

報酬率與成交量之因果關係—台灣店頭市場實證研究

A Study of Causality between Price and Volume on Taiwan OTC

徐清俊 陳盈君

Ching-Jun Hsu Chun-Ying Chen

摘要

以往有關股市報酬率之研究，均偏重於集中市場，而近年來隨著國內經濟成長，店頭市場迅速的發展使其重要性大為增加，並受到投資大眾的關注。本研究以四種不同的時間數列—週轉率、成交量(千股)/百萬股、成交筆數(筆)/千筆、成交值，代表成交量，探討台灣股票店頭市場報酬率與成交量之因果關係，資料來源為台灣經濟新報資料庫(Taiwan Economic Journal)，資料期間是從 2000 年 1 月到 2002 年 1 月，採取日資料進行分析。以 ADF 單根檢定，檢驗時間數列是否為定態數列；而價量因果關係之研究方法則採用 Granger causality testing(1969)。實證結果顯示，台灣股票店頭市場的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，無論在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。

關鍵詞：店頭市場、單根檢定、Granger 因果關係

ABSTRACT

A study about stock return of the stock market, stressing more on the Taiwan Securities Exchange company (TSEC). In recent years, with the development of domestic economy, the over-the counter (OTC) is fast development and more and more important. In this paper, we will define four variable —turnover ratio, trading volume, number of trades, trading dollar volume, to representative of trading volume. The purpose of this paper is to examine the Granger causality between price and volume. The daily closing prices and trading volumes data during 2000/01~2002/01 are provided by Taiwan Economic Journal. With Unit root test for stationary. And with Granger causality tests, we examine the lead-lag relationship between stock return and trading volume. The results of this empirical test are that stock return positive causal relationship to change the trading volume, but trading volume does not affect stock return.

Keywords: OTC, Unit Root test, Granger causality

一、前言

股票投資成為理財方式之一乃台灣經濟成長穩定後的主要產物，也是工商企業籌措資金最方便的管道。雖然，股票投資的主要目的在於理財，但一般投資大眾所關切的卻是如何從股票投資中獲取超額利潤。個別投資人為了買低賣高，通常只會注意股價的變化，而忽略了量的起伏與其隱藏效果。實際上，股價的波動是投資者將資金投入或抽出市場的反映，其間成交量實際上佔有極重要的地位。成交時的「量」是投資人對交易之個別預期，而此時的「價」則為股市之整體形勢，

兩者分別扮演著市場上交易當時的個體與總體之角色。所以，價量的互動不僅是投資大眾所應關切的課題，也是市場機能發揮之關鍵。

從經濟學的角度來看，供給與需求這兩股市場力量共同決定了價格與數量。Ying(1966)指出股票價格與成交量為市場機能的聯合產物，任何只單獨分析價格或成交量的模式，就算其推導過程符合邏輯，仍不能算是非常完整的分析。由過去的研究我們可發現價量關係似乎存在於台灣股市，價量因果關係(Granger causality)之研究，可以驗證股價(成交量)是否為成交量(股價)之領先指標，假如

價量之間具有領先或落後關係，則兩者間任一方之交易資訊將有助另一方之預測，進而提高投資效率。截至目前為止，雖已有為數不少的學者對價量因果關係之議題感到興趣，且將實際資料加以檢定，但所得到的結論仍然不一致，亦即究竟是價領先量或者是量領先價至今仍未有一個定論。

以往有關股市價量因果關係之研究，均偏重於集中市場，而近年來隨著國內經濟成長，店頭市場的規模不斷擴大發展迅速，再加上資金大量流入，使其重要性大為增加。店頭市場已不再是過去容易買不容易賣的市場，受到投資大眾的關注。因此，本研究以台灣股票店頭市場為研究對象，主要目的為分析報酬率與成交量之間是否存在領先與落後關係 (Lead-lag relationship)，驗證不同成交量一週轉率、成交量(千股)/百萬股、成交筆數(筆)/千筆、成交值等定義下是否有所差異。

本研究內容共分為五部份：第一部份為前言；第二部份為價量關係之文獻探討；第三部分說明資料定態性之檢定 (單根檢定)，價量關係之研究方法(Granger causality testing)；第四部分說明資料來源與變數定義，並就實證結果加以分析。最後，提出本研究之結論並建議後續研究之方向。

