

股票買回宣告、實際買回與經理人擇時能力 之實證研究

SHARE REPURCHASE ANNOUNCEMENTS, ACTUAL REPURCHASES AND MANAGERIAL TIMING ABILITIES

洪榮華

中央大學企管系副教授

陳怡珮

中央大學企管系博士候選人

王瑗璟

台北市國稅局稅務員

Jung-Hua Hung

Associate Professor, Department of Business Administration

National Central University

Yi-Pei Chen

Doctoral Student, Department of Business Administration

National Central University

Yuan-Ching Wang

Revenue Officer, Taipei National Tax Administration

摘要

自台灣實施庫藏股制度以來，許多公司陸續宣告股票買回，然而關於公司經理人對於買回宣告及執行宣告是否具雙重擇時能力，以及市場對執行率的重視程度方面，卻乏人研究。本研究旨在探討上市與上櫃公司宣告股票買回後之實際執行情形以及對執行期間前後股價超常報酬之影響，以期觀察出台灣經理人是否具雙重擇時能力，與投資人對公司進行實際執行股票買回所抱持之態度。經平均數檢定與多元迴歸模型分析，顯示經理人的確同時具有宣告買回及實際執行買回的擇時能力：1.公司宣告股票買回後，不論上市或上櫃公司，股價皆有正向反應；2.執行期間之股價反應與執行率

呈反向關係；3.執行率與執行宣告後之股價反應呈反向關係；4.執行期間結束後，早實際執行公司之股價反應較晚實際執行公司為佳。本研究結果可供實務上公司實施股票買回的決策參考，同時亦建議主管機關評估庫藏股制度實施成效時，可從公司治理層面中，將公司策略性買回行為納入評估依據。

關鍵字：股票買回、執行率、超常報酬、擇時能力

ABSTRACT

Share repurchases have gradually become firms' important economic activities after the stock repurchase deregulation in Taiwan in 2000. However, few researchers have explored the influence of completion rates on the stock market, and whether managers have dual timing abilities for both repurchase announcements and actual repurchases. This study investigates the market reactions to actual repurchase activities, and managerial timing abilities. Through the t-test and the regression analysis, the results are as follows: 1. Repurchase programs have significantly positive influences on stock prices both to the listed and the OTC firms after the share repurchase announcements; 2. Abnormal returns during the repurchase period are negatively related to completion rates; 3. Completion rates are negatively associated with abnormal returns after the actual repurchase announcements; 4. The abnormal returns of firms that do actual repurchases early are higher than those of firms that do actual repurchases late after the completion period. These results can provide information about managerial decision making in practice, and suggest legislators take firms' strategic trading behavior into consideration while assessing the effects of the legislation about share repurchases.

Keywords: share repurchases, completion rates, abnormal returns, timing ability

壹、緒論

近年來，國內外實施股票買回活動頻繁而受到投資大眾和公司管理當局相當程度的重視，尤其在國外已行之有年且相當普遍（Jagannathan & Stephen, 2003）。根據 Compustat 資料顯示，美國股票買回支出佔盈餘的比率，已經由 1980 年的 4.8% 增加至 2000 年的 41.8%，可知過去 20 年來，股票買回活動呈現了大幅成長，其他國家如

英國、法國、德國和日本等，也相繼放寬公司買回自家股份的規定，足見各國政府也意識到股票買回對公司而言是一種重要的經濟活動。台灣在 2000 年 7 月 30 日通過證券交易法第 28 條之 2 修正案中的庫藏股制度，並在同年 8 月開始實施¹，庫藏股制度實施雖較其他各國慢，但截至 2005 年為止，申請實施股票買回之公司佔總上市公司的比率，每年皆穩定佔二成左右²，可見不論宣告目的為何，股票買回的實行在台灣已然成爲常見的公司政策之一。

眾多理論與實證研究試圖了解公司宣告買回庫藏股的動機，並發展出訊號發射假說、價值低估假說、自由現金流量假說、財富移轉假說及個人稅賦節省假說等影響經理人決策之因素，這些因素幾乎皆有助於增進公司股價，也因此相關文獻中，皆以探討股票買回宣告與股價反應間之關係爲主。文獻指出公司宣告股票買回前，往往存在負向超常報酬，而在股票買回宣告後則存有正向超常報酬，顯示公司的股票買回決策與經理人的擇時能力有關 (Ikenberry, Lakonishok, & Vermaelen, 1995, 2000)。在執行期間之股價反應方面，由於歐美國家大多並無強制規定宣告後必須確實執行買回，故鮮少文獻探討公司實際買回股票與否對股價反應的影響，國內雖有相關研究探討執行率發布後的股價反應，但其僅比較執行率高低之超常報酬是否具顯著差異，未考慮其他可能影響超常報酬之變數 (楊文振, 2002; 潘玉娟, 2001); 另則爲利用賽局理論證明實際購回是比買回宣告更可靠的訊號，但其著重於公司之財務限制程度與實際購回能力之關係 (詹家昌、吳欽杉與何宗浩, 2006)。Ikenberry et al. (2000) 探討加拿大股市執行率發佈後長期下是否具有超常報酬，而非針對執行宣告前後之即時股價反應。公司宣告股票買回與是否實際買回與否，二者或許並無直接關係，但也因此給予公司一個影響股價的機會 (Kracher & Johnson, 1997)。因此本研究首先針對執行率³與執行期間股價反應的關係進行探究。

大部分國家並無規定宣告股票買回公司須公告實際執行買回之結果，但如香港、加拿大等地也和台灣一樣強制規定公司須揭露實際執行情形，但其中規定不盡相同：加拿大爲每月公告實際執行情形，但執行期間爲一年；香港規定實際買回隔天即須揭露買回之價格與數量；台灣則是規定在執行期間（兩個月）終了時揭露執行結果。其中實證結果顯示，加拿大公司而自宣告後具有長達三年之長期超常報酬 (Ikenberry et al., 2000)，香港股市對實際執行結果存在顯著股價反應 (Zhang, 2005)，而台灣股市對於執行結果之反應是否如加拿大或香港股市？宣告與揭露的時距差異是否會影響市場反應效率，導致各國反應不盡相同？Ikenberry et al. (2000) 以及 Zhang (2005) 即藉由買回宣告及執行宣告之股價反應，探討加拿大及香港經理人之決策擇時能力。儘管在台灣，強制公告執行率的用意爲使公司資訊充分揭露並防止內線交易之發生⁴。執行率的公告雖僅爲實行的結果，但仍可將此視爲資訊的揭露，故本研究藉由實際

