

目 錄

第一章 緒論	1
第一節 研究動機與目的	1
第二章 文獻回顧	3
第一節 台灣集中交易市場的結構	3
第二節 股價報酬的調整行為以及波動	4
第三章 實證模型	12
第一節 模型的設立	12
第四章 實證研究	16
第一節 實證資料	17
第二節 實證分析	17
第五章 結論與建議	30
第一節 結論	33
第二節 未來研究方向與建議	35
參考文獻	37
中文部分	37
英文部分	38

表一	金融類股不對稱調整行為之實證結果	24
表二	電子類股不對稱調整行為之實證結果	25
表三	營造建材類股不對稱調整行為之實證結果	26
表四	百貨貿易類股不對稱調整行為之實證結果	27
表五	以金融類股為基準 - 比較之模型	28
表六	各類股報酬之比較	29
表七	各類股正向摩擦係數之比較	30
表八	各類股負向摩擦係數之比較	31
表九	各類股報酬波動之比較	32
表十	調整不對稱性.....	36
表十一	各類股比較.....	36

第一章 緒論

第一節 研究動機與目的：

在金融市場上，價格的調整以及波動一直是一個重要的研究課題。因為在投資者的投資決策中，如能確實的掌握金融市場的效率和波動情形，將有助於做出正確的投資決策，再一個理想的金融市場體制下，資訊發生時，投資者可以立即的獲得訊息，並且進行決策，而將訊息的結果完全反映在金融資產的價格上，但是在實際的情況下並非如此，投資者在決策的過程中，將會面對許多的成本，市場上存在著資訊收集成本、決策成本、以及交易成本等因素，這些成本使得投資者無法立即的接收正確的資訊，並且做出決策，因此當資訊發生時，金融市場的價格無法對此資訊衝擊做出立即且有效的反映，欲衡量金融市場的效率可透過資訊衝擊對金融市場的價格反映之速度來衡量。

在早期學者 Dann 與 Rabb(1977)、Kraus 與 Stoll(1972)的研究中，認為股票價格對市場資訊的衝擊，不是在極短的時間反映就是同步反映完畢，但在現在科技日益進步下，取的金融市場的時間序列資料已經更加容易，甚至可以取的每日、每小時、每分鐘、或是逐筆的交易資料，於是一些學者運用這些資料，重新將金融市場價格對資訊衝擊的反應速度做研究，而得到了不同的結果，Patell 與 Wolfson(1984)、Woodruff 與 Senchack(1988)、Hasbrouck 與 Ho(1987)，這些學者利用日資料實證出股價對資訊的衝擊具有落後的現象。

在股票報酬波動的部分，過去的理论認為，股票的價格是隨機漫步型的(Random walk)，但在實際上，舉凡任何政治、社會、經濟、甚至是自然環境的改變等等，都會影響股價報酬波動的情形，其風險也跟著改變，因此股價報酬的變異數應該是隨著時間改變的而非固定不變的。

接著學者漸漸發現金融市場面對資訊的衝擊不但有價格反映落後的現象且還有向上波動及向下波動的不對稱情形，自從 Glosten, Jagannathan 與 Runkie(1989)發展出用來衡量股價波動不對稱性的 GJR 模型後，這類的議題及模型開始被廣泛的討論研究，在過去的研究文獻中大部份以大盤指數為研究對象，此篇文章欲從實證上來檢定近年來台灣股市在金融、百貨、營建以及電子類股這四種類股是否具有股價調整及股價報酬波動不對稱的情形，並且更進一步透過設置虛擬變數的方式，以檢定各類股的平均報酬、摩擦係數及股價報酬波動是否存在著差異性，在相互比較之後希望能夠找出報酬波動相對較大以及波動相對較小的類股以提供投資者往後在作投資決策時的參考。

第二章 文獻回顧

在闡述有關股價調整行為的文獻之前，必須先對台灣股市的交易制度有所認識，因為在不同的制度下，同樣的實證方法或許會導致不同的結果，故先就台灣證券交易所制度做一簡介及介紹。

第一節 台灣集中交易市場的結構：

台灣股票市場區分為集中交易市場與店頭市場，集中交易市場只有台灣證券交易所一處，所有買賣委託單均必須透過證券交易所成交，而股票交易的價格是由電腦根據買賣雙方委託價格與數量來決定成交價格以及數量，交易所本身並不決定價格。另外根據證券交易法第 151 條的規定：「於有價證券集中交易市場為買賣者，在會員制的證券交易所限於會員，在公司制證券交易所，限於訂有使用有價證券集中交易市場契約之證券自營商或證券經紀商。」，故在台灣證券交易所公司制組織之下，市場參予者限於證券經紀商與自營商。

集中市場之撮合原則，依證券交易法第 582 條撮合，依價格優先及時間優先原則成交，買賣申報之優先順序依左列原則決定：

- a. 價格優先原則：較高買進申報優先於較低買進申報，較低賣出申報優先於較高賣出申報，同價位之申報依時間優先原則決定優先的順序。

- b. 時間優先原則：開市前輸入之申報，依電腦隨機排列方式決定優先順序，開市後輸入之申報，依輸入時序決定優先順序。

在民國九十一年七月一日，台灣股市實施新的交易制度，新交易制度的內容包括：一、取消現行兩檔撮合限制，開盤後，由現行連續競價改為集合競價方式，以漲跌停範圍內可滿足最大成交量的價格，決定成交價。二、將採取瞬間價格穩定措施，當中，在盤中試算每盤撮合成交價格，波動逾最近一次成交價格的上、下三．五％時，暫緩該檔股票撮合二至三分鐘。但在收盤前十分鐘，交易處置股票，當日開盤競價基準低於一元的股票，將予以排除在外。三、收盤價改採五分鐘集合競價；收盤前五分鐘先接受買賣申報輸入後，在以集合競價方式收盤。四、揭露最佳一檔買賣價量，也就是揭示最高一檔買價以及未成交張數，與最低一檔賣價以及為成交張數。

台灣證券交易所的交易時間為：星期一至星期五的早上九點至下午一點三十分止。依證券交易法第 63 條有價證券每日市價升降幅度，除主管機關另有核定之外，股票以及受益憑證價格以漲至或跌至前一日收盤價格百分之七為限。

第二節 股價報酬的調整行為以及波動：

在財務計量的領域中，金融市場的效率問題一直是備受關助的議題，而市場效率的衡量通常是以當資訊發生時，反映在金融商品價格上的速度有多快，來做為衡量金融市場效率的研究，在「價格的變動是因為市場有資訊發生」這個假設下，若市場價格對資訊內容的反應速度快，也就是金融商品價格的調整速度越快，則代表這個市場是

較具有效率的市場，而股價資料容易取得且完整的特性也使得股市價格的調整及波動常常被拿來成為研究的對象。

在早期的文獻中 Niederhoffer 與 Osborne(1966)採用股市每筆的交易資料，檢定出股價前後期之間具有相依性，也就是當期的股價會受到前期股價的影響。而在股價對資訊的反應速度方面，Kraus 與 Stoll(1972)、Dann, Mayers 與 Rabb(1977)等學者對 NYSE 市場進行研究，發現股價對資訊的衝擊反映速度相當的快，甚至是同步的反映，股價在短時間內會很迅速的調整完畢，大眾亦無法由股價的落後行為中獲得套利的機會。

在最近的文獻中，許多學者發現有異於早期文獻的不同結果，Hasbrouck 與 Ho(1987)利用序列相關的方式，實證出股價的日內調整具有落後的現象。Woodruff 與 Senchack(1988)發現當公司釋出有盈餘的利多消息時，股價也會發生調整落後的情形。而學者 Jain(1990)也實證出當未預期的總體經濟消息發佈後，股價指數在一小時內會反映完該資訊所造成的影響。學者 Damodaran(1993)利用日報酬資料來研究不同規模公司的股票以及整體股價指數的價格調整行為，而發現資訊發生對股價的調整行為具有落後的關係，也就是資訊發生後，股價要在一至三天才能將資訊全部反映完畢，且小規模公司的股價較大規模公司的股價調整較慢但不顯著，另外整體股價的調整速度也較不同規模公司的調整速度要快。

