

臺灣股票市場交易值、交易量與發行量加權股價指數關係之實證研究 —光譜分析之應用

劉映興*、陳家彬**

摘要

關鍵詞：價量關係、光譜分析、市場效率性、交叉光譜分析

本研究主要探討台灣股市的交易值(trading value)或交易量(trading volume)與加權股價指數(TAIEX)之間的關係。首先以單根檢定(unit root test)來檢驗時間數列是否穩定(stationary)；其次，以光譜分析(spectrum analysis)來檢驗交易值、交易量與加權指數是否具有循環現象。最後，利用交叉光譜分析(cross-spectrum analysis)探討台灣股市之交易值或交易量與加權指數兩者間是否存在某種關係，能否領先或落後加權指數變動，以了解台灣股市是否存有「價量關係」或「量是價的先行指標」。實證結果顯示：台灣股票市場加權指數不具有循環的現象，但在交易值及成交量則有循環現象。其次，無論是交易值或交易量與加權指數皆呈現高度的相關性且領先加權指數，故支持台灣股票市場存有「價量關係」與「量是價的先行指標」。

* 仁德醫護管理專科學校專任講師。

** 國立中興大學企業管理學系專任教授。

臺灣股票市場交易值、交易量與發行量加權股價指數關係之實證研究 ——光譜分析之應用

劉映興、陳家彬

壹、前言

在影響股票價格變動的學說中，技術分析(technical analysis)所使用之技術指標大致可分為：一、在價格方面：如常見的移動平均線(MA)、指數平滑異同移動平均線(MACD)、乖離率(BIAS)及相對強弱指標(RSI)等指標；二、在量能的方面：如平均成交量、能量潮(OBV)、江波分析法及逆時鐘曲線¹等指標；三、其他：如心理線(Psy)、漲跌比率(ADR)及騰落指標(ADL)等指標。由此可知，「量能」一直是技術分析學說研究股價變動的主要參考依據。同時，第一位支持「價量關係」的學者 Ying(1966)就指出：股價與成交量是市場機能的聯合產品，任何模型如果只分析價格或者是成交量，即使模型本身沒有錯誤，依然不能算是完整的分析。Karpoff(1987)也對「量是價的先行指標」的正確性加以評述之外，並有重要結論：一、透過對價量關係的了解，可更進一步了解金融市場；二、如果交易量與價格變化是聯合決定，則透過價量關係的研究有助於提高事件研究(event study)的檢定力；三、價量關係對於投機性價格的實證分配(empirical distributions of speculative prices)的爭論，有決定性的影響。所以，價量關係之實證研究是非常重要的，以往國內運用光譜分析來探討這方面的研究並不多，而本文的主要貢獻即在於以台灣股票市場為研究對象，並利用光譜分析及交叉光譜分析來進行價量關係之實證研究。本研

究期望能達成下列目的：

- 一、驗證台灣股票市場股票的交易值、交易量及加權股價指數等時間數列，是否具有循環現象。
- 二、探討台灣股票市場股票交易值或交易量的變動與加權股價指數兩者間的變動是否存在某種的關聯性。
- 三、研究台灣股票市場股票交易值或交易量是否領先或落後加權股價指數變動，同時並求算其領先或落後時間的長度。
- 四、了解台灣股票市場是否存在「價量關係」及「量是價的先行指標」，以驗證是否合乎技術分析學說的理論。

貳、相關文獻回顧

對於價量關係的理論模型，其中較具代表性的主要有五種，分別為 Clark(1973)所提出的混合分配假說(mixture of distribution hypothesis)、Epps (1975)所提出兩參數投資組合選擇模型(two-parameter portfolio selection model)、Copeland(1976)所提出的數列資訊抵達模型(sequential information arrival model)、Karpoff(1987)所提出的價量關係不對稱假說，以及 DeLong, Summer & Waldman(1990)提出交易雜音假說(the trading noise hypothesis)等。其次，關於國內外股票市場之價量關係的實證研究文獻，整理如下：

Ying(1966)利用卡方檢定、變異數分析、交叉光譜分析對 1957 年 1 月至 1962 年 12 月的 S&P 500 每日股價指數和 NYSE 每日成交量作價量關係分析。得到以下的結論：(1)當股價上漲時，通常伴隨著大的成交量，反之，小額的交易量經常伴隨著價格的下跌，故支持價格變動與交易量之間具有正相關；(2)大額交易量經常伴隨著價格的上漲；(3)交易量大量的增加經常伴隨著價格的大量上漲或大量下跌；(4)若交易量在五個交易日連續下降，則價格在次四個交易日將有下跌的趨勢，若交易量在五個交易日連續上升，則價

格在次四個交易日將有下跌的趨勢。Crouch(1970) 則利用多元迴歸分析，針對 1966 年至 1968 年道瓊工業指數和 NYSE 成交量進行價量關係分析。研究結果發現：(i)價格變動的絕對值與成交量呈現正相關；(2)個股相關性大於市場整體相關性，且每小時資料的相關性大於日資料的相關性。Epps(1975) 利用無母數 Wilcoxon 檢定，針對 1968 年 1 月至 1969 年 12 月在 NYSE 上市的 315 種個股的日交易資料進行研究。結果發現交易量與股價變動絕對值的比率在股價上漲時高於股價下跌時，即意味價格變動與交易量之間有正相關。

Morse(1980)採用 NYSE 與 ASE 中 25 家個股的交易日資料，研究在資訊不對稱 (information asymmetry)情況下，價格變動與交易量的關係，發現交易量非常大的期間，價格變動呈正的序列相關；在價格大幅度變動之前的交易量，會高於價格小幅度變動之前的交易量。Wood, McInish and Ord(1985)利用 NYSE 股票每分鐘資料進行研究，實證得到的結果顯示在股價下跌時，交易量與價格變動絕對值的比率較股價上漲時高，故隱含價量呈現負相關。Jain and Joh (1988) 利用 ARIMA 模式與 Granger 因果關係檢定，對 1979 年至 1983 年間 S&P 500 指數與 NYSE 成交量的每 1 小時資料進行價量關係研究。研究結果發現：(1)日內每小時或週內每日成交量與報酬率絕對值有高度的正相關；(2)報酬率領先成交量四期，即股價變動反映訊息領先成交量四期。Smirlock and Starks (1988) 利用複迴歸分析進行 Granger 因果關係檢定，針對 1981 年 7 月 15 日至 1981 年 8 月 21 日 NYSE 300 家個股研究。其結果發現：(1)就個股而言，約有 40%之股價變動絕對值與成交量形成因果關係；(2)大多數個股市成交量領先價格變動絕對值，但有部份則有難以判斷方向的雙向因果關係；(3)股價變動絕對值與成交量之間有顯著的落差關係。