執行情形接續探討台灣經理人是否同時具有宣告買回及實際執行買回的雙重擇時能力，以及市場對執行率的重視程度。

本文根據國內特有之執行宣告進行探討，主要特點如下：

1. 大部分歐美國家並無規定強制揭露實際買回結果，除了股票買回宣告外，本研究首先針對特有之執行率與執行期間股價反應的關係進行探究，進而探討經理人是否具雙重擇時能力，以及投資人對於台灣特有之執行宣告的重視程度。
2. 本研究分別列出上市與上櫃公司之數值，以期達到相印證之效果，與其他研究僅納入上市公司或直接將上市上櫃合併有別。
3. 本研究為市場模式之程式中設計了自動選樣程序：若下期事件日之估計期包含當期事件日及其後 2 日，即僅取當期事件日為有效樣本。此處理程序可避免刪除過多樣本與受到前次事件影響而產生偏誤等缺失。
4. 由於國內法規僅規定公司須宣告執行期間當中的大量買回情形及總執行結果，因此為捕捉早、晚買回公司之股價被低估的差異現象及程度，以觀察台灣經理人執行的態度與對未來的擇時能力，本研究嘗試以大量買回宣告之時點作為分類依據⁵。

貳、文獻探討及假說建立

本章首先說明台灣庫藏股相關法規與其他地區間的異同，以突顯台灣在股票買回的研究上之特殊性。此外，為檢測台灣經理人是否在股票買回決策上是否具雙重擇時能力，說明公司宣告買回股票的動機與實際執行率之法規及相關研究發現，最後進行假說推論。

一、庫藏股相關法規與研究發現

台灣「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」明文規定，公司欲買回庫藏股必須說明買回股份種類、買回目的、買回總金額上限、預定買回期間、數量及價格等詳細內容，除此之外，並規定公司須在宣告股票買回前，針對現在股價的不合理被低估處，向主管機關提出報告。

關於庫藏股實際執行情形，根據「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」第五條規定，公司買回股份應於申報日起兩個月內執行完畢，並應於上述期間屆滿或執行完畢後五日內向證期會申報並公告執行情形。此規定是因市場及公司狀況可能隨時變化，因此該機關欲掌握及瞭解公司買回股份之整體執行情形；但美國法規並無規定公司執行期間的長短，買回期間往往持續數年。Chang, Lai, and Yu (2005) 指出，台灣公司進行股票買回受到政府嚴密的監控，在宣告前與執行後都受到規範，所以台灣公司宣告股票買回猶如作出承諾，相較於美國公司，承擔須實際買回的壓力較大，執行率應該較高。

加拿大方面，Ikenberry et al. (2000) 指出加拿大公司若欲進行股票買回，須經董事會同意後，並在該次宣告後 12 個月內執行完畢，且公司必須每個月揭露實際執行的資訊。香港方面，Zhang (2005) 指出，公司須經由年度股東大會與證券交易所的同意才能購回自己公司的股票，而除了盈餘宣告前一個月之外，公司可以隨時進行股票買回，且無須進行買回宣告，但每一次實際買回後必須揭露購買的股數與價格，故香港公司通常僅有執行宣告而無買回宣告。根據香港證券交易所規定⁶，上市公司在當天開市以前須揭露其前一天實際執行的資訊；當天開市後，此資訊會即刻公開，且隔天也會由媒體與報紙揭露，因此在香港股市可得知公司每日的執行成果。

承上可知，各國在股票買回之實際執行方面的規定有頗大差異，整理如表 1 所示。因此本研究欲了解台灣在特殊法規約束之下，是否會與其他地區之股價反應有所不同。

執行率 (Completion Rate)，即實際買回股票的數量，除以宣告買回股票數量之百分比。由於美國並沒有規定必須公佈執行結果，因而在執行完畢後，通常並不會發生明顯的股價變動，造成美國市場對於實際執行日之後的股價變動難以掌控，因此相關文獻並不多。Stephens and Weibach (1998) 指出，美國較為寬鬆的法規使得估計執行率的困難度大增；該文進一步根據華爾街日報與財星雜誌指出，公司宣告買回與實際買回的數量關係很小，且認為公開市場買回活動僅僅是經理人花小錢或根本免費的拉抬股價方法。台灣法規明訂公司須宣告買回股票的數量，並須在兩個月後公佈實際買回的數量，因此實際執行率平均為 69.81%，執行率九成以上的公司數目佔 47.55%，遠高於美國公司宣告買回計畫後，第一年平均執行率 54.1%⁷ (Stephens & Weibach, 1998)。除了執行期間不同以外，美國並無強制揭露執行率的機制也為差異之因，故 Chang et al. (2005) 指出台灣因有資訊充分揭露並防止內線交易的機制，執行率會比美國高。此外，即使強制規定揭露執行結果仍可能產生低執行率的現象，Ikenberry et al. (2000) 指出，加拿大實際執行率平均僅 28.6%。至執行期限截止，高達四分之一

表 1 台灣、美國、加拿大與香港地區實際執行規定之比較

地區	規定
台灣	執行期間為兩個月，股票買回宣告後兩個月公佈實際執行情形
美國	無
加拿大	每次執行期間為一年，每個月公佈實際執行情形
香港	執行期間為下次年度股東大會前，若有實際執行，隔天須公佈

的公司沒有買回任何股份，僅不到 5% 的公司全部達成重購計畫，可知在實際執行率方面，因各國法規環境不同而產生相異的結果，也因為各地執行率的差異頗大，使得對台灣之執行率研究產生更大的價值。

Kracher and Johnson (1997) 指出，許多投資大眾認為公司經理人意圖宣告股票買回來拉抬股價，並非真的想買回；在 1987 年的股市大崩盤後，美國證管會為了拯救股市而放寬 10b-18⁸ 規定，欲鼓勵公司買回股票，卻造成許多公司儘管不是真的想買回，但在眾多公司紛紛宣告要買回的壓力下亦跟進的情形⁹。Stephens and Weibach (1998) 進一步指出，實際執行的股數與上一季的股票報酬呈負相關，表示經理人較有可能在股價低估時買回，符合價值低估假說。而 Kirch, BarNiv, and Zucca (1998) 則由投資人角度進行觀察，發現投資人若會關心公司獲利能力並預測其執行結果，則當公司獲利下降時，卻仍高度執行買回，市場會解讀為公司浪費資金進行無成長性的買回活動，而視高執行率為壞消息。

所以從經理人的觀點，似乎有可能利用宣告而不實際執行的方式影響股價，但是如此做法是否會被投資人察覺，進而對公司產生反感？因此執行率和股價反應的關係，為本研究極欲探討的課題。

二、假說建立

本研究探討宣告股票買回的各個階段對公司股價之影響，並加入公司治理變數，研究是否市場將股票買回視為影響公司價值的有效資訊。而由於當期宣告買回的效果可能會影響執行率的宣告效果，因此為了充分了解股票買回宣告與其資訊影響，考慮執行宣告效果會使得研究結果更為周延。

