

金融風險管理季刊
民96，第三卷，第三期，81-110

五個亞洲地區國家股票市場價量因果關係之再檢定*

A Revisit on the Stock Price-Volume Relation in Five Asian Stock Markets

投稿日期：96.02.12

接受日期：96.08.15

陳仕偉**
Shyh-Wei Chen
東海大學經濟學系

Department of Economics, Tunghai University

摘要

本文旨在重新檢定亞洲地區五個國家的股票市場價格及交易量的因果關係，在共整合檢定過程中我們採用 Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法，而在因果關係檢定方法上，我們除了採用傳統線性因果關係檢定和 Hiemstra and Jones (1994) 的非線性因果關係檢定方法，也應用了 Diks and Panchenko (2006) 修正後無母數的方法檢定非線性的 Granger 因果關係，以避免錯誤的推論。邊界檢定結果顯示，五個亞洲國家的股票價格及交易量都存在一個長期均衡關係。因果關係檢定結果顯示，台灣股票價格及交易量在短期呈現雙向的因果關係，長期則得到台灣股票交易量對股票價格存在線性因果關係；價格對交易量則存在非線性因果關係。新加坡、泰國、馬來西亞與印尼的檢定結果則顯示股市價格對交易量存在單向線性因果關係，交易量對於價格不存在線性因果關係，非線性因果關係效果則都不存在。因此 Copeland (1976) 及 Jennings et al. (1981) 的連續訊息到達模型適用於解釋台灣股票市場的價量因果關係。而 DeLong et al. (1990) 提出的「雜訊交易模型」中之「正向反饋交易策略」較適合用來解釋新加坡、泰國、馬來西亞與印尼的股市價量關係。

關鍵詞：邊界檢定法、無母數因果關係、非線性、股票價格、交易量

JEL分類代號：C32, G15

* 作者要感謝本刊主編及兩位匿名評審細心審閱並提出寶貴的建議，文中若有任何疏失，當由作者負責。

** 聯繫作者：陳仕偉，副教授，東海大學經濟學系，台中市台中港路3段181號。

TEL: (04) 2359-0121# 2922, E-mail: shyhwei.chen@gmail.com 或 schen@thu.edu.tw。

Abstract

This paper examines the stock price-volume relation in a set of Asian markets. Using weekly index data, we first document a long-run relation between price and volume with the autoregressive distributed lag (ARDL) bounds test. Using the error vector error correction model to test for Granger causality, we find strong evidence that there is bi-directional effect between price and volume in Taiwan. Moreover, stock price Granger causes volume for Singapore, Thailand, Malaysia and Indonesia. Using the nonlinear Granger causality, we find that there is unidirectional effect from volume to price in Taiwan. However, we fail to find strong evidence on stock price changes leading volume and vice versa for Singapore, Thailand, Malaysia and Indonesia. The implication of these results is that the sequential information arrival model, proposed by Copeland (1976) and Jennings et al. (1981), is suitable in explaining the price-volume relationship in Taiwan. The noise trader model, championed by DeLong et al. (1990), is suitable for explaining the price-volume relationship for Singapore, Thailand, Malaysia and Indonesia.

Key Words: bound test, nonparametric granger causality, nonlinear, stock price, volume

JEL classification: C32, G15

1. 前言

金融市場或商品市場的價格與交易數量的因果關係一直是經濟或財務金融學者們關注和研究的重點之一。Karpoff (1987) 就特別提出四個理由，說明研究金融市場價量關係的重要性：第一，研究金融市場價量關係可以讓我們洞悉財務市場的結構；第二，了解金融市場的價量關係有助於事件分析 (event studies) 的研究；第三，價量關係是瞭解投機價格的實證分配的關鍵因素；第四，研究價量關係對於學者進一步分析期貨市場及選擇權市場交易等研究具有顯著的影響，因此學者們分別從理論及實證的角度，對市場的價量關係提出許多的研究。

在股票市場價量關係理論的發展上，

有 Copeland (1976) 及 Jennings et al. (1981) 提出「連續訊息到達模型」(sequential information arrival model)；Clark (1973)，Epps and Epps (1976) 提出的「混合分配模型」(mixture of distribution model) 以及 DeLong et al. (1990) 提出的「雜訊交易模型」(noise trader model) 等。而在實證文獻上的研究上，也有許多的學者針對股票市場的價量關係進行探討，而且過去文獻的一大特色就是大多針對股市的價量關係進行討論，特別是已開發國家的股票市場的價量關係，而且大都集中單一市場的變數討論 (如 Wang, 1994; He and Wang, 1995; Smirlock and Starks, 1988; Chordia and Swaminathan, 2000; Chen et al., 2001; Campbell et al., 1993; Hiemstra and Jones, 1994; Lee and Rui, 2000; Lee and Rui, 2002;

Lee et al., 2004; Gurgul and Majdosz, 2005; Pisedtasalasai and Gunasekarage, 2006)。也有部分的學者針對其他市場的價量關係進行研究，例如 Tauchen and Pitts (1983) 及 Grammatikos and Saunders (1986) 曾就債券及期貨市場的價量關係進行討論，Chung and Joo (2005) 探討外匯市場的價量關係；而 Malliaris and Urrutia (1998) 則是研究農產品的期貨價格與交易量的關係。

在國內有關於金融市場（包括股市、匯市或是期貨市場等）價量關係相關文獻的探討也非常豐富¹，例如楊朝成、陳立國 (1994)、李美杏 (1996)、許和鈞、劉永欽 (1996)、許溪南、黃文芳 (1997)、楊踐為、許至榮 (1997)、王毓敏、黃瑞靜 (2001)、王毓敏 (2002)、陳仕偉、陳俊偉 (2006) 等。這些相關文獻多以台灣為探討對象，實證方法上大多是利用向量自我迴歸模型 (vector autoregressive model, 簡寫為 VAR) 或誤差修正模型 (error correction mode, 簡寫為 ECM)，並應用線性 Granger 因果關係檢定進行檢定，少數有運用 Hiemstra and Jones (1994, 後面行文將以 HJ 表示) 的檢定方法進行非線性因果關係檢定；也有部份文獻是以 GARCH 模型進行價量關係的探討。其中一個比較特別的是郭維裕、董慧萍 (2002)，他們是應用隨時變異的馬可夫轉換模型 (time-varying transition probability Markov-Switching Model) 探討台灣股市的

非線性價量關係。

本文將以亞洲地區五個國家的股票市場為研究對象，探討股票市場價格與其交易量之間的因果關係。為何要研究亞洲地區的股票市場的價量關係？除了 Karpoff (1987) 所提出的四個理由之外，其他的動機可以整理如下：第一，任何經濟理論所推論出的經濟結論或假說，都需要經過實際資料的驗證與檢定，如此才能確認理論的真實性與適用性，進一步可以根據實證資料的檢定結果回頭檢視及修正相關理論。本文中檢定亞洲地區股票市場的價格與交易量之間的因果關係的動機亦是如此。藉由檢定股票市場的價格與交易量之間的因果關係，可以讓我們檢視上述文獻中常見的價量模型或理論，何者較合適於解釋亞洲地區股票市場之價量關係？另外，我們也可檢視股票市場上常見的一句箴言：「量先價行」，這句箴言在亞洲股票市場中是否成立？最後，Pisedtasalasai and Gunasekarage (2006) 指出過去文獻的一大特色就是大多針對已開發國家股市的價量關係進行討論，特別是的美國股票市場的價量關係，相對較少的文獻是針對發展中國家的股市價量關係進行研究 (Moosa and Al-Loughani, 1995; Saatcioglu and Starks, 1998; Basci et al., 1996; Gündüz and Hatemi-J, 2005)。

¹ 讀者若在「全國博碩士論文資訊網」輸入「價量關係」關鍵字，則會出現至少 86 筆博碩士論文探討與「價量關係」相關的類似議題，限於篇幅的限制，在此不擬一一列出。在正文及參考文獻中，我們僅列出已出版在期刊上的相關參考文獻，提供讀者參考。

而在研究方法上，與過去文獻相對比，本文有兩點不同。首先，以往的文獻多採用 Engle and Granger (1987) 或 Johansen and Juselius (1990) 的共整合分析方法檢定股價與交易量之間的長期均衡關係，但是本文的實證過程中發現五個亞洲國家的股票價格及交易量並非皆為 $I(1)$ 之非恆定數列，因此無法以 Engle and Granger (1987) 的兩階段共整合檢定法或是 Johansen and Juselius (1990) 的概似比共整合檢定法檢定是否存在長期均衡關係，為解決上述問題我們採用 Pesaran et al. (2001) 所提出的邊界檢定法 (bounds testing) 檢定股價與交易量之間的長期均衡關係，這個方法的最大優點是不受變數是否為非恆定數列的限制，依然能夠進行共整合檢定分析，亦即無論變數純粹為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ，甚至同時為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ，都不會影響共整合檢定的結果，而且可明確的區別兩變數間何者為相依變數何者為外生變數。

其次，在因果關係檢定上，我們利用傳統的線性 Granger 因果關係檢定法，檢定股票價格及交易量是否具因果關係。但是若變數具有非線性的特性時，這部份的行為是線性模型所無法刻劃的²，Hiemstra and Jones (1994) 特別指出股票市場價格具有非線性的特性，採用線性模型無法捕捉

股票價格的非線性調整過程。因此我們利用 Brock et al. (1996) 所提出的 BDS 檢定法，檢定線性模型的殘差項是否拒絕「獨立且相同分配」的虛無假設？若拒絕虛無假設則表示變數間可能還存在一些非線性的特性，接著利用 Hiemstra and Jones (1994) 的非線性因果關係檢定方法與 Diks and Panchenko (2006，後面行文將以 DP 表示) 修正後的非線性因果關係檢定方法進行實證分析。在早期有關非線性的文獻中多以 Baek and Brock (1992) 及 Hiemstra and Jones (1994) 提出的非線性 Granger 因果關係檢定法來探討變數間的非線性關係，但此方法只有在某些特殊條件成立下才能真正地檢定非線性因果關係。不同於過去文獻，本文在檢定方法上的特點是採用 Diks and Panchenko (2006) 的修正後的非線性因果關係檢定法來進行檢定，更能較精確地捕捉價格和交易量間的非線性因果關係。就作者所知，目前並無任何文獻採用 DP 檢定方法進行股市價量關係的探討，此為本文的另一個特色。