以上文獻的研究是在假設市場上價格上漲與下跌的摩擦係數相同所做出的實證，但在實際上市場價格有可能面對上漲與下跌為不同的摩擦係數，因此應將資訊的種類加以劃分，以觀察在資訊發生時市

場價格在上漲及下跌的調整速度是否一致，Koutmoss(1998)就對澳洲、比利時、加拿大、法國、德國、義大利、日本、英國、及美國九個國家的股價指數進行實證研究，發現除了英國之外其他國家股價調整的不對稱性是存在的，亦及股價在上漲時的調整速度會較慢 而下跌時的調整速度則較快。

股票市場的波動性是指股票市場買賣雙方力量的消長反映在股票價格變動的現象，一般在文獻上衡量股票市場的波動性是用股票報酬率的標準差或變異數來衡量，Schwert(1990)指出股票報酬率的標準差是最常使用的波動性指標，其代表投資股票所可能面對的風險，亦及當標準差很大時所面對的獲利和虧損也就相對變大。

在早期的文獻中，有關於金融資產以及股票報酬波動等研究其對誤差項的假設都是同質的，並且在條件變異數都是固定的情況下來做分析，這種計量模型所得到的結果很難解釋現實的狀況。

Engle(1982)認為此種變異數固定的假設在現實情況中並不合理，並且提出時間序列資料之條件變異數受前期預測誤差項平方(非預期波動性)的影響，在隨機過程中允許條件變異數具有隨著時間改變而變動的特性，因此提出了自身回歸異質條件變異數(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,ARCH)模型，從此有關條件變異數隨時間變動而不同的相關議題開始被廣泛的討論研究。

Bollerslev(1986)修正了 ARCH 模型，使其更一般化，其設定使得條件變異數不只受前期預測誤差項平方的影響，也受到前期條件變異數的影響，這樣的設定使得模型更具有解釋能力，且遞延結構更具有

一般性。GARCH 模型將變數隨時間變動的條件二階動差納入模型中，成功的解決了「波動性聚集」的問題。此模型可以廣泛的應用在各種不同的領域當中，與傳統的模型相比更能符合實際資料的特性，並提昇估計結果的效率和水準。另外由於金融資產的報酬率普遍呈現超額峰度的特性，在理論上，GARCH 本身即是超額峰態的模型(其非條件性分佈的四階動差，即峰態係數大於 3)，所以 GARCH 模型應可以解決資料本身呈現厚尾分佈的特性。

然而在實際上負向未預期報酬發生後所引發的變動往往大於正向未預期變動後所引發的波動，Black(1976)稱這種現象為槓桿效果(Leverage Effect)，其解釋為因為股價大幅的跌落，若不配合舊有負債大幅跌落，則會增加負債對股東權益的比率，是故該公司的權益資本相對於債務資本的比值下降，使得財務槓桿的程度上升，因此會使持有股票的風險增加，導致未來股價波動的增加以及廠商風險的提高，未來的股價波動與目前股價報酬是呈現負項的關係。而傳統的 ARCH、GARCH 模型並不能捕捉股價調整即波動性的不對稱效果，因此許多學者開始發展不對稱 GARCH 模型來捕捉這些現象。

接下來將分別對 ARCH、GARCH 常見的不對稱性模型及相關的文獻結果分別做一介紹：

(1) ARCH 模型：

Engle(1982)所提出的 ARCH 模型如下：

$$r_t = X_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t, \quad r_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \mathbf{s}_t^2)$$

$$\mathbf{s}_t^2 = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \mathbf{e}_{t-1}^2 + \dots + \mathbf{a}_p \mathbf{e}_{t-p}^2$$

式中 $X_t \mathbf{b}$: 由遞延 (lagged) 的內生和外生變數線性組合而成

Ω_{t-1} : 在 t-1 期所有可利用之訊息所成的集合

r_t : 時間數列資料

\mathbf{s}_t^2 : 條件變異數

Engle & Mustafa (1992) 年以股價指數報酬率為例，實證出在資本市場 ARCH 效應是顯著的，資本市場存在著 ARCH 效應。

(2) GARCH 模型：

Bollerslev(1986)修正 ARCH 模型後所提出的 GARCH 模型如下：

$$r_t = X_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t, \quad r_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \mathbf{s}_t^2)$$

$$\mathbf{s}_t^2 = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^p \mathbf{a}_i \mathbf{e}_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \mathbf{b}_j \mathbf{s}_{t-j}^2$$

$$j=1, \dots, q \quad p \geq 0, q \geq 0, \mathbf{b}_j \geq 0$$

$$i=1, 2, \dots, p$$

式中 Ω_{t-1} : 在 t-1 期所有可利用之訊息所成的集合

r_t : 時間數列資料

\mathbf{s}_t^2 : 條件變異數

Bollerslev 認為此種 GARCH 模型落後階數少，結構簡單適用於多數經濟的時間序列資料，尤其在分析高頻率的股票報酬資料時有合

理的估計結果，之後的學者如：Akgiray(1989)、Baillie & DeGennaro(1990)、Schwert & Seguin(1990)、French、Stambaugh(1987)也驗證了只需要很少的參數 GARCH 模型就足以解釋長時期的變動，另外也從他們的研究中得之，ARCH 或 GARCH 模型比傳統 OLS 更能解釋金融資產超額峰度的型態。

(3) GJR-GARCH 模型：

GJR-GARCH 模型為 Glosten、Jagannathan、Runkle(1989、1993)

所提出，其模型如下：

$$r_t = X_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t, \quad r_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \mathbf{s}_t^2)$$

$$\mathbf{s}_t^2 = \mathbf{b}_0 + \sum \mathbf{a}_i \mathbf{e}_{t-i}^2 + \mathbf{g} S_{t-1}^- \mathbf{e}_{t-1}^2 + \mathbf{b}_1 \sum \mathbf{s}_{t-j}^2$$

$$S_{t-1}^- = 1 \quad \text{if } \mathbf{e}_{t-1} < 0$$

$$S_{t-1}^- = 0 \quad \text{otherwise}$$

$$i=1, 2, \dots, p \quad j=1, \dots, q$$

$\mathbf{b}_0, \mathbf{b}_1, \mathbf{a}_i, \mathbf{g}$ ：參數

當模型中的參數 $\mathbf{e}_{t-1} < 0$ 時，負向的未預期報酬對波動性的影響將會大於正的未預期報酬對於波動性的影響，在實證中，Engle & Ng(1993)利用日本的股票市場資料來比較包括 EGARCH 模型、AGARCH 模型、NGARCH 模型、VGARCH 模型與 GJR 模型等，在比較這些模型捕捉條件波動不對稱性的優劣時，指出 GJR 模型是最好的條件波動不對稱模型。另外 Fornari and Mele(1995)也利用波動轉換 GARCH 模型與 GJR 模型對英國、美國、香港、義大利、新加坡、日本與南非七國的股票市場進行實證研究，結果也發現 GJR

模型在波動行為的捕捉上有較好的效果。

(4)E-GARCH 模型：

E-GARCH 模型為 Nelson(1991)所提出，模型如下：

$$r_t = X_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t, \quad r_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \mathbf{s}_t^2)$$

$$\log(\mathbf{s}_t^2) = \mathbf{a}_0 + \sum \mathbf{a}_i g(\mathbf{h}_{t-i}) + \sum \mathbf{b}_i \log(\mathbf{s}_{t-i}^2)$$

$$g(\mathbf{h}_t) = \mathbf{q} \mathbf{h}_t + g[|\mathbf{h}_t| - E|\mathbf{h}_t|]$$

