的地位，而融資、融券張數則處於落後地位，表示散戶仍屬於市場的「後知後覺者」。

六、變異數分解分析

本研究在分析變異數分解時，首先利用Granger因果關係檢定之結果來決定初步排列順序，其順序為加權指數→成交量→自營買賣超→投信買賣超→外資買賣超→融資張數→融券張數，另外依Sims（1980）提出的模式及Chris Brooks

（2002）在Introductory Econometrics for Finance一書中提到的排序方式，即除了因果排列外，再將排列順序顛倒，並依上述的兩種順序平均後的值分析，利用此兩種排列方法之結果來分析變異數分解。

本研究以變異數分解的百分比值來分析加權指數、成交量、融券張數、融資張數、外資買賣超、投信買賣超及自營買賣超之間的相互解釋能力，我們取30期的值做為觀察，可發現七變數的變異數分解百分比，從第19期開始呈現穩定狀態。

接下來，本文藉由預測誤差分解值的大小來分析各變數間的相互關係，表2所顯示者為各變數預測誤差分解之結果。表2中分別列出各變數變動衝擊後第一、六、十一、十六、十九天的預測誤差變數分解值。由表2的預測誤差分解值中，可觀察到在第十九天（由於第十九天以後的分解百分比值皆呈現穩定的狀態，故取第十九天的值進行分析）加權指數發生非預期的變動之變異時，可被其本身解釋的比例為65.94121%，而被融券張數所解釋的比例為10.70522%。成交量發生非預期的變動之變異時，可被其本身解釋的比例為79.37644%，而被加權指數所解釋的比例為6.428194%。融券張數發生非預期的變動之變異時，可被其本身解釋的比例為74.44671%，而被加權指數所解釋的比例為11.49579%。融資張數發生非預期的變動之變異時，可被其本身解釋的比例為53.98403%，而被加權指數所解釋的比例為23.43875%，同時被融券張數所解釋的比例為11.72283%。外資買賣超發生非預期的變動之變異時，可被其本身解釋的比例為69.37848%，而被加權指數所解釋的比例為9.671211%。投信買賣超發生非預期的變動之變異時，可被其本身解釋的比例為58.95629%，而被加權指數所解釋的比例為21.33681%。自營買賣超發生非預期的變動之變異時，可被其本身解釋的比例為56.41474%，而被加權指數所解釋的比例為19.93394%。