驗證過程以買回相關事件之發生時點為主軸，首先假說一檢測買回宣告前後之股

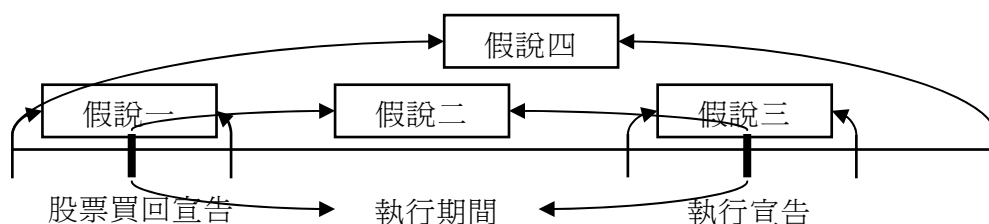


圖 1 本研究之假說與期間之關係

價反應；假說二為觀察宣告後兩個月執行期間中的股價反應與實際執行率之關係；假說三為探討執行率對於執行宣告後股價反應的影響；最後為確認公司是否有策略性購買行為¹⁰，而觀測其實際買回時點。為求假說敘述清楚起見，以圖 1 表示。

在庫藏股買回動機中，最常見且重要的即為價值低估假說 (Vermaelen, 1981)，此假說為訊號放射假說眾多訊號之一，Dittmar (2000) 研究發現眾多動機中，公司價值被低估的動機最重要且可持續多年。當股票買回活動發生是因經理人認為股價被低估，所以買回股票，而這種情形又佔訊號放射的絕大部分，因此特別稱之為價值低估假說。Stephens and Weibach (1998)，亦指出在資訊不對稱的情況下，經理人知道的資訊，會比外界股東來的多，因此當公司宣佈要買回自己公司股票時，就是在釋放公司的股價被低估的信號，進而使股價上漲。諸多研究基於經理人與外部投資人資訊不對稱的觀點，指出當公司宣告要購回股票可以視為經理人對投資人的一種訊號放射，放射出公司價值被低估以及未來前景看好的訊號 (Ikenberry et al., 1995；Stephens & Weibach, 1998；Ikenberry et al., 2000；Chen, Chen, & Cheng, 2004)。後續研究如 Brockman and Chung (2001)，指出經理人由於擁有私人資訊而有擇時能力，研究結果發現，經理人因宣告股票買回產生了高額股票報酬率，驗證了市場視股票買回活動為經理人釋放公司價值低估的訊號。

此外，基於自由現金流量假說的觀點，公司可藉由股票買回的方式將超額現金分派給股東，因而避免將多餘的現金投資到不利的專案，也可以避免經理人的浪費，降低代理成本 (Stephens & Weibach, 1998；D'Mello & Shroff, 2000；Chen et al., 2004)。然而 Hand, Hughes, and Sefcik (1990) 卻認為股票買回宣告是一種壞消息。由於股利發放是一種規律且具持續性的現金支出活動，因此可以有效降低代理問題；但股票買回則不具規律性，即使當期將閒置資金挪作股票買回之用，也僅能降低當期代理問

題，但下期代理問題可能依然存在，因此無法藉由股票買回來有效降低代理問題。

雖然過去文獻支持論點有所不同，但由於台灣法令規定須公佈買回目的，因此動機較為明確，陳達新（2003）的實證結果顯示，股票買回宣告對股價的穩定效果是顯著且有效的，Chang et al.（2005）亦指出，台灣股市宣告股票買回最主要的動機就是要放射出價值被低估的訊號。故本研究主要針對的是檢測訊號放射及價值低估假說，而推論公司宣告股票買回後，市場會有正的股價反應。因此，本研究提出以下假說：

H₁：公司宣告股票買回後，會有正的股價反應

Rau and Vermaelen（2002）曾在其研究中提到好投資假說（Good Investment Hypothesis），同樣指出公司買回股票是由於股價被低估，但不同之處在於此假說強調市場的不完全性。若在一半強效率市場中，公司宣告重購後股價就不再被低估，則公司不可能去買到「被低估」的股票。基於價值低估假說及好投資假說的觀點而言，若經理人欲進行股票買回，當一發布股票買回的消息，有效率市場就會馬上反應到合理價位，使得經理人實際執行的動機可能降低。Ikenberry et al.（2000）進一步指出，股票買回宣告後股價上漲，減低了實際執行的吸引力，相對的，股價的下跌也會增加實際執行的誘因。

D'Mello and Shroff（2000）發現，公司的經濟價值¹¹（Economic Value）對公開收購價格的比率，和公司實際買回的執行率成正相關，這顯示經理人是否要買回超額認購的股份，取決於其對公司價值是否被低估的認知，隱含了股價被低估越多，公司會實際買回越多股票，顯示了經理人會視股票的價格來決定執行率的高低，也表示經理人對價格敏感且有能力察覺公司價值。Brockman and Chung（2001）指出，由於經理人具有內部資訊，能發現公司股價是否被低估而買回股票，而其對香港公司所做的研究發現，公司以很低的價格買進股票，顯示實施股票買回的公司展現了明顯的擇時決策能力。Cook, Krigman, and Leach（2004）也發現基於成本最小動機，公司會隨著價格下降而實際執行重購，所以進一步證明宣告股票買回後股價反應與執行率之間的反向關係。Zhang（2005）的研究顯示，不但買回宣告前之累積超常報酬為負，且實際購買前 20 天的累積超常報酬為-1.844%，此結果代表公司不僅是在宣告重購時有擇時的能力，而且在實際購買上也具有擇時的能力。

故本研究推論，如果在執行期間之股價反應高，表示此時公司市場價值較高，被低估的可能性較低，所以推論經理人會買回較少的股份，執行率較低；同理，若在執行期間的股價反應低，經理人會察覺到公司價值被低估而實際執行股票購回，此舉不但可節省成本，也可幫助公司回復合理價位，故推論執行率會較高。提出假說如下：

H₂：在執行期間的股價反應較高者，執行率會較低；反之，執行期間股價反應較低者，執行率會較高

公司宣告股票買回是一種訊號，同樣的，公司宣佈執行率也是一種訊號（Vermelen, 1981；Ikenberry et al., 1995；Stephens & Weibach, 1998）。由於台灣的特殊環境以及法令限制，規定公司必須在執行完畢後，在公開資訊觀測站的重大訊息裡，揭露公司這期間內的股票執行結果¹²。由於美國等其他國家無此項規定，相關研究中之執行率皆僅為估計值，使得公司執行宣告的股價反應文獻並不多；而香港和加拿大雖規定須揭露實際執行的結果，但香港卻須在實際執行隔天就須公佈，加拿大為每個月公布執行結果，台灣則是在兩個月執行期間一結束即刻公佈結果，雖皆有執行之告知動作，但宣告的時效性不同，因此本文接續探討台灣之執行宣告對宣告後股價之影響。

