

大陸股市價量關係之研究

A Study on the Relationship Between Stock Index and Trade Volume in China's Stock Market

陳勁甫 Ching-Fu Chen

南華大學旅遊事業管理研究所助理教授

鍾享庭 Xiang-Ting Zhong

南華大學財務管理研究所研究生

摘要

本研究主要目的為探討上海與深圳 A、B 股股價指數與成交量是否已建立長期之均衡關係與價格發現上的功能。首先以 ADF 單根檢定發現，上海與深圳 A、B 股股價指數經一階差分後則成為定態，滿足進行共整合檢定之要件，而上海與深圳 A、B 股成交量原始數列則為定態數列。根據共整合之檢定結果發現不管上海或深圳股價指數間或股價指數與成交量間配對並不存在共整合關係，代表股價指數間或股價指數與成交量間不具有穩定的長期均衡關係。其次，以 Granger 因果關係模式研究發現上海與深圳股市之 A、B 股價間不存在因果關係，但指數與成交量間則具有雙向之因果關係存在。再其次，以預測誤差變異數分解發現上海與深圳市場 A、B 股指數受其自身期數之相互關係影響能力大，而比較不受成交量的影響。最後，以衝擊反應函數，發現上海 A 股指數在其成交量改變時，調整速度較上海 B 股指數調整速度為快，代表大陸證券 A 股市場成交量在其指數改變時，調整速度較大陸證券 B 股市場成交量為快。

關鍵字：大陸股價指數、因果關係、預測誤差變異數分解、衝擊反應

Abstract

In this paper, we examine the relationship between A index and B index, and between index and volume of trade in China's stock market including Shanghai and Shenzhen stock market. The empirical findings show that all stock indexes in both markets are stationary under first difference, but volume of trade at level are stationary. From the results of Johansen co-integration test, there are no significant evidence of cointegration in the pairwise data of Shanghai's both indexes and Shenzhen's both indexes respectively. While no Granger causality can be identified between A and B index in both markets, there are significant feedback relationship between index and volume of trade for each index in both markets. From the results of variance decomposition and impulse responses, telling us that when the volume of trade changes, A indexes effect themselves most and response quickly than B indexes.

Key words : China stock index, Causality, Variance Decomposition, Impulse Responses

壹、前言

2001年2月19日，中國證監會緊急宣布暫停大陸證券B股之交易買賣，並宣布允許境內居民以合法持有的外匯資金，開立B股帳戶，這項證券與外匯體制的重大改革，被解讀為有助於大陸證券A、B股邁向合併。在證券A、B股股價差異將近4倍下，市場新增開戶數大為增加，交易日趨熱絡，大陸證券市場內（包括上海與深圳交易所）之B股因此在短短一個月內，上漲將近一倍¹，並且帶動證券A股也一併上漲。繼之而來的影響預期包括：吸引更多外來資金投入，企業募集資金將更趨於容易；B股市場的活絡將有利於股票市場的穩定發展；將有利於A、B股市場的合併整合，以使上海取代東京、香港成為亞太金融中心；有利於大陸投資人或基金管理者，在投資上有更多樣化的選擇以分散風險，分享外資企業的利潤。此做法將有利於股票市場的規範化，以解決A、B股在因先天制度環境不相同，造成投資者理念差異再加上外部市場影響等因素，而出現兩種股票具相同權力卻不同價格、不同報酬和不同財務會計制度等異常現象。

根據先前研究學者研究發現，不同證券市場間或同一交易所內之商品，常具有互動或連結性存在。因此，若能發現大陸不同市場間或同一市場內之交易商品具有關聯性，則投資人可據此擬定投資決策而獲利。但大陸證券股價指數的上漲究竟是由基於證券A、B股間之價差大，投資人在有合併基礎下，預期可經由套利而獲利，使得股價上漲？或因新增開戶數增加，新資金匯入，成交量增加使得股價上漲？針對以上兩個問題，其間是否存在著價格與價格或價格與成交量之因果關係(Granger causality)，則是本文所要探討的重點，因此本研究之目的為探討（一）上海A股指數(SHA)與上海B股指數(SHB)因果關係；（二）上海A股指數與上海A股成交量(SHAV)因果關係；（三）上海B股指數與上海B股成交量(SHBV)因果關係；（四）深圳A股指數(HZA)與深圳B股指數(HZB)因果關係；（五）深圳A股指數與深圳A股成交量(HZAV)因果關係；（六）深圳B股指數與深圳B股成交量(HZBV)因果關係。

本文除前言外，概分為五小節，第二小節為相關文獻的探討及整理，第三小節為大陸證券市場簡介，第四小節為研究方法，第五小節主要內容則為實證分析，最後是本文的結論與建議。

貳、文獻回顧

金融商品價格變動是否具有某種特殊的連動性，一直是投資人與投資機構傾心研究的重點。若能檢定股票市場之間有因果關係或共整合關係等，則投資者可以一金融商品預測另一金融商品，以作為投資決策。

Godfrey、Granger與Morgentern(1964)選取1939至1961年之標的資料，運用光譜分析法，發現市場成交量與股價指數無顯著關係。Rogalski(1987)探討股價與成交量是否存在著因果關係，選取十種股票與選擇權月資料為標的，研究期間自1968至1973年，

¹ 同時間大陸證券上海A股指數由2080.959點上漲到2138.859點；上海B股指數由83.201點上漲到137.437點；深圳A股指數由635.004點上漲到654.075點；深圳B股指數由127.716點上漲到294.718點。

以 Granger 因果關係模型為工具，研究結果指出股價與成交量間只有同時性關係，並無遞延性因果關係存在。McInish(1990)以因果關係模式研究 1980 至 1984 年間 S&P500 股票指數每小時股價與成交量發現，S&P500 股票指數價量間存在雙向因果關係，而且，股價報酬絕對值對成交量的影響比成交量對股價報酬絕對值的影響大。

國內之相關文獻，包括陳東明(1991)認為價格與成交量是經濟分析的兩大變數，可是以往對證券市場的研究較偏向價格面，而忽略對成交量之探討，故從期間民國 75 年 1 月至 79 年 9 月，隨機選取 60 家台灣證券交易所上市之股票，應用 Granger 之因果關係理論，於兩變數時間數列線性模型以進行實證研討。研究結論認為無論是價格變化與交易量變化均呈正相關，而且「量為價的先行指標」。李又剛(1994)針對 1987 年 1 月 1 日至 1992 年 1 月 31 日之紐約證券交易所 S & P500 股價指數現貨與芝加哥商品交易所(CME) S & P500 股價指數期貨為研究標的，探討兩者之間的關聯性。首先，由二者的走勢圖發現研判驗證得之二者具有高度的相關性，並從最終預測誤差準則(Akaike's Final Prediction Error, FPE 值)檢驗兩者之間的因果關係，得知兩者存在相互影響的因果關係。因此，投資人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。

令外同時探討線性與非線性 Granger 因果關係之研究，包括劉永欽(1996)將研究期間分為短期 1995 年 1 月至 1996 年 3 月及長期 1995 年 1 月至 1995 年 12 月，以探討台灣股票市場個別股票、產業類股及總體市場的價量關係，結果發現在線性 Granger 方面，短期而言，「價是量的先行指標」；長期而言，價量間存在著雙向因果關係。至於非線性因果關係方面，不論研究期間的長短，均存在著價量間的相互影響。許溪南與黃文芳(1997)研究期間自民國 75 年到 84 年之台灣股價加權指數日資料，發現傳統之線性因果關係檢定對於非線性因果關係之檢定力可能較低。在線性因果檢定方面，報酬率與成交量(或成交量變動率)之間呈現雙向因果關係；在非線性因果關係方面，已模擬變數之數種情況分別檢定，亦發現報酬率與成交量(或成交量變動率)均出現雙向因果關係，而且「成交量(或成交量變動率)領先報酬率」之出現頻率高於「報酬率領先成交量(或成交量變動率)」之出現頻率。