二、文獻探討

自從 Osborne (1959)提出股市價量間有相關性之後，價量關係便成為一個值得研究的課題。然而一開始幾乎所有的研究都著重在同時性關係的探討，直到 1980 年代中期以後，因果性關係才逐漸受到重視。同時性相關的研究焦點，主要是集中在分析價量之間相關性的正負與強弱程度；而因果性相關分析，則是在探討價量之間領先或落後的關係(lead-lag relationship)，這是無法由同時性相關研究中加以辨別的。以下將過去學者對於股市價量因果關係的實證結果分為價量無因果關係、量影響價、價影響量、價量存在雙向因果關係等四類，進行相關文獻之回顧。

(1)價量無因果關係

Godfrey、Granger 與 Morgenstern(1964)運用光譜分析法，探討 NYSE(New York Stock Exchange)價量關係，採用樣本期間從 1939 至 1961 年的週資料，研究結果發現市場成交量與股價指

數之間無顯著關係。Rogalski(1987)探討股價與交易量間是否存在著領先或落後關係，其研究期間自 1968 至 1973 年，選取十種股票與認股權證為樣本，以月資料為主，並利用 Granger(1969)因果關係模式為工具，研究結果顯示股價與交易量只有同時性關係，並無任何遞延因果關係存在。

(2)量影響價

陳東明(1991)從 1986 年 1 月到 1990 年 9 月之台灣證券交易所的上市股票中，隨機選取 60 家，利用 Granger 的因果關係理論對此 60 家公司的日資料進行實證探討，發現交易量資料可以改進對價格的預測，且統計結果也支持量先價行的說法。葉銀華(1991)以 1988 年 9 月至 1990 年 2 月間台灣股票市場之發行量加權股價指數與成交量的週資料與日資料做為研究對象，並採用時間數列分析的轉換函數模式(Transfer Function Model)來進行研究，結果發現成交量領先股價變動兩期，支持量是價的先行指標。

(3)價影響量

Jain 與 Joh(1988)以 Granger-Sims 因果關係模式為研究工具，採樣期間自 1979 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。徐合成(1993)應用 GARCH 模型對台灣股票報酬率與交易量進行研究，結果證實價先量行的說法，他認為這可能是台灣的投資人習慣利用股票價格的漲跌來做為買賣股票的判斷的結果所致。劉永欽(1996)以台灣股市中個別股票、產業以及整體市場的日資料為研究對象，研究期間分成短期(1995 年 1 月至 1996 年 3 月)與長期(1990 年 1 月至 1995 年 12 月)，以線性的 Granger 因果關係模式檢定，結果發現短期是價影響量，但長期則是價量相互影響。

另外，在以日內資料為對象的研究方面，鄭淙仁(1992)以 1989 年 8 月間 100 種上市股票為研究目標，使用複迴歸分析，證實股價變動與股價報酬率為成交量的先行指標，大約領先 20~30 分鐘。而陳立國(1993)也以 1989~1992 年間每 30 分鐘之加權股價指數與交易資料進行日內價量分析，其結果亦發現報酬率領先交易量的單向關係。

(4)價量存在雙向因果關係

McInish(1991)以交易次數與每次交易量作為交易量的衡量指標，探討交易量與股價間的關係，研究期間從 1980 到 1984 年，利用每小時的股價與成交量資料為樣本，以 Geweke, Meese 與 Dent(1982)所用的因果關係模式為研究工具，結果發現價量間存在雙向因果關係，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來得大。

楊踐為與許至榮(1997)以台灣集中市場與店頭市場 1995 年 11 月至 1996 年 12 月的週資料為研究對象，利用 Granger(1969)所提出的變數預測力來衡量變數間的因果關係，採用線性預測值(Linear predictor)及均方誤(Mearl 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)，以避免產生虛假迴歸(Spurious Regression)，並輔以 Hsiao(1991)所主張的最終預測誤差準則(Akaike's Final Prediction Error, FPF)來決定變數間的因果關係模式。研究結果發現集中市場價量間並沒有因果關係存在，然而在店頭市場方面則發現價量存在雙向因果關係。