由此七變數的解釋比率來看，並無任何一變數之變化屬於絕對內生性的，每一變數仍有部份比率可被其他變數加以解釋，而此七變數中以成交量變化的內生性最高。

表 2 各變數之變異分解值

單位：%

變數	天數	變異來源						
		加權指數	成交量	融券張數	融資張數	外資買賣超	投信買賣超	自營買賣超
加權指數	1	70.59276	0.781049	10.76817	6.144185	4.604086	3.957339	3.152413
	6	68.53311	1.290721	10.64949	6.310691	5.384053	4.343571	3.488371
	11	66.88603	1.630027	10.61088	6.297455	5.982381	5.033556	3.559671
	16	66.07004	1.711475	10.72343	6.636192	6.08547	5.011595	3.761796
	19	65.94121	1.741088	10.70522	6.698332	6.082164	5.028585	3.803404
成交量	1	5.99814	87.48664	3.485182	0.003194	1.871721	1.147257	0.007868
	6	6.119212	83.62533	3.13381	1.940996	2.127259	1.177947	1.875449
	11	6.374911	80.88253	3.305653	2.413637	2.839104	1.928058	2.256112
	16	6.406086	79.49715	3.374259	2.88061	3.113463	2.01943	2.709009
	19	6.428194	79.37644	3.375873	2.911781	3.121955	2.054553	2.731203
融券張數	1	10.76817	0.606039	81.10239	4.495506	0.300205	0.92512	1.802573
	6	11.36949	1.916418	77.69147	4.962625	0.513322	1.22967	2.317008
	11	11.32686	2.509483	75.81173	5.427253	1.042616	1.466783	2.415277
	16	11.36767	2.699245	74.88719	5.663059	1.216371	1.556542	2.609926
	19	11.49579	2.727608	74.44671	5.7868	1.280145	1.591024	2.671931
融資張數	1	13.78472	0.159647	10.63466	71.90084	3.002924	0.324088	0.193129
	6	21.78803	2.323552	11.27001	59.15795	3.414114	1.574806	0.471546
	11	22.01534	2.763965	11.45645	56.67619	4.598081	1.599291	0.890697
	16	23.07764	3.104879	11.7984	54.43021	4.6279	1.654133	1.306838
	19	23.43875	3.106664	11.72283	53.98403	4.704187	1.661946	1.381598
外資買賣超	1	6.07214	1.0577	4.407636	2.123258	84.1094	0.806137	1.423733
	6	10.00931	1.852872	6.548925	1.961207	72.81266	1.045999	5.769025
	11	9.790824	2.045965	7.119604	2.213136	70.50115	1.421923	6.907403
	16	9.680602	2.08183	7.068551	2.510272	69.67918	1.753281	7.226282
	19	9.671211	2.090887	7.05263	2.596478	69.37848	1.958804	7.251522
投信買賣超	1	13.13363	0.640959	7.75496	0.034905	2.688961	74.52246	1.224128
	6	20.2497	1.025746	7.454533	1.260212	3.387321	63.84206	2.780428
	11	21.16413	1.40213	7.244805	1.688427	4.53816	60.93674	3.025602
	16	21.17223	1.775729	7.172466	2.048353	5.14	59.32907	3.362165
	19	21.33681	1.816925	7.149041	2.098537	5.236634	58.95629	3.405762
自營買賣超	1	19.19549	7.5E-07	9.52929	1.896023	3.854008	2.502521	63.02267
	6	20.53362	1.128503	9.142485	2.012882	5.625707	3.12493	58.43187
	11	20.10357	1.806077	9.12745	2.161422	6.095896	3.469566	57.23602
	16	19.95578	2.025786	9.170101	2.33282	6.316359	3.695525	56.50363
	19	19.93394	2.036307	9.175515	2.357876	6.33939	3.742234	56.41474

七、衝擊反應分析

本研究另利用衝擊反應分析，求各變數衝擊反應值，以分析七個變數受到某一變數發生自發性干擾時的衝擊反應。

1、加權指數衝擊反應對模式的影響

由表3及圖2可知，加權指數對融券張數的影響在第13天前為正負向交替的影響，對融資張數的影響在第21天前多為負向影響。加權指數對外資買賣超的影響在第9天前多為正向影響，在第10天時受衝擊最大。加權指數對自營買賣超的影響在第8天前多為正向影響。而加權指數對其他六個變量之反應效果在第20天後逐漸消失。

表 3 加權指數的干擾對其他六變量之衝擊反應

天數	加權指數	成交量	融券張數	融資張數	外資買賣超	投信買賣超	自營買賣超
1	100.6823	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	5.500576	4.2093	-1.601591	-4.01323	7.712844	4.81307	5.088263
3	2.94078	-0.135436	-2.630447	-3.413487	1.834854	0.657686	0.503803
19	-1.754484	-1.360031	0.121713	-1.322557	-0.319661	1.152328	1.158737

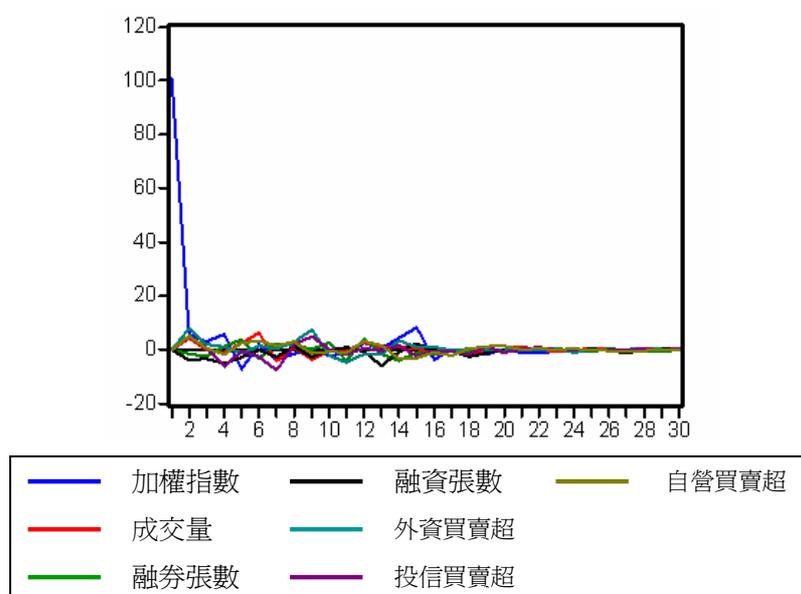


圖2 加權指數的干擾對其他六變量之衝擊反應

2、成交量衝擊反應對模式的影響

由表4及圖3可知，成交量對加權指數的影響在第2天前為正向，第1天受衝擊最大，但在第3天後大多為負向影響。成交量對融券張數及外資買賣超的影響在第3天前為正向，第4天後為正負向交替。對自營買賣超的影響在第2天前為正向，第3天受衝擊最大。成交量對其他六個變量之影響在第22天後會逐漸減弱。