以日內資料(Intra-day)進行研究方面，王耀輝(1995)針對 83 年 11 月 1 日至 84 年 10 月 31 日台灣股市五分鐘的日內資料，以網狀因果關係檢定法進行價量關係之研究，實證結果發現無論在多頭或空頭市場下，報酬率與交易量皆出現強烈回饋關係，其差異在於訊息反應時間的長短，多頭市場下訊息反應時間較盤整及空頭期長，另外，研究結果亦顯示在多頭市場為價先量行，而盤整和空頭市場為量比價先行。以價格波動模型研究方面，徐合成(1993)利用 GARCH 模式為研究工具，直接探討自民國 82 年 1 月 1 日起至 82 年 8 月 31 日止個股價量關係，同時在交易量指標上，增加了「交易量波動性」的研究以同時性與遞延一期來探討台灣股價報酬率與成交量的因果關係，發現「價是量的先行指標」，而且個股的股價報酬率會影響到成交量，因此，結論為台灣股市價量關係，確實可發現價與量有密不可分之關係存在。

根據實證之結果，大部份股市之間關連性較低，不過隨著各國或地區逐漸開放資本市場，股市之間之相互影響力也有增加現象。國內亦有眾多學者從事這方面的研究，如翁瑞宏(1997)選取 1992 年 11 月 1 日至 1996 年 12 月 31 日止，日本、香港、新加坡、台灣、韓國、泰國等地股市股價指數日報酬為研究對象，結論發現：由衝擊反應分析，各國股市

間衝擊反應大致皆於數天內完成，顯示東亞地區股市具有效率市場特性；由因果關係檢定發現，台灣受香港及新加坡影響，韓國則受日本、香港、新加坡及泰國之影響，但台灣及韓國與其他各地股市關連性相當低，且不易受影響；香港、新加坡股市對日本以外之股市具顯著影響力，表示其有領先的地位；日本股市之領導角色不明顯，香港、新加坡、泰國間之互動關係密切。

倪衍森與吳曼華（1998）觀察 1983 年至 1997 年間，新加坡、日本與美國股票市場間是否具有市場連結性之動態相關，以單根檢定而言，各國股價大致無法拒絕單根之存在，顯示各國股市呈現隨機漫步走勢。以調整季節性因子之向量自我迴歸模型研究新加坡、日本與美國三國股市是否具有短期之連結性，發現此三國間的因果關係從無到有，從沒有明顯的單向或雙向的因果關係到具有單項的因果關係。以共整合分析新加坡、日本與美國三國間是否具有長期之連結性，顯示新加坡、日本與美國之共整合現象從具有長期之連結性到不存在共整合關係。

對於大陸地區股價指數與成交量之相關文獻並不多，駱綾（1994）選取標的期間 1993 年 6 月 3 日至 1995 年 12 月 30 日上海及深圳股價指數與成交金額為研究對象，發現兩市場價量關係符合雙向的 Granger 因果關係，代表上海及深圳股價指數與成交金額於標的期間顯示價量間存在有相互影響的回饋關係。

本文主要係探討中國大陸證券市場 A、B 股間價格與成交量之因果關係為何，因此，選取國人所熟悉的上海與深圳交易所編制之 A、B 股股價指數作為研究標的。雖然國內對於股價指數期貨認購權證之相關文獻繁多，但對於中國大陸證券市場之涉獵則並不多，因此本文之另一貢獻亦可提供有意投資大陸證券市場之自然人與法人以參考與建議，或激起更多後起之相關研究發現。

參、大陸證券市場

一、簡介

近來由於實施經濟開放政策，中國大陸自 1985 年起允許公司得以資本股份化方式募集資金。1991 年起為能透過股票市場吸引外資，發行以人民幣標示面值，以外幣認購和進行交易，只供中國境內外的外國和港、澳、台的自然人或法人購買的股票（B 股）；1993 年選擇部分國有企業在香港股市掛牌上市（H 股），但當時大陸的資本市場並不發達，境內居民（自然人）不得買賣 B 股，只能在 A 股市場中投資，長久下來，A 股的平均本益比愈來愈高，至 2001 年初 A、B 股之間的價格差距約為四倍。但隨著大陸經濟市場的開放，外資被允許進入大陸股市，人民生活的富足、所得與儲蓄率的提高²，而存款利率卻偏低，且需扣繳高額的利息所得稅，法人於是紛紛設立證券投資基金，證券公司增資擴大，保險資金進入股市，以供資金宣洩的管道，股市發展因而轉趨熱絡。

² 2001 年 3 月大陸金融機構各項存款額為人民幣 128,899.71 億元，其中儲蓄存款額 68,365.13 億元（佔全部存款額的 53.04%），企業存款額 45,147.08 億元（佔全部存款額的 35.02%）（陳建勳、陳元保、史惠慈，2001）。

二、主要市場交易現況

大陸證券市場有二個交易市場：一是上海證券交易市場，另一為深圳證券交易市場。深圳上市的公司多為地區性公司，上海市場則以工業公司為主，所有上市公司都須向中國證監會申請上市審核，再由證監會以分配方式掛牌在上海或深圳二市場。依目前大陸政策傾向未來將全力發展上海交易市場，深圳股市將轉型為類似創業版市場，因此，新上市企業已不再分配到深圳交易所掛牌。投資大陸 B 股首先必須開立 B 股帳戶，投資人可以選擇在有資格從事 B 股交易業務的證券營業部、委託銀行、證券代理機構登記開戶或經由電子系統辦理即時開戶、即時交易，與台灣較不同的是，在大陸下單購買股票，券商必須確定客戶帳戶餘額足夠才肯接受委託單，並且不可作空，但台灣只須於委託買賣後兩天資金到位即可。B 股交易時間與 A 股相同，分為前市（上半場）9：30 至 11：30 與後市（下半場）13：00 至 15：00，但上海 B 股的交易日期必須同時為中國及美國的工作日；深圳 B 股的交收日期必須同時為中國及香港的工作日。如遇股價暴漲暴跌或其他意外事件等特殊狀況時，交易所有權休市或變更開市時間。每一營業日開市後，第一筆成交價以連續競價方式產生，作為該證券的開盤價，當日最後一筆成交價為該證券的收盤價。首日上市的股票是以上市前的「公開發行承銷價」，作為其前一日之收盤價，但不受價格漲跌幅 10% 的限制。

上海證券交易所成立於 1990 年 12 月，為一會員制、非營利事業法人。上海證券股票指數於 1990 年 12 月 19 日正式開始發布，指數選取標的為所有在上海證券交易所掛牌的股票。上市公司的總股本為上海證券指數的權數，但上市公司之股票有可分為有流通股與非流通股，所以一家上市公司的流通股與總股本並不一致，但總股本大的股票對股票指數的影響較大，新上市公司之股票須繳交上市初費，於上市後的第二天納入股價指數的計算範圍，其後並每月繳交上市月費以保有上市資格。上海證券交易所擁有亞太地區最大的交易大廳，交易模式則以無形席位為主，有形席位為輔的方式，對所有的證券交易皆按照「價格優先」、「時間優先」的原則撮合競價成交，漲跌幅則定為 10%。

深圳證券交易所成立於 1991 年 7 月，為一會員制事業法人機構。深圳證券股票指數以 1991 年 4 月 3 日為基期，指數選取標的為所有在深圳證券交易所掛牌的股票，權數為上市股票公司之總股本。深圳證券交易所並沒有設立交易大廳，完全採取無形席位交易模式，市場行情透過網路連線達成交易，深圳 B 股除了集中交易外，另有對敲交易系統，系統接受後不可撤銷，主要針對股份託管在同一證券商處，但不同投資者之間的股份協定轉讓，B 股證券商在開市後至收盤前 5 分鐘，將其接受的同一種達 5 萬股以上之 B 股買入委託和賣出委託撮合配對，經由交易所對敲交易系統確認後達成交易。開戶亦需繳交開戶費用，深圳 B 股個人戶開戶費用 120 港元、法人機構 580 港元。證券公司收取交易金額的 0.43% 做為交易佣金，並繳交 0.3% 之印花稅與交易金額 0.05% 或不超過 500 港元為限的結算費，若股份託管需繳交 100 港元，股價漲跌幅為 10%。

