

空頭走勢期間台股股價指數及相關因素之因果關係研究

CAUSALITY STUDY OF TAIWAN STOCK EXCHANGE INDEX AND OTHER RELATED FACTORS IN THE BEAR MARKET

姚蕙芸

國立臺北商業技術學院會計資訊系

梁志民

國立臺北商業技術學院財稅系

Hwey-Yun Yau

Department of Accounting and Information

National Taipei College of Business

Chih-Min Liang

Department of Public Finance and Tax Administration

National Taipei College of Business

摘 要

2000年台灣股市集中市場從年初至年終下跌了43.9%，是歷年來第二大跌幅；其間曾於上半年兩次攀上萬點，下半年卻呈現數波段連續性下跌走勢，最後竟跌至4千多點收場。本文運用完全修正向量自迴歸區塊因果關係檢定法，來分析大盤加權股價指數、期貨指數、成交量、台積電股價、及融資餘額五種變數之間的互動關係，以決定其因果先後順序，期望藉此研究對空頭市場有更進一步的了解。

關鍵字：區塊因果關係檢定、空頭股市、期貨指數、成交量、完全修正向量自迴歸

ABSTRACT

This paper, focusing on the bear market in the year 2000, Taiwan Stock Exchange Index dropped 43.9% in this year. This was the second highest drop rate since the stock market opened. In this year, stock market experienced dramatic fluctuations. The stock index reached 10,000 level two times in the first half of the year; however, it started to

drop periodically from July to December, and even fell below 4,000 level. This paper utilizes FM-VAR block causality test to analyze the interrelationships among 5 variables: the stock exchange index, stock price index futures, trading volume, buying on margin balance, and the stock price of the Taiwan Semiconductor so as to determine the causality among them. It is believed that the result of this study will be helpful to the better understanding of the bear market in Taiwan.

Key words: FM-VAR block causality test, bear market, stock price index futures, trading volume, fully modified VAR or FM-VAR

壹、緒論

本文旨在探討台灣股市“空頭市場”的因素與大盤指數及因果關係。根據過去整個股市的歷史經驗，大部分時候為空頭市場。而投資人常慨歎在股票市場當中，十個人有九個人賠錢，因往往在空頭市場來臨時仍無警覺。而本文之目的即為：在空頭走勢中，對於股價及其相關重要變數之間的因果關係能加以研究並分析，期能找出影響股價的主要因素以作為投資之參考。而本文特別選擇 2000 年期間作研究，由於無論從各方面來看，皆可解釋為明顯的空頭市場（見第二段）。

2000 年台灣股市集中市場從年初 8,448 點至年終 4,739 點合計下跌 43.9%，是歷年來第二大跌幅，總市值從年初 11.8 兆元台幣，萎縮至年底的 8.2 兆元以下。而根據證交所的統計，2000 年上半年，曾於二月攀上最高點的 10,202 點，當時日平均成交值曾高達 1,575 億元，是近五年來的最高紀錄；曾幾何時下半年股市行情逐漸下跌，日成

交值一度跌至 213 億，起伏差距之大恐怕以雲霄飛車來比喻這年的股市並不為過。

何以台股竟從二月的最高 10,202 點跌至年底的 4,739 點？政治、非經濟、美國 Nasdaq 股票重挫與對景氣的悲觀預期等基本面因素應是造成股市趨勢性連續下跌的主因；但在短線的波動中，到底哪些變數是領先或影響股價的主要因素，可能是投資大眾在股票操作時更感關切的議題。以下先從技術分析與台灣股票市場結構兩方面來討論相關變數的選擇問題；第二節回顧文獻中相關的實證研究方法與結果；第三節介紹本文所採用的實證研究方法；第四節為實證研究結果；第五節為結論與建議。

首先，在技術分析中成交量代表投資大眾的信心，一般說“有量才有價”，尤其台灣股市以散戶為主，散戶每日的成交金額佔總成交金額的百分之九十，因此在空頭市場當中更容易導致有“過度反應”的現象，所謂漲時看漲，跌時看跌，尤其下跌時更加助長跌勢，而不可收拾。因此成交量與股價之間應存在相當的關聯性，而此亦可由圖 1

中約略看出，但文獻研究中對於價量之間的領先、因果關係至今並無定論，因此有必要再作更審慎的研究。

除了成交量之外，本文選擇的第二個可能與股價相關的重要因素為台灣股價指數期貨。股價指數期貨（Stock Price Index Futures）是以股價指數為標的物，並採現金交割（Cash Settlement）方式的期貨契約。最早的股價指數期貨契約是1982年2月美國堪薩斯市發行的價值線綜合股價指數（Value Line Composite Index）的契約，其後美國主要的期貨交易所也陸續發行股價指數期貨契約。而台灣股價指數期貨於1998年7月21日才開始交易。在期貨指數推出之後，雖然國內的投資人尚未充分熟悉這項商品，但由於其影響力逐漸加強，法人機構也將使用這項商品來作避險或套利。因此在指數期貨開放之後，勢必影響國內的投資環境，也必然左右現貨指數。一般而言期貨與現貨價格通常是同方向變動的，亦即期貨與現貨價格是同漲同跌的，故期貨可視為現貨的先行指標，此亦可由圖2中看出。

期貨市場之投機與股票市場有下列不同點：(1)期貨市場之保證金成數通常為5%至10%之間，股票市場之付款成數一般均高達50%以上。前者只須繳付5%之保證金即可完成期貨交易合約，後者則至少需繳付50%自備款；(2)期貨交易因為交易成本低廉且採保證金交易，故能以小搏大。雖然相反的，若價格走勢不利，亦將蒙受較大虧損，然而外資及法人機構擁有龐大的資金及各種優勢，仍然勝算機率頗高。另外也可以利用購

買現貨（例如佔指數比重大的指數成份股）或反手賣出現貨的策略以達到拉抬指數或壓抑指數的效果。因此本文所選的第三個可能與大盤指數相關的重要因素為佔大盤權值比重最大的指標股—台積電股票，此由圖3亦可看出台積電走勢與大盤走勢的高度相關。

最後，從台灣股市的特殊結構來觀察，融資餘額亦可能與大盤指數具相當的關聯性（見圖4）。前已述及台灣的股市投資者幾乎皆為散戶（約佔90%），投資股市已成為「全民運動」。而融資使用者又多為一般散戶，因此看好行情時一窩風的搶進，即使「借錢」也要買到股票，於是這群螞蟻雄兵造成股市日成交量及融資餘額暴增（在2000年2月及4月達萬點時，融資餘額高達5千多億），但在形成“M”頭之後由於融資餘額水位不退，在以後連續下跌的過程當中，融資餘額便成為沉重的負擔。技術分析中所謂「水能載舟，亦能覆舟」，意即在多頭市場當中，融資餘額增加代表散戶的信心指標，亦是大盤成交量擴大及指數上漲的動力；然而在空頭市場中，融資餘額的居高不下，卻是導致後來演變成「多殺多」、指數持續重挫、最後許多人「股票斷頭」的元凶。但有關融資餘額對股價影響的實證研究在文獻上卻相當少，因此有必要在此作進一步的研究。