本文的架構共分爲五節，除本節前言外，第二節爲理論回顧，第三節介紹本文的實證方法，包括 Pesaran et al. (2001) 所提出的邊界檢定方法，線性 Granger 因果關係檢定及非線性 Granger 因果關係檢定。第四

² 非線性因果關係是否與因果兩造變數 (亦即交易量與價格) 之變動是否為線性是沒有關係的，文獻上通常討論因果關係都只侷限在線性模型下討論線性的因果關係，但是眾所皆知線性模型只是描述變數關係的其中一種選擇，若我們懷疑變數間具有非線性的關係，則可以嘗試利用不同的非線性模型去配試資料以描述其特性，但是在進行非線性因果關係的檢定程序上的基本想法是，在估計完線性模型及檢定線性因果關係後，其殘差的部分若仍具有非線性的特色，則針對殘差的部分進行非線性因果關係檢定，即可檢定出變數間是否有非線性的因果關係沒有被發掘出來的部分，這是我們在文中提到「若變數具有非線性之特性時，這部份的行為是線性模型所無法刻劃的」的原因。

節討論實證結果，第五節為結論。

2. 理論回顧

文獻上解釋市場價量關係的理論模型已有許多，而最具代表性的是 Copeland (1976) 及 Jennings et al. (1981) 所提出的「連續訊息到達模型」及 Clark (1973)、Epps and Epps (1976) 提出的「混合分配模型」及 DeLong et al. (1990) 的「雜訊交易模型」(noise trader model) 等，以下我們簡要說明這幾種理論模型對於市場價量關係的解釋³。

在 Copeland (1976) 及 Jennings et al. (1981) 所提出之「連續訊息到達模型」中，他們認為股票報酬率和交易量之間會具有正的雙向因果關係。這是因為市場中訊息的流通及傳遞具不對稱性 (asymmetry)，市場的新訊息並非同時傳播至每一位交易者，而是一次只能散遞至一位市場交易者，每一位交易者在接收訊息做出反應之後，再將此訊息傳遞給另一位交易者，在最終的市場均衡達成之前，會存在許多瞬間的暫時均衡。因此根據連續訊息到達模型之循序漸進的訊息傳遞特性，前期的交易量對當期的股票報酬率會具有預測能力，而且前期的股票報酬絕對值對當前的交易量亦具有預測能力，換言之，股價報酬率與交易量之間具有反饋關係

(feedback)。

而在 Clark (1973) 的混合分配模型中，交易量被視為訊息傳遞速度的代理變數，而交易量與報酬率的變動是受到一個潛藏的共同因素 (latent common factor) 所影響，因此股票報酬率與交易量之間並不存在真正的因果關係。Epps and Epps (1976) 則認為交易量是反應市場交易者對股價看法的差異性，因為市場交易者會根據其所接收到的新訊息修正心中對股價的保留價格 (reservation price)，然修正方向並非一致而會有所分歧，因此產生差異，當市場交易者對股價的看法差異愈大，則市場的交易量亦會越大，因此 Epps and Epps (1976) 的混合分配模型認為交易量對股票報酬存在正向的因果關係。

DeLong et al. (1990) 亦提出「雜訊交易模型」解釋股市價量關係，此模型可以解釋長、短期總合報酬率 (aggregate stock returns) 序列相關特性的差異，在長期時，總合報酬率會有負向的序列相關，但短期時，卻有正向的序列相關。因為雜訊交易者的交易非立基於經濟基本面，在短期間會傳遞短暫的錯誤估價至股價上，但長期下這些短暫性錯誤估價會消失，使股價報酬產生均數回復 (mean reversion) 的現象，因此交易量對股票報酬率有正向因果關係，乃因於雜訊交易者的策略影響股價變動所造成，另外雜訊交易者的「正向反

³ 本節所回顧的全部都是金融市場價量關係之理論模型，而各模型之不同主要是由於訊息傳遞上的一些特性或假設所造成。

饋交易策略」(positive-feedback trading strategy) — 即股市投資人追高殺低，股價上漲時買進而股價下跌時賣出，因此使得股票報酬率對交易量有正向因果關係，因為雜訊交易者通常是參考過去股價走勢來決定交易策略的⁴。

3. 實證方法

3.1 自我迴歸遞延分配邊界檢定

自從共整合的觀念被提出之後⁵，有越來越多的方法是用來處理有關共整合檢定的問題，包括 Engle and Granger (1987) 的殘差基礎檢定法 (residual-based test) 及 Johansen (1988) 的多變量概似比檢定法等。而本文所採用的 Pesaran et al. (2001) 共整合檢定方法則是從自我迴歸遞延分配模型 (autoregressive distributed lag model, 簡寫為 ARDL) 出發，其優點如下：(1) 在於檢定過程中，並不需要考慮變數的階次。亦即無論變數純粹為 I(0) 或 I(1)，甚至同時為 I(0) 或 I(1)，都不會影響檢定的結果；(2) 改善當資料為小樣本時，檢定力低弱的問題；(3) 可明確的區別兩變數間何者為相依

變數何者為外生變數 (forcing variable)。

Pesaran et al. (2001) 提出以下五種模型以便進行邊界檢定，首先定義向量變數 $z_t = (y_t, x_t)'$ ，其中 y_t 是被解釋變數， x_t 則是迴歸向量， z_t 則是 p 階自我迴歸向量⁶。

Case I：沒有截距項，沒有趨勢

$$\Delta y_t = \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_j' \Delta x_{t-j} + \theta \omega_t + \mu_t \quad (1)$$

Case II：受限制的截距項，沒有趨勢

$$\Delta y_t = \pi_{yy} (y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_j' \Delta x_{t-j} + \theta \omega_t + \mu_t \quad (2)$$

Case III：不受限的截距項，沒有趨勢

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_j' \Delta x_{t-j} + \theta \omega_t + \mu_t \quad (3)$$

⁴ Lakonishok and Smidt (1989) 則認為課稅或不課稅亦會影響股票報酬率和交易量之間的因果關係。

⁵ 所謂的共整合係指，兩個或兩個以上的非穩定變數經過線性組合後，呈現穩定狀態的現象。表示即使是非恆定的變數，若存在共整合的現象，經由簡單迴歸估計所得到的顯著關係，仍然是具有意義的，亦即不存在假性迴歸的狀況。

⁶ Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法其實為 Johansen (1988, 1990, 1994) 五個 VAR 模型共整法之延伸，分別對應敘述於 Johansen (1988) 第一個模型、Johansen and Juselius (1990) 考慮限制或無限制下線性趨勢 (linear trend) 的兩個模型、及 Johansen (1994) 考慮限制或無限制下之二次趨勢 (quadratic trend) 的兩個模型。作者感謝其中一位匿名評審的指正。

Case IV：不受限的截距項，受限制的趨勢

$$\Delta y_t = \beta_0 + \pi_{yy}(y_{t-1} - \gamma_y t) + \pi_{yx,x}(x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_j \Delta x_{t-j} + \theta \omega_t + \mu_t \quad (4)$$

Case V：不受限的截距項，不受限的趨勢

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx,x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \vartheta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_j \Delta x_{t-j} + \theta \omega_t + \mu_t \quad (5)$$

以下以 Case III 做簡略的說明。其中 π_{yy} 與 π_{yx} 是長期參數。 β_0 是截距項， ω_t 是一個虛擬的外生要數向量，並以 Δy 的遞延值以及 Δx 的正常值與遞延值作為短期動態的結構。

Pesaran et al. (2001) 提出以 Wald 統計值或 F 統計值的邊界檢定，其虛無假設為變數間不存在共整合關係。即：

$$\begin{aligned} H_0 : \pi_{yy} = 0, \pi_{yx,x} = 0 \\ H_1 : \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx,x} \neq 0 \text{ or } \pi_{yy} \neq 0, \pi_{yx,x} = 0 \\ \text{or } \pi_{yy} = 0, \pi_{yx,x} \neq 0 \end{aligned} \quad (6)$$

大致上而言，以 ARDL 模型來進行邊界檢定，大致上可分為以下兩個步驟：

步驟一：檢定變數間是否具有長期關係。假設在經濟體系中存在 x 與 y 兩個變數，且從之前資訊無法得知彼此之間的因果關係，則我們可分別將 x 與 y 兩個變數作

為被解釋變數列出下列兩條方程式，分別為：

$$\begin{aligned} \Delta y_t = \alpha_y + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^n \gamma_{1j} \Delta x_{t-j} \\ + \theta_{1y} y_{t-1} + \theta_{2y} x_{t-1} + \mu_{yt} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \Delta x_t = \alpha_x + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=0}^n \gamma_{2j} \Delta y_{t-j} \\ + \theta_{1x} x_{t-1} + \theta_{2x} y_{t-1} + \mu_{xt} \end{aligned} \quad (8)$$

在此以 F 統計值作為判定的基礎，值得注意的是 F 統計值為一非標準分配，其特性會受到下列因素的影響：(1) 在 ARDL 模型下，變數為 I(0) 或 I(1)；(2) 解釋變數的數量；(3) ARDL 模型下是否包含截距項或時間趨勢項；(4) 樣本大小。

虛無假設為不存在長期均衡關係，若以方程式 (7) 而言，即是 $H_0 : \theta_{1y} = \theta_{2y} = 0$ ，其 F 檢定統計量以 $F_y(y|x,y)$ 表示之。同理，若以方程式 (8) 而言，則為 $H_0 : \theta_{1x} = \theta_{2x} = 0$ ，其 F 檢定統計量以 $F_x(x|x,y)$ 表示之。根據 Pesaran et al. (2001) 所述，使用 F 檢定作為判斷共整合的方法，會有兩組臨界值，其中一組假設所有存在於 ARDL 模型中的變數為 I(1)，另一組則是假設所有存在於 ARDL 模型中的變數為 I(0)。若聯合檢定的 F 統計量高於上界臨界值 (upper critical bound)，表示顯著拒絕虛無假設，也就是說變數間存在長期均衡關係，反之，若 F 值低於下界臨界值 (lower critical

bound), 表示不顯著, 則無法拒絕共整合的虛無假設, 但是若 F 值恰巧落入界限之內, 將無法做出判別。進一步而言, 若 $F_y(\cdot)$ 高於上界臨界值, 但是 $F_x(\cdot)$ 卻低於下界臨界值, 在此情況下, 只存在單向的長期穩定關係。在此關係中, 變數 y 為被解釋變數, 變數 x 為解釋變數。因此, 以此方法進行檢定, 除了可判斷變數間是否存在共整合關係外, 也可判斷變數間的因果關係。