根據好投資假說（Good Investment Hypothesis），宣告股票買回若是價值被低估的信號，那麼在效率市場中進行宣告後，股價會即刻反應至合理價位，而由於公司價值不再被低估，經理人亦不會執行重購，此時市場對執行宣告就不應有特別的反應（Rau & Vermalen, 2002）。但另一可能情況則是當公司公佈執行率很低或為零時，市場會失去對公司的信賴而認為公司的價值在股票買回宣告後被高估了，或認為公司沒有足夠的能力與資金去執行，而反轉對公司的預期，投資人會賣掉股票而使得公司股價下跌。

Kirch et al.（1998）由投資人角度進行觀察，發現當上一年度 EPS 下降時，執行率小於 10% 的公司在（-1,60）與（-1,250）的累積超常報酬高於完全實際執行的公司，表示投資人會觀察公司的獲利性並預測其執行率，當公司獲利能力下降，卻仍全部執行完畢，市場會認為公司濫用資源去做無成長性的購回行為，而將此視為壞消息。因此本研究欲藉由觀察執行宣告來檢視台灣市場對股票買回宣告的效率性，若股票買回宣告後股價已反應至合理價位，執行宣告後則沒有反應，表示投資人能夠正確預期公司價值，市場在二個月執行期間已反應完畢，表示僅股票買回宣告具有資訊價值；而若股票買回宣告後及執行宣告後市場皆有正向反應，則表示市場的效率性較不足，內部人可以從中獲利。

另一方面，Ikenberry et al.（2000）研究發現，相較於無實際執行的加拿大公司兩年後並無顯著超常報酬，實際執行 30% 以上的公司，兩年後有顯著的超常報酬，表示經理人在公司股價被低估時會買進較多股票，後續股價上漲顯示經理人購買策略成功，但值得注意的是，加拿大之執行期間為一年，並規定每個月須揭露執行相關資訊，亦即一年的執行期間當中會定期傳達消息至市場，因此其執行宣告後顯著的股價反應

是可預期的。香港方面，Zhang（2005）的研究顯示，執行結果公告後，市場對公司有實際執行的反應是正面的，故 Zhang 推論香港公司的經理人有優越的擇時能力；然而，這個正向反應在統計上雖為顯著，但在經濟上的差別其實並不大，由於香港規定一旦有實際執行動作即要宣告，因此每次實際執行的比例有限，造成實際執行相較於公開宣告的股價反應也會較低。

由以上可知，加、港市場所進行的執行結果宣告主要係反應出執行期間中單次或某段期間實際股票買回之結果，因此其存在顯著正向股價反應是可預期的；而台灣的執行宣告時點則是發生在執行期間結束後，其股價表現反應出整個執行期間實際股票買回之結果，加上市場效率性不同，因此本研究推論台灣執行宣告之股價反應會與加拿大、香港兩地區相異，基此，本研究提出假說三：

H₃：執行宣告後，高的執行率會有較低的股價反應，低的執行率則會有較高的股價反應

由於執行宣告僅為兩個月後的「結果資訊」，單由最後的結果，尚無法完全看出公司在執行期間之行爲。實際購回股票的時機，可能反映出公司及經理人的態度與決策考量，故本研究將藉此觀察台灣經理人是否有策略性購買之行爲。

Ikenberry et al.（2000）將加拿大樣本分為在執行期間「後半期（六個月）有實際執行」與「後半期沒有實際執行」兩類。後半期積極實際執行的公司，在執行期間之超常報酬較低，但到長期（二到三年）卻有較高的超常報酬；後半期沒有實際執行的公司，在執行期間之超常報酬較高，但長期的超常報酬（二到三年）則較低。Ikenberry et al.（2000）認為後半期積極執行的公司經理人因股價低而買進，而形成策略性購買行爲。

本研究參考 Ikenberry et al.（2000）之研究，欲探究早、晚買回公司之股價被低估的差異現象及程度，亦即公司在執行期間之行爲對於後續股價反應的影響。由於無法確切得知台灣公司較傾向在前半期（一個月）或後半期（一個月）積極買回，本研究利用當次股票買回之第一次大量買回宣告在前半期或後半期，定義該次買回為早買回或晚買回。依據上市上櫃公司買回本公司股份辦法第 3 條，買回股份之數量每累積達公司已發行股份總數 2%或金額達新臺幣 3 億元以上者，應於 2 日內將買回之日期、數量、種類及價格公告¹³，故可由此看出公司是否急於購回股票。根據價值低估假說，當股價被低估時，經理人進行股票買回，亦即公司宣告買回股票後股價應會上漲。但若公司積極執行股票買回，或買回為公司既定政策，則無論股價是否較低，都應會至

少在前半期實際執行致使產生早買回現象；反觀晚買回公司也許相對低估程度較低因此有觀望行爲，或只是想利用股票買回宣告來拉抬股價，故本研究推論早買回公司爲較積極之公司。

Ikenberry et al. (2000) 研究指出，經理人對價格敏感，因此較積極買回股票的公司長期下會有較高的超常報酬，基此，本研究預期較積極之早買回公司在長期下會有較高之超常報酬。提出假說如下：

H₄：早買回公司在股票買回宣告前被低估的程度高於晚買回公司，長期會有較高的超常報酬

參、研究方法

一、選樣準則與資料來源

本研究以台灣自股票買回制度實施以來，有宣告實施股票買回的上市及上櫃公司爲樣本，研究期間爲民國 89 年 10 月 16 日庫藏股制度放寬執行期間爲兩個月¹⁴以來，到民國 94 年 11 月 15 日爲止共五年一個月。由於公司宣告股票買回及實際執行，均須公告並向證期會申報，且每一次執行期間均有限制，故本研究以申請件數爲樣本。其中擷取宣告公司每一次的股票買回宣告日與執行宣告日爲事件日，再藉由日股價計算出每事件之超常報酬率。事件日、日股價、執行率和其他公司治理相關資料來源，皆爲公開資訊觀測站及台灣經濟新報資料庫。

本研究選取宣告買回自家公司股份之上市上櫃公司作爲研究對象，且庫藏股買回股份種類爲普通股，扣除資格不符¹⁵的部份，共有 364 家上市公司宣告庫藏股買回事務，其中董事會決議有 1147 件，大量買回有 981 件，到期宣告有 1147 件。上櫃公司總共有 188 家，董事會決議有 445 件，大量買回有 278 件，到期宣告有 445 件。