綜上所述，本文選擇台灣股市2000年空頭走勢期間之加權股價指數、交易量、台積電股價、股價期貨指數與融資餘額此五個變數來研究其間的因果關係，而研究方法突破兩變數之方式，改採較嚴謹的多變量方法，此在第三節會

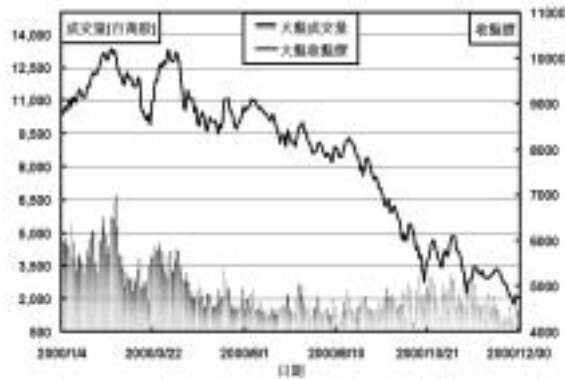


圖 1 大盤指數及成交量

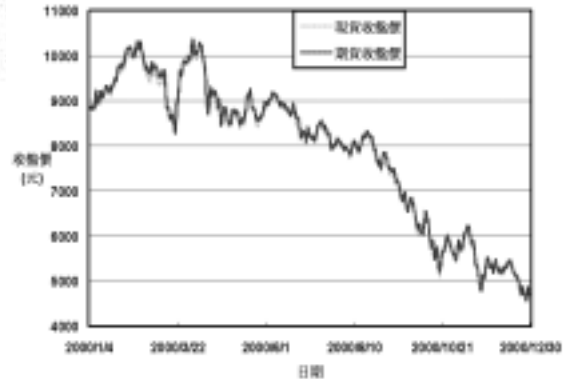


圖 2 大盤指數（現貨）與期貨指數

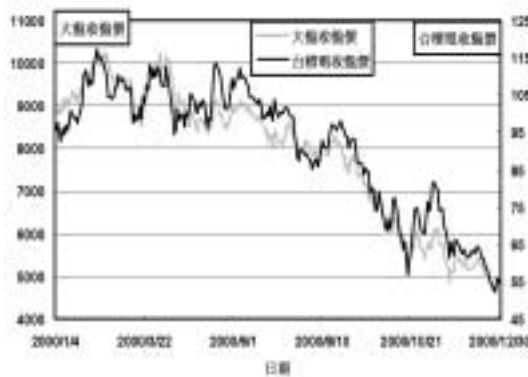


圖 3 台積電股票與大盤指數走勢

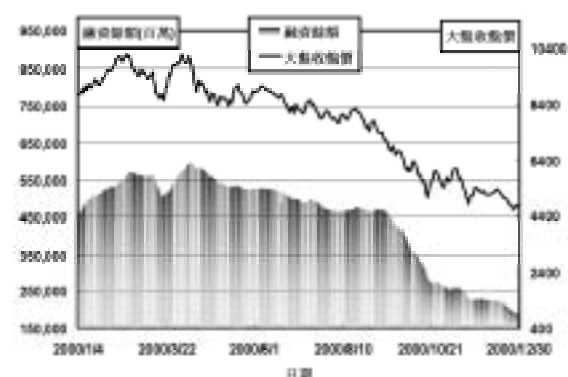


圖 4 融資餘額與大盤指數

有進一步的介紹。

貳、實證文獻回顧

在文獻當中討論最多者為價量關係，最早從 Osborne (1959) 提出股市價量存在著某種關係開始，Ying (1966) 運用了一系列的卡方檢定、變異數分析以及交叉光譜分析 (Cross-spectral

analysis) 等方法分析了長達六年的每日價量資料。價格是以調整股利發放後的 S&P 500 指數為衡量標準，成交量則是在紐約證券交易所 (NYSE) 有顯著交易的部份為準，研究結果發現：(1) 大成交量通常伴隨價格的上漲；(2) 價格上漲之後，亦常會有大的成交量。Crouch 在 1970 年的兩篇研究則發現，無論就市場整體或個別股票而言，每日價格變化的絕對值與每日成交量都成正相關。Rogalski (1978) 選取十種股票與認股權證為樣本，研究期間自 1968 至 1973 年，採用

月資料，以 Granger 因果關係模式為工具，研究結果亦發現股價與成交量只有同時性關係，並無遞延因果關係之存在。

Karpoff (1987) 根據各學者實證結果歸納出下列幾點：(1)無論從股票市場或期貨市場來看，成交量均與價格變動絕對值成正相關。(2)絕大多數實證支持成交量與整體市場及個別股票價格變動絕對值呈正相關，但相關程度並不十分一致。(3)許多統計結果雖顯示股價與成交量存在某種程度的相關性但相關程度不盡相同，甚至於有研究結果並不呈現正相關的關係。

其實不論是經濟領域或是財務學界對於經濟現象的研究，除了著重在探討變數間相互的關係外，更想進一步找到變數間的因果關係，藉以預測經濟環境的變化，價量關係的研究自然也不例外，因而衍生出價比量先行抑或量領先價兩種不同的看法。Jain and Joh (1988) 以 Granger-Sims 因果關係模式為工具，研究期間自 1979 年到 1983 年，從每小時的價量關係中發現，成交量與股價變動呈正相關，且價是量的先行指標。Smirlock and Starks (1988) 探討日成交量與股價的因果關係，研究對象為紐約證交所 (NYSE) 之股票，以 1981 年 7 月到 8 月間的 300 家上市公司為樣本，利用 Granger 因果關係模式為工具，結果發現在所有單一股票當中，約有總數 40% 股價變動之絕對值與成交量呈因果關係，而其中又以成交量領先價格變動絕對值佔多數。Lakonishok and Smidt (1989) 研究股票市場的價量關係，發現當新訊息產生時，股價的反應相較於成交量快，亦即價領先量。近十年來，

學者多嘗試使用較新發展的時間序列方法，進行價量互動之研究，例如：Lamoureux and Lastrapes (1991) 考慮成交量，運用 GARCH 模型，分析個別股票報酬的波動性研究，發現成交量為股票報酬的重要因子，成交量重要性因而益受肯定。國內研究中，陳東明 (1991) 以國內 75 年 1 月初到 79 年 9 月底，60 種股票的日資料和月資料進行實證研究。時間數列模型實證結果顯示股價變化率（即報酬率）與成交量之間成正相關，並認為量影響價。葉銀華 (1991) 運用時間數列分析的轉換函數模式 (Transfer function model) 來驗證股票價格與成交量之因果關係，以民國 79 年 9 月初至 80 年 2 月底發行量加權股價指數與成交量的週資料與日資料進行實證研究。結果發現股價與成交量兩者成正相關，而利用轉換函數模式，成交量領先股價變動兩週，因此「量是價的先行指標」亦獲得驗證。而徐合成 (1994) 發現價影響量；劉永欽 (1996) 則發現短期價是量的先行指標，而長期價量存在雙向因果關係。