$\mathbf{a}_0, \mathbf{a}_i, \mathbf{b}_i, \mathbf{q}, \mathbf{g}$: 參數

E-GARCH 模型又稱為指數型 GARCH 模型(Exponential GARCH Model)，此模型特殊的地方是在於透過 $g(\cdot)$ 的設定，而產生不對稱性效果。Nelson(1991)利用 EGARCH 模型以美國股市為研究對象，發現美國股市的報酬波動具有不對稱的現象。

(5)T-GARCH 模型：

此模型為 Zakoian(1994)所提出，T-GARCH 模型運用虛擬變數的方法，將好消息及壞消息對報酬波動的影響加以區分，使得模型可以同時估計不同程度的好消息以及壞消息對報酬波動的影響效果與不對稱效果。其模型如下：

$$r_t = X_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t$$

$$\mathbf{s}_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^p (\mathbf{a}_i^+ \mathbf{e}_{t-i}^+ - \mathbf{a}_i^- \mathbf{e}_{t-i}^-) + \sum_{j=1}^q \mathbf{b}_j \mathbf{s}_{t-j}$$

$$\mathbf{e}_t^+ = \max\{\mathbf{e}_t, 0\} \quad \mathbf{e}_t^- = \min\{\mathbf{e}_t, 0\}$$

$$\mathbf{a}_0 > 0, \mathbf{a}_i^+ \geq 0, \mathbf{a}_i^- \leq 0, \mathbf{b}_j \geq 0 \quad \text{for all } j$$

Zakolin(1994)利用 T-GARCH 模型研究法國股票市場的報酬，發現法國的股票報酬具有不對稱性，而且指出不對稱性可能會因為衝擊程度的大小而反轉。Koutmos(1998)用 T-GARCH 模型將 9 個國家的股票市場拿來作實證研究，實證結果支持九個市場中除了英國及美國的股票市場外，其他市場的條件平均數以及條件變異數都有不對稱的情形。在以 T-GARCH 模型研究台灣股票市場報酬不對稱性方面，林楚雄、劉維琪、吳欽杉(1999)也以台灣市場的股價報酬資料進行實證研究，資料期間由民國 76 年 1 月 6 日至民國 86 年 12 月 31 日的日資料，他們以 T-GARCH 模型和一些不對稱性 GARCH 模型對台灣股票市場的報酬波動研究比較的結果，發現 T-GARCH 模型在解釋台灣股票市場波動的能力，比一般傳統的不對稱 GARCH 模型為佳。

第三章 實證模型

此模型欲探討金融、電子、營建、百貨貿易類股的股價指數及股價報酬波動的不對稱效果，以及透過設置虛擬變數的方式比較各類股之間報酬波動的關係，此模型的設定上採用 Damodaran(1993)所使用的部分調整模型，利用 AR(1)及 MA(1)的模型來捕捉各類股股票的報酬。另外在報酬波動的部分則採用 Zakoian(1994)所提出的 Asymmetric Autoregressive Threshold GARCH 模型來加以估計，結合兩者，此模型將運用 AR-TGARCH 的模式來對各類股的股票市場做一比較。

第一節 模型的設立：

根據 Amihud & Mendelson(1987)所提出的部分調整模型來捕捉台灣股價的調整行為，可描述如下：

$$P_t - P_{t-1} = (1 - \theta)(V_t - P_{t-1}) \quad (1)$$

其中 P_t 為 t 期時所觀察到的股票價格， V_t 為在 t 期時股票的真實價格， θ 為摩擦係數，亦為調整成本， θ 越小代表調整速度越快，因此可用 $(1-\theta)$ 來作為衡量股價調整速度的指標。而(1)式則是由使得以下的成本函數最小所得到的「見 Damodaran(1993)」：

$$C = a(P_t - V_t) + b(P_t - P_{t-1}) \quad (2)$$

其中 $a(P_t - V_t)$ 為觀察到的股價不等於真實股價時所產生的成本，
 $b(P_t - P_{t-1})$ 為股價的調整成本，而欲極小化(2)式則隱含：

$$P_t - P_{t-1} = a(a + b)^{-1}(V_t - P_{t-1}) \quad (3)$$

其中 $(1 - q) = a(a + b)^{-1}$ 為其股價的調整速度。而對於真實股價 V_t 則假設其符合隨機漫步的過程「見 Damodaran(1993)」：

$$V_t = a + V_{t-1} + m_t \quad (4)$$

其中 m_t 為彼此獨立，具有相同分配，且平均數為零的隨機干擾項， a 為每天股價的期望值，由(1)式與(4)式的假設我們可以得到「見 Damodaran (1993)」：

$$P_t = (1 - q)V_t + qP_{t-1} \text{ 則}$$

$$R_t = P_t - P_{t-1} = q(P_{t-1} - P_{t-2}) + (1 - q)(V_t - V_{t-1})$$

$$= q(P_{t-1} - P_{t-2}) + (1 - q)(a + m_t)$$

$$= (1 - q)a + q(P_{t-1} - P_{t-2}) + (1 - q)m_t$$

$$= b + qR_{t-1} + e_t$$

由以上的式子可知股價報酬為一階自身回歸的過程：

$$R_t = b + qR_{t-1} + e_t \quad (5)$$

其中 $\mathbf{b} = a(1 - \mathbf{q})$, $\mathbf{e}_t = (1 - \mathbf{q}) \mathbf{m}$, 但若要衡量調整成本的不對稱性 , 必須將此模型加以延伸 , 修改(1)式使其能夠衡量股價調整行為的不對稱性 :

$$P_t - P_{t-1} = (1 - \mathbf{q}^+)(V_t - P_{t-1})^+ + (1 - \mathbf{q}^-)(V_t - P_{t-1})^- \quad (6)$$

其中 $(V_t - P_{t-1})^+ = \text{Max}\{(V_t - P_{t-1}), 0\}$; $(V_t - P_{t-1})^- = \text{Min}\{(V_t - P_{t-1}), 0\}$, 而根據(6)式可將衡量股價報酬的一階自身回歸過程修改為「見 Koutmos (1998)」:

$$R_t = \mathbf{b} + \mathbf{q}^+ R_{t-1}^+ + \mathbf{q}^- R_{t-1}^- + \mathbf{e}_t \quad (7)$$

其中 $R_{t-1}^+ = \text{Max}(0, R_{t-1})$; $R_{t-1}^- = \text{Min}(R_{t-1}, 0)$

關於股價報酬波動的部分 , 其模型設定如下「見 Zakoian (1994)」:

$$\mathbf{s}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1^+ \mathbf{e}_{t-1}^+ - \mathbf{a}_1^- \mathbf{e}_{t-1}^- + \Phi \mathbf{s}_{t-1} \quad (8)$$

其中干擾項 $\hat{\mathbf{a}}_t$ 的標準差為隨時間變動的異質條件標準差 , 為了使條件標準差不會出現負值 , 必須加上一些限制條件 : $\mathbf{a}_0 > 0$, $\mathbf{a}_1^+ \geq 0$, $\mathbf{a}_1^- \leq 0$, $\Phi \geq 0$, 此研究將以上述的模型來衡量個別類股在股市交易期間 , 當股市分別面對正向及負向的資訊衝擊時 , 其在調整速度及股價報酬的波動上是否具有不對稱效果 , 由此模型可以觀察出各類股股價對正向及負向資訊的反應速度及波動的大小。

另外，此研究也欲探討在各類股之間平均報酬、摩擦係數及報酬波動的關係，故將四種類股的資料合併，並且透過設置虛擬變數的方式，將其中金融類股設為比較基準股，並且用以下的模型來衡量：

$$R_t = \mathbf{b} + \mathbf{q}^+ R_{t-1}^+ + \mathbf{q}^- R_{t-1}^- + \mathbf{b}_1 D_1 + \mathbf{b}_2 D_2 + \mathbf{b}_3 D_3 + \mathbf{g}_1 D_1 R_{t-1}^+ + \mathbf{g}_2 D_2 R_{t-1}^+ + \mathbf{g}_3 D_3 R_{t-1}^+ + \mathbf{d}_1 D_1 R_{t-1}^- + \mathbf{d}_2 D_2 R_{t-1}^- + \mathbf{d}_3 D_3 R_{t-1}^- + \mathbf{h}_1 d_1 + \mathbf{h}_2 d_2 + \mathbf{h}_3 d_3 + \mathbf{e}_t \quad (9)$$

$$\mathbf{s}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1^+ \mathbf{e}_{t-1}^+ - \mathbf{a}_1^- \mathbf{e}_{t-1}^- + \Phi \mathbf{s}_{t-1} + \mathbf{a}_2 D_1 + \mathbf{a}_3 D_2 + \mathbf{a}_4 D_3$$

