

討論不同成交量區塊下對應台灣股價指數時間序列關係訊息

A Discussion of Time-Serial Information Contexts of Taiwan Exchange Index

Corresponding Different Zones of Trade Volume

林家樸* 王冠閔** 張倉耀***

Chia-Liang Lin* Kuan-Min Wang** Tsang-Yao Chang***

*僑光科技大學貿易系助理教授

**僑光科技大學財務金融系教授

***僑光科技大學財務金融系助理教授通訊作者；tychang@ocu.edu.tw

*Department of International Trade, Overseas Chinese University, Taichung, Taiwan, Assistant Professor

**Department of Finance, Overseas Chinese University, Taichung, Taiwan, Professor

***Department of Finance, Overseas Chinese University, Taichung, Taiwan, Assistant Professor

摘要

股市價量一直為投資者及學者所感興趣議題。不同以往研究，本研究旨在探討不同成交量臨界值可能傳遞的市場指數報酬率走勢訊息。因此，本研究運用門檻迴歸模型架構出不同成交量區塊對應台灣股價指數時間序列關係更進一步探討可能傳遞的市場指數走勢。本研究以台灣證券交易所作研究標的，蒐集 2002 年 1 月 2 日至 2013 年 12 月 31 日共 2984 個交易日交易資料，資料包含了台灣加權指數之日、月成交量與指數報酬率。透過門檻回歸模型估計得到以下實證結果：依據所估計出門檻值，當台股日(月)成交量水位高低不同時，可以對應出不同的指數報酬率時間序列關係，同時就各區間係數估計也可得知，當成交量在一定區間下，台灣股市指數具有上漲趨勢，然而當成交量在較高區間時，台灣股價指數波動程度會增加，同時指數會有下修的趨勢。

關鍵字：價量關係、門檻迴歸模型、成交量、股價指數走勢

Abstract

The topic of the price-volume relationships is always interesting and critical for investors and academic research. Different from previous studies, the study aims to discuss time-serial information contexts corresponding to the critical trade volumes. Therefore, this study employs the threshold model to construct possible time-series relationships of Taiwan Exchange Index, abbreviated as TAIEX, under distinct trading volume zones, and moreover, depicts the implicit information contexts. For these purposes, this essay collected daily data from January 2nd, 2002 to December 31th, 2013 and cumulated daily values as monthly data. Based on the 2984 daily data, the empirical results show that under the threshold regression model, TAIEX exhibiting distinctive time-series relationships corresponding the levels of observed trading volumes. Furthermore, under reasonable trading volume the TAIEX exhibited upward trends. However, the TAIEX showed more volatile and inverse trends..

Keyword : Price-volume relationship, Threshold regression model, Trade volume, Price index trend

壹、研究動機與目的

透過觀察股票市場的表現，有助於大眾了解當前經濟狀況以及現在民生消費狀況，更可做為未來該國經濟活絡以及發展的預測指標，說明了股票為經濟的櫬窗。同時加上股票具有高流動性以及相對報酬率的特性，因此往往是國內、外企業及一般投資者所慣用的投資標的。因此，股市的波動不僅影響一間公司的市值，也同時影響投資者的投資報酬，故股市波動的影響因素，常為投資人探討的議題，其中以成交量對股價可能產生的走勢訊息效果，更是投資者矚目的焦點。如Blume、Easley and O'Hara (1994)所論述過去的量價關係是投資者的信號，成交量資訊隱含了交易者所擁有的訊息，可以提供有效的市場統計資訊給投資者參考，因此提出若投資者能將成交量和股價的關係做進一步分析之後再做投資策略，可提高操作上的績效。

