

股市成交量與波動之研究 —以電視收視率為工具變數分析之

THE RELATIONS BETWEEN TRADING VOLUME AND VOLATILITY IN THE STOCK - AN ANALYSIS OF INSTRUMENTAL VARIABLE WITH TV RATING

莊家彰*

國立台北商業大學國際商務系副教授

郭俊賢

國立台北商業大學國際商務系副教授

Chia-Chang Chuang

*Associate Professor, Department of International Business,
National Taipei University of Business*

Chun-Chien Kuo

*Associate Professor, Department of International Business,
National Taipei University of Business*

摘要

藉由台灣電視節目收視率、台股成交量與台股波動性的資料，本文利用 Hausman (1978) 檢定指出成交量為自變數來解釋股市波動的內生問題。我們可以用兩階段的工具變數法來克服這個問題並得到具一致性的估計結果。在工具變數的選取上，我們首度嘗試以「財經資訊分析」和「新聞播報節目」的收視率為候選變數，依據 Stock and Watson (2003, p. 371) 和 Stock and Yogo (2005) 所建議的準則，確認「財經資訊分析」的收視率為強工具變數；「新聞播報節目」的收視率為弱工具變數。接著，再以 Sargan (1958) 的外生性檢定確認「財經資訊分析」的收視率的外生性。本研究的工具變數法的估計結果顯示，成交量所帶動的股市波動遠大於以最小平方法所估得

*通訊作者，地址：臺北市濟南路一段 321 號，電話：(02)2322-6540

E-mail：jjjuang@ntub.edu.tw

的結果。根據這樣的結果，本研究進一步模擬投資人在觀察到「財經資訊分析」的收視率以後，對股市的波動形成一致性的預期，並且透過台指選擇權的操作，形成一種可能的獲利空間。

關鍵字：股市成交量，股市波動，收視率，工具變數

ABSTRACT

This paper investigates the impacts of trading volume on the volatility of Taiwanese stock by adopting TV rating as instrument variable. According to the Hausman (1978) test, using trading volume as regressor to explain the volatility of stock will yield the endogeneity problem. One can get the consistent empirical estimations by adopting the two-step instrumental estimation. We carry the two-stage instrument estimation by choosing the TV rating of “analysis of financial information” and “news reporting” program as candidate instrumental variables. We find that the TV rating of “analysis of financial information” is strong instrumental variable and the TV rating of “news reporting” is weak instrumental variable based the criterion of Stock and Watson (2003, p. 371) and Stock and Yogo (2005). Besides, this paper applies the Sargan (1958) test to test the exogeneity of strong instrumental variable and show that the TV rating of “analysis of financial information” is the exogenous variable. We find the stock volatility results by 2SLS are larger than the empirical results by OLS. We further show the scenario for investors to form consistent expectation on stock market volatility after observing the TV rating and based on it, they may earn some possible gains by the operation on the options market.

Keywords: Trading Volume, Stock Volatility, TV Rating, Instrumental Variable

壹、前言

在探討股市價量關係的文獻中，幾乎都一致的認為：股市成交量和股市波動存在顯著的正向關係（Karpoff, 1987；Lamoureux & Lastrapes, 1990；Chuang, Kuan, & Lin, 2009）。如同 Karpoff（1987）所指出：絕大多數的文獻都認為股市成交量和股市波動的確存在顯著的正向關係。¹而造成此關係的原因之一，則在於成交量的增加和波動

的擴大可能來自同樣的原因。許多研究交易動機的理论模型認為當投資人之間存在「不對稱訊息」(Information asymmetry)或「異質信念」(Heterogeneous beliefs)時，即可能發生交易，例如：Grossman and Stiglitz (1980)；DeLong, Shiller, Summers, and Waldman (1990)；Campbell, Grossman, and Wang (1993)；Wang (1994)和 Watanabe (2008)等即是屬於「不對稱的訊息」的模型；而 Varian (1985)；Harris and Raviv (1993)；Wu and Guo (2004)；Basak (2005)和 Li (2007)等則是屬於「異質信念」模型。這些理論模型都指出，當投資人之間的訊息越不對稱或信念越異質時，投資人越可能進場交易，因此股市成交量將越大 (Gagnon & Karolyi, 2009)。同時投資人之間的不對稱訊息或異質信念，也助長了股市的波動 (Weinbaum, 2009)，所以理論上成交量和股市波動必定存在正向關係。在實證研究上，也都得到成交量和波動呈現顯著正向關係的實證結果，加強印證上述理論模型的觀點，例如：Lamoureux and Lastrapes (1990)；Gallant, Rossi, and Tauchen (1992)；Brooks (1998)；Qiu, Zhong, Chen, and Wu (2009)；Hsieh (2009)；Chiang, Qia, and Wong (2010)和 Gebka (2012)。這些文獻都指出成交量和波動呈現顯著正向關係，成交量可以對股市的波動提供很好的解釋，進而預測股市的波動。而莊家彰、管中閔 (2005)則是以分量迴歸來說明成交量和報酬率之間的 V 字關係，也間接提供了成交量和波動呈現正向關係的實證結果。

由於波動度的估計直接影響到選擇權的定價，所以文獻上對於波動度的估計，提供了多種不同的選擇，常見的有：移動平均法 (Brailsford & Faff, 1996)²、以 ARCH 家族估計變異數方程式 (Variance equation) 的方法 (Bollerslev & Mikkelsen, 1999)³，或是根據昨天選擇權的成交價，反推波動度的估計方法，即隱含波動度 (Implied volatility) 的估計 (Wang & Yang, 2014)⁴。其中 Brailsford and Faff (1996)；Bollerslev and Mikkelsen (1999)和 Wang and Yang (2014)的估計過程都僅只考慮成交價格，並沒有納入成交量的訊息。而 Lamoureux and Lastrapes (1990)⁵則是納入成交量的訊息，來估計波動度，發現成交量和波動度之間的顯著正向關係，符合「不對稱訊息」或「異質信念」模型的概念。

在「不對稱訊息」和「異質信念」等理論模型的實證應用上，Foucault, Sraer, and Thesmar (2011)觀察股市的零售交易 (Retail trading) 筆數對波動的影響，來確認零售投資人 (Retail investors) 是雜訊交易者 (Noise traders)。Clark and Kassimatis (2014)直接將成交量和股價報酬的標準差 (即波動度的 1 種測度) 等訊息項延伸到 Fama and French (1993) 的 3 因子模型和 Carhart (1997) 的 4 因子模型中的解釋變數，實證結果顯示：對於股價異常報酬的解釋能力皆有大幅度的提升。Chen (2012)以 Granger (1969) 因果關係檢定來觀察成交量和股市報酬率之間的關係，結果顯示：不論是多頭或是空頭市場，股市報酬率對成交量皆有顯著的正向影響，但是成

成交量對報酬率的影響相對較弱。Chuang, Lee, and Wang (2014) 則是分別觀察多頭和空頭市場時的股價報酬率對股市成交量的影響，結果發現多頭市場時，散戶投資者比法人投資機構更容易出現過度自信的交易行為 (Overconfident trading behavior)。基本上 Foucault, Sraer, and Thesmar (2011)；Clark and Kassimatis (2014)；Chen (2012) 和 Chuang, Lee, and Wang (2014) 等 4 篇文獻都是在探討成交量、波動度和股價報酬率之間的關係。

雖然成交量和波動度呈現正向關係，但是由於成交量與波動度可能肇因於同樣的原因，例如：投資人之間存在「不對稱訊息」或「異質信念」等原因，因此成交量與波動度是同時決定的，所以成交量不能被視為外生變數。(Tauchen & Pitts, 1983；Harris, 1987；Foster & Viswanathan, 1993, 1995)，進行迴歸分析時容易有內生性的問題，因此本研究採用 Hausman (1978) 檢定來確認做為股市波動的解釋變數的成交量的內生性，實證結果亦顯示成交量在做為股市波動的解釋變數時確實是一個內生變數。此時若直接以成交量來解釋股價的波動，則容易有內生性 (Endogeneity) 的問題，以普通最小平方法 (Ordinary Least Square, OLS) 估計時將會得到不一致的結果 (Inconsistent)。若能排除內生性問題所造成的偏誤，則可估得一致性的估計值。

同時 Brailsford and Faff (1996)；Bollerslev and Mikkelsen (1999) 和 Wang and Yang (2014) 除了未考慮成交量的訊息以外，他們的估計方法都是使用昨天以前的歷史資料來估計今天的波動，所以都能在股市開盤前估算出波動度，如果以台灣的股市而言，則無法包含昨晚歐美股市的交易狀況與其他即時且重要相關的財經訊息，而本文即將估計波動度的工具變數當中，則包含股市開盤前、盤中和昨天盤後的電視節目收視率，雖然仍屬歷史資料，但已盡可能更新資訊，相較於昨天的資料而言，可說是涵蓋更新且更完整的交易資訊，所以預期會有更精確的預測，可提供選擇權訂價時的重要參考依據。

排除內生性問題以估得一致性估計值的方法之一，是使用工具變數進行兩階段的估計，此方法普遍應用在各領域，尤其是有關人力資源等範疇，例如：Angrist and Evans (1998) 使用工具變數進行兩階段的估計來觀察嬰兒出生率對勞動供給的影響；劉育昇、于若蓉 (2007) 在探討同儕壓力對個人績效表現時，也使用工具變數來解決同儕壓力可能具有的內生性問題；萬哲鈺、高崇瑋 (2008) 在估計歐肯法則 (Okun's law) 中的歐肯係數時，使用工具變數來解決失業率與產出同為內生變數的問題；姜樹翰 (2008) 在研究規模經濟等 4 種可能產生的知識外溢效果時，亦使用工具變數來解決工資成長率可能會發生解釋變數內生性問題。Lin and Liu (2009) 使用此方法來觀察初生嬰兒的體重對未來教育成就的影響；Coneus, Goeggel, and Muehler (2009) 同樣使用此方法來觀察母親的工時如何影響選擇養育幼兒的方式，Akcomak and

Ter (2012) 使用人口的異質性、新教徒的百分比和學校的數量等 3 個變數為工具變數，先行估計社會資本 (Social capital)，在第 2 階段的實證結果中，指出社會資本的增加有助於降低犯罪。因此使用工具變數進行兩階段的估計方法已普遍應用在社會科學的各個領域。

唯在探討股市成交量和股市波動的關係時，鮮少有討論內生性問題的文獻，因此本研究首度嘗試以工具變數的兩階段估計方法來估算成交量對股市波動的影響。在此估計方法上，工具變數扮演相當重要的角色。在本研究中，一個適當的工具變數必須同時具備 2 個條件，首先是工具變數必須和股市成交量有密切的關係，其次是工具變數必須和股市波動不相關等 2 個條件。就第一個條件而言，Wooldridge (2002, p. 101) 指出：當工具變數和內生變數沒有密切關係時，是為弱工具變數，並無法排除內生性問題所造成的偏誤估計。為了確認候選工具變數是否為弱工具變數，Stock and Watson (2003, p. 371) 和 Stock and Yogo (2005) 先後提出在第一階段的估計中，若 F 統計量大於 10 則可在 5% 的顯著水準下確認該工具變數為強工具變數，確保在第二階段的估計中估得一致性的估計量。至於第二個條件，Heij et al. (2004, p. 412) 指出：若工具變數和依變數有密切相關，將違反工具變數的外生性，同樣無法排除內生性問題所造成的偏誤估計。為了確認工具變數的外生性，本研究將採用 Sargan (1958) 檢定予以確認。