表 4 成交量的干擾對其他六變量之衝擊反應

天數	加權指數	成交量	融券張數	融資張數	外資買賣超	投信買賣超	自營買賣超
1	253.447	686.4586	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	68.62107	-325.9362	50.59955	59.7572	21.93287	-14.67229	79.72869
3	-91.51452	-49.48258	1.569629	-60.08315	29.31639	18.3654	-7.507901
21	-12.95583	9.839808	1.011941	9.72448	9.0698	0.105344	-4.194906

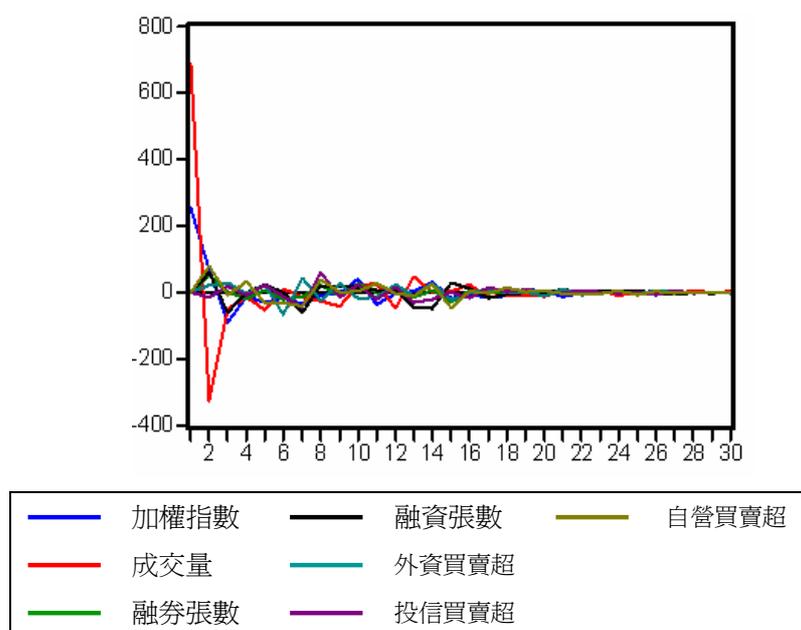


圖3 成交量的干擾對其他六變量之衝擊反應

3、融券張數衝擊反應對模式的影響

由表5及圖4可知，融券張數對加權指數的影響在第4天前為正向，第1天受衝擊最大，但在第5天後大多為負向影響。融券張數對成交量的影響為正負向交替，第7天受衝擊最大。對融資張數的影響在第10天前多為負向。對投信買賣超及自

營買賣超的影響在第3天前為正向，第1天受衝擊最大。融券張數對其他六個變量之影響在第23天後逐漸消失。

表 5 融券張數的干擾對其他六變量之衝擊反應

天數	加權指數	成交量	融券張數	融資張數	外資買賣超	投信買賣超	自營買賣超
1	651.4025	-0.128809	178.2644	7.291199	136.4634	108.8549	786.5398
2	343.4819	41.27083	-4.740294	-40.42293	105.537	40.63452	275.3127
3	115.7379	67.68623	12.18264	-2.73279	-4.36342	12.82866	108.3047
22	-8.577085	1.009842	-3.397494	7.673626	-9.863177	11.01914	-1.914756

