

台灣股市過度反應之實證研究

劉玉珍* 劉維琪 謝政能**

摘 要

本研究旨在探討台灣股市投資人是否有過度反應行爲。首先計算贏家及輸家的累積異常報酬，並以T檢定法、迴歸法與相關分析檢定過度反應現象是否存在。研究結果顯示，只控制風險單一因素的結果顯示，過度反應現象並不存在。但若從過度反應的套利投資策略來看，在同時排除公司規模與風險差異兩個因素時，則發現中、大型股不符合過度反應假設，但是小型股的投資人則有過度反應現象。

關鍵詞：過度反應、贏家組合、輸家組合

* 國立中正大學財務金融所

** 國立中山大學企業管理所

本文感謝評審委員所提供的寶貴意見。

壹、前 言

市場效率不僅是市場是否健全的重要構面，同時也是許多傳統的財務理論的基本前題。所謂市場效率是指股價能充份而立即的反映所有攸關資訊。過去實證市場效率的文獻中，大多是透過事件研究（鉅額交易、股票分割與財務報表公布等項）與股價走勢的各種分析法（例如序列相關、連檢定與濾嘴法則等方法）進行研究。晚近探討股市異常現象（anomalies）的實證逐漸成爲熱門的焦點，例如規模效應（size effect）、季節效應（stock market seasonality）、股市過度反應（overreaction）等研究，除了驗證市場是否具有效率性以外，也進一步探討導致市場無效率的可能因素。

攸關規模效應、季節效應的國內外文獻已有諸多的探討（例如 Banz 1981）與 Reinganum（1981）與 Basu（1983）等人），而股市是否具有過度反應的現象則近幾年才逐漸有人加以研究。股市過度反應係指某一事件引起股票價格的反應超過原有的理論水準，隨後再以反向修正的形態趨向應有的價位。這種股市現象的造成往往是因爲投資人對未來股價過度的樂觀，造成股價的超漲，或是對未來股價過度悲觀，以致股價超跌，因此，過度反應乃係投資人對資訊研判與處理的過程失誤所致。

臺灣股市常有暴漲暴跌的現象，對於這種現象似乎無法完全由經濟景氣的循環加以解釋，部份人士將之歸因於投資人的投機心態所導致的追漲追跌。本研究則嘗試藉由過度反應現象解釋股市的波動行爲。有關股市過度反應的實證最著名之一爲 DeBondt 與 Thaler（1985），他們的實證結果發現過度反應現象存在，而後有關過度反應的研究乃漸受重視。然而

Davidson (1989) 的實證結果卻無過度反應的現象；因此，後續學者如 Zarowin (1989)、Pettengill 與 Jordan (1990) 進一步探討過度反應現象是否受公司規模因素所干擾，他們的研究結果指出過度反應的統計現象大多可被規模因素所解釋。另外，Zarowin (1990) 的實證研究也發現長期過度反應的檢定易受一月效應所影響。據此，攸關文獻對於過度反應的研究尚無肯定的結論。國內有關的研究初見端倪，林煜宗與洪祥文 (1988) 以 DeBondt 與 Thaler (1985) 的實證方法為基礎加以研究，結果指出台灣股市日報酬及月報酬資料符合過度反應假設，而週報酬資料並不符合過度反應假設。吳麗瑩 (1988) 以台灣股市的產業指數為研究對象，研究期間為民國 76 年，並以產業月平均超額報酬的前後四者構成贏家與輸家組合，結果發現投資人並無過度反應的現象。上述不一致的結論引起本研究詳加探討股市過度反應是否存在與其形成的可能原因。除了參考 DeBondt 與 Thaler (1985) 的實證方法外，本研究也試圖進一步排除規模效應與風險差異等重要影響因素，詳加觀察過度反應是否存在。本研究結果顯示不論以日資料或月資料以實証，就整體股市而言，結果都無過度反應的現象，更者本研究發現股市在短期中存在「強者恆強，弱者恆弱」的現象。若再進一步從套利觀點考慮規模效果與風險差異後，本研究的結果則顯示小型股有過度反應的現象。

貳、文獻探討

過度反應是指某一事件引發股票價格產生劇烈變動，超過理論水準，

隨後報酬又產生反向修正的現象；如果股價已超漲或超跌，則由過去的報酬資料，將可預期未來股價的反向調整。Keynes（1964）最早提出過度反應的看法，他認為雖然股價逐日的波動是偶發而不重要的，但卻往往在市場上造成重大甚至過度的影響。由於投資人對股票傾向於重視最近的消息，尤其是意料之外或重大消息，往往忽略已有的基本資訊，導致投資人對股票的評價常有系統性的偏差。樂觀的投資人可能高估近來快速成長的公司股價，而悲觀者則可能過度低估業績不佳的公司股價，假以時日前者可能反盈為虧，後者則可能反虧為盈，造成股市過度反應的現象。

有關過度反應的實證，Ohlson 與 Penman（1983）實證研究結果發現，在股票分割後，股價的波動性可能是市場過度反應所致。美國股市 1987 年 10 月崩盤事件曾引起相當的注目，Blume，Mackinlay 與 Terker（1989）發現 10 月 19 日 S&P 股價指數比非 S&P 股價指數超跌 20%，而在次日的反向調整幅度則超乎非 S&P 指數。因此，該崩盤事件投資人似有過度反應的現象。八十年代中期以來，日本股市的本益比遠高於其他股市，相形之下，日本股市投資人似乎過度樂觀。French 與 Poterba（1989）針對上述情況加以研究，結果顯示即使考慮了會計差異與企業未來成長的預期，亦無法完全解釋日本股市的大漲現象。

當股市存在過度反應時，市場效率即不存在。據此，DeBondt 與 Thaler（1985）延申 Fama（1976）對市場效率的定義，將證券分成贏家組合與輸家組合，並以累積的超常報酬觀察過度反應現象是否存在。若市場有效率，則贏家組合及輸家組合將均能充份且正確地反映前期的資訊，因此，兩個組合的超額報酬期望值均等於零。如果市場存在過度反應現象，

則將產生贏家超漲與輸家超跌現象，隨後兩者報酬又會產生反向修正的情形，以致贏家超額報酬的期望值為負值，輸家超額報酬的期望值為正值。通常報酬反向修正的結果，輸家組合所得到的超常正向報酬比前期贏家超額報酬為高。DeBondt 與 Thaler (1985) 採用紐約證券交易所 (NYSE) 普通股的報酬資料進行實證，結果發現過度反應假設成立。Davidson (1989) 採用紐約證券交易所及美國證券交易所 (AMEX) 上市股票的日資料，以迴歸方法檢定過度反應，結果顯示股票報酬有強者仍強，弱者仍弱的現象，因此過度反應假設無法成立。

如果股市過度反應現象當真存在，則理性投資人將可洞察此種股價扭曲的現象，進而採取套利投資策略，先買進輸家組合同時放空贏家組合的策略，經過一段期間後再賣出原先買進的輸家組合，並回補原先放空的贏家組合，以賺取套利利潤。然而，Shleifer 與 Sammers (1990) 指出，套利策略受限於基本風險與未來價格無法預測兩類風險，套利者在採取部位時將受到限制。因此即使是理性的投資人亦不易採取無風險套利策略。

除了投資人行為以外，也有學者將焦點移轉至證券專業人士身上。Lloyd 與 Davies (1978) 研究 1970 至 1971 期間，華爾街日報 (Wall Street Journal) 公開推薦的股票績效，結果發現在公開推薦日後 20 日內，股價並無反向修正的現象，而且投資專家推薦的股票確有其價值。然而 DeBondt (1989) 針對證券分析師的盈餘預測是否太過樂觀或悲觀加以驗證，研究結果指出證券分析師的預測確有過度反應行為。

綜上，不論是針對一般投資人或是證券專業人士的研究，均有不一致的結果。而國內有關股票市場過度反應的研究則大致有林煜宗與洪祥文

(1988) 以及吳麗瑩 (1988) 兩篇。他們均是參考 DeBondt 與 Thaler (1985) 的研究為架構，前者的研究結果指出日報酬及月報酬資料符合過度反應假設，週報酬資料並不符合過度反應假設。後者以產業指數為研究對象，結果指出投資人並無過度反應的現象。

上述不一致的現象，可能係受其它因素所影響。例如，DeBondt 與 Thaler (1987) 對公司規模進一步控制後的實證結果也發現，過度反應假設仍然成立。Zarowin (1989) 實證結果指出短期過度反應並非規模效應所造成，但是長期股票市場過度反應的實證，則可能受到公司規模的干擾。後來 Zarowin (1990) 又針對 DeBondt 與 Thaler (1985,1987) 的研究結果進一步的實證，結果發現在控制公司規模後，贏家組合與輸家組合在檢定期的績效並無顯著差異，故推論輸家組合在檢定期的異常績效優於贏家組合的現象，可能是由規模效應所造成，而非過度反應所導致。另外，Chan (1988) 指出贏家組合與輸家組合的報酬差距，可能是組合的風險差異所造成。Zarowin (1990) 延續 DeBondt 與 Thaler (1989) 的研究，驗證 Chan (1988) 的說法。他將輸家組合與贏家組合的報酬差距對市場風險溢酬進行迴歸，實證結果指出，風險差距並不能完全解釋輸家績效優於贏家的現象。然而 Chan (1988) 指出贏家與輸家組合的風險並非固定，因此在控制兩組合的風險差異後，上述的套利策略所能獲得的超額利潤極小，按此似乎不足以支持過度反應假說。