有關上海與深圳證券交易所股票主要交易特徵，整理如表一。

三、股價指數編制

上海證券交易所股價指數編制方法與台灣證券交易所相類似，採取以「計算期發行量

為權數」的斐氏 (Passche) 股價指數公式計算而來；其公式如下

$$W_i(P) = \frac{\sum_{i=1}^n P_{it} Q_{it}}{\sum_{i=1}^n P_{i0} Q_{it}}$$

N 為採樣股票數目， P_{it} 為第 i 個採樣股票的 t 時點股價， P_{i0} 為第 i 個採樣股票的基期股價， Q_{it} 為第 i 個採樣股票的 t 時點計算期發行量或成交量。

而深圳證券交易所股價指數編制方法則採取以「基期發行量為權數」的拉氏 (Laspeyre) 股價指數公式計算而得。其計算公式如下：

$$W_i(L) = \frac{\sum_{i=1}^n P_{it} Q_{i0}}{\sum_{i=1}^n P_{i0} Q_{i0}}$$

N 為採樣股票數目， P_{it} 為第 i 個採樣股票的 t 時點股價， P_{i0} 為第 i 個採樣股票的基期股價， Q_{i0} 為第 i 個採樣股票的基期發行量或成交量。

表一、上海與深圳證券交易所主要交易特徵

	上海證券交易所	深圳證券交易所
交易證券種類	股票、受益憑證、債券（包括：金融債券、政府債券、企業債券）、股權證、基金	股票、受益憑證、債券（包括：金融債券、政府債券、企業債券）、股權證、基金
流通總市值	A 股：28632.37（單位：十億元人民幣） B 股：7.2756（單位：十億元美金）	A 股：16824.67（單位：十億元人民幣） B 股：44.0966（單位：十億元港幣）
上市掛牌 公司家數	A 股：628 家 B 股：54 家	A 股：501 家 B 股：59 家
清算幣別	A 股：人民幣 B 股：美金	A 股：人民幣 B 股：港幣
交易系統	採電腦集中競價制度	採電腦集中競價制度
交易手續費	買賣雙方各收千分之 3.5	買賣雙方各收千分之 3.5
稅率	向買、賣雙方收取千分之 4 印花稅；2001 年 11 月 16 日起，調整為千分之 2	向買、賣雙方收取千分之 4 印花稅；2001 年 11 月 16 日起，調整為千分之 2
交割方式及期間	1. 採餘額交割 2. 一級交割（券商交易所） 3. B 股：T+3 日（第三交易日 15 點前）	1. 採餘額交割 2. 一級交割（券商交易所） 3. B 股：T+3 日（第三交易日 15 點前）
交易時間	星期一至星期五：上午 09:30 - 11:30 下午 13:00 - 15:00	星期一至星期五：上午 09:30 - 11:30 下午 13:00 - 15:00

競價範圍	開盤後每次成交價格漲跌幅度不超過 15%，集合競價時的申報價格無限定	開盤後每次成交價格漲跌幅度不超過 500 個檔位(每個檔位 0.01 元)，盤價相對於發行價的波動幅度超過 1500 檔
融資券信用交易	禁止	禁止
託管方式	全面指定交易且採無紙化流通方式	託管券商制度且採無紙化流通方式

資料來源：本文綜合整理（統計資料至 2001 年 9 月 30 日）。

肆、研究方法

一、單根檢定 (Unit Roots Text)

時間數列之變數資料通常呈現非定態現象，因此直接進行迴歸分析時將會造成虛假迴歸。故本研究先以單根檢定來觀測變數是否為定態數列。

所謂定態 (stationary) 指的是一數列的聯合條件機率不會隨著時間的變動而改變之隨機過程。因此，若一隨機過程 $\{S_t\}$ 符合：

$$(S_t) = \mu, \text{Var}(S_t) = \sigma^2, \text{Cov}(S_t, S_{t+j}) = \text{Cov}(S_{t-k}, S_{t-k+j})$$

則稱之為定態，反之則為非定態 (Non-stationary)。一般採用 Dickey-Fuller (1981) 之 DF 統計量與 Phillip 與 Perron (1988) 之 PP 統計量以判定各變數之時間數列資料是否為定態。本文則依 Dickey-Fuller 之 Augmented Dickey Fuller (ADF) 統計量以檢定漂浮項與時間趨勢項的一階自我相關迴歸模式 AR(1)，其模式如下：

$$\Delta Y_t = a + b_t + a \Delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k q_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

其中 Y_t 為 Y 變數序列之原始資料值， ΔY_t 為 Y 變數序列之一階差分值，t 為時間趨勢項變數 (trend)，a 為截距項 (drift)， e_t 為殘差。

二、Johansen 共整合檢定

共整合觀念，指出變數雖然不是定態數列，但是可能存在長期的趨勢，如果未加以考慮將會導致不正確的結果，假設 X_t 、 Y_t 為二時間數列且皆為非定態數列，一階差分後整合 (X_t 、 $Y_t \sim I(d)$)，若要使 X_t 、 Y_t 為共整合數列，則必須使 $R_t = Y_t - aX_t$ 為定態的時間數列 ($R_t \sim I(0)$)。一般判定共整合的方式有兩種，一為 Engle 與 Granger (1987) 以長期均衡關係殘差值的定態性作為判斷是否存在線性共整合關係。Engle 與 Granger 的兩階段檢定法在執行上較為簡單，但仍存在著一些缺點，例如在臨界值的選擇上，因數值較小常使得接受其為共整合的情況發生。因此本文將以 Johansen (1990) 所提出應用最大似估計法 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) 所建立對共整合向量 (Cointegration Vectors) 個數之統計量來估計變數間的共整合關係。其統計量為：

$$I_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - I_i) \quad (2)$$

其中， r 代表共整向量， T 表示觀察值個數， I_i 為特徵根 (eigenvalue) 的估計值依據 Granger (1969) 對因果關係定義的基礎，在決定遞延期數 (lag) 時主要以經驗法則為主，因此本研究將遞延期數設定為 1 至 5 期，以探討前一星期的股價是否會影響到目前的股價。

三、Granger 因果關係

本研究依 Granger (1969) 所提出以變數預策能力 (Predictability) 來衡量變數間的因果關係，採用線性預測值 (Linear Predictor) 及均方誤 (Mean Squared Error) 的大小來判斷其預測能力，主要為單邊遞延落差法 (One-side Distributed Lag Approach)，以避免產生虛假回歸 (Spurious Regression)，

Granger (1969) 依變數預測能力來定義研究兩變數間的因果關係。若有 X 、 Y 二變數，當對變數 X 做預測時，除了使用變數 X 之落後期數所提供的訊息外，假使加入變數 Y 的落後期數所能提供的訊息後，能使得對變數 X 的預測更加正確，而使原預測誤差降低，則稱 Y 是 X 的因。相反的，若對變數 Y 做預測，除使用變數 Y 過去自我本身所提供之訊息外再增加變數 X 之落後期數訊息後，而可增加變數 Y 之解釋能力而使得原預測誤差降低，若可以則稱 X 是 Y 的因。而當以上兩種情形皆成立而同時存在時，則稱 X 與 Y 之間具有回饋 (Feedback) 效果存在。因此，當兩變數間存在因果關係時，表示變數之係數值統計上具顯著性，則加入獨立變數 X 過去的訊息會增加因變數 Y 的解釋能力，此種現象稱之為有因果關係之存在，可以數學模式表示如下：

$$\begin{aligned} X_t &= b_0 + b_1 X_{t-1} + \dots + b_l X_{t-l} + d_1 Y_{t-1} + \dots + d_l Y_{t-l} + e_t \\ &= b_0 + \sum_{i=1}^l b_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^l d_j Y_{t-j} + e_t \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} Y_t &= a_0 + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_l Y_{t-l} + b_1 X_{t-1} + \dots + b_l X_{t-l} + u_t \\ &= a_0 + \sum_{i=1}^l a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^l b_j X_{t-j} + u_t \end{aligned} \quad (4)$$