在早期價量研究，以Osborne (1959)最先透過實際資料，發現股價與交易量變動的絕對值成正向關係，交易量越大，股價波動幅度也越大，同時股價的變動和交易量變異數成正向關係。同時Ying (1966)在研究中也指出，低交易量常伴隨著股價下跌，而高交易量常伴隨著股價的上漲，而當交易量巨額增加時，可能伴隨兩種結果，股價大幅上漲或下跌現象。Karpoff (1987)則對於該議題的回顧與討論具有相當的完整度，在文章中指出，股市價量關係的有助於了解該市場訊息傳遞的結構。同時該文章中，整理出三種價量關係，分別為(1)「價量齊揚」，亦指價格上漲常與高成交量同時出現；(2)「價跌量縮」，亦指價格下跌常與低成交量同時出現；(3)「價量背離」，在價格下跌時與高成交量同時出現。同時後續的相關實證研究皆認為價量關係是存在的，如Cooper (1999), Chordia and Swaminathan (2000)、Chen、Firth and Rui (2001)、Ngo and Jory (2008)等的研究。

不少學者以市場訊息角度對Karpoff (1987)價量關係做出相關研究、如Close (1975)、Easley and O'Hara (1987)、Blume、Easley and O'Hara (1994)及O'Hara (1995)。Close (1975)以鉅額交易所隱含新資訊來驗證「價量齊揚」及「價跌量縮」關係，其認為鉅額交易反映了某支股票的新資訊，使得市場上的投資人重新評估這支股票，所以其股價就會發生變動。整體而言，鉅額買進代表有利多消息，會使股價上漲，反之鉅額賣出代表有利空消息，會使股價下跌。同時Close (1975)也提出若整體股票市場是具有效率時，市場因機構投資人鉅額賣出某支股票，導致其股價跌幅超過應有的合理價格時，其他投資者則會立即賣出其他的股票而買進此支股票，因此股價便會迅速的回到原來的均衡價格，其

損失的報酬是會受到限制而縮小。另外Easley and O'Hara (1987)則以特殊資訊角度探討交易量與價格變化關係，認為擁有特殊資訊交易者會積極交易，因此鉅額交易的成交價反應此類交易極有可能是投資人在擁有特殊資訊的情形下所進行的交易，造成股價的推升，同時指出前期的交易量與當期的個別證券報酬率有顯著關係。O'hara (1995)也驗證交易量變動確實會影響股票價格，因此交易量變化可以用來代及說明某部份的市場資訊。另外，Gervais、Kaniel and Mingelgrin (2001)則以能以紐約股票交易所(1963-1996)的日交易量與週交易量、日報酬與週報酬，驗證「能見度」(visibility)理論。認為成交量可以視為股票在市場能見度指標之一，成交量的提高容易引起了投資人與分析師的注意，達到了宣傳的效果，進而鼓勵投資人將該股票視為持有投資標的，因而推升股價及對應的報酬率。

不同上述研究，Campbell、Grossman and Wang (1993)則以不對稱訊息結構作為出發點來解釋兩者關係，其研究指出在高度資訊不對稱的情形下，高交易量的期間報酬較容易產生強烈反轉；而在低度資訊不對稱的情形下，高交易量的期間報酬較不易反轉甚至將持續同向變動。學者Conrad、Hameed and Niden (1994)及Chui and Wei (1997)等的研究亦支持此論點。其中Chui and Wei (1997)便延續Campbell, Grossman and Wang研究研究東亞新興國家股票市場成交量與價格關係。同時也認為成交量可以視為流動性貼水及風險的貼水代理變數，因此在訊息不對稱結構下，因此當成交量較低時，往往應該會出現較高的價格變動以補貼因承受流動性缺乏的產生持有成本。為了探討不對稱訊息可能產生「價量背離」現象，學者則更進一步運用非線性模型討論兩者關係，如Hiemstra & Jones(1994)、Moosa & Al-Loughani(1995)及 Silvapulle & Choi(1999)等。