許溪南和黃文芳(1997)運用 Granger(1969)之線性因果檢定模式來研究台灣股市價量之線性因果關係，以 1986 年至 1995 年台灣證券交易所每日成交量及發行量加權股價指數為研究對象，研究結果顯示報酬率與成交量(或成交量變動率)之間均呈現雙向因果關係。

三、研究方法

本研究主要目的在於探討台灣股票店頭市場之價量因果關係，因此，先以 ADF 單根檢定，檢驗時間數列是否為定態數列；並採用 Granger (1969)因果關係檢定，探究報酬率與成交量之間是否存在領先與落後關係。

(1)單根(Unit root)檢定—ADF 檢定

時間數列資料是由一隨機(Stochastic)過程所產生，若經由此隨機過程所產生的機率分配與時間呈現獨立的情形，亦即此一機率分配不會隨著時間的變動而改變，則稱此數列為定態(Stationary)的時間數列。一定態數列對於任何外在衝擊僅會有暫時性影響，亦即該變數受到干擾後又會返回其平均值。反之，若經由此隨機過程所產生的機

率分配會隨著時間的變動而改變，則稱此數列為非定態(Nonstationary)的時間數列。

為使時間數列資料符合實證模型之條件，通常利用單根檢定來檢驗一個時間數列是否為定態。在實證上，廣泛的以 ADF tests(Augmented Dickey-Fuller tests)來進行單根檢定，有三種不同的模型，包括無截距且無時間趨勢、有截距但無時間趨勢以及有截距與時間趨勢，本研究採取財務實證上最常用的第二種模型—有截距但無時間趨勢。其模型與假設說明如下：

模型

$$\Delta X_t = \mu + (\alpha - 1)X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 ΔX_t 為欲探討變數之時間數列； μ 表示為截距項。

假設

$$H_0: \alpha^* = 0 \quad \text{vs} \quad H_1: \alpha^* < 0 \quad (\alpha^* = \alpha - 1)$$

Granger and Newbold(1974)以 Monte Carlo 模擬發現，對獨立非恆定變數進行迴歸分析時，傳統之 t 檢定和 F 檢定會因過度拒絕虛無假設，而產生錯誤的統計推論。所以，雖然迴歸分析之結果有很高的 R^2 值及 t 統計量，但容易產生 D-W 值偏低及存在假性迴歸的問題，因此認為傳統檢定方法在拒絕沒有序列相關的虛無假設時會有很大偏誤。

由於本研究是探討台灣股票店頭市場之價量因果關係，所以和其他的財務實證一樣，在對時間數列做分析之前，必須先檢定時間數列是否為定態數列。要檢定是否為定態數列，則須採用單根檢定法。此檢定的虛無假設為 H_0 ：存在單根，若檢定結果拒絕虛無假設，代表該時間數列不具單根，為一定態時間數列，其整合階次為 $I(0)$ 。相反的，若檢驗結果發現數列有單根時，則代表該時間數列為非定態的時間數列。非定態的時間數列必須取差分再進行一次單根檢定，直到不存在單根為止，根據須取幾次差分後才會變成定態的數列，來判斷數列的整合階次，其整合階次可能為 $I(1)$ 或更高的整合階次。

(2)因果關係檢定方法

本研究運用 Granger(1969)之檢定模式探討台灣股票店頭市場價量之因果關係。首先說明 Granger causality 之定義(Granger, 1969)：

設有兩個純量值定態(Scalar-Valued and Stationary)之時間數列 $\{X_t\}$, $\{Y_t\}$, $F(X_t | I_{t-1})$ 表示 X_t 之條件機率分配, I_{t-1} 表示一個二元(bivariate)資訊集合, 包含 $X_{t-L_x}^{L_x}$, $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 兩種落後向量(lag vector)資訊。其中

$$X_{t-L_x}^{L_x} = (X_{t-L_x}, X_{t-L_x+1}, \dots, X_{t-1}) \quad (2)$$

$$Y_{t-L_y}^{L_y} = (Y_{t-L_y}, Y_{t-L_y+1}, \dots, Y_{t-1}) \quad (3)$$

(2)與(3)式表示兩組過去的 X 與 Y 之時間數列資料, 其中 L_x, L_y 則分別表示時間數列之落後期數(lags)。在既定之 L_x, L_y 之下, 若