D_1 ：電子類股的虛擬變數，當資料為電子類股時，其值為 1，否則為 0。

D_2 ：營建類股的虛擬變數，當資料為營建類股時，其值為 1，否則為 0。

D_3 ：百貨貿易類股的虛擬變數，當資料為百貨貿易類股時，其值為 1，否則為 0。

$\mathbf{q}^+ + \mathbf{g}_1$ ：電子類股面對正向資訊發生時的摩擦係數。

$\mathbf{q}^+ + \mathbf{g}_2$ ：營建類股面對正向資訊發生時的摩擦係數。

$\mathbf{q}^+ + \mathbf{g}_3$ ：百貨貿易類股面對正向資訊發生時的摩擦係數。

$\mathbf{q}^- + \mathbf{d}_1$ ：電子類股面對負向資訊發生時的摩擦係數。

$\mathbf{q}^- + \mathbf{d}_2$ ：營建類股面對負向資訊發生時的摩擦係數。

$\mathbf{q}^- + \mathbf{d}_3$ ：百貨貿易類股面對負向資訊發生時的摩擦係數。

d_1 、 d_2 、 d_3 為虛擬變數，目的是為了解決資料排序時各類股的第一筆資料會影響到上一個類股的最後一筆資料的問題，我們在電子類股、營建類股及百貨貿易類股的第一筆資料設虛擬變數，當資料為電子類股的第一筆資料時 d_1 為 1 否則為 0，當資料為營建類股的第一筆資料

時 d_2 為 1 否則為 0 , 當資料為百貨貿易類股的第一筆資料時 d_3 為 1 否則為 0。

在此式檢定平均報酬的虛無假設為：

$$H_0 : \mathbf{b}_1 = 0 ; \mathbf{b}_2 = 0 ; \mathbf{b}_3 = 0。$$

檢定摩擦係數的虛無假設為：

$$H_0 : \mathbf{g}_1 = 0 ; \mathbf{g}_2 = 0 ; \mathbf{g}_3 = 0 ; \mathbf{d}_1 = 0 ; \mathbf{d}_2 = 0 ; \mathbf{d}_3 = 0。$$

檢定報酬波動的虛無假設為：

$$H_0 : \mathbf{a}_2 = 0 ; \mathbf{a}_3 = 0 ; \mathbf{a}_4 = 0。$$

由第(9)式可以衡量出各類股與金融類股之間平均報酬、摩擦係數及報酬波動的關係，接下來我們也欲了解其他各類股之間的關係，所以在此吾人針對各個不同類股(電子、營建、百貨貿易)設虛擬變數，再利用 Wald test 的檢定方式，檢定在各類股之間平均報酬、摩擦係數及報酬波動的評估上是否有異同，其自由度為限制式的各數。

第四章 實證結果分析

第一節 實證資料：

以往對股價報酬不對稱性的研究對象，通常僅限於以大盤的股價指數或 OTC 大盤為研究目標，這篇文章欲研究在金融類股、電子類股、營建類股、百貨貿易類股這四種指標性的類股在一皆動差及二皆動差不對稱波動的情況，所以我們分別採用這四種類股的日資料做為樣本資料，資料來源為台灣證券交易所，資料取自台灣經濟新報資料庫，樣本期間為 1998 年 1 月 3 日至 2001 年 12 月 31 日，去除週休二日及國定假日的休市期間總共筆數是 4209 筆資料，取得日資料後計算日報酬的方式為：

$$R_t = 100 \times \left(\ln \frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$$

第二節 實證分析：

在金融類股的部分由「表 1」我們可以看到，在股票報酬調整的不對稱效果而言正向資訊發生時的摩擦係數（ $\alpha^+ = 0.09922$ ），並且在 $H_0: \alpha^+ = 0$ 的虛無假設下檢定結果為顯著的，但在負向資訊的部分（ $\alpha^- = 0.01940$ ）檢定結果為不顯著，可見其一階自身回歸的影響大部分來自正向報酬， α^+ 、 α^- 同時也反映了調整期間的大小，他們決定了在多少時間股價低估（ $V_t - P_{t-1} > 0$ ）或股價高估（ $V_t - P_{t-1} < 0$ ）的情形會被調整完畢，當股價被低估時 50% 的缺口在 m 期內將會調整完畢，也就是 $(\alpha^+)^m = 0.50$ 或 $m = \log(0.50) / \log(\alpha^+)$ ，同理，在股價被高

估時也是如此。在金融股的部分 $\tau^+ > \tau^-$ ，壞消息會在 0.35 天內反映完畢而好消息則是 0.6 天，壞消息的反應速度比好消息的反應速度快了 1.7 倍，造成這種股價反應不對稱的原因有可能是投資者在面對負向的報酬時有較高的風險趨避行為，所以他們對負向資訊的反應較快，資產組合的管理者認為，股價下跌時若沒有作調整其成本較大，所以對壞消息的反應會比好消息快。在股價報酬波動的部分有明顯的不對稱情形，由「表 1」可以看到各個估計參數在 5% 的顯著水準下檢定結果皆為顯著，表示股價報酬的波動不但受到前期波動也受到前期資訊衝擊的影響，股價報酬波動對負向衝擊的反應會大於對正向衝擊的反應，也就是說在負報酬之後的波動會比在正報酬之後的波動大，可知金融類股在面對負向衝擊時較為敏感。

在電子股的部分我們可以由「表 2」看到，在股價調整的不對稱方面，股價報酬在面對正向資訊的衝擊時其摩擦係數為 0.1612，而面對負向的資訊衝擊時摩擦係數只有 0.0266，由此可之對電子股而言亦是正向資訊對股價報酬的影響較大，負向資訊的影響較小。電子股在面對負向資訊的衝擊時能夠以較快的速度反映完畢 ($\tau^+ > \tau^-$)，這個結果與金融股的股價報酬調整情況一致，若換算成期間而言正向資訊發生時，電子股市場必須用 0.76 天的時間才能反映完畢，而負向資訊只需要 0.38 天的時間，壞消息對這個市場的反應速度是好消息的 1.99 倍。由「表 2」可知在 5% 的顯著水準下， $H_0: \tau^+ = 0$ 的虛無假設檢定下，正向資訊對電子股價報酬的影響是顯著的，但在 $H_0: \tau^- = 0$ 為虛無假設的檢定則是不顯著的，由此結果可知電子股的股價報酬主要是由正向資訊的衝擊所影響，而正向資訊衝擊影響股價報酬的時間也較長。在股價報酬波動的部分，由「表 2」的結果可知，正向未預

期報酬對股價報酬波動的影響較小而負向的未預期報酬對股價報酬波動的影響較大，負向的資訊衝擊往往伴隨著較大的波動。在 5% 的顯著水準下 β^+ 、 β^- 的係數檢定結果皆為顯著，電子股股價報酬的波動不但受到前期波動的影響還受到前期正、負向資訊衝擊的影響。

金融股和電子股的股價報酬波動都有很明顯的不對稱情況，亦即負向未預期報酬變動之後所引發的波動會大於同樣程度的正向未預期報酬變動之後所引發的波動，這種現象也就是 Black 在 1976 年曾提出的「槓桿效果」，Black 解釋槓桿效果發生的原因是當股價大幅的跌落，公司的負債也會跟著大幅跌落，而負債對股東權益的比率將會增加，進而導致股價波動的增加與廠商風險的提高，以至於股價報酬波動與股價報酬之間呈現負相關。