對上述二式進行聯合檢定 (F-test)，檢定該獨立變數的係數是否全部為零。若式 (3) 虛無假設 $H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_l = 0$ 被接受，代表二變數並不存在 X 影響 Y 之因果關係。反之，若虛無假設被拒絕則表示二變數間具有因果關係，且變數 Y 為 X 的 Granger 因 (Y Granger cause X)；而式 (4) 虛無假設 $H_0: a_1 = a_2 = \dots = a_l = 0$ ，若無法被拒絕，代表二變數間並不存在因果關係，變數 X 不會影響變數 Y ，若被拒絕則表示二變數間具有因果關係，變數 X 是變數 Y 的 Granger 因 (X Granger cause Y)。

若二變數數列存在 Granger (1986) 所提出的共整合現象，則本文將改配適誤差修正模型 (Error Correction Model, ECM) 來進行修正，該誤差修正模式如下：

$$X_t = b_0 + \sum_{i=1}^k b_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^k d_j Y_{t-j} + w(Y_{t-1} - fX_{t-1}) + e_t \quad (5)$$

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k b_j X_{t-j} + X(Y_{t-1} - fX_{t-1}) + u_t \quad (6)$$

其中 $Y_{t-1} - X_{t-1}$ 表示為誤差修正項，此誤差修正項代表長期趨勢，短期的趨勢由自變數的遞延期數決定， w 及 X 為調整因子 (Adjustment Factor)，表示 X 與 Y 達成長期均衡所需的時間。

四、衝擊反應(Impulse Responses)

另外，Sims(1980)認為經由以上方法所得到的實證結果可靠性有待商榷。他認為經濟活動會隨時間的變動而呈現在變數資料上，亦即直接由資料本身的特性加以剖析，便可瞭解經濟活動的特質，因而提出向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model)。VAR 模型是一種時間數列分析法的動態模式，不需有先驗(A Prior)的理論基礎，也不需考慮變數內、外生及因果關係的問題，將各變數直接視為內生變數，以該變數及其他變數落差項為解釋變數，由一組迴歸式來表示變數間的互動關係，因為時間序列的精神是認為落差項已反映了所有相關的資訊。其模式如下：

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^m B_i Y_{t-i} + u_t$$

$$E(u_t) = 0, \quad E(u_t * Y'_{t-i}) = 0_{n \times n} \quad (7)$$

(7)式中， Y_t 是 $(n \times 1)$ 個向量組成的具有聯合共變異定態特性 (Jointly covariance stationary) 的線性隨機過程， Y_t 即是模型內之變數， n 則為模型中變數個數， \hat{a}_i 為 $(n \times n)$ 的係數矩陣， Y_{t-1} 是 $(n \times 1)$ 的落後項變數， U_t 為 $(n \times 1)$ 的一期預測誤差， U_t 可視為隨機衝擊項 (Impulse)， $E(U_t) = 0$ ， $E(U_t Y'_{t-i}) = 0$ 表示模型中每條迴歸式的誤差項期望平均數為 0，各方程式是序列獨立的，且誤差項與各落差項是相互獨立的。藉由上述的 VAR 模型，本研究引入衝擊反應 (Impulse Responses) 與預測誤差變異數分解 (Variance Decomposition) 以進行後續判斷變數間相互關係之分析，

Sims 將(7)式中每一變數視為內生變數，再經由 Wold 分解定律 (Wold Decomposition) 轉換成移動平均 (Moving Average, MA) 的表示方式，以一兩變數 m 階自我迴歸模型為例，其模式推導過程如下：

$$x_t = A_0 + \sum_{i=1}^m A_i x_{t-i} + u_t$$

$$(I - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_m L^m) x_t = A_0 + u_t$$

$$x_t = (I - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_m L^m)^{-1} A_0 + (I - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_m L^m)^{-1} u_t$$

推導可得

$$x_t = a_0 + \sum_{k=0}^{\infty} c_k u_{t-k} \quad (8)$$

其中， X_t 為 (2×1) 的內生變數向量， A_0 為 (2×1) 的常數向量， A_i 為 (2×2) 的係數矩陣， I 為 (2×2) 的單位矩陣 (Identity Matrix)。從(8)式可看出每一個變數皆可以體系內所有內生變數的當期和過去各期殘差項來表示，而(8)式中的隨機衝擊項(u_t)雖為向量白噪音，但其只能確保 u_t 無序列相關，卻無法保證 u_{1t} 與 u_{2t} 不具當期相關。當無法保證 u_{1t} 與 u_{2t} 之間不具當期相關，須用正交化過程去掉隨機衝擊項之間的當期相關，而 VAR 模型即是利用 Choleski 分解法來完成正交化，若可找到一個三角矩陣 P ，使 $PP' = E(u_t * u_t')$ ，則(8)式可寫成：

$$x_t = a_0 + \sum_{k=0}^{\infty} c_k PP^{-1} u_{t-k} = a_0 + \sum_{k=0}^{\infty} f_k u_{t-k} \quad (9)$$

另 $c_k = c_k P$ ， $u_{t-k} = P^{-1} u_{t-k}$ 。由(9)式中，我們可將每個變數視為隨機衝擊項的函數， u_{t-k} 為無序列相關與同期關聯的衝擊， f_k 稱為衝擊乘數 (Impact Multiplier)，所以我們可由 f_k 的大小來看出某一變數的一單位隨機衝擊變動時，會對另一變數隨時間經過產生何種影響；而藉著觀察衝擊反應大小的變化，可以看出變數間相互的影響，即可明白變數間的關係型態。

五、預測誤差變異數分解 (Variance Decomposition)

除了衝擊反應之分析之外，亦可利用(9)式求得預測誤差變數分解，來看出經濟變數間外生性的相對強弱。若將內生變數第 n 期的預測誤差變異中，求來自其自身的衝擊與其他變數衝擊的比例，由(9)式， n 階預測誤差可改寫成：

$$x_t - E_{t-n}(x_t) = \sum_{k=0}^{\infty} f_k u_{t-k} - E_{t-n} \left[\sum_{k=0}^{\infty} f_k u_{t-k} \right] = \sum_{k=0}^{\infty} f_k u_{t-k} - \left[\sum_{k=n}^{\infty} f_k u_{t-k} \right] = \sum_{k=0}^{n-1} f_k u_{t-k} \quad (10)$$

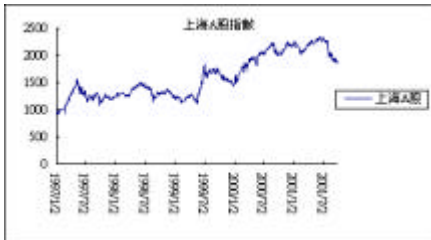
其中， $E_{t-n}(X_t)$ 代表在第 $t-n$ 其利用所有已知訊息所做的預測，而 n 階共變異數矩陣為

$$\sum_n = E[x_t - E_{t-n}(x_t)][x_t - E_{t-n}(x_t)] = \sum_{k=0}^{n-1} f_k \sum_e f_k' \quad (11)$$

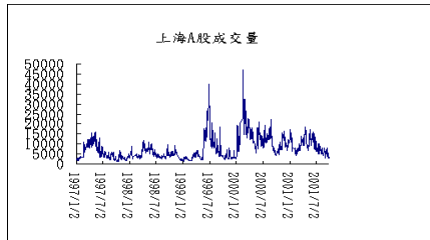
透過上式可以得到變數之間變異數分解的結果。而由結果可以知道若變數 $[x_t, y_t]$ 中， x_t 對 y_t 的預測誤差變異數分析中的比例為零，則稱 y_t 為外生； x_t 對 y_t 的預測誤差變異數分析中的比例為 1，具有完全的解釋力，則稱 y_t 為內生。因此可看出每一個變數的變異數皆可以表示為所有變數變異數的加權總和，由(11)式來看即是每一期對角線上的數值，而此數值的大小決定於 f_k 的元素；因此，透過 VAR 模型的移動平均表示法上的係數矩陣 f_k ，我們可對各變數預測誤差做分解，並由 f_k 的大小推算出各變數的預測誤差分解百分比，藉此可判斷變數中何者外生性較強？何者是受其他變數影響？而那些變數間可能存在因果關係？

