輔仁管理評論

中華民國 94 年 5 月，第十二卷第二期，67-98

台股報酬率不對稱均值反轉型態與反向投資之研究

盧智強・古永嘉*

(收稿日期：92 年 11 月 12 日；第一次修正：93 年 3 月 26 日；
第二次修正：93 年 5 月 14 日；接受刊登日期：93 年 5 月 28 日)

摘要

本研究目的是使用不對稱非線性的平滑轉換(ANST) GARCH(M)模型來驗證台灣上市及上櫃市場股價指數月超額報酬率的不對稱反轉型態與反向投資獲利性之關係。結果發現自 1971 年 01 月至 2002 年 12 月台灣加權股價指數及 1995 年 10 月至 2002 年 12 月上櫃加權股價指數的月超額報酬率均具有不對稱的持續性現象，此現象即是負報酬相對於同大小之正報酬持續性存在的時間要短，隱含二超額報酬有可能存在不對稱的反轉現象；且發現反向投資策略的獲利性除來自市場過度反應外也與不對稱反轉現象有關。在考慮「波動性效果」時不對稱的反轉現象仍然顯著；另外，結果發現台灣加權股價指數月超額報酬率的不對稱反轉現象主要來自「一月效應」，而上櫃加權股價指數月超額報酬率的不對稱反轉現象在考慮「一月效應」時仍然顯著，同時一月份的不對稱反轉現象顯著異於其他月份；在考慮「二月效應」時的驗證結果，二指數月超額報酬率不對稱的反轉現象仍然顯著。

關鍵詞彙：市場過度反應，一月效應，二月效應，不對稱非線性平滑轉換 GARCH 模型

壹・導論

近年來有許多研究文獻主要在探討證券短期報酬的預測性，他們以報酬率為基礎的交易策略來驗證，其結果發現這些策略會有顯著的超額報酬，其中反向投資策略是最流行的一種。自 DeBondt and Thaler (1985) 提出股票輸家(Losers)投資組合的績效超過贏家 (Winners) 投資組合，許多國內外文獻如 Lehmann (1990), Jegadeesh (1990)、Chopra, Lakonishok and Ritter (1992)、Ahmet and Nusret (1999)、Hameed and Ting (2000)、Antoniou, Galariotis and Spyrou (2001)、Kang, Liu and Ni (2002)、Lee, Chan and Eaff (2003)、林美珍 (1992)、劉玉珍、劉維琪與謝政能 (1993)、李存修與林欽龍 (1993)、絲文銘 (1994) 及周建忠 (2000) 等研究亦已證明在短期及長期的投資期間中買入近期輸家組合及賣出近期贏家組合的反向投資交易策略可獲得實質的超額報酬，Mun,

* 作者簡介：盧智強，中國技術學院國際貿易系副教授／國立台北大學企業管理系博士班研究生；古永嘉，國立台北大學企業管理系教授。

Vasconcellos and Kish (2000) 及 Ni, Lui and Kang (2002) 亦發現短期反向投資策略的獲利性其主要來源為市場的「過度反應」。然而，這些許多國內外研究的實証中大多著重於探討證券市場中是否存在過度反應假說及反向投資策略獲利性的來源，且他們在實證的過程中多以贏家及輸家投資組合來驗証判定，當輸家組合的績效優於贏家組合時即表示股市有「過度反應」的現象，但由於各學者採取的研究方法或研究期間不同，其結論亦不盡相同。

根據分析過去文獻的過程中發現，其結果差異性的來源，主要可分為下列幾點來說明：首先，不同的研究者若以不同的理論假說來研究反向投資策略的獲利性時，只會針對其所著重的部分來源與影響因素作探討，而傾向於去選擇容易達到其研究主題及目的的取樣資料及方法。另外，來自資料取樣期間的差異性，DeBondt and Thaler (1985) 研究資料期間為 1926 年 1 月～1982 年 12 月的 CRSP 報酬率資料、Brown and Harlow (1988) 研究資料期間為 1946～1983 年 CRSP 報酬率資料，Zarowin (1989) 研究資料期間為 1927～1985 年 CRSP 報酬率資料、Chan (1988) 研究資料期間為 1930～1985 年等取樣期間均不相同，進而會造成形成期與績效期起迄時間的差異性。還有來自取樣資料頻率的差異性，Keim (1983)、DeBondt and Thaler (1985) (1987)、Chan (1988)、Zarowin (1989) (1990)、Chopra et al. (1992)、Albert and Henderson (1995)、Loughran and Ritter (1996) 以月報酬來探討；Howe (1986)、Kang et al. (2002)、Lee et al. (2003) 及徐曉芬 (1994) 等之研究以週報酬；而 Davidson and Dutia (1989)、Brown and Harlow (1988)、Pettengill and Jordan (1988)、Hung (1997)…等以日報酬來探討。

其次，有關因資料處理方式不同所產生的差異性，如：來自贏 (輸) 家投組報酬率計算方式的不同，DeBondt and Thaler (1985) 及之後大多數研究，採加權累積異常報酬 (cumulative abnormal return, CAR) 來做實證，Conrad and Kaul (1988)、Chopra et al. (1992)、Loughran and Ritter (1996)…等採行買進持有報酬率 (Buy and Hold return)，甚至有學者如 Zarowin (1989) (1990) 採盈餘變動量 (即 PERF) 來作實證。贏家和輸家股票的決定與股票報酬率的計算方式有密切的關係，以算數平均數或連續複利求算出的股票報酬率，其所決定出的輸家與贏家股票，結果有可能是不一樣的。舉例來說，當有支股票從$100 跌至$50 再反彈至$80，若以算數平均數求得的報酬率為 10%，但若以買入持有 (Buy-and-Hold) 的方式求得的報酬率為-20%，由此看來，此股票以算術平均數來看是贏家股票，但用買入持有方式來看此股票卻是輸家股票。通常，用算術平均數去衡量多期的報酬率，並不是很好的方式，因為算術平均報酬率表示具有重複抵銷作用 (Rebalancing) 的投資策略，即當股價跌時，就進場加碼，

當股票漲時，就賣股票。像這種重複抵銷作用的投資策略，會受到市場微構因素，諸如買賣價差 (Bid-Ask Spread) 與非同時交易 (Nonsynchronous Trading) 等因素的影響。Conrad and Kaul (1988) 發現 DeBondt and Thaler (1985, 1987) 提出的市場過度反應是由於計算的偏誤，因為在長期中以累計單期報酬率來計算異常報酬率時，包含了「測量誤差」所產生的向上偏誤，而觀察價格中的「測量誤差」是因為買價－賣價誤差 (Bid-Ask Errors)、非同時交易 (Nonsynchronous Trading)、或價格分離 (Price Discreteness) 等導致長期的反向投資策略產生大量的假性報酬。

來自贏 (輸) 家投組中個股選取方式的不同，DeBondt and Thaler (1985)、Conrad and Kaul (1988)、Loughran and Ritter (1996)…等以累積超額報酬排序後，選擇前後 35 家建立贏 (輸) 家投組； Brown and Harlow (1988)、Zarowin (1989)、Pettengill (1990)、Kryzanowski and Zhang (1992)…等則選擇累積超額報酬排序後之前後 20%；而 Chan (1988)、Davidson and Dutia (1989)…等選擇累積超額報酬排序後之前後 10%。事實上，反向操作策略績效的好壞與贏家和輸家投資組合中所選取的股票有密切的關係，因此，贏家和輸家的決定，將會影響反向操作策略績效。形成期與績效期建立時因不同起始月份所產生的差異性，Ball, Kothari, and Shanken (1995) 認為實施改變月份的交易會減少輸家組合股票的原始報酬率及異常報酬率。然而，Ball, Kothari, and Shanken 宣稱以六月份為結束期或八月份為結束期的投資組合會產生事實上不易察覺的結果 (virtually indistinguishable results) (Ball, Kothari, and Shanken, 1995, p.88)。由形成期與績效期建立期間長短不同所造成的差異性，DeBondt and Thaler (1987)、Chopra et al.(1992)…等人在建立形成期與績效期時採 60 個月為一期；DeBondt and Thaler (1985)、Brown and Harlow (1988)、Conrad and Kaul (1988)、Chan (1988)、Albert and Henderson (1995)…等則以 36 個月為一期；而 Keim (1983)、Brown and Harlow (1988)、Conrad and Kaul (1988)、Davidson and Dutia (1989)…等則採 1~24 個月；Kang et al. (2002) 以一週建立形成期，績效期採 1、2、4、…、26 週考量 8 個期間。因形成期與績效期是否具有期間重疊 (overlapping) 所產生的差異性，DeBondt and Thaler (1985)、Loughran and Ritter (1996)…等採二種期間為重疊的方式；而 DeBondt and Thaler (1985) 、Chan (1988)、Conrad and Kaul (1993)、Ball, Kothari and Shanken (1995)…等則採不重疊方式。

除上述的差異性，另外還有許多因素也被熱烈討論，如差異性的風險 (不同時間的條件貝它值)，季節性效果 (一月效果)，規模效果及來自於買－賣價反彈的衡量偏誤等因素已經被驗證出與贏家－輸家投資組合的獲利性有關，有

關的研究如述：Reinganum (1983) 提出以一年反轉效果 (Turn-of-The-Year Effect) 來解釋反向投資策略的獲利性。Fama and French (1988) 推斷出「過度反應效果」是理性市場對風險改變的反應，意味著效率市場的存在，亦是均值反轉風險溢酬 (Mean-Reverting Risk Premium) 被提出的原因。Zarowin (1989) 評論投資人的過度反應並不是造成贏家－輸家投資組合具有正的異常報酬的原因,而是由於規模效果及一月效果[1];同樣的Zarowin (1990) 認為DeBondt and Thaler (1985, 1987) 所驗證出的股票市場過度反應是因為規模效果，他發現最不佳的投資組合贏過最佳的投資組合,且在此投資組合形成期間他們的規模顯著性較小；然而，Zarowin在解釋規模效果之後，於短期中仍然發現存在過度反應的異常現象。

Chan (1988), Ball and Kothari (1989) 及Cho and Engle (1999) 解釋DeBondt and Thaler (1985, 1987) 所發現的異常報酬是因為輸家與贏家股票間的風險溢酬並非是固定的,認為反向投資組合的獲利性是由於此股票報酬差異性風險的槓桿效果 (Leverage Effect) 導致貝它值的移動而來。他們主張贏家－輸家投資組合的相對獲利性可由風險的轉移來解釋,而此風險性的轉移是由於正負異常報酬可預知到條件貝它值是不對稱的結果[2]，因此他們主張在衡量反向投資組合績效時，對估計報酬所使用的方法相對非常敏感；Jones (1993) 提出以理性時間變化期望報酬率來解釋反向投資的貝它值與風險益酬間具有正的共變異數，此論點類似於 Chan (1988) 認為最終投資者於形成期的相對風險是根據形成期的市場報酬率來決定，然而Jones並未否認DeBondt and Thaler (1985, 1987) 所發現反向投資策略獲利的可能性。相反地，有許多的研究中包含DeBondt and Thaler (1987, 1989), Chopra et al. (1992) 及Braun, Nelson and Sunier (1995) 發現反向投資組合中估計貝它值的改變及發現估計的貝它值在市場上揚時為正值,走低時為負值,而這些投資組合報酬以資本資產定價模式 (CAPM) 的貝它值作風險調整並不適合，並證明出條件貝它值的槓桿效果無法充分說明股票市場中過度反應對贏家及輸家投資組合的效果。