在營建類股的部分，其實證結果可以在「表 3」看到，正向報酬的摩擦係數為 0.1185，而負向報酬的摩擦係數為 0.2276，由此可見在股價報酬的不對稱性而言，正向的摩擦係數小於負向的摩擦係數 ($\beta^+ < \beta^-$)，這也就是說營建類股存在著正向調整的速度比負向調整速度快的現象，負向資訊發生時對股價報酬的影響時間將會較久，而在檢定方面我們可以看到 β^+ 及 β^- 在 5% 的顯著水準下皆為顯著，亦即好消息和壞消息的衝擊皆會影響營建股的報酬，若轉換成期間而言，當好消息發生時營建股市場需要用 0.65 天來反映完畢，而當壞消息發生時市場反應完畢所需的時間是 0.94 天，好消息的反應速度是壞消息的 1.45 倍，這個情形與之前的實證結果並不相同。由「表 3」也可以看到，在報酬波動的部分，正向的未預期報酬所造成的波動會大於

負向未預期報酬所造成的波動 $\beta^+ > \beta^-$ ，另外由檢定結果可知，在 5% 的顯著水準下 β^+ 的係數為顯著但在 β^- 的部分並不顯著，也就是說營建類股的波動主要是由前一期的波動以及正向資訊的衝擊所影響的。由營建股的實證結果我們可以發現，不論是在股價報酬及股價報酬波動上，營建股的情形與金融股或電子股有明顯的不同，以股價報酬的調整速度而言，金融股以及電子股在面對負向資訊衝擊時市場調整速度較快，而營建股卻相反，在正向資訊發生時反而比負向資訊發生時的調整速度要快，也就是對營建股而言股價高估時的調整成本會大於股價低估時的調整成本，造成營建類股這種負向調整速度較慢的現象，有可能的原因是因為營建類股的資訊相對其他類股而言，有資訊取得較為不易以及揭露較慢的情況，也導致營建類股在面對負向資訊衝擊時有調整較慢的現象。另外在報酬波動的部分也可以發現，當負向資訊發生時金融股及電子股有較大的報酬波動情形，而營建類股則是在正向資訊發生時有較大的報酬波動情形，這點與之前的實證結果正好相反。

在百貨貿易類股方面，其實證結果由「表 4」可以看到，正向資訊發生時的摩擦係數為 ($\beta^+=0.14353$)，負向資訊發生時的摩擦係數為 ($\beta^-=0.02443$)，正向摩擦係數大於負向的摩擦係數 ($\beta^+ > \beta^-$)，在面對相同程度的資訊衝擊時負向報酬的調整速度較快，以市場反應的期間而言，正向資訊發生時市場反應完畢的時間需要 0.71 天，而負向資訊反映完畢的期間為 0.37 天，負向資訊的調整速度為正向資訊的 1.9 倍，負向資訊發生時市場會以較短的時間反映完畢。在 5% 的顯著水準下，我們可以看見正向的摩擦係數是顯著的而負向的摩擦係數則不顯著。在報酬波動方面，由「表 4」可以看到正向的資訊衝

擊對報酬波動的影響為 ($\beta^+=0.11194$), 而負向的衝擊對報酬波動的影響為 ($\beta^-=0.14437$), 兩者並無太大的差別, 在 5% 的顯著水準下, 正向以及負向的未預期報酬對報酬波動的影響都是顯著的, 百貨貿易類股的報酬波動不但受到正向未預期報酬的影響, 也同時受到負向未預期報酬以及前期報酬波動的影響。

一般在文獻上衡量股票市場的波動性是用股票報酬率的標準差或變異數來衡量, 股票市場的波動性是指股票市場買賣雙方力量的消長反映在股票價格變動的現象, Schwert(1990)指出股票報酬率的標準差是最常用的波動性指標, 其代表投資股票所可能面對的風險, 亦及當標準差很大時所面對的獲利和虧損也就相對變大。所以接下來我們欲衡量比較各類股之間平均報酬、摩擦係數以及報酬波動之間的差異, 以其找出各類股在這些方面是否有顯著的不同。

我們透過設置虛擬變數的方式來比較, 由「表 5」的結果我們可以看到, 若以金融類股做為比較的基礎而言, 我們分別在平均報酬、正(負)項的摩擦係數以及報酬波動的部分設置虛擬變數, D_1 代表資料為電子類股時其值為 1 否則為 0, D_2 代表資料為營建類股時其值為 1 否則為 0, D_3 代表資料為百貨貿易類股時其值為 1 否則為 0, 由「表 5」的結果我們發現, 在平均報酬以及正向摩擦係數上金融類股與其他類股間並沒有顯著的差異, 在顯著的部分, 營建類股的負向摩擦係數會比金融類股大, 其值為 0.2069, 在 5% 的顯著水準下為顯著, 亦就是營建類股在負向資訊發生時股價調整的速度會比金融類股慢。在報酬波動的部分可以看到百貨貿易類股的報酬波動會小於金融類股其數值為-0.0258, 並且在 5% 的顯著水準下為顯著, 也就是說在金融

類股的部分其報酬波動性相對於百貨貿易類股要大。

另外除了相對於金融類股之外，我們也想了解在其他類股之間的平均報酬、摩擦係數以及報酬波動之比較，亦及電子類股對營建類股、電子類股對百貨貿易類股、百貨貿易類股對營建類股之間的關係做比較，因此我們用 Wald test 的檢定方式分別對各個類股之間加以檢定，並求得其檢定統計量（自由度為限制式的個數），以進行類股間平均報酬、摩擦係數以及報酬波動的相互比較。由「表 6」我們可以看到各類股在平均報酬上的比較結果，在 10% 的顯著水準下我們可以發現對各類股而言，在平均報酬上其實並無太大的差異性，各類股的平均報酬並無明顯的不同。由「表 7」我們可以看到各類股在正向摩擦係數上的比較結果，在 10% 的顯著水準下我們可以發現對各類股而言，正向摩擦係數並無太大的差異性，也就是說當正向資訊發生時各種類股在股價調整速度的部分並無明顯的不同。在「表 8」我們可以看到各類股在負向摩擦係數的比較結果，在 10% 顯著的水準下，我們可以發現金融類股的負向摩擦係數會比營建類股小而百貨貿易類股的負向摩擦係數也會較營建類股小，由此可知營建類股應該是各類股中負向摩擦係數相對最大者，也就是說當負向資訊發生時營建類股的股價調整速度最慢，所需的調整時間最長，之所以產生這種現象，其中可能的原因是因為投資大眾普遍較關心其他類股的動向，所以相對而言對營建類股的資訊較不容易被獲得，資訊的傳導較慢導致股價的反應時間相對於其他類股要來的久。另一方面在根據 Black (1976) 所提出的槓桿效果的解釋，由於營建類股的公司負債相對於其他類股而言是較大的，所以當股價下跌時對於負債對股東權益的比率的影响效果相對較小，導致當負向資訊發生時，營建類股的報酬波動較小，股價調整速度較慢。在「表 9」我們可以看到各類股在報酬

波動上的比較結果，10% 的顯著水準下，在顯著的部分我們可以發現金融類股的報酬波動會大於百貨貿易類股，而電子股的報酬波動則會大於營建類股以及百貨貿易類股，營建類股的報酬波動會大於百貨貿易類股，由此結果可知百貨貿易類股相對於其他類股而言報酬波動是最小的，而電子類股與金融類股的報酬波動則相對較大。在這提出百貨貿易類股的報酬波動較小的原因，有可能的原因是因為百貨貿易市場是屬於勞力密集的產業，相對於其他產業而言有報酬率較為穩定以及較不容易受國際貿易衝擊影響的特點，導致百貨貿易類股的報酬波動相對較小。