伍、實證分析

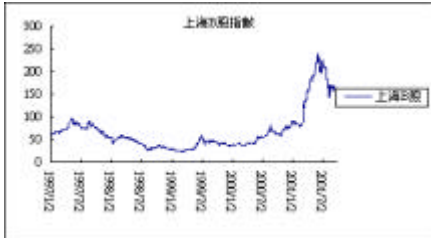
本研究資料選取自台灣新報資料庫 (TEJ Data Bank) 之國際股價指數日收盤資料。因大陸證券市場於 1996 年 12 月 26 日實行漲跌幅 10% 限制, 所以本研究進行實證之時間設定自 1997 年 1 月 1 日起到 2001 年 9 月 30 日止, 標的點共計 1146 個。標的取樣期間, 上海與深圳股市 A、B 股股價時間序列與成交量, 分別如圖一至圖八所示。有關兩證券市場股價指數與成交量數列的敘述性統計統計量, 如表二所示。由表二得知, 以人民幣為交易單位之交易市場而言, 上海 A 股成交量大於深圳 A 股成交量; 在搭配各指數趨勢圖與表二後, 可知各股價指數皆於 B 股重新交易之後出現歷史高點, 而後由於市場過熱而傳出中國政府欲釋出國有企業股票, 因次市場迅速降溫而下跌, 成交量也跟隨指數連動而萎縮。上海與深圳 A 股市場偏態係數小於零, 代表二市場下跌天數大於上漲天數, 但上漲交易日之漲幅較大足以抵銷下跌交易日之跌幅, 因此其平均報酬仍為正值。Jarque-Bera 檢定顯示拒絕資料標的屬於常態分配之假設, 再結合峰態與偏態係數, 可知資料具有厚尾分配的特性, 隱含其中具有異質性存在的可能性。



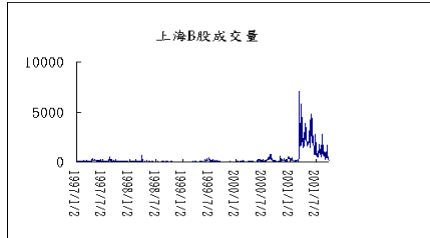
圖一 上海 A 股股價指數趨勢圖



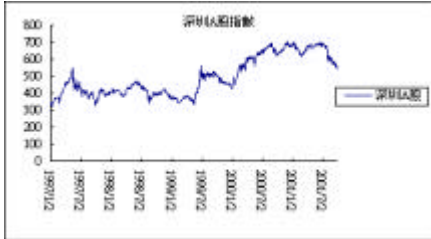
圖二 上海 A 股成交量趨勢圖



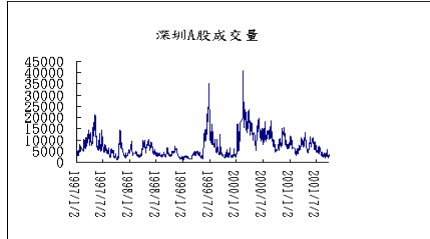
圖三 上海 B 股股價指數趨勢圖



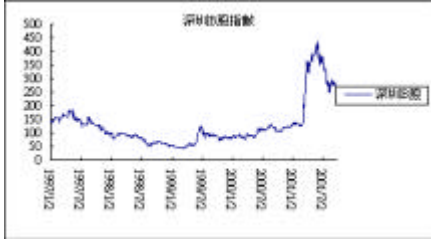
圖四 上海 B 股成交量趨勢圖



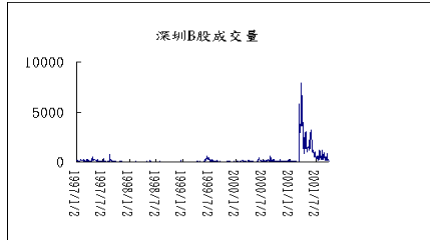
圖五 深圳 A 股股價指數趨勢圖



圖六 深圳 A 股成交量趨勢圖



圖七 上海 B 股股價指數趨勢圖



圖八 深圳 B 股成交量趨勢圖

表二、資料之描述性統計

標的	SHA	SHAV	SHB	SHBV	HZA	HZAV	HZB	HZBV
平均數	0.000572	7841.007	0.000729	295.1161	0.000384	7205.758	0.000431	236.6972
中位數	0.000885	6409.500	-0.000386	60.85000	0.001100	5872.400	-0.000148	42.95000
最大值	0.086934	47168.40	0.094452	7036.000	0.086857	40744.30	0.095525	7869.900
最小值	-0.094005	1111.700	-0.102917	1.500000	-0.102734	1048.600	-0.100728	0.000000
標準差	0.016384	5488.866	0.028137	704.2674	0.017838	4929.398	0.027637	686.0071
偏態	-0.507250	1.819726	0.248595	4.060541	-0.744930	1.745028	0.365972	5.476986
峰態	8.818673	8.607923	4.915532	22.85786	8.785249	7.690146	5.646121	39.32750
J-B	1664.361	2134.158	186.8478	21978.68	1702.653	1631.998	359.6111	68744.55
Pro.	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}
標的數	1146	1146	1146	1146	1146	1146	1146	1146

註：表內各指數資料為取對數報酬後之統計值。

資料來源：本研究分析結果

一、價量因果相關

Engle 與 Granger (1987) 指出當變數為非定態數列時，必須加以修正以避免產生虛假迴歸 (Spurious Regression) 的情況。從表三對 A、B 股指數與成交量數列進行單根測試之結果中可以發現，上海 A 股指數、上海 B 股指數、深圳 A 股指數與深圳 B 股指數經過 ADF 單根檢定後，呈現非定態 ($P > 0.1$) 時間數列，而上海 A 股成交量、上海 B 股成交量、深圳 A 股成交量與深圳 B 股成交量在 ADF 單根檢定下則為定態 ($P < 0.01$)。因此，為了使各股價指數成為定態數列，本研究首先對所有上海與深圳 A、B 股股價指數取對數值後進行一階差分 $I(1)$ ，即 $R_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1})$ 或 $R_t = \log(P_t/P_{t-1})$ ，其中 P_t 表示時點 t 的股票指數， P_{t-1} 表示時點 $t-1$ 期的股票指數。經過對數一階差分後，發現所有 A、B 股指數，一階差分後數列則皆呈現定態 ($P < 0.01$)，高度顯著拒絕資料具有單根之假設，顯示資料已成定態。

表三：ADF 單根測試 (Augmented Dickey Fuller Test)

上海股市	SHA	SHA (1)	SHB	SHB (1)	SHAV	SHBV
ADF 統計量	-1.6733	13.6194 ^{***}	-0.4444	-11.6695 ^{***}	-4.9345 ^{***}	-4.0428 ^{***}
深圳股市	HZA	HZA (1)	HZB	HZB (1)	HZAV	HZBV
ADF 統計量	-1.6618	-13.4787 ^{***}	-1.0645	-10.5188 ^{***}	-4.8036 ^{***}	-4.2268 ^{***}

註：***顯著水準 1%，ADF 臨界值為 -3.4389；**顯著水準 5%，ADF 臨界值為 -2.8645；

*顯著水準 10%，ADF 臨界值為 -2.5684。

資料來源：本研究分析結果

對數列進行共整合檢定之原因在於當兩變數皆為非定態數列，表示兩變數之間不存在短期的穩定關係，但仍可能存在著長期穩定關係，因此必須對原始數列進行共整合檢定。由上表三可知研究配對標的 (上海 A、B 股指數與深圳 A、B 股指數) 原始資料皆呈現非定態，故本研究採用 Johansen (1988) 所提出之共整合檢定法，結果如表四。在配對標的上海 A、B 股指數方面，上海 A 股指數與上海 B 股指數不存在共整合關係，顯著值 $P > 0.05$ ；配對

