

台灣地區上市公司從事購併活動 對經營績效影響之研究

The Impact of Mergers and Acquisitions Activities on Corporate Performance in Taiwan's Listed Acquiring Firms

孫梅瑞¹ *Mei-Jui Sun*

銘傳大學

Ming Chuan University

陳隆麒 *Long-Chie Chen*

國立政治大學

National Cheng Chi University

90 年 4 月 1 日收稿、90 年 7 月 2 日一次修改、91 年 2 月 21 日二次修改、91 年 2 月 25 日接受刊登

摘要

本研究探討台灣地區上市公司從事購併活動對經營績效的影響。特別是購併雙方資訊不對稱、購併綜效的發揮與上市公司裡潛在的代理成本對購併後的經營績效所產生的影響。本研究針對民國 76 年至 86 年間 138 個購併宣告樣本進行事件研究與統計檢定，其中以股票報酬率代表短期績效，而以財務指標代表長期經營績效。有關宣告異常報酬率的衡量部份，分別使用一般最小平方法(簡稱 OLS 法)，以及在有異質變異效果(簡稱 ARCH 效果)時，使用一般化自身迴歸異質條件變異數法(簡稱 GARCH 法)來估計市場模式參數。而在評估財務績效指標影響的部份，則加入樣本對照組的研究設計，以排除干擾變數對研究結果可能的影響。此外，本研究也剖析影響購併公司經營績效的重要因素，並透過實證瞭解這些因素如何影響國內上市公司在從事購併活動的經營績效表現。

關鍵詞：購併與合併、公司控制、經營績效

¹ 作者感謝國科會研究計畫補助 (NSC90-2416-H-130-018) 以及匿名評審委員的寶貴意見。

Abstract

This study investigates the impact on the performance of Taiwan's listed acquiring firms and the factors affecting the performance of Mergers and Acquisitions activities. How information asymmetry between acquiring and target firms, the expected synergy and the agency cost produced by M&As affect the corporate performance. We examine the performance of Taiwan's listed acquiring firms for the 138 Mergers and Acquisitions announcements during the period 1987-1997. The proxy variables of corporate performance are stock abnormal returns as performance measures for the short run and financial ratios and β value as performance measures for the long run. We also compare the performance of acquiring firms via a control group design.

Keywords: Mergers and Acquisitions, Corporate Control, Corporate Performance.

壹、前　　言

過去有關於購併理論的文獻很豐富，然而不同理論對購併整體效益而言，並未有一致的結論，其中在目標公司方面，各理論與相關的實證結果均指出有其正向的效益，但在購併公司方面，則因效率或綜效理論預期有正向影響，因自大理論與代理理論預期有負向影響，在正負因子二者互相影響下，購併公司是否能因購併活動產生效益，則至今仍未有定論。此外，目標公司的財務資訊透明度與國內外公司購併相關法令的複雜性，往往使購併公司和目標公司間存有資訊不對稱的問題，使得購併公司在對目標公司的實際價值與發展遠景資訊不充足的情況下，可能會誤判商情，進而影響公司未來的營運與獲利。

在購併的實證文獻方面，大致上可分為兩大領域：就股票報酬率方面，研究的是購併活動業股東財富的影響，研究結果可確定的是目標公司財富確實會因購併活動的宣告而有異常報酬；而在購併公司股東財富方面，則較有爭議。Mandelker (1988) 與 Dodd (1980) 認為，購併活動會使購併公司股東財富產生異常損失，而有部份學者 (Lengetieg, 1978; Bradley et al., 1988; Travlos & Cornett, 1993) 認為，購併活動的宣告對購併公司股東有異常報酬，但仍比目標公司股東來得少。就財務績效指標方面，研究的是根據購併前後的財務資料探討購併活動對購併公司財務績效的影響，則運用許多財務比率做差異檢定

(Fowler & Schmidt, 1988；蕭惠元，1996；林永隆，1998)，然而只就購併公司本身購併前後的資料來比較，忽略景氣、產業等環境因素的影響。Lubatkin (1983)認為購併公司股價變化之所以只有少量的異常報酬，甚至有異常損失，是因為受到管理因素（如管理型態、控制制度的差異等）的影響，或者是公司管理者代理問題所產生的成本 (May, 1995；Avery, Chevalier & Schaefer, 1998)，而對原本會因購併活動而提升的規模效益、市場力與綜效等產生負面效果。這些負面效果會抵銷（甚至大於）購併所產生的效益 (Leibenstein, 1966；Scherer, 1980)。

除了上述因素致使購併公司購併績效在衡量上產生不良的結果外，實證研究方法的運用錯誤而導致購併公司股東財富及績效的衡量有所偏差。偏好以財務績效指標評估購併活動的學者（如 Healy et al., 1992）認為，股票報酬率的研究乃從股價的觀點進行，其認為股票價格的失真就等於是對真實經濟利益的預期，無法決定購併是否產生真正的經濟利益或者只是市場的無效率，且股價研究亦無法確認此種利益的來源。而偏好以股票報酬率評估購併活動的學者 (Langetieg, 1978; Lubatkin, 1983) 則認為，儘管股價績效衡量有些缺失，然而仍是理論上最好的衡量方式，且是目前財務文獻中事件研究所普遍採用的技術。

本研究改進國內相關實證研究，基於購併公司的立場，針對民國 76 年至 86 年間 138 個購併宣告樣本進行事件研究與統計檢定，其中以股票報酬率代表短期績效，而以財務指標代表長期經營績效。有關宣告異常報酬率的衡量部份，分別使用一般最小平方法(簡稱 OLS 法)，以及在有異質變異效果 (簡稱 ARCH 效果)時，使用一般化自身迴歸異質條件變異數法(簡稱 GARCH 法)來估計市場模式參數。而在評估財務績效指標影響的部份，則加入樣本對照組的研究設計，以排除干擾變數對研究結果可能的影響。此外，本研究也依相關購併理論，剖析影響購併公司經營績效的重要因素，並透過實證瞭解這些因素如何影響國內上市公司在從事購併活動的經營績效表現。

貳、研究假說

由購併的基本理論可知，管理者在進行購併活動時，可能遵循股東財富極大化為決策目標，但亦可能只是滿足管理者本身的目標，而產生代理問題，究竟購併計劃是否能為公司帶來經濟利益，近年來已成為國內外學者積極研究的

主題。國外學者 Mandelker (1988) 發現，購併公司有不顯著的負向異常報酬率。Dodd (1980) 發現，宣告日前後 40 天購併公司的股票累積異常報酬率為 +5.37%，在宣告日當天的異常報酬率為 -0.62% (t 值 = -2.83) 顯著，因此購併宣告對購併公司股東而言，是不利的消息。Jensen 與 Ruback (1983) 指出，如果以現金收購，購併公司的股東財富有 0%~4% 的變化。Jarrell、Brickly 與 Netter (1988) 則指出，60 年代成功購併公司有 5% 的異常報酬率，70 年代則有 2.2% 的異常報酬率，80 年代則出現不顯著負向的異常報酬率，可見隨著時間的變遷，購併的經濟效應已逐漸喪失。而國內的購併宣告效果研究與國外學者的研究結果則不一致。陳匯中 (1995) 與羅明敏 (1998) 皆指出，上市公司購併宣告當天皆有顯著的異常報酬率，因此相關的研究假說為：

假說 1：上市公司購併宣告對公司股票報酬率有正向的影響。

根據營運綜效理論，公司進行購併的動機是基於購併能產生規模經濟、提高生產規模以及降低生產成本，使公司能在購併後更有效的運用資產，以達到較高的效能，而反應在財務報表上的是營運成本的降低、獲利能力與管理效率的提高。在衡量指標方面，本研究以資產報酬率與營運成本率衡量公司經營績效 (Ansoff, 1971；林嬪娟、吳安妮, 1992；蕭惠元, 1996)，相關的研究假說為：

假說 2-1：上市公司從事購併活動後會提高資產報酬率，以及

假說 2-2：上市公司從事購併活動後會降低營運成本率。

根據市場力理論，藉由購併活動可提高公司市場佔有率，增強對市場的控制力，進而提升購併後的經營績效。此一績效反應在財務報表上的是銷貨收入的增加與市場佔有率的提昇。以往市場綜效的研究大多是以銷貨額或市場佔有率作為衡量變數 (Ansoff, 1971；Mueller, 1985)；但現今大多上市公司都從事多角化，很難定義出其主要的事業及其市場佔有率，故本研究以營收成長率與營業收入/總資產（總資產週轉率）二指標來衡量公司經營績效 (Hoshino, 1982；Ravenscraft, 1989；林永隆, 1998)，相關的研究假說為：

假說 2-3：上市公司從事購併活動後會提高營收成長率，以及

假說 2-4：上市公司從事購併活動後會提高總資產週轉率。

根據財務綜效理論，由於購併後「分散風險」與資金「相互保險」的效果，公司可藉由購併降低其營運風險與債務違約風險，因此本研究以股票月報酬率的貝他係數 (Beta Coefficient，以下簡稱 β 值)，作為公司股票報酬率受系統風