在經過以上的互相比較後，我們可以知道這四個類股在平均報酬以及正向摩擦係數上並無顯著的不同，但在負向摩擦係數上，營建類股的負向摩擦係數相對較大，在負向資訊發生時我們可以發現營建類股的股價調整速度最慢，可能的原因是因為相對而言營建類股的資訊傳導較慢所致。另外在各類股的報酬波動上也有顯著不同的結果，百貨貿易類股的報酬波動會小於其他三種類股的報酬波動。

(表 1) 金融類股不對稱調整行為之實證結果

$R_t = \mathbf{b} + \mathbf{q}^+ R_{t-1}^+ + \mathbf{q}^- R_{t-1}^- + \mathbf{e}_t$ $\mathbf{s}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1^+ \mathbf{e}_{t-1}^+ - \mathbf{a}_1^- \mathbf{e}_{t-1}^- + \Phi \mathbf{s}_{t-1}$		
係數	值	標準差
\mathbf{b}	-0.08544	0.03846 [*]
\mathbf{q}^+	0.09922	0.05276 [*]
\mathbf{q}^-	0.01940	0.06387
\mathbf{a}_0	0.02888	0.01089 [*]
\mathbf{a}_1^+	0.03937	0.01399 [*]
\mathbf{a}_1^-	0.12313	0.03348 [*]
Φ	0.87365	0.02421 [*]
LB(12)	6.632	
LB ² (12)	16.67	

註：*代表在 5% 的顯著水準下為顯著。

LB(12)代表 12 階的標準化殘差項之 Ljung-Box 檢定。

LB²(12)代表 12 階的標準化殘差平方項之 Ljung-Box 檢定。

(表 2) 電子類股不對稱調整行為之實證結果

$R_t = \mathbf{b} + \mathbf{q}^+ R_{t-1}^+ + \mathbf{q}^- R_{t-1}^- + \mathbf{e}_t$ $\mathbf{s}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1^+ \mathbf{e}_{t-1}^+ - \mathbf{a}_1^- \mathbf{e}_{t-1}^- + \Phi \mathbf{s}_{t-1}$		
係數	值	標準差
\mathbf{b}	-0.04548	0.04220
\mathbf{q}^+	0.16119	0.05832 *
\mathbf{q}^-	0.02664	0.06273
\mathbf{a}_0	0.05951	0.01984 *
\mathbf{a}_1^+	0.04427	0.02237 *
\mathbf{a}_1^-	0.09821	0.03183 *
Φ	0.84584	0.03754 *
LB(12)	8.418	
LB ² (12)	9.439	

註：*代表在 5 % 的顯著水準下為顯著。

LB(12)代表 12 階的標準化殘差項之 Ljung-Box 檢定。

LB²(12)代表 12 階的標準化殘差平方項之 Ljung-Box 檢定。

(表 3) 營建類股不對稱調整行為之實證結果

$R_t = \mathbf{b} + \mathbf{q}^+ R_{t-1}^+ + \mathbf{q}^- R_{t-1}^- + \mathbf{e}_t$ $\mathbf{s}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1^+ \mathbf{e}_{t-1}^+ - \mathbf{a}_1^- \mathbf{e}_{t-1}^- + \Phi \mathbf{s}_{t-1}$		
係數	值	標準差
\mathbf{b}	-0.05105	0.03853
\mathbf{q}^+	0.11851	0.06364 *
\mathbf{q}^-	0.22756	0.05759 *
\mathbf{a}_0	0.08669	0.02018 *
\mathbf{a}_1^+	0.19350	0.04326 *
\mathbf{a}_1^-	0.06308	0.05439 *
Φ	0.68111	0.05064 *
LB(12)	22.83	
LB ² (12)	5.871	

註：*代表在 5 % 的顯著水準下為顯著。

LB(12)代表 12 階的標準化殘差項之 Ljung-Box 檢定。

LB²(12)代表 12 階的標準化殘差平方項之 Ljung-Box 檢定。

(表 4) 百貨貿易類股不對稱調整行為之實證結果

$R_t = \mathbf{b} + \mathbf{q}^+ R_{t-1}^+ + \mathbf{q}^- R_{t-1}^- + \mathbf{e}_t$ $\mathbf{s}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1^+ \mathbf{e}_{t-1}^+ - \mathbf{a}_1^- \mathbf{e}_{t-1}^- + \Phi \mathbf{s}_{t-1}$		
係數	值	標準差
\mathbf{b}	-0.07338	0.03005 [*]
\mathbf{q}^+	0.14353	0.05813 [*]
\mathbf{q}^-	0.02443	0.06554
\mathbf{a}_0	0.04246	0.01093 [*]
\mathbf{a}_1^+	0.11194	0.02886 [*]
\mathbf{a}_1^-	0.14437	0.04345 [*]
Φ	0.74930	0.03989 [*]
LB(12)	13.97	
LB ² (12)	15.68	

註：*代表在 5% 的顯著水準下為顯著。

LB(12)代表 12 階的標準化殘差項之 Ljung-Box 檢定。

LB²(12)代表 12 階的標準化殘差平方項之 Ljung-Box 檢定。

(表 5) 以金融類股為基準 - 比較之模型

$$R_t = \mathbf{b} + \mathbf{q}^+ R_{t-1}^+ + \mathbf{q}^- R_{t-1}^- + \mathbf{b}_1 D_1 + \mathbf{b}_2 D_2 + \mathbf{b}_3 D_3 + \mathbf{g}_1 D_1 R_{t-1}^+ + \mathbf{g}_2 D_2 R_{t-1}^+ + \mathbf{g}_3 D_3 R_{t-1}^+ \\ + \mathbf{d}_1 D_1 R_{t-1}^- + \mathbf{d}_2 D_2 R_{t-1}^- + \mathbf{d}_3 D_3 R_{t-1}^- + \mathbf{h}_1 d_1 + \mathbf{h}_2 d_2 + \mathbf{h}_3 d_3 + \mathbf{e}_t$$

$$\mathbf{s}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1^+ \mathbf{e}_{t-1}^+ - \mathbf{a}_1^- \mathbf{e}_{t-1}^- + \Phi \mathbf{s}_{t-1} + \mathbf{a}_2 D_1 + \mathbf{a}_3 D_2 + \mathbf{a}_4 D_3$$

係數	值	標準差
\mathbf{b}	-0.0780344	0.038288*
\mathbf{q}^+	0.0949167	0.059263
\mathbf{q}^-	0.0299364	0.063910
\mathbf{g}_1	0.0521982	0.086299
\mathbf{g}_2	0.0164963	0.079560
\mathbf{g}_3	0.0681110	0.081932
\mathbf{d}_1	0.0194708	0.092187
\mathbf{d}_2	0.2069832	0.083327*
\mathbf{d}_3	-0.0706531	0.088945
\mathbf{b}_1	0.0472588	0.056219
\mathbf{b}_2	0.0230757	0.054802
\mathbf{b}_3	-0.0005153	0.048779
\mathbf{a}_0	0.0608374	0.009939*
\mathbf{a}_1^+	0.0897789	0.012514*
\mathbf{a}_1^-	0.1036882	0.019564*
Φ	0.7955889	0.018510*
\mathbf{a}_2	0.0110520	0.008369
\mathbf{a}_3	-0.0066641	0.007056
\mathbf{a}_4	-0.0258071	0.006959*
\mathbf{h}_1	-0.6926219	3.430175
\mathbf{h}_2	-0.3093	6.413
\mathbf{h}_3	-0.4638032	1.131

註：*代表在 5% 的顯著水準下為顯著。

D_1 ：為虛擬變數，當資料為電子類股時其值為 1，否則為 0。

D_2 ：為虛擬變數，當資料為營建類股時其值為 1，否則為 0。

D_3 ：為虛擬變數，當資料為百貨貿易類股時其值為 1，否則為 0。

d_1 、 d_2 、 d_3 為虛擬變數其作用在解決資料連接部分相互影響的效果。

(表 6) 各類股報酬之比較

	金融類股	電子類股	營建類股	百貨貿易類股
金融類股		$(-0.8406)^2$	$(-0.4211)^2$	0.0001
電子類股	0.7066		0.0644	0.2687
營建類股	0.1782	$(-0.2538)^2$		0.0671
百貨貿易類股	$(-0.0106)^2$	$(-0.5184)^2$	$(-0.2591)^2$	