標的深圳 A、B 股指數亦是如此，深圳 A 股指數與深圳 B 股指數不存在共整合關係，顯著值 $P > 0.05$ 。

表四、Johansen 共整合檢定 (Johansen co-integration test)

變數	特徵值 (Eigenvalue) 1、 2	概似比率 (Likelihood Ratio) LR ₁ 、 LR ₂	臨界值 (Critical value)		虛無假設 H ₀
			5 %	1 %	
SHA 與 SHB	0.002755	3.569517	12.53	16.31	r = 0
	0.000372	0.424385	3.84	6.51	r = 1
HZA 與 HZB	0.002219	2.532113	12.53	16.31	r = 0
	1.85E-08	0.000021	3.84	6.51	r = 1

註：1.***顯著水準 1%；**顯著水準 5%；*顯著水準 10%。

2.r = 0：表示不存在共整，亦即存在 0 個共整向量；r = 1：表示存在 1 個共整向量。

資料來源：本研究分析結果

經由表三與表四之結果，可知道本研究之配對樣全部不存在線性共整合情形本，因此，不配適誤差修正模式，而直接以 Granger 因果關係之檢定。

Granger 因果關係結果如表五至表十。研究發現在指數與指數的配對標的方面，上海 A 股指數與上海 B 股指數並不明顯存在因果關係，僅因變數於遞延 1 期時，顯著水準 $P < 0.1$ ，「SHA；上海 A 股指數」會影響到「SHB；上海 B 股指數」，與因變數遞延 5 期時，顯著水準 $P < 0.1$ ，「上海 B 股指數」會影響到「上海 A 股指數」(見表五)；深圳 A 股指數與深圳 B 股指數因果關係不明顯存在因果關係，僅因變數於遞延 4 期時，顯著水準 $P < 0.1$ ，「HZA；深圳 A 股指數」會影響到「HZB；深圳 B 股指數」(見表八)。

在指數與成交量的配對標的方面，由表六中，在顯著水準為 $P < 0.01$ 下，因變數遞延由 1 至 5 期「上海 A 股指數」皆會影響「SHAV；上海 A 股成交量」，果變數郵遞延 1 至 5 期下「上海 A 股成交量」亦會反饋性的影響「上海 A 股指數」，因此，上海 A 股指數與上海 A 股成交量則存在雙向因果關係；由表七中，在顯著水準為 $P < 0.01$ 下，因變數遞延由 1 至 5 期「上海 B 股指數」皆會影響「SHBV；上海 B 股成交量」，在顯著水準為 $P < 0.05$ 下，果變數郵遞延 1 至 4 期下「上海 B 股成交量」亦會反饋性的影響「上海 B 股指數」，因此，上海 B 股指數與上海 B 股成交量因果關係存在雙向因果關係；由表九中，在顯著水準為 $P < 0.05$ 下，因變數遞延由 1 至 5 期「深圳 A 股指數」會影響「HZAV；深圳 A 股成交量」，果變數在遞延 1 至 5 期下「深圳 A 股成交量」亦會反饋性的影響「深圳 A 股指數」，可以發現深圳 A 股指數與深圳 A 股成交量因果關係存在雙向因果關係；由表十中，在顯著水準為 $P < 0.01$ 下，因變數遞延由 1 至 5 期「深圳 B 股指數」會影響「HZBV；深圳 B 股成交量」，果變數在遞延 1 至 5 期下「深圳 B 股成交量」亦會反饋性的影響「深圳 B 股指數」，因此，深圳 B 股指數與深圳 B 股成交量因果關係存在雙向因果關係。

表五：上海 A 股指數與上海 B 股指數因果關係檢定

遞延期數 Lag (a, b)	『SHA』影響『SHB』		『SHB』影響『SHA』	
	F-檢定	P-Value	F-檢定	P-Value
(1, 1)	3.79347	0.05170 [*]	0.71038	0.39949
(2, 2)	1.58908	0.20456	1.21526	0.29702
(3, 3)	1.12309	0.33859	1.03560	0.37588
(4, 4)	0.83683	0.50178	1.13144	0.34010
(5, 5)	0.76223	0.57711	2.15649	0.05666 [*]

註：1. ***顯著水準 1%；**顯著水準 5%；*顯著水準 10%。

2. (a, b)：a 代表因變數的遞延期數；b 代表果變數的遞延期數

表六：上海 A 股指數與上海 A 股成交量因果關係檢定

遞延期數 Lag (a, b)	『SHA』影響『SHAV』		『SHAV』影響『SHA』	
	F-檢定	P-Value	F-檢定	P-Value
(1, 1)	11.4131	0.00075 ^{***}	7.32289	0.00691 ^{***}
(2, 2)	138.136	0.00000 ^{***}	3.76287	0.02351 ^{**}
(3, 3)	93.5648	0.00000 ^{***}	5.45162	0.00101 ^{***}
(4, 4)	76.1509	0.00000 ^{***}	6.93203	1.6E-05 ^{***}
(5, 5)	62.3475	0.00000 ^{***}	7.80874	3.1E-07 ^{***}

註：***顯著水準 1%；**顯著水準 5%；*顯著水準 10%。

表七：上海 B 股指數與上海 B 股成交量因果關係檢定

遞延期數 Lag (a, b)	『SHB』影響『SHBV』		『SHBV』影響『SHB』	
	F-檢定	P-Value	F-檢定	P-Value
(1, 1)	74.1991	0.00000 ^{***}	6.48026	0.01104 ^{**}
(2, 2)	87.5894	0.00000 ^{***}	4.26633	0.01426 ^{**}
(3, 3)	54.2508	0.00000 ^{***}	4.22200	0.00558 ^{***}
(4, 4)	42.4758	0.00000 ^{***}	3.42442	0.00858 ^{***}
(5, 5)	35.4309	0.00000 ^{***}	1.76038	0.11819

註：***顯著水準 1%；**顯著水準 5%；*顯著水準 10%。

表八：深圳 A 股指數與深圳 B 股指數因果關係檢定

遞延期數 Lag (a, b)	『HZA』影響『HZB』		『HZB』影響『HZA』	
	F-檢定	P-Value	F-檢定	P-Value
(1, 1)	1.65236	0.19890	0.07313	0.78688
(2, 2)	2.19735	0.11157	0.14039	0.86904
(3, 3)	1.78673	0.14790	0.22995	0.87557
(4, 4)	1.99356	0.09330 [*]	0.26108	0.90294
(5, 5)	1.52186	0.18009	1.75132	0.12014

註：***顯著水準 1%；**顯著水準 5%；*顯著水準 10%。

表九：深圳 A 股指數與深圳 A 股成交量因果關係檢定

遞延期數 Lag (a, b)	『HZA』影響『HZAV』		『HZAV』影響『HZA』	
	F-檢定	P-Value	F-檢定	P-Value
(1, 1)	4.38701	0.03643**	7.91219	0.00499***
(2, 2)	137.740	0.00000***	4.71885	0.00910***
(3, 3)	92.2287	0.00000***	7.15574	9.2E-05***
(4, 4)	76.1013	0.00000***	6.24223	5.7E-05***
(5, 5)	64.3836	0.00000***	5.36213	7.0E-05***

註：***顯著水準 1%；**顯著水準 5%；*顯著水準 10%。

表十：深圳 B 股指數與深圳 B 股成交量因果關係檢定

遞延期數 Lag (a, b)	『HZB』影響『HZBV』		『HZBV』影響『HZB』	
	F-檢定	P-Value	F-檢定	P-Value
(1, 1)	28.4955	1.1E-07***	34.8642	4.7E-09***
(2, 2)	113.977	0.00000***	18.0263	2.0E-08***
(3, 3)	75.6653	0.00000***	22.1292	6.3E-14***
(4, 4)	60.8516	0.00000***	14.1726	2.7E-11***
(5, 5)	60.0830	0.00000***	11.0609	2.0E-10***