步驟二: 在確定有長期關係下, 估計長期關係的參數以及短期關係下的動態誤差修正模型。假設拒絕 H_0 長期參數不為零, 即確定變數間具有長期關係, 則進行步驟二。首先要確定 ARDL 模型下的落後期數, 本文採用 Schwartz Bayesian Criteria (SBC) 準則來作為選取最適落後期數的依據。其次, 本文模型估計採用 OLS 進行估計。關於長期與短期的衡量判斷詳細的數學過程, 則可參考 Pesaran et al.(2001)。

3.2 線性因果關係檢定

Granger (1969) 首先提出是否增加預測能力的觀點, 來定義變數間的因果關係, Engle and Granger (1987) 則證明如果兩變數 x_t 與 y_t 具共整合關係時, 可以用誤差修正模型來表示彼此間的關係。一般來說, 在共整合檢定模型之後, 為了避免有不正確的結果, 則必須在定態模型內, 加入一個誤差修正項 (error correction term, 簡寫為 ECT), 之後從長期均衡的路徑中, 來取得短期序列中的誤差值。其模型如下:

$$\Delta y_t = \beta_{y0} + \sum_{i=1}^p \vartheta_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_{1j} \Delta x_{t-j} + \theta_1 ECT_{t-1} + \mu_{yt} \quad (9)$$

$$\Delta x_t = \beta_{x0} + \sum_{i=1}^p \vartheta_{2i} \Delta x_{t-i} + \sum_{j=0}^q \phi_{2j} \Delta y_{t-j} + \theta_2 ECT_{t-1} + \mu_{xt} \quad (10)$$

所有參數的定義如 Case III 所示, 而上式的落後誤差修正項 ECT_{t-1} 是由長期共整合關係推知的, 若沒有存在共整合關係, 則此項並不存在。 μ_{1t} 與 μ_{2t} 是一個連續的獨立隨機誤差項, 期望值為零。其中, 式 (9) 為以 y 變數當作被解釋變數的方程式; 反之, 式 (10) 以 x 變數當作被解釋變數。接下來, 變數之間是否存在因果關係可以分為長期與短期兩方面來進行討論, 以式 (9) 為例, 若欲檢定在短期中, x 對 y 是否存在因果關係, 其假設如下:

$$\begin{aligned} H_0 : \phi_{1j} &= 0 \\ H_1 : \phi_{1j} &\neq 0 \end{aligned} \quad (11)$$

若檢定結果為接受虛無假設, 則表示在短期下, x 對 y 不存在因果關係; 反之, 則表示 x 對 y 存在因果關係。若欲檢定在長期下, x 對 y 是否存在因果關係, 其假設如下:

$$\begin{aligned} H_0 : \theta_{1j} &= 0 \\ H_1 : \theta_{1j} &\neq 0 \end{aligned} \quad (12)$$

若檢定結果為接受虛無假設，則表示在長期下， x 對 y 不存在因果關係；反之，則表示 x 對 y 存在因果關係。同理，以相同的方式，則可檢驗出在短期與長期下， y 對 x 是否存在因果關係。

3.3 非線性因果關係檢定

Baek and Brock (1992) 及 Hiemstra and Jones (1994) 提出非線性 Granger 因果關係檢定⁷，認為在線性因果關係檢定結果中得到無 Granger 線性因果關係，並不代表沒有非線性因果關係，因為傳統的 VAR 模型侷限於線性的預測能力，卻忽略了非線性的效果，一旦變數間有非線性關係存在時，傳統線性模型的預測能力將會降低，因此採用無母數統計法來解釋傳統線性因果關係檢定所無法揭示的非線性因果關係。

Hiemstra and Jones (1994) 利用空間相依 (spatial dependence) 和相關積分 (correlation-integral) 的概念，在 X_t 和 Y_t 恆定數列空間中，定義 m 為 X 變數的領先期數，而 X_t^m 代表由 m 個領先期間所組成的向量， $X_{t-L_x}^{L_x}$ 為 L_x 個落後期間所組成的向量， $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 為 L_y 個落後期間所組成的向量，如下所示：

$$X_t^m \equiv (X_t, X_{t-1}, \dots, X_{t+m-1}), \quad t=1, 2, \dots, \quad (13)$$

$$X_{t-L_x}^{L_x} \equiv (X_{t-L_x}, X_{t-L_x+1}, \dots, X_{t-1}), \\ t = L_{x+1}, L_{x+2}, \dots, \quad (14)$$

$$Y_{t-L_y}^{L_y} \equiv (Y_{t-L_y}, Y_{t-L_y+1}, \dots, Y_{t-1}), \\ t = L_{y+1}, L_{y+2}, \dots, \quad (15)$$

若給定 m 值， L_x 和 $L_y \geq 1$ ，且 $e > 0$ ，則 Y 和 X 具有非線性 Granger 因果關係的條件為：

$$\Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < e) \\ = \Pr(\|X_t^m - X_s^m\| < e \|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e), \quad (16)$$

(16) 式中， $\Pr(\cdot)$ 代表機率， $\|\cdot\|$ 表示最大範數 (maximum norm)，所以等式左方為給定 $X_{t-L_x}^{L_x}$ 和 $X_{s-L_x}^{L_x}$ 間的最大距離，以及給定 $Y_{t-L_y}^{L_y}$ 和 $Y_{s-L_y}^{L_y}$ 間的最大距離，均小於 e 的訊息下，預測 X_t^m 和 X_s^m 間的最大距離，小於 e 的訊息下所發生的機率；而等式的右方為給定 $X_{t-L_x}^{L_x}$ 和 $X_{s-L_x}^{L_x}$ 之間的最大距離，來預測 X_t^m 和 X_s^m 間的最大距離小於 e 的訊息下，所發生的機率。

⁷ Hiemstra and Jones (1994) 主要是修正 Baek and Brock (1992) 假設資料是 iid 的假設，將其放寬至允許具有自我相關的時間序列資料，更適合一般的資料。

隨後為方便 (16) 式的檢定，將聯合條件機率的形式改寫為非聯合條件機率的比值，其形式為：

$$\frac{C_1(m+L_x, L_y, e)}{C_2(L_x, L_y, e)} = \frac{C_3(m+L_x, e)}{C_4(L_x, e)}, \quad (17)$$

其中， $C_1(m+L_x, L_y, e)/C_2(L_x, L_y, e)$ 和 $C_3(m+L_x, e)/C_4(L_x, e)$ 分別代表 (9) 式左右方對應的聯合機率之比值，每個部份的聯合機率定義如下：

$$\begin{aligned} & C_1(m+L_x, L_y, e) \\ & \equiv \Pr(\|X_{t-L_x}^{m-L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < e), \end{aligned} \quad (18)$$

$$\begin{aligned} & C_2(L_x, L_y, e) \\ & \equiv \Pr(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e, \|Y_{t-L_y}^{L_y} - Y_{s-L_y}^{L_y}\| < e), \end{aligned} \quad (19)$$

$$C_3(m+L_x, e) \equiv \Pr(\|X_{t-L_x}^{m-L_x} - X_{s-L_x}^{m+L_x}\| < e), \quad (20)$$

$$C_4(L_x, e) \equiv \Pr(\|X_{t-L_x}^{L_x} - X_{s-L_x}^{L_x}\| < e), \quad (21)$$

在給定 m 值、 L_x 和 $L_y \geq 1$ 及 $e > 0$ 條件下，若 (17) 式成立，則 Y 和 X 不存在非線性 Granger 因果關係。再將相關積分估計量 (correlation-integral estimators) 替代 (18) 及 (21) 式可得：

$$\begin{aligned} & C_1(m+L_x, L_y, e, n) \\ & \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{m-L_x}, X_{s-L_x}^{m+L_x}, e) \\ & \quad \cdot I(Y_{t-L_y}^{L_y}, Y_{s-L_y}^{L_y}, e) \end{aligned} \quad (22)$$

$$\begin{aligned} & C_2(L_x, L_y, e, n) \\ & \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{L_x}, X_{s-L_x}^{L_x}, e) \\ & \quad \cdot I(Y_{t-L_y}^{L_y}, Y_{s-L_y}^{L_y}, e) \end{aligned} \quad (23)$$

$$\begin{aligned} & C_3(m+L_x, e, n) \\ & \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(X_{t-L_x}^{m-L_x}, X_{s-L_x}^{m+L_x}, e) \end{aligned} \quad (24)$$

$$\begin{aligned} & C_4(L_x, e, n) \\ & \equiv \frac{2}{n(n-1)} \sum_{t < s} I(Y_{t-L_y}^{L_y}, Y_{s-L_y}^{L_y}, e) \end{aligned} \quad (25)$$

$$t, s = \max(L_x, L_y) + 1, \dots, T - m + 1,$$

$$n = T + 1 - m - \max(L_x, L_y)$$

在 (22) 及 (25) 式中， $I(X, Y, e)$ 為指標函數 (indicator function)，如果 $\|X - Y\| < e$ ，則 $I(X, Y, e) = 1$ ，其他則為 0。

最後，利用 (22) 及 (25) 式的聯合機率估計值，可進行 (16) 式的 Granger 因果關係檢定，在給定特定維度空間 m 值、 L_x 和 $L_y \geq 1$ 及 $e > 0$ 條件下，且 $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 兩數列

符合 Denker and Keller (1983) 假設之定態、弱相依性 (weakly dependent) 及偏歷性 (ergodicity)，其分配為下式所示：

$$\sqrt{n} \left[\frac{C_1(m+L_x, L_y, e)}{C_2(L_x, L_y, e)} - \frac{C_3(m+L_x, e)}{C_4(L_x, e)} \right] \square N(0, \sigma^2(m, L_x, L_y, e)), \quad (26)$$

其中， $\sigma^2(m, L_x, L_y, e)$ 為變異數，受到 m ， L_x ， L_y ， e 之影響。我們可以將上式標準化為：

$$\sqrt{n} \left[\frac{C_1(m+L_x, L_y, e)}{C_2(L_x, L_y, e)} - \frac{C_3(m+L_x, e)}{C_4(L_x, e)} \right] / \sqrt{\sigma^2} \square N(0,1). \quad (27)$$