葉銀華(1991)以轉換函數模式，驗證 1979 年 1 月到 1988 年 12 月台灣股市整體股價及成交量的因果關係，結果發現價量之間存在著因果關係，成交量領先股價變動。陳東明(1991)以 Granger 因果相關檢定及雙變數線性模型，驗證 1986 年 1 月至 1990 年 9 月，台股 60 家週轉率高的上市公司，並以其報酬率與交易量的日資料及月資料進行實證研究，結果發現價格變化與成交量成正相關。Gallant, Rossi and Tauchen (1992)研究 NYSE 日資料，結果發現交易量與價格變動絕對值具有正向的非線性關係，且落後期的交易量

對股價變動平均數及變異數具有解釋能力，支持量是價的先行指標。徐合成(1994)以 Granger 因果相關檢定與交易量的 GARCH 模型，驗證 1991 年到 1993 年間台灣股票市場日交易的價量關係，結果發現「價先量行」完全成立。Hiemstra and Jones(1994)以線性與非線性 Granger 因果關係檢定，驗證道瓊股票日報酬與 NYSE 日交易量百分比變動關係，結果發現價量間存有雙向的非線性 Granger 因果關係。Martikainen, Puttonen, Luoma and Rothovius(1994)研究芬蘭證券市場的價量關係，結果發現 1977 年至 1982 年間價量間無此非線性之因果關係，但在 1983 年至 1988 年間卻有價量的因果關係，故認為市場的成熟度愈高，則價量關係會較明顯，所以支持價量關係呈正相關。

Basci, Ozyidirim and Aydogan (1996) 利用共整合檢定與誤差修正模式(ECM)，針對 1988 年 1 月 8 日至 1991 年 3 月 29 日 Istanbul 交易所 29 種個股的週資料進行價量關係之研究，結果發現價格與成交量有顯著的正相關。Bessembinder, Chan and Seguin(1996)以迴歸分析對 NYSE 每日交易量與 CRSP 每日的市場報酬絕對值做實證研究，結果發現兩者間呈現正相關。游淑楨(1996)以 Granger 檢定法、Sims 雙邊遞延落差法與 Pierce and Haugh 交叉相關分析法，對 1971 年 1 月至 1995 年 9 月之月資料，來探討台股成交量與股價變動報酬率波動性之間的因果關係。主要結果包括：(1)以 Granger 檢定與 Pierce and Haugh 交叉相關分析法驗證結果顯示有顯著影響，且為單向的因果關係；(2)以 Sims 雙邊遞延落差法檢定兩者之間有顯著雙向因果關係，兩者之間互相回饋。楊踐為、許至榮(1997)以週資料進行台灣股票市場中市場及店頭市場價量關係研究，結果發現集中市場無因果關係，但店頭市場則具有雙向因果關係。許家豪(1998)以日資料研究台灣股市發現量對價的影響呈現負的因果關係，故支持價先量行。Ding and Lau(2001)則研究新加坡股市，在交易活絡或較不活絡的股票，均發現日內的報酬變動絕對值與交易次數、交易大小，呈現顯著的正相關。最後，莊忠柱(2001)以單根檢定及向量自我迴歸等模型驗證 1998 年 7 月 21 日至 1999 年 9 月 20 日止，台股日加權指數與交易量的關係。結果發現現貨成交量領先指數，且現貨成交量會受到其本身落後一期的影響，並具有星期效應。

綜合上述研究結果，雖無一致的結論，但大致可分為支持價量無關、量先價行、價先量行及價量呈現雙向因果關係等五種結論。

參、研究方法

本研究採用光譜分析的主要原因是交易值、交易量與加權指數變動的關係，究竟是存在線性(linear)或非線性(nonlinear)的關係，並無法直接獲知，因此若採用時間定義域(time domain)的迴歸分析作為研究的基礎，勢必在研究方法與限制上較為繁瑣。若改以頻率定義域(frequency domain)的光譜分析做為研究的基礎，將時間數列分解成不同頻率三角函數之組合，可同時表現資料在長短期間全部的特性，並直接反映資料本身所含資訊，不需預設模型，因此將可避免確定兩時間數列所存在的確定關係。在利用光譜分析之前，必須先確定所驗證的時間數列為穩定時間數列(stationary time series)，所以必須先檢驗時間數列是否具有穩定性。假若具有穩定性則可進行光譜分析；反之，如果不具有穩定性，則將其時間數列使用差分方法再次驗證是否具有穩定性，直至通過穩定性測試為止。

一、穩定性測試

本研究採用 Said and Dickey(1984)所提出 ADF (Augmented Dickey-Fuller)檢定法，檢定時間數列的穩定性，並可避免在 Dickey and Fuller(1979)單根檢定法下，以 AR(p)之模式進行單根檢定，在誤差項中所產生自我相關的情況，而影響檢定的效力。茲將此模式表示如下：

1. 考慮常數項檢定模型

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

2. 考慮常數項與時間趨勢項檢定模型

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma \cdot t + \beta_0 \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \cdot \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中， $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ 為變數 y 的一次差分； α_0 ， γ ， β_i 為估計參數； ε_t 為殘差項； k 為落後期數。檢定時所採用的臨界值乃是根據 Dickey-Fuller 之 τ_μ 、 τ_τ 的檢定表，若 τ 統計值無法拒絕虛無假設 $H_0: \beta_0 = 0$ 時，表示 y_t 具有單根為不穩定時間數列。在選取最適落後期數 k 時，一般常見方法除了有 Akaike(1974)所提出 AIC(Akaike's Information Criterion)準則及 Schwarz(1978)所提出 BIC(Schwarz's Information Criterion)準則外，本研究採用 Schwert(1989)所提出的另一個亦廣泛被使用的選擇方法，其選取落後期數的準則為 $k = \ln t \left\{ c \cdot \left(\frac{N}{100} \right)^{\frac{1}{d}} \right\}$ ，此時 $c = 4$ 或 12 ， $d = 12$ ， $\ln t$ 表示取最近的整數， N 為樣本個數。

