資訊意涵與股票報酬之關連性研究 -以台股上市塑膠業為例

陳天志[1]*、蔡孟易[2]

[1]南亞技術學院　財務金融系副教授

[2]元智大學　管理研究所博士財金組候選人

摘　要

本文旨在觀察單一產業內投資人的行為，而塑膠類在台灣的傳統產業上最具代表性，因此，本文擬探討台灣上市塑膠類股票異常報酬與資訊不對稱是否存在相互影響關係。此外，本研究以市場模型 (market model)估計超額報酬，並加入 GARCH 控制異質變異，同時以相對買賣價差衡量資訊不對稱，且採用向量自我迴歸模型，再加入衝擊反應分析與變異數分解分析來解釋變數相互影響的程度。本研究選取台灣上市全部 21 家塑膠類，期間為 2005 年 1 月 1 日到 2009 年 12 月 31 日止之日資料。實證結果顯示，台灣上市塑膠類股票異常報酬與資訊不對稱確實存在顯著相關，然而此一關係只有單向，且變數受到自身的影響程度大於其他變數。

關鍵字：市場模型、異常報酬 、資訊不對稱、相對買賣差價

*[1]E-mail:juloru@nanya.edu.tw　034361070＃5515
[2]E-mail: S959419@mail.yzu.edu.tw　0921792267

THE CORRELATION BETWEEN INFORMATION CONTENT AND STOCK RETURN－EVIDENCE FROM PLASTIC INDUSTRY IN TAIWAN

Tien-Chih Chen [1]*、MENG-YI TSAI[2]

[1] Finance Department Associate Professor (Nanya Institute Technology)

[2] Ph.D. Candidate in Management(Yuan Ze University)

Abstract

This article aims to observe within a single industry investor behavioral, while plastic class in the traditional industries of Taiwan's most representative, Hence this text discussed the relevance of abnormal returns in the plastic stocks listed in Taiwan and information asymmetry. In addition, this study market model (market model) estimated excess return, and joined GARCH to control the heteroscedasticity, while the relative bid-ask spread to measure the information asymmetry, and the use of vector autoregression (VAR) model, and then joined the impulse response analysis and variance decomposition analysis to explain the degree of interaction between variables. This study selected all 21 Taiwan listed plastic, the period January 1, 2005 to December 31, 2009 only date information. The empirical results show that Taiwan's plastics market abnormal return and information asymmetry exists a significant correlation, but this relationship is only one way, and the variables are greater than the impact of their other variables.

Key words: market model, abnormal return, information asymmetry, relative bid-ask spread

*[1]E-mail:juloru@nanya.edu.tw 034361070＃5515

[2]E-mail: S959419@mail.yzu.edu.tw 0921792267

壹、緒論

在資本市場裡，投資人最關心能不能賺取超額報酬。投資人為了獲取此一異常報酬，將會過濾那些股票能額外帶來報酬，其中最普遍使用過濾的判斷方法，即以該股票過去的績效表現，如對每股盈餘 (EPS) 每年都在成長的公司，投資人給予較高評價，並預期帶來正的異常報酬。此外，投資人也會根據有關公司其他所有資訊來判斷是否值得投資，例如，當公司對市場釋放發放股利、增加資本投資、盈餘超出預估、開發出新技術新產品、獨占特有專利等利多的消息，均會吸引投資購買該公司股票。然而當有部份投資人未獲知該資訊時，即產生所謂資訊不對稱 (information asymmetry) 的現象。

當公司在資本市場上反應有正的異常報酬時，代表公司營運績效佳。好的營運績效可能來自於增加資本投資、盈餘超出預估、開發出新技術新產品、獨占特有專利等消息，故報酬與資訊對稱與否存在密不可分之關係。根據 Fama(1965) 提出效率市場假說 (efficient market hypothesis)指出，在效率市場裡，當出現能夠影響股票價格的新訊息時，市場上的買賣行為將會使的股票價格迅速調整，立即產生新的均衡價格，此時投資人無法賺取超額報酬。然而，效率市場假說是在理想狀態下成立，但在股票市場中經常不存在。