台灣股市價量的相關實證研究，如張升寶(1990)以1982年至1987國內七種不同產業的三十家股票做為價量關係的研究樣本，蒐集標的股票每日之開盤價、最高價、最低價、收盤價、成交量及成交筆數，結果發現研究樣本股票的股價震盪幅度與成交量之間具有顯著的相關係數，但其相關程度並非甚高。陳東明(1990)以1986至1990年間隨機挑出60家台灣證券交易所上市之股票使用Granger causality test因果關係檢定法，研究結果發現價格變化與其絕對值，皆與交易量變化呈現正向關係，而且「量為價的先行指標」。葉銀華(1991)利用轉換函數模式，研究股票市場指數與交易量之日資料及週資料，發現日與週資料，股價與成交量皆呈現正向關係並可以改善對價格的預測。鄭淙仁(1992)以100檔上市股票之日資料進行研究，發現股價變動絕對值與股價報酬率會影響成交量，且呈現正相關。陳立國(1993)使用因果關係檢定法來檢定1989年4月15日至1992年9月30日止每半小時的價量資料的價格變化與成交量、交易值的關係。實證結果顯示，報酬率絕對值與交易量及交易值顯示正向關係。黃文芳(1996)使用1986年至1995年台灣股市加權指數與總成交量日資料為研究樣本，發現在線性因果關係檢定下，報酬率與成交量均呈現雙向因果關係，同樣非線性因果檢定兩者也具有雙向因果關係。之後許溪南和黃文芳(1997)運用Hiemstra and Jones (1994)之研究模式，發現台灣集中市場每日報酬率與成交量出現雙向非線性因果關係。張秀華(2001)以時間序列與事件研究法，探討四個國家的六個股價指數價量關係，文章指出價格變動後往往可以帶動著交易量波動，亦即成交價為成交量的領先指標關係；但是交易量大幅變動後，卻有不對稱的價格的反應關係。李俊德(2003)以1984年至2002年上市上櫃股票為樣本，採用事件研究法探討台灣股市在異常高或低成交量下，是否對股票報酬變化產生影響，並依此來建構較佳的投資組合策略。實證結果發現高成交量組合含有顯著小於零的累積平均異常報酬，低成交量組合有正的累積平均異常報酬，但不具顯著性。游英裕(2004)使用因果關係檢定法，以2004年1月14日至2004年4月16日的台灣50指數和加權指數兩大指數報酬率和成交量的日資料為樣本，研究結果發現股價變動與成交量具雙向的因果關係，若股價價格上揚時，投資人可預測成交量亦會隨之上漲；若成交量增加時，投資人則可預測股價價格亦會隨之上漲；反之亦然。管中閔及莊家彰(2005)利用分量回歸來觀察1989年至2003年台灣和美國股市報酬率和成交量之日資料的價量關係。實證結果發現兩地股市的價量關係截然不同。台灣股市的報酬率與成交量兼具有正向關係，呈現「價量齊揚」與「價跌量縮」的現象，前者在接近最大漲幅時較強，後者在接近最大跌幅時較強；美國股市報酬率與成交量則出現「價量齊揚」與「價量背離」相對稱的“V”字現象。

回顧以往台灣股市價量關係研究，大多採用線性迴歸或自我回歸探討報酬率與成交量形成價量關係。但上述研究方法只能討論兩者長期關係，卻無法依據台灣股市不同交易量水準探討可能對應出不同價格指數時間關係及訊息。為此，本研究利用三區塊門檻回歸模型，以不同的成交量做為區隔，探討所對應股價指數報酬率不同的時間序列關係，同時進一步討論台灣股市成交量在市場訊息結構。

貳、研究方法

Llorente et al. (2002)指出股市之中本應存在不同程度的訊息不對稱現象，同時Campbell et al. (1993)同時也指出資訊不對稱的程度，影響到所觀察價量關係。特別是在台灣股市特殊交易人結構下，訊息弱勢散戶交易者佔有相當比率，因此在台灣股市訊息不對稱情況，成交量大小應該可以產生不同價格訊息。為此，本研究引用以Hansen (1996)所提出門檻回歸模型(Threshold Autoregression)將台股日或月成交量分成三個區塊，探討不同的成交量區塊下所對應出不同的價格行為及關係。