二、光譜分析

光譜分析係利用傅立葉級數(Fourier series)，將一時間數列由時間的定義域轉換至頻率的定義域。若此時間數列並無顯著的循環現象，則其所對應的樣本光譜(sample spectrum)應會落在光譜迴歸線的信賴區間內。有關光譜分析之統計方法及其估計式如下：

$$\hat{S}_x(\omega) = 2 \cdot \left(\hat{C}_x(0) + 2 \cdot \sum_{k=1}^{L-1} \hat{C}_x(k) \cdot W(k) \cdot \cos\left(\frac{\pi \omega k}{2L}\right) \right) \quad \omega = 0, 1, 2, \dots, 2L \quad (3)$$

$$\hat{C}_x(k) = \frac{1}{N-k} \sum_{i=1}^{N-k} (x_i - \bar{x}) \cdot (x_{i+k} - \bar{x}) \quad (4)$$

$$W(k) = \begin{cases} 1 - \frac{6k^2}{L} \left(1 - \frac{k}{L}\right) & 0 \leq k \leq \frac{L}{2} \\ 2 \left(1 - \frac{k}{L}\right)^3 & \frac{L}{2} \leq k \leq L \end{cases} \quad (5)$$

國立中興大學

National Chung Hsing University

其中， $\hat{S}_x(\omega)$ 為樣本光譜； $\hat{C}_x(k)$ 為樣本互變異數函數(sample covariance function)的估計式； ω 為頻率； $W(k)$ 為落後窗(window lag)修正式，使得估計出來之樣本光譜平滑化； N 為樣本數； L 為 20% 的樣本數。所得樣本光譜估計值，並假設母體樣光譜為常態，

再以最小平方方法求得樣本光譜數值的迴歸線與信賴區間 $\left[\frac{\bar{S}_x(\omega) \cdot v}{\chi_{v,1-\alpha/2}}, \frac{\bar{S}_x(\omega) \cdot v}{\chi_{v,\alpha/2}} \right]$ 進行檢定。

若所求的樣本光譜值不落在信賴區間內，則表示其值為顯著，將所得頻率 ω 倒數可求得一時間的週期數，此為循環的週期時間。

三、交叉光譜分析

利用交叉光譜分析來研究兩時間數列之關係，也就是將任意兩時間數列同時轉換成傅立葉級數，則會產生兩個餘弦波動(cosine wave)，可以用不同頻率的振幅(amplitude)與相角(phase)來表示。假定當兩時間數列為相依時，則其相依情況可由其相角與振幅來解釋。相角可以用來說明一個餘弦波動領先或落後另一個餘弦波動的情況，而振幅則可以用來解釋兩波動中具有較大振幅之頻率彼此間是否具有關聯性。有關交叉光譜分析之統計方法及其估計式如下：

$$\hat{S}_{xy}(\omega) = \hat{A}(\omega) \exp(j\hat{\phi}(\omega)) \quad , j = \sqrt{-1} \quad (6)$$

$$\hat{C}_{xy}(k) = \begin{cases} \frac{1}{N-k} \cdot \sum_{i=1}^{N-k} (x_i - \bar{x}) \cdot (y_{i+k} - \bar{y}) & , k \geq 0 \\ \frac{1}{N-k} \cdot \sum_{i=1}^{N+k} (x_{i+k} - \bar{x}) \cdot (y_i - \bar{y}) & , k < 0 \end{cases} \quad (7)$$

$$\hat{P}(\omega) = 2 \cdot \left(p_{xy}(0) + 2 \cdot \sum_{k=1}^{L-1} p_{xy}(k) \cdot W(k) \cdot \cos\left(\frac{\pi\omega k}{2L}\right) \right) \quad (8)$$

國立中興大學 

National Chung Hsing University

$$\hat{Q}(\omega) = 2 \cdot \left(q_{xy}(0) + 2 \cdot \sum_{k=1}^{L-1} q_{xy}(k) \cdot W(k) \cdot \sin\left(\frac{\pi\omega k}{F}\right) \right) \quad (9)$$

$$\hat{A}(\omega) = \sqrt{\hat{P}^2(\omega) + \hat{Q}^2(\omega)} \quad (10)$$

$$\hat{\phi}(\omega) = \tan^{-1} \frac{\hat{Q}(\omega)}{\hat{P}(\omega)} \quad (11)$$

$$Coh_{xy}(\omega) = \frac{\hat{S}_{xy}(\omega)}{\sqrt{\hat{S}_x(\omega) \cdot \hat{S}_y(\omega)}} \quad , 0 \leq |Coh_{xy}(\omega)|^2 \leq 1 \quad (12)$$

其中， ω 為頻率； $\hat{S}_{xy}(\omega)$ 為樣本交叉光譜(sample cross spectrum)； $\hat{C}_{xy}(k)$ 為樣本交叉互異變異數函數(sample cross-covariance function)； $\hat{P}(\omega)$ 為樣本交互光譜(sample cospectrum)； $\hat{Q}(\omega)$ 為樣本弦波光譜(sample quadrature spectrum)； $\hat{A}(\omega)$ 為樣本振幅光譜(sample amplitude spectrum)； $\hat{\phi}(\omega)$ 為樣本相角光譜(sample phase spectrum)； $Coh_{xy}(\omega)$ 為樣本光譜相關(sample coherence)，以 $|Coh_{xy}(\omega)|^2$ 表示為樣本光譜相關值； $p_{xy}(k)$ 與 $q_{xy}(k)$ 分別為 $\hat{C}_{xy}(k)$ 之偶函數與奇函數部分。此時 $\tanh^{-1}(|Coh_{xy}(\omega)|) = \frac{1}{2} \ln \frac{1+|Coh_{xy}(\omega)|}{1-|Coh_{xy}(\omega)|}$ 會近似於常態分配，故可得樣本光譜相關值 $|Coh_{xy}(\omega)|^2$ 在 $1-\alpha$ 之信賴區間為 $(0, (\frac{\exp(2Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sigma_c) - 1}{\exp(2Z_{1-\frac{\alpha}{2}} \cdot \sigma_c) + 1})^2)$ ，此時令虛無假設為 $H_0: |Coh_{xy}(\omega)|^2 = 0$ 。