註：此表為 x 軸對 y 軸的比較，表內的數值為 Wald test 檢定下的統計量，其自由度為限制式的個數。*代表在 10% 的顯著水準下，檢定結果為顯著。例如：金融股對電子股的檢定統計量為 $(-0.8406)^2$ ，代表金融類股的平均報酬小於電子股，但卻不顯著。

(表 7) 各類股正向摩擦係數之比較

	金融類股	電子類股	營建類股	百貨貿易類股
金融類股		$(-0.6049)^2$	$(-0.2073)^2$	$(-0.8313)^2$
電子類股	0.3659		0.0616	$(-0.1094)^2$
營建類股	0.0430	$(-0.2481)^2$		0.1332
百貨貿易類股	0.6911	0.0120	$(-0.3649)^2$	

註：此表為 x 軸對 y 軸的比較，表內的數值為 Wald test 檢定下的統計量，其自由度為限制式的個數。

*代表在 10% 的顯著水準下，檢定結果為顯著。

(表 8) 各類股負向摩擦係數之比較

	金融類股	電子類股	營建類股	百貨貿易類股
金融類股		$(-0.2112)^2$	$(-2.4840)^{2*}$	0.6311
電子類股	0.0446		$(-1.2255)^2$	0.3310
營建類股	6.1703*	1.5019		3.4857*
百貨貿易類股	(-0.7944)	(-0.5753)	$(-1.8670)^{2*}$	

註：此表為 x 軸對 y 軸的比較，表內的數值為 Wald test 檢定下的統計量，其自由度為限制式的個數。

*代表在 10% 的顯著水準下，檢定結果為顯著。

(表 9) 各類股報酬波動之比較

	金融類股	電子類股	營建類股	百貨貿易類股
金融類股		$(-1.3206)^2$	0.8921	13.7515*
電子類股	1.7440		2.9388*	9.7781*
營建類股	$(-0.9445)^2$	$(-1.7143)^{2*}$		3.2743*
百貨貿易類股	$(-3.7083)^{2*}$	$(-3.1270)^{2*}$	$(-1.8095)^{2*}$	

註：此表為 x 軸對 y 軸的比較，表內的數值為 Wald test 檢定下的統計量，其自由度為限制式的個數。

*代表在 10% 的顯著水準下，檢定結果為顯著。

第五章 結論與建議

第一節 結論：

在金融市場上股價報酬的波動一直是大家關注的焦點，在投資者面對許多交易成本的狀況下，當資訊發生時股價波動並不會馬上反映完畢，會有股價報酬調整和波動落後的現象，且報酬波動的變異數並非固定不變的，而是隨著時間的經過而變動，在早期的文獻中這些現象並無法從模型中估計出來，直到 Engle(1982)以及 Bollerslev 提出 ARCH 和 GARCH 模型，金融資產叢聚以及落後的現象才能夠被反映出來，接著學者漸漸發現金融市場面對資訊的衝擊不但有價格反映落後的現象且還有向上波動及向下波動的不對稱情形，自從 Glosten, Jagannathan 與 Runkie(1989)發展出用來衡量股價波動不對稱性的 GJR 模型後，這類的議題及模型開始被廣泛的討論研究。此篇文章欲從實證上來檢定近年來台灣股市在金融、百貨、營建以及電子類股這四種類股是否具有股價調整及股價報酬波動不對稱的情形，並且欲比較這四種類股彼此之間報酬波動的大小，因此採用了 Zakoian(1994)所提出的不對稱 T-GARCH 模型來衡量此四種類股的報酬波動。

由實證結果我們發現(見表 10)，在金融類股、電子類股的部分，當負向資訊發生時股價調整的速度較快(持續時間較短)，而正向資訊的調整速度則較慢(持續時間較長)，在報酬波動的部分也有明顯的不對稱情形，金融類股和電子類股的報酬波動不但受到前期條件變異數的影響也受到前期正向及負向資訊衝擊的影響，在負向資訊發生時的報酬波動較大，正向資訊發生時則較小。在營建類股的部分，股

價報酬調整和波動情形與金融及電子類股有相反的現象，在負向資訊發生時調整速度較慢，而正向資訊的調整速度則較快，造成營建類股面對負向資訊衝擊時調整速度較慢的現象，有可能的原因是因為相對於其他各股，營建類股的資訊傳導速度較慢，資訊取得較為不易，導致其負向的股價調整速度較慢。在報酬波動的部分也有相反的情形，正向的報酬波動較大而負向的報酬波動較小。在百貨貿易類股的部分，正向資訊發生時的調整速度亦比負向資訊發生時的調整速度慢，但在報酬波動的部分，正向或負向資訊衝擊所造成的波動並無太大的差異。

在各類股的比較方面（見表 11），金融、百貨貿易、營建、電子類股在平均報酬及正向摩擦係數的檢定結果上並無顯著的差異，這四種類股在面對正向資訊發生時的股價調整速度並無顯著的不同。在負向摩擦係數的比較方面，金融以及百貨貿易類股的摩擦係數都會比營建類股小，在面對負向的資訊發生時金融類股及百貨貿易類股的股價調整速度會比營建類股快，營建類股的調整速度相對而言是最慢的，造成這種現象可能的原因是因為投資大眾普遍較關心其他類股的動向，所以相對而言對營建類股的資訊較不容易被獲得，資訊的傳導較慢導致股價的反應時間相對於其他類股要來的久。另一方面在根據 Black（1976）所提出的槓桿效果的解釋，由於營建類股的公司負債相對於其他類股而言是較大的，所以當股價下跌時對於負債對股東權益的比率的影響效果相對較小，導致當負向資訊發生時，營建類股的報酬波動較小，股價調整速度較慢。在各類股的報酬波動比較方面，金融類股的報酬波動會大於百貨貿易類股，電子類股的報酬波動會大於營建類股及百貨貿易類股，營建類股的報酬波動則會大於百貨貿易類股，可知百貨貿易類股的報酬波動是四種類股中相對最小的類股，

而電子類股則是報酬波動相對較大的類股，電子、金融以及營建類股的報酬波動皆會大於百貨貿易類股。在這提出百貨貿易類股的報酬波動較小的原因，有可能的原因是因為百貨貿易市場是屬於勞力密集的產業，相對於其他產業而言有報酬率較為穩定以及較不容易受國際貿易衝擊影響的特點，導致百貨貿易類股的報酬波動相對較小。

(表 10) 調整不對稱性

	調整速度	報酬波動
金融類股	負向較正向快	負向大於正向
電子類股	負向較正向快	負向大於正向
營造建材類股	正向較負向快	正向大於負向
百貨貿易類股	負向較正向快	差異不大

(表 11) 各類股比較

平均報酬	並無明顯不同
正向摩擦係數	並無明顯不同
負向摩擦係數	營造建材類股 > 金融、百貨類股
報酬波動	百貨貿易類股波動最小

第二節 未來研究方向與建議：

- (1) 在此研究對於好消息以及壞消息的定義是當股票報酬為正時（當期的股價報酬大於前期的股價報酬）及為有好消息的發生，當股票報酬為負時（當期的股價報酬小於前期的股價報酬）及為有壞消息發生，這種定義沒有辦法知道實際上發生好消息以及壞消息的內容，所以沒有辦法觀察到某一消息對於股價指數影響的持續時間與報酬波動大小。
- (2) 在本研究的過程中對誤差項假設其為常態分配的，在實際的台灣股市中存在著漲跌幅的價格限制（漲跌幅限制為上下各7%），或許之後的研究可以考慮用其他分配來捕捉股價報酬及報酬波動的效果。
- (3) 本研究實證出在台灣較具有代表性的四種類股（金融、電子、營建、百貨貿易）皆具有股價調整速度落後的現象，當資訊發生時股價並不會立即調整到理論的價格，會有一段時間的落差而產生投資者可套利的機會，建議後續的研究可以朝此方向深入，提供投資者在股市中套利的策略以資參考。
- (4) 在本研究的實證結果中發現營建類股的負向摩擦係數相對於其他各類股而言是最大的，而負向的報酬波動則較正向的報酬波動小，也就是當壞消息發生時營建股的股價調整速度較慢，需要較久的時間來調整到真實的股價，而且報酬波動也相對較小，所以在此對投資者的建議為當股市為多頭市場或充斥著利多消息時投資者可以持有其他類股，但是當股市