參、研究方法

本研究以 DeBondt 與 Thaler (1985, 1987) 以及 Davidson (1989) 的研究為架構進行實證。另外，鑑於部分因素干擾可能會影響過度反應的檢定，因此本研究亦擬對風險因素與公司規模加以控制。本研究為檢定贏家組合或輸家組合在一段期間內反向修正報酬的情況，將研究期間劃分成若干子期間，每段子期間又包括了估計期、組合形成期與檢定期。研究期間涵蓋民國 71 年到民國 78 年，由於研究期間僅涵蓋八年，故有關月資料的實證方面，本研究運用重疊期間的技巧，以逐月平移的方法截取子期間，共取得 37 段子期間。有關這段期間的市場狀況與資料結構請詳見表一。

表一 研究期間與資料表

資料\項目	研究期間	市場情況(註1)	子期間分割方式	子期間涵蓋期數(註2)	樣本資料總數
日報酬率	71.1.-74.12.	二多二空	非重疊方式	30-18-18(日)	59466筆
日報酬率	75.1.-78.12.	三多二空	非重疊方式	30-18-18(日)	59466筆
月報酬率	71.1.-78.12.	五多四空	逐月平移重疊	35-12-12(月)	5035筆

本研究的研究對象為台灣上市公司的普通股，取樣標準如下：1. 民國 71 年以前上市者，2. 不會為全額交割股，3. 無連續一周以上無交易記錄者。依上述標準，總共選取 52 支股票。以下首先說明群組分類步驟與組合異常報酬的衡量方法，其次說明過度反應的統計檢定方法，最後說明排除公司規模實證步驟。

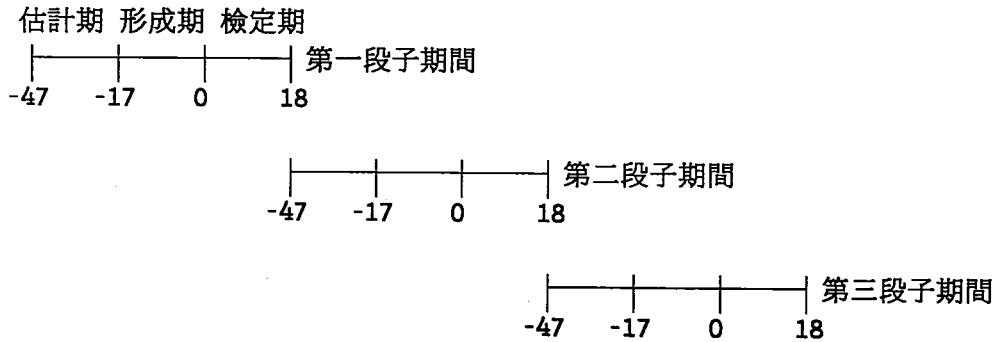
註 1: 市場情況指出各研究期間中，多頭市場與空頭市場的出現次數。例如在 71 年到 78 年期間，包含五個多頭市場與四個空頭市場。

註 2: 每段子期間中包括估計期、形成期及檢定期。以月報酬為例，係以前 35 個月估計資本資產定價模式係數，用來計算股票之超額報酬，中間的 12 個月用以形成贏家及輸家組合，最後的 12 個月為組合累積異常報酬的檢定期間。

步驟一：分割子期間

本研究將研究期間劃分成若干子期間，每段子期間均包括估計期，組合形成期及檢定期。茲分別說明日資料及月資料的分割方式。

1. 日資料：以不重疊期間方式，分別對 71 年到 74 年與 75 年到 78 年二階段進行分割，將研究期間分成 17 段子期間（ $N=17$ ），每段子期間包括估計期，組合形成期及檢定期，如圖一所示。



圖一 日資料的子期間分割圖

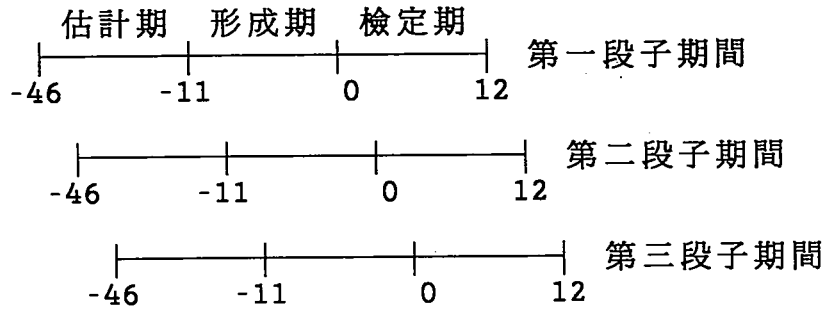
上圖中，估計期為 -47 到 -18，共 30 日；

形成期為 -17 到 0，共 18 日；

估計期為 1 到 18，共 18 日；

t 的單位為日， $t = 0$ 時為組合形成日。

2. 月資料：由於期間僅為八年，故需運用重疊期間的技巧。本研究以逐月平移的方法截取子期間，共取得 37 段子期間，如圖二所示。



圖二 日資料的子期間分割圖

上圖中，估計期為 -46 到 -11，共 35 月；

形成期為 -11 到 0，共 12 月；

估計期為 1 到 12，共 12 月；

t 的單位為月，t = 0 時為組合形成日。

步驟二：群組分類

首先運用資本資產定價模式 (CAPM)，估計個別股票的截距項 α ，及貝它係數 β ，然後將之代入形成期，估計個別股票的理論報酬率，並以形成期各股票之實際報酬率扣除理論報酬率，即得其異常報酬率。茲將資本資產定價模式，異常報酬率 (AR) 和累積異常報酬率的計算方法及觀察期間說明如下：

1. 估計個別股票的 $\hat{\alpha}_j$ 及 $\hat{\beta}_j$

根據資本資產定價模式的運用得知

$$R_{j,t} - R_{f,t} = \alpha_{j,t} + \beta_{j,t} (R_{m,t} - R_{f,t}) + e_{j,t} \quad (1)$$

上式中，

$R_{j,t}$ ：第 j 種股票在第 t 期的報酬率；

$R_{f,t}$ ：第 t 期的無風險利率；

$\alpha_{j,t}$ ， $\beta_{j,t}$ ：截距項與迴歸係數；

$R_{m,t}$ ：第 t 期市場加權股價指數報酬率；

$e_{j,t}$ ：殘差項；

t ：為各個估計期。

2 · 計算形成期股票之異常報酬率 ($AR_{j,t}$)

$$AR_{j,t} = (R_{j,t} - R_{f,t}) - [\alpha_{j,t} + \beta_{j,t} (R_{m,t} - R_{f,t})] \quad (2)$$

上式中，

$R_{j,t}$ ：第 j 種股票在形成期 t 的實際報酬率；

$\alpha_{j,t} + \beta_{j,t} (R_{m,t} - R_{f,t})$ ：第 j 種股票在形成期 t 的理論報酬率；

$AR_{j,t}$ ：第 j 種股票在形成期 t 的異常報酬率；

t ：為各個形成期。

3 · 形成組合

分別利用上式求算各種股票在形成期之累積異常報酬 (CAR_j)

$$CAR_{j,t} = \sum_{t=-17}^0 AR_{j,t} \quad (3)$$

$$CAR_{j,t} = \sum_{t=-11}^0 AR_{j,t} \quad (4)$$

式 (3) 中，日資料的計算是由第 -17 期累加至第 0 期 (單位為日)；

式(4)中，月資料的計算是由第 -11 期累加至第 0 期（單位為月）。然後再進行群組分類：首先求取各種股票在形成期之累積異常報酬 CAR_j ，並將 CAR_j 由大而小排序分成四等分，取最好及最差的二等分，分別命名為贏家組合與輸家組合。