National Chung Hsing University

肆、實證結果

一、樣本資料說明

本研究所採用的樣本資料是從民國 75 年 1 月 1 日至 91 年 5 月 31 日止，共計 16 年的交易資料。剔除民國七十年代前早期台灣股市的市場規模較小外²，幾乎涵蓋了台灣股票市場大部份的交易時間。樣本資料來源取自台灣證券交易所編製證交資料。在考量台灣股市常有短期的人為操縱特性，及因國定假日或其他因素，而造成每月的交易日差異性大³，無法完全反映當月市場上實際的交易情況。所以本研究採每月的日平均值以減少上述的情況發生⁴，並採用每月的發行量加權股價指數之平均值與當月的股票交易值及交易量之日平均值作為研究資料。

二、加權指數、交易值與交易量之穩定性檢定

欲以光譜分析或交叉光譜分析研究台灣股票市場交易值或交易量與加權指數關係時，須先檢定其時間數列是否存在單根。單根檢定的最適落後期數的選取標準是依據 Schwert(1989)所提出的選擇法則取較小者，在此最適落後期數為 $k = 4$ 。本文中所研究的時間數列之單根檢定結果如表 1 所示。由表 1 得知，若將原始資料做單根檢定，不論是否有含或無含時間趨勢項，運用 ADF 統計量在 1%或 5%的顯著水準下，加權指數、成交值與成交量皆有不顯著的值，所以並無法完全拒絕單根。若再將原始資料取對數並做一次差分後，做單根檢定，則不論是否有含或無含時間趨勢項，在 1%或 5%的顯著水準下皆為顯著，故拒絕單根，代表台灣股市成交值、成交量與加權指數的時間數列具有穩定

性，因此得以進行光譜分析。

表 1 加權指數、成交值與成交量之單根檢定

變數型態	時間數列	ADF 有 (無)	時間趨勢項
原始資料	加權指數	-2.84034	(-2.8983 [*])
	成交值	-3.29705	(-2.7869)
	成交量	-4.01164 ^{**}	(-1.5383)
對數差分	加權指數	-6.53003 ^{**}	(-6.2981 ^{**})
	成交值	-8.68028 ^{**}	(-8.5668 ^{**})
	成交量	-9.34196 ^{**}	(-9.3268 ^{**})

註：1.臨界值是根據 Philips & Quliaris (1990)，Mackinnon(1991)之數值表決定。

2.**與*分別表示在 1%與 5%的顯著水準下呈現顯著。

三、加權指數、交易值與交易量之循環性檢定

將加權指數取對數並做一次差分，並以(1)、(2)式通過單根檢定後，表示此時間數列具有穩定性，再以光譜分析估計式(3)可得如圖 1 所示，即為加權指數之樣本光譜圖。此樣本光譜迴歸線為 $y = -0.0726x + 0.0384$ ，判定係數為 $R^2 = 0.8228$ 。在 5%的顯著水準下所得的信賴區間，如圖 1 中所示兩黑虛線所夾的區域。由此圖可知，並沒任何一個頻率的樣本光譜值為顯著，即所有的光譜值皆落在信賴區間內。所以，我們可以推論台灣股市在股價變動方面並未有顯著的循環現象。

其次，在交易值方面，亦經由(3)式估計式結果，可得交易值之樣本光譜圖如圖 2 所示。此樣本光譜迴歸線為 $y = 0.3651x + 0.2074$ ，判定係數為 $R^2 = 0.2029$ 。在 5%的顯著水準下所得的信賴區間，如圖 2 所示兩黑虛線所夾的區域。其中，有三組頻率區段分別為 0.05、0.16875 與 0.3875 左右的頻率為顯著。因此可得股票成交值的三個循環週期，分別為 20 個月、5.93 個月及 2.58 個月。也就表示，台灣股市在交易值方面，存在有短期、中期及長期三個循環週期分別約為 2.6 個月、6 個月及 20 個月。在短期的循環週期方面，恰巧符合將近三個月為「一季」的週期，這與上市公司及國內外法人作帳行情的時間相