Lo and MacKinlay (1990) 主張由於正的橫斷面 (交互) 自我相關 (The Positive Cross-Autocorrelation) 具有個別證券間領先落後效果會導致反向投資的獲利性，故反向投資獲利性的存在不需支持股市的過度反應。Lo and MacKinlay 將反向操作策略獲利分解成三部分：每支股票期望報酬的橫斷面變

[1] 其他有關研究如：Banz (1981) 及Keim (1983) 等提出贏家─輸家效果是規模效果的另一種實例。研究中發現公司規模與其績效報酬率具負相關；即表示小規模的公司勝過大規模的公司。
[2] Chan (1988) and Cho and Engle (1999) 認為條件貝他值與市場風險貼水具有正的共變異數影響時間變化的期望報酬率，而Ball and Kothari (1989) 並未發現此關係。

異、個別股票報酬的自我相關、股票報酬間橫斷面 (交互) 自我相關。他們發現當股票報酬間有規律的領先或落後關係時,即使股票報酬並不存在負自我相關,採反向操作策略仍可獲得正的利潤。但是,Jegadeesh and Titman (1995) 對於反向操作策略的獲利分解,有不同的看法。他們發現短期的反向操作策略獲利主要是來自於投資者對於特定公司訊息的過度反應,而不是來自於股票報酬間領先或落後的關係。周賓凰 (2001) 也以統計分解的方式來探討反向投資策略的績效歸因於隔夜報酬率自我相關與橫斷面自我相關的層度,他發現日內交易的第一個小時反向投資策略具有獲利性,但在考慮交易成本後其獲利性並不顯著。

綜合上述的分析結果,若以形成期觀察出的輸家、贏家來建立投資組合,再以績效期來檢驗反向投資獲利性的傳統方法,不難發現其爭議點多來自上述的差異性 (尤其關鍵發生在建立贏、輸家投資組合的程序中),亦是過去許多學者只著重於解釋反向投資的獲利性與爭論是否存有獲利性的爭議性來源。因此,過去的研究大多沈迷於如何以不同的輸家與贏家投資組合選取方式來有效建立投資組合、改善衡量錯誤 (計算報酬率) 的方式或考慮其他影響因素 (如:規模效果、一月效果…) 等問題來探討反向投資的獲利性。事實上,他們往往忽略了研究反向投資策略獲利性是否存在的同時,其結果實際上與研究者所採行建立贏、輸家投資組合的程序差異有著顯著性的關係。

因此,本文想嘗試以另一種思維,即是藉由時間序列模式捕捉股票報酬動態過程來探討與台灣股市反向投資獲利性的關係,因為不管以什麼理論與方法來驗證反向投資策略的獲利性是否存在或其來源為何?顯然反向投資策略的獲利性與股票報酬均值反轉的行為 (The Mean-Reverting Behavior) 有關,但在過去的文獻中卻極少是以研究股票報酬率動態時間序列的特性來探討反向投資策略的獲利性;因此,本文主要採用 Nam, Pyun and Arize (2002) 的觀念針對股市報酬率原始序列資料直接衡量不對稱反轉的型態及其與反向投資獲利性的關係,文中除根據他們主要的模型為依據,亦進一步以衍生模式來探討不對稱反轉型態是否在一月或二月時特別顯著。

另外,也有許多研究將焦點集中在交易波動性與報酬率序列間相關的可能性,LeBaron (1992) 發現交易波動性與股票日報酬及週報酬率序列間存在負向的關係,Campbell, Grossman and Wang (1993) 驗證出股票日報酬的序列相關與交易波動性間存在負相關;Sentana and Wadhwani (1992) 證明股票日報酬及一小時的報酬當波動性低 (高) 時存在正 (負) 的自我相關,同時證明出許多股票需求的交易者會遵循一些不同的回饋策略來操作,且此操作策略具有不

同的變動性，將會改變股票報酬率序列相關的正負值。

有關股票報酬率波動性的研究已經證明出在波動性的過程中正或負報酬率衝擊下具有不對稱的影響，即所謂的槓桿效果；此意謂著非預期的負報酬衝擊會導致高的報酬率波動性，非預期正報酬衝擊反而會導致較低的報酬率波動性。因此，研究中不僅考慮均值過程的不對稱反轉型態，也探討變異數動態過程的波動性影響；文中詳細說明「不對稱非線性平滑轉換 (Asymmetric Nonlinear Smooth-Transition, ANST) GARCH 模型」，並用此模型捕獲條件均值及條件變異數受正負報酬衝擊下的不對稱作用。本研究中，假設股票報酬就反轉趨勢 (或速度)及強度二方面存在不對稱反轉型態；平均而言，負報酬反轉成正報酬比正報酬反轉成負報酬的現象更具反轉的可能性，且也具有較強的反轉強度。在報酬率的動態過程中不對稱的反轉型態並不能透過傳統的自我回歸模型所捕獲，因為傳統模式受限於其序列相關係數為常數，無法描繪出報酬率的動態過程。因此，必須使用非線性自我回歸的模型來配適，此非線性模型允許序列相關係數受到前期正或負報酬率的衝擊下而改變，如 LeBaron (1992) 及 Sentana and Wadhwani (1992) 證明出股票報酬的序列相關性顯示出是隨時間變異的型態，此型態必須以非線性自我迴歸過程來捕取，才能獲得較好的結果。

貳‧報酬率不對稱反轉與反向投資獲利性的關係推論

依據 Nam, Pyun and Arize (2002) 假定股票報酬的動態過程為一種非線性自我相關的程序：

$$
\begin{aligned}
R_t &= \mu + \phi^- R_{t-1} + \varepsilon_t \quad if \quad \varepsilon_{t-1} < 0 \\
R_t &= \mu + \phi^+ R_{t-1} + \varepsilon_t \quad if \quad \varepsilon_{t-1} \geq 0
\end{aligned}
\qquad \textbf{(2.1)}
$$

(2.1)之條件方程式的穩定條件為$\left|\phi^-\right| < 1$與$\left|\phi^+\right| < 1$，對於R_t受前期正及負報酬的衝擊之下此模式允許不同的自我回歸程序，當$\varepsilon_{t-1} < 0$序列相關以ϕ^-來衡量，當$\varepsilon_{t-1} > 0$序列相關以ϕ^+來衡量，不對稱的反轉型態意味$\phi^+ > \phi^-$，換言之在負報酬衝擊下序列相關係數小於正報酬所衝擊下的序列相關係數。首先，ϕ^+與ϕ^-的估計值表示R_t分別受到前期正或負報酬的衝擊下反轉的趨勢 (或速度)，當存在$\phi^+ > \phi^-$的條件時，隱含長期平均而言負報酬率比相同大小的正報酬率更有可能反轉。例如：在$\phi^+ > \phi^-$及$\phi^+ > 0$、$\phi^- > 0$的條件下，隱含負報酬率持續性的存在時間相對於同樣大小正報酬率持續性的存在時間要短很多；反

之，在$\phi^+ > \phi^-$及$\phi^+ > 0$、$\phi^- < 0$的條件下，隱含負報酬率會表現出非常強的反轉趨勢，而正的報酬率會有持續性的存在。第二，在$\phi^+ > \phi^-$的條件下，隱含負報酬率反轉的強度比正報酬率反轉的強度要大。

不對稱反轉型態之驗證條件依 Nam, Pyun and Arize (2002) 細部推導過程詳述如下：

不對稱反轉的條件推論：

假設：設在 t-1 時點，$R_{t-1} = \mu = 0$，代回 (2.1) 式

則 t 時點，

$$R_t = \varepsilon_t \tag{2.2}$$

若$\varepsilon_t < 0$，設$\varepsilon_t = \varepsilon_t^- < 0$，代表負報酬衝擊，意謂此時為**輸家股票**。

$\varepsilon_t > 0$，設$\varepsilon_t = \varepsilon_t^+ > 0$，代表在 t 時點同樣大小的正報酬衝擊，意謂為**贏家股票**。且$\varepsilon_t^+ = -\varepsilon_t^-$。再代回 (2.1) 式

則 t+1 時點的條件期望報酬二條件方程式為：

$$\begin{aligned} E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t) &= \phi^- \varepsilon_t^- \quad if \;\; \varepsilon_t < 0 \\ E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t) &= \phi^+ \varepsilon_t^+ \quad if \;\; \varepsilon_t > 0 \end{aligned} \tag{2.3}$$

從 t 到 t+1 時點反轉的期望報酬大小可以 (2.3) 式與 (2.2) 的差來衡量，則條件方程式為：

$$\begin{aligned} E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t < 0) - R_t &= (\phi^- - 1)\varepsilon_t^- \quad if \;\; \varepsilon_t < 0 \\ E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t > 0) - R_t &= (\phi^+ - 1)\varepsilon_t^+ \quad if \;\; \varepsilon_t > 0 \end{aligned} \tag{2.4}$$

若報酬率具有不對稱反轉型態的假設存在時，負報酬的反轉強度 (取絕對值)大於正報酬的反轉強度，則從 t 到 t + 1 時點反轉的期望報酬大小的比較可寫成下一不等式：

$$\left| E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t < 0) - R_t \right| > \left| E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t > 0) - R_t \right| \tag{2.5}$$

因為在時間序列模式中$\left|\phi^+\right| < 1$、$\left|\phi^-\right| < 1$為自我迴歸模式 (AR) 的穩定條件，則上不等式中之正負值分別為：

$$\begin{aligned} E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t > 0) - R_t &= (\phi^+ - 1)\varepsilon_t^+ < 0 \\ E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t < 0) - R_t &= (\phi^- - 1)\varepsilon_t^- > 0 \end{aligned}$$

(2.5)不等式左右兩邊取絕對值之後，分別爲：

$$R_t - E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t > 0) = (1-\phi^+)\varepsilon_t^+ > 0$$
$$E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t < 0) - R_t = (\phi^- - 1)\varepsilon_t^- > 0$$

則(2.5)不等式可改寫成：

$$(\phi^- - 1)\varepsilon_t^- > (1-\phi^+)\varepsilon_t^+ \qquad \textbf{(2.6)}$$

又∵ $\varepsilon_t^- < 0$ 、 $\varepsilon_t^+ > 0$ ，且 $-\varepsilon_t^+ = \varepsilon_t^-$ ，∴第(2.6)式可再改寫爲：

$$-(\phi^- - 1)\varepsilon_t^+ > (1-\phi^+)\varepsilon_t^+$$

，進而解出 $\phi^+ > \phi^-$ 。

反向投資 (買入輸家股票、賣出贏家股票) 策略具獲利性的條件推論：

若在t 時點賣出贏家股票或買入輸家股票後，贏家股票到t+1 時點報酬率的反轉大小爲 $R_t - E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t > 0) = (1-\phi^+)\varepsilon_t^+$ ；輸家股票到t+1 時點報酬率的反轉大小爲 $E(R_{t+1} \mid \varepsilon_t < 0) - R_t = (\phi^- - 1)\varepsilon_t^-$ ，長期平均而言只要買入輸家股票的報酬率大於賣出贏家股票的報酬率，則反向投資會具有獲利性，此現象相當於(2.6)不等式的成立 $(\phi^- - 1)\varepsilon_t^- > (1-\phi^+)\varepsilon_t^+$ ，因此亦證明出反向投資具有獲利性的條件爲 $\phi^+ > \phi^-$ 。[3]