步驟三：求贏家與輸家組合在檢定期的平均異常報酬

在區分成贏家與輸家組合後，接者計算贏家及輸家組合的異常報酬，如下式：

贏家組合之檢定期 t 時異常報酬為 (5) 式：

$$AR_{w,t} = \frac{\sum_{j=1}^{nw} AR_{j,t}}{nw} \quad (5)$$

輸家組合之檢定期 t 時異常報酬為 (6) 式：

$$AR_{L,t} = \frac{\sum_{j=1}^{nL} AR_{j,t}}{nL} \quad (6)$$

上式中， nw ：為贏家組合中的樣本家數；

nL ：為輸家組合中的樣本家數；

w ：表贏家組合；

L ：表輸家組合；

t ：為各檢定期。

然後根據本研究所區分的子期間，分別就各段重覆上述步驟，以求算檢定期兩組合之累積異常報酬。如此，在第 n 段研究期中累積的贏家（輸家）的累積異常報酬可以（7）式表式：

$$CAR_{w(L),n,t} = \sum_{t=1}^T AR_{w(L),n,t} \quad (7)$$

其中， $AR_{w(L),n,t}$ 表贏家（輸家）組合第 n 段子期間在檢定期第 t 期之異常報酬，由（7）得出因此贏家（輸家）組合之平均累積異常報酬可表示如（8）式：

$$ACAR_{w(L),t} = \frac{\sum_{n=1}^N CAR_{w(L),n,t}}{N} \quad (8)$$

接者本研究以 T 檢定、相關係數檢定與迴歸方法，實證臺灣股市的過度反應現象是否存在，如步驟四、五與六：

步驟四：未排除干擾因素的過度反應檢定

（一） T 檢定

倘若檢定期中贏家組合的平均累積異常報酬不為正值，且輸家的平均累積異常報酬不為負值；或輸家組合的平均累積異常報酬高於贏家組合，則符合過度反應假設。因此待驗證假說的操作性定義可表示如表二。本研究係逐期檢定上述三組假設型態，若檢定結果為同時拒絕 A 組與 B 組的虛無假設；或拒絕 C 組的虛無假設，則實證結果支持過度反應假設。茲將 T

值的計算公式說明如下：

1 · 檢定贏家 (輸家) 組合在各檢定期異常報酬是否顯著異於零

$$T_1 = A R_{w(L),t} / \frac{S_{w(L),t}}{\sqrt{N}}, \text{ 自由度 } N-1$$

其中， $A R_{w(L),t} = \frac{\sum_{n=1}^N A R_{w(L),n,t}}{N}$

表二 T 檢定的假設

過度反應 T 值檢定	
假 設 型 態	A組：H0：ACAR _{w,t} ≥ 0 H1：ACAR _{w,t} < 0
	B組：H0：ACAR _{L,t} ≤ 0 H1：ACAR _{L,t} > 0
	C組：H0：ACAR _{L,t} ≤ ACAR _{w,t} H1：ACAR _{L,t} > ACAR _{w,t}

註：ACAR_{w,t}：贏家組合之平均累積異常報酬；
ACAR_{L,t}：輸家組合之平均累積異常報酬。

$$S_{w(L),t} = \sqrt{\frac{\sum_{n=1}^N (A R_{w(L),n,t} - A R_{w(L),t})^2}{N-1}}$$

2 · 檢定贏家 (輸家) 組合在各檢定期的平均累積異常報酬是否顯著異於零 (假設型態A與B組)

$$T_2 = ACAR_{w(L),t} / \frac{S_{w(L),t}}{\sqrt{N}}, \text{ 自由度 } N-1。$$

$$\text{其中, } ACAR_{w(L),t} = \frac{\sum_{n=1}^N CAR_{w(L),n,t}}{N}$$

$$S_{w(L),t} = \sqrt{\frac{\sum_{n=1}^N (CAR_{w(L),n,t} - ACAR_{w(L),t})^2}{N-1}}$$

3. 檢定輸家與贏家組合在檢定期中，平均累積異常報酬的差距是否顯著小於零（ 假設型態 C ）

$$T_3 = [ACAR_{L,t} - ACAR_{w,t}] / \sqrt{2S_{pt}^2 / N}, \text{ 自由度 } 2(N-1)$$

$$S_{pt}^2 = \frac{[\sum_{n=1}^N (CAR_{w,n,t} - ACAR_{w,t})^2 + \sum_{n=1}^N (CAR_{L,n,t} - ACAR_{L,t})^2]}{2(N-1)}$$

(二) 相關係數分析

將贏家、輸家組合與兩組合的各子期間內組合形成期的組合累積異常報酬與檢定期期末的累積異常報酬加以配對，據此分別計算贏家、輸家組合與兩組合的簡單相關係數。若相關係數顯著小於零，則表示前期的績效會在次期反向修正，符合過度反應的定義。茲以皮爾森相關係數（Pearson Correlation Coefficient），說明如下：

$$r_{w(L)} = \frac{\sum_{n=1}^N (CAR_{w(L),n,f} - ACAR_{w(L),f}) \cdot (CAR_{w(L),n,t} - ACAR_{w(L),t})}{\sqrt{\sum_{n=1}^N (CAR_{w(L),n,f} - ACAR_{w(L),f})^2 \sum_{n=1}^N (CAR_{w(L),n,t} - ACAR_{w(L),t})^2}}$$

$r_w(L)$ ：表贏家（輸家）組合，其形成期與檢定期累積異常報酬之樣本相關係數。

上式中，

$CAR_{w(L),n,f}$ ：表贏家（輸家）在第 n 段子期間，於組合形成日的累積異常報酬

$$ACAR_{w(L),f} = \frac{\sum_{n=1}^N CAR_{w(L),n,f}}{N}$$

$CAR_{w(L),n,t}$ ：表贏家（輸家）在第 n 段子期間，於檢定期期末的累積異常報酬

$$ACAR_{w(L),T} = \frac{\sum_{n=1}^N CAR_{w(L),n,t}}{N}$$

如此，同時考慮贏家及輸家組合所得的樣本相關係數（ r_p ），亦可同理類推。研究假設可以下式表示：

$$\left[\begin{array}{l} H_0: r_w(L) \geq 0 \\ H_1: r_w(L) < 0 \end{array} \right.$$

$$\left[\begin{array}{l} H_0: r_p \geq 0 \\ H_1: r_p < 0 \end{array} \right.$$

若相關係數顯著小於零，則拒絕 H_0 ，表示前期的績效會在次期反向修正，亦即符合過度反應的定義。

（三）迴歸法

分別以贏家組合、輸家組合與兩組合進行研究；以檢定期的組合累積異常報酬為依變項，形成期之累積異常報酬為自變項進行迴歸。由迴歸係數可知檢定期與形成期間異常績效的關係，若檢定結果發現迴歸係數顯著為負值，則表示累積異常報酬呈反向修正的現象，符合過度反應假說。採用普通最小平方法 (OLS) 進行迴歸，茲將迴歸式及變數說明如下：

$$CAR_{w(L),t} = \alpha_{w(L)} + \beta_{w(L)} * CAR_{w(L),f} + \varepsilon_{w(L)}$$

$$CAR_{p,t} = \alpha_p + \beta_p * CAR_{p,f} + \varepsilon_p$$

上式中， $CAR_{w(L),t}$ 表贏家（輸家）在檢定期期末之累積異常報酬；

$CAR_{w(L),f}$ 表贏家（輸家）在組合形成日之累積異常報酬；

$CAR_{p,t}$ 為贏家與輸家的加總組合在檢定期期末之累積異常報酬；

$CAR_{p,f}$ 為贏家與輸家的加總組合在組合形成日中累積異常報

由上式的斜率，可知組合在檢定期與形成期間異常績效的關係，故待驗證的研究假設為：

$$\left[\begin{array}{l} H_0: \beta_{w(L)} \geq 0 \\ H_1: \beta_{w(L)} < 0 \end{array} \right.$$

$$\left[\begin{array}{l} H_0: \beta_p \geq 0 \\ H_1: \beta_p < 0 \end{array} \right.$$

若檢定結果拒絕 H_0 （亦即 β_W ， β_L 與 β_P ，顯著為負），表示累積異常報酬呈反向修正的現象，亦即符合過度反應假說。

（四）套利迴歸模式

本研究另從套利為觀點，將輸家與贏家組合在檢定期的報酬差異對市

場風險溢酬進行迴歸，茲說明套利迴歸模式如下：

$$R_{A,t} = \alpha_A + \beta_A (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_A \quad (9)$$

式中

$R_{A,t} = R_{L,t} - R_{W,t}$ 為第 t 月的套利報酬；

$R_{L,t}$ 為輸家組合在檢定期第 t 月之平均報酬率；

$R_{W,t}$ 為贏家組合在檢定期第 t 月之平均報酬率；

$R_{m,t}$ 為檢定期第 t 月的市場報酬率；

$R_{f,t}$ 為檢定期第 t 月的無風險利率；

$R_{m,t} - R_{f,t}$ 稱為市場風險溢酬；

β_A 為輸家與贏家組合的風險差異；

α_A 為簡森績效指標 (Jenson performance index)。

α_A 為輸家與贏家的報酬差距 (套利報酬) 中，無法以風險差異 (β_A) 加以解釋的部分，此為每月平均所能獲得的超額報酬。所要檢定的假說為：

$$\begin{cases} H_0: \alpha_A \leq 0 \\ H_1: \alpha_A > 0 \end{cases}$$

若 α_A 顯著大於零，表示在考慮輸家與贏家的風險差異後，亦符合過度反應假設。本研究進一步將檢定期劃分成三個階段，每個階段包含四個月，再以各階段的月報酬資料重覆上述的迴歸分析，由此，可得知檢定期各階段中輸家與贏家風險差異的情形。