$$F(X_t | I_{t-1}) = F(X_t | (I_{t-1} - Y_{t-L_y}^{L_y})) \quad (4)$$

則表示時間數列 $\{Y_t\}$ 不是時間數列 $\{X_t\}$ 的絕對 Granger 原因。

由以上分析可知, Granger 因果檢定可運用於探討兩個定態時間數列之領先落後關係。若 Y_t 領先 X_t , 則在預測時, 同時使用 X_t 與 Y_t 過去之資料, 其預測能力應高於僅使用 X_t 過去之資料。以下將運用二元變量自我迴歸模型進行因果關係之檢定。

假設有兩個時間數列 $\{X_t\}$, $\{Y_t\}$, 構成兩個二元變量自我迴歸模型如下：

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^{k_1} \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{m_1} \beta_{1j} X_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$X_t = a_2 + \sum_{i=1}^{m_2} \alpha_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=1}^{k_2} \beta_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

其中 X_{t-i} , Y_{t-i} 表示落後 i 之 X, Y ; k_1, k_2, m_1, m_2 表示所設定之落後期數, 亦即自變數之個數。經由 F-test 來檢定迴歸方程式之係數, 即檢定下列兩個虛無假設：

$$H_0 : \beta_{1j}=0 (j=1,2,\dots,m_1)$$

$$H_0 : \beta_{2j}=0 (j=1,2,\dots,k_2)$$

若 $\beta_{1j}=0 (j=1,2,\dots,m_1)$, 則表示時間數列 X_t 並

未領先時間數列 Y_t , 亦即 X 過去之資訊無助於 Y 之預測; 同理 $\beta_{2j}=0 (j=1,2,\dots,k_2)$ 則表示時間數列 Y_t 並未領先時間數列 X_t , 亦即 Y 過去之資訊無助於 X 之預測。若 $\beta_{1j} \neq 0, \beta_{2j} \neq 0$, 則 X_{t-i} , Y_{t-i} 呈回饋關係, 亦即有雙向因果關係。

Granger (1969)認為變數間若存在著因果關係, 即表示變數間有可預測性, 本研究採用 Granger Causality Test 中之單方遞延落差法(One-side Distributed Lag Approach)來檢定時間數列的因果關係, 以避免產生虛假迴歸(Spurious Regression)。

四、實證研究

(1)資料來源與變數定義

本研究主要探討台灣股票店頭市場報酬率與成交量之因果關係, 研究期間從 2000 年 1 月至 2002 年 1 月, 採取日資料, 共計 537 個觀測值。資料來源為台灣經濟新報資料庫(Taiwan Economic Journal)。本研究所使用之變數分別定義如下：

報酬率基本計算公式：

$$r = \log(P_t / P_{t-1}) * 100\%$$

其中 P_t ：當期收盤價；

P_{t-1} ：前一交易日收盤價

為避免因除權、除息等因素造成預測上的偏差, 因此本研究採用台灣經濟新報資料庫(TEJ)中已對除權除息等因素調整過的日報酬資料。

成交量：

$$v1 = \text{週轉率} = \text{成交量} / \text{流通在外股數} * 100\%$$

$$v2 = \text{成交量(千股)} / \text{百萬股}$$

$$v3 = \text{成交筆數(筆)} / \text{千筆}$$

$$v4 = \text{成交值}$$

(2)檢定結果

• 單根檢定

在對兩時間數列做分析之前, 必須先檢定兩時間數列是否為定態數列, 否則可能導致錯誤的推論。本研究採 Dickey and Fuller(1979)提出的單根

檢定，分別檢定台灣股票店頭市場加權收盤股價指數與成交量之時間數列，若接受具有單根的虛無假設，則把數列進一步差分，直到拒絕虛無假設為止，以研判數列的整合階次，結果如表 1 所示：