二、研究設計

爲了計算股價反應，本研究採用事件研究法 (Event Study) 來探討買回庫藏股對公司股價的影響，使用市場模型預期報酬率，此方法在過去文獻中常被使用來計算股票買回之超常報酬 (Bartov, 1991; Raad & Wu, 1995; Chen et al., 2004)。本研究欲探討的股價反應，除了股票買回宣告的股價反應外，亦包含了執行宣告的股價反應，均使用事件研究法。

股票買回宣告的股價反應，本研究之時間參數設定如下：

1. 事件日：以公司宣告股票買回之董事會決議日為事件日，如決議日當日無開市，就以決議日後第 1 個營業日為事件日。
2. 事件期間：事件日前後各 10 個交易日，即 $t = -10 \sim +10$ ，共計 21 個交易日。
3. 超常報酬模式估計期：指事件日前 190 個交易日至事件日前 11 個交易日，共計 180 個交易日。以此估計其資料代入市場模式，計算出所需的參數。茲將上述關係圖示如圖 2。

執行宣告的股價反應，本研究之時間參數設定如下：

1. 事件日：本研究以台灣經濟新報庫藏股資料庫中，到期宣告中之交易迄日為事件日。
2. 事件期間：因台灣相關法規規定股票買回執行期間為兩個月，約為九週，換算為營業日為 45 個營業日，故取事件日前後各 45 個交易日，即 $k = -45 \sim +45$ ，共計 91 個交易日。
3. 超常報酬模式估計期：指事件日前 225 個交易日至事件日前 46 日，共計 180 個交易日。以此估計其資料代入市場模式中，計算出所需的參數。茲將上述關係圖示如圖 3。

本研究以市場模式 (market model) 估計超常報酬。市場模式又稱為單一因素模型，被用來估計股票的 β 係數。該模式是假設個別股票的報酬率與市場報酬率之間存有簡單的線性迴歸關係，事件期超常報酬 (AR_{it}) 如下：

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}) = R_{it} - (a_i + b_i R_{mt})$$

a_i 與 b_i 分別為市場模式 $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}$ 之係數估計值

其中 i : i 公司

R_{it} : i 公司在第 t 日之報酬率

a_i : 常數項

b_i : 為系統風險指標，衡量個別證券 i 報酬的變動相對於市場報酬變動之敏感度

ε_{it} : 為第 i 種證券在第 t 日之迴歸殘差，服從 $N(0, \sigma^2)$ 。

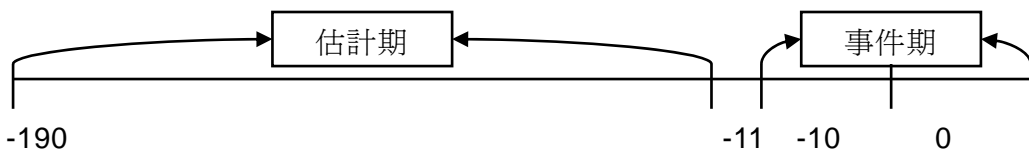


圖 2 股票買回宣告觀察期間、事件期間與估計期間之關係

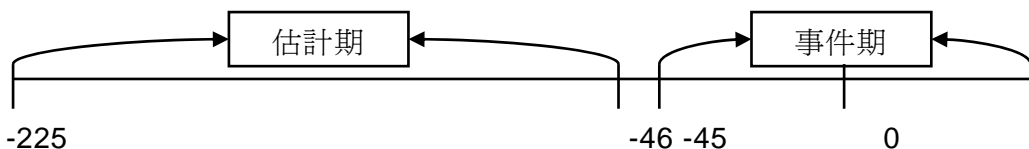


圖 3 執行宣告觀察期間、事件期間與估計期間之關係

事件期平均超常報酬 (AR_t) 及事件期累積超常報酬 (CAR) 如下：

$$AR_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AR_{it}$$

其中 AR_t 為事件第 t 期中所有公司的超常報酬平均數， AR_i 為第 i 家公司在第 t 期的超常報酬。

$$CAR(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t$$

其中 $CAR(t_1, t_2)$ 為從事件期 t_1 到 t_2 之累積超常報酬。

虛無假說為檢定事件期間，第 t 期之平均超常報酬是否顯著為 0。統計量如下（沈中華與李建然，2000）：

$$t_{AR} = \frac{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{i=1}^N SAR_{iE}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N \left(SAR_{iE} - \sum_{i=1}^N \frac{SAR_{iE}}{N} \right)^2}}$$

$$SAR_{iE} = \frac{AR_{iE}}{\hat{S}_i \sqrt{1 + \frac{1}{Ti} + \frac{(R_{mE} - \bar{R}_{mi})^2}{\sum_{t=1}^2 (R_{mt} + \bar{R}_{mi})^2}}}$$

其中

當樣本逐漸增大時服從 $N(0,1)$

三、變數選取與迴歸模型

由於本研究重點在於執行率，爲了消除其他變數對股價反應的影響，本研究加入以下控制變數，以觀察執行率對買回宣告及執行宣告之股價反應的淨影響。

(一) 執行率

有兩種方式，以實際買回股數除以宣告買回股數，或以實際買回金額除以宣告買回金額，由於這兩種衡量方式之相關性達 90% 以上，且 Ikenberry et al. (2000) 與池祥萱 (2003) 均使用前者衡量之。故本研究以實際買回股數百分比做爲衡量執行率方式。

(二) 市價帳面價值比 (M/B 比率)

由於 M/B 比率低的公司，價值較有可能被低估，所以當這類型的公司宣佈股票買回時，會有比較大的訊號放射效果 (Ikenberry et al., 2000)。Ikenberry et al. (1995) 指出，人們預期低 M/B 公司的股票最有可能被低估，所以市場會對這一類的公司反應最熱烈。其他學者的實證研究亦支持 M/B 比越低，股價反應越正向的結果 (Ikenberry et al., 1995；Zhang, 2005；Chen et al., 2004)。

(三) 公司規模

由於資訊產生與傳遞和公司規模成正相關 (Hertzel & Smith, 1993；Kang & Stulz, 1996；Brockman & Chung, 2001)，大公司較易受到投資大眾與分析師的注意，因此當大公司宣佈股票買回時可傳遞的資訊要比小公司來的少，所以公司規模會與股價反應成反向關係。其他學者 (Ikenberry et al., 1995；Chang et al., 2005；Zhang, 2005) 的實證研究也支持公司規模與股票買回的股價反應成負相關。