Diks and Panchenko (2005) 指出 Hiemstra and Jones (1994) 所提出的檢定方法並不完善。因為在 Hiemstra and Jones (1994) 的檢定方法中得出非線性 Granger 因果關係結果時，並不代表真的有非線性因果關係存在，而可能是有被過度拒絕 (over rejection) 的狀況，他們並且證明只有在某些特殊條件成立下，HJ 的檢定方法才能真正地檢定非線性因果關係，Diks and Panchenko (2006) 進一步修正 Hiemstra and Jones 的方法來檢定非線性因果關係，認為檢定虛無假設時，檢定 (16) 式等於檢定下列條件：

$$E \left[\frac{f_{X,Y,Z}(x,y,z)}{f_Y} - \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} \frac{f_{Y,Z}(y,z)}{f_Y(y)} \right] = 0 \quad (28)$$

式中 $X = X_{t-L_x}^{L_x}$ ； $Y = Y_{t-L_y}^{L_y}$ ，且令 $Z = Y_t$ 。Hiemstra and Jones 的檢定方法在虛無假設下無 Granger 因果關係時，其真正的條件應為：

$$\frac{E[f_{X,Y,Z}(x,y,z)]}{E[f_Y]} - \frac{E[f_{X,Y}(x,y)]}{E[f_Y(y)]} \frac{E[f_{Y,Z}(y,z)]}{E[f_Y(y)]} = 0 \quad (29)$$

Diks and Panchenko (2006) 認為 Hiemstra and Jones 的檢定方法不夠完善，根據 (29) 式修正檢定統計量如下：

$$q = E \left[\left(\frac{f_{X,Y,Z}(x,y,z)}{f_Y} - \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_Y(y)} \frac{f_{Y,Z}(y,z)}{f_Y(y)} \right) g(x,y,z) \right] \quad (30)$$

指出只有在 $q = 0$ 的情況下，才能正確的檢定非線性因果關係。且令 $g(x, y, z) = f_Y^2(y)$ 再加上 (30) 式可得 \tilde{q} 對應函數如下：

$$\tilde{q} = E[f_{X,Y,Z}(x,y)f_Y(y) - f_{X,Y}(x,y)f_{Y,Z}(y,z)] \quad (31)$$

q 的估計式為：

$$\tilde{q}_n = (2\varepsilon)^{dx+2dy+dz} T_n \quad (32)$$

且

$$T_n = \frac{1}{n(n-1)(n-2)} \sum_i \left[\sum_{k,k \neq i} \sum_{j,j \neq i} (I_{ik}^{xy} I_{ij}^{xy} - I_{ik}^{xy} I_{ij}^{yz}) \right], \quad (33)$$

其中 $I_{ij}^W = I(\|W_i - W_j\| < \varepsilon)$ ，Diks and Panchenko (2006) 可推得：

$$\sqrt{n} \left(\frac{T_n - (2\varepsilon)^m \tilde{q}}{S_n} \right) \square N(0,1) \quad (34)$$

其中 S_n 詳細請見 Diks and Panchenko (2006) 之附錄。為了減少 T_n 的偏誤，Diks and Panchenko (2006) 認為須考慮期間的寬度，當 n 增加時 ε 應該會趨近於零。

4. 資料及實證結果

4.1 資料及實証結果分析

本文以亞洲地區五個國家的股票價格（以 PR_t 表示）及交易量（以 TV_t 表示）為

研究對象，包括台灣、新加坡、泰國、馬來西亞及印尼，資料來源取自於 Datastream 資料庫，資料頻率為週資料。各國資料的起迄時間分別為：台灣，1990年1月1日至2006年11月27日，共884筆觀察值；新加坡，1993年1月8日至2006年12月1日，共727筆觀察值；泰國，1990年1月1日至2006年12月4日，共885筆觀察值；馬來西亞，1990年1月1日至2006年12月4日，共885筆觀察值；印尼，1990年4月2日至2006年11月27日，共872筆觀察值。各國的股票價格及交易量資料在取過對數轉換後的時間數列趨勢圖整理於圖1，觀察圖形變數的走勢我們並無法明確地判斷股票價格及交易量的恆定性質。

我們採用 ADF 單根檢定來檢驗各變數是否為非恆定數列，檢定結果整理於表1⁸。基於有效檢定力及精簡模型的原則，本文以 Hall (1994) 的「由繁而簡」為準則，選取最適遞延期數⁹，結果顯示除了台灣股票價格拒絕單根的虛無假設，其他四個國家的股票價格皆接受單根的虛無假設；進一步對其一階差分資料進行檢定亦得到拒絕單根的虛無假設，顯示除了台灣股票價格之外，其他四個國家的股票價格為非恆定之 I(1) 數列。在股票交易量的單根檢定結果則顯示，除了印尼股票交易量接受 I(1) 數列之虛無假設外，其他四國的股票交易量皆拒絕 I(1) 之虛無假設，接受 I(0) 之對