在工具變數的篩選上，許多實證文獻都指出報紙或網路所刊載的訊息量和股市成交量有密切關係，例如：Mitchell and Mulherin (1994)；Dewally (2003) 和 Hanke and Hauser (2008) 都指出訊息量和成交量皆呈現顯著的正向關係。基本上訊息量已符合成為工具變數的第一個條件。但是這些文獻也都同時指出這些訊息量和股市波動亦呈現顯著的正向關係，因此不符合成為工具變數的第二個條件。理論上 Epps and Epps (1976) 的「混合分配假說」(Mixture of distribution hypothesis) 認為當訊息量愈多時，成交量也愈大，股價波動也會加劇。所以用訊息量的多寡做為工具變數並不符合工具變數的外生性。

為同時符合工具變數的 2 個條件，本研究首度嘗試以「財經資訊分析」的節目收視率為工具變數，這類型的電視節目通常會聘請股市的技術分析師，針對股市的歷史走勢，預測未來的漲跌，並提出專業的買賣股票建議，因此直覺上當「財經資訊分析」的節目收視率提高時，股市成交量即會擴大。而本研究的實證結果亦發現「財經資訊分析」的節目收視率和股市成交量有顯著的正向關係，此證實結果證實了上述推測。其可能的原因之一是當投資大眾在接受技術分析師的投資建議後，進場買賣股票，因此「財經資訊分析」的節目收視率提高時，股市成交量也會擴大，所以「財經資訊分析」的節目收視率已符合成為一個工具變數的第一個條件。同時「財經資訊分析」的

節目收視率與股市波動較無直接關連，本研究的 Sargan (1958) 外生性檢定結果，也確認了「財經資訊分析」的節目收視率的外生性。

同時為了加強印證「財經資訊分析」的節目收視率是一個適當的工具變數，本研究亦收集「新聞播報節目」的收視率做一比較，實證結果發現「新聞播報節目」的收視率和股市成交量並無顯著關係，表示「新聞播報節目」的收視率是一個弱工具變數，因此以「新聞播報節目」的收視率為工具變數並無法排除內生性問題所造成的估計偏誤。「新聞播報節目」的內容涵蓋各個層面，屬於較一般性的報導，相對於「財經資訊分析」的節目而言，「新聞播報節目」並無提供專業的投資建議，所以雖然在本研究的樣本中「新聞播報節目」的收視率顯著的高出「財經資訊分析」的收視率許多，但是在實證結果中並無法符合 Stock and Watson (2003, p. 371) 和 Stock and Yogo (2005) 成為強工具變數的要求。

在成交量的衡量方面，為了加強印證收視率和成交量的關係，及資料的完整性，將同時使用 Lo and Wang (2000) 所指的5種成交量定義，包括：成交股數 (Shares traded)、成交市值 (Dollars traded)、成交股數週轉率 (Share turnover)、成交市值週轉率 (Dollar turnover) 和成交筆數 (Number of trades) 等5種。

在波動度的衡量方面，本研究收集台股大盤指數的4個具有重要代表性的指數，分別是開盤價、收盤價、最高價和最低價，以此4個指數來估算每天的波動度。文獻上有許多種衡量波動的估計方法，較為常見的有：全距 (Range)、樣本變異數 (Sample variance)、樣本標準差 (Sample standard deviation)、樣本變異係數 (Sample coefficient of variation) 和平均絕對離差 (Mean absolute deviation) 等5種，本研究將這5種不同定義的波動度都列為被解釋變數。

本研究中兩階段的估計結果顯示，成交量所帶動的股市波動遠大於以最小平方方法所估計的結果。這樣的結果是在以「財經資訊分析」的節目收視率為工具變數，排除內生性問題後，所可估得的一致性估計值，而且「財經資訊分析」的節目收視率涵蓋更即時且更完整的交易資訊，所以預期會有更精準的預測。

本研究的結構如下。第二節介紹適當工具變數的篩選辦法及內生性問題的確證過程；第三節說明樣本資料的調整與描述；第四節為實證結果的討論；最後為本研究結論。

貳、研究方法

本節將介紹適當工具變數的篩選方法、內生性問題的確證過程和工具變數的外生性檢定等 3 個檢驗程序。依序說明如下：先使用 Stock and Watson (2003, p. 371) 和 Stock and Yogo (2005) 所建議的準則確認候選工具變數是否為強工具變數；其次，以 Hausman (1978) 的內生性檢定來確認做為股市波動的解釋變數的成交量是否有內生性的問題；接著，再以 Sargan (1958) 的外生性檢定確認工具變數是否為外生變數。以下將針對這些研究程序進行較詳細的介紹，Hausman (1978) 的內生性檢定和 Sargan (1958) 的外生性檢定更詳細的說明請參考 Heij et al. (2004, p. 412)。

一、強工具變數的檢驗過程說明如下

(一)先使用最小平方法估計式

$$V_t = \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} * TV1r_t + \alpha_{1,2} * TV2r_t + \alpha_{1,3} * TV3r_{t-1} + \alpha_{1,4} * FT_t + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

其中 V_t 是成交量，有成交股數、成交市值、成交股數週轉率、成交市值週轉率和成交筆數等 5 種定義； $TV1r_t$ ，即 TV ratings，是股市開盤前的電視節目收視率， $TV2r_t$ 是股市盤中的電視節目收視率， $TV3r_{t-1}$ 是昨天股市收盤後的電視節目收視率， FT_t (Financial Tsunami) 是金融海嘯虛擬變數。本研究所收集的電視節目包含「財經資訊分析」和「新聞播報節目」2 種；而金融海嘯虛擬變數是依據彭德明 (2008) 和黃富櫻 (2010) 的整理，他們都指出：「2008 年 3 月 13 日貝爾斯登投資銀行 (Bear Stearns) 通知美國聯邦準備委員會 (Fed) 及財政部，該公司將進行破產申請。2008 年 3 月 14 日美國聯準會與財政部同意由美商摩根大通 (JP Morgan) 對貝爾斯登提供融通。最後由摩根大通以近乎破產的價格收購貝爾斯登，同時也引發了全球約 45 兆美元的信用違約交換 (Credit Default Swap, CDS) 市場的激烈震盪，其中信用違約交換市場規模約為美國股市市值的 2 倍」。所以本文以 2008 年 3 月 14 日做為金融海嘯的起始點。 $\alpha_{1,0}$ 是式 (1) 的常數項， $\alpha_{1,1}$ 是盤前收視率對成交量的影響， $\alpha_{1,2}$ 是盤中收視率對成交量的影響， $\alpha_{1,3}$ 是昨天盤後收視率對成交量的影響， $\alpha_{1,4}$ 是金融海嘯對成交量的影響， $\varepsilon_{1,t}$ 是式 (1) 的殘差項。

(二)檢定 $\alpha_{1,1}$ 、 $\alpha_{1,2}$ 和 $\alpha_{1,3}$ 是否皆為 0，以確認候選工具變數是否強工具變數。檢驗時，先計算 $\alpha_{1,1} = \alpha_{1,2} = \alpha_{1,3} = 0$ 的 F 檢定統計量。Stock and Watson (2003, p. 371) 和 Stock and Yogo (2005) 指出一個強工具變數的 F 檢定統計量應在 10 以上為宜，即建立假設：

$\left\{ \begin{array}{l} \text{虛無假設 (H}_0\text{): 候選工具變數為弱工具變數, 即 } F \leq 10 ; \\ \text{對立假設 (H}_1\text{): 候選工具變數為強工具變數, 即 } F > 10 。 \end{array} \right.$

Hausman (1978) 的內生性檢定, 常見的作法有 2 種, 一是 Hausman (1978) 的 LM 檢定 (Lagrange Multiplier test); 二是 Davidson and MacKinnon (1989, 1993) 根據 Hausman (1978) 的內生性檢定所發展出來的檢驗方法, 本研究為求嚴謹起見, 將同時使用此 2 種檢定方法, 分別詳述如下。

二、Hausman (1978) 的 LM 檢定過程說明如下

(一) 以最小平方法估計式

$$\text{Volatility}_t = \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} * V_t + \alpha_{2,2} * FT_t + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

其中 Volatility_t 是股市的波動度, 有全距、樣本變異數、樣本標準差、樣本變異係數和平均絕對離差等 5 種定義; V_t 是成交量, 定義同前等 5 種, FT_t 是金融海嘯虛擬變數; $\alpha_{2,0}$ 是式 (2) 的常數項, $\alpha_{2,1}$ 是成交量對波動度的影響, $\alpha_{2,2}$ 是金融海嘯對股市波動的影響, $\varepsilon_{2,t}$ 是式 (2) 的殘差項。

(二) 使用強工具變數, 依據式 (1) 將成交量析離成 2 部分, 分別是殘差項 $\varepsilon_{1,t}$ 和成交量配適值 (V_hat_t)。其中殘差項 $\varepsilon_{1,t}$ 是和殘差項 $\varepsilon_{2,t}$ 有關的部分, 而成交量的配適值 (V_hat_t) 就是和殘差項 $\varepsilon_{2,t}$ 無關的部分。

(三) 以最小平方法估計式

$$\varepsilon_{2,t} = \alpha_{3,0} + \alpha_{3,1} * V_t + \alpha_{3,2} * \varepsilon_{1,t} + \alpha_{3,3} * FT_t + \varepsilon_{3,t} \quad (3)$$

其中 $\varepsilon_{2,t}$ 是式 (2) 的殘差項; V_t 是成交量, 定義同前等 5 種, $\varepsilon_{1,t}$ 是使用強工具變數將成交量析離出和殘差項 $\varepsilon_{2,t}$ 有關的部分, FT_t 是金融海嘯虛擬變數; $\alpha_{3,0}$ 是式 (3) 的常數項, $\alpha_{3,1}$ 是成交量對式 (2) 的殘差項 $\varepsilon_{2,t}$ 的影響, $\alpha_{3,2}$ 是 $\varepsilon_{1,t}$ 對 $\varepsilon_{2,t}$ 的影響, $\alpha_{3,3}$ 是金融海嘯對 $\varepsilon_{2,t}$ 的影響, $\varepsilon_{3,t}$ 是式 (3) 的殘差項。將式 (3) 的判定係數乘以樣本數, 可形成 LM 檢定統計量 ($n \times R^2_{(3)}$), 該統計量為一個卡方分配 (χ^2_k), 自由度 k 是候選內生變數的個數, 在本研究中的候選內生變數只有成交量 1 個, 因此自由度為 1 ($k=1$)。

(四) 檢驗式 (3) 的解釋能力, 以確定成交量是否為內生變數。即建立假設:

$\left\{ \begin{array}{l} \text{虛無假設 (H}_0\text{): 成交量是外生變數 (式 (3) 無解釋能力, 即 } \chi^2_k = n \times R^2_{(3)} = 0) \\ \text{對立假設 (H}_1\text{): 成交量是內生變數 (式 (3) 有解釋能力, 即 } \chi^2_k = n \times R^2_{(3)} > 0) \end{array} \right.$

三、Davidson and MacKinnon (1989, 1993) 根據Hausman (1978) 的內生性檢定所發展出來的檢驗方法說明如下

(一)和Hausman (1978) LM檢定過程的(二)步驟一樣，使用工具變數將成交量析離出殘差項 ($\varepsilon_{1,t}$) 和成交量配適值 (V_hat_t) 等2部分。

(二)以最小平方法估計式

$$Volatility_t = \alpha_{4,0} + \alpha_{4,1} * V_t + \alpha_{4,2} * \varepsilon_{1,t} + \alpha_{4,3} * FT_t + \varepsilon_{4,t} \quad (4)$$