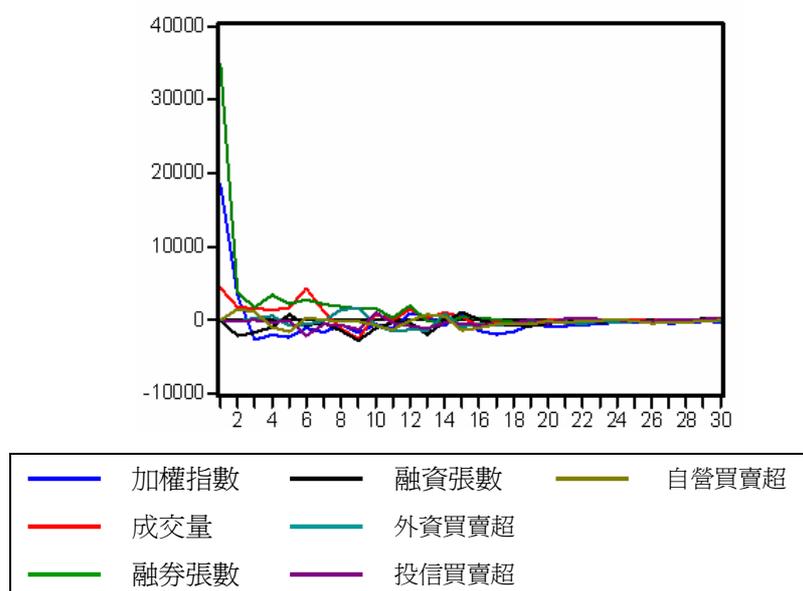


圖4 融券張數的干擾對其他六變量之衝擊反應

4、融資張數衝擊反應對模式的影響

由表6及圖5可知，融資張數對加權指數的影響在第2天前為正向，第1天受衝擊最大，但在第3天後多為負向影響。對成交量的影響在第3天前為正向，第4天後為正負向交替。對融券張數及投信買賣超的影響多為正向，第1天受衝擊最大。對外資買賣超的影響在第1天為正向且受衝擊最大，第2天後多為負向影響。融資張數對其他六個變量之影響在第25天後會逐漸減弱。

表 6 融資張數的干擾對其他六變量之衝擊反應

天數	加權指數	成交量	融券張數	融資張數	外資買賣超	投信買賣超	自營買賣超
1	541.947	119.7235	172.6624	-129.4829	88.42958	869.3149	0.0000
2	397.0705	33.91663	-37.28259	-3.136053	-20.60019	229.5498	72.16665
3	-98.5779	12.8904	-3.472044	-16.54442	3.247102	137.8183	10.63349
24	-20.904	-4.30596	3.797809	-0.956621	-9.14589	9.002088	-5.547399
25	-22.83087	1.981473	-2.148593	-0.491951	-6.134249	6.501514	-8.766774

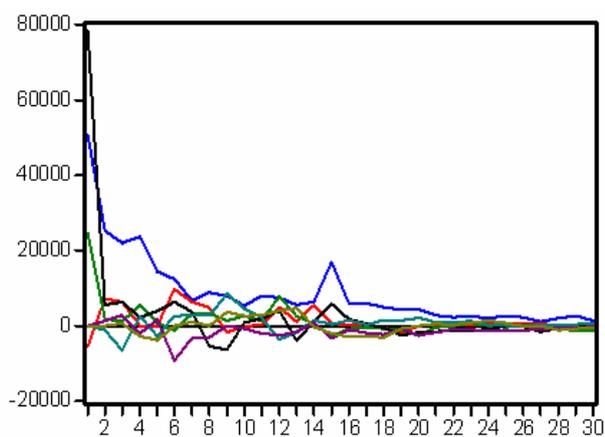


圖5 融資張數的干擾對其他六變量之衝擊反應

5、外資買賣超衝擊反應對模式的影響

由表7及圖6可知，外資買賣超對加權指數的影響在第10天前為正向，第1天受衝擊最大。對成交量的影響在第6天前為正向，第1天受衝擊最大。對融券張數的影響在第16天前多為正向，第17天後多為負向，第1天受衝擊最大。對融資張數的影響為負向。對自營買賣超的影響在第22天前多為正向，第3天受衝擊最大。外資買賣超對其他六個變量之影響在第20天後會逐漸減弱。

表 7 外資買賣超的干擾對其他六變量之衝擊反應

天數	加權指數	成交量	融券張數	融資張數	外資買賣超	投信買賣超	自營買賣超
1	1210.534	505.2277	470.9804	-1094.218	2987.764	0.0000	0.0000
2	1187.635	433.1987	165.1841	-481.7828	1166.875	118.9568	375.6027
3	692.1298	125.0713	235.0135	-412.2591	938.8607	-59.45832	391.2314
21	11.83009	-3.180304	-11.53154	-37.71186	28.6517	-88.77225	35.79397