本文旨在觀察單一產業內投資人的行為，而塑膠類在台灣的傳統產業上最具代表性，因此，本文擬探討台灣上市塑膠類股票異常報酬與資訊不對稱是否存在相互影響關係。此外，本研究以市場模型 (market model)估計超額報酬，並加入 GARCH 控制異質變異，同時以相對買賣價差衡量資訊不對稱，且採用向量自我迴歸模型，再加入衝擊反應分析與變異數分解分析來解釋變數相互影響的程度。本研究選取台灣上市全部 21 家塑膠類，期間為 2005 年 1 月 1 日到 2009 年 12 月 31 日止之日資料。實證結果顯示，台灣上市塑膠類股票異常報酬與資訊不對稱確實存在顯著相關，然而此一關係只有單向，且變數受到自身的影響程度大於其他變數。

貳、文獻探討

一、資訊不對稱

由於資訊不對稱無法在現實生活中直接被觀察到。文獻上，Mahipala、Chan and FAff(2009)和 Chae(2005)雖都曾提出以公司規模和分析師人數作為資訊不稱的替代變數。然而， Baker and Jeffrey(2002)和 Frank and Goyal(2003)均主張，以市

價與帳面價值比表示公司真實價值被高低估的情況，更能精確衡量到資訊不對稱的程度。再者，Clarke and Shastri(2001) 將過去常用來當作資訊不對稱的各種代理變數，再加入上以市場微結構方式所建立代理變數相互比較，實證結果發現，以市場微結構方式表現最好，故本文乃採用微結構方法衡量資訊不對稱程度。

在市場微結構的文獻中，Demsetz(1968) 首先觀察影響交易行為中影響到交易價格形成的買賣差價，即為 Demsetz 所提及的交易成本。對於市場上買賣價差形成的原因，認為乃因市場上供需在時間和數量上不容易達到一致，此時市場上需要能夠提供即時服務的角色，故出現造市者 (Market maker)可利用買賣之間做差別定價，以賺取差價利益。Walter(1971)另主張市場上存在知情交易者和不知情交易者，造市者為了彌補面對知情交易者會有的交易損失，而去設定對自己有利的買賣價差，由此給予差價新的風貌。Copeland andGalai(1983)延伸 Walter(1971)的觀點，明確指出市場都會因為存在知情與不知情的資訊不對稱，導致逆選擇而引起買賣價差。Glosten and Milgrom(1985)進一步研究指明，交易本身會有傳遞和解釋資訊的作用，故每一次交易結束後，證券商將根據資訊變化去進行買賣價差的調整。

由於早期市場為報價單市場，而造市者擔當買賣雙方仲介的角色，並設定買價與賣價。但後來電腦科技進步，轉變成市場以委託單驅動的交易方式。雖然委託單驅動市場沒有造市者存在，然而投資人將因本身對資訊的握有程度而產生買賣單時，會有不同的價格，買賣價差依然存在 (Cohen, Maier, Schwartz and Whitcomb, 1981)。Glosten (1994) 實證結果顯示，委託單驅動市場資訊不對稱程度與買賣價差呈正相關。

根據上述文獻可知，不論過去以報價單或現在委託單所驅動的市場均存在買賣價差，且價格形成因素中，均包含買賣雙方對公司資產所擁有不同資訊而產生差異的買賣策略，此不同策略反映在市場上即為買賣價差。當資訊不對稱程度越大，買賣價差程度也會隨之擴大。故本文擬以買賣價差當做資訊不對稱的代理變數。在買賣價差的估算方面，本研究另使用 Handa, Schwartz and Tiwari(2003)設定的相對買賣價差模型加以估計，此乃買方與賣方可隨時角色互換，此模型能準確掌握由於擁有資訊而產生買賣地位互換的情形。

二、異常報酬

異常報酬經常使用於事件研究法 (event study)。由於事件研究主要是觀察到

某一事件是否會引起股票的異常報酬，亦即當某一資訊或事件發生時，是否會改變股價的變異性，其最簡單的衡量方式為實際報酬減去估計所得的預期報酬。不過事件研究經過廣泛應用，在文獻在上大致可以分為四大類(Henderson,1990)：

1. 市場效率性研究 (market efficiency studies)：這類研究主要是評估股票市場是否為快速反應某項新資訊。
2. 資訊內涵之研究 (information content studies)：重點在探討股價對某一個訊息揭露的反應。
3. 解釋異常報酬研究：主要是在探討何種因素會影響到異常報酬的產生。
4. 方法論的改進：依照過去的研究方法，提出學者所認為的缺點，並據此發展出新的方法。