有關於期貨與現貨關係的理論研究部份，Danthine and Anderson (1981) 提出期貨、現貨兩方下賭注以防損失或促進利益極大化之避險理論，其先前亦提出導入期貨契約將減少現貨價格波動性 (volatility) 的理論，由於低交易成本與高槓桿作用，使得投資人一旦察覺價格有異常時，可投入期貨操作，從而減少現貨價格的波動。Stein (1983) 提出衍生性商品（例如指數期貨）提供了更多投機與避險的管道，此有助於分散風險及穩定現貨價格，但由於其槓桿作用，使得投資人行動一致時或投資人行為不

依常理時對價格產生的影響更大，因而亦有負面的影響。Grossman (1988) 亦認為由於投資者在現貨及期貨兩個市場活動，因而加強現貨流動性及市場深度，而擴大整體市場的流動性。

在實証研究部分研究指數期貨上市與股市波動關聯性者亦不少。例 Edwards (1988a) 提出對 S&P 500 與 Value Line 指數上市前後 (1973-1986)，採用 F 檢定的研究方法，結果發現期貨上市前後期間，股價指數的波動性並不顯著，但期貨契約到期日對於股市確實造成短期波動性影響。但同樣 Edwards (1988b) 亦對 S&P 500、Value Line 指數、美國國庫券、及歐元 90 天定期存款 (研究期間為 1973-1987)，以因果分析法及 F 檢定作分析，結果發現長期下，金融期貨的交易並未造成股市過度的波動影響，但期貨契約到期日對現貨市場會有波動性影響。Damodaran and Lim (1991) 的研究中考慮兩種投資組合：一組屬於 S&P 500 指數中的公司 (指數組)，另一組則不在 S&P 500 指數中的公司 (非指數組)，以 1982 年 4 月 22 日 (即 S&P 500 開始期貨交易的日期) 前五年與後五年，分為兩個時期，計算兩種投資組合的股票日報酬率的平均值與變異數。實証結果發現：(1) 在平均報酬方面，指數組及非指數組在股價指數期貨上市之後均顯著提高，且指數組上升之幅度較大。而兩組平均報酬在股價指數期貨上市之前並無差異，上市之後則差異變成顯著。(2) 在變異數方面，指數組在股價指數期貨上市後變異數增大，非指數組之變異數則顯著降低，且兩組間變異數之差異顯著，但指數組之變異數值小於

非指數組。Damodaran 因此認為股價指數期貨之上市會增加股價的波動性。

Bessembinder and Seguin (1992) 則提出股票現貨市場成交量與波動性的關係式，並研究期貨交易上市後對兩者關係的衝擊，其發現期貨交易可增加現貨市場的深度及流動性，此結果與 Grossman (1988) 所得到的結論一致，同時作者發現當期貨市場的交易量與未平倉合約數變大時，現貨市場之深度亦為之擴大。Lee and Ohk (1992) 針對澳洲、香港、日本、英國、美國之指數期貨日資料為研究對象，其結果發現澳洲股市之股價波動性無顯著差異；香港短期 (前後 100 天) 股價波動性下降，長期 (前後 500 天) 則顯著上升；日本在短、中、長期波動性都上升；英國則在短、中期波動性上升；而美國僅在中期上升。

國內學者從事期貨交易研究者有李又剛與蘇逸平 (1999) 針對紐約證券交易所 (NYSE) 的 S&P 500 股價指數現貨與芝加哥商品交易所的 S&P 500 股價指數期貨，研究兩者之間的關聯性，研究期間為 1987 年初至 1992 年底，由兩者的走勢圖判斷驗證得知兩者具有高度相關性，並從 FPE 值極小檢驗法檢驗兩者之間的因果關係，得知兩者存在互相影響的因果關係。因此得出結論為投資人若先行參考股價指數期貨的走勢，將可掌握股價指數現貨的走勢。游兆源 (1999) 研究台股指數期貨上市後對於股市的平均報酬率並沒有顯著的影響，但對於股價報酬率的平均波動值 (變異數) 則有些微程度的增加。陳玉彬 (1999)

亦以剛上市的台灣股價指數期貨和現貨市場中的加權股價指數及成交量作為研究樣本，作簡單迴歸分析，而實證結果為：(1)檢視大盤的報酬率、週轉率在期貨指數上市後其波動有增加現象；(2)雖然當期的指數期貨報酬率和大盤的報酬率及周轉率相關性並不顯著，但前一期的期指報酬率和大盤報酬率、周轉率有顯著相關。由於我國本土指數期貨上市距離現在僅很短的時間，相關文獻並不多，而以往研究也較少論及指數期貨對於現貨市場成交量的影響，因而引發我們研究的興趣。

由於指數期貨的上市，使得外資券商不斷大買台積電、聯電等指數成分股，造成指數成分股之走勢對大盤指數具有舉足輕重之影響力（由圖 3 即可看出），故本文亦將研究指標股（以台積電為例）與大盤指數之關係。在股市技術分析中，咸認為價量關係密切。因此從事股票投資者常根據過去的經驗，分析股市價與量變動之規則，所得的結論即價量經驗法則。股市常言，量先價而行，即成交量增加，股價即可能再上升，成交量無法創新高，股價也難創新高，因此如果市場股價與成交量同時上升，叫做價量配合，即判斷後市看好。相反的如股價上升，成交量縮小，叫做價量背離，判斷後市看壞。通常成交量較低的股票較容易受人為的操縱，即所謂「小型股」，較容易「作價」，有時候很低的成交量亦能推升上漲，甚至與大盤指數背道而馳。本文選取佔總交易量的比重較大的台積電股票當較符合價量關係法則，所得出之結果當較可靠。

至於我國股市大部份以散戶為主，

而融資使用率又以散戶居多，是我國與世界其他各國最大不同之處，而且相關文獻亦很少述及融資餘額與大盤之關聯性，因此本文特考慮此一因素加以探討。

從上述各種實證研究中我們發現有兩個值得注意的問題：一、有關因果關係檢定的實證中，大多數文獻直接採兩變量方法來檢定。但眾所周知的，欲檢定某兩變數之間的因果關係時，若忽略遺漏了重要的前因變數，則檢定結果易遭扭曲而得到不甚可靠的推論；二、在採用時間序列之資料的研究中，大多數文獻皆忽略或錯誤的處理有關非恆定性（non-stationarity）對研究方法（包括估計與檢定）所造成的影響。為改進上述兩大缺點，本文採用晚近所發展出的完全修正向量自迴歸區塊因果關係檢定（FM-VAR block causality test）方法來進行實證研究。此法可在 VAR 模型設定中同時對多變量體系作系統的因果關係之排序，同時又考慮修正非恆定性對估計與檢定的不利影響，故所得到的結果當較可靠。下節即簡單介紹此一研究方法。