其中 $Volatility_t$ 是波動度， V_t 是成交量， FT_t 是金融海嘯虛擬變數， $\varepsilon_{1,t}$ 是式 (1) 的殘差項； $\alpha_{4,0}$ 是式 (4) 的常數項， $\alpha_{4,1}$ 是成交量對波動度的影響， $\alpha_{4,2}$ 是 $\varepsilon_{1,t}$ 對波動度的影響， $\alpha_{4,3}$ 是金融海嘯對波動度的影響， $\varepsilon_{4,t}$ 是式 (4) 的殘差項。

(三)檢驗 $\varepsilon_{1,t}$ 對波動度的影響 ($\alpha_{4,2}$) 是否顯著異於 0，以確定成交量是否為內生變數。即建立假設：

$$\begin{cases} \text{虛無假設為 (H}_0\text{)} : \text{成交量是外生變數 } (\alpha_{4,2} = 0) \\ \text{對立假設為 (H}_1\text{)} : \text{成交量是內生變數 } (\alpha_{4,2} \neq 0) \end{cases}$$

四、Sargan (1958) 的外生性檢定過程說明如下

(一)和Hausman (1978) LM檢定過程的(二)步驟一樣，使用工具變數將成交量析離出殘差項 ($\varepsilon_{1,t}$) 和成交量配適值 (V_hat_t) 等2部分。

(二)以最小平方法估計式

$$Volatility_t = \alpha_{5,0} + \alpha_{5,1} * V_hat_t + \alpha_{5,2} * FT_t + \varepsilon_{5,t} \quad (5)$$

其中 $Volatility_t$ 是波動度； V_hat_t 是式 (1) 的成交量配適值， FT_t 是金融海嘯虛擬變數； $\alpha_{5,0}$ 是式 (5) 的常數項， $\alpha_{5,1}$ 是成交量配適值對波動度的影響， $\alpha_{5,2}$ 是金融海嘯對波動度的影響， $\varepsilon_{5,t}$ 是式 (5) 的殘差項。

(三)以最小平方法估計式

$$\varepsilon_{5,t} = \alpha_{6,0} + \alpha_{6,1} * TV1r_t + \alpha_{6,2} * TV2r_t + \alpha_{6,3} * TV3r_{t-1} + \alpha_{6,4} * FT_t + \varepsilon_{6,t} \quad (6)$$

其中 $\varepsilon_{5,t}$ 是式 (5) 的殘差項， $TV1r_t$ 是盤前收視率， $TV2r_t$ 是盤中收視率， $TV3r_{t-1}$ 是昨天的盤後收視率， FT_t 是金融海嘯虛擬變數； $\alpha_{6,0}$ 是式 (6) 的常數項， $\alpha_{6,1}$ 是盤前收視率對殘差項 $\varepsilon_{5,t}$ 的影響， $\alpha_{6,2}$ 是盤中收視率對殘差項 $\varepsilon_{5,t}$ 的影響， $\alpha_{6,3}$ 是昨天盤後收視率對殘差項 $\varepsilon_{5,t}$ 的影響， $\alpha_{6,4}$ 是金融海嘯對殘差項 $\varepsilon_{5,t}$ 的影響， $\varepsilon_{6,t}$ 是式 (6) 的殘

差項。將式(6)的判定係數乘以樣本數，形成LM檢定統計量($n \times R^2_{(6)}$)，該統計量為一個卡方分配(χ^2_q)，自由度 q 是候選工具變數個數減掉內生變數個數的值，在本研究中候選工具變數為財經資訊分析的盤前、盤中和昨天的盤後收視率收視率等3個，內生變數個數只有成交量1個，因此自由度為2($q=3-1$)。

(四)檢驗式(6)的解釋能力，以確定財經資訊分析的電視節目收視率是否為外生變數。即建立假設，虛無假設：

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{虛無假設 (H}_0\text{)} : \text{財經資訊分析的電視節目收視率是外生變數} \\ \quad \quad \quad (\text{式(6)無解釋能力, 即 } \chi^2_q = n \times R^2_{(6)} = 0) ; \\ \text{對立假設 (H}_1\text{)} : \text{財經資訊分析的電視節目收視率不是外生變數} \\ \quad \quad \quad (\text{式(6)有解釋能力, 即 } \chi^2_q = n \times R^2_{(6)} > 0) 。 \end{array} \right.$$

綜合上述的說明，我們可以知道工具變數的兩階段估計方法是：先篩選出的強工具變數，再以強工具變數估計成交量，最後，以成交量估計值(V_hat_t)來估算成交量對股市波動的影響。由於式(1)已經將成交量析離為2部分，其中成交量的估計值(V_hat_t)和殘差項 $\varepsilon_{2,t}$ 無關，因此在以式(5)推估成交量估計值(V_hat_t)對股市波動的影響時，不再有內生性的問題，所以可估得一致性的結果。

參、樣本資料的調整與描述

本節說明本研究所收集到的樣本特性，並敘述我們對樣本資料的一些調整。本研究探討的重點為以「財經資訊分析」的節目收視率為工具變數，透過工具變數的兩階段估計方法來估算成交量對股市波動的影響，獲得一致性的估計結果。因此樣本資料包含電視節目的收視率與台灣股市的成交量和波動度。其中電視節目的收視率資料來自年代電視台所提供之艾傑比尼爾森收視率調查(AGB Nielsen Media Research)，資料型態為日內資料，而股市的資料則取材自台灣經濟新報資料庫，資料型態為日資料。⁶樣本期間始於2007年1月2日，迄於2008年5月30日。研究期間的選定並無特殊考量，只是隨機選定，而此一樣本期間所發生的金融海嘯擬以虛擬變數加以處理。

以下我們將先介紹各類型電視節的收視率資料，其次說明股市的成交量和波動度的衡量。

一、電視節目收視率的介紹

本研究所收集的電視節目收視率，每一次的調查時間長短不一。為了統一比較的基準，我們將所有節目的收視率除以各該節目的調查時間，以一分鐘為單位來呈現各節目各時段的收視率。並將上述 2 類節目的每天各個時點的收視率分成 3 個時段，分別是股票市場開盤前、盤中和盤後，盤前是指每一個營業日的凌晨 0 時以後到上午 9 時以前，盤中是指上午 9 時以後到下午 1 時 30 分以前，盤後是指下午 1 時 30 分以後到下午 12 時以前。當收視率的調查時間橫跨兩個時段時，以調查時間大部分所在的時段為準。並依據 Tetlock (2007) 等文獻以較普及的專業媒體為訊息代理變數的作法，在每一類節目的 3 個時段中分別挑選出最具代表性的節目，也就是收視率最高者，作為該類節目在該時段的收視率，所以每一個營業日每一類節目都有盤前、盤中和盤後 3 個最具代表性的節目。

「財經資訊分析」的電視節目是按照尼爾森收視率調查公司的分類準則，其中「財經資訊分析」的盤前電視節目包括 16 種電視節目，分別是：0700 老謝看世界、0800 股市現場、0800 股市週報、0800 股海揚帆、2400 老謝看世界、2400 股市現場、2400 股市週報、2400 股動 2008 金鼠迎新、2400 股動錢潮周報、MORNING CALL、早安華爾街、老謝看世界、股市週報、非凡 MORNING CALL、非凡早報、當代理財王，合計 16 種電視節目。

「財經資訊分析」的盤中電視節目包括 43 種電視節目，分別是：0900 老謝看世界、0900 我的投資哲學、0900 非凡新聞通、0900 非凡新聞通新春特、0930 非凡新聞通、0945 非凡新聞通、1000 老謝看世界、1000 股市現場、1000 非凡新聞通、1000 非凡新聞通新春特、1000 華山論劍、1100 只要錢長大、1100 我的投資哲學、1100 股市現場、1130 股市現場、1300 只要錢長大、1300 我的投資哲學、1300 股市現場、1300 股市週報、1300 股動錢潮周報、2008 台灣基金獎頒獎典禮、2008 兩岸三地基金大探、2008 基金贏家特別報導、2008 基金贏家論壇、早盤搶先報、我的投資哲學、東森財信論壇、東森財訊論壇、股市周報、股市最前線、股海揚帆、股動錢潮、股動錢潮周報、非凡早報、非凡最前線、非凡搶先報、非凡新聞通、挑戰新趨勢、財訊論壇、控盤總司令、理財 HAPPY GO、華山論劍、當代理財王，合計 43 種電視節目。

「財經資訊分析」的盤後電視節目包括 47 種電視節目，分別是：1330 股市氣象台、1330 非凡早報、1400 股市達人、1430 致富方程式、1500 老謝看世界、1600 股市現場、1700 只要錢長大、2000 股市現場、2000 股海揚帆、2100 股動錢潮周日版、2100 股動錢潮周報、2200 東森財訊論壇、2230 非凡新聞通、2315 非凡新聞通、2330 富裕之路、世紀贏家、只要錢長大、多空贏家、老謝看世界、我的投資哲學、東森財訊論壇、法人真相、法人操盤室、股市王牌、股市直通車、股市氣象台、股市現場、股市

週報、股市達人、股市縱橫、股海英豪、股海揚帆、股動 2008 金鼠迎新春、股動錢潮周報、非凡午報、非凡新聞通、非凡新聞通新春特別報、挑戰新趨勢、致富方程式、致富年代、理財 HAPPY GO、頂尖贏家、富裕之路、華山論劍、新貴家族、當代理財王、趨勢領航，合計 47 種電視節目。另外，「新聞播報節目」的盤前電視節目包括 62 種電視節目，盤中電視節目包括 127 種電視節目，盤後電視節目包括 229 種電視節目。

表 1 是這些節目收視率的基本統計量，這些基本統計量包括平均數、極大值、極小值、標準差、變異係數和觀察個數，其中平均數、極大值和極小值皆以萬分比表示；標準差和變異係數以百分比表示。觀察表 1，我們可以發現：就平均數而言，在財經資訊分析的節目中，盤前、盤中和盤後的平均收視率分別是 0.207、0.411 和 0.314，而新聞播報節目則分別是 1.684、10.180 和 154.574。因此，無論是盤前、盤中或盤後，都是財經資訊分析的收視率較低，而新聞播報節目收視率明顯高出許多，經檢定結果發現，財經資訊分析各時段的平均收視率皆在 1% 的顯著水準下顯著低於新聞播報節目各時段的平均收視率。這種現象，我們可以合理的推測是由於財經資訊分析節目是針對股市投資的特性，而新聞播報節目的觀眾則較為一般化，因此新聞播報節目的收視率較高。在財經資訊分析的節目收視率中，平均收視率以盤中收視率較高，其次是盤後收視率，盤前收視率較低。而極大值收視率的大小結構和平均數收視率一樣，不再贅述。極小值的收視率，以盤後收視率較高，其次是盤中收視率，盤前收視率較低。在新聞播報的節目收視率中，平均、極大和極小收視率都以盤後收視率較高，其次是盤中收視率，盤前收視率較低。綜合以上的觀察，我們可以發現：財經資訊分析節目收視率的較低，新聞播報節目的收視率較高。這種現象說明了財經資訊分析的訊息內容可能僅與某些特定觀眾有較為密切關係，因此收視率就比較低，而新聞播報節目的訊息內容可能比較具有一般性，因此收視率也較高。

在標準差方面，財經資訊分析在盤前、盤中和盤後的收視率標準差分別是 0.040、0.35 和 0.088，而新聞播報節目則分別是 0.550、5.104 和 60.052，因此無論是盤前、盤中或盤後，都是財經資訊分析節目的收視率標準差較低，新聞播報節目的收視率標準差較高。經檢定結果發現，財經資訊分析各時段的收視率標準差皆在 1% 的顯著水準下顯著低於新聞播報節目各時段的收視率標準差。由於各節目各時段的平均數存在顯著差異，若改以變異係數來衡量收視率變動程度，則可發現財經資訊分析在盤前、盤中和盤後的收視率變異係數分別是 0.194、0.868 和 0.282，而新聞播報節目則分別是 0.327、0.501 和 0.388，因此以財經資訊分析的盤中收視率變異係數最大，其次是新聞播報節目的盤中收視率變異係數，最小的是財經資訊分析的盤前收視率變異係數。在觀察個數方面，扣除部分缺乏數據資料的樣本點後，在我們長達 1.5 年的樣本期間內，收集到 346 個觀察樣本。