本文根據 Henderson 的觀察分類可得知，異常報酬係衡量一個訊息對股價的衝擊的影響。本研究擬採用事件研究法，以異常報酬作為公司訊息的代理變數。

在預期報酬的估計方面，文獻上被廣泛使用市場模型(Market Model)。市場模型採用個別股票報酬與市場報酬建立的迴歸模型，並以最小平方法(Ordinary Least Square，OLS)估計其參數，其中誤差項即為異常報酬，並假設平均數為零，變異數為一個固定值，也就是白噪音(white noise)。此模型最早出現在 Sharpe(1964)與 Linter(1965)，在除去系統風險因素後，用來估計每一個別公司的正常報酬。

迴歸模型使用最小平方法估計時，會以變異數齊一性 (variance homogeneity)為假設前提。但 Engle(1982)提出如果變異數有異質性 (variance heteroskedasticity)，如此估計出來的迴歸係數便不具有效性。所以為了解決變異數異質性的問題，Engle 提出自我相關條件異質變異數模型 (autoregressive conditional heteroskedasticity model，簡稱 ARCH)。而後 Bollerslve(1986) 擴展 ARCH 模型，發展出一般自我相關條件異質變異數模型 (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model，簡稱 GARCH)。因此，本文擬採用 GARCH 模型來解決異常報酬呈現異質變異的情況。

參、研究方法

一、資訊不對稱之估計

本文使用 Honda, Schwartz and Tiwari (1998) 所建立的相對買賣差價模型 (relative bid-ask spread model) 當作資訊不對稱的代理變數。由於投資者對公司資

產價值評估不一樣，而影響到投資人下單的策略，而下單的策略會反映市場的買賣價差上，投資人的資訊差異越大時，將會擴大買價與賣價的差距。其估計模型如下：

$$asy = \frac{100(\text{賣價} - \text{買價})}{(\text{賣價} + \text{買價})/2} \tag{3.0}$$

其中，asy 為資訊不對稱。

二、異質變異下之異常報酬估計

在計算異常報酬前必須先估計預期報酬，本文採用市場模型 (Market Model) 來估計，其建立模型為 (3.0)式。但在建立迴歸模型時，必須假設變異數具齊一性 (variance homogeneity) ，若變異數有異質性產生，則所估計迴歸係數將不具有效性，進而影響統計推論。因此，針對此一問題，Engle(1982) 提出自我相關條件異質變異數模型 (autoregressive conditional heteroskedasticity model，簡稱 ARCH)。而後 Bollerslve(1986) 擴展 ARCH 模型，發展出一般自我相關條件異質變異數模型 (generalized autoregressive conditional heteroskedasticity model，簡稱 GARCH)，其模型如下：

$$R_t = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_t \tag{3.1}$$

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t} \qquad v_t \sim N(0,1) \tag{3.2}$$

$$h_t = d_0 + d_1 \varepsilon_{t-1}^2 + d_2 h_{t-1} \tag{3.3}$$

其中，(3.1)式為市場模型，(3.2)式為條件變異數方程式，(3.3)式為條件變異數方程式。

根據 GARCH 模型可得到估計值 $\hat{\alpha}_i$ 與 $\hat{\beta}_i$ ，用以計算異常報酬率，其計算方式如下：

$$AR_i = R_i - E(\hat{R}_i) = \varepsilon_t \tag{3.4}$$

其中，AR_i 為異常報酬率，R_i 為市場上實際報酬率，$E(\hat{R}_i)$ 為預期報酬率。

由於很多時間數列資料均出現變異數不齊一的現象，故必須要了解模型是否具有異質變異情況。文獻上，Engle(1982) 採用 LM 檢定異質變異的情形，其檢定步驟為：

1. 估計適當變異方程式：$\varepsilon_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \varepsilon_{t-p}^2$ ，p 為落後期數。
2. 建立虛無假設變異齊一，$H_o : \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_p = 0$ 。
3. 計算 LM 統計量 F 值。

4. 設定顯著水準以決定臨界值。
5. 比較統計量與臨界值，用以判斷拒絕或無法拒絕虛無假設。

三、定態非定態

傳統的迴歸分析大多以最小平方法 (OLS) 來估計迴歸係數，但資料必須限定為定態情況。若時間數列資料屬於非定態，卻使用 OLS 估計，則會產生如 Granger and Newbold (1974) 所提出假性迴歸 (spurious regression) 的問題。因此，在進行實證分析前，必須檢定資料的型態是否屬於定態或非定態。