2.1 門檻模型

根據Hansen (1996)門檻模型架構，本研究首先假設台灣股價指數報酬率(r_{t+1})，會受到前期的股價指數報酬率及成交量所形成訊息集合 Ω 影響，因此台灣股價指數報酬率(r_t)時間序列關係，如下式所示：

$$E[r_{t+1} | \Omega_t] = \beta_t E[e_{t+1} | \Omega_t] \quad (1)$$

假設台股成交量(V_t)門檻條件變數， β_t 時間序列構成係數向量，且因不同門檻條件對應出係數向量，因此，在三區塊門檻回歸模型下，本研究將 β_t 設定會因不同門檻區間以 $I(\cdot)$ 表示的方程式，如下式所示：

$$\beta_t = \beta_1 I_{[V_t \leq \lambda_1]} + \beta_2 I_{[\lambda_1 \leq V_t \leq \lambda_2]} + \beta_3 I_{[V_t \geq \lambda_2]} \quad (2)$$

將式(2)係數關係套入所欲探討模型(1)後，本研究可以設定台灣股價指數報酬率(r_{t+1})時間序列模型，如下所示。在(3)式中 β_i 會隨著前期交易量變動而對應出不同係數。

$$r_{t+1} = (\beta_1 I_{[V_t \leq \lambda_1]} + \beta_2 I_{[\lambda_1 \leq V_t \leq \lambda_2]} + \beta_3 I_{[V_t \geq \lambda_2]}) r_{t,t-p} + \varepsilon_{t+1} \quad (3)$$

$$\beta_i = [\beta_{i1}, \dots, \beta_{ip}], i = 1, 2, 3$$

$$r_{t,t-p} = [r_t, \dots, r_{t-p}]$$

式中

r_{t+1} ：當期台灣股價指數報酬率

$r_{t,t-p}$ ：前期t至t-p期台灣股價指數報酬率構成報酬率向量

β_i ：不同門檻區間下所對應時間序列構成係數向量

V_t ：前期台股成交量

λ_i ：門檻值

ε_{t+1} ：誤差干擾項

由於本研究旨在探討 β 係數是否會因成交量高低而出現差異，故可將式(3)分別改寫成以下結構方程式：

$$r_{t+1} = \alpha_1 + \beta_1 r_{t,t-p} + \varepsilon_{t+1} \quad \text{if } V_t \leq \lambda_1 \quad (4)$$

$$r_{t+1} = \alpha_1 + \beta_2 r_{t,t-P} + \varepsilon_{t+1} \quad \text{if } \lambda_1 \leq V_t \leq \lambda_2 \quad (5)$$

$$r_{t+1} = \alpha_3 + \beta_3 r_{t,t-P} + \varepsilon_{t+1} \quad \text{if } V_t \geq \lambda_2 \quad (6)$$

2.2 門檻回歸估計

根據Hansen (1996)門檻模型估計方式，首先將蒐集資料排序並依客觀方式劃分成三個區塊，以呈現出資料本身的不同面貌，但為避免區塊中的觀察個數過少，Hansen建議 λ 值的估計法排除門檻值中最小及最大的比率 π_0 ，在剩餘樣本中尋找最適的門檻值，即將門檻值 λ_1 及 λ_2 設定為落在下列區間內：

$$\pi_0 \leq P(r_{t+1} \leq \lambda_1) \leq P(r_{t+1} \leq \lambda_2) \leq 1 - \pi_0 \quad (7)$$

假設(3)式中殘差項 ε_{t+a} 屬常態分配 $N(0, \sigma^2)$ ，則門檻回歸模型中殘差項為 $\varepsilon_{t+1} = r_{t+1} - (\beta_1 I_{[V_t \leq \lambda_1]} + \beta_2 I_{[\lambda_1 \leq V_t \leq \lambda_2]} + \beta_3 I_{[V_t \geq \lambda_2]}) r_{t,t-P}$ 。因此，在門檻回歸門檻參數 $(\hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2)$ 估計值與 β 係數向量 $((\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3))$ 將使得殘差項 ε_{t+a} 形成高斯概似函數(Gaussian likelihood function)達到最小值，如下式所示：

$$\underset{\hat{\lambda}_i, \hat{\beta}_i}{\operatorname{Min}} L_n(\Sigma, \hat{\beta}_i, \hat{\lambda}_i) = -\frac{n}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \varepsilon_{t+1}(\hat{\beta}_i, \hat{\lambda}_i)' \Sigma^{-1} \varepsilon_{t+1}(\hat{\beta}_i, \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