由此上述推論證明出：

當 $\phi^+ > \phi^-$ 的條件成立時，顯示長期平均而言負報酬反轉成正報酬比相同大小的正報酬反轉成負報酬的發生可能性較高、強度更大；且當此條件存在時，亦充分說明買入輸家股票與賣出贏家股票的投資策略具有獲利性。

此條件的成立，亦可說明反向投資策略能產生獲利性可解釋爲利用報酬率動態過程中具有不對稱性的結果。

[3] 平穩性序列的反轉強度隱含爲一固定的序列相關，對於正或負的衝擊反應是對稱的型態，即：$\phi^+ = \phi^-$ 。

參・研究方法

一、研究資料

本文研究資料是使用台灣證券交易所中之台灣加權股價指數及上櫃加權股價指數的月報酬，期間涵蓋範圍分別為：台灣加權股價指數資料期間為1971:01 到 2002:12 共計 384 個月報酬資料，上櫃加權股價指數資料期間為1995:10 到 2002:12 共計 87 個月報酬資料，資料來源由台灣經濟新報資料庫取得，另以「銀行業一個月期定期存款牌告利率」作為無風險利率，資料期間為1971:01 到 2002:12 共計 384 個月利率值，資料來源由 AREMOS 經濟統計資料庫取得，其超額報酬率之計算為上述指數報酬率分別減去「銀行業一個月期定期存款牌告利率」，全部的報酬率計算以百分比報酬表示。模型建立、鑑定及統計檢定工具使用 RATS 軟體撰寫 ANST-GARCH 程式及配合使用E-VIEWS 軟體。

根據本研究對資料初步的觀察發現：自 1971:01－2002:12 期間的台灣加權股價指數月超額報酬率，有 19 個四個連續月是上升的，有 12 個四個連續月是下降的，有 40 個三個連續月上升，相對只有 29 個三個連續月下降，及 73 個二個連續月上升，53 個二個連續月下跌；自 1995:01－2002:12 期間之上櫃加權股價指數月超額報酬率，有 6 個四個連續月是上升的，4 個四個連續月是下降的，有 10 個三個連續月上升，相對只有 6 個三個連續月下降，及 24 個二個連續月上升，18 個二個連續月下跌。此種在時間序列中回復型態的顯著不對稱，或許對於反向投資獲利性的來源能引用這些不對稱的現象來作合理的解釋。

二、實證模式

(一)單根檢定

大多數研究對於數列是否具恆定性的檢定都採用 ADF 檢定，模式如下

$$\Delta y_t = \alpha + \beta\, t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta y_{t-i} + \omega_t \qquad \textbf{(3.1)}$$

檢定假設為H_0：$\gamma = 0$序列具單根性質，H_1：$\gamma < 1$序列不具單根性質。其中Δ表示數列一階差分，t代表時間趨勢變數，ω_t為白噪音，而ADF檢定中對於落差階數k的選擇主要的作用是輔助迴歸 (auxiliary regressions) 沒有殘差自

我相關爲原則，最適當的落後階數k的選擇則採最小AIC準則。

(二)報酬率動態過程的線性檢定 (Linearity test)

採用非線性模式描述超額報酬的行爲時，必須先進行線性檢定，以確定資料是否具有非線性特質。本研究將利用超額報酬序列配適一線性的自我迴歸AR(P)模型，並以 AR(p)模型的殘差項作爲線性檢定的基礎。有關線性檢定，本研究採用 Ramsey (1969) 所提出的 RESET 檢定，說明如下：

H_0：模式爲線性，H_1：模式爲非線性

1.假設模式的線性部分可配適爲下列模式：

$$y_t = z_t\beta + \varepsilon_t \quad , t = 1,\ldots,T \tag{3.2.1}$$

其中 $z_t = (1, y_{t-1},\ldots, y_{t-p}, x_{t-1}, x_{t-2},\ldots, x_{t-k})$ ，利用 OLS 估計出參數 $\hat{\beta}$ ，將 $\hat{\beta}$ 代回 (3.2.1) 式得到 $\hat{y}_t = z_t\hat{\beta}$，計算殘差 $\hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{y}_t$ 及 $SSR_0 = \sum \hat{\varepsilon}_t^2$。其最適落差階數的選擇採用最小 AIC 準則。

2.採用 OLS 法估計下式 (3.2.2 式) 的參數 $\hat{\delta}$ ，**並計算** $SSR = \sum \hat{v}_t^2$

$$\hat{\varepsilon}_t = z_t\delta + \sum_{j=2}^{h} \psi_t^{2} \tilde{z}_t^j + v_t \tag{3.2.2}$$

其中 $\tilde{z}_t^j = (y_{t-1}^j, y_{t-2}^j,\ldots, y_{t-p}^j, x_{t-1}^j, x_{t-2}^j,\ldots, x_{t-k}^j), j = 2,\ldots,h$ ，h：表示資料的非線性部分。

3.計算 F 統計量：

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR)/(h-1)}{SSR/(T-m-h)} \tag{3.2.3}$$

其中 $m = p + k$，若對所有的 s 階數而言，$E(z_t u_{t-s}) = 0$，則(3.2.3)式的 F 統計量應爲 $F(h - 1,T - m - h)$。若對所有的 s 階數而言， $E(x_t u_{t-s}) = 0$ ，則(3.2.3)式的統計量漸進於 $\chi^2(h-1)$ 分配。

(三)不對稱非線性平滑轉換 (ANST) GARCH(M) 模型

1.報酬率動態過程的不對稱反轉型態

此模型 (Nam, Pyun and Arize, 2002) 是由條件均值及條件變異數的動態過程中來捕取不對稱反轉的特性，即是利用此模型中的條件均值方程式來描述

股票報酬不對稱的反轉行爲，及以條件變異方程式來描述波動性存在不對稱的反應。

以 R_t 表示超額（或期望）報酬的序列，以下具體敘述不對稱的非線性平滑轉換模型：

模型一：

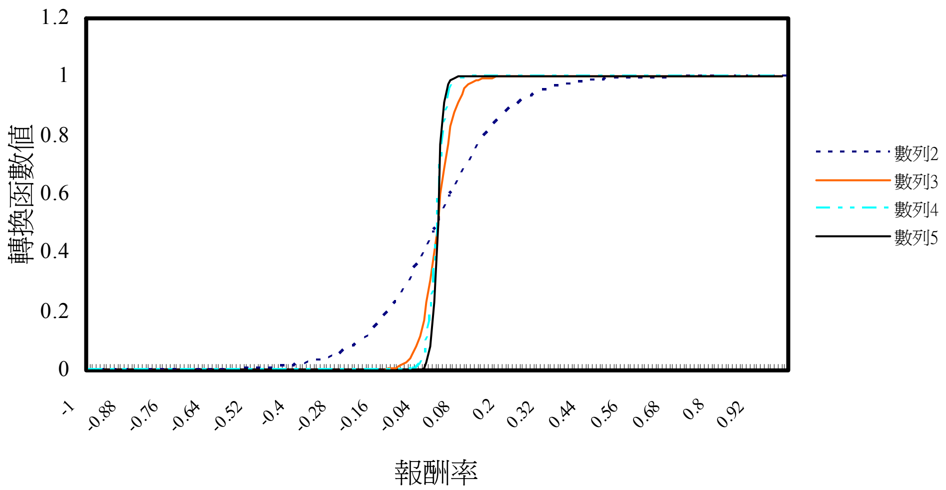
$$R_t = \mu + \left[\phi_1 + \phi_2 \cdot F(\varepsilon_{t-1})\right] \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.3.1a}$$

$$h_t = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + \left[b_0 + b_1\varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}\right] \cdot F(\varepsilon_{t-1}) \tag{3.3.1b}$$

$$where \quad F(\varepsilon_{t-1}) = \{1 + \exp[-\gamma(\varepsilon_{t-1})]\}^{-1} \tag{3.3.1c}$$

ε_t：是白色噪音序列，表示在 t 時點衡量新資訊進入市場影響的集合。

$\varepsilon_t = v_t \cdot \sqrt{h_t}$ ，$\varepsilon_t \sim N(0, \sqrt{h_t})$ ，$v_t^{iid} \sim N(0,1)$ 。



圖一　轉換函數 $F(\varepsilon_{t-1})$ 值與參數 γ 相對圖

在 (3.3.1c) 中，參數 γ 值的大小決定了在波動性值域間的轉換速度，圖一中顯示若假設參數 γ 值分別爲 10、40、80 及 120 時，可觀察出隨 γ 值愈越大時，$F(\varepsilon_{t-1})$ 曲線愈垂直，此表示當 γ 值愈大時，波動性值域間即具有較快的轉換速度，反之亦然；若 γ 值爲正且夠大時，即當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 時，$F(\varepsilon_{t-1}) \cong 0$，而當 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 時，$F(\varepsilon_{t-1}) \cong 1$。

(3.3.1a)式爲條件均值方程式，其中序列相關由 $\phi_1 + \phi_2 \cdot F(\varepsilon_{t-1})$ 來衡量。

當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 時， $F(\varepsilon_{t-1}) \cong 0$，則序列相關由 ϕ_1 來衡量，而當 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 時，$F(\varepsilon_{t-1}) \cong 1$，則序列相關由 $\phi_1 + \phi_2$ 來衡量，其改變範圍界於 ϕ_1 及 $\phi_1 + \phi_2$ 之間(因為 $0 \leq F(\varepsilon_{t-1}) \leq 1$)。因此，其序列相關的改變受前期正或負報酬衝擊之下，此模型亦可允許不同的自我回歸程序，此模型便配置成同 (2.1) 條件方程式中表達股票報酬率的非線性動態過程。另 R_t 的穩定條件為 $\left|\phi_1 + \phi_2 \cdot F(\varepsilon_{t-1})\right| < 1$，即是當 $\varepsilon_{t-1} < 0$，$F(\varepsilon_{t-1}) \cong 0$ 時，必須 $\left|\phi_1\right| < 1$ 之條件，或當 $\varepsilon_{t-1} > 0$，$F(\varepsilon_{t-1}) \cong 1$ 時，則必須滿足 $\left|\phi_1 + \phi_2\right| < 1$ 之條件。

而波動性不對稱的現象可由(3.3.1b)式中 $\left[a_1 + b_1 F(\varepsilon_{t-1})\right] + \left[a_2 + b_2 F(\varepsilon_{t-1})\right]$ 來衡量，即在前期為負的報酬率衝擊時 $F(\varepsilon_{t-1}) \cong 0$，波動性以 $a_1 + a_2$ 參數來衡量，當前期為正的報酬率衝擊時 $F(\varepsilon_{t-1}) \cong 1$，波動性以 $(a_1 + a_2) + (b_1 + b_2)$ 參數來衡量；因此，當 $b_1 + b_2 < 0$ 時可獲取在正或負的報酬率衝擊之下具有不對稱的波動性反應。值得注意的是由於 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 時，$0 \leq F(\varepsilon_{t-1}) < 0.5$，目前的波動性可稱為「高波動持久性狀態」；反之，當 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 時，$0.5 < F(\varepsilon_{t-1}) \leq 1$，目前的波動性可稱為「低波動持久性狀態」；當 $\varepsilon_{t-1} = 0$ 時，$F(\varepsilon_{t-1})$ 的值等於 0.5，隱含目前波動性 h_t 處於較高與較低值域間的中間點[4] (可如圖一所顯示)，因此在變異數的動態過程中透過此 $F(\varepsilon_{t-1})$ 函數來控制轉換的機制時，可產生波動性持續性存在現象的不同狀態;此種特殊的波動性轉換過程能夠比其他不對稱的GARCH模型在處於較平滑的狀態下，以更有彈性的方式去捕獲不對稱的波動性反應。