文獻上，可以單根檢定來驗證資料是否為定態。根據 Said and Dickey (1984) 所提出的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定法，其假設檢定與估計方程式為：

$$\Delta Y_t = \psi + \zeta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \eta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad , \quad \varepsilon_t \sim N(0,\sigma^2) \qquad (3.5)$$

其中，Y_t 為任意時間序列變數在 t 期的變動，m 為落後期數，ψ 與 ζ 分別為截距項與估計係數。虛無假設與對立假設分別為：$H_o:\zeta \geq 0$，$H_a:\zeta < 0$。若拒絕虛無假設H_o，則表示 Y_t 為非定態的時間數列；反之，若無法拒絕虛無假設，則表示變數為定態。此外，在落後期數方面，另使用 Akaike's information criterion （簡稱 AIC）檢定，其統計量如下：

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$$

其中，$\hat{\sigma}^2$ 為 (3.5) 式中 σ^2 的最大概似函數，T 為樣本數，k 為估計的參數總數。只要 AIC 最小即為最佳的落後期數。

四、多變量自我迴歸模型 (vector autoregression，VAR)

由於本文旨在探討資訊不對稱與異常報酬間的關係，其中資訊不對稱將影響投資人的行為，進而改變股價的表現。但股價績效的差異，也會影響到異常報酬。因此，兩變數可能都是內生變數，而為了解決如此錯綜複雜的關係，文獻上以向量自我迴歸模型 (vector autoregression，簡稱 VAR)來探討變數間相互影響關係，其模型建立如下：

$$AR_t = \nu_0 + \nu_1 AR_{t-1} + \nu_2 AR_{t-2} + \cdots + \nu_{p-1} AR_{t-p+1} + \nu_p AR_{t-p} + \varepsilon_{ARt} \qquad (3.6)$$

$$asy_t = o_0 + o_1 asy_{t-1} + o_2 asy_{t-2} + \cdots + o_{p-1} asy_{t-p+1} + o_p asy_{t-p} + \varepsilon_{asyt} \qquad (3.7)$$

其中，(3.6)式與(3.7)式分別為 AR_t 與 asy_t 的自我迴歸模型， ν_i $(i = 0,1,2,\cdots,p)$

與 o_i $(i=0,1,2,\cdots,p)$ 分別為 AR_t 與 asy_t 落後項之係數，ε_{ARt} 與 ε_{asyt} 為誤差項，p 為落後期數。根據 (3.6)式與(3.7)式構造出(3.8)式之 VAR 模型為：

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \cdots + A_{p-1} X_{t-p+1} + A_p X_{t-p} + e_t \tag{3.8}$$

其中，$X_t = \begin{bmatrix} AR_t \\ asy_t \end{bmatrix}$，$A_i = \begin{bmatrix} v_i \\ o_i \end{bmatrix}$，$(i=0,1,2,\cdots,p-1,p)$，$e_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{ARt} \\ \varepsilon_{asyt} \end{bmatrix}$。

五、衝擊反應與變異數分解

當建立向量自我迴歸模型來驗證變數間的關係時，必須要考慮當變數加入後對整個模型的影響，同時這個影響在模型上顯示為誤差項對變數所產的衝擊。而衝擊反應函數 (impulse response function) 建立方式為將 (3.8) 式轉換為 MA(∞) 的 (3.9 式)：

$$X_t = \mu + e_t + \delta_1 e_{t-1} + \delta_2 e_{t-2} + \cdots + \delta_{p-1} e_{t-p+1} + \delta_p e_{t-p} + \cdots\cdots \tag{3.9}$$

將 (3.9) 式化簡為：

$$X_t = \mu + e_t + \sum_{i=1}^{\infty} \delta_i e_{t-i} \tag{3.10}$$

其中，i 為落後期數，$\delta_i = \begin{bmatrix} \dfrac{\partial AR_t}{\partial \varepsilon_{ARt-i}} & \dfrac{\partial AR_t}{\partial \varepsilon_{asyt-i}} \\ \dfrac{\partial asy_t}{\partial \varepsilon_{ARt-i}} & \dfrac{\partial asy_t}{\partial \varepsilon_{asyt-i}} \end{bmatrix}$ 即為衝擊反應方程式。