註：***顯著水準 1%；**顯著水準 5%；*顯著水準 10%。

值得注意的是，上海與深圳股票市場 A、B 股指數間（包括上海 A、B 股指數與深圳 A、B 股指數）均不相互影響。然而，兩市場中各指數與其成交量（包括上海 A 股指數與成交量、上海 B 股指數與成交量、深圳 A 股指數與成交量、深圳 B 股指數與成交量）卻顯著相互影響。

三、預測誤差變異數分解與衝擊反應

本研究依據前述模型以進行 24 期的預測誤差變異數分解及衝擊反應函數分析。在進行預測誤差變異數過程中，考慮以下四種狀況以了解各交易市場指數（A、B 股）與成交量間的相互影響性，包括：1.上海 A 股指數與上海 A 股成交量；2.上海 B 股指數與上海 B 股成交量；3.深圳 A 股指數與深圳 A 股成交量；4.深圳 B 股指數與深圳 B 股成交量。在進行衝擊反應分析過程中，則考慮了各標的指數對其成交量一單位標準差干擾之衝擊反應與各研究標的成交量對其指數一單位標準差干擾之衝擊反應四種狀況。預測誤差變異數分解及衝擊反應分析結果分別整理於表十、表十一、表十二與表十三。

由表十顯示，就排序上海 A 股指數-上海 A 股成交量而言，上海 A 股指數 24 期平均高達 90.09% 的變異是來自於其自身殘差的解釋能力，而上海 A 股成交量對上海 A 股指數 24 期平均解釋能力為 9.81%，說明上海 A 股指數受到其成交量變數的影響輕微。上海 A 股成交量 24 期平均的自身解釋能力有 62.48%，上海 A 股指數對其預測誤差變異數的解釋比例 24 期平均為 37.52%，可知上海 A 股成交量受上海 A 股指數影響大。就排序上海 B 股指數-上海 B 股成交量而言，上海 B 股指數 24 期平均高達 98.39% 的變異是來自於其自

身殘差的解釋能力，而上海 B 股成交量對上海 B 股指數 24 期平均解釋能力為 1.61 %，說明上海 B 股指數較不易受到其成交量變數的影響。上海 B 股成交量 24 期平均的自身解釋能力有 73.08 %，上海 B 股指數對其預測誤差變異數的解釋比例 24 期平均為 26.92 %，可知上海 B 股成交量受上海 B 股指數影響大。

由表十一顯示，就排序深圳 A 股指數-深圳 A 股成交量而言，深圳 A 股指數 24 期平均高達 98.09 % 的變異是來自於其自身殘差的解釋能力，而深圳 A 股成交量對深圳 A 股指數 24 期平均解釋能力為 1.81 %，說明深圳 A 股指數較不易受到其成交量變數的影響。深圳 A 股成交量 24 期平均的自身解釋能力有 62.48 %，深圳 A 股指數對其預測誤差變異數的解釋比例 24 期平均為 37.52 %，可知深圳 A 股成交量受深圳 A 股指數影響大。就排序深圳 B 股指數-深圳 B 股成交量而言，深圳 B 股指數 24 期平均高達 96.27 % 的變異是來自於其自身殘差的解釋能力，而深圳 B 股成交量對深圳 B 股指數 24 期平均解釋能力為 3.83 %，說明深圳 B 股指數易受到其成交量變數的影響不大。深圳 B 股成交量 24 期平均的自身解釋能力有 73.08 %，深圳 B 股指數對其預測誤差變異數的解釋比例 24 期平均為 26.92 %，可知深圳 B 股成交量受深圳 B 股指數影響大。

由表十二顯示，上海 A 股指數受到成交量一單位標準差干擾的變動明顯大於上海 B 股指數與深圳 A、B 股指數的反應，而深圳市場則沒有明顯證據顯示深圳 A、B 股何者受到成交量一單位標準差干擾的變動程度較大。因此可知上海 A 股指數資料於研究期間，在其成交量改變時，調整速度較上海 B 股指數調整速度為快；而深圳 A、B 股指數受到其成交量改變時，調整速度則沒有明確證據指出何者較快。

由表十三則顯示，上海與深圳 A 股成交量對上海與深圳 A 股指數一單位標準差干擾之衝擊反應明顯大於上海與深圳 B 股市場，顯示大陸證券 A 股市場成交量資料於研究期間，在標的指數改變時，調整速度較大陸證券 B 股市場成交量為快。

綜合上述可知，上海與深圳市場 A、B 股指數受其自身落後期數之相互關係影響能力相當大，而比較不受成交量的影響，而成交量方面則受成交量本身相互影響及指數的影響程度皆大。代表兩市場有「價」較「量」先行的味道，又由後續之衝擊反應可知因大陸證券市場之主要參與者在 A 股市場進行交易，「價」較「量」先行於大陸 A 股市場特別明顯。

陸、結論、限制與建議

在研究結論方面，本研究應用 Johansen 共整合檢定與 Granger 因果相關檢定上海與深圳股市指數與成交量數列資料，以探討其指數與指數間或指數與成交量間是否具有短期或長期關聯性存在及衝擊反應與預測誤差變異數分解模式以了解指數與成交量間影響程度與反應速度。選取標的包括上海與深圳 A、B 股指數與成交量，資料時間起點為 1997 年 1 月 1 日至 2001 年 9 月 30 日止，各 1146 筆日資料。其主要結果為 (1) 以 ADF 單根檢定發現，上海與深圳 A、B 股股價指數皆為非定態資料，經一階差分後則成為定態，滿足進行共整合檢定之要件。而上海與深圳 A、B 股成交量原始數列則為定態數列。(2) 以 Johansen 之最大似估計法進行共整合檢定結果顯示，配對標的上海 A、B 股指數與深圳 A、B 股

指數並不存在共整合關係，因此，可以知道本研究之配對標的包括指數與指數或指數與成交量間皆不具有長期穩定之均衡關係。(3) 以 Granger 因果相關檢定發現，配對標的上海 A 股與 B 股指數和另一組配對標的深圳 A 股與 B 股指數間因果關係並不明顯，但配對標的上海 A 股與上海 A 股成交量、上海 A 股與上海 B 股成交量、深圳 A 股與深圳 A 股成交量、深圳 B 股與深圳 B 股成交量皆呈現高度顯著性。(4) 上海與深圳市場 A、B 股指數受其自身落後期數之相互關係影響能力相當大，而比較不受成交量的影響，而成交量方面則受成交量本身相互影響及指數的影響程度皆大。(5) 上海 A 股指數在其成交量改變時，調整速度較上海 B 股指數調整速度為快；而深圳 A、B 股指數受到其成交量改變時，調整速度則沒有明確證據指出何者較快；大陸證券 A 股市場成交量資料於研究期間，在標的指數改變時，調整速度較大陸證券 B 股市場成交量為快。

由於本研究具有下列限制：包括(1) 資料選取自台灣經濟新報大陸股市資料庫，登錄過程正確與否，或有不完備之處，值得加以注意(2) 受限於每日成交量之單位為百萬元，且交易量數值的起伏差異大，雖然，交易量數列呈現穩定，但仍應取更詳盡之資料以替代改進之。故以上之研究限制皆會影響到最終結果之判定。在後續研究建議方面，本研究建議(1) A 股指數所包括之標的範圍為全部之上市企業，標的代表性雖全面，而 B 股卻僅為少數 A 股企業發行，代表性則不足。因此或可選取類股指數、新華指數、上證 30、深圳成分股指數及各類股中具代表性或同時發行 A、B 股之企業進行研究分析之。(2) 本研究期間之採樣期間長達將近五年，但大陸股市之變化不定、且起伏大，或可將標的期間細分為重大是間發生之時段以探討之。(3) 嘗試使用不同模型，以研究不同模型下其結果是否有所差異。(4) 加入與中國大陸貿易依存度高之國家，以研究期間是否存在著關聯性。(5) 一般來說進行 Granger 因果關係模式，採用任意或經驗法則來決定遞延期數，容易因主觀因素而造成不正確的情況發生，故本研究後續建議加入 Hsiao (1981) 所提出之最終預測誤差準則 (Akaike's Final Prediction, FPE) 來增進因果關係之檢定並與 Granger 之因果關係進行比較。