(四) 內部人持股變動及內部人持股

內部人指公司之董事、監察人、經理人及持股 10% 以上之大股東 (洪榮華、陳香如與柯璟瑩, 2005)。若內部人相信股票買回宣告會傳遞給外部投資大眾有關公司未來前景的正面資訊，則內部人會在股票買回宣告前買進股票。Jarrell and Poulsen (1989)、Lee, Mikkelsen, and Partch (1992) 發現內部人交易對重大事件宣告有影響的證據，市場看到內部人買進持股，故預期這項宣告是正面且較值得信賴，可知若在股票買回宣告前內部人持股增加，對股價會有正面影響。此外，國外多有文獻指出，股票選擇權是影響管理當局對於股票買回動機的重要因素 (Jensen & Murphy, 1990；Hu & Kumar, 2004)，由於台灣缺乏相關資料，本文以公司內部人持股比率來衡量公司

內部人對宣告股票買回的傾向。

(五) 董監事質押比率

董監事質押比率，即董監事質押股數除以平均流通在外股數。國外研究多半以內部人持股比率為代理變數（Comment & Jarrell, 1991），國內研究因為董監事質押的特殊制度，多以董監事質押比率衡量大股東信用擴張程度。陳嘉惠、劉玉珍與林炯焜（2003）指出在購回宣告前，董監事可能因維護其質押部分價值，而促使公司宣告買回；池祥萱（2003）指出董監事質押比率越高，執行率會越高，這是由於董監事不希望股價下跌股票遭斷頭所致。基此，本研究預期董監事質押比率與執行率成正相關。

(六) 股票買回宣告的規模

過去對於股票買回宣告規模多持正面看法，Comment and Jarrell（1991）、Maxwell and Stephens（2003）皆指出公司宣告買回數量越大，則宣告後的超常報酬越高，表示管理當局釋放更多資訊，且越大的數額宣告更增加了訊號的強度。Zhang（2005）進一步指出，公司宣告買回規模越大，釋放被低估的訊號也越大，因此投資人會給予正向支持。Ikenberry et al.（2000）則提出不同看法，由於公司傾向在價格低的時候買進股票，因此當股票買回宣告規模越大時，公司很有可能無法全部執行，故執行率與宣告規模呈現負相關。

(七) 股票買回目的

台灣股票買回制度規定，公司欲買回庫藏股必須說明買回目的：轉讓股份予員工、作為股權轉換之用、為維護公司信用及股東權益。國內多有文獻指出股票買回目的會顯著影響股價（陳嘉惠等人，2003；Chang et al., 2005）；而買回目的不同亦代表公司買回動機不同，因此可知實際執行率的高低可能為公司既定政策，亦可能是策略性買回的結果所造成。模型中設買回目的為虛擬變數控制之，其中買回目的二（作為股權轉換之用）之樣本僅佔上市（櫃）公司 6%（0%），因此並未納入此目的。

此外，為測試結果的穩定性，另加入產業與年度兩個虛擬變數。過去文獻指出產業因素可能影響股價，尤其是公司制訂現金發放政策時（王錦瑩、陳隆麒與劉玉珍，2006；汪瑞芝與陳明進，2004）；在現金發放政策中（Payout Policy），電子業由於成長性較高、資金需求多，多以實施買回自家股票替代現金股利發放，一來可轉讓股份與員工激勵士氣或作為護盤之用，亦可保有資金調度的彈性；又本研究樣本之產業分配中，上市之電子業佔 50.48%（579/1147），上櫃之電子業佔 72.13%（321/445），故將產業分為電子業與非電子業；另一方面，研究期間有多項重大事件發生，如國內

SARS 發生於 2003 年，美國 911 事件發生於 2001 年，加上全球利率走低之趨勢目前仍在，因此分別針對 2001 年至 2005 年這五個年度設定虛擬變數進行檢測。

茲將本研究變數之操作性定義列示於表 2。

本研究透過多元迴歸模型探討影響超常報酬之因素，迴歸式如下：

$$\begin{aligned} \text{CAR}_k = & \beta_0 + \beta_1 \text{執行率} + \beta_2 \text{M/B 比率} + \beta_3 \text{公司規模} + \beta_4 \text{內部人持股變動} \\ & + \beta_5 \text{內部人持股比率} + \beta_6 \text{董監質押比率} + \beta_7 \text{股票買回宣告規模} \\ & + \beta_8 \text{股票買回目的} + \beta_9 \text{產業} + \beta_{10-14} \text{年度 (Y=2001-2005)} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

其中， CAR_k 分別為各事件日窗口之累積超常報酬。

肆、實證結果與分析

一、樣本說明

依據第 3.1 節樣本選取標準，研究期間共有 552 家公司符合上述條件，其中有 364 家上市公司與 188 家上櫃公司。共有 1592 件宣告買回件數，上市公司股票預計買回總金額為 621,291,282 千元，上櫃公司股票預計買回總金額為 43,896,971 千元，平均每家公司有 2.88 件買回宣告，由以上可知上櫃公司樣本約為上市之三分之一，但金額卻不到上市公司的十分之一¹⁶，故本研究以上市公司為主，上櫃公司為輔。此外，上市與上櫃公司之執行率分佈非常相似，第一四分位數均為 40%，第三四分位數均為 100%，故本研究將執行率 40% 以下者定義為低執行率事件，將執行率 100% 以上者定義為高執行率事件，以便進行下列探討；上市（上櫃）之低執行件數有 292（111）件，高執行率件數有 469（162）件。

表 3 為上市與上櫃公司之基本敘述統計。上市與上櫃公司之執行率分別為 70.29% 與 68.57%，二者並無顯著差異，表示台灣上市與上櫃公司實際買回比率相似；規模方面，由於上市櫃之標準¹⁷不同，上櫃公司規模明顯小於上市公司。

二、實證結果

(一) 假說一之實證結果

表 4 為上市上櫃公司在股票買回宣告前後 10 個交易日之平均超常報酬 (AR)。該

表 2 變數之操作性定義

變數	操作性定義
執行率	實際買回股數／宣告買回股數
M/B 比率	前一年底股價除以每股淨值
公司規模	log (事件宣告前一年底總資產)
內部人持股變動	宣告股票購回前一月之內部人持股比率變動的百分比
內部人持股比率	宣告股票購回前一個月底之內部人持股數／普通股流通在外總股數
董監事質押比率	宣告股票購回前一月底之董監事質押股數／董監事總持股數
股票買回宣告規模	公司宣告買回股數／前一月底流通在外總股數
股票買回目的	當公司之買回目的為轉讓股份予員工，設買回目的=1；其他=0
產業	當公司為電子業，設產業=1；其他=0
年度	當宣告股票買回年度為 2001~2005，分別設 Y1~Y5=1；其他=0