或者為

$$\underset{\hat{\lambda}_i, \hat{\beta}_i}{\operatorname{Min}} L_n(\hat{\beta}, \hat{\lambda}) = L_n((\hat{\beta}_1, \hat{\lambda}_1), (\hat{\beta}_2, \hat{\lambda}_1, \hat{\lambda}_2), (\hat{\beta}_3, \lambda_2)) = -\frac{n}{2} \log |\tilde{\Sigma}(\hat{\beta}, \hat{\lambda})| - \frac{np}{2} \quad (9)$$

$\hat{\beta}_i$ ：不同門檻區間下所時間序列構成係數估計向量 $i=1,2,3$

$\hat{\lambda}_i$ ：估計門檻值 $i=1,2$

如此，將 π_0 區間內的樣本切出搜尋點(Grid points for threshold)，接著求出 $\log \tilde{\Sigma}(\hat{\beta}, \hat{\lambda})$ 的最小值情況下，其所對應的 $(\hat{\beta}, \hat{\lambda})$ 為門檻估計值及係數估計值。

參、實證結果分析

在進行各項主要檢定前，先將蒐集而來的資料做一個初步敘述統計的分析。本研究期間為2002年1月2日至2013年12月31日共2984個交易日，資料來源為台灣證券交易所，其各項敘述統計量整理於表1中，從表1得知日報酬、成交量、月報酬及月成交量，及報酬率，以平均值來說日報酬為0.0144%，成交量為993.7045億元，月報酬為0.2492%，月成交量為19851.78億元；以中位數來說日報酬為0.0581%，成交量為927.2億元，月報酬為0.8819%，月成交量為18798.46億元；以標準差來說日報酬為1.3573%，成交量為377.0583億元，月報酬為6.0686%，月成交量為6325.676億元。偏態係數來看成交量及月成交量的值大於0，表示偏態形式為右偏。則峰態係數來看日報酬、成交量、月報酬和月成交量的值皆大於3，表示峰態形式皆為高狹峰。

表 1 敘述統計量

	日報酬(%)	成交量(億)	月報酬(%)	月成交量(億)
平均數	0.0144	993.7045	0.2492	19851.7800
中位數	0.0581	927.2000	0.8819	18798.4600
最大值	6.5246	3220.0000	21.1740	48129.7200
最小值	-6.9123	238.3747	-30.5915	8527.5900
標準差	1.3573	377.0583	6.0686	6325.6760
偏態係數	-0.2785	1.0280	-0.5134	0.8205
峰態係數	5.7259	4.8180	4.3403	3.8282

3.1 日資料三區塊門檻回歸模型估計

首先，本研究以日成交量及月成交量做為門檻變數對報酬率進行門檻迴歸模型分析。表2為日成交量與報酬率門檻迴歸模型實證結果。從表中可以得知日成交量與報酬率可以形成三區塊門檻迴歸模型，其估計門檻值，成交量分別為947.6033億元及1369.561億元。因此日成交量小於947.6033億元時，屬於A區塊門檻迴歸關係，樣本數值佔本研究樣本比率為52.13%。若日成交量落於947.6033億元與1369.561億元之間則屬於B區塊，樣本比率為32.73%。若日成交量大於1369.561億元則屬於C區塊，其樣本比率為15.14%。