表 1 各類型節目在股市開盤前和盤中的收視率基本統計量

統計量 ¹	財經資訊分析			新聞播報節目		
	盤前	盤中	盤後	盤前	盤中	盤後
平均數	0.207	0.411	0.314	1.684	10.180	154.57
極大值	0.342	1.196	0.750	3.400	54.000	366.00
極小值	0.049	0.051	0.161	0.563	4.333	53.000
標準差	0.040	0.357	0.088	0.550	5.104	60.052
變異係數	0.194	0.868	0.282	0.327	0.501	0.388
觀察個數	346	346	346	346	346	346
ADF單根 ² 檢定統計量	-3.326	-5.698	-16.134	-6.215	-4.156	-15.95

註 1：表中的平均數、極大值和極小值皆以萬分比表示，標準差和變異係數以百分比表示，這些統計量是在排除結構性改變、時間趨勢前的統計量。

註 2：ADF 單根檢定統計量是在排除結構性改變、時間趨勢後所做的檢定。其中財經資訊分析的盤前收視率，在 5% 的顯著水準下呈現顯著，其餘皆在 1% 的顯著水準下呈現顯著。

我們將這 2 類節目收視率的時間走勢繪製於圖 1 和圖 2，這些圖形的縱軸是收視率，橫軸是時間順序，每一類型的節目皆按盤前、盤中和盤後 3 種時間走勢，由上至下依序排列。為了避免在未來的迴歸分析中出現虛假迴歸（Spurious regression）的現象（Newbold & Granger, 1974），我們必須將結構性改變和時間趨勢排除。我們觀察圖 1 中的「財經資訊分析—盤中」可以發現這個時間走勢圖明顯存在結構性改變（Structure change），若以 ADF（Augmented Dickey-Fuller）檢驗此數列是否為定態資料（Stationary），則在 10% 的顯著水準下都無法拒絕此數列為非定態（Non-stationary）資料的虛無假設，也就是認定該數列具有單根。

以下我們將先說明排除結構性改變的方法，其次介紹去除時間趨勢的過程。為了排除結構性改變，我們將使用簡單迴歸以虛擬變數 d_t 為解釋變數來排除。迴歸式為：

$$TVR_t = \alpha_{7,0} + \alpha_{7,1} * d_t + \varepsilon_{7,t} \quad (7)$$

式 (7) 中的依變數 TVR_t ，為收視率； $\alpha_{7,0}$ 為常數項； $\alpha_{7,1}$ 為斜率項； $\varepsilon_{7,t}$ 為殘差項。我們將只對明顯出現結構改變的收視率做排除結構性改變的動作，這些收視率只有「盤中—財經資訊分析」。虛擬變數 d_t 的設定說明如下：若時間 $t=2007$ 年 1 月 2 日到結構改變點 t_{sc} ，則 $d_t=0$ ；若 $t=t_{sc}+1$ 到 2008 年 5 月 30 日，則 $d_t=1$ 。我們將結構改變點 t_{sc} 從 2007 年 1 月 4 日起逐步增加到 2008 年 5 月 27 日，即樣本起始日 2007 年 1 月 2 日的後 2 天到樣本終止日 2008 年 5 月 30 日的前 3 天，每改變 1 次結構改變點 t_{sc} ，都將重新估計式 (7)，並記錄評估迴歸式配適度的 4 種指標，這 4 種指標包括：調整後的判定係數（ \bar{R}^2 ）、Log-Likelihood、Akaike Information Criterion 和

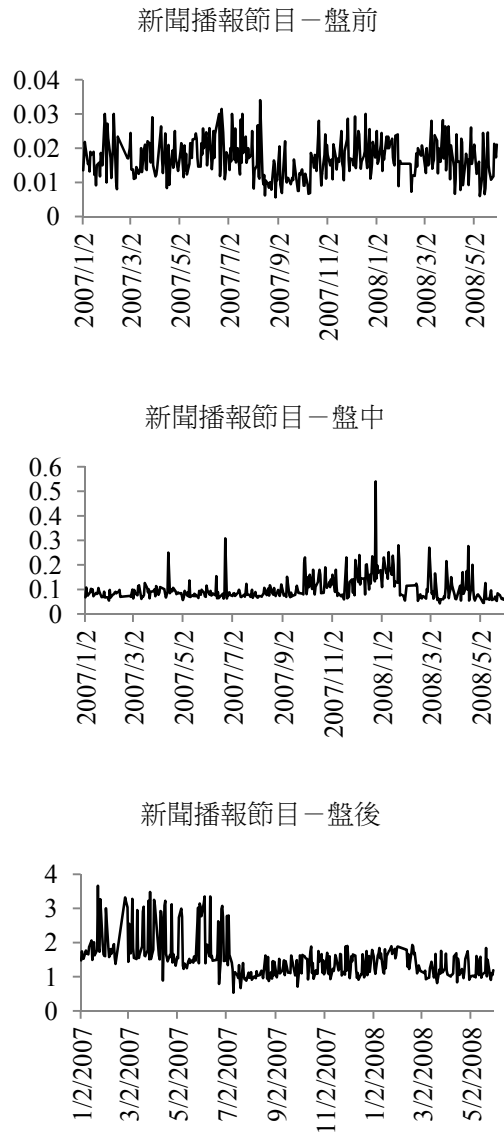
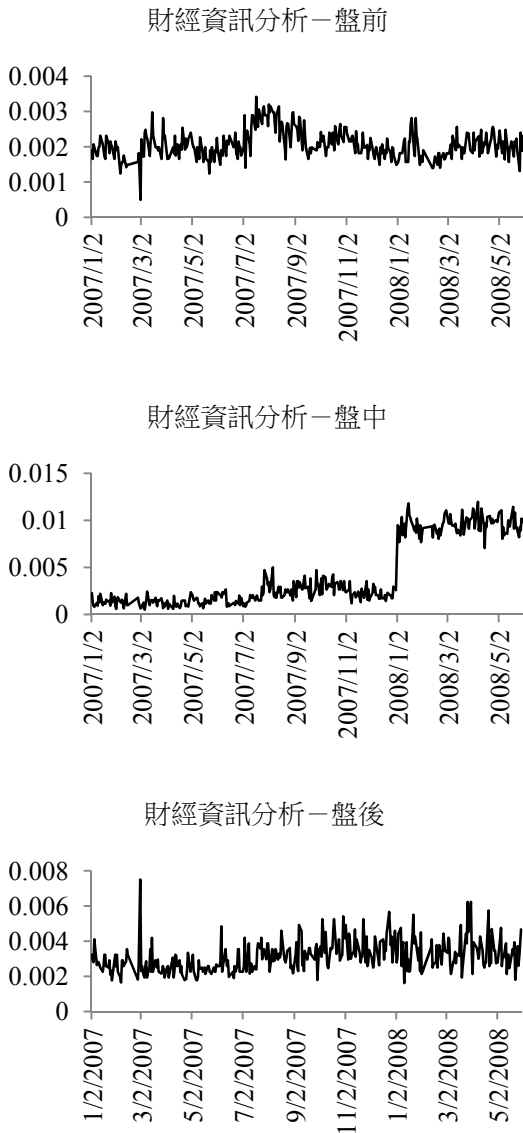


圖 1 財經資訊分析收視率的時間走勢

圖 2 新聞播報節目收視率的時間走勢

Schwarz Criterion。⁷從這 4 種指標決定出最適當的結構改變點，其中配適度較好的迴歸式，調整後的判定係數 (\bar{R}^2) 和 Log-Likelihood 會較大，而 Akaike Information Criterion 和 Schwarz Criterion 會較小。根據上述方法，我們找到「財經資訊分析—盤中」的收視率的最適時間結構改變時點為：2007 年 12 月 31 日。在這個最適時間結構改變時點之下，我們收集殘差估計項 $\hat{\varepsilon}_{7,t}$ 作為排除結構性改變後的收視率。

其次介紹去除時間趨勢的過程。我們將使用簡單迴歸以時間趨勢項 *Time* 為解釋變數來排除。迴歸式為：

$$TVR_t = \alpha_{8,0} + \alpha_{8,1} * time + \varepsilon_{8,t} \quad (8)$$

式(8)中， $\alpha_{8,0}$ 為常數項， $\alpha_{8,1}$ 為斜率項， $\varepsilon_{8,t}$ 為殘差項。我們將對上述排除結構性改變後的收視率和其他 3 項收視率都進行去除時間趨勢的動作，以殘差估計項 $\varepsilon_{8,t}$ 作為去除時間趨勢後的收視率。

各類型節目收視率在排除結構性改變、時間趨勢後的 ADF 單根檢定整理於表 1 的最下面一列，其中財經資訊分析的盤前收視率的 ADF 單根檢定統計量為：-3.326，在 5% 的顯著水準下拒絕非定態的虛無假設，其餘各類型節目收視率皆在 1% 的顯著水準下拒絕非定態的虛無假設，因此可知，此 6 組收視率的時間數列在排除結構性改變、時間趨勢後都不再具有單根，為定態資料，確保在未來的迴歸分析中不會出現虛假迴歸的現象。

二、成交量與波動度的衡量

我們從台灣經濟新報資料庫收集到台灣股市每天的成交量和大盤指數。成交量的選擇各有不同，Lo and Wang (2000) 指出成交量的定義可以用 5 種方式表達，包括：成交股數 (Shares traded)、成交市值 (Dollars traded)、成交股數週轉率 (Share turnover)、成交市值週轉率 (Dollar turnover) 和成交筆數 (Number of trades) 等 5 種。文獻上對於成交量的選擇亦各有不同，有使用成交股數者 (Shares traded)，例如：Berry and Howe (1993) 和 Tetlock (2007)；有使用成交市值者 (Dollars traded)，例如：Mitchell and Mulherin (1994) 和 Antweiler and Frank (2004)；有使用成交筆數者 (Number of trades)，例如：Antweiler and Frank (2004)；有使用日成交股數週轉率者 (Daily share turnover)，例如：Hanke and Hauser (2008)。本研究為了加強印證收視率和成交量的關係，及資料的完整周延，將同時使用 Lo and Wang (2000) 所指的 5 種成交量定義，其中成交筆數、成交股數和成交市值都依一般實證文獻的處理方法 (請參考 Gallant, Rossi, & Tauchen, 1992；Chen, Firth, & Rui, 2001；Lee & Rui, 2002)：先取自然對數後，再去除時間趨勢項和時間趨勢的平方項，也就是以普通最小平方法估計迴歸式： $\ln(\text{成交量}_t) = \alpha_0 + \alpha_1 * t + \alpha_2 * t^2 + \zeta_t$ ，以殘差估計項 ζ_t 作為進一步的迴歸分析中的成交量。而成交股數週轉率是以成交股數與總發行股數的比率來表示，成交市值週轉率則是以成交值除以總市值來呈現。