模型一最主要的優點是將條件均值及條件變異數納入模型配置中，因此，在條件均值及條件變異數上報酬率的衝擊效果可以同時被衡量出。即當發生巨大的負報酬衝擊時，序列相關可由 ϕ_1 (或正報酬衝擊以 $\phi_1 + \phi_2$) 來衡量，以 $a_1 + a_2$(或 $a_1 + b_1 + a_2 + b_2$) 來衡量槓桿效果。[5]

因此，依據前一節所述的研究推論：

∵當 $\varepsilon_{t-1} < 0$，模型一之序列相關由 ϕ_1 來衡量，
而當 $\varepsilon_{t-1} > 0$，模型一之序列相關由 $\phi_1 + \phi_2$ 來衡量
∴ $\phi^+ > \phi^-$ 的條件，相當於驗證模型一中 $\phi_1 + \phi_2 > \phi_1$ 的條件，既是驗證 $\phi_2 > 0$ 的條件。

---

[4] 詳細請參閱Nam (1998) and Anderson, Nam and Vahid (1999)。

[5] Nam, Pyun and Arize (2001) 已經檢定條件均值及條件變異數方程式中 γ 參數具有相同值的虛無假設，若以LR方法檢定結果並不顯著，拒絕虛無假設。此隱含在前期正或負報酬衝擊之下報酬率不對稱反轉速度並不必然要不同於波動性轉換的速度。

亦可證明所形成的報酬率不對稱反轉型態是由於負報酬率比正報酬率的反轉性更有可能發生，且負報酬反轉成正報酬比正報酬反轉成負報酬更具有較大的反轉強度。即當 $\phi_2 > 0$ ，且 $\phi_1 < 0$ 時意謂著負報酬存在強烈的反轉行為。若當 $\phi_2 = 0$ ，那麼表示報酬率不具有不對稱的型態，因此報酬率反轉過程是對稱的。

模型二：

$$R_t = \mu + \left[\phi_1 + \phi_2 \cdot F(\varepsilon_{t-1})\right] \cdot R_{t-1} + \delta \cdot \sqrt{h_t} + \varepsilon_t \qquad \textbf{(3.3.2a)}$$

$$h_t = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + \left[b_0 + b_1\varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}\right] \cdot F(\varepsilon_{t-1}) \qquad \textbf{(3.3.2b)}$$

為進一步瞭解報酬率的不對稱反轉型態是否與時間變異的理性期望假說有關，研究中再將模型一修改為 ANST-GARCH-M 模型，估計條件期望報酬率中時間變化的波動性效果，來探討隨時間變化的期望報酬率是否歸因於對波動性變化的調整。

(3.3.2a)條件均值方程式中以參數 δ 值來衡量期望報酬中隨時間變化的波動性效果。因此，當 $\delta \neq 0$ 且 $\phi_2 > 0$ 時，可證明出不對稱的反轉型態與時間變異理性期望假說無關；而當 $\delta \neq 0$ 且 $\phi_2 = 0$ 時，則可證明出不對稱的反轉型態主要是來自於時間變異的理性期望假說；又當 $\delta = 0$ 且 $\phi_2 > 0$ 仍顯著時，則表示時間變異理性期望假說在台灣股市中可能不存在，市場存在不對稱的反轉型態。

2.波動性與序列相關的負相關性

本文以模型三來驗證股票報酬率不對稱的反轉型態是否也可歸因於未來波動性與報酬序列相關的負向關係所致。為確定就波動性本身對月報酬序列中反轉型態的顯著性影響程度為何，本文配置模型三來驗證：

模型三：

$$R_t = \mu + \left[\phi_1 + \varphi \cdot \sqrt{h_t}\right] \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \textbf{(3.3.3a)}$$

$$h_t = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + \left[b_0 + b_1\varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}\right] \cdot F(\varepsilon_{t-1}) \qquad \textbf{(3.3.3b)}$$

參數 φ 表示未來波動性與序列相關的關係，若 φ 為負，則不對稱的反轉特性可能是因為波動性的效果，因為若波動性存在槓桿效果時，當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 之

波動性 h_t 會大於 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 之波動性 h_t，所以當(3.3.3a)條件均值方程式的序列相關以 $(\phi_1 + \varphi \cdot \sqrt{h_t})$ 來衡量時，則 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 時條件均值方程式的序列相關值會小於 $\varepsilon_{t-1} > 0$ 時的序列相關值；然而，若 $\varphi \geq 0$，則表示報酬率序列相關與未來波動性間的負向關係與不對稱的反轉型態是無關的。

本文為更進一步檢定當報酬率的序列相關允許波動性的效果時，以模型四來探討不對稱的反轉型態是否仍然顯著。

模型四：

$$R_t = \mu + \left[\phi_1 + \phi_2 F(\varepsilon_{t-1}) + \varphi \cdot \sqrt{h_t}\right] \cdot R_{t-1} + \varepsilon_t \quad \textbf{(3.3.4a)}$$

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + \left[b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}\right] \cdot F(\varepsilon_{t-1}) \quad \textbf{(3.3.4b)}$$

此模型中，將波動性效果及不對稱反轉型態二者的參數一起被配置於(3.3.4a)條件均值的方程式中，透過此模型故可以驗證未來波動性與不對稱反轉型態間合適的統計連結關係。若 $\phi_2 = 0$ 且 $\varphi < 0$ 時，則顯示不對稱型態確實來自波動性效果，若 $\phi_2 > 0$，不管 φ 的符號為何或並不顯著時，可驗證出未來波動性與報酬序列相關間的關係對於不對稱反轉型態而言是獨立的。

3.不對稱反轉型態與一月 **(**或二月**)** 效應

DeBondt and Thaler (1987) 在探討反向投資獲利性的同時，考量「一月效應」發現，輸家及贏家投資組合在十二月的超額報酬率均與隔年一月的報酬率呈現負相關，此也意謂十二月與隔年一月的超額報酬率存在強烈的反轉型態，另外Zarowin (1990) 及國內詹家昌 (1991)、李存修與林欽龍 (1993) 的研究中亦發現反向投資策略的獲利性與「一月效應」有關。而本文另以衍生的ANST-GARCH模式，進一步探討國內股票市場的月超額報酬率不對稱反轉型態是否於一月或二月份特別顯著。[6]衍生模型如模型五：

模型五：

$$R_t = \mu + \left[\phi_1 + \phi_2 F(\varepsilon_{t-1})\right] \cdot R_{t-1} + \left\{\left[\phi_3 + \phi_4 F(\varepsilon_{t-1})\right] \cdot R_{t-1}\right\} DUM_t + \varepsilon_t \quad \textbf{(3.3.5a)}$$

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + \left[b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}\right] \cdot F(\varepsilon_{t-1}) \quad \textbf{(3.3.5b)}$$

---

[6] 討論「二月效應」的原因是本國在二月份具有所謂的春節效應，農曆年關前的通貨緊縮至年關後對於股市的影響，其報酬率是否出現異常的現象，亦即其超額報酬率的反轉型態是否易於其它月份，而非其它國家具有所謂的「一月效應」。

DUM_t：在月資料中考慮「一月效應」或、「二月效應」加入虛擬變數，分別配置於(3.3.5a)條件均值的方程式中。若 $\phi_2 = 0$ 或 $\phi_4 > 0$，報酬率不對稱反轉型態與「一月效應」或「二月效應」DUM_t 效果有關，若 $\phi_2 > 0$ 且 $\phi_4 = 0$ 時，可驗證出「一月效應」或「二月效應」DUM_t 變數與報酬序列相關間的關係對於不對稱反轉型態而言是獨立的。

肆・研究結果與分析

一、樣本資料敘述統計

表一　股價指數報酬及超額月報酬率資料相關統計量

統計量	台灣加權股價指數月報酬	上櫃加權股價指數月報酬	銀行業一個月定存利率	台灣加權股價指數月超額報酬[a]	上櫃加權股價指數月超額報酬[a]
資料期間：	1971.01-2002.12	1995.10-2002.12	1971.01-2002.12	1971.01-2002.12	1995.10-2002.12
觀察值	384	87 [b]	384	384	87
平均值 (Mean%)	1.520443	0.556322	0.495607	1.026172	-0.483448
標準差 (std%)	10.88635	11.40476	0.167238	10.91182	10.17655
偏態 (Skewness)	0.459533	0.615519	0.539909	0.462423	0.396149
峰態 (Kurtosis)	5.615439	3.688031	3.084707	5.613969	3.918499
Jarque-Bera常態性檢定[c] (p-value)	122.9632 (0.000)**	7.209546 (0.027194)*	18.77092 (0.000084)**	123.0107 (0.000)**	5.333735 (0.049470)*
自我相關 (序列)	0.107 (0.008)**	0.254 (0.018)*	0.975 (0.000)**	0.111 (0.023)*	0.109 (0.005)**
Ljung-Box Q test (序列) (p-value)	Q(1)=4.4337 (0.035)*	Q(1)=5.8116 (0.016)*	Q(1)=367.66 (0.000)**	Q(1)=4.7617 (0.029)*	Q(1)=4.2624 (0.045)*
自我相關 (殘差平方)	0.360(1st)	0.055(1st)	0.131(1st)	0.362(1st)	0.283(3th)
Ljung-Box Q test (殘差平方) (p-value)	Q(1)=49.917 (0.000)**	Q(1)=0.2737 (0.601)	Q(1)=6.5750 (0.010)**	Q(1)=50.461 (0.000)**	Q(3)=12.132 (0.007)**

註：a：「加權股價指數月超額報酬」=「加權股價指數月報酬」－「銀行業一個月定存利率」。

b：自民國八十三年十一月，隸屬於台北市證券商業同業公會之櫃檯買賣服務中心，提供投資人客觀與連續之交易值資訊，櫃檯買賣中心亦於民國八十四年年底正式採用「櫃檯買賣中心加權股價指數」，作爲投資人判斷之依據。故上櫃指數月報酬資料計算取自台灣新報資料庫 1995 年 10 月至 2002 年 12 月共計 87 個月資料。

c：常態性檢定以 Jarque-Bera 統計量 $T - k/6\left[skewness^2 + (kurtosis - 3)^2/4\right] \sim X^2(k)$。