向量自我迴歸模型除了衝擊反應以外，另外還有變異數分解方式來分析變數間的互動關係。更明確的說，變數之變異程度的多少是來自於其他變數之變異程度之貢獻，其建立方式如下：

$$X_{t+n} - E(X_{t+n}) = e_t + A_1 e_{t-1} + A_1^2 e_{t-2} + \cdots + A_1^n e_{t-n} \tag{3.11}$$

其中，(3.11)式為(3.8)式向前推導 n 期後的誤差函數。將(3.11)式取變異數後，形成如下函數：

$$\Omega = \mathrm{var}(e_t)(1 + A_1^2 + A_1^4 + \cdots + A_1^{2n}) \text{，} \Omega = \begin{bmatrix} \sigma^2_{ARt+n} \\ \sigma^2_{asyt+n} \end{bmatrix} \tag{3.12}$$

其中，$\Omega = \mathrm{var}\left[X_{t+n} - E(X_{t+n})\right]$，$\sigma^2_{AR}$ 為異常報酬自我迴歸模型之變異數，σ^2_{asy} 為資訊不對稱自我迴歸模型之變異數。若以異常報酬來看，便可以將誤差之變異數的組成表示如下：

$$\frac{Z_1\sigma_{AR}^2}{\sigma_{ARt+n}^2}+\frac{Z_2\sigma_{asy}^2}{\sigma_{ARt+n}^2}=100\%$$

其中，Z_1 與 Z_2 為 (3.12) 式等號右邊化簡後所得之係數。另外，資訊不對稱也是以相同方式呈現。

肆、實證結果

本文旨在探討單一產業內投資人的行為，其中塑膠類在台灣的傳統產業上最具代表性，因此，本文取自台灣經濟新報資料庫(TEJ)中台灣上市塑膠類股票，總計 21 家，研究期間為 2005 年 1 月 1 日到 2009 年 12 月 31 日止的日資料。在市場報酬率方面，採用台灣加權股價指數並計算其報酬率。

一、異質性檢定與單根檢定

本文依市場模型建立待估計的預期報酬模型，並依循 Engle(1982) 之作法，使用 LM 檢定異質變異。而後再以 GARCH 模型估計異常報酬。其估計結果如下：

根據表 1 的估計結果得知，所有公司異質性檢定均為顯著，亦即全部拒絕變異數齊一的虛無假設，依此使用 GARCH 模型來估計異常報酬。此外，變數異常報酬與資訊不對稱也全通過單根檢定，換言之，變數異常報酬與資訊不對稱均為定態的時間數列。

二、向量自我迴歸模

從上述所建立的向量自我迴歸模型進行估計，並解釋變數間的相互影響關係。不過本文乃以塑膠業探討公司資訊與股價的關係，而非各股之行為，因此，資料為全部公司資料加總後取平均而成新的變數。

表 2 估計結果顯示：以異常報酬為應變數部份，受到常數項、自身前一期與資訊不對稱前一期的影響，影響程度分別為 0.1971、1.0199 與-0.0147；以資訊不對稱為應變數部份，僅受到自身前第一期與第三期的影響，影響程度分別為 0.1577 與 0.1264，其中異常報酬完全不會影響資訊不對稱。

表 1 異質性 AR 單根與 asy 單根檢定結果

公司名稱	異質性檢定	AR 單根檢定	asy 單根檢定
台塑	51.36(0.00)	-4.03(0.00)	-27.23(0.00)
南亞	22.09(0.00)	-8.29(0.00)	-4.77(0.00)
台聚	8.37(0.00)	-3.54(0.03)	-25.87(0.00)
華夏	9.43(0.00)	-2.92(0.04)	-26.65(0.00)
三芳	20.94(0.00)	-4.70(0.00)	-7.10(0.00)
亞聚	23.27(0.00)	-4.54(0.00)	-12.96(0.00)
台達	7.27(0.00)	-5.17(0.00)	-5.30(0.00)
台苯	9.52(0.00)	-5.94(0.00)	-27.36(0.00)
國喬	23.93(0.00)	-5.50(0.00)	-27.28(0.00)
聯成	4.23(0.04)	-7.62(0.00)	-27.51(0.00)
中石	6.00(0.01)	-11.49(0.00)	-14.01(0.00)
達欣	99.92 (0.00)	-3.62(0.03)	-7.53(0.00)
上曜	56.63(0.00)	-8.37(0.00)	-19.97(0.00)
東陽	13.69(0.00)	-12.99(0.00)	-14.21(0.00)
大洋	54.87(0.00)	-6.56(0.00)	-9.48(0.00)
永裕	312.94(0.00)	-4.96(0.00)	-8.08(0.00)
地球	388.28(0.00)	-5.35(0.00)	-6.28(0.00)
恆大	44.83(0.00)	-4.22(0.00)	-6.33(0.00)
台化	15.88(0.00)	-8.99(0.00)	-5.20(0.00)
亞化	13.59(0.00)	-9.57(0.00)	-26.99(0.00)
炎洲	17.06(0.00)	-4.78(0.00)	-9.13(0.00)