險影響程度的衡量變數（May, 1995；Zivney、Bertin & Torabzadeh, 1996），因此相關的研究假說為：

假說 2-5：上市公司從事購併活動後會降低公司風險。

由於上市公司有證券主管機關加以監督管理，又受到財務分析師、證券投資業者、傳播媒體乃至於投資大眾的注目，經常會有各種相關資訊披露出來；若為公開發行公司亦會定期公佈財務報表與相關資料，因此，若目標公司為國內外上市公司或公開發行公司，購併公司可以較精確的評估目標公司的價值及遠景，故資訊不對稱的程度較低，因此相關的研究假說為：

假說 3：目標公司為上市或公開發行公司時，購併公司的經營績效表現較佳。

我國受限於腹地狹小，資源與技術有限，國內市場日趨飽和，以及面對國際化市場形成的衝擊等因素，許多國內公司正面臨如何突破現存瓶頸尋求新的出路。然而根據正向多國籍網路假說（Positive Multinational Network Hypothesis），國際購併不但可降低市場風險、提供互補性資源與彈性、提升產品與技術需求與拓展國際行銷通路，而且能使購併綜效發揮。因此相關的研究假說為：

假說 4-1：從事國際購併的購併公司經營績效表現較國內購併為佳。

相關購併(水平購併與垂直購併)具有可獲取通路、開拓自有品牌，以及生產要素的成本降低等優點，相較於非相關購併(複合式購併)，因產業關聯性低，所以所創造綜效價值不及相關購併。根據 Bettis 與 Mahajan(1985)的實證結果顯示，相關多角化購併表現優於非相關多角化購併，其風險較低且獲利較高。Shelton (1988)的實證結果亦顯示，相關購併帶給公司的價值將大於非相關購併，因此相關的研究假說為：

假說 4-2：從事相關購併的購併公司經營績效表現較非相關購併為佳。

在管理綜效理論（Managerial Synergy Theory）中，管理績效較佳的購併公司，可藉由購併提昇原本管理效率較差的目標公司，亦稱為管理差異效率。因此，倘若購併公司的經營績效佳，表示公司所擁有的特有優勢如獨有的技術、管理專門知識、行銷技術、品牌商譽、產品策略、規模經濟等可藉由購併活動有更大效用與綜效發揮。羅明敏（1998）發現，購併公司的經營績效對宣告效果具有解釋力，相關的研究假說為：

假說 4-3：購併公司的過去經營績效愈佳，購併後的經營績效表現愈佳。

根據代理理論，當管理者的持股比例愈高時，其從事投資決策與外部股東的利益愈一致，也就是利益一致假說（Convergence of Interest Hypothesis）。因此，當公司管理者欲進行購併的投資計劃時，若其持有股權比率愈低，則代理問題愈嚴重。Amihud 與 Lev (1981) 則發現，管理者的持股比例愈高時，愈有可能從事多角化以降低個人風險，代理問題反而愈嚴重，此稱為防衛假說（Entrenchment Hypothesis）。根據 Stulz (1988) 指出，公司價值與管理者持股比率呈現非線性關係，當管理者持股比率高達某一程度後將造成公司價值降低，因此存在一最適的管理者持股比率使公司價值達到最大。Morck (1988) 亦指出，在不同的股權結構下，管理者的代理問題未必都與管理者持股比率呈正向關係，而是在某區段內與持股比率呈現負相關。由於本研究的研究對象是國內上市公司，股權多已分散，管理者持股比率水準相對較低，因此，根據利益一致假說，相關的研究假說為：

假說 5-1：購併公司管理者持股比率愈高，購併後的經營績效表現愈佳。

Fama (1980) 指出藉由市場監督有助於降低代理成本，而財務危機即是一種方法。Jensen (1986) 認為，公司必須在未來定期以現金支應負債會對管理當局形成壓力，而此作法比管理者答應發放現金股利更為有效，也更容易降低代理成本。因此在購併活動中，適當的提高負債比率有助於增加公司的價值。然而隨著負債程度的增加，發生財務危機的可能性愈大，將導致公司價值的減少。本研究根據 Jensen 的假說，相關的研究假說為：

假說 5-2：購併公司負債比率較高，購併後的經營績效表現較佳。

參、研究設計

一、樣本選擇

本研究係以民國 76 年 1 月 1 日至 86 年 12 月 31 日的上市公司購併宣告事件為研究對象，消息來源則是以在國內兩大財經專業報紙，工商時報與經濟日報中有明確購併宣告的報導為準，而在財務績效指標的驗證方面，將樣本區分為購併樣本組與對照組，選取台灣經濟新報社資料庫中公司財務報表數字與財務比率，必須具有購併年度前三年及購併年度後至少一年之財務績效指標者。此外，為提高本研究的可信度，訂定下列選擇樣本的標準：

1. 購併公司必須是台灣證券交易所公開上市的公司。
2. 經由經濟日報或工商時報刊載，並且將購併公司名稱列於標題中者。
3. 以報紙報導為準，不論其宣告後是否變更或取消，皆列入購併宣告樣本；但只有確實完成購併計畫者，才列入財務績效檢定的購併公司樣本。
4. 在宣告日前的 180 天必須有持續交易者。
5. 排除新上市公司自正式掛牌交易日起九個月內發生的購併事件。
6. 報導消息中至少必須有購併類型及地點等資料。
7. 宣告期間沒有其他競合的重大事件者。
8. 必須是以公司名義宣告者。
9. 不能伴隨有融資決策的宣告。
10. 排除大股東以法人型式購併子公司的樣本，若兩家以上公司共同購併，只列入主導者。
11. 對照組樣本乃選取與購併公司樣本相同產業、公司規模相近而當年度無購併宣告者配對產生。

根據上述的選樣過程，本研究共選取 147 個購併宣告樣本，其中 5 個宣告樣本於宣告後取消該購併計畫，因此不列入財務績效指標的研究樣本。在購併類型方面，有 114 個相關購併（佔總樣本的 78%），33 個非相關購併（佔總樣本的 22%）；在目標公司所在地方面，有 78 個國際購併（佔總樣本的 53%），69 個國內購併（佔總樣本的 47%）。

二、變數衡量

本研究主要是以 Fama, Fisher, Jensen 與 Roll(1969)有關股票分割研究中，所發展出的事件研究法來進行檢驗假說 1 有關購併事件的宣告效果，並以宣告事件所引發的股票報酬率的變化，來探討市場的效應變數。其中有關宣告異常報酬率的衡量部分，首先是以事件期中個別股票與市場投資組合的每日收盤價格資料，利用市場模式計算出個別樣本的正常報酬率，最後再減去事件期中實際的每日報酬率而得。而對於市場模式中參數的估計，本研究分別使用兩種方法來計算，一種是傳統使用的一般最小平方法(Ordinary Least Squares Estimation,

簡稱 OLS 法)，另一種是當估計期的報酬率數列具有異質變異數性質 (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity，簡稱 ARCH 效果)時，則使用一般化自身迴歸異質條件變異數法 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Estimation，簡稱 GARCH 法)來估計市場模式參數。因此，研究樣本的參數估計結果可分為兩組型態，即 OLS 估計組與 OLS+GARCH 估計組。其中，前者是指全體樣本不論其報酬率數列是否出現 ARCH 效果，一律仍以 OLS 法來估計市場模式參數；而後者即為兩種估計方法的混合組，即在全體樣本中具有 ARCH 效果的事件是以 GARCH 法來估計，而沒有 ARCH 效果的樣本則是以 OLS 法來估計市場模式參數。然後，利用此兩組方法所估計出的參數，分別計算樣本在事件期中的各日異常報酬率與標準化異常報酬率。以下是針對與本研究相關的重要變數進行操作性定義，以便在實證分析中能有效執行。

(一)異常報酬率

本研究所觀察的事件期中各日異常報酬率的衡量，主要是利用市場模式的方法來處理。除了使用傳統的定義方法外，本研究另外亦嘗試使用 Boehmer, Musumeci 與 Poulsen (1991) 所提出的標準化橫斷面法 (Standardized Cross-sectional Method)，作更嚴謹的定義與檢定。在相關文獻中曾發現，以事件研究法進行證券報酬研究時，一項值得注意的問題是，事件本身常引發證券報酬變異數的增加，而使得平均異常報酬率為零的虛無假設很容易遭到拒絕，形成檢定上的錯誤。因此，使用此法將殘差先予以標準化後，再進行橫斷面法的處理，將可有效解決上述因事件而引發變異增加的檢定效果問題。以下即分別針對八項有關異常報酬率的操作性定義予以說明。