是在利空消息或是步入空頭市場時投資者可以選擇營建類股，其報酬波動以及投資風險顯則相對較低。

- (5) 本研究只探討在台灣上市公司中這四種代表性的類股平均報酬、摩擦係數以及報酬波動的差異，對於其他類股、不同規模公司的股價或是櫃檯買賣中心的股價調整行為並未涉及，或許小規模公司或是上櫃股票市場會有資訊較不充分以及交易次數較不頻繁的現象，這些影響可能導致研究上會有不同的結果，後續的研究或許可以朝此方向進行。
- (6) 在本研究結果中，研究期間為 1998 年 1 月 3 號至 2001 年 12 月 31 號，關於各類股的平均報酬以及正向摩擦係數，四種類股並無顯著的不同，或許之後的研究可以擴大研究期間而得到不同的結果。

參考文獻

中文部分：

林楚雄 (1998), 「不對稱 GARCH 模型之建立：我國股票市場之實證研究」, 中山大學企業管理研究所博士論文。

楊晴華 (1999), 「影響股市波動因素之研究 - 以台灣股市為例」, 國立中正大學企業管理研究所碩士論文。

楊華欽 (1999), 「台灣股票市場波動性之研究 - ARCH - M 修正模型的應用」, 輔仁大學經濟學研究所碩士論文。

鄭洵隆 (1999), 「台灣股市日內價格變動之研究」, 國立成功大學國際企業研究所碩士論文。

陳英生 (1999), 「台灣股市日內報酬波動之研究」, 國立成功大學國際企業研究所碩士論文。

劉俊賢 (1999), 「台灣股票市場春節效果之探討」, 國立東華大學國際經濟研究所碩士論文。

林嘉慧 (1999), 「台灣股價報酬之一般自我回歸條件密度模型在高階動差之研究」, 淡江大學國際貿易學系碩士論文。

劉舒惠 (2000), 「台灣股市波動影響因素之探討」, 朝陽科技大學財務金融所碩士論文。

吳瑞萱 (2000), 「台灣加權股價指數日內動態行為之研究」, 國立台北大學企業管理學系碩士論文。

英文部分：

Admati,A.R.,and P. Pfleiderer,(1988),”Selling And Trading On Information In Financial Market.”,*The American Economic Review* 78,96-104.

Akgiray,V.(1989),”Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns:Evidence and Forecasts.” *Journal of Business*,62,55-80.

Amihud, Y., and H. Mendelson,(1987),”Trading Mechanisms and Stock Returns:An Empirical investigation.”,*Journal of Finance* 42,533-533.

Atchison,M.D.,Butler,K.,and Sismonds,R.B.1987.Nonsynchronous security trading and market index autocorrelation. *Journal of Finance* 42,111-118.

Baillie,R.T. and R.P.DeGennaro(1990),”Stock Returns and Volatility.”

Journal of financial and Quantitative Analysis ,25,203-214.

Barclay, M.J., and R.H. Litzenberger,(1988),” Announcement Effects of

New Equity Issues and the Use of Intraday Price Data.”,*Journal of Financial Economics* 21,71-99.

Black,F.,(1976),”Studies of Stock Price Volatility Changes,Proceedings

of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section.”,*American Statistical Association*,177-181.

Bollerslev, T.,(1986),”Generalized Autoregressive Conditional

Heteroscedasticity.”,*Journal of Econometrics* 31,1307-1327.

Christie,A.A.,(1982),”The Stochastic Behavior of Common Stock

Variances:Value,Leverage,and Interest Rate Effects.”,*Journal of Financial Economics* 10,407-432.

Cross,F.,(1973),”The Behaviour of Stock Prices on Fridays and

Mondays.”,*Financial Analysts Journal*(Nov./Dec.),67-69.

Damodaran,A.,(1993),”A Simple Measure of Price Adjustment

Coefficients.”, *The Journal of Finance* 1,387-400.

Dann,L.Y., D. Mayers,,and R.J. Raab,(1977),”Trading Rules,Large

Blocks and the Speed of Price Adjustment .”,*Journal of*

Empirical Finance 1,83-106.

Engle, R.F.,(1982),”Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation.”,*Econometrica* 50,987-1008.

Engle,R.F., and V.M. Ng,(1993),”Measuring and Testing the Impact of News on Volatility.”,*Journal of Finance* 48,1749-1788.

Fornari,F.,and A. Mele,(1995),”Sign-and Volatility-Switching ARCH Models: Theory and Applications to International Stock Markets.”,University of Paris X, *Working Paper* NO.251.

French,R.K.,(1980),”Stock Returns and the Weekend Effect.”,*Journal of Financial Economics* 8,55-69.

French,R.K.,G.W. Schwert, and R.F. Stambaugh,(1987),”Expected Stock Returns and Volatility.”,*Journal of Financial Economics* 19,3-29.

Glosten,L.,R. Jagannathan, and D. Runkle,(1993),”On the Relation Between the Expected Value and the Volatility on the Nominal Excess Returns on Stocks.”,*Journal of Finance* 19,3-29.

Hasbrouck,J.,and S.Y. Ho,(1987),”Order Arrival, Quote Behavior, and the Return-Generating Process”, *The Journal of Finance* 42,1053-1049.

Hillmer,S.C.,and P.L. Yu,(1979),”The Market Speed of Adjustment to
New Information.”,*Journal of Financial Economics* 7,321-345.

Jain,P.G.,(1988),”Response of Hourly Stock Prices and Trading Volume
to Economic New.”*Journal of Business* 61,219-231.

Koutmos,G.,(1998),”Asymmetries in the Conditional Mean and the
Conditional Variance: Evidence From Nine Stock
Markets.”,*Journal of Econometrics and Business* 50,277-290.

Kraus,A.,and H. Stoll,(1972),”Parallel Trading by Institutional
Investors”,*Journal of Financial and Quantitative Analysis*
7,2107-2228.

Maddala, G.S. 1983. *Limited Dependent and Qualitative Variables in
Econometrics*. New York: Cambridge University Press.

Nelson,D.B.,(1991),”Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns:A
New Approach” ,*Econometrica* 59,347-370.

Niderhoffer,V.,and M.F.M. Osborne,(1966),”Market Making and
Reversal on the Stock Exchange.”,*Journal of the American
Statistical Association* 61,897-916.

Patell,J.M. and M.A. Wolfson,(1984),”The Intraday Speed of

Adjustment of Stock Prices to Earnings and Dividend
Announcements.”, *Journal of Financial Economics* 13,223-252.

Schwert, G.W. and P.J. Seguin (1990), ”Heteroscedasticity in Stock
Return.” *Journal of Finance* 45,1129-1151.

Wood, R.A., T.H. McInish, and J.K. Ord, (1985), ”An Investigation of
Transactions Data for NYSE Stocks.”, *Journal of Finance*
40,723-741.

Woodruff, C.S., and A.J. Senchack, (1988), ”Intradaily Price-Volume
Adjustments of NYSE Stocks to Unexpected Earnings.”, *The
Journal of Finance* 2,467-491.

Zakoian, J.M., (1994), ”Threshold Heteroskedastic Models,” *Journal of
Economic Dynamics and Control* 18,931-955.