表 1 五個數列單根檢定

| Lag | r | V1 | V2 | V3 | V4 |
|-----|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 1 | -15.24950*** | -4.834465* | -4.805224*** | -5.271419*** | -4.731674*** |
| 2 | -11.64307*** | -4.258587*** | -4.181184*** | -4.513980*** | -4.237291*** |
| 3 | -11.00351*** | -3.898630*** | -3.772758*** | -4.063592*** | -3.786821*** |
| 4 | -9.922428*** | -3.294278** | -3.132054** | -3.428683** | -3.432648** |
| 5 | -9.507817*** | -3.490091*** | -3.253929** | -3.660762** | -3.935871*** |
| 6 | -9.035200*** | -3.071132* | -2.887040** | -3.251666** | -3.344697** |

註：

*10%顯著水準，ADF 臨界值為-2.5698；**5%顯著水準，ADF 臨界值為 -2.8673；***1%顯著水準，ADF 臨界值為 -3.4449

H_0 ：存有單根（非定態數列）

報酬率： $r = \log(P_t / P_{t-1}) * 100\%$

成交量： $v1 = \text{週轉率} = \text{成交量} / \text{流通在外股數} * 100\%$ ； $v2 = \text{成交量(千股)} / \text{百萬股}$ ； $v3 = \text{成交筆數(筆)} / \text{千筆}$ ； $v4 = \text{成交值}$

店頭市場加權收盤股價指數，經過 ADF 單根檢定後，呈現非定態時間數列，在顯著水準為 1% 時，落遲期數由 1 期至 6 期 ADF 統計量均大於臨界值，故均無法拒絕虛無假設，表示變數具有單根。為了使變數成為定態數列，必須對變數進行一階差分 $I(1)$ ，經過一階差分及對數轉換後，由表 1 得知，在 1% 顯著水準下，報酬數列拒絕單根的假設，表示報酬數列呈現定態。而成交量方面無論在何種定義下，當顯著水準為 1% 時，落遲期數由 1 期至 6 期 ADF 單根檢定均拒絕虛無假設，表示變數不具單根，皆為定態數列。

• 因果關係檢定

由於本研究的交易量變數（週轉率、成交量（千股）/百萬股、成交筆數（筆）/千筆、成交值）均為定態數列，無須經過差分轉換，故其整合階次為 0。而店頭市場加權收盤股價指數呈現非定態數列，有單根存在，須經過差分轉換，在一階差分之後，發現數列已呈定態，因此報酬數列之整合階次為 1。因為報酬數列與成交量數列之整合階次

不同，故二變數間不存在共整合關係，亦即不存在長期均衡關係，故可採用 Granger(1969)來檢定變數間的因果關係。

依據 Granger(1969)對因果關係定義的基礎，在決定遞延期數（lag）時，採用 Granger Causality Test 中之單方遞延落差法，輔以經驗法則，因此本研究將遞延期數設定為 1 到 6 期，以探討前一星期的股價或成交量是否會影響到目前的股價或成交量。

表 2 報酬率與週轉率之因果關係檢定

| 遞延期數 Lag (a, b) | 報酬率影響 週轉率 | | 週轉率影響 報酬率 | |
|-----------------------|--------------|------------|--------------|---------|
| | F-test | P-value | F-test | P-value |
| (1, 1) | 24.1984 | 1.2E-06*** | 0.76996 | 0.38062 |
| (2, 2) | 30.3217 | 3.4E-13*** | 0.29682 | 0.74330 |
| (3, 3) | 20.5022 | 1.4E-12*** | 0.32348 | 0.80840 |
| (4, 4) | 17.2267 | 2.8E-13*** | 0.54577 | 0.70220 |
| (5, 5) | 12.4890 | 1.8E-11*** | 0.92602 | 0.46361 |
| (6, 6) | 11.1996 | 9.1E-12*** | 1.32247 | 0.24515 |