*：達 5%統計顯著水準，**：達 1%統計顯著水準。

表一中顯示股價指數月報酬率、銀行業一個月定存利率及股價指數月超額報酬率資料相關統計量，其中發現銀行業一個月定存利率、二市場指數報酬率及超額報酬率均具有顯著的右偏高狹峰分配及由 Jarque-Bera 常態性檢定結果皆達 1%的統計顯著水準，故拒絕常態性假設；另外短期股票指數報酬率序列中也普遍發現一階自我相關的現象，除上櫃加權股價指數月報酬及月超額報酬達 5%統計顯著水準，其他均達 1%統計顯著水準，這些統計上的特性顯示出股票報酬的動態過程可由自我迴歸過程 (AR) 來描述。再針對 AR 模式中的殘差平方以 Ljung-Box Q 檢定發現上櫃加權股價指數月超額報酬爲三階顯著，台灣加權股價指數月超額報酬爲一階顯著，且均達 1%顯著水準，表示超額報酬序列均存在自我迴歸條件異質變異 (autoregressive conditional heteroscadesticity) 的現象。(本文後述之報酬率均爲超額報酬率)

二、單根檢定與非線性檢定

表二爲單根檢定與非線性檢定的結果：單根檢定中對於模式最適落差期數的選擇採用最小 AIC 準則，由 ADF 單根檢定的結果顯示，皆拒絕存在單根虛無假設，表示「台灣加權股價指數月超額報酬」與「上櫃加權股價指數月超額報酬」皆不具有單根性質。另外驗證兩種超額報酬率是否具有非線性現象，利用非線性模式加以描述，以最適 AR(p)模型的殘差項進行 RESET 檢定，檢定結果如表二下半部所示，二超額報酬均拒絕模式爲線性的虛無假設，顯示二序列應以非線性模式來描述其動態行爲較爲適當。

表二　單根檢定 (含截距項) 與非線性檢定結果

	台灣加權股價指數 月超額報酬	上櫃加權股價指數 月超額報酬
最適落差期數 K	3	3
ADF 單根檢定	-9.0357**	-4.0057**
最適模式	AR(1)	AR(1)
RESET 非線性檢定	6.9060**	2.7687*

註：1. ADF(k) 統計檢定值 1% 顯著水準臨界值分別爲-3.4496、-3.5101。
2. RESET 檢定統計量爲 F 統計量。
3. ** 表示在 1% 顯著水準下呈現顯著，* 表示在 5% 顯著水準下呈現顯著。

三、實證結果與解釋

(一)不對稱的反轉型態

1.模式估計結果

本文以 Rats 軟體撰寫具有提供參數演化分析功能的最大概似估計法程式，依據 Bollerslev and Wooldridge (1992) 在常態分配的假設下由 log-likelihood 函數中演化參數所獲得的標準誤作爲統計推論的結果。

表三顯示模型一及模型二以台灣加權股價指數月超額報酬自 1971:01 至 2002:12 期間及上櫃加權股價指數月超額報酬自 1995:10 至 2002:12 期間的估計結果，從表中發現模型一：台灣加權股價指數月超額報酬與上櫃加權股價指數月超額報酬的 ϕ_2 均爲正值且分別達到 1%及 5%的統計顯著水準，因此支持文中股價指數超額報酬具有不對稱的反轉型態。[7]台灣加權股價指數月超額報酬中 ϕ_1 估計值爲正值且達到 1%統計顯著水準，而 ϕ_1 是用來衡量序列於前期負報酬衝擊下的相關係數，結果顯示在受到前期負報酬衝擊下的序列相關係數值 ϕ_1 爲 0.0353；受到前期正報酬衝擊下的序列相關係數值 $(\phi_1+\phi_2)$ 爲 0.478；上櫃加權股價指數月超額報酬中 ϕ_1 估計值爲正值且達到 5%統計顯著水準，結果顯示在前期負報酬衝擊下的序列相關係數值 ϕ_1 爲 0.1298；在前期正報酬衝擊下的序列相關係數值 $(\phi_1+\phi_2)$ 爲 0.683。[8]因此根據第二節的檢定假設所述發現台灣加權股價指數及上櫃加權股價指數月超額報酬均具有負報酬率衝擊的持續性存在相對於同樣大小正報酬率衝擊的持續性存在少很多，即負報酬率比相同大小的正報酬率更有可能發生反轉，亦隱含負報酬率反轉的強度比正報酬率反轉的強度要大，且反向投資具有獲利能力。

---

[7] 如本文參、研究方法中「模型一」檢定條件所述。

[8] 此結果與Nam, Pyun and Arize (2002) 檢定美國加權股價指數超額報酬結果不同，但與等權股價指數超額報酬結果相同。

表三　二市場股價指數月超額報酬率 ANST-GARCH 模型一及模型二參數估計值

參數	模型一		模型二	
	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬
μ	0.0015[a] (0.321)[b]	-0.0157 (0.263)	-0.0632 (0.001)**	-0.0486 (0.071)
ϕ_1	0.0353 (0.000)**	0.1298 (0.048)*	-0.0959 (0.023)*	0.1065 (0.050)*
ϕ_2	0.4428 (0.000)**	0.5535 (0.011)*	0.2071 (0.050)*	0.1914 (0.045)*
δ			0.5980 (0.000)**	0.2516 (0.045)*
a_0	0.0003 (0.000)**	-0.0070 (0.001)**	0.0085 (0.000)**	-0.0063 (0.015)*
a_1	0.2763 (0.000)**	0.1079 (0.514)	0.5580 (0.042)*	0.9430 (0.048)*
a_2	0.0151 (0.089)*	1.2899 (0.000)**	-0.0529 (0.698)	0.6250 (0.000)**
b_0	0.0052 (0.000)**	0.0294 (0.000)**	0.0077 (0.037)*	0.0169 (0.001)**
b_1	-0.0567 (0.012)*	-0.2567 (0.332)	0.2603 (0.019)*	-1.1548 (0.026)*
b_2	-0.1695 (0.000)**	-1.0150 (0.000)**	-0.4168 (0.050)*	-0.0070 (0.784)
γ	144.47 (0.000)**	47.460 (0.000)**	137.41 (0.025)*	31.511 (0.000)**
LLV [c]	699.878	148.279	673.320	149.892

註：條件變異數方程式 $h_t = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + \left[b_0 + b_1\varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}\right]\cdot F(\varepsilon_{t-1})$，轉換函數 $F(\varepsilon_{t-1}) = \{1+\exp[-\gamma(\varepsilon_{t-1})]\}^{-1}$ 條件均值方程式如下：

模型一：$R_t = \mu + \left[\phi_1 + \phi_2 \cdot F(\varepsilon_{t-1})\right]\cdot R_{t-1} + \varepsilon_t$

模型二：$R_t = \mu + \left[\phi_1 + \phi_2 \cdot F(\varepsilon_{t-1})\right]\cdot R_{t-1} + \delta \cdot \sqrt{h_t} + \varepsilon_t$

a：參數的係數值。

b：參數以 Bollerslev and Wooldridge t 統計量檢定， ()表示以 p-value 表達顯著性。

c：*LLV* 表示 Log-Likelihood Value。

*：達 5%統計顯著水準，**：達 1%統計顯著水準。

表三中顯示當以 ANST-GARCH-M 來配置模型二時，二指數月超額報酬序列的 ϕ_2 均為正值且均達到 5%統計顯著水準，亦得到相同的檢定結果，不對稱的反轉型態依然顯著，此意謂不對稱的反轉型態不會因不同的模型配置而有所改變，因此證明出二指數月超額報酬在具有變化的波動性之下風險貼水因時間變異的考量時，其不對稱反轉型態依然顯著，即表示出不對稱反轉型態不會

受到時間變異的理性期望假說而消失。估計結果顯示在受到前期正報酬衝擊之下台灣加權股價指數月超額報酬的序列相關係數值$(\phi_1+\phi_2)$爲 0.112、上櫃加權股價指數月超額報酬的序列相關係數值$(\phi_1+\phi_2)$爲 0.297，此隱含了正報酬具有持續性存在的現象。

另外，模型一及模型二的估計結果也發現條件變異數方程式中 $b_1+b_2<0$ 、 $a_1+a_2>0$ ，且皆達到 5%統計顯著水準，由此可捕獲不對稱波動性的反應，即在前期正或負報酬的衝擊之下存在不同的波動性，意謂著以 ANST-GARCH 來衡量槓桿效果是一種很適合的模型。表三中不管是模型一及模型二的γ估計值均顯示出具有很大的正值，且台灣加權股價指數月超額報酬比上櫃加權股價指數月超額報酬的γ值大許多，除模型二中台灣加權股價指數月超額報酬的γ值在 5%統計水準下達到顯著外，其餘的且皆在 1%統計水準下達到顯著，此結果意謂著二指數月超額報酬均在波動性區間中具有立即的轉換速度，且台灣加權股價指數月超額報酬較上櫃加權股價指數月超額報酬的轉換速度更快。

2.模式鑑定結果

對於模型診斷方式是以文中分別所配置之模型一及模型二的標準化殘差序列與標準化殘差平方序列來檢定。由表四中兩模型的診斷性檢定顯示，台灣加權股價指數月超額報酬模型一及模型二的標準化殘差序列其偏態、峰態係數與Jarque-Bera (LB) 統計量雖然達到 1%的顯著水準，拒絕常態性假設，但峰態係數已比原序列之峰態係數小很多；而上櫃加權股價指數月超額報酬模型一及模型二的標準化殘差序列其偏態、峰態係數與Jarque-Bera統計量皆不顯著，故接受常態性的虛無假設。另外二模式由落差 10 期的Ljung-Box Q(10)統計量檢定顯示其標準化殘差序列(v_t)及標準化殘差平方序列(v_t^2)皆未達顯著水準，表示序列不存在線性相依與非線性相依，且依據Engle (1982) 以ARCH(K) 統計量檢定模型殘差第k期是否存在條件異質變異現象，其結果亦顯示不存在顯著的條件變異。根據上述結果顯示透過兩模式的條件均值及條件變異數方程式皆可有效捕捉到二市場股價指數月超額報酬均值及變異數的不對稱動態過程。

表四　ANST-GARCH 模型一及模型二之診斷性檢定

統計量	模型一		模型二	
	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬
偏態 (v_t)	0.5883 (0.000)**	0.0157 (0.519)	0.4360 (0.000)**	0.2972 (0.272)
過度性峰態 (v_t)	1.5889 (0.000)**	-0.6192 (0.286)	1.5027 (0.000)**	0.2483 (0.654)
J-B (v_t)檢定	62.225 (0.000)**	1.6768 (0.432)	48.046 (0.000)**	1.4701 (0.479)
Q (10) [a]檢定v_t	8.9102 (0.259)[b]	13.027 (0.071)	9.7737 (0.202)	12.555 (0.085)
Q(10) 檢定 v_t^2	11.255 (0.128)	8.1126 (0.323)	11.152 (0.132)	9.0614 (0.248)
ARCH(1) [c]	0.0545 (0.815)	0.1887 (0.379)	0.0051 (0.974)	1.1577 (0.282)

註：表中統計量是以配置模型的標準化殘差序列(v_t)來作爲模型的診斷性檢定。

a：以Ljung-Box Q(10)檢定兩模型配置的標準化殘差序列(v_t)及標準化殘差平方序列（v_t^2）。

b：( )內之值爲 p-value。

c：爲標準化殘差序列(v_t)之自我迴歸條件異質變異檢定，統計量爲Chi-Squared(1)。

*：達 5%統計顯著水準，**：達 1%統計顯著水準。

(二)波動性與報酬率序列相關的關係

1.模式估計結果

根據 LeBaron (1992), Campbell et al. (1993) 及 Sentana and Wadhwani (1992)發現每小時、日及週資料的股票報酬率中報酬率的序列相關與未來波動性間呈現負相關，他們認爲此現象是因爲前期負報酬衝擊會比前期正報酬衝擊因爲槓桿效果的作用而引起較大的波動性。因此本文透過模型三及模型四的配置來驗證股票報酬率不對稱的反轉型態是否可歸因於未來波動性與報酬率序列相關間的負向關係所致。統計檢定結果如表五所示。