大盤指數包括 4 個具有重要代表性的指數，分別是開盤價、收盤價、最高價和最低價，我們將以此 4 個指數來估算每天的波動度。文獻上有許多種衡量波動的估計方法，較為常見的有：全距 (Range)、樣本變異數 (Sample variance)、樣本標準差 (Sample standard deviation)、樣本變異係數 (Sample coefficient of variation) 和平均絕對離差 (Mean absolute deviation) 等 5 種。在波動度的衡量上，有使用標準差者 (Standard deviation)，例如：Ederington and Lee (1993) 和 Antweiler and Frank (2004)；有使用全距 (Range) 者，例如：Hanke and Hauser (2008)。其中全距是極大值和極小值的距離 ($|x_{\max} - x_{\min}|$)，在本研究中每天的全距即是每天的最高價減每天的最低價；樣本變異數是將每個觀察值和樣本平均數的距離取平方加總後，除以觀察個數減 1) ($\sum_i (x_i - \bar{x})^2 / (n - 1)$)，在本研究中每天的 x_i 即是每天的開盤價、收盤價、最高價和最低價， \bar{x} 即是每天的開盤價、收盤價、最高價和最低價的算術平均數，觀察個數 n 為 4；樣本標準差是取樣本變異數的平方根 ($\sqrt{\sum_i (x_i - \bar{x})^2 / (n - 1)}$)；樣本變異係數是樣本標準差除以樣本平均數 ($\sqrt{\sum_i (x_i - \bar{x})^2 / (n - 1)} / \bar{x}$)；平均絕對離差是將每個觀察值和樣本平均數的距離取絕對值加總後，除以觀察個數 ($\sum_i |x_i - \bar{x}| / n$)。本研究估算波動度的估計式包括上述 5 種方法。

表 2 是成交量的基本統計量。其中成交股數、成交市值、成交股數週轉率、成交市值週轉率和成交筆數的平均數依序為 4.886 (單位：十億股)、1.391 (單位：千億元)、0.892、6.562 和 9.921 (單位：十萬筆)，其他的統計量，極大值分別為 10.443 (單位：十億股)、3.220 (單位：千億元)、1.904、13.676 和 20.304 (單位：十萬筆)，而極小值分別為 2.506 (單位：十億股)、0.649 (單位：千億元)、0.459、3.294 和 5.195 (單位：十萬筆)，在標準差方面分別為 1.349 (單位：十億股)、0.411 (單位：千億元)、0.245、1.656 和 2.451 (單位：十萬筆)。由於此 5 種成交量定義的單位各不相同，若以變異係數來觀察此 5 種成交量定義的變動程度，則分別為 0.276、0.295、0.275、0.252 和 0.247，可發現此 5 種成交量的變動程度極為相近。表 2 的底列是此 5 種成交量的時間數列的 ADF 單根檢定統計量，在 1% 的顯著水準下皆呈現顯著，表示此 5 種成交量的時間數列皆為定態。

表 3 是波動度的基本統計量。表中各數據資料皆以原數據表示，唯以樣本變異係數估算波動度時，因為樣本變異係數以樣本平均數平減的原故，使得波動度估計值變得很小，因此其平均數、中位數、極大值、極小值和標準差皆以百分比表示。在波動度的衡量方面，我們可以從表 3 中發現樣本變異數所估得的波動度數據最大，其次是全距，第 3 和第 4 分別是樣本標準差和平均絕對離差，樣本變異係數所估得的波動度數據最小。較詳細的說明如下：這 5 種方法所估得的波動度，依大小順序分別為：樣本變異數、全距、樣本標準差、平均絕對離差和樣本變異係數，就平均數而言，依序

表 2 股市成交量的基本統計量

統計量	成交股數 (單位:十億股)	成交市值 (單位:千億元)	成交股數 週轉率	成交市值 週轉率	成交筆數 (單位:十萬筆)
平均數	4.886	1.391	0.892	6.562	9.921
極大值	10.443	3.220	1.904	13.676	20.304
極小值	2.506	0.649	0.459	3.294	5.195
標準差	1.349	0.411	0.245	1.656	2.451
變異係數	0.276	0.295	0.275	0.252	0.247
觀察個數	346	346	346	346	346
ADF單根 ¹ 檢定統計量	-4.679	-5.280	-4.579	-5.887	-4.722

註：成交股數、成交市值和成交筆數的平均數、極大值、極小值、標準差和變異係數都是在取對數和去除時間趨勢前的數據，成交股數週轉率和成交市值週轉率的平均數、極大值、極小值、標準差和變異係數都是在去除時間趨勢前的數據，而ADF單根檢定是在取對數和去除時間趨勢後做的檢定，調整後，所有ADF單根檢定統計量在1%的顯著水準下皆呈現顯著。

表 3 股市波動度的基本統計量

統計量	全距	樣本變異數	樣本標準差	樣本變異係數 ¹	平均絕對離差
平均數	114.042	4274.156	55.917	0.658	45.328
極大值	373.820	38459.390	196.111	2.387	167.635
極小值	28.490	161.140	12.694	0.153	9.010
標準差	64.301	5583.350	33.923	0.402	29.290
變異係數	0.564	1.306	0.607	0.612	0.646
觀察個數	346	346	346	346	346
ADF單根 ² 檢定統計量	-5.895	-6.816	-6.121	-6.035	-6.370

註1：表中各數據資料皆以調整前的數據表示；在波動度的樣本變異係數1欄中，除了變異係數、觀察個數和ADF單根檢定統計量以外，各基本統計量皆以百分比表示。

註2：所有ADF單根檢定統計量在1%的顯著水準下皆呈現顯著。

為：4274.156、114.042、55.917、45.328和0.658%，其他的統計量，包括極大值、極小值和標準差，也都是依此順序。這是因為各波動度的估算公式特性使然，樣本變異數將各觀察值和均值的距離平方，將使得估算波動的數距拉大；全距只考慮兩個極端值，這些因素都是造成此2種估計方法將波動的數距拉大的原因，相形之下，樣本標準差和平均絕對離差所估得的波動數距較為相近。若將各衡量波動度的時間數列的變異程度以變異係數來呈現，如表3倒數第3列所呈現的，全距、樣本變異數、樣本標準差、樣本變異係數和平均絕對離差依序為：0.564、1.306、0.607、0.612和0.646，則可發現除了樣本變異數以外，其他4種衡量波動度的變異程度差異並不大。表3的底列

是這5種方法所估得的波動時間數列的ADF單根檢定統計量，在1%的顯著水準下皆呈現顯著，表示此5種波動時間數列皆為定態。

肆、實證結果

本節將綜合整理候選工具變數是否為強工具變數的檢定結果，如表 4 所示；成交量和股價波動之間是否存在內生性問題的 Hausman (1978) 內生性檢定，表 5 和表 6 所示；以及強工具變數是否具有外生性的 Sargan (1958) 外生性檢定結果，如表 7 所示；最後將同時比較最小平方法和兩階段的工具變數估計方法，估算成交量對股市波動的實證結果，如表 8 所示。較詳細的說明如下。

表 4 是根據式 (1) 檢定候選工具變數是否為強工具變數的實證結果。在表 4 中我們分別列述候選工具變數—電視節目的收視率對股市成交量的影響，其中電視節目的收視率有「財經資訊分析」和「新聞播報節目」等 2 類，表 4 的上半段是「財經資訊分析」的檢定結果，下半段是「新聞播報節目」的檢定結果。由於股市成交量的定義有成交股數、成交市值、成交股數週轉率、成交股數值週轉率和成交筆數等 5 種，所以共有 10 個檢定結果。表 4 上半段的第 6 列是「財經資訊分析」的節目收視率的檢定結果，在成交股數、成交市值、成交股數週轉率、成交市值週轉率和成交筆數等 5 種不同的成交量定義下，「財經資訊分析」的盤前、盤中和盤後收視率對成交量的 F 檢定統計量依序為：27.42、31.13、26.64、23.99 和 33.02，皆大於 Stock and Watson (2003, p. 371) 和 Stock and Yogo (2005) 所建議的 10，因此「財經資訊分析」的節目收視率為本研究的強工具變數。相對而言「新聞播報節目」的節目收視率的檢定結果，如表 4 下半段的第 6 列瑣事，依序為：1.46、1.88、2.22、1.50 和 2.21，皆小於 Stock and Watson (2003, p. 371) 和 Stock and Yogo (2005) 所建議的 10，因此「新聞播報節目」的節目收視率為弱工具變數。

「財經資訊分析」的電視節目通常會聘請股市的技術分析師，針對股市的歷史走勢，預測未來的漲跌，並提出專業的買賣股票建議。當「財經資訊分析」的節目收視率提高時，表示有較多的投資大眾正在接收技術分析師的投資建議，進場買賣股票的可能性即會提高，股市成交量就會擴大。因此「財經資訊分析」的節目收視率是一個在以成交量為自變數來解釋股市波動的強工具變數。相對而言「新聞播報節目」的內容涵蓋各個層面，屬於較一般性的報導，相對於「財經資訊分析」的節目而言，「新聞播報節目」並無提供專業的投資建議，所以雖然在本研究的樣本中「新聞播報節目」的收視率顯著的高出「財經資訊分析」的收視率許多，如同本研究在 3.1 節、表

表4 檢定節目收視率是否為強工具變數

財經資訊分析	成交量				
	成交股數	成交市值	成交股數週轉率	成交市值週轉率	成交筆數
盤前收視率	258.3*** (8.49)	276.7*** (8.51)	245.6*** (8.38)	1624.7*** (7.90)	248.0*** (9.22)
盤中收視率	8.984 (0.63)	29.82 (1.95)	7.981 (0.58)	69.13 (0.71)	12.04 (0.95)
昨天的盤後收視率	-8.969 (-0.61)	-11.96 (-0.77)	-11.00 (-0.78)	-72.44 (-0.73)	-8.816 (-0.68)
金融海嘯虛擬變數	0.0808* (2.49)	0.100** (2.89)	0.0771* (2.47)	0.323 (1.47)	0.0715* (2.49)
常數項	-0.0140 (-1.10)	-0.0167 (-1.23)	-0.0132 (-1.08)	-0.0564 (-0.65)	-0.0123 (-1.09)
F 統計量	27.42***	31.13***	26.64***	23.99***	33.02***
新聞播報節目	成交股數	成交市值	成交股數週轉率	成交市值週轉率	成交筆數
盤前收視率	2.260 (0.96)	0.711 (0.28)	3.536 (1.56)	19.04 (1.21)	0.006 (0.00)
盤中收視率	-0.308 (-1.16)	-0.520 (-1.81)	-0.265 (-1.04)	-2.018 (-1.13)	-0.374 (-1.56)
上一期的盤後收視率	-0.0380 (-1.40)	-0.039 (-1.32)	-0.046 (-1.78)	-0.236 (-1.31)	-0.022 (-0.90)
金融海嘯虛擬變數	0.0618 (1.69)	0.069 (1.75)	0.059 (1.69)	0.200 (0.82)	0.052 (1.58)
常數項	-0.0109 (-0.77)	-0.012 (-0.77)	-0.010 (-0.76)	-0.036 (-0.38)	-0.009 (-0.71)
F 統計量	1.46	1.88	2.22*	1.50	2.21

註1：Stock and Watson (2003, p. 371) 和 Stock and Yogo (2005) 指出一個強工具變數的F檢定統計量應在10以上為宜。

註2：***代表在1%水準下顯著；**代表在5%水準下顯著；*代表在10%水準下顯著。

表5 Hausman (1978) 的LM內生性檢定結果

	成交量				
	成交股數	成交市值	成交股數週轉率	成交市值週轉率	成交筆數
	χ^2_k 統計量 (機率值)	χ^2_k 統計量 (機率值)	χ^2_k 統計量 (機率值)	χ^2_k 統計量 (機率值)	χ^2_k 統計量 (機率值)
全距	6.693 (0.010)***	6.624 (0.010)***	6.797 (0.009)***	3.692 (0.055)*	6.624 (0.010)***
樣本變異數	8.936 (0.011)**	8.108 (0.004)***	8.936 (0.003)***	5.072 (0.024)**	8.798 (0.003)***
波動度	7.349 (0.007)***	7.245 (0.007)***	7.487 (0.006)***	4.347 (0.037)**	7.280 (0.007)***
樣本變異係數	4.071 (0.044)**	3.726 (0.054)*	4.244 (0.039)**	1.518 (0.218)	4.106 (0.043)**
平均絕對離差	7.590 (0.006)***	7.452 (0.006)***	7.763 (0.005)***	4.623 (0.032)**	7.521 (0.006)***