差不大。而中期的循環週期約為六個月，也就是每半年交易值就有一個循環週期，是否意味貨幣供給量與股票的交易值兩者間存在著某種關係，則有待進一步研究。

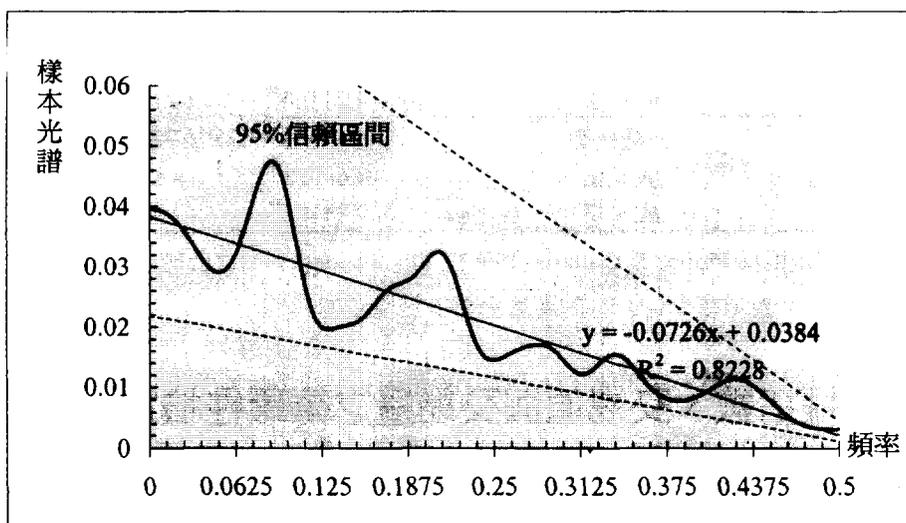


圖 1 台灣股票市場之加權指數樣本光譜圖

此外，考量台灣股市報章雜誌普遍所採用的統計數據顯示：個股交易看「量」（股數或張數），大盤交易看「值」（金額），我們必須了解成交量（股數）與成交值的研究結果是否有顯著的差異。若以成交量為對象，所得交易量之樣本光譜圖如圖 3 所示。除了短期及中期的循環現象較不顯著外，所得樣本光譜大致與交易值之樣本光譜類似（請對照圖 2）。而造成短中期的差異性的原因，應可以解釋為台灣股市所常見的高價位與低價位股類股輪動表現的短期現象，才會造成交易量的循環現象並不顯著，但長期的循環現象與成交值相同。

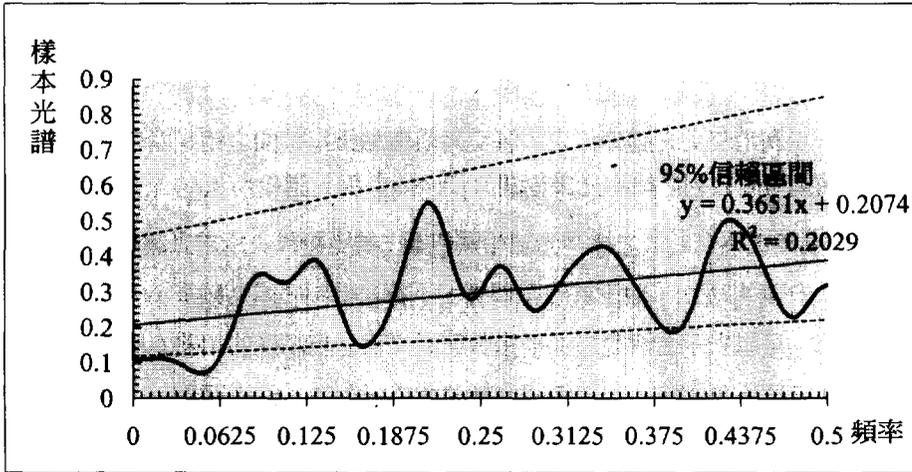


圖 2 台灣股票市場之交易值樣本光譜圖

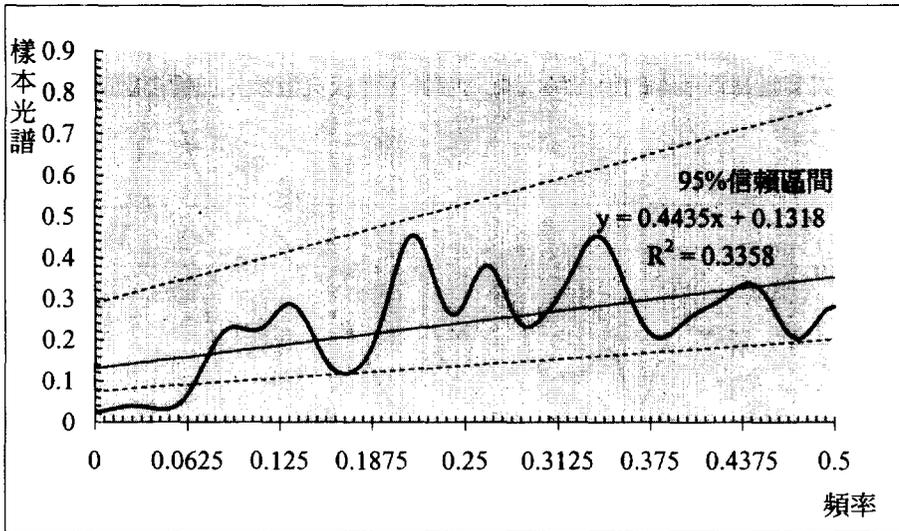


圖 3 台灣股票市場之交易量樣本光譜圖

四、台灣股市交易值與加權指數間的相互關係

我們進一步利用交叉光譜分析來了解交易值與加權指數間之相互關係，並求出交易值與加權指數兩時間數列之樣本光譜相關值 $|Coh(\omega)|^2$ 與光譜相角 $\phi(\omega)$ 來加以觀察。如圖 4 所示，為加權指數與交易值之樣本光譜相關值圖，縱座標代表所求光譜相關值，橫座標則代表頻率。由圖 4 可知，除少數的頻率外，不管是低頻率或高頻率，光譜相關值皆為相當高且顯著，足以表示台灣股市加權指數與成交值呈現高度的相關水準，這表示加權指數是能被成交值所預測的，也就證明台灣股票市場存在「價量關係」。其次，觀察所得之光譜相角圖，如圖 5 可知所得為顯著的頻率，其相角值大致皆呈負值，代表加權指數落後成交值反映，也就印證市場名言「量是價的先行指標」。至於成交值與加權指數領先後落後的時間關係，可利用所得以相角轉換值(phase shift)並乘以該頻率的週期，即 $T = -\phi(\omega)/2\pi\omega$ ，故可得圖 6 為台灣股市交易值領先或落後加權指數時間圖。參考圖 4 並由圖 5 中得知，在顯著相關的頻率中，大部分皆呈現成交值領先加權指數的分佈，其值為正數。尤其是在低頻率的領先情況更為明顯，而成交值領先加權指數的平均值則約為 0.45 個月。