1.個別樣本異常報酬率

本研究利用上述市場模式估計出事件觀察值-30 至+30 日的各日預期報酬率後，再與該期間各日的實際報酬率相減，即可計算出異常報酬率。其公式為：

$$AR_{jt} = R_{jt} - \hat{R}_{jt} \quad t = -30, \dots, +30$$

其中， AR_{jt} 為證券 j 在事件期第 t 日的異常報酬率；

R_{jt} 為證券 j 在事件期第 t 日的實際報酬率；

\hat{R}_{jt} 為證券 j 在事件期第 t 日的預期報酬率。

2.全體樣本平均異常報酬率

全體樣本平均異常報酬率是指，將上述同爲第 t 日的個別樣本異常報酬率予以加總，再除以樣本總數而得。其公式如下：

$$AR_t = \frac{\sum_{j=1}^n AR_{jt}}{n} \quad t = -30 \dots +30$$

其中， AR_t 為全體樣本在事件期第 t 日的平均異常報酬率；

n 為購併宣告事件的樣本總數。

3.個別樣本累積異常報酬率

個別樣本累積異常報酬率即將事件窗口中，各日的異常報酬率予以逐日累加而得。其公式爲：

$$CAR_j = \sum_{t=b}^e AR_{jt}$$

其中， CAR_j 為證券 j 在事件窗口的累積異常報酬率； b 為事件窗口的起始日；

e 為事件窗口的結束日。

4.全體樣本累積平均異常報酬率

全體樣本累積平均異常報酬率即是將，事件窗口各日的平均異常報酬率予以逐日而得。其公式如下：

$$CAR = \sum_{t=b}^e AR_t$$

其中， CAR 即爲全體樣本於事件窗口的累積平均異常報酬率。

5.個別樣本標準化異常報酬率

$$SAR_{jt} = \frac{AR_{jt}}{\sqrt{S_j \left(1 + \frac{1}{120} + \frac{(R_{mt} - \bar{R}_m)^2}{\sum_{r=-31}^{-150} (R_{mr} - \bar{R}_m)^2} \right)}} \quad t = -30 \dots +30$$

其中， SAR_{jt} 為證券 j 在事件期第 t 日的標準化異常報酬率；

\bar{R}_m 為估計期 $r=-31 \sim -150$ 日的平均市場投資組合報酬率；

S_j 為證券 j 在估計期 $r=-31 \sim -150$ 日的異常報酬率標準差，其計算

$$S_j^2 = \frac{1}{119} \sum_{r=-31}^{-150} (AR_{jr} - \overline{AR}_j)^2$$

$$\overline{AR}_j = \frac{1}{120} \sum_{t=-31}^{-150} AR_{jt}$$

方法為：

此外，以 GARCH 法進行估計時，則標準差 S_j 也必須予以調整。

6.全體樣本標準化平均異常報酬率

全體樣本標準化平均異常報酬是指，將上述同為第 t 日的個別樣本標準化異常報酬率予以加總，再除以樣本總數而得。其公式如下：

$$SAR_t = \frac{\sum_{j=1}^n SAR_{jt}}{n} \quad t = -30 \dots +30$$

其中， SAR_t 為全體樣本在事件期第 t 日的標準化平均異常報酬率。

7.個別樣本累積標準化異常報酬率

個別樣本累積標準化異常報酬率即將事件窗口中，各日的標準化異常報酬率予以逐日累加而得。其公式為：

$$CSAR_j = \sum_{t=b}^e SAR_{jt}$$

其中， $CSAR_j$ 為證券 j 在事件窗口的累積標準化異常報酬率。

8.全體樣本累積標準化異常報酬率

全體樣本累積標準化異常報酬率即是，將事件窗口各日的標準化平均異常報酬率予以逐日累加而得。其公式為：

$$CSAR = \sum_{t=b}^e SAR_t$$

其中， $CSAR$ 即為全體樣本於事件窗口的累積標準化平均異常報酬率。

(二)財務績效變數

本研究就購併活動對財務績效指標的影響方面，先以各績效指標於購併

當年度後三年的平均值與其購併前三年的平均值，來進行購併公司財務比率的差異檢定。再以購併樣本公司於購併前後三年平均值之差，與對照公司在對應時間點前後三年平均值之差來進行兩組間績效表現的差異檢定。茲將衡量變數的操作性定義說明如下：

$$\text{資產報酬率} = \frac{\text{稅前息前盈餘}}{\text{平均資產總額}}$$

本研究以資產報酬率與營運成本率來衡量購併公司獲利與生產成本，是否因規模經濟、交易成本經濟及差異效率等營運綜效作用，而在購併後分別有上升與下降的趨勢。而在此所稱的營運成本，係指銷貨成本，不包含銷管費用在內。（Ansoff, 1971；林嬪娟與吳安妮, 1992；蕭惠元, 1996）

$$\text{營運成本率} = \frac{\text{營業成本}}{\text{營業收入淨額}}$$

市場綜效係指市場力量的增加及市場佔有率的提高，由於現今大多數公司均從事多角化，故難以定義及衡量其主要事業的市場佔有率，故改以營收成長率及總資產週轉率來衡量購併公司的市場力量。（Hoshino, 1982；Ravenscraft, 1989；林永隆, 1998）

$$\text{營收成長率} = \frac{\text{本期營業收入淨額} - \text{上期營業收入淨額}}{\text{上期營業收入淨額}}$$

$$\text{營運成本率} = \frac{\text{營業成本}}{\text{營業收入淨額}}$$

公司購併後因營運風險降低及資金的「相互保險」效果，公司風險會較購併前降低，故本研究以市場模式所估計的股票月報酬率 β 值作為公司股票報酬率受系統風險影響程度的衡量變數；購併後如 β 值愈小，則表示公司風險愈低。（May, 1995；Zivney、Bertin & Torabzadeh, 1996）

(三)自變數操作性定義

1.資訊不對稱程度

本研究依購併公司對目標公司資訊不對稱的程度分為高與低兩類，當目標公司為國內外上市或公開發行公司時，購併公司對目標公司資訊不對稱程度低；反之，則資訊不對稱程度高。而在迴歸模式中以虛擬變數表示，其中資訊不對稱程度低=1，資訊不對稱程度高=0。

2. 購併類型

相關產業購併包括水平購併或垂直購併，水平購併是指購併之各公司在購併前屬於同一個產業，並生產與行銷相同的產品，具有競爭關係。垂直購併是指同一產業內，兩個或兩個以上公司，在原料、半成品或成品上，具有供需關係，而購併後可以達成一部份或全部的一貫化作業。非相關產業購併是指複合式多角化購併。而複合式購併是指公司以購併方式進入一新行業，而此新行業所經營的產品或勞務與公司原有之部門、行銷市場完全無關者。本研究分為相關產業購併與非相關產業購併兩類，而在迴歸模式中以虛擬變數表示，其中相關購併=1，非相關購併=0。

3. 目標公司所在地

本研究依目標公司所在地分為國際購併與國內購併兩類，而在迴歸模式中以虛擬變數表示，其中國際購併=1，國內購併=0

4. 公司過去經營績效

Lang , Stulz & Walking (1991)與洪麗惠 (1995) 皆以 Tobin's Q 比率來做為公司經營績效的指標，研究結果指出，購併公司與目標公司的經營績效與接收所帶來利益皆有顯著相關。本研究以公司權益市價對資產帳面價值比值，作為購併公司過去經營績效的代理變數。

$$\text{權益市價對資產帳面價值比值} = \frac{\text{權益市價}}{\text{資產帳面價值}}$$

5. 管理者持股比率

本研究以「管理者持股比率」作為購併公司潛在代理成本的代理變數，以購併公司購併前一年度的董監事及經理人總持股比率來表示，其中，加入變數管理者持股比率的平方。此外，由於董監事負責各項重大決策的監督與執行，除了經理人個人持股外，也將加上董監事持股的合併計算。

$$\text{管理者持股比率} = \text{經理人持股比率} + \text{董監事持股比率}$$

6. 負債比率

在購併活動中，適當的提高負債比率以降低代理成本，有助於增加公司的價值 (Fama, 1980 ; Jensen, 1986)。因此，本研究以「負債比率」作為購併公司潛在代理成本的代理變數。其中，加入變數負債比率的平方。

$$\text{負債比率} = \frac{\text{負債總額}}{\text{資產總額}}$$

(四)其他控制變數

1.公司規模

公司規模的代理變數是購併前一年的公司權益市值，是以購併宣告前一年股票月平均收盤價乘以流通在外普通股股數來計算。

2.市場景氣

本研究將市場景氣定義為空頭市場與多頭市場兩類。空頭市場表示股票市場長期處於下跌的趨勢，市場指數有由高點滑向低點的情形；多頭市場則表示股票市場長期處於漲升的趨勢，而市場指數則有由低點向上升的情形。本研究依台灣加權股價指數技術分析圖形中代表長線趨勢的月 K 線圖，找出加權股價指數的高低點，將民國 76 年至 86 年間劃分為數個多頭與空頭時期。市場景氣是以虛擬變數來表示，其中多頭時期 = 1，空頭時期 = 0。

3.產業別

產業的分類標準以台灣經濟新報社分為 19 類為準。進行實證時，將資訊電子業視為一類，其他則列為傳統製造業，而建築業與服務業，因產業特性不同，亦列入對照，以產業別 1 與產業別 2 兩個虛擬變數來表示。