註1：***代表在1%水準下顯著；**代表在5%水準下顯著；*代表在10%水準下顯著。

表 6 Davidson and MacKinnon (1989, 1993) 的內生性檢定結果

	成交量					
	成交股數	成交市值	成交股數週轉率	成交市值週轉率	成交筆數	
	斜率項 $\hat{\alpha}_{4,2}$ (t 統計量)	斜率項 $\hat{\alpha}_{4,2}$ (t 統計量)	斜率項 $\hat{\alpha}_{4,2}$ (t 統計量)	斜率項 $\hat{\alpha}_{4,2}$ (t 統計量)	斜率項 $\hat{\alpha}_{4,2}$ (t 統計量)	
全距	-92.159 (-2.600) ^{***}	-81.626 (-2.590) ^{***}	-97.640 (-2.620) ^{***}	-10.449 (-1.920) [*]	-96.405 (-2.580) ^{***}	
波動度	樣本變異數	-9290.033 (-3.010) ^{***}	-7877.247 (-2.870) ^{***}	-9765.452 (-3.010) ^{***}	-1069.828 (-2.260) ^{**}	-9702.217 (-2.990) ^{***}
	樣本標準差	-51.144 (-2.730) ^{***}	-45.218 (-2.710) ^{***}	-54.250 (-2.750) ^{***}	-6.029 (-2.090) ^{**}	-53.586 (-2.710) ^{***}
	樣本變異係數	-0.005 (-2.010) ^{**}	-0.004 (-1.930) [*]	-0.005 (-2.060) ^{**}	-0.0004 (-1.220)	-0.005 (-2.020) ^{**}
	平均絕對離差	-44.982 (-2.770) ^{***}	-39.654 (-2.740) ^{***}	-47.819 (-2.800) ^{***}	-5.394 (-2.150) ^{**}	-47.152 (-2.760) ^{***}

註：***代表在1%水準下顯著；**代表在5%水準下顯著；*代表在10%水準下顯著。

表 7 Sargan (1958) 的外生性檢定結果

	成交量					
	成交股數	成交市值	成交股數週轉率	成交市值週轉率	成交筆數	
	χ^2_q 統計量 (機率值)	χ^2_q 統計量 (機率值)	χ^2_q 統計量 (機率值)	χ^2_q 統計量 (機率值)	χ^2_q 統計量 (機率值)	
全距	3.416 (0.181)	3.002 (0.223)	3.726 (0.155)	3.588 (0.166)	3.278 (0.194)	
波動度	樣本變異數	1.898 (0.387)	2.346 (0.309)	2.105 (0.349)	2.105 (0.349)	1.898 (0.387)
	樣本標準差	2.519 (0.284)	2.381 (0.304)	2.795 (0.247)	2.691 (0.260)	2.450 (0.294)
	樣本變異係數	2.312 (0.315)	2.760 (0.252)	2.484 (0.289)	2.519 (0.284)	2.381 (0.304)
	平均絕對離差	2.001 (0.368)	1.967 (0.374)	2.243 (0.326)	2.174 (0.337)	1.932 (0.381)

註：***代表在1%水準下顯著；**代表在5%水準下顯著；*代表在10%水準下顯著。

表 8 成交量對股市波動的影響

依變數	自變數	成交量									
		成交股數		成交市值		成交股數週轉率		成交市值週轉率		成交筆數	
		最小 平方法	工具變數	最小 平方法	工具變數	最小 平方法	工具變數	最小 平方法	工具變數	最小 平方法	工具變數
全距	成交量	52.300 (3.710) ^{***}	127.418 (3.980) ^{***}	48.908 (3.750) ^{***}	113.458 (4.040) ^{***}	53.099 (3.610) ^{***}	132.910 (3.940) ^{***}	11.332 (5.480) ^{***}	20.032 (3.960) ^{***}	56.492 (3.610) ^{***}	132.003 (4.000) ^{***}
	金融海嘯 虛擬變數	5.091 (0.540)	-0.764 (-0.080)	4.656 (0.490)	-1.260 (-0.130)	5.164 (0.550)	-0.814 (-0.080)	5.735 (0.630)	3.050 (0.320)	5.328 (0.570)	0.209 (0.020)
	常數項	113.247 (30.61) ^{***}	114.377 (30.75) ^{***}	113.315 (30.64) ^{***}	114.405 (30.77) ^{***}	113.236 (30.580) ^{***}	114.363 (30.73) ^{***}	113.147 (31.29) ^{***}	113.723 (30.69) ^{***}	113.210 (30.57) ^{***}	114.200 (30.750) ^{***}
	調整後 判定係數	0.036	0.041	0.036	0.042	0.034	0.040	0.077	0.041	0.033	0.042
波動度 樣本 變異數	成交量	4070.835 (3.310) ^{***}	11641.81 (4.190) ^{***}	3855.819 (3.39) ^{***}	10088.95 (4.13) ^{***}	4200.876 (3.270) ^{***}	12184.69 (4.160) ^{***}	937.677 (5.190) ^{***}	1828.553 (4.160) ^{***}	4394.256 (3.210) ^{***}	11994.020 (4.190) ^{***}
	金融海嘯 虛擬變數	-195.114 (0.240)	-785.037 (-0.940)	-233.304 (-0.280)	-805.464 (-0.960)	-194.256 (-0.240)	-792.622 (-0.950)	-160.939 (-0.200)	-435.976 (-0.530)	-176.444 (-0.210)	-691.733 (-0.830)
	常數項	4304.607 (13.33) ^{***}	4418.227 (13.70) ^{***}	4310.568 (13.36) ^{***}	4416.623 (13.68) ^{***}	4304.473 (13.33) ^{***}	4417.489 (13.69) ^{***}	4299.274 (13.62) ^{***}	4358.393 (13.56) ^{***}	4301.694 (13.31) ^{***}	4401.310 (13.660) ^{***}
	調整後 判定係數	0.025	0.043	0.027	0.042	0.025	0.043	0.068	0.043	0.024	0.043
樣本 標準差	成交量	25.125 (3.370) ^{***}	66.805 (3.950) ^{***}	23.209 (3.360) ^{***}	58.969 (3.970) ^{***}	25.433 (3.270) ^{***}	69.774 (3.920) ^{***}	5.483 (4.99) ^{***}	10.501 (3.930) ^{***}	27.115 (3.270) ^{***}	69.083 (3.960) ^{***}
	金融海嘯 虛擬變數	2.522 (0.510)	-0.725 (-0.140)	2.339 (0.470)	-0.939 (-0.180)	2.563 (0.510)	-0.758 (-0.150)	2.821 (0.580)	1.275 (0.260)	2.638 (0.530)	-0.207 (-0.040)
	常數項	55.523 (28.35) ^{***}	56.149 (28.60) ^{***}	55.552 (28.35) ^{***}	56.156 (28.61) ^{***}	55.517 (28.32) ^{***}	56.143 (28.58) ^{***}	55.477 (28.88) ^{***}	55.806 (28.53) ^{***}	55.505 (28.32) ^{***}	56.055 (28.590) ^{***}
	調整後 判定係數	0.029	0.040	0.028	0.041	0.027	0.039	0.064	0.040	0.027	0.040

續下表

續表 8

	成交量	0.002 (2.410)**	0.006 (2.890)***	0.002 (2.340)**	0.005 (2.810)***	0.002 (2.260)**	0.006 (2.860)***	0.001 (4.260)***	0.001 (2.860)***	0.002 (2.280)**	0.006 (2.880)***
	金融海嘯	0.000	-0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.000
樣本	虛擬變數	(0.160)	(-0.320)	(0.140)	(-0.320)	(0.170)	(-0.320)	(0.160)	(-0.030)	(0.180)	(-0.240)
變異係數	常數項	0.007 (28.00)***	0.007 (28.10)***	0.007 (27.99)***	0.007 (28.07)***	0.007 (27.97)***	0.007 (28.09)***	0.007 (28.51)***	0.007 (28.070)***	0.007 (27.970)***	0.007 (28.100)***
	調整後 判定係數	0.012	0.019	0.011	0.017	0.010	0.018	0.045	0.018	0.010	0.019
波動度	成交量	19.889 (3.080)***	56.495 (3.870)***	18.358 (3.07)***	49.688 (3.870)***	20.013 (2.970)***	59.052 (3.830)***	4.398 (4.610)***	8.882 (3.840)***	21.497 (2.990)***	58.377 (3.880)***
	金融海嘯	2.027	-0.817	1.883	-0.982	2.068	-0.849	2.246	0.874	2.116	-0.376
平均	虛擬變數	(0.470)	(-0.190)	(0.440)	(-0.220)	(0.480)	(-0.190)	(0.530)	(0.200)	(0.490)	(-0.090)
絕對離差	常數項	45.012 (26.54)***	45.553 (26.84)***	45.034 (26.55)***	45.556 (26.84)***	45.005 (26.51)***	45.548 (26.83)***	44.977 (26.98)***	45.263 (26.770)***	44.998 (26.52)***	45.473 (26.830)***
	調整後 判定係數	0.023	0.038	0.023	0.038	0.021	0.037	0.055	0.038	0.022	0.038

註：***代表在 1%水準下顯著；**代表在 5%水準下顯著；*代表在 10%水準下顯著。

1 當中對於電視節目收視率的介紹，但是在實證結果中並無法符合 Stock and Watson (2003, p. 371) 和 Stock and Yogo (2005) 成為強工具變數的要求。

表5是Hausman (1978) LM的內生性檢定結果，本檢定取強工具變數—「財經資訊分析」的節目收視率，來確認做為股市波動的解釋變數的成交量是否有內生性的問題。其中股市波動的定義有全距、樣本變異數、樣本標準差、樣本變異係數和平均絕對離差等5種，成交量的定義亦有成交股數、成交市值、成交股數週轉率、成交股數值週轉率和成交筆數等5種，所以共有25個檢定結果。在這個檢定當中，絕大多數的檢定結果都指出以成交量為自變數解釋股市波動時確實有內生性的問題。例如：表5的第1列、第1欄所報導的是以成交股數為自變數解釋股市波動—全距時的內生性檢定，檢定結果的 χ^2_1 統計量為6.693、機率值為0.010，因此在1%的顯著水準下確認成交股數的內生性。唯一的例外是表5的第4列、第4欄，所報導的是以樣本變異係數定義的波動度對成交市值週轉率定義的成交量，檢定的結果 χ^2_1 統計量為1.518、機率值為0.218，在10%的顯著水準下無法拒絕成交市值週轉率定義的成交量為外生變數，其餘24個 χ^2_1 值在1%、5%或10%的顯著水準下都認為成交量是一個內生變數。

表6是Davidson and MacKinnon (1989, 1993) 根據 Hausman (1978) 的內生性檢定所發展出來的檢驗結果，也是使用強工具變數—「財經資訊分析」的節目收視率，來全類似，除了表6的第4列、第4欄，所報導的以成交市值週轉率定義的成交量對樣本變異係數定義的波動度的t統計量(-1.220)，在10%的顯著水準下無法拒絕成交市值週轉率定義的成交量為外生變數，其餘24個t統計量在1%、5%或10%的顯著水準下都認為成交量是一個內生變數。例如：表6的第1列、第1欄所報導的是以成交股數為自變數解釋股市波動—全距時的內生性檢定，檢定結果的t統計量為-2.600，在1%的顯著水準下認為成交股數的內生性。因此表5和表6的檢定結果都說明了以成交量為自變數來解釋股市波動的內生性問題。