參、研究方法—FM-VAR 區塊因果關係檢定

自從 Sims（1980）提出以較無先驗限制的向量自迴歸（VAR）模型來研究動態聯立的總體經濟關係之後 VAR 方法已被廣泛的用來檢定經濟數列之間的因果關係。在眾多的檢定方法中，國內學者汪義育（1985）、蔡麗茹（1988）在 VAR 模型中發展出“系統性的區塊排除”檢

定方法，此方法在體系為恆定（stationary）或趨勢恆定（trend stationary）的設定下，可以得到較具客觀、系統及完整的因果關係推論。據此，此方法在多頭及空頭市場當中，應皆能適用。但在緒論中已提及本文以研究“空頭市場”為主要目的，故多頭市場的研究並不在此篇的研究範圍，但將是後續研究的重要課題。

自從 Nelson and Plosser (1982) 發現經濟數列大多具有單根 (unit root) 與 Engle and Granger (1987) 發現非恆定變數之間可能存在共積 (co-integration) 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 (non-stationary) 性質，進而發展出多種的單根及共積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。其中有關變數非恆定性對 VAR 及因果關係推論之檢討方面，首先，Sims, Stock and Watson (1990) 的研究中曾以三變數 VAR 模型為例，指出在傳統估計方法下，因果關係檢定的統計分配會受變數趨勢設定的不同（隨機或確定）以及變數之間是否有共積關係所影響，不同的個案適用不同的分配，且這些分配大多為非標準分配並受擾攘參數所影響，因此在實證應用上相當困難與不便。隨後，Toda and Phillips (1993) 建議以向量誤差修正模型 (vector error correction model; VECM) 來作 Wald 統計量的因果關係檢定，但此方法必須先執行單根與共積等事前檢定，以便得到體系中存在多少隨機趨勢此必要的訊息。但眾所周知的，這些事前檢定的檢定力並不是很高，所以以這種推論不是很強的事前檢定之結

果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。再者，在此方法下所估計出來的係數和檢定統計量的分配仍受到擾攘參數所影響，其在實證應用上仍有相當不便之處，尤其當體系變數較多時幾乎無法作推論。

再者，採 VECM 方法勢必要作共積檢定，但共積關係的經濟意義為變數之間的長期穩定關係，此與本文只選取一年的短期資料在直覺上頗不一致。因此本文採用 Phillips (1995) 所發展出的完全修正向量自迴歸 (fully modified VAR or FM-VAR) 方法來作實證研究，此方法乃在水準值 VAR 的設定下，運用 Phillips and Hansen (1990) 的完全修正最小平方法 (FM-OLS) 概念，直接對 VAR 模型作係數估計。其最大的優點乃估計之前可以不必先知道變數中何者為 $I(0)$ 何者為 $I(1)$ ，也不必先知道體系中有多少個共積向量，故不必作共積等事前檢定，且其係數估計會以 \sqrt{T} 的速度收斂到常態分配，因此可以很方便的利用 Wald 或概似 (likelihood ratio; LR) 統計量來作係數的假設檢定。

本文研究方法即結合 Phillips (1995) 與汪義育 (1985) 的 FM-VAR 系統性區塊排除方法，來探討股市中重要變數之間的因果關係。以下先簡單說明完全修正向量自迴歸模型的概念和方法，並簡要討論在 FM-VAR 估計下系統性區塊排除因果關係檢定的操作，較詳細的說明請參閱梁志民與汪義育 (1995)。

一、基本模型假設

假設 n 維時間數列 y_t 可以描述成

VAR(p)模型如下：

$$\begin{aligned} y_t &= \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \Pi k_t + \varepsilon_t \\ &= \Phi(L)y_{t-1} + \Pi k_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\Phi(L) = \sum_{i=1}^p \Phi_i L^{i-1}$$

其中 Φ_i 為 $(n \times n)$ 係數矩陣， L 為退移運算子， k_t 為確定多項式時間趨勢項（可包含季節或結構虛擬變數）， Π 為確定項的係數矩陣， ε_t 為模型誤差項。我們可以將(1)式轉換成類似誤差修正模型的表現式如下：

$$\begin{aligned} y_t &= \Psi_1 \Delta y_{t1} + \Psi_2 \Delta y_{t2} + \dots + \Psi_{p-1} \Delta y_{t(p-1)} + \rho y_{t1} + \Pi k_t \\ &\quad + \varepsilon_t \\ &= \Psi(L) \Delta y_{t1} + \rho y_{t1} + \Pi k_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \rho &= \Phi_1 + \Phi_2 + \dots + \Phi_p \\ \Psi_s &= -[\Phi_{s+1} + \Phi_{s+2} + \dots + \Phi_p], \\ s &= 1, 2, \dots, p-1 \end{aligned}$$

由於此一般迴歸模型估計與先對數列去除趨勢項後再估計相當，所以為使符號簡化，下列討論先假設無確定項存在。首先假設模型的誤差項和係數矩陣滿足下列條件：

假設 A：

1. $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \Sigma_\varepsilon)$ 且存在 4 階動差。
2. $\det(I_n - \Phi(L)) = 0$ 的根落在單位圓之上或之外。
3. $\rho = I_n + \alpha \beta'$ ，其中 α 和 β 皆為滿秩（full column rank）的 $(n \times r)$ 矩陣， $0 \leq r \leq n$ 。（若 $r=0$ 則 $\rho = I_n$ ， y_t 為純單根時間數列；若 $r=n$ ，則 y_t 為 $I(0)$ 數列）。

4. 存在 $n \times (n-r)$ 矩陣 α_\perp 和 β_\perp ，且 $\alpha_\perp' \alpha_\perp = 0 = \beta_\perp' \beta_\perp$ ，使得 $\alpha_\perp' (\Psi(1) - I_n) \beta_\perp$ 為非奇異矩陣。

在假設 A 下， y_t 有 r 個共積向量 $(n-r)$ 個單根，且條件 4 保證 Granger representation theorem 成立（Johansen (1991)），所以 Δy_t 和 $\beta' y_t$ 為恆定的，而 y_t 為 $I(1)$ 過程 $(r < n)$ 。如此在(2)式模型中，被解釋變數 y_t 和非恆定解釋變數 y_{t-1} 之間具有共積關係，且非恆定解釋變數 y_{t-1} 本身之間也具有共積關係。