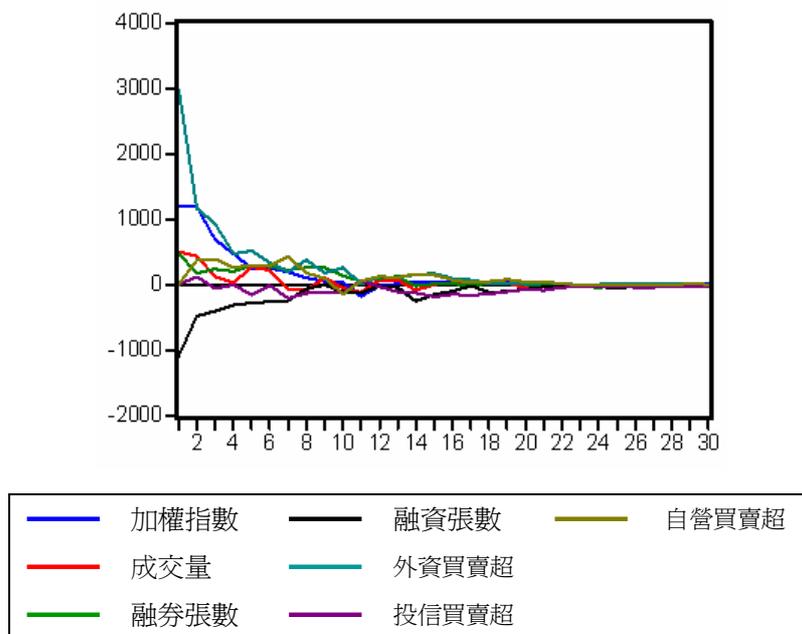


圖6 外資買賣超的干擾對其他六變量之衝擊反應

6、投信買賣超衝擊反應對模式的影響

由表8及圖7可知，投信買賣超對加權指數的影響為正向，第1天受衝擊最大。對成交量的影響為負正向交替，第2天受衝擊最大。對融券張數的影響在第14天前多為正向，第1天受衝擊最大。對融資張數的影響在第7天前為正向，第1天受衝擊最大。對外資買賣超的影響為正負向交替，第4天受衝擊最大。投信買賣超對其他六個變量之影響在第27天後逐漸減弱。

表 8 投信買賣超的干擾對其他六變量之衝擊反應

天數	加權指數	成交量	融券張數	融資張數	外資買賣超	投信買賣超	自營買賣超
1	50731.44	-5459.575	24595.23	78274.18	0.0000	0.0000	0.0000
2	25296.14	7097.928	1896.583	5527.117	-1152.043	1239.696	-62.84845
3	21904.19	6269.974	1045.046	6278.768	-6488.468	2708.945	538.2615
26	2205.822	551.3388	129.3517	-367.3817	-316.5873	-1246.709	-141.2043

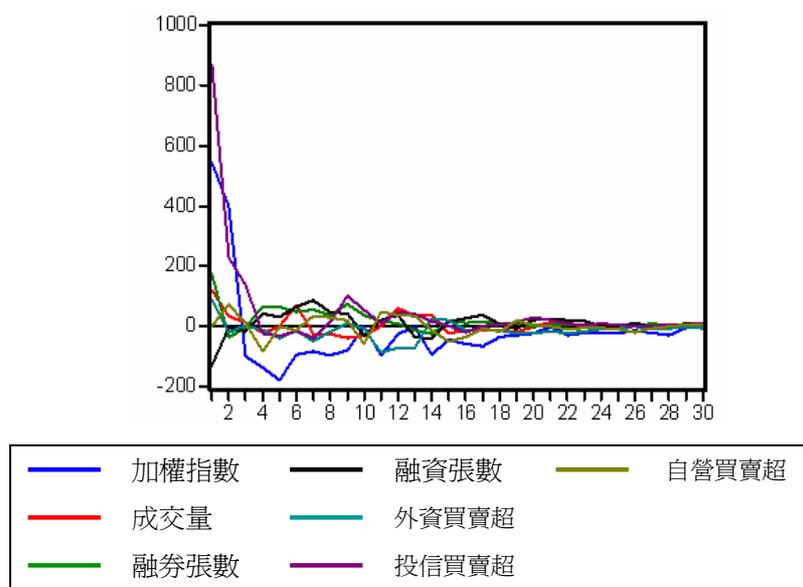


圖7 投信買賣超的干擾對其他六變量之衝擊反應

7、自營買賣超衝擊反應對模式的影響

由表9及圖8可知，自營買賣超對加權指數的影響在第2天前為正向，第1天受衝擊最大，但第3天後多為負向。對成交量的影響在第7天前為正向，第8天後為負正向交替。對融券張數的影響在第12天前為正向，第1天受衝擊最大。對外資買賣超的影響為正負向交替，第5天受衝擊最大。自營買賣超對其他六個變量之影響在第27天後會逐漸減弱。