4.購併時期

Jarell、Brickley 與 Netter (1988) 曾以不同年代的成功購併公司宣告效果加以比較，在另一方面，由於研究期間長達十一年，而且民國 81 年以前台灣股票市場股價暴漲又崩跌，市場相對較不穩定。故本研究將民國 76 年至 86 年間的購併案以研究期間之中點（民國 81 年 7 月 1 日）劃分為前期與後期購併兩段時期，加以觀察購併績效是否有差異。而在迴歸模式中是以虛擬變數來表示，其中前期購併 = 0，後期購併 = 1。

伍、研究結果

一、關聯性分析

針對購併宣告樣本的 10 個主要研究變數與控制變數進行 45 項的統計檢定，結果參見表 1。其中所使用的統計方法包括列聯表交叉分析(Contingency Analysis)，以 Pearson 卡方檢定統計量 χ^2 來檢定兩離散型變數間的關聯性，其中「產業別」分為資訊電子業、服務業與傳統產業 3 種類別，「購併時期」將 76 年至 86 年間的購併案以 81 年 7 月 1 日劃分為前期與後期購併兩種類別；相關係數分析，以 Pearson 相關係數 r 來檢定兩連續型變數間的關聯性；以及變異數分析，以 ANOVA 的 F 檢定來檢定連續型變數與離散型變數間的關聯性。以下針對表 1 中兩變數關聯性檢定達到 0.05 顯著水準的部分作進一步說明：

(一) 購併公司的產業別與目標公司是否公開發行、目標公司所在地、購併類型、權益市價對資產帳面價值比值、負債比率、公司規模等變數均呈顯著的關聯性。

由本研究樣本發現，資訊電子業的目標公司是公開發行的比例為 82.8%(24/29)、目標公司所在地在國外的比例為 83.9%(26/31)、購併類型為相關購併的比例高達 93.5% (29/31)，相對的在傳統產業的樣本中目標公司是公開發行的比例卻只有 51.1%(48/94)、目標公司所在地在國外的比例只有 44.3%(43/97)、購併類型為相關購併的比例也只有 72.2% (70/97)。可見，資訊電子業明顯比其他產業偏好從事國際的、相關的購併，亦即以上市或公開發行公司為購併目標。此外，資訊電子業的權益市價對資產帳面價值比值為 3.71，明顯高於傳統產業的 2.08；服務業、資訊電子業與傳統產業的負債比率分別為 54.97%、39.41% 與 41.13% 有顯著不同，其中資訊電子業的負債比率明顯較其他產業為低。

(二) 購併公司管理者持股比率與購併樣本的目標公司所在地、購併類型呈顯著的關聯性。

在國際購併樣本中的管理者持股比率為 28%，明顯低於國內購併樣本的 37.13%。而在相關購併樣本中的管理者持股比率為 34.51%，明顯高於非相關購併的 24.5%。可見，管理者持股比率較高的購併公司大多偏好從事國內的、相關的購併。

(三) 購併公司的權益市價對資產帳面價值比值與負債比率呈顯著的負相關。

可見，過去經營績效較佳的購併公司往往有較低的負債比率。

(四)市場景氣好壞與購併公司的權益市價對資產帳面價值比值、負債比率呈顯著的關聯性。

在景氣空頭時期的從事購併的上市公司，其權益市價對資產帳面價值比值為 2.31、負債比率為 39.62%，明顯與景氣多頭時期從事購併的公司，其權益市價對資產帳面價值比值為 1.69、負債比率為 45.59%有所不同。

(五)購併時期與購併公司的權益市價對資產帳面價值比值、管理者持股比率呈顯著的關聯性。

在前期購併樣本公司的權益市價對資產帳面價值比值為 2.73、管理者持股比率為 26.74%，明顯與後期購併樣本公司權益市價對資產帳面價值比值為 1.49、管理者持股比率為 35.35%有所不同。

表 1 研究變數的關聯性分析

	公所在地目標	購併類型	面價比	權益市價對帳	管持股比率	負債比率	公司規模	景氣	產業別	時期
目標公司是否公開發行	$\chi^2(1)$ =5.44**	$\chi^2(1)$ =0.02	F(1,128)	F(1,114) =0.21	F(1,132) =0.21	F(1,136) =0.29	F(1,136) =0.36	$\chi^2(1)$ =0.01	$\chi^2(2)$ =10.90***	$\chi^2(1)$ =0.01
目標公司所在地	—	$\chi^2(1)$ =0.36	F(1,132)	F(1,118) =2.39	F(1,136) =7.97***	F(1,140) =1.00	F(1,140) =0.03	$\chi^2(1)$ =2.96*	$\chi^2(2)$ =15.03***	$\chi^2(1)$ =2.04
購併類型	--	--	F(1,132) =1.34	F(1,118) =6.68***	F(1,136) =0.50	F(1,140) =0.06	$\chi^2(1)$ =0.11	$\chi^2(2)$ =6.19**	$\chi^2(1)$ =0.00	
權益市價對帳面價值比	--	--	--	r=0.08	r=-0.38***	r=-0.10	F(1,132) =5.08** =3.93**	F(2,131) =21.96***	F(1,132)	
管理者持股比率	--	--	--	--	r=0.07	r=0.01	F(1,118) =0.28	F(2,117) =2.91*	F(1,118) =6.49**	
負債比率	--	--	--	--	--	r=0.21*	F(1,136) =4.35**	F(2,135) =6.04***	F(1,136) =0.63	
公司規模	--	--	--	--	--	--	F(1,140) =0.13	F(2,139) =3.73**	F(1,140) =0.35	
景氣	--	--	--	--	--	--	--	$\chi^2(2)$ =0.81	$\chi^2(1)$ =8.41***	
產業別	--	--	--	--	--	--	--	--	$\chi^2(2)$ =3.25	
時期	--	--	--	--	--	--	--	--	--	

***表示 0.01 的顯著水準；**表示 0.05 的顯著水準；*表示 0.1 的顯著水準。

二、市場模式參數估計與假設檢定

本研究是以市場模式計算事件期 ($t=-30$ 到 $t=+30$) 的異常報酬率，在公司購併宣告樣本中，市場模式的參數是以估計期 ($t=-31$ 到 $t=-150$) 的個別股票日報酬率與市場投資組合日報酬率資料進行估計。首先是以傳統的 OLS 法估計市場模式參數，形成 OLS 估計組，由於 ARCH 效果檢定顯示有 54% 的樣本具有異質條件變異現象，因此本研究再以 GARCH (1,1) 估計這些樣本的市場模式參數，然後再將無 ARCH 效果的 OLS 法估計樣本與有 ARCH 效果的 GARCH 法估計樣本合併成 OLS+GARCH 估計組。其中以 OLS 法與 GARCH 法估計的樣本其 β 值均可在 $p=0.01$ 的顯著水準下，拒絕 β 為零的虛無假說。由此可知在購併宣告樣本中個別股票報酬率隨市場報酬率變化的關係成立。

(一) 事件期宣告異常報酬率分析

本研究在進行全體樣本各事件期宣告異常報酬率分析發現，幾乎所有巨量累積異常報酬率樣本的宣告日都分佈在民國 78 年至 79 年間，推測原因可能由於台灣股票市場正處於交易規模快速擴張、股價異常飆漲時期，投資大眾都醉心於短線財務操作，進而對購併宣告有著異常劇烈的負面反應，因此將在整個事件窗口期間 (-30,+30) 具有 -30% 以下累積異常報酬率，與平均累積異常報酬率差距超過 3 倍標準差的 7 個樣本，因此視為離群值 (Outliers)。為避免結果受離群值干擾，因此予以刪除，並且重新計算與檢定購併宣告效果，表 2 是刪除干擾值後在事件期 ($t=-30,+30$) 各日平均異常報酬率及其 t 統計量的結果。在 OLS 估計組中，具有顯著 AR 的日期有 $t=-28, -26, -17, -13, -6, -2, +0, +1, +4, +5, +9, +13, +18, +27, +29, +30$ 等 16 個日期，具有顯著 SAR 的日期有 $t=-25, -2, +0, +4, +5, +13, +20, +27$ 等 8 個日期。在 OLS+GARCH 估計組中，具有顯著 AR 的日期有 $t=-28, -26, -17, -13, -6, -2, +0, +1, +4, +5, +9, +13, +18, +27, +29, +30$ 等 16

表 2 全體購併宣告樣本的平均異常報酬率 (N=138)

t	OLS 估計組				OLS+GARCH 估計組			
	ARt	t(ARt)	SARt	t(SARt)	ARt	t(ARt)	SARt	t(SARt)
-30	0.2283	1.3329	0.0088	0.4046	0.2398	1.4162	0.0098	0.4556
-29	0.0309	0.1900	0.0173	0.4317	0.0181	0.1125	0.0134	0.3376
-28	0.2728	1.7242*	0.0254	0.9604	0.2812	1.7833*	0.0229	0.8549