步驟五：排除公司規模因素的檢定

由於公司規模可能會影響過度反應的實證結果，故本文再修正前述的檢定方式以控制公司規模，如下所述：

(一)、T 檢定法

將樣本公司依公司規模加以分類，分別對各規模群組進行過度反應的檢定。首先求樣本股票各子期間，組合形成期公司規模的對數值，並對各子期間加以平均，求各樣本股票的平均公司規模，然後將股票由大而小進行排序。其中前 16 種股票列入大型股群組，中間 20 種股票列入中型股群組，最後 16 種股票列入小型股群組。群組分類後，再對各規模群組重覆輸家贏家組合分群步驟，並重覆以 T 檢定法檢定過度反應假設。有關的檢定方法和研究假說與未控制規模前類似，茲不再贅述。

(二)、相關分析

根據上述分群結果，分別對各規模群組，重覆前述相關分析的研究步驟，如此即可獲得控制公司規模後的研究結果。

(三)、迴歸分析

分別就贏家與輸家組合加入組合的規模變數，而規模變數是以各組合於形成日的平均市場價值之對數值加以衡量。若檢定結果累積異常報酬的迴歸係數顯著為負值，則符合過度反應假設。此迴歸方程式可表示如下：

$$CAR_{w(L),t} = \alpha_{1p} + \beta_{1p} \times CAR_{w(L),f} + r_{1p} \times L_n(\text{Size1}) + \varepsilon_p \quad (10)$$

$$CAR_{w(L),t} = \alpha_{2p} + \beta_{2p} \times CAR_{w(L),f} + r_{2p} \times L_n(\text{Size2}) + \varepsilon_p \quad (11)$$

上式中

$CAR_{w(L),t}$ 為贏家（輸家）組合各檢定期期末的累積異常報酬率；

$CAR_{w(L),f}$ 為贏家（輸家）組合各組合形成日的累積異常報酬率；

Size 1 為贏家或輸家組合於各組合形成日之市場價值的平均值；

Size 2 為贏家或輸家組合於各組合形成日之股本的平均值；

ε_p 為誤差項。

由 r_{1p} 或 r_{2p} 係數可知公司規模效應是否存在。至於排除公司規模變數後的過度反應假設，可對 $\beta_{w(L)}$ 係數加以檢定，其假設型態如下所示：

$$\begin{cases} H_0: \beta_{w(L)} \geq 0 \\ H_1: \beta_{w(L)} < 0 \end{cases}$$

若檢定結果拒絕 H_0 （ $\beta_{w(L)}$ 係數顯著為負值），則符合過度反應假設。

（四）套利迴歸模式

本研究再進一步控制公司規模，將公司規模分為大、中、小群組，分別針對各規模群組，重覆「套利迴歸模式」的檢定方法，若某一群組的簡森績效指數顯著大於零，則該規模群組符合過度反應假設。

肆、實證結果分析

一、未控制公司規模的實證結果

本研究首先探討未控制公司規模前的實證結果。表三為 71 年到 74 年

日資料的統計結果。以表三第一欄為例，在檢定期的 18 個交易日中，輸家組合的平均異常報酬僅有 2 個交易日呈現正值，且皆不顯著。由此可知，輸家組合在檢定期中，並沒有反向修正報酬的現象。第 2 欄資料顯示，在檢定期中有 5 個交易日呈現負值，但亦不顯著，表示贏家似無反向修正報酬的現象。另外，由第 3 欄及第 4 欄的統計資料，並參考 T 檢定的決策準則得知：以第 3 欄第一日為例，t 值為 -0.187，在 $\alpha = 5\%$ 及 1% 的情況下，皆拒絕 B 組的 H_1 假設，而且第 4 欄第一個交易日，亦拒絕 A 組的 H_1 假設。因此，不論是輸家或贏家，皆無反向修正報酬的現象，故不符合過度反應假設。再則，第 5 欄的檢定結果，以第 18 日為例，輸家與贏家平均累積異常報酬的差距為 -7.28% ，在顯著水準 $\alpha = 5\%$ 及 1% 下，皆無法推翻 C 組的 H_0 假設。按此，在 71 年到 74 年階段，以日資料進行實證，結果並不符合過度反應假設。在同樣的步驟下，75 年至 78 年統計結果發現過度反應假設亦不成立。綜上結果，台灣股市短期市場過度反應似乎並不成立，其所顯現的是「強者仍強、弱者仍弱」的異常現象（本文把贏家組合亦稱為強者或強勢組合；輸家組合則稱之為弱者或弱勢組合）。

除了日資料以外，針對月資料的實證本研究也運用逐月重疊的技巧分割子期間。在每個子期間，皆運用資本資產定價模式估計個別股票的迴歸係數 α 與 β 。再以 T 檢定法、迴歸分析及相關分析等三種方式進行檢定。檢定結果顯示，輸家組合在檢定期的平均累積異常報酬，在 $\alpha = 5\%$ 的顯著水準下，皆顯著為負值，且愈到期末其負值益形擴大，表示輸家在檢定

表三 71年-74年 日資料的組合平均異常與累積異常報酬

日	AR	AR	ACAR	ACAR	ACAR	-ACAR
	L,t	W,t	L,t	W,t	L,t	W,t
1	-0.0007233 (-0.18744)	-0.0020876 (-0.77911)	-0.0007233 (-0.18744)	-0.0020876 (-0.77911)	0.0013643 (0.2904)	
2	-0.0009341 (-1.03400)	0.0032794 (2.32457)	-0.0016574 (-0.40973)	0.0011917 (0.54675)	-0.0028491 (-0.5869)	
3	-0.0049755 (-2.39139)	0.0018417 (1.31367)	-0.0066329 (-1.19885)	0.0030334 (0.98828)	-0.0096663 (-1.5278)	
4	-0.0027692 (-1.66570)	0.0043545 (2.57155)	-0.0094021 (-1.52079)	0.0073879 (1.97960)	-0.0167901 (-2.3250)	
5	-0.0003615 (-0.22648)	0.0023080 (2.01335)	-0.0097636 (-1.37956)	0.0096959 (2.17205)	-0.0194596 (-2.3256)	
6	0.0016358 (0.96122)	0.0024860 (1.28456)	-0.0079276 (-1.14246)	0.0121819 (2.77075)	-0.0201095 (-2.4480)	
7	-0.0044488 (-2.25038)	-0.0000251 (-0.01687)	-0.0123765 (-1.45900)	0.0121568 (2.39712)	-0.0245333 (-2.4823)	
8	-0.0023186 (-2.00135)	0.0054422 (2.778382)	-0.0146952 (-1.63961)	0.0175991 (3.16750)	-0.0322943 (-3.0625)	
9	-0.0004269 (-0.19963)	0.0040240 (1.64808)	-0.0151221 (-1.70343)	0.0216231 (3.33944)	-0.0367452 (-3.3441)	
10	-0.0017407 (-1.23728)	0.0000696 (0.04029)	-0.0168268 (-1.81251)	0.0216926 (3.05013)	-0.0385194 (-3.2924)	
11	-0.0025443 (-1.26720)	0.0026654 (1.43858)	-0.0194071 (-2.23241)	0.0243508 (3.16872)	-0.0437579 (-3.7714)	
12	-0.0049452 (-3.38085)	-0.0003835 (-0.23738)	-0.0243524 (-2.60888)	0.0239745 (3.23501)	-0.0483269 (-4.0547)	
13	-0.0032425 (-1.95088)	0.0011445 (0.54138)	-0.0275949 (-2.61854)	0.0251191 (3.13313)	-0.0527141 (-3.9810)	
14	-0.0044359 (-1.69605)	0.0008575 (0.53986)	-0.0320308 (-3.08326)	0.0259766 (3.30524)	-0.0080074 (-4.4530)	
15	-0.0018642 (-1.42751)	-0.0038074 (-0.89339)	-0.0338950 (-3.22286)	0.0221692 (1.97192)	-0.0560641 (-3.6418)	
16	0.0000111 (0.00468)	0.0053636 (1.22440)	-0.0338839 (-3.01681)	0.0275329 (3.25655)	-0.0614168 (-4.3688)	
17	-0.0033978 (-0.03728)	-0.0015268 (-0.47082)	-0.0372817 (-3.18423)	0.0260061 (2.90338)	-0.0638278 (-4.2932)	
18	-0.0031346 (-2.08979)	0.0063310 (2.36429)	-0.0404164 (-3.15746)	0.0323371 (3.59762)	-0.0727535 (-4.6515)	

註：1. 括弧內為其 t 統計量，採單尾檢定。其顯著水準為：

$$t(0.95,16) = 1.7459 \quad t(0.05,16) = -1.7459$$

$$t(0.99,16) = 2.5835 \quad t(0.01,16) = -2.5835$$

2. 表中第1欄及第2欄，分別為輸家組合與贏家組合在檢定期各期中，平均異常報酬的分佈情形。第3欄及第4欄則分別為輸家與贏家各期的平均累積異常報酬，第5欄則為輸家與贏家在檢定期中，平均累積異常報酬的差距。