由表五中模型三的結果發現，台灣加權股價指數及上櫃加權股價指數月超額報酬條件均值方程式中參數φ的估計值雖然分別爲-0.0859 及-0.0344，但均未達到 5%的統計顯著水準[9]，故可忽略此關係，其意謂著LeBaron (1992), Campbell et al. (1993) 及 Sentana and Wadhwani (1992) 所發現的股票報酬率序列相關與未來波動性之間呈現的負向關係與股票報酬率的不對稱反轉型態是相互獨立的。此結果與Nam, Pyun and Arize (2002) 檢定美國股價指數月超額報酬的結果大致相同。另外二指數的條件變異數方程式之參數估計值中均顯示$b_1 + b_2 < 0$其值分別爲-1.123 及-1.579、$a_1 + a_2 > 0$其值分別爲 1.072 及 1.451，

[9] 即參數φ的係數值未顯著的異於 0。

即表示與前模型檢定結果相同，其波動性受到前期正或負報酬的衝擊之下存在不對稱的型態。

表五　二市場股價指數月超額報酬率 ANST-GARCH 模型三及模型四參數估計值

參數	模型三		模型四	
	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬
μ	0.0206[a] (0.001)**	-0.0126 (0.000)**	0.0470 (0.000)**	-0.0372 (0.002)**
ϕ_1	0.6020 (0.003)**	0.2543 (0.026)*	-0.6587 (0.000)**	-0.4560 (0.032)*
ϕ_2			0.9919 (0.000)**	0.6526 (0.000)**
φ	-0.0859 (0.602)	-0.0344 (0.088)[b]	0.0671 (0.022)*	0.0554 (0.062)
a_0	0.0019 (0.502)	-0.0067 (0.006)**	0.0068 (0.000)**	-0.0008 (0.480)
a_1	0.6461 (0.031)*	0.3734 (0.137)	0.3183 (0.000)**	0.2098 (0.008)**
a_2	0.4256 (0.005)**	1.0771 (0.000)**	-0.0083 (0.011)*	1.0162 (0.000)**
b_0	0.0035 (0.529)	0.0205 (0.000)**	0.4742 (0.000)**	0.0228 (0.000)**
b_1	-0.5048 (0.017)*	-0.4110 (0.122)	-0.8560 (0.000)**	0.0316 (0.597)
b_2	-0.6182 (0.001)**	-1.0676 (0.002)**	-0.9426 (0.000)**	-1.3594 (0.000)**
γ	100.12 (0.000)**	39.435 (0.000)**	122.80 (0.000)**	56.438 (0.050)*
LLV [c]	694.625	149.678	691.342	153.007

註：條件變異數方程式 $h_t = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + \left[b_0 + b_1\varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}\right]\cdot F(\varepsilon_{t-1})$，轉換函數

$F(\varepsilon_{t-1}) = \{1+\exp[-\gamma(\varepsilon_{t-1})]\}^{-1}$ 條件均值方程式如下：

模型三：$R_t = \mu + \left[\phi_1 + \varphi\cdot\sqrt{h_t}\right]\cdot R_{t-1} + \varepsilon_t$

模型四：$R_t = \mu + \left[\phi_1 + \phi_2\cdot F(\varepsilon_{t-1}) + \varphi\cdot\sqrt{h_t}\right]\cdot R_{t-1} + \varepsilon_t$

a：參數的係數值。

b：參數以 Bollerslev and Wooldridge t 統計量檢定，( )表示以 p-value 表達顯著性。

c：*LLV* 表示 Log-Likelihood Value。

*：達 5%統計顯著水準，**：達 1%統計顯著水準。

從模型四中可更進一步的瞭解，將波動性效果及不對稱反轉型態二者的參數一起配置於條件均值的方程式中，以此驗證未來波動性與不對稱反轉型態間合適的統計連結關係。根據統計估計結果發現，台灣加權股價指數月超額報酬條件均值方程式中參數 φ 的估計值為 0.0671，達到 5%的統計顯著水準，而上櫃加權股價指數月超額報酬條件均值方程式中參數 φ 的估計值為 0.0554，未達 5%統計顯著水準；然而，不管二市場股價指數報酬的波動性係數大小、正負值為何？或著顯著與否？最重要的是其 ϕ_2 值仍皆為正值，且均達 1%的統

計顯著水準，因此可更進一步說明，在考慮波動性效果之下月超額報酬的不對稱反轉型態依然顯著，證明出台灣二市場股價指數月超額報酬的不對稱反轉型態與波動性效果無關。模型四配置下二指數的條件變異數方程式之參數估計值也與前模型檢定結果相同，條件變異數方程式中參數 $b_1 + b_2 < 0$、$a_1 + a_2 > 0$，且皆達到 5%統計顯著水準，由此可捕獲不對稱波動性的反應，即在前期正或負報酬的衝擊之下存在不同的波動性。表五中不管是模型三或模型四二指數的 γ 估計值均顯示出具有很大的正值，皆均在 1%統計水準下達到顯著，因此結果也同樣顯示台灣加權股價指數月超額報酬比上櫃加權股價指數月超額報酬的 γ 值大許多，二指數月超額報酬均在波動性區間中具有立即的轉換速度，且台灣加權股價指數月超額報酬較上櫃加權股價指數月超額報酬的轉換速度更快。

2.模式鑑定結果

模型診斷方式是以所配置之模型三及模型四的標準化殘差序列與標準化殘差平方序列來檢定。由表六中兩模型的診斷性檢定顯示，台灣加權股價指數月超額報酬模型三及模型四的標準化殘差序列其偏態、峰態係數與 Jarque-Bera 統計量達到 1%的顯著水準，拒絕常態性假設；上櫃加權股價指數月超額報酬模型三及模型四的標準化殘差序列其偏態、峰態係數與 Jarque-Bera 統計量皆不顯著，接受常態性的虛無假設。

表六 ANST-GARCH 模三及模型四之診斷性檢定

統計量	模型三		模型四	
	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬
偏態 (v_t)	-0.5066 (0.004)**	0.2107 (0.433)	0.819 (0.000)**	0.2536 (0.348)
過度性峰態 (v_t)	4.4785 (0.000)**	-0.1891 (0.732)	5.3775 (0.000)**	-0.7018 (0.205)
J-B (v_t)檢定	136.57 (0.000)**	0.7644 (0.682)	190.06 (0.000)**	2.6552 (0.265)
Q (10) [a]檢定 v_t	12.132 (0.066)[b]	12.649 (0.081)	4.9256 (0.669)	12.725 (0.079)
Q(10) 檢定 v_t^2	12.945 (0.062)	9.8241 (0.199)	8.4439 (0.295)	9.673 (0.208)
ARCH(1) [c]	0.1890 (0.664)	0.0677 (0.795)	0.2251 (0.635)	0.0629 (0.802)

註：表中統計量是以配置模型的標準化殘差序列(v_t)來作爲模型的診斷性檢定。

a：以Ljung-Box Q(10)檢定兩模型配置的標準化殘差序列(v_t)及標準化殘差平方序列(v_t^2)。

b：( )內之值爲 p-value。

c：爲標準化殘差序列(v_t)之自我迴歸條件異質變異檢定，統計量爲Chi-Squared(1)。

*：達 5%統計顯著水準，**：達 1%統計顯著水準。

另外二模式之標準化殘差序列(v_t)及標準化殘差平方序列(v_t^2)由落差 10 期

的Ljung-Box Q(10)統計量檢定結果顯示皆未達 5%統計顯著水準，表示殘差序列與殘差平方序列均不存在線性相依與非線性相依，且以ARCH(K)統計量檢定模型殘差第k期是否存在條件異質變異現象，其結果顯示亦不存在顯著的條件變異。此結果顯示透過兩模式的條件均值及條件變異數方程式皆可有效捕捉到二市場股價指數月超額報酬均值及變異數的不對稱動態過程。

(三)不對稱反轉型態與一月 (或二月) 效應

1.模式估計結果

由表七中模型五來探討我國股市「一月、二月效應」的結果發現：台灣加權股價指數月超額報酬考慮「一月效應」的條件均值方程式中，參數ϕ_2的估計值爲 0.2136，未達到 5%的統計顯著水準，而ϕ_3及ϕ_4分別爲-0.7118、0.5489均達 5%的統計顯著水準，此結果可知台灣加權股價指數月超額報酬在考慮「一月效應」時，原序列的的不對稱反轉型態變成不顯著，且一月份超額報酬的動態過程異於其他月份的型態；顯然台灣加權股價指數月超額報酬的不對稱反轉型態可由「一月效應」來解釋，此結果與DeBondt and Thaler (1987) 的結果相同。而上櫃加權股價指數月超額報酬確有不同的結果，在考慮「一月效應」的條件均值方程式中，參數ϕ_2的估計值爲 0.1780，達到 1%的統計顯著水準，ϕ_3爲-0.1796 小於 0 達 1%的統計顯著水準及ϕ_4爲 0.3949 大於 0 達 1%的統計顯著水準，此結果顯示原模型一中驗證出上櫃加權股價指數月超額報酬具有不對稱反轉型態的結果在考慮「一月效應」時仍然存在；然而，模型五中二加權股價指數月超額報酬的ϕ_3估計值均小於 0 (-0.7118、-1796)，表示二市場一月份的反轉型態極爲強烈，顯著異於其他月份的動態過程。另外，二指數的條件變異數方程式之參數估計值中均顯示$b_1+b_2<0$，其b_1+b_2值分別爲-0.2907 (b_1不顯著) 及-0.2161 (b_2不顯著)、$a_1+a_2>0$其值分別爲 1.1305 及 0.5137 (a_2不顯著)，即表示與前幾個模型檢定結果相同，其波動性受到前期正或負報酬的衝擊之下存在不對稱的型態。

在考慮「二月效應」的條件均值方程式中，比較特別的發現是台灣加權股價指數月超額報酬參數ϕ_2的估計值爲 0.1345 大於 0，且達 5%的統計顯著水準，而ϕ_3值爲-0.3779 及ϕ_4值爲 0.2448，皆未達 5%的統計顯著水準，則可知台灣加權股價指數在二月份的月超額報酬的動態過程不會異於其他月份，且此結果亦可解釋台灣加權股價指數月超額報酬的不對稱反轉型態並不受到「二月效應」的影響；而上櫃加權股價指數月超額報酬在考慮「二月效應」的條件均值方程式中，參數ϕ_1的估計值爲-0.0551，達 5%的統計顯著水準，ϕ_2的估計