-27	0.0994	0.5970	0.0219	0.7654	0.1178	0.7222	0.0228	0.8058
-26	0.3262	1.8731*	0.0081	0.2299	0.3399	1.9652**	0.0063	0.1810
-25	-0.1577	-0.9370	-0.0507	-2.5450**	-0.1395	-0.8427	-0.0492	-2.4824**
-24	-0.0828	-0.5567	0.0327	1.1006	-0.0689	-0.4665	0.0331	1.1089
-23	0.0111	0.0717	0.0090	0.3081	0.0207	0.1346	0.0092	0.3074
-22	0.0516	0.3066	-0.0291	-0.9705	0.0587	0.3479	-0.0247	-0.8181
-21	0.2293	1.3427	0.0212	0.6714	0.2218	1.3083	0.0252	0.7905
-20	0.0155	0.0988	-0.0267	-0.8646	0.0051	0.0324	-0.0240	-0.7595
-19	-0.0306	-0.1913	-0.0152	-0.6957	-0.0321	-0.2007	-0.0102	-0.4633
-18	-0.0020	-0.0129	-0.0003	-0.0105	-0.0045	-0.0290	0.0002	0.0058
-17	-0.3042	-1.8229*	-0.0677	-1.3886	-0.3073	-1.8413*	-0.0646	-1.3499
-16	-0.0486	-0.3339	-0.0184	-0.6511	-0.0180	-0.1256	-0.0133	-0.4728
-15	0.2662	1.5363	0.0147	0.6205	0.2793	1.6150	0.0172	0.7135
-14	-0.1277	-0.7994	0.0051	0.1551	-0.1184	-0.7396	0.0096	0.2936
-13	0.3355	1.9407**	0.0270	0.8262	0.3426	2.0065**	0.0292	0.8913
-12	-0.0967	-0.6143	-0.0342	-1.1875	-0.0867	-0.5526	-0.0329	-1.1460
-11	-0.2112	-1.3060	-0.0548	-1.4434	-0.2006	-1.2653	-0.0538	-1.4105
-10	0.2874	1.5388	0.0411	1.7145	0.2957	1.6133	0.0442	1.8555*
-9	0.0924	0.5847	0.0204	0.5939	0.1004	0.6307	0.0224	0.6534
-8	-0.2053	-1.2678	-0.0517	-1.5054	-0.2019	-1.2614	-0.0520	-1.5214
-7	-0.0673	-0.3881	0.0100	0.3758	-0.0487	-0.2828	0.0072	0.2701
-6	-0.3230	-1.9221*	-0.0373	-1.3347	-0.3231	-1.9246*	-0.0383	-1.3853
-5	-0.1085	-0.7153	-0.0194	-0.7774	-0.0955	-0.6251	-0.0194	-0.7817
-4	0.0041	0.0257	-0.0040	-0.1190	0.0210	0.1299	-0.0031	-0.0910
-3	0.0290	0.1794	0.0293	0.9684	0.0196	0.1205	0.0310	1.0246
-2	0.3276	1.8383*	0.0437	1.9960**	0.3352	1.8941*	0.0472	2.1281**
-1	0.0276	0.1669	0.0315	0.9077	0.0402	0.2452	0.0303	0.8726

台灣地區上市公司從事購併活動對經營績效影響之研究

t	OLS 估計組				OLS+GARCH 估計組			
	Art	t(Art)	SARt	t(SARt)	ART	t(ART)	SARt	t(SARt)
0	0.4162	2.7303***	0.0524	2.1335**	0.4198	2.7565**	0.0545	2.2202**
1	0.3246	1.7850*	0.0134	0.4291	0.3273	1.7883*	0.0151	0.4807
2	0.1290	0.6979	0.0545	1.2903	0.1399	0.7581	0.0546	1.2731
3	0.0110	0.0682	-0.0020	-0.0612	0.0107	0.0662	-0.0033	-0.1052
4	-0.2656	-1.8308*	-0.0500	-2.3956**	-0.2639	-1.8269*	-0.0516	-2.4593**
5	0.3693	2.2094**	0.0614	2.5091**	0.3881	2.3141**	0.0648	2.4869**
6	-0.1605	-0.9871	-0.0188	-0.6001	-0.1695	-1.0456	-0.0149	-0.4736
7	-0.0758	-0.4230	0.0239	0.9937	-0.0699	-0.3969	0.0235	0.9725
8	-0.0370	-0.2414	0.0253	1.0228	-0.0362	-0.2386	0.0214	0.8744
9	0.2815	1.6573*	0.0480	1.3521	0.2875	1.6701*	0.0478	1.3573
10	0.0434	0.2558	0.0002	0.0073	0.0419	0.2497	-0.0018	-0.0695
11	-0.0256	-0.1631	-0.0342	-1.1268	0.0066	0.0421	-0.0347	-1.1329
12	0.1373	0.7947	0.0151	0.6015	0.1462	0.8449	0.0151	0.6027
13	0.4930	2.9918***	0.0743	2.3554**	0.4887	2.9675**	0.0783	2.4146**
14	-0.0482	-0.2922	0.0305	0.9121	-0.0176	-0.1057	0.0356	1.0475
15	-0.0285	-0.1896	-0.0189	-0.9117	-0.0337	-0.2234	-0.0182	-0.8561
16	0.0216	0.1328	0.0289	0.9889	-0.0012	-0.0076	0.0304	1.0531
17	-0.1580	-1.1086	-0.0140	-0.4623	-0.1414	-0.9880	-0.0096	-0.3170
18	-0.1105	-0.6193	-0.0311	-0.6812	-0.0924	-0.5168	-0.0321	-0.7011
19	0.2202	1.2177	0.0097	0.2598	0.2244	1.2401	0.0107	0.2894
20	0.2804	1.6585*	0.0481	1.8285*	0.2936	1.7437*	0.0517	1.9839**
21	0.0904	0.5752	0.0132	0.5430	0.1057	0.6723	0.0153	0.6234
22	-0.0829	-0.5198	0.0428	1.4064	-0.0702	-0.4446	0.0424	1.3818
23	0.1130	0.6764	-0.0065	-0.3224	0.1353	0.8265	-0.0028	-0.1310
24	0.0212	0.1348	-0.0090	-0.3521	0.0309	0.1970	-0.0060	-0.2345
25	-0.0826	-0.5674	0.0028	0.1012	-0.0774	-0.5340	0.0045	0.1625
26	0.1214	0.7757	0.0190	0.6113	0.1323	0.8423	0.0195	0.6200
27	0.3323	1.9107*	0.0887	2.0799**	0.3328	1.9000*	0.0930	2.1749**
28	0.0416	0.2532	0.0116	0.4889	0.0572	0.3517	0.0152	0.6428
29	-0.3447	-1.9314*	-0.0499	-1.4152	-0.3403	-1.8841*	-0.0491	-1.3588
30	-0.3003	-1.7564*	-0.0239	-1.0186	-0.2848	-1.6759*	-0.0191	-0.8202

***表示 0.01 的顯著水準； **表示 0.05 的顯著水準； *表示 0.1 的顯著水準。

表 3 全體購併宣告樣本的事件窗口累積異常報酬率 (N=138)

t	OLS 估計組				OLS+GARCH 估計組			
	CAR _t	t 統計量	CSAR _t	t 統計量	GCAR _t	t 統計量	GCSAR _t	t 統計量
(-1,+1)	0.7981	2.77***	0.0962	1.87*	0.7928	2.74***	0.0974	1.89*
(-5,+5)	1.4227	2.49**	0.2516	2.21**	1.4589	2.50**	0.2574	2.27**
(-10,+10)	1.1657	1.47	0.2954	1.79*	1.2102	1.53	0.2972	1.83*
(-30,-11)	0.9139	0.97	-0.0818	-0.56	1.0053	1.13	-0.0587	-0.44
(-10,-2)	0.1013	0.19	0.0485	0.49	0.1429	0.28	0.0540	0.57
(+2,+10)	0.2696	0.52	0.1403	1.55	0.2706	0.52	0.1345	1.48
(+11,+30)	0.7072	0.85	0.1676	1.05	0.8661	1.02	0.2082	1.27
(-30,+30)	2.7868	1.71*	0.3813	1.22	3.0816	1.96*	0.4467	1.55

***表示 0.01 的顯著水準； ** 表示 0.05 的顯著水準； *表示 0.1 的顯著水準

個日期，具有顯著 SAR 的日期有 $t=-25, -10, -2, +0, +4, +5, +13, +20, +27$ ，等 9 個日期。其中 OLS 估計組與 OLS+GARCH 估計組對異常報酬率的計算結果，並沒有很大的差異，而且不論是哪一種計算方法，在購併宣告日的前後八日 ($t=-2 \sim +5$) 大多呈現顯著的異常報酬率，顯示市場的交易行為確實因為購併宣告而產生變化。其中值得注意的是 $t=-2 \sim +3$ 六日大都呈現顯著的正異常報酬率，但 $t=+4$ 日卻出現顯著的負異常報酬率，顯示市場對公司購併宣告先有過度的追漲，然後再出現回跌的現象。