期末並反向修正報酬。又大多數的贏家組合平均累積異常報酬皆為正值，但不顯著，表示贏家組合亦未在檢定期反向調整報酬。以檢定期期末的累積異常報酬對形成期期末的累積異常報酬進行迴歸，以普通最小平方法 (OLS) 求取截距項與斜率的迴歸係數。迴歸結果發現，輸家組合的斜率為正值，另外，贏家組合的斜率雖為負值，但並不顯著，表示贏家與輸家組合在檢定期並無反向修正報酬的跡象。若同時考慮贏家組合及輸家組合，則其迴歸係數為正值。按此，迴歸分析的結果，似乎並不符合過度反應假設。再觀察檢定期與形成期期末累積異常報酬的相關係數，由於相關係數為正值，難以支持過度反應假說。

為了解子期間的選取是否會影響實證結果，本研究再對月資料研究期間所分割成的 37 段子期間進行分組，共分成第一到第四種期間組別（註 3），再就各期間組別，研究各規模群組的贏家輸家效應，至於檢定的方法，則以累積異常報酬 t 檢定法及相關分析加以檢定。

檢定結果顯示，在第一期間組別情況下，大型股及中型股輸家的平均累積異常報酬顯著小於贏家，且有明顯的報酬差距持續擴大的現象，故不

註 3：茲將其分組結果列示如下：

第一期間組別：由奇數子期間（ $N=1, 3, 5, \dots, 37$ ，共 19 段子期間）所構成，相當於在八年的研究期間內，每兩個月移動一次所截取的子期間。

第二期間組別：由偶數子期間（ $N=2, 4, 6, \dots, 36$ ，共 18 段子期間）所構成，子期間取得方式如上式，但每段子期間落後奇數子期間一個月。

第三期間組別：取 37 段子期間的前 18 段子期間（ $N=1, \dots, 18$ ），相當於以逐月重疊的方式，所取得的前半數子期間。

第四期間組別：取 37 段子期間的後 19 段子期間（ $N=19, \dots, 37$ ），相當於以逐月重疊的方式，所取得的後半數子期間。

符合過度反應假設。另外，由小型股的資料顯示，輸家的異常報酬低於贏家，但並不顯著，亦不符合過度反應假設。至於其他三個期間組別的分析結果大致相同，不再多述。

再改以套利觀點從事探討；以檢定期中的每月套利報酬為依變項，市場溢酬為自變項進行迴歸，同時將檢定期劃分成三個階段，每個階段各包含四個月，分別進行如上所述的迴歸分析。藉以一方面透過簡森績效指標得知整個檢定期中每月平均的異常績效，另一方面亦可觀察不同階段的異常績效分佈情形，所得結果如表四。表中 A 組的資料係為迴歸的截距項，B 組與 C 組的資料則為迴歸係數。由表四中得知，A 組套利組合的 A 0 列中，斜率為 0.01604，此結果顯示在檢定期中，輸家組合的 β 風險略大於贏家組合。此風險差距可用以解釋輸家與贏家組合間部份的報酬差距。但是由截距項 -0.00438 可知，此績效指數小於零，故從套利觀點的實證結果仍不符合過度反應假設。另外，由 A 3 列的斜率 0.0412 及 A 1 列斜率 0.02434 顯示，檢定期中的前四個月及最後四個月，輸家風險略高於贏家組合，同理，由 A 2 列可知，在檢定期的第五至八月，輸家風險略低於贏家組合。再由 A 1、A 2、A 3 的截距皆為負值可知此三個階段皆無過度反應的跡象。

為進一步說明採取過度反應套利策略的操作方式，本研究再分別針對贏家與輸家組合進行迴歸。由表中 B 組及 C 組的迴歸係數，可求得組合的系統風險及與市場無關的風險係數。由於 B 組截距皆不顯著地異於零，表示贏家組合已因多角化的結果，其風險大致上僅為系統風險，而 C 組的截距皆為負，其中 C 0 列的截距顯著小於零，表示在控制輸家的系統風險之

後，其組合報酬有偏低的現象。另外，A組的迴歸係數可以B組與C組合迴歸係數的差值加以表示，例如A 0列的截距 -0.00438 ，等於C 0列的截距 -0.00658 減去B 0列的截距 -0.00220 ；A 0列斜率等於C 0列的斜率減去B 0列的斜率。故由B及C組迴歸係數，可顯示套利組合迴歸係數的組成方式。綜上所述，若投資人採取過度反應的套利策略，則扣除風險因素後，每月平均有 0.438% 的套利損失，此套利損失大部份來自輸家組合，故不符合過度反應假設。

由上述實證發現台灣股市似無過度反應的現象，且贏家組合在檢定期的績效仍然優於輸家組合，而呈「強者仍強、弱者仍弱」的股市異常現象。上述結果或許可以從套利觀點與隨時間變動的折現率（time-varying discount rate）兩種理論觀點，臺灣股市的漲跌幅限制，實證上研究期間的選擇，資本資產訂價模式的估計偏差與可能的干擾因素來加以解釋，茲說明如下。

1. 套利行動的限制

根據效率市場理論，超漲超跌現象終會因投資人的套利行動而消失。當股價發生扭曲時，理性投資人的套利行動，將使股價趨於均衡價位。然而 Shleifer 與 Sammers（1990）認為套利行動不可能完全沒有風險。雖然市場中因部份不理性的投資人的投單行為而產生獲利的機會，但是理性的投資人基於風險的考慮亦僅會採取有限的套利行動。這股套利的力量並不足以抵銷其他投資人所採取趨勢交易（trend chasing，亦即買進已上漲的股票或賣出已下跌的股票）的力量，因而股價將呈現持續性的扭曲。此外，市場上對於套利的種種交易的規範也將限制投資人的套利行為。

因此，如果大部分的投資人認為上漲的股票將持續上漲，下跌的股票會繼續下跌，進而採取買漲賣跌的投資策略，那麼即使理性的投資人，完全洞悉報酬將有反向修正的套利機會，他們基於風險的考量（例如放空股票後，股價持續上漲而被迫在一定期限內回補）；或融資融券上的諸多限制，而使其採取的部位受到限制，則股價將難以趨向均衡價位，而呈強者仍強，弱者仍弱的走勢。

2．隨時間變動的折現率

贏家與輸家組合報酬的差距似可以隨時間變動的折現率加以解釋。DeBondt 與 Thaler（1987）指出，如果贏家組合的股票，在投資人心中的必要報酬率偏低，則在對未來的預期股利折現後，此類股票組合將有較高的期望價格，此時投資人將持續買進，使該類股票呈現漲多跌少的走勢。反之，若輸家組合股票在投資人心目中的必要報酬率偏高，則其期望價格偏低，此時這類股票將呈相對弱勢。這種效果可能長期存於股市中，造成在檢定期中贏家組合的績效仍相對優於輸家組合。

3．漲跌停幅限制

台灣股票市場的漲跌幅度限制，限制了每日股票上漲或下跌的最大比率，其目的在使得當日股價的波動範圍縮小。但卻也可能扭曲了價格機能的運作，再透過其對供給與需求的雙重影響，可能反而促使股價過度反應某一資訊，而使均衡股價難以達成。再加上臺灣股市規模尚小，大戶易藉此一措施操作股價至漲（跌）停板價，使得大戶可以更容易地影響市場上一般投資人的預期心理，而達到拉抬或壓盤的目的。吳學基（民75）的

表四 套利迴歸模式

$$\begin{aligned} R_{At} &= \alpha_{At} + \beta_{At} (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{At} ; \\ R_{pt} &= \alpha_{pt} + \beta_{pt} (R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{pt} ; \end{aligned}$$

迴歸	截距	斜率	調整後判定係數	觀察數
A: 套利組合				
A0	-0.00438 (-2.061)	0.01604 (1.405)	0.0044	444
A1	-0.00844 * (-2.583)	0.04124 * (2.320)	0.0355	148
A2	-0.00207 (-0.598)	-0.01761 (-0.955)	0.0062	148
A3	-0.00247 (-0.582)	0.02434 (1.078)	0.0079	148
B: 贏家組合				
B0	-0.00220 (-0.578)	0.95275 ** (46.627)	0.8310	444
B1	-0.00317 (-0.598)	0.91864 ** (31.894)	0.8745	148
B2	-0.00398 (-0.582)	0.98749 ** (27.087)	0.8340	148
B3	0.00039 (0.052)	0.95092 ** (23.736)	0.7942	148
C: 輸家組合				
C0	-0.00658 * (-1.757)	0.96878 ** (48.193)	0.8401	444
C1	-0.01161 * (-1.865)	0.95988 ** (28.339)	0.8462	148
	-0.00604 (-0.945)	0.96989 ** (28.413)	0.8469	148
	-0.00208 (-0.302)	0.97525 ** (26.604)	0.8290	148

註：A0、B0、C0為分別採用各組合每段子期間的12筆月報酬資料；
A1、B1、C1為分別採用各組合檢定期第 1至第 4個月的月報酬率資料；
A2、B2、C2為分別採用各組合檢定期第 5至第 8個月的月報酬率資料；
A3、B3、C3為分別採用各組合檢定期第 9至第12個月的月報酬率資料。
上述組合為套利組合、贏家組合及輸家組合符號說明：
 α_{At} 為簡森績效指標；
 $R_{mt} - R_{jt}$ 為t期市場風險溢酬；
 $R_{At} - R_{Lt} - R_{wt}$ ；
 R_{Lt} 或 R_{wt} 分別為t期輸家組合平均報酬率及t期贏家組合平均報酬率；截距採單尾檢定；斜率採雙尾檢定。
- * - 表5%下顯著；- ** - 表1%下顯著。