說明：全部落後期數的選擇均使用 AIC 判斷，(•)為 P 值。

（一）衝擊反應分析

從圖 1 顯示，其中(a)顯示了異常報酬對自己本身的衝擊為前兩期影響最大，而後慢慢的收斂；(b)表示資訊不對稱對異常報酬的衝擊負向影響，也是前兩期的影響最大，而後慢慢的收斂；(c)為異常報酬受到資訊不對稱的衝擊影不大，幾乎是零；(d)指資訊不對稱受到自身的衝擊影響部分，以前一期的效果最大，將期數擴展到第六期以後就幾乎不會影響。

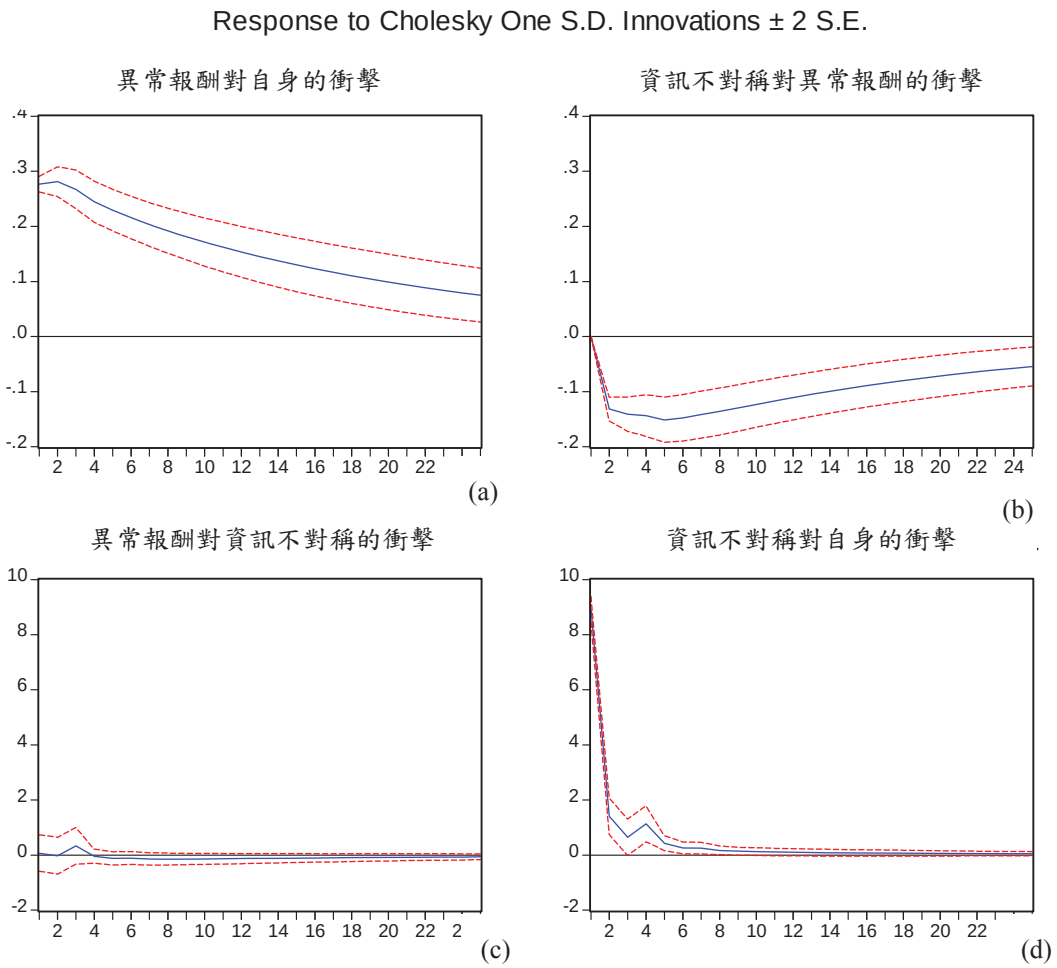
表2 向量自我迴歸模型估計結果

變數	異常報酬	資訊不對稱
常數	0.1971 [4.8534]*	-0.2358[-0.1799]
異常報酬(-1)	1.0199 [27.5617]*	-0.1359[-0.1139]
異常報酬(-2)	-0.0738[-1.3983]	1.3557[0.7962]
異常報酬(-3)	-0.0006[-0.17]	-1.6204[-1.3866]
資訊不對稱(-1)	-0.0147[-12.9460]*	0.1577 [4.2933]*
資訊不對稱(-2)	0.0015[1.224]	0.0455[1.1056]
資訊不對稱(-3)	-0.0002[-0.1867]	0.1264 [3.0992]*

說明：有*表示達0.05顯著水準，[•]為t值。

（二）變異數分解分析

由表 3 得知，將異常報酬的變異數分解後，大部分的異常報酬的變異程度大部分來自於自身的變異，而資訊不對稱部分解釋異常報酬變異平均大約 26%左右。資訊不對稱變異數分解部份，異常報酬對資訊不對稱幾乎沒有解釋能力，大部分的變異情形都來自於自身的變異。



說明：其中 abnormal 為異常報酬，asymmetric 為資訊不對稱，虛線為正負 2 個標準差。

圖 1 衝擊反應關係圖

表 3 變異數分解估計結果

	異常報酬分解		資訊不對稱分解	
期數	異常報酬	資訊不對稱	異常報酬	資訊不對稱
1	100	0	0.006522	99.99348
2	89.98752	10.01248	0.007207	99.99279
3	85.91006	14.08994	0.1445	99.8555
4	83.22025	16.77975	0.144429	99.85557