表十：上海股市預測殘差變異數分解

SHA - SHA V				SHB - SHB V			
變數	期數	SHA	SHA V	變數	期數	SHB	SHB V
SHA	1	100	0.00	SHB	1	100	0.00
	4	98.26	1.74		4	99.84	0.16
	8	98.39	1.60		8	99.30	0.69
	12	97.992	2.00		12	98.52	1.47
	16	97.55	2.45		16	97.73	2.27
	20	97.12	2.88		20	97.00	2.99
	24	96.73	3.27		24	96.36	3.64
	平均	90.09	9.81		平均	98.39	1.61
AV	1	3.69	96.30	SHBV	1	0.49	99.50
	4	35.18	64.82		4	19.44	80.56
	8	41.97	58.02		8	28.16	71.84
	12	44.11	55.88		12	32.12	67.88

	16	45.25	54.74		16	34.51	65.49
	20	45.96	54.04		20	36.19	63.80
	24	46.44	53.56		24	37.50	62.49
	平均	37.52	62.48		平均	26.92	73.08

資料來源：本研究分析結果

表十一：深圳股市預測殘差變異數分解

HZA - HZAV				HZB - HZBV			
變數	期數	HZA	HZAV	變數	期數	HZB	HZBV
HZA	1	100	0.00	HZB	1	100	0.00
	4	98.23	1.76		4	97.48	2.52
	8	98.31	1.68		8	97.14	2.86
	12	98.00	1.99		12	96.19	3.81
	16	97.67	2.33		16	95.21	4.79
	20	97.35	2.65		20	94.33	5.673
	24	97.05	2.95		24	93.57	6.43
	平均	98.09	1.81		平均	96.27	3.83
HZAV	1	4.56	95.43	HZBV	1	0.01	99.99
	4	36.24	63.76		4	20.41	79.58
	8	43.83	56.16		8	39.00	60.99
	12	46.09	53.91		12	45.69	54.31
	16	47.17	52.83		16	48.73	51.26
	20	47.77	52.22		20	50.48	49.51
	24	48.15	51.85		24	51.62	48.38
	平均	39.12	60.88		平均	36.57	63.43

資料來源：本研究分析結果

表十二：指數對成交量一單位標準差干擾之衝擊反應

上海市場			深圳市場		
期數	SHA	SHB	期數	HZA	HZB
1	0.000000	0.000000	1	0.000000	0.000000
2	1.883090	0.026168	2	0.836083	0.464936
3	3.814498	0.054501	3	1.335931	1.123224
4	4.689928	0.200697	4	1.487875	0.935042
5	1.740500	0.206977	5	0.856438	0.582201
6	2.874383	0.270821	6	1.056594	1.043776
7	3.439603	0.336182	7	1.199956	1.271879

8	3.650126	0.394916	8	1.264317	1.256990
9	3.765370	0.441740	9	1.324002	1.311879
10	4.118362	0.485920	10	1.384406	1.479730
11	4.278984	0.528891	11	1.431265	1.569663
12	4.511790	0.568760	12	1.485864	1.659367
13	4.687001	0.604718	13	1.534517	1.744475
14	4.859743	0.637774	14	1.579784	1.816378
15	5.016504	0.668312	15	1.622679	1.890233
16	5.173045	0.696466	16	1.662955	1.966416
17	5.309434	0.722333	17	1.700564	2.026496
18	5.440487	0.746101	18	1.735968	2.080740
19	5.560751	0.767938	19	1.769054	2.136728
20	5.673033	0.787990	20	1.799994	2.187664
21	5.776328	0.806391	21	1.828897	2.232199
22	5.872390	0.823267	22	1.855852	2.273933
23	5.960723	0.838732	23	1.880952	2.312764
24	6.042374	0.852893	24	1.904293	2.347924

資料來源：本研究分析結果

表十三：成交量對指數一單位標準差干擾之衝擊反應

上海市場			深圳市場		
期數	SHAV	SHBV	期數	HZAV	HZBV
1	363.6792	19.73356	1	335.1165	-2.090523
2	1222.543	108.8331	2	1076.521	95.94838
3	1009.234	93.82634	3	889.5958	78.99877
4	1100.037	92.67588	4	973.82	87.55269
5	1021.619	97.99044	5	945.7621	134.8644
6	938.2284	89.43932	6	852.5668	124.8236
7	858.4114	83.37841	7	808.0815	111.0569
8	831.4113	80.42179	8	781.2433	116.1432
9	774.0923	78.04128	9	741.6798	117.2799
10	739.2351	74.44705	10	709.2771	106.4423
11	701.7688	70.6437	11	676.569	102.8277
12	667.8371	67.55887	12	644.732	99.20324
13	633.598	64.89392	13	615.0557	93.82405
14	603.2221	62.32862	14	586.802	89.56979

15	572.9475	59.88086	15	559.6579	86.11929
16	545.1628	57.62124	16	533.8987	81.72966
17	518.654	55.54851	17	509.3029	78.07351
18	493.8005	53.62989	18	485.8457	75.02599
19	470.2257	51.84822	19	463.4912	71.75732
20	448.096	50.19573	20	442.1761	68.61871
21	427.1416	48.66398	21	421.8508	65.88703
22	407.4042	47.24397	22	402.474	63.25689
23	388.759	45.92729	23	383.9984	60.71043
24	371.172	44.70604	24	366.3829	58.36484

資料來源：本研究分析結果

參考文獻

- (1) 王耀輝，台灣股票市場加權指數與交易量日內行為之研究—時間數列相關模型之綜合應用，國立台灣大學財務金融學系出版碩士論文，1995。
- (2) 李又剛，股價指數現貨與期貨關聯性之探討：以 SIMEX 臺指與 S&P500 指數為例，企銀季刊，第廿二卷，第三期，第 51-71 頁，1994。
- (3) 陳東明，台灣股市價量關係之研究，台大商研所碩士論文，1991。
- (4) 徐合成，台灣股市股票報酬率與交易量關係之實證研究—GRACH 模型之運用，國立台灣大學財務金融學研究所為出版碩士論文，1993。
- (5) 倪衍森、吳曼華，新加坡證券市場效率性之探討，企銀季刊，第廿二卷，第三期，第 73-93 頁，1998。
- (6) 許溪南，黃文芳，台灣股市價量線性與非線性關係之研究，管理學報，第十四卷，第二期，第 177-195 頁，1997。
- (7) 劉永欽，臺灣股票市場價量之線性與非線性 Granger 因果關係之研究，國立交通大學管理科學研究所，1996。
- (8) 翁瑞宏，東亞地區股市關聯性之實證研究，中興大學企業管理研究所碩士論文，1997。
- (9) 駱綾，上海、深圳股市價量關係之實證研究，私立淡江大學大陸研究所未出版碩士論文，1994。
- (10) Engle and Granger, 1987, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, March, pp.251-276.

- (11) Godfrey, M.D.,C.W.J. Granger and Morgenstern ,1964, "The Random Walk Hypothesis of Stock Market Behavior," *Kyklos*, Vol.17, pp.1-30.
- (12) Granger,C.W.J.,1969, "Investigating Causal Relations By Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*,37, pp.424-438,1969.
- (13) Granger,C.W.J.,1986, "Developments in the Study of Co-integration and Error-Correction Models," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, pp.213-228.
- (14) Hsiao,c.1981, "Autoregressive Modeling and Money –Income Causality Detection," *Journal of Monetary Economics*, Vol.7, pp.85-106.
- (15) Johansen,S.,1988, "Statistical Analysis of Co-integration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp.231-254.
- (16) McInish, T.H. and R.A. Wood, 1990 "An Analysis of Transaction Data for the Toronto Stock Exchange : Return Patterns and End of the Day Effect," *Journal of Banking Finance*, Vol.14, pp.441-458.
- (17) Rogalski,R.,1978 , "The Dependence of Prices and Volume," *Review of Economics and Statistics*, Vol.36, pp.268-274.
- (18) Sims,1980, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol.72, pp.160-1741.