表 2 日成交量為門檻變數之門檻迴歸模型實證結果表

A 區塊	成交量<947.6033	樣本比率	52.13%
變數	估計值	標準差	T 值
const L	0.0418	0.0344	1.2146
R _{t-1}	0.0237	0.0251	0.9354
R _{t-2}	0.0621*	0.0251	2.4727
R _{t-3}	-0.0224	0.0266	-0.8421
B 區塊	947.6033≤成交量≤1369.561	樣本比率	32.73%
變數	估計值	標準差	T 值
const M	0.0023	0.0437	0.0522
R _{t-1}	0.1280***	0.0330	3.8676
R _{t-2}	-0.0335	0.0335	-1.0004
R _{t-3}	-0.0187	0.0322	-0.5823
C 區塊	成交量>1369.561	樣本比率	15.14%
變數	估計值	標準差	T 值
const H	-0.0859	0.0639	-1.3433

A 區塊	成交量<947.6033	樣本比率	52.13%
R_{t-1}	0.0107	0.0437	0.2454
R_{t-2}	-0.1041*	0.0442	-2.3547
R_{t-3}	0.1123**	0.0414	2.7142

註：****1%，***5%，**10% 顯著水準。

由 AIC 準則選擇最適落後期數，實證得到門檻迴歸檢定結果最適落後期數取 3 期。

各區塊係數估計及檢定結果顯示，在10%顯著水準下，A區塊中前二期報酬率對當期報酬率影響係數為0.0620667且對當期報酬率具有顯著效果。在B區塊中前一期報酬率對當期報酬率影響係數為0.1280068具有顯著效果。在C區塊中，前二期及前三期的報酬率對當期報酬率影響係數分別為-0.1040879及0.1122557為顯著效果。

模型估計檢定結果顯示，以日成交量作為門檻變數，不同成交量水位高低會對應出不同報酬率時間序列關係。在A區塊中，報酬率應為波動起伏不大的盤整關係，在整體係數加總效果下該區塊的指數報酬率為正向的推升關係，對當期報酬率而言具有推升效果。在B區塊中，在整體係數加總下該區塊為前一期報酬率上升對於當期報酬率為顯著正向影響，報酬率應具有正向推升關係。相較於A、B區塊在C區塊中，前期報酬率對當期報酬率的影響係數皆有擴大現象，其代表該區塊中指數會呈現較大波動。

3.2 月資料三區塊門檻回歸模型估計

若以月成交量與月指數報酬進行門檻回歸估計，實證結果如表3所示。從表中可以得知月成交量與報酬率可以形成三區塊門檻迴歸模型，其估計門檻值，成交量分別為13545.04億元及25998.6億元。因此日成交量小於13545.04億元時，屬於A區塊門檻回歸關係，樣本數值本研究樣本比率為15.23%。若日成交量落於13545.04億元與25998.6億元之間則屬於B區塊，樣本比率為67.85%。若日成交量大於25998.6億元則屬於C區塊，其樣本比率為16.92%。

同時，根據表3中各區塊係數估計及檢定結果顯示，在10%顯著水準下，A區塊中前一、二、三期報酬率對當期報酬率影響係數為0.880971、0.197662及-0.16432，皆對當期報酬率具有顯著效果。在B區塊中只有前一期報酬率對當期報酬率影響係數為0.999431具有顯著效果。在C區塊中，為截距項、前一期及前二期的報酬率對當期報酬率影響係數分別為-0.250264、1.053916及-0.176427為顯著效果。

由月資料估計與檢定結果顯示與日資料估計檢定結果類似。在不同門檻區間下也會對應出不同的台股指數報酬率時間序列關係。在A區塊中，報酬率應為波動起伏不大的盤整關係，在整體係數加總效果下該區塊前一、二、三期的報酬率有顯著影響，對當期報酬率而言具有推升效果。在B區塊中，在整體係數加總下該區塊為前一期報酬率上升對於當期報酬率為顯著正向影響，報酬率應具有上升的正向關係。在C區塊中，也如日資料區間估計結果依樣，前期報酬率對當期報酬率的影響係數皆有增加趨勢，代表著當月成交值在較高情形，台股月指數報酬率也是呈現較大的波動與幅度。