5	80.78825	19.21175	0.161788	99.83821
6	79.02217	20.97783	0.176189	99.82381
7	77.7089	22.2911	0.200472	99.79953
8	76.68374	23.31626	0.226991	99.77301
9	75.88556	24.11444	0.251719	99.74828
10	75.25438	24.74562	0.275419	99.72458
11	74.74602	25.25398	0.297343	99.70266
12	74.33186	25.66814	0.31721	99.68279
13	73.99049	26.00951	0.33519	99.66481
14	73.70606	26.29394	0.351386	99.64861
15	73.46697	26.53303	0.365928	99.63407
16	73.2644	26.7356	0.378976	99.62102
17	73.09159	26.90841	0.390674	99.60933
18	72.94328	27.05672	0.401156	99.59884
19	72.81535	27.18465	0.410549	99.58945
20	72.7045	27.2955	0.418963	99.58104
21	72.60807	27.39193	0.4265	99.5735
22	72.5239	27.4761	0.433252	99.56675
23	72.45022	27.54978	0.4393	99.5607
24	72.38554	27.61446	0.444718	99.55528
25	72.32863	27.67137	0.449572	99.55043

伍、結論

本文探討異常報酬與資訊不對稱之關連性。其中異常報酬部分使用市場模型，囿於 Engle(1982) 提出異質變異之說，因此本文不以傳統迴歸估計，而是透過 Bollerslve(1986) 提出的 GARCH 模型估計。在資訊不對稱方面，依 Handa, Schwartz and Tiwari(2003) 設定的相對買賣價差模型估計，並以買賣價差作為資訊不對稱的代理變數。樣本資料為台灣塑膠業股票上市公司，共計 21 家，資料期間涵蓋 2005 年到 2009 年。