二、完全修正 VAR 估計方法

為便於說明估計方法，(2)式可簡化改寫為：

$$y_t = J z_t + \rho y_{t1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$= F X_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$J = [\Psi_1, \Psi_2, \dots, \Psi_{p-1}]_{n \times n(p-1)}$$

$$z_t = [\Delta y'_{t1}, \Delta y'_{t2}, \dots, \Delta y'_{t(p-1)}]_{n(p-1) \times 1}$$

$$F = [J, \rho]_{n \times np}$$

$$X_t = [z'_t, y'_{t1} - I]_{np \times 1}$$

針對上述模型，若以傳統 OLS 方法來估計係數矩陣可得 $\hat{F} = Y'X(X'X)^{-1}$ ，但 $T(\hat{A} - A)$ 的漸進分配會受到擾攘參數（nuisance parameters）所影響，不再是傳統的常態分配，因此無法被直接利用來作假設檢定。造成此種干擾的來源有兩方面：其一是部份解釋變數為累積前期誤差項之 $I(1)$ 數列，而此解釋變數誤差項又與模型誤差項間具有序列相關，由於此種序列相關使得 \hat{F} 的估計為偏誤的（雖然其為一致性估計），因此其漸進分配有錯置（mislocated）的現象發生，此

即所謂的序列相關偏誤 (serial correlation bias)；其二是因解釋變數 x_t 也因其具 I(1)性質且與 y_t 之間存在長期的共積關係，所以其與模型誤差項之間存有長期相關性使得體系之長期共變異矩陣不具有區塊對角的形式，此種非獨立性使得 \hat{F} 的漸進分配有錯置和不對稱性 (skewness) 而使其成為非標準分配，此種影響即稱為所謂的內生性偏誤 (endogenous bias)。

所謂的完全修正估計法乃針對 OLS 估計式以無母數的方式分別對序列相關偏誤與內生性偏誤加以校正，方法如下：一、由於內生性偏誤乃是因模型誤差項與解釋變數誤差項存有長期關係而產生，因此若先以模型誤差項對解釋變數誤差項作投影，然後在 OLS 估計式的等號兩邊都減去上述的投影值，如此等號右邊所得到的投影殘差與解釋變數誤差項就不存在長期相關，所以內生性偏誤便可消除，故所謂的內生性修正即是等號左邊的部分，亦即對原始被解釋變數以上述的投影值先作修正然後再迴歸；二、經由上述內生性修正之後，雖然投影殘差與解釋變數誤差項之間已經沒有長期關係但其間仍然存在序列相關，所以序列相關修正乃直接在上一步之迴歸估計式中減掉投影殘差與解釋變數誤差項之間的半長期共變異矩陣的核估計；由於模型設定為 VAR，因此在調整過程中可依下列不同解釋變數的性質而作不同的修正：(1)解釋變數 z_t 中各元素均為恆定的 I(0)變數，其與模型誤差項 ε_t 之間的長期相關等於零，所以 J 的估計不需作內生性修正；(2)在假設 A 中 ε_t 為 i.i.d. 的要求下，解釋變數 z_t 中各元素與模型誤差項 ε_t 之間的序列相關等於零，

所以 J 的估計不需作序列相關修正。(3)解釋變數 y_{t-1} 為 I(1)數列，其與模型誤差項間有長期相關，所以 ρ 的估計必須作內生性修正。另外，雖然在模型假設 A 下 y_{t-1} 取差分後與模型誤差項 ε_t 無序列相關，但因內生性修正轉換後之誤差項與 Δy_{t-1} 產生序列相關因此須作修正。其實此項修正僅在回復原 Δy_{t-1} 與 ε_t 無序列相關之性質，並非真正作序列相關修正。

綜合上述可得出係數矩陣的 FM-VAR 估計式 \hat{F}^+ 如下：(Phillips, 1995)

$$\begin{aligned}\hat{F}^+ &= [\hat{J}^+; \hat{\rho}^+] \\ &= [Y'Z: Y^+ Y_{-1}' - T \hat{\Delta}_{\varepsilon \Delta y}^+][X'X]^{-1} \quad (5) \\ &= [Y'Z: Y^+ Y_{-1}' - \hat{\Omega}_{\varepsilon \Delta y} \hat{\Omega}_{\Delta y \Delta y}^{-1} \\ &\quad (\Delta Y_{-1}' Y_{-1} - T \hat{\Delta}_{\Delta y \Delta y})][X'X]^{-1} \quad (6)\end{aligned}$$

在此：

$$\begin{aligned}y_t^+ &= y_t - \hat{\Omega}_{\varepsilon \Delta y} \hat{\Omega}_{\Delta y \Delta y}^{-1} \Delta y_{t-1} \\ \hat{\Delta}_{\varepsilon \Delta y}^+ &= - \hat{\Omega}_{\varepsilon \Delta y} \hat{\Omega}_{\Delta y \Delta y}^{-1} \hat{\Delta}_{\Delta y \Delta y}\end{aligned}$$

其中 $\hat{\Omega}_{\varepsilon \Delta y}$ 、 $\hat{\Omega}_{\Delta y \Delta y}$ 和 $\hat{\Delta}_{\Delta y \Delta y}$ 分別為 $(\varepsilon_t, \Delta y_{t-1})$ 和 $(\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-1})$ 的長期和半長期共變異矩陣 $\Omega_{\varepsilon \Delta y}$ 、 $\Omega_{\Delta y \Delta y}$ 和 $\Delta_{\Delta y \Delta y}$ 的核估計。

此 FM-VAR 估計式的漸進分配其 I(0)部分會以 \sqrt{T} 的速度收斂到常態分配，其 I(1)部分則以 T 的速度收斂到混常態分配。由於 I(1)部分的收斂速度較快，所以 \hat{F}^+ 整個的漸進分配以 \sqrt{T} 的速度收斂到常態分配，而其漸進逼近的分配如下：

$$\sqrt{T} (\hat{F}^+ - F) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\varepsilon\varepsilon} \otimes T(\mathbf{X}\mathbf{X})^{-1}) \quad (7)$$

其中 $\Sigma_{\varepsilon\varepsilon}$ 為模型之 OLS 迴歸殘差的共變數異矩陣。因此以 Wald 或 LR 統計

量來作係數排除性檢定時，可以很方便的利用 χ^2 或混 χ^2 來作推論。最後，在估計方面有兩點補充：

第一、關於解釋變數殘差與模型殘差之間的長期共變異矩陣的核估計方面，雖然在漸進理論上必須對取樣擴展率作限制，而此限制排除了 Andrews (1991) 的所謂 optimal kernel 所要求的取樣擴展率，但由於在小樣本下即使滿足上述的限制仍然無法明確知道實際該用多少取樣長度 (bandwidth length)，因此本文的核估計仍採 Andrews 的概念並實際以 Parzen kernel 和 plug-in 的方法讓資料來決定其取樣長度。

第二、當模型加入確定項時，估計長期共變異矩陣時必須先對變數以 OLS 的方法來去除其確定項的成再作估計。另外，確定項與模型誤差項之間不具長期和序列相關，所以其係數的估計不需作內生性和序列相關修正。

三、系統性區塊排除因果關係檢定

所謂系統性區塊排除因果關係檢定，即在 VAR 模型的設定下運用一連串的內生性和外生性檢定，以模型選擇 (model selection) 的角度對體系中的數列排出其因果順序。具體說明如下：