研究指出，漲跌幅度限制使得漲停板後股價仍會上漲，跌停板後股價仍會下跌。本研究日資料的實證結果顯示，贏家在檢定期的績效仍優於輸家，如上所述，這種異常現象有可能係在短期內，大戶易於操縱股市行情，或是一些小道消息的影響，而使投資人持續的追買強勢股票或賣出弱勢股票所造成。

4. 子期間長短

估計期、形成期及檢定期的期間長度常可任意安排，本研究的子期間安排方式，僅為許多可行方法之一。因此，如果股票市場的確存在報酬反向修正的現象，則如果反應週期極為短暫（例如一天之內即已反向修正），甚或反應期間長達數年，都將使得本研究發生實證上的偏誤，因而推翻過度反應假設。本研究有囿於時間因素，設計了較短的 18 天與較長一年的形成期與檢定期，結果並未發現過度反應現象。後續研究者當可再繼續設計更長的期間，以觀察長期中過度反應是否存在。

5. 模式估計的誤差

Brown 與 Barry (1984) 指出，實證研究所發現的異常報酬率，有可能是由於模式的定式錯誤所造成。本研究以各子期中的估計期資料估算個別股票的貝他係數，藉以估算形成期及檢定期的異常報酬。因此，如果贏家組合的風險被低估，將造成贏家組合的異常報酬被高估；若輸家組合的風險被高估，以致輸家組合的異常報酬被低估，那麼即有可能使贏家組合的異常報酬持續高於輸家組合。但是關於模式造成誤差的可能性，目前似乎難以斷定。

6. 規模效應的影響

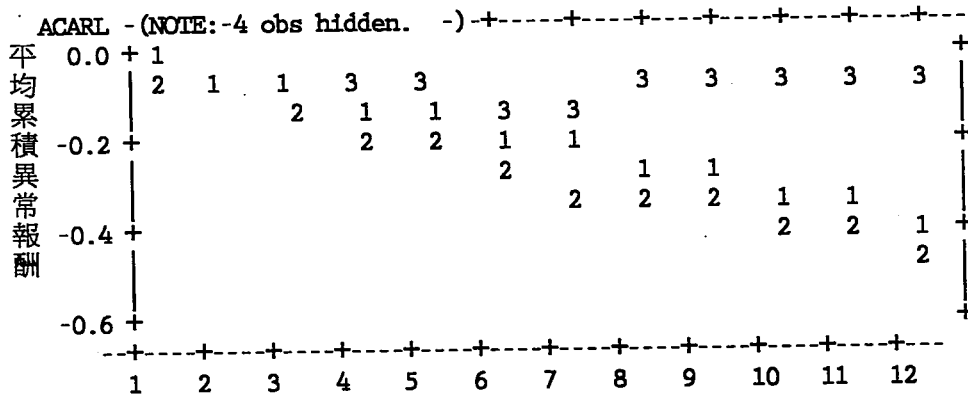
上述本研究所嘗試解釋的諸多因素所討論的各種解釋因子均為無過度反應現象的可能原因。然而，如文獻所述，規模因素常為報酬的重要決定因子。因此，在未控制該變項時，實證結果即可能會受到干擾因素所影響。基於此，本研究有必要再進一步排除公司規模因素。

二、控制公司規模因素

本研究試圖觀察規模效應是否存在。為了比較各規模群組的平均累積異常報酬，乃繪製圖一及圖二的平均累積異常報酬分佈圖。由圖一顯示，小型股輸家組合的平均累積異常報酬有偏高的傾向（符號 3），大型股及中型股（符號 1 與 2）則偏低，而且愈到期末，績效差距愈大。若由圖二亦可得知，小型股或中型股的贏家平均累積異常報酬偏高，大型股的異常報酬則偏低。由此二圖，除中型股的報酬型態顯示輸家的績效相對偏低，贏家的績效相對地偏高外，台灣股市似乎存在規模效應的現象；亦即大型股異常報酬偏低，小型股則有較高的異常報酬。國內有關規模效應的研究，亦有類似的發現（註 4）。

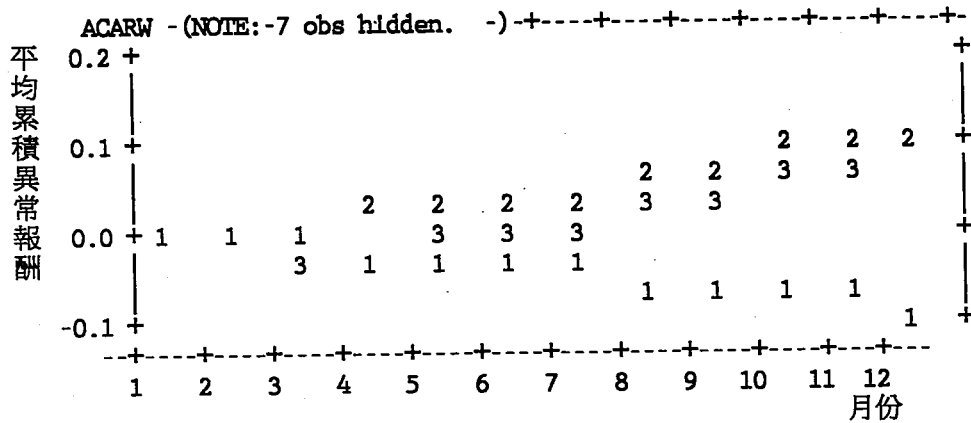
鑑於此，本研究按照實證步驟五將樣本公司依規模大小分成大型、中型與小型三類股，首先進行 T 檢定。大型股的檢定結果顯示，輸家組合在檢定期的累積異常報酬皆為負值，並未有反向修正的現象。而贏家在檢定期的累積異常報酬亦為負值，且贏家在檢定期的績效仍相對優於輸家，

註 4：請參見孟憲模，運用套利定價模式探討臺灣地區上市股票超額報酬，國立中山大學企管所未出版碩士論文。



圖一 輸家組合之組合平均累積異常報酬分佈圖

註： 圖中符號 1：表大型股之輸家組合
 2：表中型股之輸家組合
 3：表小型股之輸家組合



圖二 贏家組合之組合平均累積異常報酬分佈圖

註： 圖中符號如圖一所示。

故不符合過度反應假設，至於中型股與小型股亦有類似的檢定結果。再檢定各規模群組中，輸家組合、贏家組合與合併輸家及贏家組合之累積異常報酬的相關係數。結果發現贏家組合的累積異常報酬皆呈負相關，但並不顯著，若合併贏家與輸家兩組合後，除了小型股的相關係數不顯著為正值以外，其餘皆為正值。再將檢定期的累積異常報酬對形成期期末累積異常報酬及規模變數加以迴歸，結果發現贏家組合的迴歸係數為負值，但並不顯著，至於其他的斜率皆為正值。由此可知，控制公司規模變數之後，檢定期的累積異常報酬與形成期的累積異常報酬呈同向變動關係，故不符合過度反應假設。故在控制公司規模之後，各規模群組似乎亦無反向修正報酬的情形。

上述結果均無過度反應的現象，本研究再從套利策略的觀點，分別就各規模群組加以實證，觀察上述結果是否仍然成立。表五為大規模公司組群的實證結果，由表五的A 0 列可看出，輸家與贏家組合的風險差距為斜率 0.02498，且呈顯著的大於零，此值等於C列輸家的 β 風險0.94367，減去 B 0列贏家的 β 風險 0.9187。又A 0列的簡森績效指標為 -0.01105，顯著的小於零，故在控制風險差異後，若採取此種過度反應的套利策略每月將產生 1.105%的套利損失。另外，由A 1、A 2列斜率可知，在第一個階段，亦即檢定期的前四個月中，輸家風險顯著大於贏家風險，其風險差距為 0.08478，而在第二個階段，也就是檢定期中第五到八月，輸家風險只略大於贏家，此階段的風險差異為 0.02140。倘若處於第三個階段，亦即檢定期最後四個月，則輸家風險則低於贏家，風險差異為 -0.02982，但並不顯著。