在公司購併宣告事件窗口的累積異常報酬率方面，由表 3 發現，二個估計組都在 $(-1,+1)、(-5,+5)、(-30,+30)$ 事件窗口的累積異常報酬率分別達到 0.01、0.05、0.1 的顯著水準，不過累積標準化異常報酬率在 $(-1,+1)、(-5,+5)、(-10,+10)$ 事件窗口顯著大於零，但其顯著水準則大幅降低。此種使用標準化橫斷法使顯著水準大幅降低的發現，正足以印證 Boehmer、Musumeci 與 Poulsen (1991) 的論點，即由於事件本身會引發事件期間報酬率變異增加，使得傳統事件研究法更容易拒絕異常報酬率為零的虛無假說。又由事件窗口的累積異常報酬率分析發現，即使在 $t=+4$ 日出現回跌的負異常報酬率，在台灣股票市場中對於公司購併宣告仍然是有正的異常報酬率。茲將上述實證結果彙總如下：

1. OLS 估計組與 OLS+GARCH 估計組在購併事件發生的期間平均異常報酬率的顯著情況十分接近。兩種估計方式皆顯示，在購併宣告前購併公司的

股東財富並未有明顯的變化產生，直至購併前二天開始有小幅而明顯的平均異常報酬率出現。在購併宣告當日及其後三日內則有顯著且正向的平均異常報酬率出現。這顯示出，台灣地區企業購併宣告確實會對購併公司股東帶來正面影響。因此，市場支持購併活動對股東而言為一有利的投資活動。

- 2.無論採用何種計算方式皆顯示，購併宣告當日及之後三天內有正向且顯著的平均異常報酬率（AR），然而卻在宣告日第四天出現顯著的負向平均異常報酬率。這可能顯示，市場對公司購併宣告有過度的追漲，以致在連續漲數個交易日後即呈現超漲拉回的現象。
- 3.在購併消息宣告後，全體購併樣本的累積異常報酬率呈現較明顯的波動，可能與後續購併相關消息的發佈有關。而在購併宣告兩週後，異常報酬率呈現較明顯的上升趨勢，其可能原因为，購併公司確實已成功購併了目標公司或欲購併的消息已獲得確定證實所致。在整個事件觀察期間內，全體購併樣本的累積異常報酬率呈現顯著且為正值的走勢，顯示台灣地區企業購併宣告對購併公司股東具有正面且顯著的財富效果。
- 4.在購併宣告前，事件窗口（-30,-11）及（-10,-2）並未有明顯的累積異常報酬率出現，累積異常報酬率的顯著解釋能力主要出現在購併宣告當時。至於國內上市公司購併宣告是否會因消息洩漏而提前反應的說法，則僅能由在購併宣告前一天的平均異常報酬率出現明顯的正值，而得到部分的支持。

本研究國內上市公司從事購併宣告效果（ $t=-1,+1$ ）為 $+0.9981\%$ （ t 值 =2.77），與國內其他研究有一致的結論，如羅明敏（1998）的研究結果 $+1.2663\%$ （ t 值=4.14），黃蘭雲（1994）的 $+1.03\%$ 以及陳匯中（1995）研究結果 $+3.425\%$ （ t 值=3.425）；而與國外文獻的實證結果相似，如 Dodd (1980) 與 Jensen & Ruback (1983)。由此可知，台灣上市公司從事購併活動，以爭取時間價值、整合資金與技術資源的公司控制行為，具有提升股東財富與增加公司價值的效果。

（二）購併宣告效果的迴歸分析

本研究以複迴歸模式探討影響累積異常報酬率的因素。此外，由於管理者持股比率與公司績效經常呈現非線性關係（Stulz, 1988；Morck, 1988；McConnell & Servaes, 1990），因此在迴歸模式中，除管理者持股比率外，亦

加入管理者持股比率的平方為自變數，以瞭解其是否具有解釋能力；另一方面，除負債比率變數外，亦加入負債比率的平方為自變數，以瞭解其是否存在最適水準。而以購併宣告事件窗口（-1,+1）、（-30,+30）累積異常報酬率為迴歸模式的應變數，主要原因是在本研究所考慮的各事件窗口中以此二窗口的累積異常報酬率最為顯著。同時，可與樣本分類下的差異檢定結果作一個比較。結果發現目標公司是否公開發行、管理者持股比率、管理者持股比率的平方、公司規模與時期等變數對窗口（-1,+1）的累積異常報酬率有顯著關係，而購併類型與時期等變數則對窗口（-30,+30）的累積異常報酬率有顯著關係，此結果部份與樣本分類下的差異檢定相同。在管理者持股比率方面，由於其變數迴歸係數為正，變數平方的迴歸係數為負，顯示管理者持股比率對事件窗口（-1,+1）累積異常報酬率存在顯著非線性的函數關係。可見，購併宣告的股價反應會隨著股權的增加而增加，但是當股權達到一定的比例後，購併宣告的股價反應會隨著股權的增加而降低。此結果與 Amihud & Lev (1981), Stulz (1988), Morck (1988), Denis & Sarin (1997) 所獲得的結論一致。

在控制變數方面，公司規模對（-1,+1）累積異常報酬率的影響顯著為負，規模較小的購併公司在窗口（-1,+1）會產生顯著較大的累積異常報酬率，這可能是因為規模小的公司市場籌碼較穩定，即期累積異常報酬率較大。而前期與後期在購併宣告效果上有顯著的差異。前期樣本在事件窗口（-1,+1）與（-30,+30）皆產生較大的累積異常報酬率，與 Jarrel, Brickley & Netter (1988) 的研究結論一致。茲將上述結果呈現於表 4，並概述如下：

目標公司為上市或公開發行的購併案具有正向且顯著的宣告效果；國際購併與國內購併宣告都具有正向且顯著的即期宣告效果，但相較於國內購併，國際購併只有對事件窗口（-1,+1）的累積異常報酬率有明顯較大的影響；非相關購併宣告具有正面且顯著的宣告效果，相關購併活動僅有短暫的即期效果，同時在後續更多相關資訊被揭露後，相關購併與非相關購併宣告間才出現顯著的差異效果；而過去經營績效較佳的購併公司具有顯著的正向即期宣告效果，購併公司過去的經營績效在整個事件期間則不具有解釋能力；此外，管理者持股比率高低對整個事件期間宣告效果不具有解釋力，但針對事件窗口（-1,+1）的累積異常報酬率，購併公司存在著最適的管理者持股比率；負債比率較低的購併公司具有正向且顯著的宣告效果，而在更多後續相關資訊揭露後，負債比率不同的購併公司的異常報酬率才出現顯著的

差異；但針對事件窗口的累積異常報酬率，購併公司的負債比率並不具有解釋能力；至於控制變數方面，購併時期對購併宣告效果與購併後經營績效有顯著影響，公司規模僅在事件窗口 (-1,+1) 的累積異常報酬率具有解釋能力。

表 4 購併宣告累積異常報酬率影響因素的迴歸分析結果

自變數	CAR (-1, +1)	GCAR (-1, +1)	CAR (-30, +30)	GCAR (-30, +30)
截距	1.274	1.261	11.531***	11.955***
目標公司是否上市或公開發行 (是=1,否=0)	1.556***	1.604***	0.101	0.078
目標公司所在地 (國際購併=1,國際購併=0)	0.005	0.015	0.005	0.049
購併類型 (相關購併=1,非相關購併=0)	-0.076	-0.074	-0.145*	-0.132
過去經營績效	0.025	0.002	0.084	0.034
管理者持股比率	0.156*	0.162*	0.465	0.517
(管理者持股比率) ²	-0.002**	-0.002**	-0.007	-0.073
負債比率	-0.003	-0.003	-0.425	-0.210
(負債比率) ²	0.001	0.001	0.006	0.003
公司規模	-0.174*	-0.135*	-0.119	-0.025
景氣	-0.020	-0.012	-0.045	-0.010
產業別 1	0.170	0.004	-0.082	-0.114
產業別 2	0.091	0.090	0.095	0.120
時期	-1.799***	-1.838***	-10.663***	-10.662***
F 值	7.145	7.441	7.233	7.495
顯著水準	0.001	0.001	0.008	0.007
調整的 R 平方	0.105	0.109	0.056	0.058