⁸ 所有資料已先經過自然對數轉換。

⁹ 對於遞延期數之選取，如果期數太少，可能導致殘差項產生自我相關而非白噪音，期數太多則會喪失自由度。

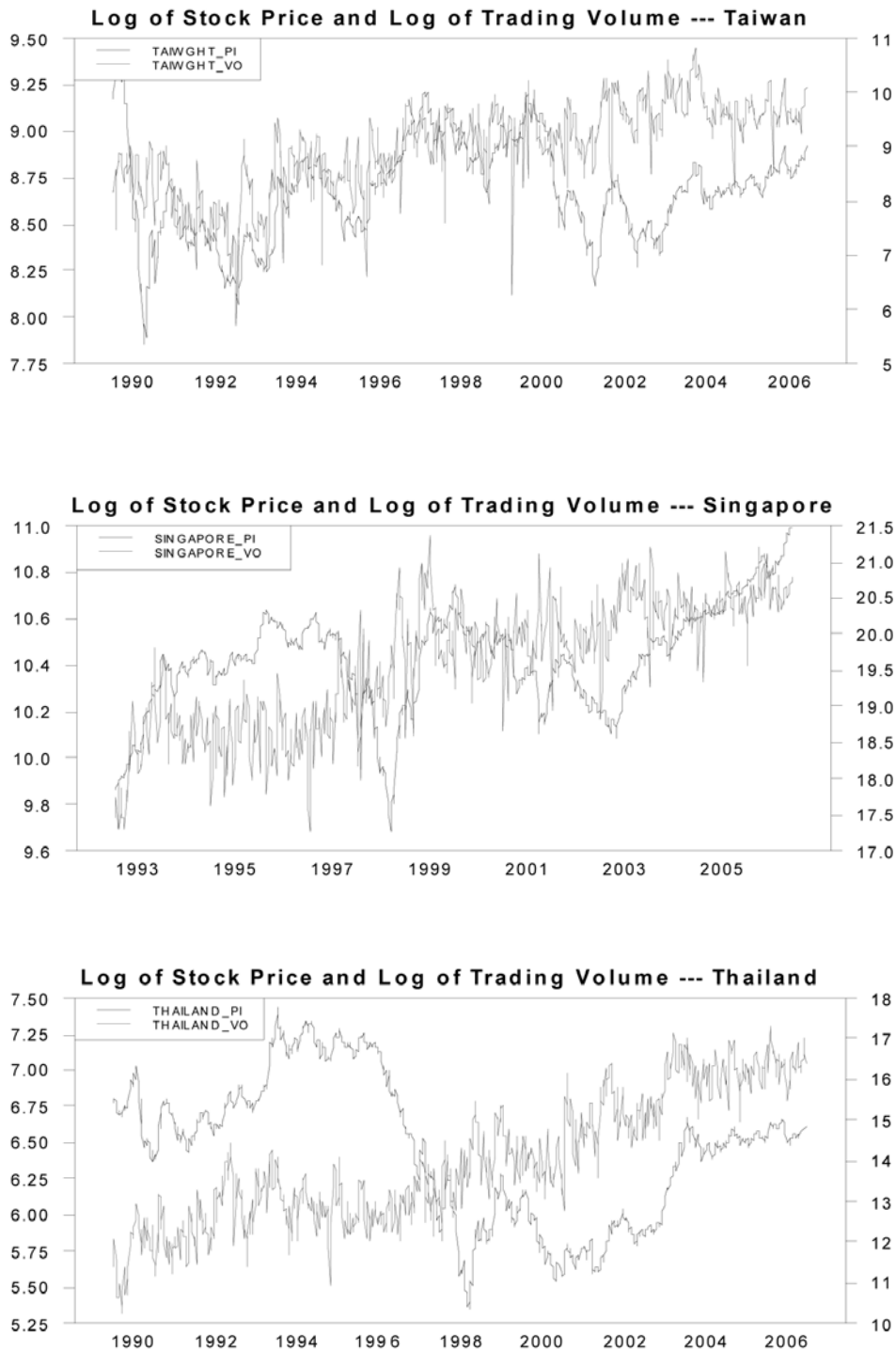


圖 1 台灣、新加坡及泰國股票價格及交易量之時間趨勢圖

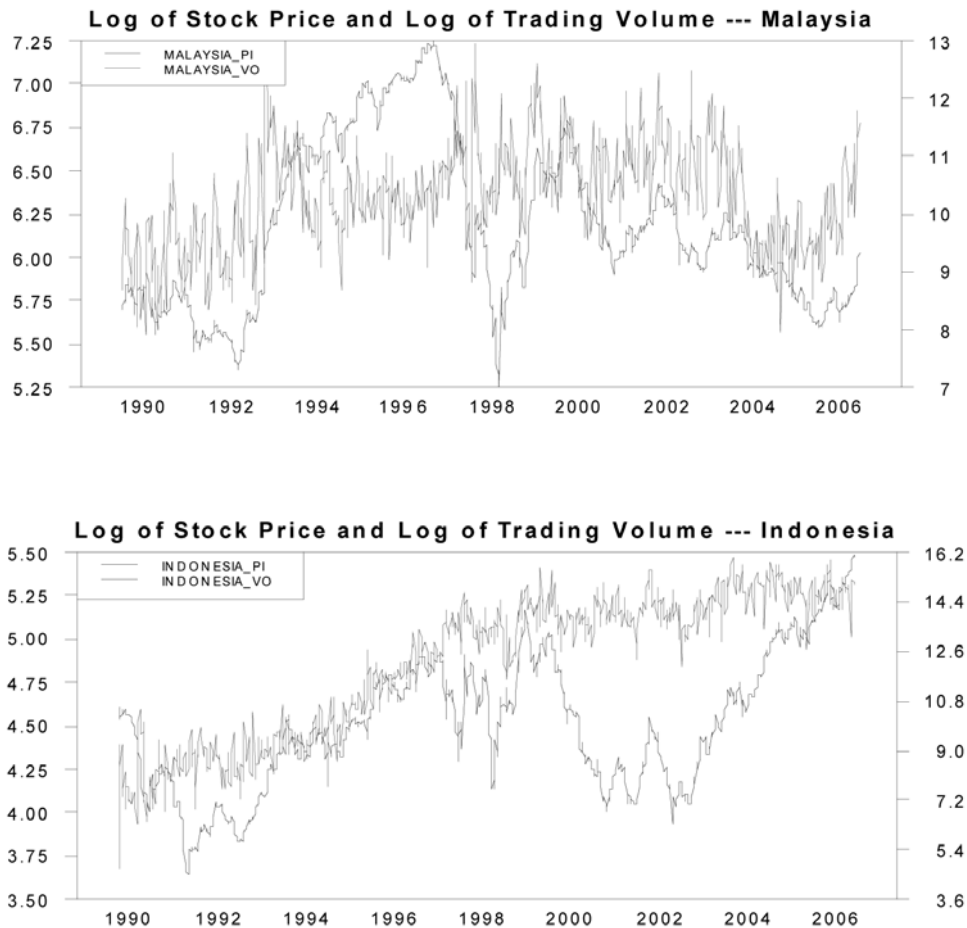


圖 1 (續) 馬來西亞及印尼股票價格及交易量之時間趨勢圖

立假設。

由於 ADF 單根檢定結果顯示五個國家的股票價格及交易量並非皆為 $I(1)$ 之非恆定數列，因此無法以 Engle and Granger (1987) 的兩階段共整合檢定法或是 Johansen and Juselius (1990) 的概似比共整合檢定法檢定是否存在長期均衡關係，為解決上述問題我們採用 Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法進行共整合檢定，因為 Pesaran et al.

(2001) 的邊界檢定法並不需要考慮變數的階次，亦即無論變數純粹為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ，甚至同時為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ，都不會影響共整合檢定的結果，而且可明確的區別兩變數間何者為相依變數何者為外生變數。我們將邊界檢定結果整理於表 2，表中 $F(\cdot|\cdot)$ 代表 F 檢定統計量，而 $F(PR|TV)$ 表示將股票價格 (PR) 作為被解釋變數，針對股票交易量 (TV) 變數以迴歸估計法估計條件誤差修正

表 1 ADF 單根檢定

股價	原始資料	一階差分資料
台灣	-4.257*	-15.541*
新加坡	-2.411	-13.693*
泰國	-1.533	-19.391*
馬來西亞	-1.922	-7.748*
印尼	-2.271	-10.691*
交易量	原始資料	一階差分資料
台灣	-7.004*	-16.322*
新加坡	-5.482*	-15.503*
泰國	-5.272*	-14.397*
馬來西亞	-5.390*	-13.916*
印尼	-3.394	1 6.010*

* 表示顯著於 5 % 水準。

5 % 臨界值為-3.41。

模型 (conditional error correction model)，如式 (1) 所示，檢定 $H_0 : \theta_{1y} = \theta_{2y} = 0$ 所得到的 F 統計值。以台灣為例， $F(\text{PR}|\text{TV}) = 8.445$ 大於上界臨界值 5.73，而 $F(\text{TV}|\text{PR}) = 4.158$ 低於下界臨界值 4.94，表示台灣股票價格及交易量存在一個共整合的長期均衡關係，而且股票價格為被解釋變數，而股

票交易量為外生變數。其他國家的邊界檢定結果亦存在類似的推論，在新加坡、泰國、馬來西亞及印尼的邊界檢定結果皆顯示，股票價格及交易量都存在一個共整合的長期均衡關係，而且股票交易量為被解釋變數，而股票價格為外生變數。

表 2 邊界檢定

	95% 臨界值	
	I(0)=4.94	I(1)=5.73
台灣	F(PR TV)=8.445*	F(TV PR)= 4.158
新加坡	F(PR TV)=3.677	F(TV PR)= 7.893*
泰國	F(PR TV)=2.835	F(TV PR)=11.904*
馬來西亞	F(PR TV)=3.077	F(TV PR)=29.130*
印尼	F(PR TV)=2.929	F(TV PR)= 7.239*

* 表示顯著於 5 % 水準。

根據上述邊界檢定結果顯示，五個國家的股票價格及交易量都存在一個共整合的長期均衡關係，依據 Granger 代表性定理 (Granger Representation Theorem) 可知，股票價格及交易量之間一定存在因果關係，而且可以表示成誤差修正模型，亦即估計的模型必須考慮誤差修正項，否則會出現模型誤設的偏誤；在進行因果關係檢定時，也必須考慮短期 (動態遞延期數) 及長期 (誤差修正項) 的因果關係。我們以 F 統計量檢定股票價格與交易量之間的長、短期 Granger 因果關係，檢定結果整理於表 3。由表 3 可知，台灣股票價格及其交易量的短期因果關係呈現雙向的因果關係 (反饋關係)，但是長期因果關係的檢定結果中，在 5% 的顯著水準下，台灣股票價格對交易量的檢定上，得到無法拒絕無 Granger 因果關係的虛無假設，表示台灣股票價格的訊息對其交易量在長期中不具備預測的能力。相反的，台灣股票交易量對股票價格存在長期的因果關係，表示台灣股票交易量的訊息對其股票價格在長期中具備預測的能力¹⁰。這樣的長期因果關係檢定結果與表 2 的邊界檢定結果相互呼應，因為邊界檢定結果顯示台灣股票價格及交易量存在一個共整合的長期均衡關係，而且股票價格為被解釋變數，而股票交易量為外生變數。因此當我們以股票價格為因變數進行誤差修正模型的估計時，其誤差修正項的估計係數應該為負而且會顯著異於零，

表示存在長期因果關係。相反的，因此當我們以股票交易量為因變數進行誤差修正模型的估計時，其誤差修正項的估計係數就不會顯著異於零，表示不存在長期因果關係。

其他國家的線性因果關係檢定結果則顯示：新加坡及泰國呈現相同的檢定結果，不管是長期或是短期，股票價格對交易量具有單向的因果關係，顯示股票價格的歷史值有助於預測股票交易量的長、短期線性波動行為。但是交易量對股票價格不具有因果關係。馬來西亞與印尼則呈現相同的檢定結果，在 5% 的顯著水準下，股票價格及交易量在短期時皆不具有因果關係，兩者之間呈現中立 (neutrality) 的結果；而在長期因果關係檢定上則呈現股票價格對交易量存在單向的因果關係。反之，股價交易量對於股票價格並不存在長期的因果關係。

綜合而言，邊界檢定結果顯示，五個國家的股票價格及交易量都存在一個共整合的長期均衡關係，因此股票價格及交易量之間一定存在因果關係，以台灣而言，股票價格為被解釋變數，而股票交易量為外生變數，交易量對價格存在長期因果關係。因此，就長期而言，台灣股市投資人可以藉由觀察交易量的波動程度，依此預測股市價格的波動趨勢。相反的，新加坡、泰國、馬來西亞及印尼的邊界檢定結果皆顯示，股票交易量為被解釋變數，而

¹⁰ 若存在 Granger 所定義的因果關係，例如變數 x 對變數 y 具有 Granger 因果關係，則表示變數 x 的歷史值有助於預測變數 y 的變動，這才是 Granger 因果關係的真正意義。本文中的實證結果若發現價量間存在因果關係，都是以這樣的方式進行闡釋。

表 3 線性因果關係檢定

PR# > TV : 價格對交易量不存在 Granger 因果關係		
	短期	長期
國家	F-統計量	F-統計量
台灣	6.003 [0.000]*	1.454 [0.228]
新加坡	3.576 [0.014]*	13.431 [0.000]*
泰國	7.019 [0.001]*	18.342 [0.000]*
馬來西亞	1.522 [0.219]	46.603 [0.000]*
印尼	1.190 [0.305]	11.177 [0.001]*
TV# > PR : 交易量對價格不存在 Granger 因果關係		
	短期	長期
國家	F-統計量	F-統計量
台灣	1.999 [0.037]*	10.061 [0.002]*
新加坡	1.169 [0.320]	0.561 [0.479]
泰國	2.712 [0.067]	0.018 [0.891]
馬來西亞	0.754 [0.471]	2.567 [0.109]
印尼	1.846 [0.075]	2.413 [0.121]

*表示顯著於 5% 水準。

括弧內的數值代表 p 值。

股票價格為外生變數，交易量對價格並不存在長期因果關係。因此就長期而言，這幾個國家的股市投資人無法藉由觀察交易量的波動程度來預測股市價格的波動趨勢。

Hiemstra and Jones (1994) 特別指出股票價格及交易量常呈現非線性的特性，採用線性模型無法捕捉股票價格及交易量的非線性調整過程。為解決上述的問題，我們進一步利用 Brock et al. (1996) 所提出的 BDS 檢定線性模型的殘差項是否拒絕「獨立且相同分配」的虛無假設，若拒絕虛無

假設則表示變數間可能還存在一些非線性的特性，而這部份的特性是傳統線性模型所無法捕捉到的¹¹。線性誤差修正模型的殘差 BDS 的檢定結果整理於表 4，由表中的檢定結果可以觀察到，在選定不同的記憶維度 ($m = 2, 4, \dots, 6$) 下，由誤差修正模型去除掉線性解釋能力的各個殘差值，皆傾向拒絕「獨立且相同分配」的虛無假設，表示這些殘差項的確可能存在非線性的訊息。因此我們可以很清楚的發現，傳統的線性模型並沒有充份的揭露出其非線性的訊息。