實證結果顯示，透過 Engle 的 LM 檢定確定異常報酬符合一開始本文認為的變異數不齊一的性質，所以可以使用 GARCH 模型捕捉異常報酬。此外，異常報酬與資訊不對稱的時間序列資料均通過單根檢定，故認定為定態的時間序列。根據我們觀察到變數相互影響的的因果關係，判斷可能同時為內生變數，因此本文採用向量自我迴歸模型來探討之間的關係。其中，以異常報酬為應變數部份，受到常數項、自身前一期與資訊不對稱前一期的影響；以資訊不對稱為應變數部份，僅受到自身前第一期與第三期的影響，其中異常報酬完全不會影響資訊不對稱。最後，為了瞭解到變數受到變異影響的程度，我們加入的衝擊反應分析與變異數分解分析。衝擊反應分析結果為，異常報酬對自己本身的衝擊為前兩期影響最大；異常報酬對資訊不對稱的衝擊負向影響，也是前兩期的影響最大。資訊不對稱受到異常報酬的衝擊影不大，幾乎是零；資訊不對稱受到自身的衝擊影響部分，前一期的效果最大，將期數擴展以後影響程度就會變小。變異數分解分析的結果顯示，將異常報酬的變異數分解後，大部分的異常報酬的變異程度占自身變異為 74%，而資訊不對稱部分解釋異常報酬變異平均大約 26%左右，其中第一期僅受自己本身影響。資訊不對稱變異數分解部份，異常報酬對資訊不對稱幾乎沒有解釋能力，大部分的變異情形均來自於自身的變異。

依照上述實證結果，本研究發現，股票報酬與資訊意涵均會受到自身的影響，其中資訊意涵與股票報酬為單向關係，換言之，投資人購買股票的行為大約 75%會考慮到公司股票之前的績效表現， 25%會參考外來接收到的資訊。股票的績效表現，會受到前一期績效與資訊的影響，然而，資訊的來源不會受到股票的報酬而有所改變，反倒是會受到過去以前資訊的影響。

參考文獻

1. Baker, M. and Jeffrey, W., 2002, “Market Timing and Capital Structure”, Journal of Finance 57:1–32.
2. Bollerslev, T. 1986, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, Journal of Econometrics, 31:307-27.
3. Chae, J. 2005, Trading volume, information asymmetry, and timing information, Journal of Finance, 60:413-42.
4. Clarke, J., and Shastri, K., 2001, “On Information Asymmetry Metrics,” Working Paper, University of Pittsburgh.
5. Cohen, K.J., Maier, S.F., Schwartz, R.A., and Whitcomb, D.K., 1981, “Transaction Costs, Order Placement Strategy, and Existence of the Bid-Ask Spread”, Journal of Political Economy, 89:287-305.
6. Copeland, T.E., and Galai, D., 1983, “Information Effects on the Bid-Ask Spread”, Journal of Finance, 38:1457-69.
7. Demsetz, H., 1968, “The Cost of Transacting”, Quarterly Journal of Economics, 82:33-53.
8. Engle, R. F. 1982, “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of The Variance of UK Inflation”, Econometrica, 50:987-1008.
9. Fama, E. F. 1965, “The Behavior of stock market prices”, Journal of Business, 33:34-105.
10. Frank, M.Z., and Goyal, V.K., 2003, “Testing the Pecking Order Theory of Capital Structure”, Journal of Financial Economics, 67: 217-48.
11. Glosten, L., Milgrom, P., 1985, “Bid, Ask, and the Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders”, Journal of Financial Economics,14: 71-100.
12. Golsten, L.R., 1994, “Is the Electronic Open Limit Order Book Inevitable?”, Journal of Finance, 49:1127-61.
13. Granger, C. W. J., & Newbold, P. 1974, “Spurious regressions in econometrics”, Journal of Econometrics, 2:111-20.
14. Handa, P., Schwartz, R., and Tiwari, A., 2003, “Quote Setting and Price Formation in an Order Driven Market,” Journal of Financial Market, 6: 461-89.

15. Henderson, G. V. Jr., 1990, “Problem and Solution in Conducting event studies”, Journal of Risk & Insurance, 57:282-306.
16. Linter, J., 1965, “Security Price, Risk and Maximal Gain from Diversification ”, Journal of Risk & Insurance, 587-616
17. Mahipala, T., Chan, H. and FAff, R. 2009, “Trading volume and information asymmetry: routine versus nonroutine earnings announcements in Australia”, Apply Financial Economics, 2009, 19:1737-52.
18. Said, S. E. & Dickey, D. A. 1984, “Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order”, Biometrika, 71: 599-608.
19. Sharpe, W., 1964, “Capital Asset Price: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk”, Journal of Risk & Insurance, 14：121-43
20. Walter B., 1971, “The Only Game in Town”, Financial Analysts Journal, March-April.