在理論基礎上，當投資人之間的訊息越不對稱或信念越異質時，投資人越可能進場交易，因此股市成交量將越大 (Gagnon & Karolyi, 2009)。同時投資人之間的不對稱訊息或異質信念，也助長了股市的波動 (Weinbaum, 2009)，所以理論上成交量和股市波動必定存在正向關係。由於成交量與波動度可能肇因於同樣的原因，是同時決定的，因此以成交量為自變數來解釋股市波動時，成交量不能被視為外生變數。對照表5和表6的 Hausman (1978) 內生性檢定結果，更加强印證我們的推測。

表7是Sargan (1958) 對強工具變數—「財經資訊分析」的節目收視率的外生性檢定結果。在表7當中我們同樣有5種成交量的定義和5種股市波動的定義，所以亦有25個檢定結果。表7當中25個 χ^2_1 值在10%的顯著水準下，都呈現不顯著的結果，例如：表7的第1列、第1欄所報導的是以成交股數為自變數解釋股市波動—全

距時的外生性檢定，檢定結果的 χ^2_1 統計量為 3.416、機率值為 0.181，因此在 10%的顯著水準下確認「財經資訊分析」的節目收視率的外生性。可知「財經資訊分析」的節目收視率，在作為以成交量為自變數來解釋股市波動的的外生變數，確實是適當的。

表 8 是成交量對股市波動影響的實證結果，在表 8 當中同樣有 5 種成交量的定義和 5 種股市波動的定義，我們將分別以最小平方法（式（2））和兩階段的工具變數估計法（式（5））等 2 種方法來觀察成交量對股市波動的影響，所以共有 25 組實證結果，每組有 2 個估計值。從表 8 的實證結果可以發現在最小平方法之下，成交量對股市波動的影響都小於兩階段的工具變數估計法，同時兩階段的工具變數估計法的配適度通常高於最小平方法。舉例而言，表 8 的第 1 欄、第 1 列所報導的是以最小平方法估計成交股數對全距的影響，其估計值為 52.300、t 統計量是 3.710，在 1%的顯著水準下呈現顯著異於 0，表 8 的第 1 欄、第 1 列所報導的配適度—調整後的判定係數（ $\bar{R}^2_{\text{式}(2)}$ ）為 0.036；表 8 的第 2 欄、第 1 列所報導的是以兩階段的工具變數估計法估計成交股數對全距的影響，其估計值為 127.418、t 統計量是 3.980，在 1%的顯著水準下呈現顯著異於 0，表 8 的第 2 欄、第 4 列所報導的配適度—調整後的判定係數（ $\bar{R}^2_{\text{式}(5)}$ ）為 0.041，可知兩階段的工具變數估計法所估計成交股數對全距的影響幾乎是最小平方法的 2.4 倍（ $2.4 \approx 127.418/52.300$ ），其餘 24 組的實證結果，在不同定義的成交量和不同定義的股市波動下，亦多顯示兩階段的工具變數估計法所估計成交量對股市波動的影響是最小平方法的 2~3 倍；同時兩階段的工具變數估計法所估計成交股數對全距的影響的配適度高於最小平方法（ $0.041 > 0.036$ ）。在其他 24 組的實證結果中，不同定義的成交量和不同定義的股市波動下，除了以成交市值周轉率定義的成交量外，其餘 4 種定義的成交量在所有股市波動的定義中，由於成交量已蘊藏「財經資訊分析」收視率的訊息，因此兩階段的工具變數估計法配適度高於最小平方法。因此當我們以成交量為自變數來解釋股市波動時，應該注意成交量和股市波動之間的內生性問題，這使得在以最小平方法估計成交量對股市波動的影響時，無法獲得一致性的估計結果。而以「財經資訊分析」的節目收視率為工具變數兩階段的估計法可以排除內生性的問題，因此可估得的一致性估計值。

另外，我們也可以從表 4 上半段的第 1 列，觀察到盤前收視率對成交量的影響，依序為：258.3、276.7、245.6、1624.7 和 248.0，都在 1%的顯著水準下，呈現顯著的正向關係，而其他時段的節目收視率則無顯著的影響，可能的原因是：盤前的「財經資訊分析」可能已收集彙整昨晚歐美股市的交易狀況與其他即時且重要相關的財經訊息，所以「財經資訊分析」的盤前收視率對成交量有顯著的影響。因此根據本研究的實證結果，如果我們可以在台灣的股市開盤前，獲悉當天「財經資訊分析」盤前最高收視率的資料，那麼我們就可以依據式（1）來估計成交量，並且進一步以式（5）估

計當天的波動度。由於波動度的估計直接影響到選擇權的價值，也就反映到選擇權的成交價格上。所以本研究的收視率是一個很好的訊息代理變數，而透過收視率所估得的波動度也會是一個很好的參考指標。

以下我們將說明本文在投資實務上的應用，來闡述握有收視率訊息的投資人可能形成的獲利空間（為了方便起見，以下將握有收視率訊息的投資人簡稱為訊息交易者，Information trader）。當訊息交易者獲悉今天「財經資訊分析」的盤前收視率異常高漲時，則根據本文的實證結果，訊息交易者可以在股市開盤前預估今天的股市將會出現巨幅波動，則訊息交易者會在股市開盤之初，預期選擇權的價值即將上揚，也就是選擇權的權利金即將高漲，而其他的非訊息交易者（不握有收視率訊息的投資人），則可能沒有預期那麼高的選擇權價格。因此訊息交易者可以在股市開盤之初，以低於自己預期的價格買入選擇權。到了中午接近收盤時，訊息交易者所預期的股市巨幅波動幾乎已經實現，此時非訊息交易者也看到股市出現巨幅波動，非訊息交易者較可能願意以較高的價格來交易選擇權，所以訊息交易者可以用較高的價格賣出選擇權。透過開盤之初以較低的價格買入選擇權，和接近收盤時以較高的價格賣出選擇權，訊息交易者可形成一個獲利的選擇權組合。

舉例而言，當盤前收視率暴增時，訊息交易者會在開盤之初以相對低價買入買權（賣權），在接近中午收盤時，以相對高價賣出買權（賣權）。反之，當盤前收視率慘跌時，訊息交易者將在開盤之初以相對高價賣出買權（賣權），在接近中午收盤時，以相對低價買入買權（賣權）。

伍、結論

本研究收集台灣電視節目的收視率與台灣股市的成交量和波動度。先從「不對稱訊息」和「異質信念」等交易動機的理論回顧中指出，當投資人之間的訊息越不對稱或信念越異質時，投資人越可能進場交易，因此股市成交量將越大，同時投資人之間的不對稱訊息或異質信念，也助長了股市的波動，所以理論上成交量和股市波動是肇因於同樣的原因，是同時決定的，因此成交量不能被視為外生變數。以成交量為自變數來解釋股市波動時，可能產生的內生性問題，在 Hausman（1978）的內生性檢定中確認以成交量為自變數來解釋股市波動的內生性問題，因此以最小平方估計成交量對股市波動的影響時，無法獲得一致性的估計結果。

本研究首度嘗試以「財經資訊分析」和「新聞播報節目」的節目收視率為候選工具變數，在 Stock and Watson (2003, p. 371) 和 Stock and Yogo (2005) 所建議的準則下，確認「財經資訊分析」的節目收視率為本研究的強工具變數；「新聞播報節目」的節目收視率為弱工具變數，同時以 Sargan (1958) 的外生性檢定確認「財經資訊分析」的節目收視率，在作為以成交量為自變數來解釋股市波動的工具變數的適當性。本研究中兩階段的估計結果顯示，成交量所帶動的股市波動遠大於以最小平方法所估得的結果，而且兩階段的工具變數估計法所估計成交量對股市波動的影響的配適度通常高於最小平方法。這樣的結果是在排除內生性問題後，所以可估得的一致性估計值。

文獻上對於波動度的估計，有多種不同的選擇，常見的有：移動平均法，以 ARCH 家族估計變異數方程式 (Variance equation) 的方法，或是根據昨天選擇權的成交價，反推波動度的估計方法，即隱含波動度 (Implied volatility) 的估計。此 3 種估計方法都是使用昨天以前的歷史資料來估計今天的波動度，所以都能在股市開盤前估算出波動度，而本研究以盤前收視率來估計波動度，除了具備上述 3 種估計方法的時效性以外，尚包含昨晚歐美股市的交易狀況與其他即時且重要相關的財經訊息，這些訊息都是上述 3 種波動度估計法所無法涵蓋的層面，因此相較之下，本研究所估計的波動度，可說是涵蓋更新且更完整的交易資訊，所以預期會有更精準的預測。在未來的研究當中，我們將嘗試同時融入成交量和收視率等訊息項，比較上述 3 種方法和工具變數法，所估得的波動度，觀察此 4 種波動度在選擇權的應用，以了解其優劣。

致謝

1. 本文承科技部補助 (計畫編號：99-2410-H-141-002)，謹致謝忱。
2. 本文承兩位匿名審稿委員提供寶貴修改建議，謹致謝忱。
3. 本文承盧智強、林玫足提供寶貴修改意見，謹致謝忱。

註釋

1. 在 Karpoff (1987) 回顧的 19 篇的文獻裡，只有 1 篇不認為股市成交量和股市波動存在顯著的正向關係。

2. Brailsford and Faff (1996) 以澳大利亞證券交易所 (Australian stock exchange) 的股價指數為研究樣本，分別比較隨機漫步模型 (Random walk model)、歷史均值模型 (Historical mean model)、各種移動平滑模型 (Moving average model)，以及 ARCH 家族模型對於波動估計的優劣進行比較，結果顯示：GARCH (1,1) 模型表現最佳，Brailsford and Faff (1996) 認為由於 GARCH (1,1) 具有優良的統計特性，對於波動聚集 (Volatility cluster) 的現象有絕佳的捕捉能力，因此表現較好。
3. Bollerslev and Mikkelsen (1999) 則分別以標準普爾 500 (S&P 500) 的日資料和周資料為樣本，繼續改良 ARCH 家族的模型設定，以部分整合的方法進行 EGARCH 模型的估計 (Fractional Integrated Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, FIGARCH)，這樣的模型設定可以將利空與利多訊息所帶來的波動分別表現出來，因此有更好的模型特性。
4. Wang and Yang (2014) 指出：Tikhonov, Leonov, and Yagola (1998) 所提出的隱含波動度的估計方法容易導致股價波動的過度平滑化，很難適切描述波動的跳躍性和隔夜週末效應。所以 Wang and Yang (2014) 把隱含波動的估計問題轉換為拋物線形式的方程式，提出估計隱含波動的總變分正則化方法 (Total variation regularization method)，並以此方法來估計隱含在選擇權權利金裡的波動度。
5. Lamoureux and Lastrapes (1990) 以 GARCH (1,1) 來捕捉股票報酬率的波動聚集性，他們發現絕大多數的股票報酬率都有波動聚集的現象，但是在變異數方程式中加入成交量當解釋變數以後，波動聚集的現象明顯減少，而且成交量的估計係數則呈現顯著的正向，以此說明成交量和股票報酬率波動之間的密切正向關係。
6. 在實證資料的樣本頻率上，多為日資料或日內資料，例如：Mitchell and Mulherin (1994)；Tetlock (2007) 和 Hanke and Hauser (2008) 等都是使用日資料，而 Berry and Howe (1993)；Ederington and Lee (1993) 和 Antweiler and Frank (2004) 等都是使用日內資料。本計畫基於日資料的取得成本較低，同時在不影響實證結果的前提下，我們將採用日資料為樣本。
7. (1)調整後的判定係數 $\bar{R}^2 = 1 - (1 - \bar{R}^2) \cdot ((T-1)/(T-k))$ ， R^2 是判定係數，為迴歸式可解釋變異除以依變數總變異， T 是總樣本數， k 是解釋變數的個數。
(2)Log-Likelihood, $l = -T/2(1 + \log(2\pi) + \log(\hat{\epsilon}'\hat{\epsilon}/T))$ ， T 是總樣本數， $\hat{\epsilon}$ 是殘差項估計值。
(3)Akaike Information Criterion, $AIC = -2l/T + 2k/T$ ， l 是 Log-Likelihood， T 是總樣本數， k 是解釋變數的個數。