表 9 自營買賣超的干擾對其他六變量之衝擊反應

天數	加權指數	成交量	融券張數	融資張數	外資買賣超	投信買賣超	自營買賣超
1	18379.78	4360.332	34810.32	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	3256.921	1722.077	3722.696	-2210.116	-240.8068	-126.6373	1442.26
3	-2669.469	1581.742	1650.464	-1764.737	227.6248	-13.68624	1131.599
26	-92.77829	67.3012	-70.41067	-19.59459	-216.8394	-103.0214	-449.6769

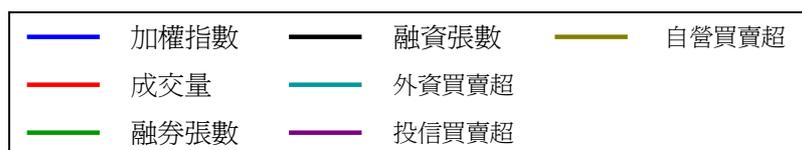
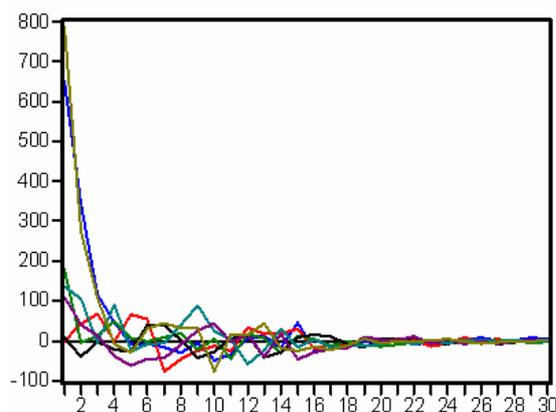


圖8 自營買賣超的干擾對其他六變量之衝擊反應

伍、結論與建議

股價走勢是投資人所關注的焦點，由過去的文獻得知，已有相當多的研究在探討股價與成交量的關聯性，也有部份論文將論點擴充至股價、成交量與信用交易三者的關係；最近也有部份論文研究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。參酌近年來法人進出的影響性，日益受到重視，故本文乃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，這亦是本文的貢獻之一。

本文利用向量自我迴歸模式（VAR）及Granger因果關係檢定等探討臺灣股價、成交量、融資融券與三大法人進出的互動關係。經由第肆節的分析，可歸納出以下結論：

一、由 Granger 因果關係檢定，顯示股價的變動領先成交量的變動，即價是量的先行指標，Jain and Joh (1988)，Lakonishok and Smidt (1989)，蕭幸金 (1993)，Hiemstra and Jons (1994)，徐合成 (1994)，劉永欽 (1996)，徐清俊、陳盈君 (2003)，姚蕙芸、梁志民 (2004) 等文獻的發現也支持此一論點。又股價的變動亦領先融資、融券的變動，即股價可以視為融資、融券的先行指標，錢友琪 (1993) 與張嘉宏 (1995) 的文獻也持相同看法。此外，成交量與融資、融券及法人買賣超具相互回饋關係。

二、由變異數分解分析中顯示，加權指數發生非預期的變動之變異時，除了自身的影響外，融券張數對其變異的解釋能力最高；成交量、融資、融券張數及三大法人買賣超發生非預期的變動之變異時，除了自身的影響外，加權指數對其變異的解釋能力最高。又七變數中以成交量變化的內生性最高，變化速度最快。

三、由 VAR 模型可知加權股價指數本身不易受其他變數影響，但是會影響其他變數。所以投資者可參考股價指數過去的走勢做為進出場的指標。

四、在本文的研究中，發現所有的變數均受加權指數及成交量的影響，可見股價及成交量的變化對投資者的後續進出是重要的影響指標。顯示價量關係密切，且彼此呈現正相關，Ying (1966)，Smirlock and Starks (1988)，葉銀華 (1991)，陳東明 (1991)，Lamoureux and Lastrapes (1991)，姚蕙芸、聶建中 (2003)，游英裕 (2004) 等文獻亦持相同看法。