表 3 月成交量為門檻變數之門檻回歸模型實證結果表

A 區塊	成交量< 13545.04	樣本比率	15.23%
變數	估計值	標準差	T 值
const L	0.1018	0.0960	1.0605
R_{t-1}	0.8810***	0.0394	22.3356

A 區塊	成交量< 13545.04	樣本比率	15.23%
R_{t-2}	0.1977***	0.0525	3.7639
R_{t-3}	-0.1643***	0.0393	-4.1787
B 區塊	$13545.04 \leq \text{成交量} \leq 25998.6$	樣本比率	67.85%
變數	估計值	標準差	T 值
const M	0.0320	0.0425	0.7523
R_{t-1}	0.9994***	0.0241	41.4394
R_{t-2}	-0.0240	0.0341	-0.7033
R_{t-3}	-0.0195	0.0244	-0.7989
C 區塊	成交量>25998.6	樣本比率	16.92%
變數	估計值	標準差	T 值
const H	-0.2503**	0.0870	-2.8753
R_{t-1}	1.0539***	0.0402	26.1902
R_{t-2}	-0.1764**	0.0576	-3.0621
R_{t-3}	0.0728	0.0398	1.8313

註：***>1%，**>5%，*>10%顯著水準。

由 AIC 準則選擇最適落後期數，實證得到門檻迴歸檢定結果最適落後期數取 3 期。

肆、結論

不同以往研究，本研究運用門檻回歸模型，探討在不同成交量區間下所對應台股指數時間序列關係。研究期間為2002年1月2日至2013年12月31日，共有2984個交易日，以台灣加權指數與成交量之日資料及月資料作為研究變數。由日資料或月資料門檻回歸估計結果得知，不論日資料或月資料下，不同成交值門檻將對應出不同的台灣股價指數時間序列關係。在較低的日或月成交量區間下，前三期指數報酬率對當期指數報酬率影響不大，屬於波動起伏不大的盤整關係；在中間區間下，前三期指數報酬率對當期報酬率會呈現推升效果；最後，在日或月成交量較高區間下，前三期指報酬率對當期指數報酬率呈現較大影響程度，因此台股指數會有較大波動現象。同時在該區間中截距項之估計值皆為負值，特別是月資料中具有顯著效果，如此檢定結果顯示，台股成交量在於較高區間下，台股指數會呈現下跌趨勢。由此可知，在較高成交量情況下，台股指數報酬與成交量將呈現如Karpoff (1987)、Campbell et al. (1993)、Hiemstra & Jones(1994)、Moosa & Al-Loughani(1995)及Silvapulle & Choi(1999)所論述價量背離現象。

由上述實證結果得知，當台灣股市之成交量在一定區間下，台灣股市指數呈現上漲趨勢；然而當成交量在較高區間時，台灣股價指數波動程度會增加，且指數下修及指數與較高成交量會呈現價量背離現象。價量背離現象隱含著台股市場具有不對稱訊息結構，因此在較高交易量期間與指數報酬較容易產生強烈反轉(Cambpell et al. 1993)。實證結果建議投資者，由於台灣股市散戶交易者佔有相當比率下，市場往往存在不對稱訊息效果，因此當台灣股市成交量落於較高成交量時，應注意台股指數將出現較高波動風險且容易產生價量背離反轉現象。