若比較B組（贏家組合）與C組（輸家組合）的截距，則可看出輸家組合的截距有偏低的現象，例如C 0列的截距 -0.00932 顯著小於零，而B 0列的截距大於零。由此推得A 0列簡森績效指標顯著小於零，主要是因為輸家組合的報酬明顯偏低所造成。以上的研究結果顯示，在檢定期中，風險差異程度隨檢定期中不同的階段而有差別。另外，套利的損失主要是來自輸家的報酬偏低，在控制風險差異之後，大型股仍呈現「強者仍強，弱者仍弱」的走勢，故不符合過度反應強弱反向修正報酬的假設。中型股的研究結果顯示，整個檢定期中，輸家的風險略低於贏家組合，若由檢定期的三個階段觀之，在第二階段中，輸家風險顯著低於贏家組合，其差異為A 0列的截距 -0.056，其他二階段（前四個月及最後四個月），輸家風險略超過贏家組合。在探討其風險差異後，再由簡森績效指標檢定過度反應假設，由A組（套利組合）各列的截距得知，簡森績效指標顯著為負值，故中型股亦不符合過度反應假設。因此，如果投資人對此類規模股票採取買弱賣強的過度反應套利策略，將蒙受每月 1.754 % 的套利損失；反之，若採取買強賣弱的投資策略，則平均每月可賺得 1.754 % 的超額利潤，故而此結果亦違反效率市場理論。

表五 套利迴歸模式 (大型股群組)

迴歸	截距	斜率	調整後判定係數	觀察數
A: 套利組合				
A0	-0.01105 ** (-4.363)	0.02498 (1.838)	0.0076	444
A1	-0.01150 ** (-3.590)	0.08478 ** (3.859)	0.0926	148
A2	-0.01001 * (-2.323)	0.02140 (0.931)	0.0059	148
A3	-0.00835 (-1.785)	-0.02982 (-1.197)	0.0097	148
B: 贏家組合				
B0	0.00173 (0.560)	0.91870 ** (55.458)	0.8743	444
B1	0.00462 (0.889)	0.88550 ** (31.333)	0.8705	148
B2	-0.00100 (-0.198)	0.94077 ** (34.853)	0.8927	148
B3	0.00138 (0.239)	0.92931 ** (30.119)	0.8614	148
C: 輸家組合				
C0	-0.00932 ** (-3.036)	0.94367 ** (57.277)	0.8813	444
C1	-0.00988 * (-1.894)	0.97023 ** (34.196)	0.8890	148
C2	-0.01101 (-2.191)	0.96216 ** (35.883)	0.8982	148
C3	-0.00697 (-1.223)	0.89949 ** (29.653)	0.8576	148

註：如表四。

至於小型股則有迥異的實證結果。如表六所示，在整個檢定期中，輸家的風險略小於贏家，此風險差異為 -0.01293 ，A 1 列斜率 0.02455 ，顯示在檢定期的前四個月，輸家的風險略大於贏家組合。而由 A 2 列斜率為 -0.05482 ，A 3 列斜率 -0.00853 可知第二與第三階段中，輸家的風險小於贏家組合。至於過度反應假設則可由套利組合的簡森績效指標加以檢定，由於 A 0 列的截距 0.01329 ，在 $\alpha = 5\%$ 下顯著大於零，表示在控制風險差異之後，輸家在檢定期比贏家賺得較高的異常報酬；亦即投資人採取「買弱賣強」的過度反應套利策略，每月平均可賺得 1.329% 的超額報酬。此檢定結果顯示，在控制合風險差異因素之後，小型股符合過度反應現象。另外，由檢定期三個階段的研究結果，A 1，A 2，A 3 三列的簡森績效指標皆為正值，除 A 1 列的 0.00792 較不顯著外，其餘兩者均呈顯著現象。

再同時觀察 A、B、C 組資料中相對應的列資料，以了解輸家組合與贏家組合對套利組合簡森績效指標的貢獻。例如 A 0 列截距 0.01329 ，等於 C 0 列截距 0.00678 減去 B 0 列的截距 -0.00651 ，故套利組合的簡森績效指標中，輸家與贏家各約有一半的貢獻（輸家貢獻率 $0.00678 / 0.01329 = 51\%$ ；贏家貢獻率 $0.00651 / 0.01329 = 49\%$ ）。然而，由 A 1，B 1 及 C 1 列的截距顯示，在前四個月階段的簡森績效指標中，約有 $0.0118 / 0.0792 = 149\%$ 為贏家所貢獻，而輸家則抵銷 $-0.00388 / 0.0792 = -49\%$ 的貢獻。第二階段中，對於簡森績效指標 0.01576 ，輸家貢獻了 63.1% ，而贏家則貢獻 36.8% 。同理在第三個階段中，簡森績效指標為 0.01643 ，其中有 87.1% 是由輸家所產生，而贏家則僅有 12.9% 的貢獻。

由以上討論可知，檢定期中過度反應套利利潤的來源，隨檢定期中不同的階段而有所差別。其中，第一個階段（前四個月）的套利利潤大致來自於贏家組合的負向異常報酬，亦即贏家組合的大幅反向修正報酬。在第二階段（五至八月）中，輸家組合的反向調整幅度已大於贏家組合，而在第三階段（最後四個月），套利組合異常績效大部分來自輸家組合反向調整的報酬。由此結果得知，檢定期中各期贏家與輸家組合的反向調整幅度並非對稱，但就整個研究期間而言，贏家與輸家組合的反向調整幅度約各佔一半（詳見圖三）。

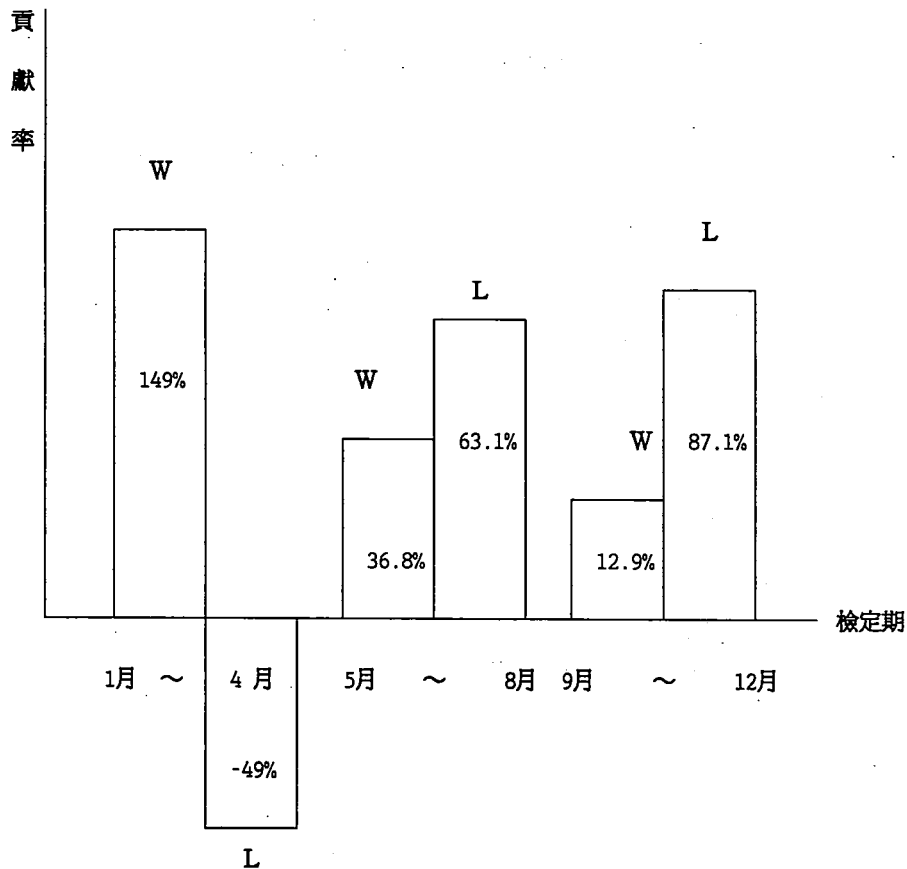
故在同時控制公司規模的套利模式中，大型股及中型股並不符合過度反應假設，而小型股則符合過度反應假設。從投資策略的角度而言，在本研究期間中，如果投資人在大型股或中型股的投資策略上採取買贏家，同時賣輸家（亦即「買強賣弱」）的策略，然後在檢定期期末再行反向操作，（買進原先賣出的輸家，並賣出原先買進的贏家）則可獲得正的異常報酬，（大型股每月產生 1.105 % 的異常報酬，中型股每月有 1.754 % 的異常報酬。然而，就小型股的操作技術而言，若投資人採取過度反應的套利策略，亦即「買輸家組合，同時放空贏家組合」，則可賺得未來報酬反向修正的利潤，每月大約平均 1.329 %）。

推究上述的原因可能是投資決策型態的差異所致。以小型股而言，由於小型股的籌碼有限，故很容易成為主力與大戶炒作的標的，尤其當超跌的小型股風險低於已超漲的小型股時更是如此。如此，理性的投資人對於小型股便可能採取買弱賣強的策略以獲取套利利潤，此一做法將造成未來

表六 套利迴歸模式 (小型股群組)