註：

***1%顯著水準，P-value<0.01。

(a, b)；以 a 代表因變數遞延期數 b 代表果變數遞延期數

表 3 報酬率與成交量(千股)/百萬股之因果關係檢定

| 遞延期數 Lag (a, b) | 報酬率影響 成交量/百萬股 | | 成交量/百萬股影響 報酬率 | |
|-----------------------|------------------|------------|------------------|---------|
| | F-test | P-value | F-test | P-value |
| (1, 1) | 26.5127 | 3.7E-07*** | 1.57616 | 0.20987 |
| (2, 2) | 30.5578 | 2.8E-13*** | 0.59039 | 0.55447 |
| (3, 3) | 21.0409 | 6.9E-13*** | 0.44244 | 0.72276 |
| (4, 4) | 17.3098 | 2.4E-13*** | 0.57717 | 0.67931 |
| (5, 5) | 12.8808 | 8.0E-12*** | 0.88756 | 0.48907 |
| (6, 6) | 11.6751 | 2.8E-12*** | 1.27189 | 0.26851 |

註：

***1%顯著水準，P-value<0.01。

(a, b)；以 a 代表因變數遞延期數 b 代表果變數遞延期數

表 4 報酬率與成交筆數(筆)/千筆之因果關係檢定

| 遞延期數 Lag (a, b) | 報酬率影響 成交筆數(筆)/千筆 | | 成交筆數(筆)/千筆影響 報酬率 | |
|-----------------------|---------------------|------------|---------------------|---------|
| | F-test | P-value | F-test | P-value |
| (1, 1) | 27.2251 | 2.6E-07*** | 0.70208 | 0.40246 |
| (2, 2) | 31.0416 | 1.8E-13*** | 0.20131 | 0.81773 |
| (3, 3) | 22.4615 | 1.1E-13*** | 0.37863 | 0.76846 |
| (4, 4) | 18.9596 | 1.4E-14*** | 0.40699 | 0.80365 |
| (5, 5) | 14.3677 | 3.4E-13*** | 1.01806 | 0.40618 |
| (6, 6) | 12.5412 | 3.2E-13*** | 1.37371 | 0.22320 |

註：

***1%顯著水準，P-value<0.01。

(a, b)；以 a 代表因變數遞延期數 b 代表果變數遞延期數

表 5 報酬率與成交值之因果關係檢定

| 遞延期數 Lag (a, b) | 報酬率影響 成交值 | | 成交值影響 報酬率 | |
|-----------------------|--------------|------------|--------------|---------|
| | F-test | P-value | F-test | P-value |
| (1, 1) | 14.7248 | 0.00014*** | 0.12395 | 0.72493 |
| (2, 2) | 26.5763 | 1.0E-11*** | 0.06440 | 0.93764 |
| (3, 3) | 18.1647 | 3.1E-11*** | 0.94671 | 0.41774 |
| (4, 4) | 16.6127 | 7.9E-13*** | 0.99174 | 0.41151 |
| (5, 5) | 11.6961 | 9.9E-11*** | 1.19399 | 0.31081 |
| (6, 6) | 9.86541 | 2.6E-10*** | 1.37813 | 0.22139 |

註：

***1%顯著水準，P-value<0.01。

(a, b)；以 a 代表因變數遞延期數 b 代表果變數遞延期數

表 2 - 5 分別代表報酬率與週轉率、成交量(千股)/百萬股、成交筆數(筆)/千筆、成交值之 Granger 因果關係分析，研究結果顯示選擇遞延 1-6 期，報酬率影響交易量方面，均為正向因果關係，顯著水準達 (P<0.01)。亦即店頭市場之成交量，無論在何種定義下皆會隨著報酬率的變化而改變，呈現齊漲齊跌的現象；這個現象也說明了，報酬率之資訊有助於對成交量之預測。當報酬率上漲時，可能會有較大的成交量出現。然而在成交量影響報酬率方面，無論在何種定義下都不顯著，表示成交量不會影響報酬率。

五、結論與建議

本研究以台灣股票店頭市場為主要對象，原始資料為加權日收盤股價指數，週轉率、成交量(千股)/百萬股、成交筆數(筆)/千筆、成交值，研究期間是 2000 年 1 月至 2002 年 1 月，採取日資料，共計 537 個觀測值。資料來源為台灣經濟新報資料庫(Taiwan Economic Journal)。探討台灣股票店頭市場報酬率與成交量是否存在因果關係。