(4) Schwarz Criterion, $SC = -2l/T + (k \log T)/T$, l 是 Log-Likelihood, T 是總樣本數, k 是解釋變數的個數。

參考文獻

一、中文部分

1. 姜樹翰(2008), 知識外溢與都市製造業成長, 台灣土地研究, 11, 37-63。
2. 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, 經濟論文, 33, 379-404。
3. 彭德明(2008), 美國金融機構事件與次級房貸危機動向分析, 中央銀行國際金融參考資料, 56, 1-13。
4. 黃富櫻(2010), 本次金融危機之五個重要個案分析, 全球金融危機專輯, 增訂版, 47-71, 中央銀行編印。
5. 萬哲鈺、高崇瑋(2008), 不對稱歐肯法則之臺灣實證, 臺灣經濟預測與政策, 39, 1-31。
6. 劉育昇、于若蓉(2007), 工作團隊內的同儕效果：台灣房屋仲介經紀人的分析, 經濟論文叢刊, 35, 183-212。

二、英文部分

1. Akcomak, I. S., & Ter Weel, B. (2012). The impact of social capital on crime: Evidence from the Netherlands. Regional Science and Urban Economics, 42(1-2), 323-340.
2. Angrist, J. D., & Evans, W. N. (1998). Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size. American Economic Review, 88(3), 450-477.
3. Antweiler, W., & Frank, M. Z. (2004). Is all that talk just noise? The information content of Internet stock message boards. Journal of Finance, 59(3), 1259-1293.

4. Basak, S. (2005). Asset pricing with heterogeneous beliefs. Journal of Banking and Finance, 29(11), 2849-2881.
5. Berry, T. D., & Howe, K. M. (1993). Public information arrival. Journal of Finance, 49(4), 1331-1346.
6. Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1999). Long-term equity anticipation securities and stock market volatility dynamics. Journal of Econometrics, 92(1), 75-99.
7. Brailsford, T. J., & Faff, R. W. (1996). An evaluation of volatility forecasting techniques. Journal of Banking & Finance, 20(3), 419-438.
8. Brooks, C. (1998). Predicting stock index volatility: Can market volume help? Journal of Forecasting, 17(1), 59-80.
9. Campbell, J. Y., Grossman, S. J., & Wang, J. (1993). Trading volume and serial correlation in stock returns. Quarterly Journal of Economics, 108(4), 905-939.
10. Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. Journal of Finance, 52(1), 57-82.
11. Chen, G. M., Firth, M., & Rui, O. M. (2001). The dynamic relation between stock returns, trading volume and volatility. The Financial Review, 36(3), 153-174.
12. Chen, S. S. (2012). Revisiting the empirical linkages between stock returns and trading volume. Journal of Banking & Finance, 36(6), 1781-1788.
13. Chiang, T. C., Qia, Z., & Wong, W. K. (2010). New evidence on the relation between return volatility and trading volume. Journal of Forecasting, 29(5), 502-515.
14. Chuang, C. C., Kuan, C. M., & Lin, H. Y. (2009). Causality in quantiles and dynamic stock return - volume relations. Journal of Banking & Finance, 33(7), 1351-1360.
15. Chuang, W. I., Lee, B. S., & Wang, K. L. (2014). US and domestic market gains and asian investors' overconfident trading behavior. Financial Management, 43(1), 113-148.
16. Clark, E., & Kassimatis, K. (2014). Exploiting stochastic dominance to generate abnormal stock returns. Journal of Financial Markets, 20, 20-38.

17. Coneus, K., Goeggel, K., & Muehler, G. (2009). Maternal employment and child care decision. Oxford Economic Papers-New Series, 61(1), 1172-1188.
18. Davidson, R., & MacKinnon, J. G. (1993). Estimation and Inference in Econometrics (1st Ed.) Oxford: Oxford University Press.
19. Davidson, R., & MacKinnon, J. G. (1989). Testing for consistency using artificial regressions. Econometric Theory, 5(3), 363-384.
20. DeLong, J. B., Shiller, A., Summers, L. H., & Waldman, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. Journal of Political Economy, 98(4), 703-738.
21. Dewally, M. (2003). Internet investment advice: Investing with a rock of salt. Financial Analysts Journal, 59(4), 65-77.
22. Ederington, L. H., & Lee, J. H. (1993). How markets process information: News releases and volatility. Journal of Finance, 48(4), 1161-1191.
23. Epps, T. W., & Epps, M. L. (1976). The stochastic dependence of security price changes and transaction volume: Implications for the mixture-of-distributions hypothesis. Econometrica, 44(2), 305-321.
24. Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns of stocks and bonds. Journal of Financial Economics, 33(1), 3-56.
25. Foster, F. D., & Viswanathan, S. (1995). Can speculative trading explain the volume-volatility relation? Journal of Business and Economic Statistics, 13(4), 379-396.
26. Foster, F. D., & Viswanathan, S. (1993). Variations in trading volume, return volatility and trading costs: Evidence on recent price formation models. Journal of Finance, 48(1), 187-211.
27. Foucault, T., Sraer, D., & Thesmar, D. J. (2011). Individual investors and volatility. Journal of Finance, 66(4), 1369-1406.
28. Gagnon, L., & Karolyi, G. A. (2009). Information, trading volume, and international stock return comovements: Evidence from cross-listed stocks. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 44(4), 953-986.

29. Gallant, A., Rossi, P., & Tauchen, G. (1992). Stock prices and volume. Review of Financial Studies, 5(2), 199-242.
30. Gebka, B. (2012). The dynamic relation between returns, trading volume, and volatility: Lessons from spillovers between Asia and the United States. Bulletin of Economic Research, 64(1), 65-90.
31. Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric model and cross-spectral methods. Econometrica, 37(3), 424-438.
32. Grossman, S. J., & Stiglitz, J. E. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. American Economic Review, 70(3), 393-408.
33. Hanke, M., & Hauser, F. (2008). On the effects of stock spam e-mails. Journal of Financial Markets, 11(1), 57-83.
34. Harris, L. (1987). Transaction data tests of the mixture of distributions hypothesis. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 22(2), 127-141.
35. Harris, M., & Raviv, A. (1993). Difference of opinion make a horse race. Review of Financial Studies, 6(3), 473-506.
36. Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. Econometrica, 46(6), 1251-1272.
37. Heij, C., De Boer, P., Franses, P. H., Kloek, T., & Van Dijk, H. K. (2004). Econometric Methods with Applications in Business and Economics (1st Ed.) New York: Oxford University Press.
38. Hsieh, W. L. G. (2009). Expiration-day effects on individual stocks and the overall market: Evidence from Taiwan. Journal of Futures Markets, 29(10), 920-945.
39. Karpoff, J. M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 22(1), 109-126.
40. Lamoureux, C. G., & Lastrapes, W. D. (1990). Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects. Journal of Finance, 45(1), 221-229.
41. Lee, B. S., & Rui, O. (2002). The dynamic relationship between stock return and trading volume: Domestic and cross-country evidence. Journal of Banking and Finance, 26(1), 51-78.

42. Li, T. (2007). Heterogeneous beliefs, asset prices, and volatility in a pure exchange economy. Journal of Economic Dynamics & Control, 31(5), 1697-1727.
43. Lin, M. J., & Liu, J. T. (2009). Do lower birth weight babies have lower grades? Twin fixed effect and instrumental variable method evidence from Taiwan. Social Science & Medicine, 68(10), 1780-1787.
44. Lo, A. W., & Wang, J. (2000). Trading volume: Definitions, data analysis, and implications of portfolio theory. Review of Financial Studies, 13(2), 257-300.
45. Mitchell, M. L., & Mulherin, J. H. (1994). The impact of public information on the stock market. Journal of Finance, 49(3), 923-950.
46. Newbold, P., & Granger, C. W. J. (1974). Experience with forecasting univariate time series and combination of forecasts. Journal of The Royal Statistical Society Series A-Statistics in Society, 137(2), 131-165.
47. Qiu, T., Zhong, L. X., Chen, G., & Wu, X. R. (2009). Statistical properties of trading volume of Chinese stocks. Physica A-Statistical Mechanics and Its Applications, 388(12), 2427-2434.
48. Sargan, J. D. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. Econometrica, 26(3), 393-415.
49. Stock & Watson (2003). Introduction to Econometrics (3rd Ed.) Addison Wesley.
50. Stock, J., & Yogo, M. (2005). Test for weak instruments in linear IV regression, in identification and inference for econometric models. Essays in Honor of Thomas Rothenberg. Cambridge: Cambridge University Press. 80-108.
51. Tauchen, G. E., & Pitts, M. (1983). The price variability-volume relationship on speculative markets. Econometrica, 51(2), 485-505.
52. Tetlock, P. C. (2007). Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market. Journal of Finance, 62(3), 1139-1168.
53. Tikhonov, A. N., Leonov, A. S., & Yagola, A. G. (1998). Nonlinear Ill-Posed Problems, 14, Chapman & Hall, London, UK.
54. Varian, H. R. (1985). Divergence of opinion in complete markets: A note. Journal of Finance, 40(1), 309-317.

55. Wang, J. (1994). A model of competitive stock trading volume. Journal of Political Economy, 102(1), 127-168.
56. Wang, S. L., & Yang, Y. F. (2014). The total variation model for determining the implied volatility in option pricing. Journal of Computational Analysis and Applications, 17(1), 111-124.
57. Watanabe, M. (2008). Price volatility and investor behavior in an overlapping generations model with information asymmetry. Journal of Finance, 63(1), 229-272.
58. Weinbaum, D. (2009). Investor heterogeneity, asset pricing and volatility dynamics. Journal of Economic Dynamics & Control, 33(7), 1379-1397.
59. Wooldridge, J. M. (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data (1st Ed.) Cambridge: MIT Press.
60. Wu, H. M., & Guo, W. C. (2004). Asset price volatility and trading volume with rational beliefs. Economic Theory, 23(4), 795-829.

103 年 01 月 13 日收稿

103 年 01 月 21 日初審

103 年 06 月 18 日複審

103 年 10 月 21 日接受

作者介紹

Author's Introduction

姓名 莊家彰
Name Chia-Chang Chuang
服務單位 國立台北商業大學國際商務系副教授
Department Associate Professor, Department of International Business, National Taipei University of Business
聯絡地址 臺北市濟南路一段 321 號
Address No.321, Sec.1, Jinan Rd., Zhongzheng Dist., Taipei City, Taiwan
E-mail jjjuang@ntub.edu.tw
專長 經濟學，統計學
Specialty Economics, Statistics

姓名 郭俊賢
Name Chun-Chien Kuo
服務單位 國立台北商業大學國際商務系副教授
Department Associate Professor, Department of International Business, National Taipei University of Business
聯絡地址 臺北市濟南路一段 321 號
Address No.321, Sec.1, Jinan Rd., Zhongzheng Dist., Taipei City, Taiwan
E-mail cckuo@ntub.edu.tw
專長 區域經濟，中國研究
Specialty Regional Economics, China Studies