將 n 維時間數列 y_t 區分為 y_{1t} 和 y_{2t} 兩群，其分別為 n_1 與 $n-n_1$ 維，而(1)式的

VAR(p)模型可對應分割表式如下：(簡化假設 $\Pi k_t = 0$)

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

檢定 $\Phi_{21}(L) = 0$ 即檢定整群 y_{1t} 變數非為整群 y_{2t} 變數之前因，此相當於檢定 y_{1t} 為相對較內生 (受其它變數影響而不影響其他變數)，而 y_{2t} 為相對較外生 (只受本身前期值所影響而不受其他變數所影響)。相反地，檢定 $\Phi_{12}(L) = 0$ 即檢定整群 y_{2t} 變數非為整群 y_{1t} 變數之前因，此相當於檢定 y_{1t} 為相對較外生而 y_{2t} 為相對較內生。而檢定方法在 FM-VAR 架構下乃將模型轉換成(4)式的表現式，並以(6)式的 FM-VAR 估計式分別對無限制模型和受限制模型來估計，再以如下的概似比檢定即可：

$$LR^+ = (T - c) |\ln \det(\hat{\Sigma}_r^+) - \ln \det(\hat{\Sigma}_u^+)|$$

其中 $\hat{\Sigma}_r^+$ 和 $\hat{\Sigma}_u^+$ 分別為限制模型和無限制模型的殘差共變異矩陣， c 為無限制方程式的解釋變數數目。

然而要注意的是，由於受限制模型中不同方程式的解釋變數不同，所以其形成一般的 SURE 體系，故逐條的 FM 方法的估計已不具效率性，在此採用汪義育 (1985) 的建議，即限制模型中的相對無限制方程式中加入受限制方程式之應變數當期值作為額外解釋變數，如此可以吸收不同方程式殘差項之間的當期相關，使得逐條的 FM 估計方式可以達到最有效率的估計。

如果檢定結果發現 y_{1t} 單向影響

y_{2t} ，則表示整群 y_{1t} 變數為 y_{2t} 變數群之前因。此外，此種變數群間之因果關係檢定可進一步作更細區塊之因果關係檢定，亦即將 y_{1t} 區分為 y_{11t} 與 y_{12t} 兩小群，進一步作 y_{1t} 群內之區塊檢定。此種作法類似於對係數矩陣 $\Phi(L)$ 作區塊三角形結構 (block triangular structure) 之檢定。最重要的是此種檢定方法所得之因果關係，具有遞移性質。例如，倘若 y_{11t} 單向影響 y_{12t} 而 y_{1t} 單向影響 y_{2t} ，則可推論 y_{11t} 可能透過 y_{12t} 或直接 y_{2t} 影響變數群。

另外，此種區塊因果關係檢定方式雖有邏輯上及統計上之可靠合理性，但實際作檢定研究時，每因變數數目太多而略有困難。以十變數 VAR 模型為例，只作兩區塊因果關係檢定即有 $(2^{10}-1)$ 種組點，兩區塊後再細分其中一區塊則有 $(2^{n_1}-1)$ 或 $(2^{n_2}-1)$ 種可能組合。由此類推，最大可能之區塊結構計有 $(2^{10}-1) \times (2^9-1) \times (2^8-1) \times \dots \times (2^2-1)$ 種。因此實證研究時可以藉助於若干可靠之理論，先作較粗略區塊檢定後，再作系統性細部區塊檢定。最後，由於 VAR 模型解釋變數數目相對較多，而且解釋變數間均存在相當程度之共線性，因此，所有檢定宜視為比較不同假說之相對妥適性，而不宜視為傳統理論假說檢定，也因此特別需要強調系統性檢定來比較模型之相對可靠性。

肆、實證研究

本文實證部分的主要目的乃在嘗試以前文所介紹的結合 Phillips (1995) 之

FM-VAR 方法與汪義育 (1985) 之系統性區塊排除因果關係檢定方法，來研究台灣股市 2000 年空頭走勢期間之加權股價指數 (或稱現貨指數) (PI)、成交量 (TV)、台積電股價 (TP)、股價期貨指數 (簡稱期貨指數) (FI) 與融資餘額 (FB) 此五個數列之間的因果關係，以作為後續研究的參考。研究期間為 2000 年年初到年底之日資料共 271 筆，資料來源為台灣經濟新報資料庫，實證中所有程式均以 RATS 4.30 來撰寫與執行。所有變數皆先取自然對數，樣本敘述統計列於表 1。

首先須決定 VAR 模型設定的落後階次，此可直接採傳統水準值 VAR 設定並以概似比來做適當的選擇。具體而言，先選擇一較大的階次作為無限制模型，再依次以較低的階次作為限制模型，分別估計並計算其概似比，結果列於表 2。

表 2 為落後期長度的檢定結果，顯著水準值愈高表示限制模型被接受的機率愈大。上半部均以 8 階作為未限制模型，依次以 7、6、...、1 為限制模型，隨著落後階次的降低若顯著水準突然下降很多，則表示被額外排除掉的落後階次為重要的，所以其應進入模型中作為解釋變數。由表中可以看到，當落後階次由 4 階降到 3 階與由 3 階降到 2 階時其顯著水準值突然下降很多，故 4 階與 3 階都為可能的設定，此時可對照表中下半部虛無假設為 3 階而對立假設為 4 階的檢定，從表中顯著水準值可推論 4 階的落後期次應為合理的選擇。

確定了落後階次後，接著以 5 變數 VAR(4) 為無限制模型來作系統性區塊排除因果關係檢定，此即是對係數矩陣作

表 1 資料之敘述統

變數名稱	樣本數	平均值	標準差	最小值	最大值
PI	271	8.9445716774	0.2230315099	8.4369869704	9.2303586623
TV	271	7.6775438770	0.4460996550	6.3385940782	8.8119501775
TP	271	4.4931238597	0.2051714064	3.9573787071	4.7660127111
FI	271	8.9498871657	0.2248974220	8.4261737930	9.2449350167
FB	271	12.9645286336	0.3288430855	12.1522551153	13.2974656041

表 2 落後階次選擇之概似比檢定

虛無假設	對立假設	概似比	顯著水準
7	8	22.304	0.61814
6	8	47.677	0.56711
5	8	69.621	0.65371
4	8	109.001	0.25298
3	8	146.086	0.09563
2	8	235.931	0.00001
1	8	291.286	0.00000
7	8	22.304	0.61814
6	7	25.813	0.41761
5	6	22.715	0.59420
4	5	42.242	0.01693
3	4	40.276	0.02732
2	3	102.774	0.00000
1	2	66.262	0.00001