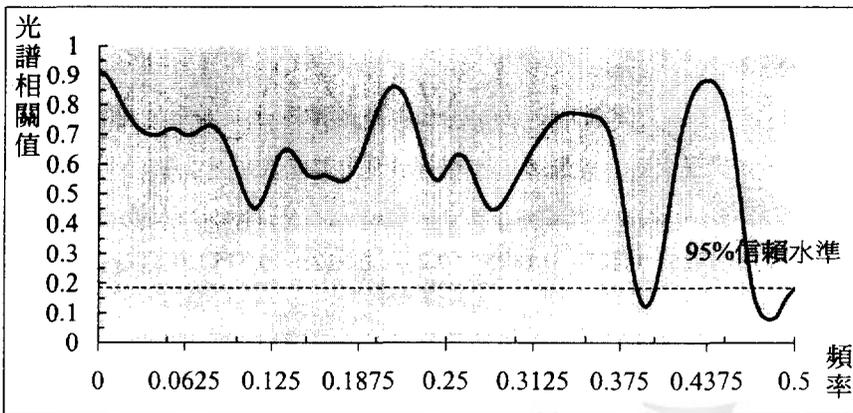


圖 4 台灣股票市場加權指數與交易值的光譜相關值圖

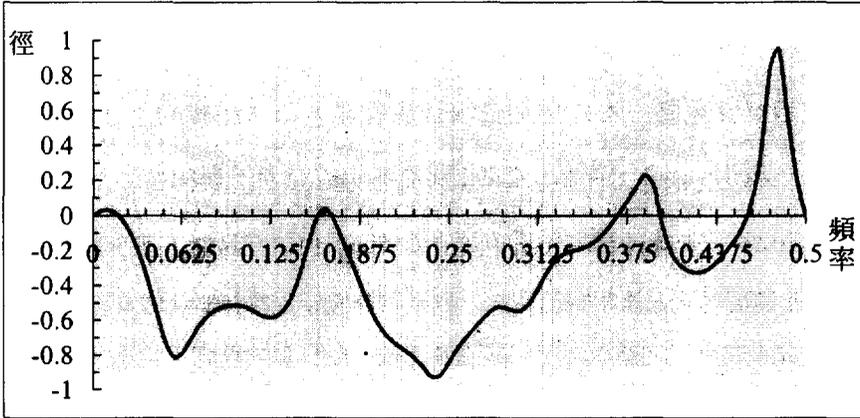


圖 5 台灣股票市場加權指數與交易值光譜相角圖

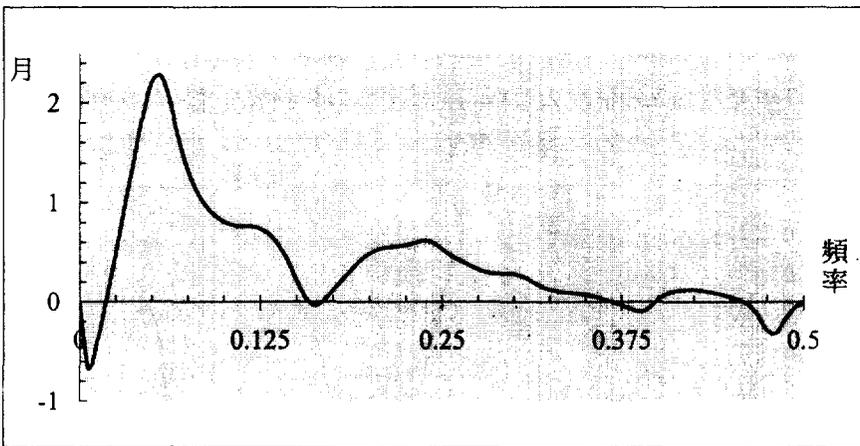


圖 6 台灣股票市場交易值領先或落後加權指數時間圖

五、台灣股票市交易量與加權指數間的相互關係

我們也以交叉光譜分析求出加權指數與交易量兩時間數列之樣本光譜相關值 $|Coh(\omega)|^2$ 與光譜相角 $\phi(\omega)$ ，並繪出光譜相關值圖（圖 7）與光譜相角圖（圖 8）。由圖 7 可知，加權指數與交易量的樣本光譜相關值 $|Coh(\omega)|^2$ 與以交易值（圖 4）所驗證的結果大致相同。整體而言，光譜相關值皆高，表示台灣股市加權指數與成交量呈現高度的相關性。但與圖 4 成交值之樣本光譜相關圖做比較，成交量的整體平均光譜相關值為 0.45 就較成交值的平均光譜相關值 0.60 小，代表交易值與指數的相關程度較交易量大，符合大盤看「值」的股市現象。其次，參考圖 8 成交量的相角圖，大致與圖 5 成交值相角圖相同，幾乎所有顯著相關的頻率都呈現加權指數落後成交量的情況，而差異僅是在於落後程度（徑）的大小。再將成交量之相角值做轉換，可求出成交量與加權指數領先或落後的時間關係，如圖 9 所示，幾乎所有顯著相關的頻率，皆反映成交量領先加權指數的情況這與圖 7 成交值領先的情況大致相同，其主要差異是成交量的領先情況更為明顯，