五、在衝擊反應分析中，除了成交量是受自身前期的負面顯著影響外，其餘變數均受自身前期的正面顯著影響。另由 t 值觀之，外資買賣超小於融資張數、投信買賣超及自營買賣超，顯示外資買賣超比較不會受加權股價指數變動的影響而改變其既有策略。

六、由衝擊反應分析可知，當此七個變量分別發生自發性干擾時，其衝擊反應效果自第20天至第27天之後才會消失。

由以上六點結論得知，在政黨輪替後的股市結構中，股價指數在非經濟因素的市場指標中，受股價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，比較不容易受市場變化來改變操作策略。

本文係以向量自我迴歸模式（VAR）來探討臺灣股價、成交量、融資融券與法人進出之關聯性，建議後續研究者可利用多變量GARCH模型來探討它們之間的互動關係，俾對它們之間的關係更為了解。另外本研究所採用的變數並非具「同階」的共整合現象，故無法探討它們的長期關係，亦無法利用VECM來討論短期關係往長期均衡關係修正的速度，故亦建議後續研究者可將此七變數取自然對數後，來討論這些變數的成長率是否具長期關係。

參考文獻

1. 李秀雯 (1999), 股票市場波動性與總體經濟波動性及市場交易量之關係, 淡江大學財務金融學系碩士論文。
2. 李顯儀、吳幸姬 (2005), 「台灣股票市場中訊息的反應與傳遞效果之研究」, 輔仁管理評論, 第十二卷第三期, 71-94。
3. 姚蕙芸、聶建中 (2003), 「空頭走勢期間台灣股票市場成交量與股價之關聯性研究」, 臺北商技學報, 第四期, 2-25。
4. 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。
5. 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。
6. 徐清俊、陳盈君 (2003), 「報酬率與成交量之因果關係—台灣店頭市場實證研究」, 明志學報, 第三十五卷第一期, 41-47。
7. 陳東明 (1991), 台灣股票市場價量關係之實證研究, 台灣大學商學研究所碩士論文。
8. 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。
9. 許溪南、羅志賢 (1999), 「股票價格與成交量之關聯性—理論與實証回顧」, 証券金融季刊, 第62期, 89-111。
10. 游英裕 (2004), 股價與成交量因果關係之研究—台灣股市的實證, 義守大學管理科學研究所碩士論文。
11. 黃柏農 (1994), 「股價新聞效果之研究—VAR-VECM模型之運用」, 中國財務學刊, 57-73。
12. 黃嘉興、詹定宇、許月瑜 (1999), 「機構投資人日買賣超資訊傳遞行為之研究」, 臺灣銀行季刊, 第五十卷第二期, 28-55。

13. 黃旭輝、丁世儒（2005），「會計師簽證、法人持股與資訊不對稱對多頭市場股票報酬影響之研究」，輔仁管理評論，第十二卷第二期，99-126。
14. 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。
15. 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。
16. 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。
17. 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」，證券金融季刊，第64期，87-105。
18. 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。
19. 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。
20. 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。
21. 葉銀華（1991），「台灣股票市場成交量與股價關係之實證研究－轉換函數模式」，台北銀行月刊，第22卷第11期，57-70。
22. 劉永欽（1996），「台灣地區股票市場價量之線性與非線性Granger因果關係之研究」，證券市場發展，第8卷第4期，23-49。
23. 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。
24. 蕭幸金（1993），股價與成交量相依程度之探討－台灣股市實証分析，政治大學會計研究所碩士論文。
25. 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。