表 3 樣本基本敘述統計

	全部		上市		上櫃	
	平均數	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
執行率 (%)	69.81	35.95	70.29	36.48	68.57	34.57
M/B 比率	1.37	0.92	1.31	0.88	1.49	1.01
公司規模	6.83	0.67	7.01	0.64	6.35	0.50
內部人持股變動 (%)	-0.03	1.99	-0.04	2.08	-0.01	1.75
內部人持股比率 (%)	23.90	12.95	23.64	12.90	13.07	20.59
董監事質押比率 (%)	16.41	21.87	19.95	23.14	7.30	14.68
股票買回宣告規模 (%)	3.02	0.23	2.87	2.00	3.40	2.15
觀察值	1,592		1,147		445	

執行率：實際買回股數／宣告買回股數；M/B 比率：前一年底股價除以每股淨值；公司規模：log (事件宣告前一年底總資產)；內部人持股變動：宣告股票購回前一月之內部人持股比率變動的百分比；內部人持股比率：宣告股票購回前一個月底之內部人持股數／流通在外總股數；董監事質押比率：宣告股票購回前一月底之董監事質押股數／董監事總持股數；股票買回宣告規模：公司宣告買回股數／前一月底流通在外總股數

表顯示，上市公司在股票買回宣告前 10 個交易日中之 AR 均顯著為負，達 1% 顯著水準；上櫃公司之宣告前 10 日 AR 亦幾乎皆顯著為負，表示平均而言，不論是上市或上櫃公司在股票買回宣告前均有被低估之現象。而在股票買回宣告後 10 日之 AR 方面，上市公司之 AR 雖逐漸變小，但宣告後 6 日仍持續顯著為正，幾乎皆達到 1% 顯著水準，表示上市公司成功利用股票買回宣告達成信號放射的目的；上櫃公司之 AR 大致與上市相同，但較不持續，宣告後之 AR 僅持續至第 3 日。

表 4 上市上櫃公司股票買回宣告之平均超常報酬 (AR)

事件期	上市		上櫃	
	AR (%)	t 值	AR (%)	t 值
-10	-0.34	-3.54***	-0.24	-1.80*
-9	-0.24	-2.40**	-0.34	-1.95**
-8	-0.43	-4.59***	-0.20	-1.16
-7	-0.22	-2.26**	-0.42	-2.22**
-6	-0.40	-4.05***	-0.64	-4.02***
-5	-0.44	-4.45***	-0.66	-3.45***
-4	-0.63	-5.86***	-0.24	-1.35
-3	-0.43	-3.59***	-0.39	-1.73*
-2	-0.45	-4.58***	-0.78	-3.87***
-1	-0.56	-4.56***	-0.46	-2.20**
0	0.06	-0.14	-0.13	-0.23
1	1.62	13.34***	1.76	8.55***
2	0.99	8.77***	1.27	6.46***
3	0.54	4.44***	0.34	2.08**
4	0.40	4.05***	0.09	0.15
5	0.25	2.61**	0.22	1.45
6	0.36	3.84***	0.05	0.27
7	0.01	0.15	-0.11	-0.70
8	0.11	1.12	-0.16	-1.09
9	0.12	1.27	0.43	2.68***
10	0.06	0.61	0.14	0.90

***表達到 0.01 顯著水準，**表達到 0.05 顯著水準，*表達到 0.1 顯著水準

表 5 上市上櫃公司股票買回宣告之累積超常報酬 (CAR)

事件窗口	上市		上櫃	
	CAR (%)	t 值	CAR (%)	t 值
(-10,-1)	-4.16	-11.06***	-4.69	-6.86***
(0,1)	1.68	8.96***	1.63	5.27***
(1,5)	3.81	13.71***	3.71	8.20***
(1,10)	4.52	11.85***	4.04	6.90***

***表達到 0.01 顯著水準，**表達到 0.05 顯著水準，*表達到 0.1 顯著水準

表 5 為上市及上櫃公司在股票買回宣告前後各窗口之累積超常報酬 (CAR)。由表 5 可看出股票買回宣告後的 CAR(1,10)顯著為正，若將窗口延伸至(1,20)、(1,30)、(1,40)、...、(1,100)、(1,120) 的累積超常報酬皆顯著為正，達 1%顯著水準，顯示宣告股票買回之公司已成功藉由宣告買回，向市場傳達出正面訊息，此結果支持假說一，且符合價值低估假說，與 Raad and Wu (1995) 之結果相一致。此外，上市公司

宣告股票買回後 CAR 持續增加，到第 120 日高達 15.62%，反觀上櫃公司，最高之 CAR 為宣告後 80 日，僅達 7.76%後便不再上升，可知由於上市公司法令規範較為嚴格，易取得投資人信賴其價格被低估；但上櫃公司宣告後的 120 天 CAR 仍顯著為正，達 6.75%，顯示上市及上櫃公司皆可成功藉由宣告購回傳達股價被低估的訊息。

(二) 假說二之實證結果

表 6 為低執行率與高執行率之上市及上櫃公司，於股票買回宣告後三個事件窗口 (0,45)、(0,20) 與 (21,45)¹⁸ 之累積超常報酬與平均數檢定。由表 6 可看出無論是上市或上櫃公司在 (0,45)、(0,20) 與 (21,45) 期間，低執行率公司之超常報酬均高於高執行率公司，但上櫃公司均未達顯著水準；其中上市公司低執行率與高執行率樣本在 (21,45) 之累積超常報酬分別為 5.45%與 1.29%，達 1%顯著差異，可能原因為台灣上市公司在宣告股票買回後會在前半期 (0,20) 先採取觀望策略，然而隨執行期間逼近，後半期 (21,45) 累積超常報酬較低的公司經理人會認為股價仍被低估而買回股票，形成高執行率現象。

本研究進一步控制公司特性以後，採用多元迴歸方程式檢測假說是否成立。由表 7 知即使在控制其他因素後，執行率對上市公司三個事件期之 CAR(0,45)、CAR(21,45) 仍有顯著負向之影響；上櫃公司之執行率雖不盡顯著，然方向皆正確。由此結果顯示，執行率越高之公司，在執行期間之股價反應越低，顯示兩者間存在負向的關係，且隨時間越接近執行期限，執行率的顯著程度越高，此結果與 Ikenberry et al. (2000) 類似，表示經理人確實能利用股價較低時進行實際買回，具有擇時能力，支持假說二。

(三) 假說三之實證結果

假說三著眼於執行宣告後之股價反應，以及投資人是否會關切公司有無實際執行股票買回。表 8 為高執行率與低執行率之上市及上櫃公司，於執行宣告日前後三個不同窗口之累積超常報酬與平均數檢定。