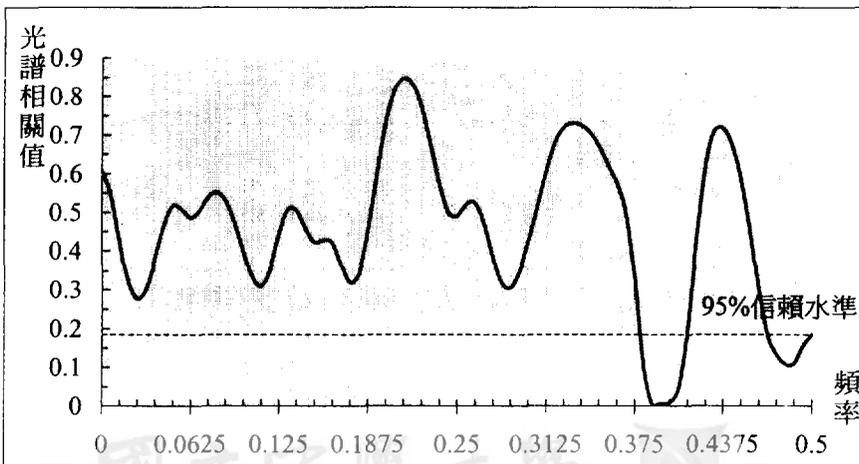


圖 7 台灣股票市場加權指數與交易量的光譜相關值圖

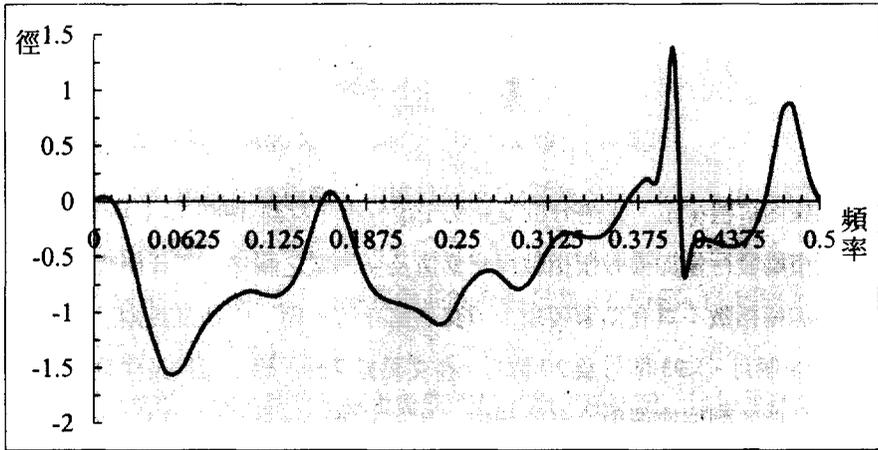


圖 8 台灣股票市場加權指數與交易量光譜相角圖

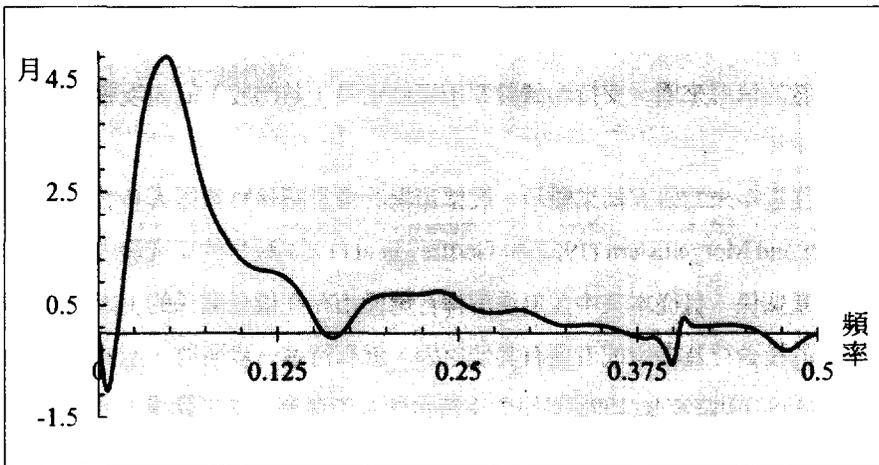


圖 9 台灣股票市場交易量領先或落後加權指數時間圖

成交量領先加權指數的平均值為 0.82 個月，其較成交值領先加權指數的平均值為 0.45 個月大。假若市場個股買賣是以交易量（張數或股數）為依據，這種結果顯示，熱門股（交易熱絡的股票）會較市場交易值領先加權指數反映，也就支持成交量與熱門股表現更具領先指標的參考價值。

伍、結論

本研究採用單根檢定、光譜分析及交叉光譜分析，探討 1986 年 1 月至 2002 年 5 月間台灣股票市場發行量加權股價指數與交易值及交易量之關係。主要研究結果顯示，台灣股票市場加權指數不具有循環現象，但交易值存有短期、中期及長期三個循環週期，分別約為 2.58 個月、5.93 個月及 20 個月。在交易量部分，除了短期及中期的循環現象不顯著外，但長期的循環情況與交易值類似。其次，無論是交易值或交易量與加權指數皆呈現高度的相關性，也就支持台灣股票市場存有「價量關係」。同時，交易值及交易量領先加權指數的情況明顯，其領先的平均時間分別約為 0.45 個月及 0.82 個月，故支持技術分析學說的理論，台灣股票市場存有「量是價的先行指標」。若以交易量遠較交易值領先加權指數的情況來看，支持台灣股票市場個別股（熱門股）的表現會領先市場的量價表現。

最後，從近年來的研究結果顯示，股票市場的價量關係雖獲得大多數的學者支持，但從 Granger and Morgemstern (1963)與 Godfrey et al.(1964)較早的研究發現，其驗證結果並未發現價量關係。且從本文中並無法解釋台灣股市存在價量關係的主因，究竟是否為台灣投資者的投資行為表現或者還有其他原因，就有待進一步研究。至於國內有部分學者如徐合成(1993)與許家豪(1998)等研究支持台灣股市存有「價影響量」或「價先量行」的關係與本研究結果有所差異，可能是由於下列因素之影響：一、其所研究的資料型態是採日交易資料，因此忽略台灣股市長期以來週六的交易時間較其他交易日短會產生研究上的誤差；二、可能是台股短線的流動性問題；三、台股盤中交易是採連續競價的撮合制度⁵因而造成收盤時有「作價」的情形產生；四、台股投資人追高殺低股票的特質或因當日沖銷做短線的慣有投資行為。上述情況皆可能會造成驗證上結果的差異，或是還有其他因素，則需要我們再進一步探討。

國立中興大學

National Chung Hsing University

陸、註釋

- 1 逆時鐘曲線圖常見於台灣的專業報紙中，例如：“財訊快報”。
- 2 台灣股市在 1986 年前加權指數平均單月最高/低點為 932.(1984.5.)及 93.76(1967.1.)，由此可知市場規遠較 1986 年後小。
- 3 以研究期間 1986.1. - 2002.5.止，單月最多的交易日為 27 天(例如：1988.8.)，而單月最低的交易日為 15 天(2001.1.)。
- 4 因每月之日平均值為代表該月市場上整體的日平均交易狀況，比每月總成交量、每週或每日計算，甚至更短的研究時間(分)，較能降低少數人為操縱因素，研究結果較為客觀。
- 5 交易日於 2001 年 1 月起改每週五天，撮合制度於 2002 年 7 月起改為收盤前五分鐘採集合競價，以避免收盤作價產生。