區塊三角形的檢定。具體而言，檢定某變數為其它變數之前因而非後果，相當於檢定此群變數方程式中排除另一群變數之前期值作為其解釋變數。倘某群變數為其它變數之單向前因關係，則此群變數即為其它變數之外生變數。檢定方式如前文所述，即分別以完全修正最小平方方法來逐條估計無限制模型和限制模型，然後作概似比計算。在此，我們系統性地逐步對所有的區塊都作檢定，且都是以相同的 VAR(4)無限制模型作為對

立假設，所以檢定宜視為比較不同假設的相對妥適性，亦即相當於以類似 AIC 的模型選擇 (Model Selection) 角度來挑選適當的區塊，而不宜視為傳統的假設檢定。茲將全部系統性區塊排除因果關係檢定的結果報告在表 3 到表 5 中。

表 3 上半部乃為將五個變數區分成某個變數單獨為一區塊而其它四個變數為另一區塊的 5 種組合之相對內生與相對外生的檢定結果；下半部乃兩個變數

表 3 區塊因果關係檢定(1)

受限制模式	概似比	顯著水準
在其它 4 方程式中排除 PI	59.680	0.00000
" TV	41.648	0.00045
" TP	13.380	0.64477
" FI	31.446	0.01180
" FB	16.558	0.41472
在 PI 方程式中排除其它所有變數	32.786	0.00789
在 TV "	32.861	0.00771
在 TP "	35.519	0.00337
在 FI "	27.071	0.04070
在 FB "	69.699	0.00000
在其它 3 方程式中排除 PI TV	62.522	0.00003
" PI TP	37.698	0.03722
" PI FI	76.448	0.00000
" PI FB	66.866	0.00001
" TV TP	56.587	0.00019
" TV FI	32.069	0.12530
" TV FB	25.722	0.36741
" TP FI	33.277	0.09836
" TP FB	30.905	0.15653
" FI FB	41.100	0.01624
在 PI TV 方程式中排除其它 3 變數	43.558	0.00858
在 PI TP "	37.733	0.03692
在 PI FI "	40.249	0.02010
在 PI FB "	40.974	0.01677
在 TV TP "	61.455	0.00004
在 TV FI "	38.855	0.02828
在 TV FB "	87.543	0.00000
在 TP FI "	65.182	0.00001
在 TP FB "	54.882	0.00032
在 FI FB "	49.605	0.00159

為一群而其它三個變數為另一群的 10 種組合之相對內外生的檢定結果。每一種分割都是一個受限制模型，區塊因果關係檢定的第一個步驟即在此所有可能的分割組合（受限制模型）中，以模型選擇的角度先選取相對來講較合理與一致的內外生區塊劃分，然後再進一步作更細的分割。由於概似比值愈小（或顯著

水準值愈大）代表愈接受其虛無假設，故若某一變數為相對較內（外）生，則其在對應的外（內）生性檢定中也應該顯示出相對較不外（內）生的結果，如此才可視為合理的區塊分割。在此準則下，從表 3 共 15 種內外生組合的檢定中，大致可得兩種較為一制的結果，其一為以（TV,FB）為較內生的區塊（因其

在此種分割的內生性檢定中的概似值 25.722 為最小)，而 (PI,TP,FI) 為較外生的區塊分割（因其在對應的外生性檢定的概似值 87.543 恰又為最大）；其二為以 FB 為最內生而其他四變數為最外生的區塊劃分。在此先選後者為基礎以進行下一步驟的檢定（全部檢定步驟完成後仍須與上述第一種分割作比較，以驗證結果的一致性）。茲將結果列於表 4。由於在表 3 中已先初步將 FB 視為最內生，故接下來仍須對其餘四變數作區塊之分割。由表 4 之十四種分割組合中，大致可選擇以 TV 為較內生的變數（概似值 26.230 在內生性檢定中最小）而 (PI,TP,FI) 為較外生的一群區塊（概似值 47.448 在外生性檢定中恰為最大），此結果也與上一步驟的第一種選擇一致。也就是說，在第一步驟（表 3）中本來最確定的是 (TV,FB) 為最內生的區塊，但我們希望能進一步判斷 TV 與 FB 之間的內外生關係，而此在表 4 中已獲得合理的答案。緊接著表 5 即繼續對 (PI,TP,FI) 作區塊劃分。

以相同的方法來判斷，表 5 上半部中可看出 (PI,TP,FI) 中 TP 為較內生而 (PI,FI) 為較外生的一群。表 5 下半部嘗試繼續對 (PI,FI) 作分割，結果顯示 PI 較內生而 FI 較外生，但差異並不明顯。

最後，綜合表 3 到表 5 的結果，在此 5 變數的體系中大致可得如下的因果關係之排序：

$$(FI \rightarrow PI) \rightarrow TP \rightarrow (TV \rightarrow FB)$$

亦即，股價期貨指數與現貨指數為體系中最外生的一群，其可視為其他變數的前因數列。而其間股價期貨指數又

略為領先加權股價指數；期貨指數與加權股價指數先影響台積電股價，再影響交易量與融資餘額。亦即交易量與融資餘額是體系中最內生的一群，其只受前因變數所影響而不影響其它數列，但其間交易量可些許解釋融資餘額的變動。

伍、結論

從上節實證研究結果中我們大致可得到幾點推論與未來的研究建議：

1. 原先在技術分析中認為融資餘額對大盤股價應有解釋能力的說法，在本實證中並不被支持，這或許也是文獻中甚少對融資餘額作專門探討的原因。
2. 至於大盤價格領先台積電價格，或許可解釋為 2000 年中華民國首度政黨輪替，由民進黨執政，美國 Nasdaq 股票重挫，台股亦開始從萬點下跌，外資亦對台灣前景與金融環境持悲觀看法，故開始反向操作，持續賣出庫存股票，首當其衝的即外資擁有最多的台積電股票。另外的原因可能是外資看空台股而大量放空期貨指數以避險，因此亦在現貨市場中賣出指數成份股如台積電股票，藉以壓低指數以賺取差價。
3. 有關於股價期貨指數與加權股價指數的部分，其領先落後關係並不十分明顯。由圖 2 亦可看出期貨與現貨走勢幾乎同步。這或許是台灣股價期貨指數才剛剛上路不久，未能充分反映「期貨是現貨的先行指標」此說法。因此有待於後續的研究工作以證實。

表 4 區塊因果關係檢定(2)

受限制模型	概似比	顯著水準
先在 PI,TV,TP,FI 4 方程式中排除 FB 變數		
+在其它 3 方程式中排除 PI	71.714	0.00000
" TV	26.230	0.00996
" TP	31.631	0.00158
" FI	46.935	0.00000
+在 PI 方程式中排除其它 3 變數	39.877	0.00008
+在 TV "	47.448	0.00000
+在 TP "	43.552	0.00002
+在 FI "	37.456	0.00019
+在其它 2 方程式中排除 PI TV	70.873	0.00000
" PI TP	46.491	0.00008
" TV TP	68.937	0.00000
+在 PI TV 方程式中排除其它 3 變數	50.089	0.00002
+在 PI TP "	44.022	0.00020
+在 TV TP "	41.576	0.00046