¹¹ 關於 BDS 檢定的說明，請參考本文附錄。

表4 BDS 檢定

維度		BDS統計量	
台灣		PR_t	TV_t
2	2	.791 [0.002]*	1.184 [0.118]
3	2	.733 [0.003]*	1.667 [0.047]*
4	2	.733 [0.003]*	1.747 [0.040]*
5	1	.553 [0.060]	0.968 [0.166]
6	1	7.037 [0.000]*	6.261 [0.000]*
新加坡		PR_t	TV_t
2	1	.280 [0.100]	5.227 [0.000]*
3	3	0.39 [0.000]*	4.129 [0.000]*
4	5	.772 [0.000]*	5.156 [0.000]*
5	0	.814 [0.207]	1.830 [0.033]*
6	6	.768 [0.000]*	23.875 [0.000]*
泰國		PR_t	TV_t
2	3	.833 [0.000]*	386.681 [0.000]*
3	3	.783 [0.000]*	60.985 [0.000]*
4	3	.783 [0.000]*	63.630 [0.000]*
5	1	.668 [0.047]*	14.373 [0.000]*
6	2	7.459 [0.000]*	2297.512 [0.000]*
馬來西亞		PR_t	TV_t
2	1	.719 [0.042]*	0.312 [0.377]
3	2	.419 [0.007]*	1.244 [0.106]
4	3	.978 [0.000]*	1.951 [0.025]*
5	1	.100 [0.135]	0.447 [0.327]
6	1	0.181 [0.000]*	1.925 [0.027]*
印尼		PR_t	TV_t
2	5	.893 [0.000]*	2.459 [0.006]*
3		5.282 [0.000]*	2.294 [0.010]*
4		7.552 [0.000]*	2.346 [0.009]*
5		2.070 [0.019]*	1.426 [0.076]
6	5	7.052 [0.000]*	22.455 [0.000]*

註：BDS統計量： $BDS_m(\varepsilon, T) = \frac{\sqrt{T}[C_m(\varepsilon, T) - C_1(\varepsilon, T)^m]}{\sigma_m(\varepsilon, T)}$ ，10%、5%、和1%的臨界值分別為1.645、1.960、及2.575。括弧內的數值代表p值。

在進行非線性因果關係檢定前，我們需要先決定領先期數，在線性的因果關係檢定中的誤差修正模型中，我們可以利用各種情報準則作為選取領先期數的依據，但在利用無母數方法發展出的非線性模式裡，在遞延期數 L_x ， L_y 及尺度參數 e 選取上，卻無文獻提供制式的選取方式，因此我們依循傳統非線性 Granger 因果關係檢定

的文獻，參考 Hiemstra and Jones (1994) 的設定方式¹²，並根據資料特性與檢定的完整性，本文將領先期數設定為 1，遞延期數 $L_x = L_y$ 設定為 1, ..., 6, 而尺度參數 e 則設定為 1.5σ ，其中 $\sigma = 1$ ， σ 表示標準化時間數列的標準偏差，非線性因果關係檢定結果整理於表 5 至表 9¹³。

表 5 非線性因果關係檢定－台灣

Hiemstra and Jones's (1994) 檢定		Diks and Panchenko's (2006) 檢定	
$PR \neq > TV$: 價格對交易量不存在 Granger 因果關係			
$L_{PR} = L_{TV}$	TVAL	寬度	TVAL
1	0.919 [0.178]	0.1	0.120 [0.452]
2	0.310 [0.377]	0.2	0.834 [0.202]
3	-0.262 [0.603]	0.3	1.316 [0.094]
4	-0.502 [0.692]	0.4	1.270 [0.102]
5	0.190 [0.424]	0.5	1.923 [0.027]*
6	-4.194 [0.999]	0.6	2.632 [0.004]*
$TV \neq > PR$: 交易量對價格不存在 Granger 因果關係			
$L_{PR} = L_{TV}$	TVAL	寬度	TVAL
1	-0.101 [0.540]	0.1	0.160 [0.436]
2	-0.108 [0.543]	0.2	-0.649 [0.258]
3	-0.023 [0.509]	0.3	-0.146 [0.441]
4	1.368 [0.085]	0.4	-0.054 [0.478]
5	8.638 [0.000]*	0.5	0.387 [0.349]
6	4.500 [0.000]*	0.6	0.606 [0.272]

$L_{PR} = L_{TV}$ 表示檢定過程中的遞延期數。

TVAL 為式 (18) 非線性因果關係檢定中的檢定統計量。

括弧內的數字為 p 值。

¹² Hiemstra and Jones (1994) 在討論股市價量的非線性因果關係是將領先期數 (m) 設定為 1，遞延期數 $L_x = L_y$ 設定為 1, ..., 8, 而尺度參數 e 則設定為 1.5σ 。

¹³ 文獻上非線性因果關係檢定遞延期數之決定並沒有特定的準則可供參考，一般是選取 6~8 期的結果。本文則是依循文獻慣例報告 6 期的結果。

表 6 非線性因果關係檢定－新加坡

Hiemstra and Jones's (1994) 檢定			Diks and Panchenko's (2006) 檢定	
$PR \neq > TV$: 價格對交易量不存在 Granger 因果關係				
$L_{PR} = L_{TV}$		TVAL	寬度	TVAL
1	0	.690 [0.245]	0.1	0.880 [0.189]
2		0.773 [0.219]	0.2	0.753 [0.225]
3		0.949 [0.171]	0.3	1.526 [0.063]
4	0	.700 [0.241]	0.4	1.607 [0.054]
5	0	.318 [0.375]	0.5	1.339 [0.090]
6	0	.123 [0.450]	0.6	1.315 [0.094]
$TV \neq > PR$: 交易量對價格不存在 Granger 因果關係				
$L_{PR} = L_{TV}$		TVAL	寬度	TVAL
1		0.645 [0.259]	0.1	- 0.406 [0.342]
2		0.602 [0.273]	0.2	1.006 [0.157]
3		0.253 [0.400]	0.3	0.779 [0.219]
4		0.241 [0.404]	0.4	0.818 [0.206]
5		0.068 [0.472]	0.5	1.067 [0.142]
6	-	0.028 [0.511]	0.6	1.124 [0.130]

$L_{PR} = L_{TV}$ 表示檢定過程中的遞延期數。

TVAL 為式 (18) 非線性因果關係檢定中的檢定統計量。

括弧內的數字為 p 值。

HJ 的非線性因果關係檢定結果顯示¹⁴：台灣股票交易量在遞延五期及六期時對於股票價格存在單向非線性因果關係，而在價格對於交易量的非線性因果關係檢定結果上，並無法拒絕無因果關係的虛無假設。新加坡、泰國及馬來西亞的 HJ 非線性

因果關係檢定則呈現一致的結果，股票價格與股票交易量之間不存在任何因果關係。印尼的 HJ 非線性因果關係檢定則顯示在遞延五期時，股票價格對於交易量存在單向非線性因果關係；反之，交易量對於價格則不存在非線性因果關係。

¹⁴ Diks and Panchenko (2005) 指出 Hiemstra and Jones (1994) 所提出的檢定方法並不完善。DP(2005) 證明只有在某些特殊條件成立下，HJ 的檢定方法才能真正地檢定非線性因果關係，因此正文中我們只簡單陳述 HJ 的檢定結果，本文中非線性因果關係檢定結果的解釋主要是根據 DP 檢定。

表 7 非線性因果關係檢定－泰國

Hiemstra and Jones's (1994) 檢定		Diks and Panchenko's (2006) 檢定	
$PR \neq > TV$: 價格對交易量不存在 Granger 因果關係			
$L_{PR} = L_{TV}$	TVAL	寬度	TVAL
1	0.039 [0.484]	0.1	- 0.489 [0.312]
2	0.815 [0.207]	0.2	0.027 [0.489]
3	0.815 [0.207]	0.3	0.784 [0.216]
4	0.724 [0.234]	0.4	0.741 [0.229]
5	0.689 [0.245]	0.5	0.970 [0.165]
6	1.126 [0.129]	0.6	0.898 [0.184]
$TV \neq > PR$: 交易量對價格不存在 Granger 因果關係			
$L_{PR} = L_{TV}$	TVAL [<i>p-value</i>]	寬度 (ϵ)	TVAL [<i>p-value</i>]
1	0.509 [0.305]	0.1	0.028 [0.488]
2	0.436 [0.331]	0.2	- 0.153 [0.439]
3	1.155 [0.123]	0.3	- 0.329 [0.371]
4	0.719 [0.236]	0.4	- 0.730 [0.232]
5	0.680 [0.248]	0.5	0.246 [0.402]
6	0.668 [0.251]	0.6	- 0.081 [0.467]

$L_{PR} = L_{TV}$ 表示檢定過程中的遞延期數。

TVAL 為式 (18) 非線性因果關係檢定中的檢定統計量。

括弧內的數字為 *p* 值。

表 5 至表 9 右邊為我們應用 DP 的檢定方法所得到的檢定結果，可以發現台灣股票價格在遞延五期及六期時，在 5% 的顯著水準下，對於交易量存在非線性因果關係。因此若要進一步對於股票價格或交易量進行預測，則應該要考慮非線性的模型

為佳。而在交易量對價格的非線性因果關係檢定結果上，DP 檢定得到與 HJ 檢定相反的檢定結果，得到無法拒絕無因果關係的虛無假設¹⁵。新加坡、泰國、馬來西亞及印尼的 DP 檢定結果，在 5% 的顯著水準之下，股票價格與交易量不存在非線性因果

¹⁵ 值得注意的是：DP 非線性因果關係檢定結果顯示價格在遞延五期、六期時對交易量存在有明顯之非線性解釋能力，但其他期則不顯著，這個結果並不可以用來做為價格或交易量預測之依據，這是因為 DP 非線性檢定方法是無母數 (nonparametric) 的檢定方法，其遞延期數的意義與一般參數化 (parametric) 模型遞延期數的意義不同。

表 8 非線性因果關係檢定－馬來西亞

Hiemstra and Jones's (1994) 檢定		Diks and Panchenko's (2006) 檢定	
$PR \neq > TV$: 價格對交易量不存在 Granger 因果關係			
$L_{PR} = L_{TV}$	TVAL [<i>p</i> -value]	寬度 (ϵ)	TVAL [<i>p</i> -value]
1	- 0.342 [0.634]	0.1	- 0.280 [0.389]
2	- 0.037 [0.515]	0.2	0.041 [0.483]
3	- 0.449 [0.673]	0.3	- 0.184 [0.426]
4	0.027 [0.488]	0.4	0.351 [0.362]
5	- 0.163 [0.564]	0.5	0.505 [0.306]
6	- 0.246 [0.597]	0.6	0.065 [0.474]
$TV \neq > PR$: 交易量對價格不存在 Granger 因果關係			
$L_{PR} = L_{TV}$	TVAL [<i>p</i> -value]	寬度 (ϵ)	TVAL [<i>p</i> -value]
1	0.025 [0.489]	0.1	0.350 [0.363]
2	0.027 [0.488]	0.2	0.390 [0.348]
3	0.530 [0.297]	0.3	0.422 [0.336]
4	- 0.189 [0.575]	0.4	0.724 [0.234]
5	0.100 [0.459]	0.5	0.117 [0.453]
6	0.262 [0.396]	0.6	0.299 [0.382]