參考文獻

一、中文部份

1. 杜金龍，技術指標在臺灣股市應用的訣竅，民國 87 年，台灣：金錢文化。
2. 徐合成，「台灣股市股票報酬與交易量關係之實證研究：GARCH 模型之應用」，台灣大學財務金融研究所未出版碩士論文，民國 83 年。
3. 莊中柱，「台灣發行量加權股價指數期貨與現貨市場間之價量連動關係」，臺灣銀行季刊，民國 90 年，53(3)：345-361。
4. 陳東明，「台灣股票市場價量關係之實証研究」，國立台灣大學商學研究所未出版碩士論文，民國 81 年。
5. 許家豪，「股票市場交易量與報酬波動因果關係實證分析」，中正大學企業管理研究所未出版碩士論文，民國 87 年。
6. 游淑禎，「臺灣股票市場成交量與報酬率波動因果關係之實證」，台中商專學報，民國 85 年，28：371-395。
7. 葉銀華，「臺灣股票市場成交量與股價關係之實證研究——轉換函數模式」，臺北市銀行月刊，民國 80 年，22(11)：57-70。
8. 廖偉群，「自我迴歸模型之單根檢定」，國立中正大學數理統計研究所未出版碩士論文，民國 90 年。
9. 楊踐為、許志榮，「台灣股票集中市場與店頭市場價量因果關係之探討」，證券金融季刊，民國 86 年，54：19-32。

二、英文部份

1. Akaike, H., 1974, "Markovian Representation of Stochastic Processes and Its Application to the Analysis of Autoregressive Moving Average Process," *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 26: 363-387.
2. Basci, E., S. Ozyidirim and K. Aydogan, 1996, "A Note on Price-Volume Dynamics in an Emerging Stock Market," *Journal of Banking and Finance*, 20: 389-400.
3. Bessembinder, H., K. Chan, and P.J. Seguin, 1996, "An Empirical Examination of Information, Differences of Option, and Trading Activity," *Journal of Financial Economics*, 40: 105-134.
4. Crouch, R. L., 1970, "The Volume of Transactions and Price Changes on The New York Stock Exchange," *Financial Analyst Journal*, 26: 104-109.
5. Clark, P. K., 1973, "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica*, 41: 135-155.
6. Copeland, T. E., 1976, "A Model of Assets Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, 31: 1149-1168.
7. Dickey, D. and W. Fuller, 1981, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 55: 251-276.
8. Delong, J., A. Shleifer, L. Summers, and B. Waldmann, 1990, "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Speculation," *Econometrica*, 45: 379-395.
9. Ding, D.K. and Sie Ting Lau, 2001, "An analysis of transactions data for the stock exchange of Singapore: Patterns, absolute price change, trade size and number of transactions," *Journal of Business Finance & Accounting*; Oxford, 28(1-2): 151-174.
10. Epps, T. W., 1975, "Securities Price Changes and Transactions Volumes: Theory and Evidence," *American Economic Review*, 65: 586-597.
11. Gallant, A.R., P.E. Rossi, and G. Tauchen, 1992, "Stock Prices and Volume," *Review of Financial Studies*, 5(2): 199-242.
12. Granger, C. W., J. and O. Morgenstern, 1963, "Spectral analysis of New York Stock Market

- Prices,” *Kyklos*, 16: 1-27.
13. Godfrey, M. D., C. W. J. Granger, and O. Morgenstern, 1964, “The Random Walk Hypothesis of Stock Market Behavior,” *Kyklos*, 17: 1-30.
 14. Jain, P. C. and G. H. Joh, 1988, “The Dependence between Hourly Price and Trading Volume,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23: 269-284.
 15. Karpoff, J. M., 1986, “A Theory of Trading Volume,” *Journal of Finance*, 41: 1069-1087.
 16. Hiemstra, C. and J. D. Jones, 1994, “Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation,” *Journal of Finance*, 49: 1639-1664.
 17. Morse, D., 1980, “Asymmetrical Information in Securities Markets and Trading Volume,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 15: 1129-1148.
 18. Martikainen, T., V. Puttonen, M. Luoma, and T. Rothovius, 1994, “The Linear and Non-linear Dependence of Stock Returns and Trading Volume in the Finnish Stock Market,” *Applied Financial Economics*, 4: 159-169.
 19. Naidu, Prabhakar S., 1996, *Modern Spectrum Analysis of Time Series*. Indian Institute of Science: CRC Press.
 20. Wood, R. A., T. H. McInsh, and J. K. Ord, 1985, “An Investigation of Transactions Data for NYSE stocks,” *Journal of Finance*, 40: 723-739.
 21. Phillips, P.C.B. and P. Perron, 1988, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75: 335-346.
 22. Said, S. and D. Dickey, 1984, “Testing for Unit Root in Autoregressive – Moving Average Models of Unknown Order,” *Biometrika*, 71: 599-607.
 23. Schwarz, G., 1978, “Estimating the Dimension of a Model,” *The Annual of Statistical*, 6: 461-464.
 24. Schwert, G. W., 1989, “Tests for Unit Roots: Amonte Carlo Investigation,” *Journal of Business and Economics Statistics*, 7: 147-159.
 25. Smirlock, M. and L. Starks, 1988, “An Empirical Analysis of the Stock Price Volume Relationship,” *Journal of Banking and Finance*, 12: 31-41.
 26. Ying, C. C., 1966, “Stock Prices and Volumes of Sales,” *Econometrica*, 34: 676-685.

Relationship between Trading Volume, Trading Value and the Stock Index in Taiwan — An Application of Spectrum Analysis

Ying-Sing Liu* and Chia-Pin Chen**

Abstract

Keywords: price-volume relations, spectrum analysis, market efficiency, cross-spectrum analysis

This study investigates the interrelations between trading value, trading volume and stock index in Taiwan stock market. We employ spectrum analysis to examine if there exist cycling, leading or lagging price-volume relations. The major results indicate that there is no cycling relation for the stock index. However, the trading value and trading volume are found to be highly correlated with and lead the stock index. These results support the conventional stock price-volume relation, which general says that volume is a leading indicator of the price.

* Lecturer, Jen-Teh Junior College of Medicine, Nursing and Management.

** Professor, Department of Business Administration, National Chung-Hsing University.