說明：***表示 0.01 的顯著水準；**表示 0.05 的顯著水準；*表示 0.1 的顯著水準。

五、購併公司財務績效分析

本研究採用資產報酬率、營運成本率、總資產週轉率、營收成長率與 β 值等作為財務績效指標，針對樣本公司在購併前後的績效指標進行比較，並與對照公司的財務資料作差異性檢定，以觀察購併公司的財務績效是否於購併後有明顯的改變。此外，也進一步利用複迴歸分析，以瞭解主要研究變數與相關控制變數對購併公司績效指標的影響。其中對購併公司財務績效的研究，包括購併公司於購併前後績效表現的差異檢定，以及購併公司購併前後績效表現與對照公司於對應時間點前後績效表現間的差異檢定，差異檢定則以年資料為基礎。本研究係先以各績效指標於購併當年度後三年的平均值與其購併前三年的平均值，來進行購併公司財務績效指標的差異檢定。再以購併樣本公司於購併前後三年平均值之差，與對照公司在對應時間點前後三年平均值之差來進行兩組間績效表現的差異檢定。首先，分別針對上述所得的數列進行常態分配檢定，以決定使用何種檢定方法。本研究使用 Shapiro-Wilks 檢定法來進行常態分配檢定，若實證資料為常態分配，則以成對 t 檢定來進行差異檢定；若實證資料為非常態分配，則以無母數方法的 Wilcoxon 符號等級檢定法來進行差異檢定。表 5 所列為購併樣本組與對照組績效指標衡量變數的平均數、標準差與常態性檢定的結果。

表 5 購併樣本組與對照組績效衡量變數的平均數、標準差與常態性檢定

績效指標	衡量變數	樣本數	平均值	標準差	K-S Z 值
資產報酬率	Y_1	137	9.29	6.73	1.537**
	Y_2	137	3.88	9.10	3.159**
	$Y_2 - Y_1$	137	-5.41	10.48	2.3031**
	$Y_2' - Y_1'$	137	-4.12	8.96	1.5047**
營運成本率	Y_1	136	0.78	0.15	1.9258**
	Y_2	136	0.80	0.17	2.3068**
	$Y_2 - Y_1$	136	0.020	0.09	1.2918
	$Y_2' - Y_1'$	136	0.014	0.09	1.2434
總資產週轉率	Y_1	137	0.94	0.56	1.0424
	Y_2	137	0.69	0.46	1.2874
	$Y_2 - Y_1$	137	-0.25	0.35	1.6543**
	$Y_2' - Y_1'$	137	-0.45	0.43	1.7971**

營收成長率	Y_1	137	20.26	37.24	2.781**
	Y_2	137	8.21	22.01	1.602**
	$Y_2 - Y_1$	137	-12.05	48.09	2.3821**
	$Y_2' - Y_1'$	137	-15.84	153.11	4.1472**
β 值	Y_1	121	0.84	0.36	1.2992
	Y_2	121	0.90	0.38	0.9301
	$Y_2 - Y_1$	121	0.055	0.46	1.2346
	$Y_2' - Y_1'$	121	0.044	0.52	1.2747

說明：1. Y_1 為樣本組購併前三年平均值；

2. Y_2 為樣本組購併後三年平均值；

3. $Y_2 - Y_1$ 為樣本組購併年度前後三年平均值之差；

4. $Y_2' - Y_1'$ 為對照組於樣本組購併年度前後三年平均值之差；

5. ** 表示 0.05 的顯著水準。

(一) 購併公司於購併前後績效表現的差異檢定

根據表 6 的檢定結果發現，購併公司的資產報酬率、營運成本率、總資產週轉率與營收成長率等績效表現於購併前後有顯著差異，其中資產報酬率、總資產週轉率與營收成長率顯著減少，而營運成本率則顯著增加。但此結果仍不能直接作出是否產生購併綜效的結論，因為可能是受到景氣、產業或環境變遷等因素影響，所以進一步與對照組樣本的結果作比較。

表 6 購併樣本組購併後三年與前三年績效表現平均值的差異檢定

績效指標	有效樣本	Z 值或 T 值	P 值
總資產報酬率	137	Z=-7.1280	0.0000***
營運成本率	136	Z=+3.1511	0.0016***
總資產週轉率	137	T=-8.5500	0.0000***
營收成長率	137	Z=+3.6290	0.0003***
β 值	121	T=+1.6200	0.108

***表示 0.01 的顯著水準；**表示 0.05 的顯著水準；*表示 0.1 的顯著水準。

(二) 購併樣本組與對照組於購併前後績效的差異檢定

根據表 7 的檢定結果發現，僅有變數營運成本率與總資產週轉率於購併樣本組與對照組間表現有顯著差異。其中在營運成本率方面，購併樣本組相較於對照組有顯著增加，可見相較於對照組樣本，公司購併後的營運成本率反而明顯增加，並未能如預期地產生營運綜效。而在總資產週轉率方面，購併樣本組相較於對照組則是顯著增加，亦即公司購併後會增加資產的有效運用進而產生市場綜效。

彙總上述研究結果，國內購併案例相較於對照組只有在總資產週轉率明顯增加，而可能有市場綜效產生；此結果與國內相關的研究結論相吻合（羅明敏,1998），而國外的實證研究卻未發現有市場綜效的存在（Stillman, 1983；Eckb, 1983；Mueller, 1985），還可能與美國有反托拉斯條例的制度，以抑止公司利用購併活動來壟斷市場有關，因為國內在民國 81 年以後才有公平交易法的實施來規範聯合壟斷的行為。

在資產報酬率與營運成本率方面，購併公司非但沒有明顯改善，甚至比購併前惡化（資產報酬率下降，營運成本率上升），可見購併公司未能因從事購併活動而產生營運綜效。此結果與國內外的相關實證研究結果一致，如 Kitching (1967) 與蕭惠元 (1996) 等，顯示公司必須加強整合二個不同企業文化的能力與妥善運用購併後整合的資源，方可從購併活動中產生營運綜效。至於在 β 值方面，購併前後並無明顯的變化，顯示降低公司風險的效果並不存在，此結果與國外的相關研究（如 May, 1995）結論不同，其原因可能與國內股票市場超漲超跌、股價變異性大的特性有關。

表 7 購併樣本組與對照組購併前後績效表現的差異檢定

績效指標	有效樣本	Z 值或 T 值	P 值
總資產報酬率	137	Z=-0.613	0.5402
營運成本率	135	T=+2.020	0.0450**
總資產週轉率	136	Z=+3.271	0.0011***
營收成長率	136	Z=-1.139	0.2546
β 值	108	T=-0.19	0.8470

***表示 0.01 的顯著水準；**表示 0.05 的顯著水準；*表示 0.1 的顯著水準。

(三) 購併公司財務績效影響因素分析

延續前面所採用購併公司購併前後三年資產報酬率、營運成本率、總資產週轉率、營收成長率與 β 值的平均值之差作為應變數，並以複迴歸模式分析購併後財務績效的影響因素，茲將上述結果呈現於表 8。並說明如下：

表 8 購併公司財務績效指標影響因素分析

自變數	資產報酬率	營運成本率	總資產週轉率	營收成長率	β 值
截距	-12.016***	0.045***	-0.155***	-25.626***	-0.069
目標公司是否上市或公開發行 (是=1,否=0)	0.085	0.017	0.076	-0.009	-0.048
目標公司所在地 (國際購併=1,國際購併=0)	0.068	-0.068	-0.086	0.071	-0.101
購併類型 (相關購併=1,非相關購併=0)	0.030	-0.038	-0.026	0.080	-0.046
過去經營績效	-0.051	-0.089	-1.320*	-0.013	0.054**
管理者持股比率	-0.108	0.131	0.051	-0.005	0.035
(管理者持股比率) ²	-0.083	0.128	0.091	0.030	0.013
負債比率	0.102***	-0.059	0.051	-0.002	0.057
(負債比率) ²	-0.303	-0.060	0.062	0.016	0.031
公司規模	0.015	-0.057	-0.062	0.002	0.022
景氣	-0.090*	0.109	-0.023*	-0.098	-0.101
產業別 1	-0.012	0.120	-0.208**	0.197	0.095
產業別 2	0.023	0.155*	-0.136	22.307**	0.036
時期	5.641***	-0.048***	0.154*	0.053	-0.011
F 值	11.864	6.514	4.817	5.128	4.134
顯著水準	0.000	0.012	0.001	0.020	0.045
調整的 R 平方	0.161	0.049	0.033	0.035	0.031

說明：***表示 0.01 的顯著水準；**表示 0.05 的顯著水準；*表示 0.1 的顯著水準。

在主要研究變數方面，目標公司是否為上市或公開發行公司、目標公司所在地、購併類型與管理者持股比率等變數對各財務指標皆無顯著關係，這可能是因為購併公司購併後的績效表現是取決於是否能整合成功、結合雙方資源創造綜效，或許是公司績效表現是混雜其他各種重大決策效果的影響所致，而與以上這些因素無顯著的關聯性。

購併公司過去經營績效對總資產週轉率的影響顯著為負，對 β 值的影響顯著為正。可見，購併公司過去經營績效較佳者，並未能使公司購併後的資產週轉率提高並產生綜效，也未能使 β 值降低，減少公司風險。原因可能是過去經營績效較佳的公司多為資訊電子業，根據本研究的變數關聯性分析，資訊電子業上市公司多從事國際購併且購併金額龐大，往往在短期間看不出成效，由於本研究財務績效指標僅觀察至三年後，故有不如預期的結果產生。