$L_{PR} = L_{TV}$ 表示檢定過程中的遞延期數。

TVAL 為式 (18) 非線性因果關係檢定中的檢定統計量。

括弧內的數字為 *p* 值。

關係。

若將本文的檢定結果與相關的價量理論進行對比，可以發現 Clark (1973) 的混合分配模型並不適用於解釋台灣股票市場的價量因果關係，但是和 Copeland (1976) 及 Jennings et al. (1981) 連續訊息到達模型所預測的價量關係結果一致，價格與交易量存在雙向的線性因果關係，隱含過去歷史的股票交易量（價格）存在顯著的訊息可以有助於預測股票價格（交易量）的變化。

因此股票市場上常見的一句箴言：「量先價行」，根據本文中的台灣股票市場價量關係的檢定結果發現是成立的。值得注意的是，台灣股市價格對於交易量的影響是屬於短期的因果關係，我們猜測這可能台灣股市投資人多從事短期的投機操作而較少從事長期投資的行為有關。此外，DP 的檢定結果顯示台灣股票價格對於交易量存在非線性因果關係，我們猜測造成非線性因果關係存在的一種解釋，可能是來自股市

表 9 非線性因果關係檢定－印尼

Hiemstra and Jones's (1994) 檢定		Diks and Panchenko's (2006) 檢定		
$PR \neq > TV$: 價格對交易量不存在 Granger 因果關係				
$L_{PR} = L_{TV}$		TVAL [<i>p</i> -value]	寬度 (ϵ)	TVAL [<i>p</i> -value]
1	-	0.378 [0.647]	0.1	- 0.082 [0.467]
2	-	0.615 [0.730]	0.2	- 0.060 [0.476]
3	-	0.227 [0.589]	0.3	- 0.399 [0.344]
4	-	0.223 [0.588]	0.4	- 0.393 [0.347]
5		2.163 [0.015]*	0.5	0.135 [0.446]
6	N	A	0 .6	- 0.769 [0.220]
$TV \neq > PR$: 交易量對價格不存在 Granger 因果關係				
$L_{PR} = L_{TV}$		TVAL	寬度	TVAL
1		0.173 [0.431]	0.1	- 0.105 [0.457]
2		0.500 [0.308]	0.2	0.338 [0.367]
3	-	0.073 [0.529]	0.3	0.355 [0.361]
4	-	0.418 [0.662]	0.4	- 0.055 [0.478]
5	-	0.370 [0.644]	0.5	0.917 [0.179]
6	N	A	0.6	0.533 [0.296]

$L_{PR} = L_{TV}$ 表示檢定過程中的遞延期數。

TVAL 為式 (18) 非線性因果關係檢定中的檢定統計量。

括弧內的數字為 *p* 值。

投資人在面對市場所公佈的任何消息或突發事件的衝擊時，所做出的最適反應行為的結果，亦即股市投資人面對價格變動抑或是特殊事件的反應，並非是一成不變的線性行為，而是理性的做出非線性的最佳決策以因應之。這樣的行為反應類似於股

票市場的「槓桿效果」(leverage effect)，就是股票投資人面對股票價格下跌時的反應會大於股票價格上升時的反應，因此在股票價格下跌時的波動幅度會大於股票價格上升時的波動幅度¹⁶。

新加坡及泰國呈現相同的檢定結果，

¹⁶ 其他的可能影響因素包括：股市規模大小的差異、允許外資比例的差異及是否有漲跌幅的限制等。作者要感謝其中一位匿名評審的建議。

不管是長期或是短期，股票價格對交易量具有單向的線性因果關係，但是股票價格與交易量之間不存在任何非線性的因果關係。馬來西亞與印尼則呈現相同的檢定結果，股票價格及交易量在短期時皆不具有線性因果關係，兩者之間呈現中立的結果；而在長期因果關係檢定上則呈現股票價格對交易量存在單向的線性因果關係。若進一步根據 DP 的非線性因果關係檢定結果，則顯示股票價格與交易量之間不存在

任何非線性的因果關係。由於這四個國家的股市價量因果關係檢定皆顯示價格會影響交易量，因此 DeLong et al. (1990) 提出的「雜訊交易模型」中之「正向反饋交易策略」較適合用來解釋新加坡、泰國、馬來西亞與印尼的股市價量關係，亦即股市投資人通常追高殺低，股價上漲時買進而股價下跌時賣出，因此使得股票報酬率對交易量有正向因果關係，因為雜訊交易者通常是參考過去股價走勢來決定交易的策略¹⁷。

表 10 因果關係檢定結果整理

$PR \neq > TV$: 價格對交易量不存在 Granger 因果關係				
國家	短期	長期	HJ 檢定	DP 檢定
台灣	*	. *	.	.
新加坡	*	*	.	.
泰國	*	*	.	.
馬來西亞	.	*	.	.
印尼	.	*	*	.
$TV \neq > PR$: 交易量對價格不存在 Granger 因果關係				
國家	短期	長期	HJ 檢定	DP 檢定
台灣	*	*	*	.
新加坡
泰國
馬來西亞
印尼

* 表示顯著於 5 % 水準。

. 表示不顯著於 5 % 水準。

¹⁷ 我們將所有的檢定結果整理於表 10，希望使讀者（包括作者自己）對於檢定結果有一個完整面貌的了解。

4.2 與過去相關文獻比較

誠如本文前言所述，國內外過去已有許多文獻的針對股市的價量關係進行檢定，例如許溪南、黃文芳 (1997) 的研究結果顯示，在線性因果檢定方面，台灣股市報酬率與成交量之間均呈現雙向線性因果關係；在非線性因果檢定方面，亦發現報酬率與成交量出現雙向因果關係；陳仕偉、陳俊偉 (2006) 利用 HJ 檢定則發現股市成交量與股市報酬率存在反饋關係；Chen et al. (2001) 及 Lee and Rui (2002) 發現美國、英國及日本股市存在價格影響交易量的單向因果關係；而 Moosa and Al-Loughani (1995) 及 Saacioglu and Starks (1998) 分別檢定亞洲及拉丁美洲幾個新興股票市場價量關係則發現大多數存在交易量影響價格的單向因果關係。但是 Silvapulle and Choi (1999) 及 Gündüz. and Hatemi-J (2005) 則發現新加坡、韓國、匈牙利及波蘭的股市存在價量雙向的因果關係；Chen et al. (2001) 也是得到瑞典、荷蘭及香港股市亦存在價量互相影響的雙向因果關係；Pisedtasalasai and Gunasekarage (2006) 則是發現新加坡及印尼股市存在價量雙向的因果關係，而馬來西亞及泰國股市存在價格影響交易量的單向因果關係，菲律賓股市的價量關係則呈現中立的現象。我們的檢定結果則是發現台灣股市的價格對成交量存在單向的非線性影響效果，其他國家（新加坡、泰國、馬來西亞及印尼）的股市價量非線性因果關係皆呈現中立的現象。我們認為實證期間的差異、研究方法差異

皆是造成本文結果與過去文獻不同的可能原因。

5. 結論與建議

本文重新檢定亞洲地區五個國家的股票市場價格及交易量的因果關係，在共整合檢定過程中我們採用 Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法，因為 Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定法並不需要考慮變數的階次，亦即無論變數純粹為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ，甚至同時為 $I(0)$ 或 $I(1)$ ，都不會影響共整合檢定的結果，而且可明確的區別兩變數間何者為相依變數何者為外生變數。而在因果關係檢定方法上，我們分別採用線性因果關係檢定、Hiemstra and Jones (1994) 及 Diks and Panchenko (2006) 的非線性因果關係檢定方法。

Pesaran et al. (2001) 的邊界檢定結果顯示，這五個國家的股票價格及成交量都存在一個共整合（長期均衡）關係；綜合線性、非線性因果關係檢定結果顯示，台灣股票價格及成交量在短期呈現雙向的因果關係，但是台灣股票價格對成交量不存在長期因果關係。相反的，台灣股票成交量對股票價格存在長期的因果關係，表示台灣股票交易量的訊息對其股票價格在長期中具備預測的能力。新加坡、泰國、馬來西亞與印尼的檢定結果則顯示股市價格對成交量存在單向長期線性因果關係，成交量對於價格不存在線性因果關係，而且兩者之間也沒有任何非線性因果關係。若我

們以 DP 檢定結果為依據，進一步觀察非線性因果關係檢定結果顯示，只有台灣股市的價格對交易量存在單向的影響效果，其他國家的股市價量非線性因果關係皆呈現中立的現象。

若將本文的檢定結果與相關的價量理論進一步進行對比，Copeland (1976) 及 Jennings et al. (1981) 連續訊息到達模型適用於解釋台灣股票市場的價量因果關係。我們推論造成非線性因果關係存在的一種解釋，可能是來自股市投資人在面對市場所公佈的任何消息或突發事件的衝擊時，所做出的最適反應行為的結果，亦即股市投資人面對價格變動抑或是特殊事件的反應，並非是一成不變的線性行為，而是理性的做出非線性的最佳決策以因應之。而 DeLong et al. (1990) 提出的「雜訊交易模型」中之「正向反饋交易策略」則較適合用來解釋新加坡、泰國、馬來西亞與印尼的股市價量關係，亦即股市投資人通常追高殺低，股價上漲時買進而股價下跌時賣出，因此使得股票報酬率對交易量有正向因果關係。

本文中僅以亞洲地區五個國家的股票市場為研究對象，探討股價與其交易量之間的因果關係，本文中所得到的檢定結果到底是一個特例，或是其它地區的金融市

場的價量關係也有類似的結果？本文的價量分析中，單純作因果關係分析能對價格傳遞之分析有所幫助嗎？背後的財務故事或涵意為何？這些問題有待後續有興趣的學者專家們進行研究與探討。

附錄：BDS 檢定

我們將自我迴歸矩陣模型中的所有資料間的線性關係移除，然後將所得的殘差使用 BDS 檢定進行非線性關係檢定，藉以檢定序列相關性及是否具有非線性的結構。通常渾沌系統的分析由計算其相關維度開始¹⁸，因為它具有計算容易及採樣理論支持的特性，而 BDS 檢定亦是以此技巧為基礎，設計為捕捉隨機時間序列所隱藏的型態¹⁹。