在進行因果關係檢定前，先將五個時間數列做單根檢定，以檢驗時間數列資料是否呈現定態，最後再利用 Granger 因果模式來探討其間之因果關係。研究結果發現報酬率和週轉率、成交量(千股)/百萬股、成交筆數(筆)/千筆、成交值之間均存在單向因果關係，報酬率為領先指標，且為正向因果關係，顯著水準達 1% (P<0.01)。亦即店頭市場之成交量，無論在何種定義下皆會隨著報酬率而變化，呈現齊漲齊跌的現象，這個現象也說明了，當報酬率上漲時，可能會有較大的成交量出現。然而成交量則不會影響報酬率。下表將本研究之所有結果一一列出：

表 6 實證結果

| | |
|----------------|--------------------------------------|
| ADF 單根檢定 | 加權收盤股價指數具有單根，為 I(1)非定態時間數列 |
| | 交易量變數不具有單根，為 I(0)定態時間數列 |
| Granger 因果關係檢定 | 報酬率影響交易量方面，均為正向因果關係，且報酬率領先交易量 |
| | 成交量影響報酬率方面，無論在何種定義下都不顯著，表示成交量不會影響報酬率 |

註：

交易量變數包括週轉率、成交量(千股)/百萬股、成交筆數(筆)/千筆、成交值

本研究探討台灣股票店頭市場報酬率與成交量之因果關係，後續之研究方向可著重以下四點：

1. 本研究之研究期間僅有兩年（2000 年 1 月至 2002 年 1 月）之日資料，建議後續研究可將樣本期間拉長，以提升預測之準確性。
2. 可採用不同頻率之資料研究（例如：分鐘資料、日資料、週資料等），以探討時間頻率之不同是否會影響價量的領先或落後關係。
3. 本研究僅探討台灣店頭市場報酬率與成交量之因果關係，建議後續研究可探討，類股或個別公司之價量因果關係。
4. 本研究僅探討線性因果關係，後續研究可探討

價量非線性之因果關係。

參考文獻

中文部分

- 1.徐合成(1994),「台灣股市股票報酬與交易量關係之實證研究：GARCH 模型之應用」,台灣大學財務金融研究所出版碩士論文
- 2.陳立國(1993),「台灣股市價量關係之研究」,台灣大學財務金融研究所出版碩士論文
- 3.陳東明(1991),「台灣股票場價量關係之實證研究」,台灣大學商學研究所出版碩士論文
- 4.葉銀華(1990),「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」,台北市銀月刊,第二十二卷,第十一期,pp.57-70.
- 5.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,第五十四期,pp.19-32.
- 6.劉永欽(1996),「台灣地區股票市場之線性及非線性 Granger 因果關係之研究」,交通大學管理科學研究所出版碩士論文.
- 7.鄭淙仁(1991),「台灣股市日內價量關係之探討」,政治大學企業管理研究所出版碩士論文
- 8.許溪南、黃文芳(1997),「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,pp.177-195

英文部分

- 1.Dickey, D. A., and W. A. Fuller (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With A Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, p1057-1072.
- 2.Dickey, D. A., and W. A. Fuller (1979), "Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series With A Unit Root", *Journal of The American Statistical Association*, Vol.74, p427-431.
- 3.Godfrey M. D., Granger C.E.J., Morgenstern O. (1964), "The Random Walk Hypothesis of Stock

Market Behavior", *Kyklos*, Vol.17, p1-30.

- 4.Granger, C. W. J.(1969), "Investigating Causal Relations by Economic Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, Vol.37, No. 3, p424-438.
- 5.Granger, C. W. J.(1969), "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometrics Model Specification", *Journal of Econometrica*, Vol.37, No. 3, p424-438.
- 6.Jain, Prem C., Gun-Ho, Joh (1988), "The Dependence Between Hourly Prices and Trading Volume", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Sep, p269-283.
- 7.Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Co-integration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, Vol.59, p1551-1580.
- 8.Rogalski (1987), "The Stochastic Properties of Term Structure Movements", *Journal of Monetary Economics*, Vol.19, Issue 2, p229-254.
- 9.Osborn, M., (1959), "Brownian Motion in the Stock Market", *Operations Research* 17, p145-173.
- 10.Ying, C. C. (1966), "Stock market price and volumes of sales", *Econometrica*, Vol.34, p676-686.