參考文獻

[1]李俊德〈2003〉〈股票報酬與成交量：流動性溢酬、價格交易策略〉，中國文化大學會計研究所碩士論文。

- [2]張升寶〈1990〉〈股價震盪幅度的衡量與分析〉，國立中山大學企業管理所碩士論文。
- [3]張秀華〈2001〉〈股價指數與交易量動態關係之實證研究〉，東海大學企業管理研究所碩士論文。
- [4]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14卷，第2期，頁177-195。
- [5]陳立國〈1993〉〈台灣股市價量關係之研究〉，國立台灣大學財務金融學研究所碩士論文。
- [6]陳東明〈1990〉〈台灣股票市場價量關係之市場研究〉，國立台灣大學商學研究所碩士論文。
- [7]游英裕〈2004〉〈股價與成交量因果關係之研究－台灣股市的實証〉，義守大學管理學院碩士論文。
- [8]黃文芳〈1996〉〈台灣股市價量線性與非線性因果關係之研究〉，成功大學企業管理研究所碩士論文。
- [9]葉雅玲〈2010〉〈產業別股票價量關係〉，淡江大學財務金融所碩士論文。
- [10]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〉，《台北市銀月刊》，第22卷，第11期，頁57-70。
- [11]莊家彰、管中閔〈2005〉〈台灣與美國股市價量關係的分量迴歸分析〉，《中央研究院經濟研究所論文》，第33卷，第4期，頁379-404。
- [12]鄭淙仁〈1992〉〈台灣股市日內價量關係之探討〉，國立政治大學企業管理研究所碩士論文。
- [13]Blume, L., Easley D. and O'Hara, M. (1994). Market-statistics and technical analysis : The role of volume. *The Journal of Finance*, 49, 153-181.
- [14]Campbell, J. Y., Grossman, S. J. and Wang, J. (1993). Trading volume and serial correlation in stock returns. *Quarterly Journal of Economics*, 108, 905-939.
- [15]Chen, G. M., Firth, M. and Rui, O. M. (2001). The dynamic relation between stock returns, trading volume, and volatility. *The Financial Review*, 38, 153-174.
- [16]Chordia, T. and Swaminathan, B. (2000). Trading volume and cross-autocorrelations in stock returns. *The Journal of Finance*, 55, 913-935.
- [17]Chui, C. W. A. and Wei, K. C. J. (1997). Book-to-market, firm size, and turn-of-the-year effect : Evidence from pacific-basin emerging market. *Hong Kong University*.
- [18]Close, N. (1975). Price Reaction to large transaction in the Canadian equity market. *Financial Analysts Journal*, 10.
- [19]Conrad, J. S., Hameed, A., and Niden, C. (1994). Volume and autocovariances in short-horizon individual security returns. *Journal of Finance*, 49, 1305-1330.
- [20]Cooper, M. (1999). Filter rules based on price and volume in individual security overreaction. *The Journal of Finance*, 40, 793-905.
- [21]Easley, D. and O'Hara, M. (1987). Price, trade size, and information in securities markets. *Journal of Financial Economics*, 18, 69-90.
- [22]Hansen, B. E. (1996). Threshold effects in non-dynamic panels : Estimation, testing and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- [23]Hiemstra, C. and Jones, J. D. (1994). Testing for linear and nonlinear Granger Causality in the stock price-volume relation. *Journal of Finance*, 49, 1639-1664.
- [24]Karpoff, J. M. (1987). The relation between price changes and trading volume : A survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109-126.
- [25]Llorente, G., Michaely, R., Saar, G. and Wang, J. (2002). Dynamic volume-return relation of individual stocks. *The Review of Financial Studies*, 15(4), 1005-1047.
- [26]Moosa, I. A. and Al-Loughani, N. E. (1995). Testing the price-volume relation in emerging Asian stock markets. *Journal of Asian Economics*, 6(3), 407-422.
- [27]Ngo, T. and Jory, S. R. (2008). International Evidence on the Relationship between trading volume and serial correlation in stock returns. *Global Journal of Finance and Banking Issues*, 2(2), 1-13.
- [28]O'Hara, M. (1995). *Market microstructure theory*. Cambridge : Blackwell Publisher Inc.
- [29]Osborne, M. F. M. (1959). Brownian motion in the stock market. *Operations Research*, 7, 145-173.
- [30]Silvapulle, P. and Choi, J. S. (1999). Testing for linear and nonlinear Granger Causality in the stock price-volume relation : Korean evidence. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 39(1), 59-76.
- [31]Ying, C. C. (1966). Stock market prices and volumes of sales. *Econometrica*, 34, 676-686.