Brock et al. (1996) 提出的 BDS 檢定是利用無母數法 (nonparametric statistical) 來分析相互獨立並及均一分配的時間序列資料，利用 Anderson et al. (1988) 的構想，再搭配 Brock et al. (1987) 設計出的無母數法，更進一步改良而成 BDS 檢定，以檢定時間序列資料的非線性動態模式。之後利用 Grassberger and Procaccia (1983) 所發展出的相關積分 (correlation integral) 的概念，定義 x_t 為機率密度函數 f 所隨機產生出的時間

¹⁸ 渾沌系統的主要特性有二：其一是渾沌系統的變化是「不是完全沒有規律、也不是完全有規律」，其二是初始時的極微小差異，可能演變成後續相當不同的結果。

¹⁹ Hsieh (1991) 利用非線性動態關係探討金融市場的文獻中提到：「低緯度渾沌系統可產生出類似白噪音的隨機數據型態，因而隱藏資料真實的本質，故往往在被誤認為隨機的情況下，其非線性型態的事實被隱藏而不自覺，尤其高頻的總體變數(如股票報酬率)可能產生類似低維度的渾沌系統。」

序列為一定數量，所形成 m 維矩陣 (m -histories) 為 $x_t^m = (x_t, x_{t+1}, \dots, x_{t+m-1})$ ，則給定一特定 m 維的相關積分之計算如下：

$$C_{m,t}(\varepsilon) = 2 \sum_{t=1}^{T-m+1} \sum_{s=t+1}^T I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m) / (T_m(T_m - 1))$$

其中， $T_m = T - m + 1$, $I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m)$ 為指標函數 (indicator function)。

$$I_\varepsilon(x_t^m, x_s^m) = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \|x_t^m - x_s^m\| \leq \varepsilon, \\ 0 & \text{其他情況} \end{cases}$$

$$\|x_t^m - x_s^m\| = \max_{i=0,1,\dots,m-1} |x_{t+i} - x_{s+i}| < \varepsilon$$

因此，相關積分是測量在特定 m 維下，資料間的差在小於 ε 佔所有組合的比率，則 T 期時間序列的 BDS 統計量可定義如下：

$$BDS_{m,T}(\varepsilon) = T^{\frac{1}{2}} [C_{m,T}(\varepsilon) - C_{1,T}(\varepsilon)] / \sigma_{m,T}(\varepsilon)$$

上式中， T 是樣本數， ε 是任意選定的代理參數， $\sigma_{m,T}(\varepsilon)$ 則為對應特定 m 維下的樣本標準差，因此 BDS 檢定為利用 m 期間的資料中，成對資料之差小於特定 ε 範圍內具

有群聚的特性，藉以捕捉出資料所隱藏之非隨機的型態²⁰。

參考文獻

- 王毓敏、黃瑞靜 (2001)，「價量關係—台股指數期貨市場之研究」，《台灣金融財務季刊》，2，97-114。
- 王毓敏 (2002)，「交易量及波動性之關聯性—台股認購權證與標的股票之探討」，《管理評論》，21，115-136。
- 李美杏 (1996)，「股市之價量互動與因果尋跡」，《統計與資訊評論》，2，133-152。
- 郭維裕、董慧萍 (2002)，「台灣股市非線性價量關係：TVTP Markov-Switching Model 之應用」，《中山管理評論》，10，461-495。
- 許和鈞、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」，《證券市場發展季刊》，8，22-49 14。
- 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》，14，177-195。
- 陳仕偉、陳俊偉 (2006)，「台灣股票及外匯市場價量非線性因果關係之探討」，《經濟與管理論叢》，2，21-51。
- 楊朝成、陳立國 (1994)，「台灣股市日內價量關係之研究」，《台北市銀月刊》，22，323-340。
- 楊踐為、許至榮 (1997)，「台灣股票集中與店

²⁰ 過去在進行 BDS 檢定時，必須事先武斷地決定兩個參數 (ε 及 m)，然而這可能選用了不適當的參數值，進而影響了檢定力。因此 Kočenda (2001) 提出改良，避免武斷性地決定 ε 參數數值，而是客觀地選擇一區間，以提高 BDS 的檢定力。

- 頭市場價量因果關係之探討」,《證券金融季刊》, 54, 19-32。
- Anderson, P.W., K. J. Arrow and D. Pines, D. (1988), The Economy as an Evolving Complex System, In Santa Fe Institute Studies in the Sciences of Complexity, Addison-Wesley Publishing Company, Vol. 5.
- Baek, E. and W. Brock (1992), "A General Test for Non-Linear Granger Causality: Bivariate Model," Working Paper, Iowa State University and University of Wisconsin Madison.
- Basci, E, S. Ozyildirim and K. Aydoğan (1996), "A Note on Price-Volume Dynamics in an Emerging Stock Market," *Journal of Banking and Finance*, 20, 389-400.
- Brock, W., W. Dechert and J. Scheinkman (1987), "A Test for Independence Based on the Correlation Dimension," Working Paper, University of Wisconsin at Madison, Department of Economics.
- Brock, W., W. D. Dechert, J. Scheinkman and B. LeBaron (1996), "A Test for Independence based on the Correlation Dimension," *Econometric Review*, 15, 197-235.
- Campbell, J., S. Grossman and J. Wang (1993), "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns," *Quarterly Journal of Economics*, 108, 905-939.
- Chen, G., M. Firth and O. M. Rui (2001), "The Dynamic Relation between Stock Returns, Trading Volume and Volatility," *Financial Review*, 36, 153-173.
- Chordia, T. and B. Swaminathan (2000), "Trading Volume and Cross-Autocorrelations in Stock Returns," *Journal of Finance*, 55, 913-935.
- Chung, C.-S. and S. Joo (2005), "Information Low and Trading Volumes in Foreign Exchange Market: The Case of Japan and Korea," Working Paper.
- Clark, P.K. (1973), "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica*, 41, 135-155.
- Copeland, T.E. (1976), "A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival," *Journal of Finance* 31, 1149-1168.
- DeLong, J., A. Shleifer, L. Summers and B. Waldmann (1990), "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation," *The Journal of Finance*, 45, 379-395.
- Denker, M. and G. Keller (1983), "On U-Statistics and Von-Mises Statistics for Weakly Dependent Processes," *Zeitschrift für Wahrscheinlichkeitstheorie und Verwandte Gebiete*, 64, 505-522.
- Diks, C. and V. Panchenko (2005), "A Note on the Hiemstra-Jones Test for Granger Non-Causality," *Studies in Non-Linear Dynamics and Econometrics*, 9(2), Article 4.
- Diks, C. and V. Panchenko (2006), "A New Statistic and Practical Guidelines for Nonparametric Granger Causality Testing," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 30, 1647-1669.
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- Epps, T. W. and M. L. Epps (1976), "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes:

- Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis,” *Econometrica*, 44, 305-321.
- Grammatikos, T. and A. Saunders (1986), “Futures Price Variability: A Test of Maturity and Volume Effects,” *Journal of Business*, 59, 319-330.
- Granger, C. W. J. (1969), “Investigating Causal Relationships by Econometric Models and Cross-Spectral Methods,” *Econometrica*, 34, 150-161.
- Grassberger, P. and I. Procaccia (1983), “Measuring the Strangeness of Strange Attractors,” *Physica D*, 9, 189-208.
- Gündüz, L. and A. Hatemi-J, A (2005), “Stock Price and Volume Relation in Emerging Markets,” *Emerging Markets Finance and Trade*, 41, 29-44.
- Gurgul, H. and P. Majdosz (2005), “Linear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation,” *Statistics in Transition*, 7, 159-171.
- Hall, A. D. (1994), “Testing for A Unit Root in Time Series with Pretest Data Based Model Selection,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 461-470.
- He, H. and J. Wang (1995), “Differential Information and Dynamic Behavior of Stock Trading Volume,” *Review of Financial Studies*, 8, 919-972.
- Hiemstra, C. and J. D. Jones (1994), “Testing for Linear and Non-Linear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation,” *Journal of Finance*, 49, 1639-1664.
- Hsieh, D. (1991), “Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets,” *Journal of Finance*, 46, 1839-1877.
- Jennings, R.H., L. Starks and J. Fellingham (1981), “An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival,” *Journal of Finance* 36, 143-161.
- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- Johansen, S. (1994), “The Role of the Constant and Oinear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables,” *Econometric Review*, 13, 205-229.
- Karpoff, J.M. (1987), “The Relations between Price Changes and Trading Volume: A Survey,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109-126.
- Kočenda, E. (2001), “An Alternative to the BDS Test: Integration Across the Correlation Integral,” *Econometric Reviews*, 20, 337-351.
- Lakonishok, J. and S. Smidt (1989), “Past Price Changes and Current Trading Volume,” *The Journal of Portfolio Management*, 15, 18-24.
- Lee, C. L. and O. M. Rui (2000), “Does Trading Volume Contain Information to Predict Stock Returns? Evidence from China’s Stock Markets,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 14, 341-360.
- Lee, B-S., and O.M. Rui (2002), “The Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Domestic and Cross-Country Evidence,” *Journal of Banking and Finance*, 26, 51-78.
- Lee, B-S., O.M. Rui and S. S. Wang (2004), “Information Transmission between the NASDAQ and Asian Second Board Markets,”

- Journal of Banking and Finance*, 28, 1637-1670.
- Malliaris, A. G. and J. J. Urrutia (1998), "Volume and Price Relationships: Hypotheses and Testing for Agricultural Futures," *Journal of Futures Markets*, 18, 53-72.
- Moosa, I.A. and N. E. Al-Loughani (1995), "Testing the Price-Volume Relation in Emerging Asian Stock Markets," *Journal of Asian Economics*, 6, 407-422.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Pisedtasalasai, A. and A. Gunasekarage (2006), "The Causal and Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Evidence from Emerging Markets in South-East Asia," Working Paper.
- Saacioglu, K. and L. T. Starks (1998), "The Stock Price-Volume Relationship in Emerging Stock Markets: The Case of Latin America," *International Journal of Forecasting*, 14, 215-225.
- Silvapulle, P. and J-S. Choi (1999), "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation: Korean Evidence," *Quarterly Review of Economics and Finance*, 39, 59-76.
- Smirlock, M. and L. T. Starks (1988), "An Empirical Analysis of the Stock Price-Volume Relationship," *Journal of Banking and Finance*, 12, 31-41.
- Tauchen, G. and M. Pitts (1983), "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets," *Econometrica*, 51, 485-505.
- Wang, J. (1994), "A Model of Competitive Stock Trading Volume," *Journal of Political Economy*, 102, 127-168.