值爲 0.3913，達 1%的統計顯著水準，ϕ_3 及 ϕ_4 均未達 5%的統計顯著水準，此結果顯示原模型一中驗證出上櫃加權股價指數月超額報酬具有不對稱反轉型態的結果並不受到「二月效應」的影響。另外二指數的條件變異數方程式之參數估計值中均顯示 $b_1 + b_2 < 0$ ，其 $b_1 + b_2$ 值分別爲-0.2136 及-0.8594 (b_2均不顯著)、 $a_1 + a_2 > 0$ 其值分別爲 1.1571 及 1.3853，即表示與前幾個模型檢定結果相同，其波動性仍具有不對稱的型態。另外，由表七中顯示：二股價指數月超額報酬在考慮「一月效應」及「二月效應」時，γ 值雖皆達到 5%統計顯著水準，其中台灣加權股價指數月超額報酬的 γ 值 38.356 與 41.864 明顯比模型一中的 γ 值小很多，此結果意謂著台灣加權股價指數月超額報酬考慮「一月效應」及「二月效應」後於波動性區間中的轉換速度變的緩慢許多。

表七　二市場股價指數月超額報酬率 ANST-GARCH 模型五參數估計值

參數	考慮「一月效應」		考慮「二月效應」	
	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬
μ	0.0010 [a] (0.089) [b]	0.0196 (0.134)	-0.0008 (0.910)	-0.0332 (0.001)**
ϕ_1	0.0582 (0.046)*	0.2502 (0.007)**	0.0815 (0.050)*	-0.0551 (0.041)*
ϕ_2	0.2136 (0.206)	0.1780 (0.000)**	0.1345 (0.044)*	0.3913 (0.000)**
ϕ_3	-0.7118 (0.043)*	-0.1796 (0.000)**	-0.3779 (0.640)	-0.7725 (0.671)
ϕ_4	0.5489 (0.028)*	0.3949 (0.002)**	0.2448 (0.787)	0.0340 (0.917)
a_0	0.0006 (0.471)	0.0049 (0.199)	-0.0009 (0.598)	-0.0077 (0.009)**
a_1	0.1481 (0.004)**	0.5137 (0.047)*	0.3412 (0.018)*	0.5901 (0.048)*
a_2	0.9824 (0.000)**	0.0364 (0.908)	0.8159 (0.000)**	0.7952 (0.007)**
b_0	0.0019 (0.268)	0.0133 (0.082)	0.0040 (0.186)	0.0221 (0.000)**
b_1	-0.0234 (0.071)	-0.2161 (0.031)*	-0.2136 (0.000)**	-0.8594 (0.000)**
b_2	-0.2907 (0.026)*	-0.2067 (0.694)	-0.2470 (0.166)	-0.4297 (0.527)
γ	38.356 (0.050)*	23.609 (0.000)**	41.864 (0.049)*	31.720 (0.002)**
LLV [c]	696.273	151.963	697.705	154.130

註：條件變異數方程式 $h_t = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1}^2 + a_2 h_{t-1} + \left[b_0 + b_1\varepsilon_{t-1}^2 + b_2 h_{t-1}\right]\cdot F(\varepsilon_{t-1})$ ，轉換函數 $F(\varepsilon_{t-1}) = \{1+\exp[-\gamma(\varepsilon_{t-1})]\}^{-1}$ 條件均值方程式如下：

模型五： $R_t = \mu + \left[\phi_1 + \phi_2 F(\varepsilon_{t-1})\right]\cdot R_{t-1} + \left\{\left[\phi_3 + \phi_4 F(\varepsilon_{t-1})\right]\cdot R_{t-1}\right\} DUM_t + \varepsilon_t$

a：參數的係數值。

b：參數以 Bollerslev and Wooldridge t 統計量檢定， ()表示以 p-value 表達顯著性。

c：*LLV* 表示 Log-Likelihood Value。

*：達 5%統計顯著水準，**：達 1%統計顯著水準。

2.模式鑑定結果

模型診斷方式是以考慮「一月效應」及「二月效應」所配置之模型五的標準化殘差序列與標準化殘差平方序列來檢定。由表八中兩效應模型的診斷性檢定顯示，除上櫃加權股價指數月超額報酬在考慮「二月效應」下模型的標準化殘差序列其偏態、峰態係數與Jarque-Bera統計量未達到 5%的顯著水準，接受常態性假設；其餘台灣加權股價指數月超額報酬在考慮「一月效應」及「二月效應」與上櫃加權股價指數月超額報酬在考慮「一月效應」下模型的標準化殘差序列其偏態、峰態係數與Jarque-Bera統計量均達到 1%的顯著水準，故均拒絕常態性假設。另外二指數月超額報酬考慮二效應模式之標準化殘差序列(v_t)及標準化殘差平方序列(v_t^2)由落差 10 期的Ljung-Box Q(10) 統計量檢定結果顯示皆未達 5%統計顯著水準，表示殘差序列與殘差平方序列均不存在線性相依與非線性相依；且以ARCH(K) 統計量檢定模型殘差第k期是否存在條件異質變異現象，其結果均顯示不存在顯著的條件變異。此結果顯示透過兩模式的條件均值及條件變異數方程式皆可有效捕捉到二市場股價指數月超額報酬均值及變異數的不對稱動態過程。

表八 ANST-GARCH 模型五之診斷性檢定

統計量	考慮「一月效應」		考慮「二月效應」	
	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬	台灣加權股價指數月超額報酬	上櫃加權股價指數月超額報酬
偏態 (v_t)	0.5202 (0.000)**	0.4210 (0.122)	0.5951 (0.000)**	-0.0728 (0.793)
過度性峰態 (v_t)	1.2515 (0.000)**	2.4800 (0.000)**	1.7760 (0.000)**	-0.6576 (0.247)
J-B(v_t) 檢定	42.161 (0.000)**	24.008 (0.000)**	32.747 (0.000)**	1.53111 (0.465)
Q (10) [a]檢定v_t	9.4423 (0.222)[b]	14.2016 (0.073)	8.7303 (0.273)	18.5544 (0.010)**
Q(10) 檢定 v_t^2	8.0413 (0.329)	5.2951 (0.624)	9.3981 (0.258)	6.8633 (0.443)
ARCH(1) [c]	0.0028 (0.957)	0.4496 (0.503)	0.3656 (0.545)	0.2264 (0.634)

註：表中統計量是以配置模型的標準化殘差序列(v_t)來作爲模型的診斷性檢定。

a：以Ljung-Box Q(10)檢定兩模型配置的標準化殘差序列(v_t)及標準化殘差平方序列(v_t^2)。

b：( )內之值爲p-value。

c：爲標準化殘差序列(v_t)之自我迴歸條件異質變異檢定，統計量爲Chi-Squared(1)。

*：達 5%統計顯著水準，**：達 1%統計顯著水準。

伍・結論與建議

截至Nam, Pyun and Arize (2002) 之前許多國內外研究反向投資獲利性的實証中多著重於證券市場中是否存在過度反應假說、或受時間變異的理性期望假說的影響及其獲利性的來源等議題，且研究的方法也均以贏家及輸家投資組合來驗証判定反向投資的獲利性，即在短期及長期的投資期間中買入近期輸家組合及賣出近期贏家組合的策略是否能賺取超額報酬；因此，反向操作策略績效的好壞與所選取股票有密切的關係，贏家和輸家的決定，將會影響反向操作策略績效，而贏家和輸家股票的決定又與股票報酬率的計算方式有密切的關係，形成期與績效期也會影響反向操作策略的績效，由於有許多相關的層面必須同時釐清及考量，相對容易降低其實證結果的精確性。[10]本文有別於以前其他文獻的研究方法，利用時間序列模式中允許條件均值及條件變異數方程式中同時具有槓桿效果的ANST-GARCH模型，可規避前述過去研究的爭議，藉以探討台灣加權股價指數和上櫃加權股價指數之月超額報酬率及其波動性的動態過程，是否存在不對稱的反轉型態，進而推論驗證此現象為反向投資策略獲利性的來源之一。根據文中的實證結果歸納如下：

研究中發現 1971:01 至 2002:12 期間台灣加權股價指數與 1995:10 至 2002:12 期間上櫃加權股價指數月超額報酬率確實存在不對稱的持續性型態，此不對稱是指平均而言負報酬率衝擊的持續性存在時間相對於同樣大小正報酬率衝擊的持續性存在時間要短，即負報酬率比相同大小的正報酬率較有可能發生反轉，隱含二指數超額報酬可能存在不對稱反轉型態。在時間變異的期望假說之下股票短期報酬的隨時間變化的過程與投資人的理性評價行為有關，此種投資人會因為未來波動性預期的改變而反應在規避風險貼水上 (Fama and French 1988，及 Fama 1991)，因此，受前期報酬衝擊之下的不對稱反轉型態應與風險貼水隨波動性改變的調整有關。然而，根據本研究中允許二指數月超額報酬在探討因為波動性變化而造成風險貼水隨時間變異時，其月超額報酬會反應做出調整的情況之下，不對稱反轉型態依然顯著，此結果即表示出不對稱反轉型態不會受到時間變異的理性期望假說而消失。

本文實證結果發現股票報酬的波動性與序列相關之間不存在負向的關係，甚至模型中考慮波動性效果時不對稱的反轉型態依然顯著。此結果與Nam, Pyun and Arize (2002) 對美國股市所做的結果相似，但與Sentana and Wadhwani (1992) 及 LeBaron (1992), Campbell et al. (1993) 的發現結果不一

[10] 許多國內外學者對其反向投資獲利性的爭論及多方驗證的原因。

致，根據此現象仔細思考發現另一有趣的議題，因本文與Nam, Pyun and Arize (2002) 的研究資料同樣使用月報酬來探討股票報酬的波動性與序列之間的關係，而Sentana and Wadhwani (1992) 及 LeBaron (1992), Campbell et al. (1993) 的研究資料爲較短期的每小時、日及週資料，此隱含研究資料的頻率長短與股票報酬的波動性和序列之間的實證關係有高度的敏感性，相對其不對稱反轉的動態過程可能因研究資料頻率的長短而有不同的速度，亦造成反向投資獲利性的差異。[11]此有趣的議題目前正在持續研究中。

此外，本文依 Nam, Pyun and Arize (2002) 的主要模型做進一步的衍生，用以探討「一月、二月效應」對於報酬率不對稱反轉型態及與反向投資策略獲利性的關係。結果發現：台灣加權股價指數月超額報酬在考慮「一月效應」時，原序列的的不對稱反轉型態變成不顯著，且一月份超額報酬的動態過程異於其他月份的型態；顯然台灣加權股價指數月超額報酬的不對稱反轉型態可由「一月效應」來解釋，此結果與 DeBondt and Thaler (1987) 的結果相同，也與 Nam, Pyun and Arize (2002) 中檢定美國加權股價指數超額報酬的結果相同；而上櫃加權股價指數月超額報酬確有不同的實證結果，原模型一中驗證出上櫃加權股價指數月超額報酬具有不對稱反轉型態的結果在考慮「一月效應」時仍然存在，且一月份的反轉型態極爲強烈，顯著異於其他月份的動態過程。而兩指數月超額報酬在考慮「二月效應」的影響時，不對稱反轉型態皆仍然顯著。

最後有關本文研究限制，主要在於文中探討上櫃加權股價指數月超額報酬的動態過程，受限此市場於民國八十四年年底才開始正式採用「櫃檯買賣中心加權股價指數」，作爲投資人判斷之依據，故資料取自 1995 年 10 月至 2002 年 12 月止只有 87 個月月資料，因資料樣本數較小，採用 BHHH 非線性估計方式時，爲避免估計的不精確性，其每一統計實證皆持續反覆估計數百次後取最大對數概似函數值 (Log-Likelihood Value) 爲估計最佳值；且因兩指數取樣期間不同，實證結果僅能分別描述二市場指數月超額報酬在其二時期的動態過程。