26. Admati, A. R. and P. Pfleiderer (1988), "A theory of intrados patterns volume and price variability", *Review of Financial Studies*, 1, 3-40.
27. Bushee, B. J., D. A. Matsumoto, and G. S. Miller (2003), "Open vs. closed conference call: the determinants and effects of broadening access to disclosure", *Journal of Accounting and Economics*, 25, 149-180.
28. Chris Brooks, (2002), "Introductory Econometrics for Finance", *Cambridge : Cambridge University Press*.
29. Engle, R. F., & C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
30. Feng, M. (2005), "Why do managers meet earnings forecasts in Equilibrium?", *Working Paper. University of Pittsburgh*.
31. Granger, C., (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 37, 422-438.
32. Hardouvelis, G. A., (1990), "Margin Requirements, Volatility and the Transitory Component of Stock Price", *The American Economic Review*, 80, 736-762.
33. Hardouvelis, G. A. and S. Peristiani, (1992), "Margin Requirements, Speculative Trading, and Stock Price Fluctuations: The Case of Japan", *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1333-1370.
34. Hiemstra, C. and J. D. Jones, (1994), "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price Volume Relation", *Journal of Finance*, 49, 1639-1664.
35. Jain, P. C. and G. Joh, (1988), "The Dependence between Hourly Price and Trading Volume", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23, 269-283.
36. Karu, A. and H. R. Stoll (1972), "Parallel trading by institutional investors.", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 7, 2107-2138.
37. Largay, J. A. and R. R. West, (1973), "Margin Changes and Stock Price

- Behavior” , *Journal of Political Economy* ,81 ,328-339.
- 38.Lakonishok, J. and S. Smidt, (1989) , “Past Price Changes and Current Trading Volume” , *The Journal of Portfolio Management* , 15, 18-24.
39. Lamoureux, C. and W., Lastraps (1991) , “Heteroskedasticity in stock return data : Volume versus GARCH effect” , *Journal of Finance* ,45,221-229.
- 40.Lakonishok, J., A. Shleifer and R. W. Vishny (1992) , “The Pact of Institutional Trading on Stock Price” , *Journal of Financial Economics* , 23-43.
- 41.Nelson, C., & C. Plosser (1982) , “Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications” , *Journal of Monetary Economics* 10,139-162.
42. Sims, C. A., (1980) , “Macroeconomics and Reality” , *Econometrica* ,48, 1-48.
43. Smirlock, M., & L. Starks(1988) , “An empirical analysis of the stock price volume relationship” , *Journal of Banking and Finance* ,12,31-41.
- 44.Sias, R. W. and L. T. Starks (1995) , “The day-of-the-week anomaly: the role of institutional investors” , *Financial Analysis Journal* ,56, 58-67.
- 45.Toda, H., & P. C. B. Phillips (1993) , “Vector autoregressions and causality” , *Econometrica* ,61, 1367-1393.
- 46.Ying, C. C.(1966), “Stock market prices and Volumes of sales” , *Econometrica* ,34, 676-685.
- 47.Yenshan Hsu (1996) , “Margin requirements and stock market volatility Another look at case of Taiwan” , *Pacific-Basin Finance Journal* ,4, 409-419.

A Study on the Relationship between Stock Index, the Turnover, Financing Stocks and the In/Out of Legal Persons in Taiwan Using the Vector Autoregression Model

Chin-Wen Ting³ Fuh-Min Zeing⁴

Abstract

This article using the Vector Autoregression Model (VAR) to study the relationship between Stock Index, the Turnover, Financing stocks and the In/Out of Legal Persons after the rotation of political parties in Taiwan, expecting to provide investors with useful reference for their proposals of investment strategies. For the study result this article concluded as followings:

1. By using the simple root examination, the time sequence of the four items which are stock index, the turnover, number of financing shares and financing pieces present non-stationary state; while the time sequence of the changes in the stock index, the turnover, number of financing shares and financing pieces present stationary state.
2. By the Granger causality relationship examination, we may know the changes of stock index precede the changes in the turnover and financing shares and financing pieces; while the turnover, financing shares and financing pieces, and the sales and purchases of the three measure legal persons have the mutual feedback relationship.
3. Obtaining by the variation number decomposition, if the stock index varied unexpected, except for the influence by itself, the number of financing pieces explains the changes the most; while the unexpected variation occurred in the turnover, financing shares and financing pieces and the sales/purchases of the three measure legal persons, besides the influence by themselves, the stock index explains the changes the most. Among these seven variations, the possibility of inner produced change of turnover is the highest.
4. For the foreign investments in legal persons, their in/out situations compared to the investment and trust institutes and self-owned businesses are unlikely be influenced by the stock index.

Key words : Stock Index, Turnover, Financing Shares and Financing Pieces, In/Out of Legal Persons, VAR

³ Associate Professor of Graduate Institute of Management Sciences, Nanhua University.

⁴ Graduate student of Graduate Institute of Management Sciences, Nanhua University.