迴歸	截距	斜率	調整後判定係數	觀察數
A: 套利組合				
A0	0.01329 ** (3.373)	-0.01293 (-0.612)	0.0008	444
A1	0.00792 (1.160)	0.02455 (0.661)	0.0030	148
A2	0.01576 ** (2.519)	-0.05482 (-1.642)	0.0181	148
A3	0.01643 * (2.231)	-0.00853 (-0.218)	0.0003	148
B: 贏家組合				
B0	-0.00651 (-1.280)	0.95763 ** (35.077)	0.7357	444
B1	-0.01180 (-1.539)	0.95102 ** (21.615)	0.7619	148
B2	-0.00580 (-0.602)	0.99240 ** (19.311)	0.7186	148
B3	-0.00213 (-0.235)	0.97651 ** (20.240)	0.7372	148
C: 輸家組合				
C0	0.00678 (1.250)	0.94470 ** (32.470)	0.7046	444
C1	-0.00388 (-0.430)	0.92607 ** (18.844)	0.7086	148
C2	0.00995 (1.118)	0.93754 ** (19.739)	0.7272	148
C3	0.01431 (1.400)	0.96762 ** (17.787)	0.6842	148

註：如表四。



圖三 反向調整幅度佔套利利潤比例

註： W 表贏家組合

L 表輸家組合

贏家與輸家組合產生反向修正報酬的現象。至於中型股及大型股中的強勢股（贏家組合），則可能往往被投資人視為看好的投資標的，造成這兩類的股票有漲多跌少的走勢；反之，對於中型與大型的輸家組合，若投資人不願在較長期間買進弱勢股（輸家組合），以待未來反彈的機會，則弱勢股即常處弱勢走勢。因此，投資人對於中大型股可能偏愛買強賣弱的投資策略，以致造成中、大型股「強者仍強、弱者仍弱」的現象。

伍、結論與建議

本研究利用贏家及輸家投資群組檢定過度反應現象是否存在。除了分別以日資料與月資料進行實證外，本研究也進一步排除風險與公司規模干擾因素。實證結果顯示，未排除公司規模因素時，不論以日資料或月資料進行實證，結果均顯示過度反應現象並不存在。在組合形成期階段超漲的股票組合將在檢定期中持續超漲；反之，形成期中超跌的股票組合將在檢定期中持續超跌。因此，台灣股市似有「強者仍強、弱者仍弱」的異常現象。進一步控制公司規模因素後，結果發現台灣股市存在規模效應，鑑於此，本研究首先針對各個規模群組加以實證。本研究的結果顯示，不論是大型股、中型股或小型股皆無過度反應的現象。若只控制贏家與輸家組合在檢定期中的風險差異後，則可發現簡森績效指標顯著為負值，故不符合過度反應假設。檢定期中，輸家組合持續超跌是套利損失的主要原因。

若改從套利策略的觀點來看，則可發現大型股與中型股的簡森績效指標為負值，不符合過度反應假設，因此，如果投資人對大型股採取過度反應的套利策略，在扣除風險因素後，將產生套利損失。而小型股的簡森績效指標顯著為正值，故在控制風險差異因素後，小型股符合過度反應的假設，此時小型股的投資人可經由買弱賣強的過度反應套利策略獲取套利利潤。小型股的套利利潤來源，就檢定期而言，輸家與贏家各佔一半的貢獻；早期（前四個月）的套利利潤主要是來自贏家的負報酬，後期（後四個月）的套利利潤來源係來自輸家的正報酬。

歸納上述的結論可知，除了小型股在套利策略的觀點下符合過度反應假設外，其它類股則有「強者仍強、弱者仍弱」的現象。關於這種現象，Shleifer 與 Summers (1990) 曾提出套利行動的限制解釋股票價格為何會呈現持續性扭曲的現象。他認為理性投資人基於風險的考量或交易上的種種限制，僅會採取有限的套利行動。結果將使得這股套利力量無法完全抵銷其他投資人所採取的趨勢交易行為(註5)。然而本研究仍受研究期間、子期間長度設計等的限制，故後續研究可將研究期間增長，而以不重疊的方式分割子期間，亦可嘗試將子期間中的估計期、形成期及檢定期的長度調整，以更長的研究期間驗證過度反應，以充分掌握組合異常績效反向修正的週期。此外，衡量期間的選擇(如以週報酬資料代替日與月資料)，或嘗試以個別股票的股價及股利資料求算市場投資組合報酬，以取代目前以發行量加權股價指數求算市場報酬的方式(註6)，均可再使過度反應的實證更加完善。

註5：但此並不意謂著長期而言，台灣股價將呈兩極化。未來當再延伸本研究子期間長度的設計，試圖再拉長檢定期，以觀察是否在更長的期間中，超漲超跌終會消失，而使股價趨於均衡價位。

註6：另外，目前加權股價指數的計算方式使得小型股的比重較低，而大型股的比重較高。因此，倘使大型股的表現不佳，將導致股價指數偏低，致使小型股產生異常的正向報酬。此點可能會影響本文的結果。(本文作者感謝評審委員的意見。)

參考文獻

1. 吳學基，限制漲跌停幅度影響後續股價之實證研究，國立政治大學企業管理研究所未出版碩士論文，民 75。
2. 吳麗瑩，七十六年臺灣股價變動之過度反應檢定，企銀季刊，12(2)，民 77：38-53。
3. 林煜宗，洪祥文，台灣股票市場投資者過度反應之研究，證券管理雜誌，民 77，8月：2-10，民 77，9月：2-13。
4. 孟憲模，運用套利定價模式探討臺灣地區上市股票超額報酬，國立中山大學企業管理研究所未出版碩士論文，民 78，6月。
5. Banz, R.W. The Relationship between Return and Market Value of Common stocks. Journal of Financial Economics; 9. 1981:3-10.
6. Blume, Marshall E., A.C. Mackinlay, and Bruce Terker. Order Imbalances and Stock Price Movements on October 19 and 20, 1987. Journal of Finance; September 1989: 827-848.
7. Basu, S. The Relationship between Earnings, Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stock: Further Evidence. Journal of Financial Economics; 12. June 1983: 129-156.
8. Brown, S.J. And Barry C.B. Anomalies in Security Returns and The Specification of the Market Model. Journal of Finance; 39, 1984: 807-815.
9. Chan, K.C. On the Contrarian Investment Strategy. Journal of Business; 1989: 147-163.
10. Davidson, W, N, III. A Note on the Behavior of Security Returns: A Test of Stock Market Overreaction and Efficiency. Journal of Finance Research; Fall 1989: 245-252.
11. DeBondt, W.F.M. and Richard Thaler. Does the Stock Market

- Overreact. ;Journal of Finance; July 1985: 793-808.
12. ————. Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality. ;Journal of Finance; July 1987: 557-580.
 13. DeBondt, W.F.M. Does Security Analysis Overreact ?. American Economic Association Meeting Atlanta. December 28 1989: 1-12.
 14. Fama, E.F. Foundations of Finance. New York: Basic Books. Chapter 5. 1976: 134-137.
 15. French, K.R. and J.M.Poterba. Are Japanese Stock Price Too High ?. Working Paper, Graduate School of Business, The University of Chicago. February 1989.
 16. Keynes, J.M. The General Theory of Employment, Investment and Money. London: Harcovrt Brace Joranorich. 1964.
 17. Lloyd, P. Davies and C. Michael. Stock Price and the Publication of Second-Hand Information. ;Journal of Business; 51(1). 1978: 43-56.
 18. Ohlson, J.A., and S.H Penmam. Variance Increases Subsequent to Stock Splits: An Empirical Aberration. Working Paper, Graduate School of Business, Columbia University. September 1983.
 19. Pettengill, G.N. and B.D Jordan. The Overreaction by Hypothesis, Firm Size, and Stock Market Seasonality. ;The Journal of ;Portfolio Management; Spring 1990: 60-64.
 20. Reinganum, M.R. Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earning Yields and Market Values. ;Journal of Financial Economics; 9. 1981: 19-46.
 21. Shleifer, A. and L.H. Sammers. Crowd and Prices: Towards A Theory of Inefficient Markets. Working papers series, Center for Research in Security Prices, Groduate School of Business, The University of Chicago. 1990.
 22. Zarowin, P. Short-run Market Overreact: Size and Seasonality Effects.;Journal of Portfolio Management; Spring 1989: 26-29.
 23. ————. Does the Stock Market Overreact to Corporate Earn-

- ings Information ?. ;Journal of Finance; VOL.XLIV(5). December 1989: 1385-1399.
24. ————. Size, Seasonality, and Market overreaction. ;Journal of Financial and Quantitative Analysis; 25(1). March 1990: 113-125.

An Empirical Evidence on Stock Overreaction in Taiwan Stock Market

*Yu-Jane Liu** Victor W.Liu** Jen-Neng Hsieh***

劉玉珍

劉維琪

謝政能

Abstract

This paper investigates whether the investors of Taiwan stock market overreact. The cumulative abnormal returns of winner portfolio and loser portfolio are calculated, and then T test, regression analysis and correlation analysis are adopted to test the overreaction hypothesis. The empirical evidence shows no overreaction in Taiwan stock market when risk factor and firm size are considered, respectively. However, on the aspect of arbitrage strategies, the results indicate that no overreaction occurs among stocks issued by large and middle firms, while the investors of small firms are consistent with over-reaction phenomenon.

Key Words : Overreaction , winner portfolio , loser portfolio

* Institute of Finance, National Chung Cheng University.

**Institute of Business Administration, National Sun Yat-Sen University.