表 5 區塊因果關係檢定(3)

受限制模式	概似比	顯著水準
在 PI,TV,TP,FI 4 方程式中排除 FB 變數		
+在 PI,TP,FI 3 方程式中排除 TV 變數		
+在其它方程式中排除 PI	79.213	0.00000
" TP	44.768	0.00001
" FI	50.417	0.00000
+在 PI 方程式中排除其它 2 變數	49.417	0.00000
+在 TP "	52.180	0.00000
+在 FI "	46.570	0.00001
受限制模式	概似比	顯著水準
在 PI,TV,TP,FI 4 方程式中排除 FB 變數		
+在 PI,TP,FI 3 方程式中排除 TV 變數		
+在 PI,FI 2 方程式中排除 TP 變數		
+在 FI 方程式中排除 PI	57.242	0.00000
+在 PI 方程式中排除 FI	57.484	0.00000

4. 在價量關係中，本文實證之結果為價先量行－價格領先成交量。此實證結果與2000年空頭市場之實際情況雷同。觀察圖1可明顯的看出最前段為大的“M”頭，即技術分析理論所描述的指股價走勢有如英文字母“M”的形

狀。在2000年年初股價出現上升行情，到了上升的末段接著亦出現大成交量；之後股價開始下滑而成交量亦明顯萎縮，於是形成了第一高峰（2月17日10202點）。接著股價從第一高峰的低點反彈，由於3月間總統大選揭

曉，投資大眾信心恢復，上升至第二高峰高點（4月10日10127點），但無論股價指數或成交量皆無法超越第一高峰的高點，接下來股價便形成一波比一波低的跌勢而成交量亦逐漸萎縮。在最後末跌段的過程當中，在大多數人均不看好股市的前題下，大拋手中持股，甚至造成無量下跌的情況。雖然有政府逆勢護盤，國安基金刻意投入的成交量，並非來自市場機制所產生之成交量，故真正市場的成交量（買盤）並未進場；再加上台灣特有的漲跌幅限制（目前為7%），若是股票跌停板，想賣也賣不掉並造成市場恐慌，大部份散戶一旦看到跌停板，買盤即縮手（成交量萎縮），甚至有連續跌停板之後產生「窒息量」的情形。故台灣股市此種特殊的漲跌幅限制亦可能是造成空頭市場價領先量的原因之一。當然上述解釋與臆測應該要有更進一步的實證來支持才較嚴謹，而此正指出探討政府干預（如國安基金與漲跌幅限制）對股市的影響應為我們後續研究的重要方向之一。另外，在多頭市場當中，是否是相反的情形—即量領先價？空頭市場與多頭市場的比較研究亦將是後續研究的重要課題。

參考文獻

一、中文部份

1. 李又剛、蘇逸平(1999)，股價指數現貨與期貨關聯性之探討：以 SIMEX 台指與 S&P500 指數為例，企銀季刊，

22(3)，51-71。

2. 汪義育(1985)，臺灣物價與所得波動之探討--向量自迴歸模型分析之結論，中國經濟學會論文集，49-97。
3. 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，台灣大學財務金融學研究所碩士論文。
4. 梁志民、汪義育(1995)，總體數列因果關係之非恆定計量研究—完全修正向量自迴歸實證方法，中國經濟學會論文集，195-220。
5. 陳玉彬(1999)，台股指數期貨上市對台灣股市影響之研究，國立中興大學企業管理研究所碩士論文。
6. 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。
7. 游兆源(1999)，台股指數期貨上市對台灣股市的波動性影響，國立中興大學企業管理研究所碩士論文。
8. 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，22(11)，57-70。
9. 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，8(4)，23-49。
10. 蔡麗茹(1988)，臺灣總體經濟變數之因果關係檢定，國立政治大學國際貿易研究所碩士論文。

二、英文部份

1. Andrews, D. W. K. (1991).

- Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. Econometrica, 59, 817-858.
2. Bessembinder, H., & Seguin, P. J. (1992). Futures-Trading activity and stock price volatility. The Journal of Finance, 47, 2015-2035.
 3. Crouch, R. L. (1970). The volume of transactions and price changes on the New York stock exchange. Financial Analysis, 26, 104-109.
 4. Damodaran, A., & Lim, J. (1991). The effects of option listing on the underlying stocks' return processes. Journal of Banking and Finance, 15, 647-664.
 5. Danthine, J. & Anderson, R. W. (1981). Cross hedging. Journal of Political Economy, 89, 1182-1197.
 6. Edwards, F. R. (1988a). Futures trading and cash market volatility: Stock index and interest rate futures. Journal of Futures Markets, 8, 421-439.
 7. Edwards, F. R. (1988b). Does futures trading increase stock market volatility? Financial Analysts Journal, 44, 63-69.
 8. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. Econometrica, 55, 251-276.
 9. Grossman, S. J. (1988). Program trading and kyklos market volatility: A report on interday relationship. Financial Analysts Journal, 44, 18-28.
 10. Jain, P. C., & Joh, G. H. (1988). The dependence between hourly price and trading volume. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 23, 269-284.
 11. Karpoff, J. M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 22, 109-126.
 12. Lakonishok, J., & Smidt, S. (1989). Past Price Changes and Current Trading Volume. The Journal of Portfolio Management, 15, 18-24.
 13. Lamoureux, C., & Lastrap, W. (1991). Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effect. Journal of Finance, 45, 221-229.
 14. Lee, S. B., & Ohk, K. Y. (1992). Stock Index Futures Listing and Structural Change in Time-Varying Volatility. The Journal of Futures Markets, 12, 493-510.
 15. Nelson, C., & Plosser, C. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. Journal of Monetary Economics, 10, 139-162.
 16. Osborne, M. F. M. (1959). Brownian motion in the stock market. Operational Research, 145-173.
 17. Phillips, P. C. B. (1995). Fully modified least squares and vector autoregression. Econometrica, 63, 1023-1078.

18. Phillips, P. C. B., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regressions with I(1) processes. Review of Economic Studies, 53, 473-496.
19. Rogalski, R. J. (1978). The dependence of prices and volume. The Review of Economics and Statistics, 60, 268-274.
20. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. Econometrica, 48, 1-48.
21. Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. Econometrica, 58, 113-144.
22. Smirlock, M., & Starks, L. (1988). An empirical analysis of the stock price volume relationship. Journal of Banking and Finance, 12, 31-41.
23. Stein, J. C. (1983). Informational externalities and welfare-reducing speculation. Journal of Political Economy, 95, 1123-1145.
24. Toda, H., & Phillips, P. C. B. (1993). Vector autoregressions and causality. Econometrica, 61, 1367-1393.
25. Ying, C. C. (1966). Stock market prices and volumes of sales. Econometrica, 34, 676-685.

2003年03月07日收稿

2003年03月17日初審

2003年07月17日複審

2003年07月31日接受