參考文獻

林美珍，「股票價格過度反應之方向、幅度、與密度」，國立台灣大學財務金融研究所未出版碩士論文，1992 年。

[11] Chou，Chung and Wei (1999) 及周建忠 (2001) 利用Lo and MacKinlay (1990) 模型再進一步延伸，分別依據所有股票之日、週、月不同期間之報酬率來建構贏家、輸家股票進行反向操作策略，在不同長短期間的情況下檢視此投資策略是否能獲利。然而其研究方法仍依照以往文獻方法，以建構輸家及贏家投資組合來探討反向投資的獲利性。

李存修與林欽龍，「台灣股市長短期過度反應之存在性與季節性」，*社會科學論叢*，1993 年 11 月，第 41 卷，頁 139-159。

周建忠，「投資期間與反向投資策略績效評估」，國立中央大學財務管理研究所未公開發表之碩士論文，2000 年 6 月。

周賓凰，「日內價格反轉與交易策略之研究」，*行政院國家科學委員會科學研究報告*，NSC89-2416-H008-024，2002 年 1 月。

徐曉芬，「台灣地區股票市場過度反應之實證再研究」，淡江大學金融研究所碩士論文，1994 年

絲文銘，「股票市場過度反應與風險變化關係之探討」，國立台灣大學財務金融研究所未出版碩士論文，1994 年。

詹家昌，「台灣股市過度反應之實證研究」，私立東海大學企業管理研究所未出版碩士論文，1991 年。

劉玉珍、劉維琪、謝政能，「台灣股票過度反應之實證研究」，*臺大管理論叢*，1993 年，頁 105-146。

Ahmet, B. and C. Nusret, "Do Mrkets Overreact? International Evidence", *Journal of Banking and Finance*, 23, 1999, pp.1121-1144.

Albert, R. L., and G. V. Henderson, "Firm Size, Overreaction, and Return Reversals", *Quarterly Journal of Business and Economics*, 1995, Vol. 34, pp.60-80.

Anderson, H.M., K. Nam and F. Vahid, "An Asymmetric Nonlinear Smooth-transition GARCH Model", In: Phillip, R. (Ed.), Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data, Kluwer Academic Publishing, Boston, 1999, pp.191-207, Chap. 10.

Antoniou, A., E.C. Galariotis and S.I. Spyrou, "Contrarian Profits and the Overreaction Hypothesis: the Case of the Athens Stock Exchange", Working Paper, available from: http://www.ssrn.com, 2001.

Ball, R. and S.P. Kothari, "Nonstationary Expected Returns: Implications for Tests of Market Efficiency and Serial Correlation in Returns", *Journal of Financial Economics*, 25, 1989, pp.51-74.

Ball, R., S. P. Kothari, and Jay Shanken, "Problems in Measuring Portfolio Performance: An Application to Contrarian Investment Strategies", *Journal of Financial Economics*, 1995, 38, pp.79-107.

Banz, R.W., "The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks", *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, pp.3-18.

Bollerslev, T. and J.M. Wooldridge, "Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances", *Econometric Reviews*, 11, 1992, pp.143-172.

Braun, P.A., D.B. Nelson and A.M. Sunier, "Good News, Bad News, Volatility, and Betas", *Journal of Financ*, 50, 1995, pp.1575-1603.

Brown, K.C. and W.V. Harlow, "Market Overreaction: Magnitude and Intensity- Surprising Asymmetries Exist in Both Direction and Time", *The Journal of Portfolio Management*, winter 1988, pp.6-13.

Campbell, J.Y., S.J. Grossman and J. Wang, "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 1993, pp.905-939.

Chan, K.C., "On the Contrarian Investment Strategy", *Journal of Business*, 61, 1988, pp.147-163.

Cho, Y.H. and R.F. Engle, "Time-varying Betas and Asymmetric Effects of News: Empirical Analysis of Blue Chip Stocks", NBER working paper, 1999.

Chopra, N., J. Lakonishok and J.R. Ritter, "Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact? ", *Journal Financial Economics,* 31, 1992, pp.235-268.

Chou, Chung and Wei, "Identifying the Sources of Contrarian Profits for Varying Horizons", :evidence from the Tokyo Stock Exchange working paper, 1999.

Conrad, Jennifer and Gautam Kaul, "Time-Variation in Expected Returns", *Journal of Business*, Oct 1988, Vol. 61, Issue 4.

Davidson, Wallace N., Dutia, "A Note on the Behavior of Security Returns: A Test of Stock Market Overreaction and Efficiency III", *The Journal of Financial Research*, Columbia, Fall 1989, Vol. 12, Iss. 3, pp.245-252.

DeBondt, W.F.M. and R.H. Thaler, "Does the Stock Market Overreact? ", *Journal of Finance*, 40, 1985, pp.793-805.

DeBondt, W.F.M. and R.H. Thaler, "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality", *Journal of Finance,* 42, 1987, pp.557-581.

DeBondt, W.F.M. and R.H. Thaler, "A Mean-reverting Walk Down Wall Street", *Journal of Economic Perspectives*, 3, 1989, pp.189-202.

Fama, E.F., "Efficient Capital Markets: II", *Journal of Finance*, 46, 1991, pp.1575-1617.

Fama, E.F. and K.R. French, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices", *Journal of Political Economy*, 96, 1988, pp.246-273.

Fama, E.F., and K.R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, pp.3-56.

Hameed, A. and S. Ting, "Trading Volume and Short-horizon Contrarian Profits: Evidence from Malaysian Stock Market", *Pacific-Basin Finance Journal*, 8, 2000, pp.67-84.

Howe, J., "Evidence on Stock Market Overreaction", *Financial Analyst Journal*, 1986. Vol.42, July/Augst, pp.74-77.

Hung, Juann H. "The Exchange Rate's Impact on Overseas Profits of U.S. Multinationals", *Journal of Economics and Business*, 1997, 49, pp.439-458

Jegadeesh, N., "Evidence of Predictable Behavior of Security Returns", *Journal of Finance*, 45, 1990, pp.881-898.

Jegadeesh , N. and T. Sheridan, "Overreaction, Delayed Reaction and Contrarian Profits", *Review of Financial Studies*, 8, 1995, pp.973-993.

Jones, Steven L., "Another Look at Time-Varying Risk and Return in a Long-Horizon Contrarian Strategy", *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, pp.119-144.

Kang, J., M.H. Liu and S.X. Ni, "Contrarian and Momentum Strategies in the China Stock Market: 1993–2000", *Pacific-Basin Finance Journal*, 10, 2002, pp.243-265.

Keim, D.B., "Size-related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence", *Journal of Financial Economics*, 12, 1983, pp.13-32.

Kryzanowski, L. and H. Zhang, "The Contrarian Investment Strategy Does Not Work in Canadian Markets", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, Sep 1992, Vol. 27 Issue 3, pp383-395.

LeBaron, B., "Some Relations between Volatility and Serial Correlations in Stock Market Returns", *Journal of Business*, 65, 1992, pp.199-219.

Lee, D.D., H. Chan, R.W. Faff and P.S. Kalev, "Short-term Contrarian Investing is It Profitable? ...Yes and No.", *Journal of Multinational Financial Management*, 13, 2003, pp.385-404

Lehmann, B.N., "Fads, Martingales, and Market Efficiency", *Quarterly Journal of Economics*, 105, 1990, pp.1-28.

Lo, A.W., MacKinlay, A.C., "When Are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction? ", *Review of Financial Studies*, 3, 1990, pp.175-205.

Loughran, Tim and Jay R. Ritter, "Long-term Market Overreaction: The Effect of Low-priced Stocks", *Journal of Finance*, Dec 1996, Vol. 51 Issue 5, pp.1959-1970.

Mun, J.C., G.M. Vasconcellos and R. Kish, "The Contrarian / Overreaction Hypothesis: An Analysis of the US and Canadian Stock Markets", *Global Finance Journal*, 11, 2000, pp.53-72.

Nam, K., "Essays in Stock Market Volatility", Unpublished PhD dissertation, Texas A&M University. 1998.

Nam, K., C.S. Pyun and A.C. Arize, "Asymmetric Reverting Behavior of Short-horizon Stock Returns: An evidence of stock market overreaction", *Journal of Banking & Finance*, 25, 2001, pp.807-824.

Nam, K., C.S. Pyun and A.C. Arize, "Asymmetric Mean-reversion and Contrarian Profits: ANST-GARCH Approach", *Journal of Empirical Finance*, 9, 2002, pp.563-588.

Ni, X., M.-H. Lui and J. Kang, "Contrarian and Momentum Strategies in the China Stock Markets: 1993_ 2001", *Pacific-Basin Finance Journal*, 10, 2002, pp.243-265.

Pettengill, Glenn N. and Bradford D. Jordan, "A Comprehensive Examination of Volume Effects and Seasonality in Daily Security Returns", *Journal of Financial Research*, Spring 1988, Vol. 11 Issue 1, pp.57-70.

Pettengill, Glenn N., "The Overreaction Hypothesis, Firm Size, and Stock Market Seasonality", *Journal of Portfolio Management*, New York, Spring 1990; Vol. 16, Iss. 3, pp. 60-64.

Ramsey, J.B., "Tests of Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis", *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 31, 1969, pp.350-371.

Sentana, E., Wadhwani, S., "Feedback Traders and Stock Return Autocorrelations: Evidence from a Century of Daily Data", *Economic Journal*, 102, 1992, pp.415-425.

Zarowin, P., "Does the Stock Market Overreact to Corporate Earnings Information? ", *Journal of Finance*, 44, 1989, pp.1385-1399.

Zarowin, P., "Size, Seasonality and Stock Market Overreaction", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 1990, pp.113-125.

Asymmetric Mean-Reversion of Stock Return and Contrarian Strategy in Taiwan

CHIH-CHIANG LU, YEONG-JIA GOO*

ABSTRACT

The study adopts asymmetric nonlinear smooth-transition(ANST) GARCH(M) models to evidence for monthly excess returns of TSE weighted stock price indexes over the period of 1971:01 -2002:12 and for monthly excess returns of OTC weighted stock price indexes over the period of 1995:10- 2002:12. The findings include monthly excess stock returns display an asymmetric persistent pattern in which a negative return is relatively less persistent than is the positive return of the same size. It implies that monthly excess stock returns are likely to exhibit an asymmetric reverting pattern. The asymmetric reverting behavior of stock returns is undoubtedly exploitable using the contrarian portfolio strategy. Nonetheless, the results remain significant, even with a volatility effect allowed in return reversals. The asymmetric reverting behavior of TSE stock returns is unsignificant by January effect. The result of OTC stock returns remains significant by January effect, and the asymmetric reverting magnitude of January is greater than that of the others. Both TSE and OTC stock returns remain significant and unaffected by February effect.

Keywords: stock market overreaction, January effect, February effect, ANST-GARCH

* Chih-Chiang LU, Associate Professor, Department of International Trade, Chung Kuo Institute of Technology. Yeong-jia GOO, Professor, Department of Business Administration, National Taipei University.