而負債比率對資產報酬率的影響顯著為正，同時也發現其變數平方的迴歸係數不顯著，顯示負債比率對資產報酬率並未存在著凸向下的函數關係。然而高負債比率的公司在購併後產生明顯較高的資產報酬率，可見購併公司的負債比率對資產報酬率具有解釋能力，而適度的債權會對管理當局形成壓力，更容易降低代理成本（Jensen, 1986），這結果支持負債比率較高的公司在購併後績效明顯較佳的假說。

在其他控制變數方面，市場景氣對資產報酬率、總資產週轉率的影響顯著為負，產業因素對營運成本率、總資產週轉率、營收成長率各有不同的顯著影響，前期與後期的購併樣本也對資產報酬率、營運成本率、總資產週轉率等表現顯著不同。市場景氣為多頭時所從事的購併活動對公司購併後的資產報酬率與總資產週轉率有負面的影響，此結果可能是導因於在經濟擴張期大刀闊斧的動作所造成的產能過剩苦果。在產業因素方面，資訊電子業購併後的總資產週轉率相較非電子業顯著降低，傳統製造業購併後的營運成本率顯著提高，未如預期地產生綜效，反倒是傳統製造業的購併公司在購併後的營收成長率顯著提高，這樣的結果顯示，傳統製造業的上市公司的確從購併活動中獲得市場綜效而提升了經營績效。此外，不同購併時期也對購併後經營績效有顯著不同的影響。其中後期的購併樣本資產報酬率顯著較高，營運成本率顯著較低，而總資產週轉率顯著較高，在在都有綜效顯現，可能由於前期購併案件不多、經驗不足、資訊也不流通，往往未有綜效產生，但隨著購併案件增多，購併技術與經驗的增進，進而展現出明顯的購併綜效。

陸、結論

本研究在預期購併綜效的發揮與潛在代理問題的作用下，探討購併宣告與購併活動對股票報酬率與財務績效的影響，其中以股票報酬率代表短期績效，而以財務指標代表長期經營績效。綜觀過去國內、外相關文獻大多只是針對全體樣本來驗證購併宣告的資訊涵義，並未進一步探討資訊的意義與來源，然而對投資人而言並非所有型態的購併宣告對產生相同的股價反應。因此，除針對全體樣本進行分析外，本研究也分別針對重要的研究變數進行資料的分類剖析與檢定。在購併公司財務績效指標的研究方面，多數文獻是運用購併前後的財務資料作差異檢定，而忽略景氣、產業、時間等環境因素對研究結果的可能影響。本研究在評價公司從事購併活動的成效時，除了考慮預期購併綜效的發揮外，同時也考量公司管理者的經營能力、潛在的代理問題，以及購併雙方資訊不對稱程度等因素。因此本研究的結果可以清楚的檢視各重要變數，觀察到購併活動對公司經營績效影響的全貌，將可提供購併公司從事購併決策、政府機構擬訂購併相關政策，以及投資人從進行股票操作之參考。

本研究的重要結論包括：國內上市公司購併宣告對股票報酬率具有顯著的正向效果，而在長期績效指標方面，國內上市公司可從購併活動中獲得市場綜效。此外，在影響因素方面，目標公司為上市或公開發行公司對購併宣告效果有顯著正向的影響；購併類型對購併宣告效果有顯著的影響；過去經營績效對購併後總資產週轉率有顯著負向的影響；管理者持股比率對購併宣告效果有顯著非線性關係，負債比率對購併後資產報酬率有顯著正向的影響。另外，本研究發現購併時期對購併宣告效果與購併後財務績效指標皆有顯著的影響。

參考文獻

- 林永隆，1998，企業購併綜效在財務上之探討，中興大學企業管理研究所碩士論文。
- 林禪娟、吳安妮，1992，「台灣企業併購綜效及績效之實證研究」，會計評論，26期：1~23。
- 洪麗惠，1995，購併宣告對股東財富的影響--Jensen 閒餘現金流量與 Tobin's Q 兩假說之驗證，東吳大學企業管理學研究所碩士論文。
- 陳隆麒，1998，現代財務管理--理論與應用，台北市：華泰書局。
- 陳匯中，1995，上市公司購併宣告對股東財富影響之研究，政治大學企業管理

研究所碩士論文。

黃蘭雲，1994，管理決策與資本結構關係之研究-負債監督理論應用於台灣地區上市公司合併之實證分析，東吳大學會計學研究所碩士論文。

蕭惠元，1996，購併活動對股價行爲與會計資訊之影響--以台灣上市公司為例，東吳大學會計學研究所碩士論文。

顏秀玲，1991，企業合併與財務績效關係間之研究，成功大學企業管理研究所碩士論文。

羅明敏，1998，從代理問題探討台灣上市公司購併宣告對股東財富之影響，朝陽科技大學財務金融研究所碩士論文。

Amihud, Y. and B. Lev. 1981. Risk reduction as a managerial motive for conglomerate mergers. *Bell Journal of Economics*, 12: 605-617.

Ansoff, H. Igor, Richard G. Brandenburg, Fred E. Portner, and Raymond Radosevich. 1971. *Acquisition behavior of U.S. manufacturing firms: 1946-1965*. Nashville: Vanderbilt University Press.

Avery, Christopher, Judith A. Chevalier, and Scott Schaefer. 1998. Why do managers undertake acquisitions? An analysis of internal and external rewards for acquisitiveness. *Journal of Law, Economics, and Organization*, 14(1): 24-43.

Bettis, R.A. and V. Mahhahan. 1985. Risk/return performance of diversified firms. *Management Science*, 31(7): 785-799.

Boehmer, E., J. Musumeci and A.B. Poulsen. 1991. Event-study methodology under conditions of event-induced variance. *Journal of Financial Economics*, 30(2): 253-272.

Bradley, M., A. Desai and E. Kim. 1988. Synergistic gains from corporate acquisitions and their divisions between the stock holders of target and acquiring firm. *Journal of Financial Economics*, 21(1): 3-40.

Denis, D. J., D. K. Denis, and A. Sarin. 1997. Agency problems, equity ownership, and corporate diversification. *Journal of Finance*, 52(1) : 135-160.

Dodd, P.. 1980. Mergers proposals, management discretion and stockholder wealth. *Journal of Financial Economics*, 8(2): 105-138.

Fama, E. F.. 1980. Agency problem and the theory of the firm. *Journal of Political Economy*, 88(2): 288-307.

Fowler, K. L., and D. R. Schmidt. 1988. Tender offers, acquisition, and subsequent performance in manufacturing firms. *Academy of Management Journal*, 31(4): 962-974.

Hansen, Robert. 1987. A theory for the choice of exchange medium in mergers and acquisitions. *Journal of Business*, 60(1): 75-95.

Healy, P.M., Krishna G. Palepu and R. Ruback. 1992. Does corporate performance improve after merger? *Journal of Financial Economics*, 31(2): 135-175.

Hoshino, Y.. 1982. The performance of corporate mergers in Japan. *Journal of*

- Business Finance and Accounting*, 9(2): 153-165.
- Jarell, G. A., J. A. Brickley and J. M. Netter. 1988. The market for corporate control. *Journal of Economic Perspective*, 2(1): 46-68.
- Jensen, M.C. and R. Ruback. 1983. The market for corporate control: The scientific evidence. *Journal of Economics*, 11(1): 5-50.
- Jensen, M.C. 1986. Agency cost of free cash flow, corporate finance and takeover. *American Economic Review*, 76(2): 323-329.
- Kitching, J. 1967. Why do mergers miscarry? *Harvard Business Review*, 45: 84-101.
- Lang, L., R. M. Stulz and R. A. Walkling. 1991. A test of the free cash flow hypothesis: The case of bidder returns. *Journal of Financial Economics*, 29(2): 315-335.
- Langetieg, T.C. 1978. An application of a three-factor performance index to measure stockholder gains from merger. *Journal of Financial Economics*, 6(4): 365-383.
- Lubatkin M. 1983. Mergers and the performance of the acquiring firm. *Academy of Management Review*, 8(2): 218-225.
- May, Don O. 1995. Do managerial motives influence firm risk reduction strategies? *Journal of Finance*, 50(4): 1291-1309.
- Mandelker, G. 1988. Risk and return: The case of merging firms. *Journal of Financial Economics*, 20: 293-315.
- Mueller, D.C. 1985. Merger and market share. *The Review of Economics and Statistics*, 67(2): 259-267.
- Ravenscraft, J. David, and F. M. Scherer. 1989. The profitability of merger. *International Journal of Industry Organization*, 7(1): 101-116.
- Scherer, F. M. 1980. *Industrial market structure and economic performance*, Chicago: Rand McNally.
- Shelton, L. 1988. Strategic business fits and corporate acquisition: Empirical Evidence. *Strategic Management Journal*, 9(3): 279-288.
- Stulz, R.M. 1988. Managerial control of voting rights. *Journal of International Economics*, 20(1): 25-54.
- Zivney, Terry L., William J. Bertin and Khalil M. Torabzadeh. 1996. Overreaction to takeover speculation. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36(1) : 89-115.