由表 8 可知，上市公司在事件期 (-2,0)，低執行率之超常報酬為 1.18%，高執行率之超常報酬為 0.25%，存在 5%的顯著差異；在事件期 (0,2)，低執行率及高執行率之超常報酬分別為 0.30%和-1.32%，存在 1%顯著差異，表示執行宣告後，高執行率的宣告會使股價下跌。而上櫃公司在事件期 (0,2)，高執行率與低執行率二者之超常報酬亦達到 1%的顯著差異。可知執行宣告後之股價反應與執行率成反向關係，投資人將高執行率之宣告視為壞消息，然以上之結果僅為單變量檢測，尚無法確切下定論，因此接下來進行多變量分析以求結果之周延。

表 6 不同執行率累積超常報酬之平均數檢定－事件期 (0,45)、(0,20)、(21,45)

累積超常 報酬 (%)	上市				上櫃			
	低執行率	高執行率	差異	t 值	低執行率	高執行率	差異	t 值
CAR (0,45)	12.14 (204)	6.74 (176)	5.41	2.48***	7.90 (63)	2.80 (67)	5.10	1.51
CAR (0,20)	6.75 (204)	5.51 (177)	1.24	0.88	4.80 (63)	4.13 (70)	0.67	0.29
CAR (21,45)	5.45 (205)	1.29 (176)	4.16	2.87***	2.69 (65)	-1.19 (67)	3.88	1.42

***表達到 0.01 顯著水準，**表達到 0.05 顯著水準，*表達到 0.1 顯著水準。低執行率指執行率 40%以下，高執行率指執行率 100%者。括弧中為樣本公司個數。

表 7 股票買回宣告之迴歸分析－事件期 (0,45)、(0,20)、(21,45)

MODEL 應變數	1		2		3	
	CAR (0,45)		CAR (0,20)		CAR (21,45)	
	上市	上櫃	上市	上櫃	上市	上櫃
(常數)	32.92** (2.15)	14.33 (0.57)	16.77 (1.62)	7.71 (0.47)	16.51 (1.61)	2.41 (0.13)
執行率 (%)	-0.04*** (-2.75)	-0.04 (-0.98)	-0.004 (-0.24)	-0.004 (-0.17)	-0.04** (-2.37)	-0.03 (-0.98)
M/B 比率	-1.97* (-1.75)	-0.75 (-0.51)	-1.24 (-1.05)	-0.48 (-0.51)	-0.74 (-0.97)	-0.30 (-0.27)
公司規模	-2.25 (-1.12)	-1.53 (-0.45)	-1.42 (-1.05)	-1.00 (-0.45)	-0.87 (-0.64)	-0.07 (-0.03)
內部人持股變動 (%)	1.41*** (3.41)	1.33 (1.58)	0.49* (1.73)	1.61*** (2.99)	0.06 (1.08)	-0.35 (-0.55)
內部人持股 (%)	0.14* (1.72)	0.18* (1.69)	0.08 (1.45)	0.06 (0.81)	0.92*** (3.29)	-0.14* (-1.66)
董監事質押比率 (%)	0.06 (1.36)	-0.12 (-1.10)	0.004 (0.14)	-0.07 (-0.99)	0.06* (1.89)	-0.05 (-0.58)
股票買回宣告規模 (%)	0.07 (0.14)	0.44 (0.71)	0.32 (1.03)	0.68* (1.72)	-0.27 (-0.86)	-0.24 (-0.52)
股票買回目的	0.59 (0.57)	0.10 (0.05)	0.85 (1.21)	-0.45 (-0.38)	-0.24 (-0.34)	0.59 (0.42)
產業	4.99** (2.21)	0.20 (0.06)	1.13 (0.73)	-1.90 (-0.85)	3.84** (2.51)	2.69 (1.01)
F 值	4.45***	1.52	2.67***	2.02**	3.56***	0.83
Adj-R ²	0.090	0.033	0.045	0.061	0.068	-0.011
觀察值	489	212	491	220	490	215

***表達到 0.01 顯著水準，**表達到 0.05 顯著水準，*表達到 0.1 顯著水準。括弧中為 t 值。以上模型皆有考量年度變數，惟囿於篇幅之故，數據並未列示於表中。

表 8 不同執行率累積超常報酬之平均數檢定－事件期 (-2,0)、(0,2)、(-45,90)

累積超常 報酬 (%)	上市				上櫃			
	低執行率	高執行率	差異	t 值	低執行率	高執行率	差異	t 值
CAR (-2,0)	1.18 (202)	0.25 (180)	0.94	2.08**	-0.41 (64)	0.05 (71)	-0.46	-0.54
CAR (0,2)	0.30 (173)	-1.32 (195)	1.62	3.49***	0.66 (52)	-1.78 (85)	2.44	2.55***
CAR (-45,90)	16.80 (172)	6.37 (110)	10.43	2.32**	4.86 (56)	-6.81 (57)	11.68	1.31

***表達到 0.01 顯著水準，**表達到 0.05 顯著水準，*表達到 0.1 顯著水準。低執行率指執行率 40%以下，高執行率指執行率 100%者。括弧中為樣本公司個數。

本研究進一步控制公司特性以後，以多元迴歸分析檢測假說是否成立。表 9 為以執行宣告為事件日之迴歸分析，主要變數為執行率。由表 9 可看出，上市公司在 Model 1 與 Model 2 中，執行率分別達到 10%、1%顯著水準；而上櫃公司在 Model 2 中執行率亦達到 1%的顯著水準。配合表 8 之單變量檢定結果可得，即使控制了可能影響執行宣告之超常報酬的其他因素，執行率仍然對執行宣告後的股價反應有顯著負向的影響，與預期方向一致，這顯示在執行宣告後，高執行率的結果對投資大眾而言是個不好的消息，此結果與潘玉娟（2001）同。假說二結果顯示，執行期間的股價反應較高者，執行率會較低，可能由於台灣散戶投資人眾多，專業知識不足導致對於新資訊會有過度反應的現象，造成宣告股票買回後股票上漲幅度超過合理價位，因此執行宣告後即返回正常價格導致股價下跌，此結果隱含台灣投資人視買回宣告為該公司股價低估之訊號，而執行宣告後即為股價修正時期¹⁹。Grullon and Michaely（2004）指出，當公司成長機會下降，會使公司投資機會減少，若公司採取股票買回，就表示公司放棄了投資機會；雖然該文是指宣告股票買回時，然可推論在實際執行上，因股票買回需大量現金，執行率高的宣告表示公司無成長性及投資機會減少才會實際買回股票，對投資人而言為不良訊息²⁰。

為進一步確認執行宣告是否能傳達價值資訊，本研究參考 Ikenberry et al（2000）將累積超常報酬窗口延伸至執行期間兩倍之方式，以執行宣告為事件日，求得買回宣告後至執行宣告後 90 日之累積超常報酬，來觀察長期下執行率與累積超常報酬之關係。根據表 8 中 CAR (-45,90) 的單變量檢定結果，以及表 9 Model 3 為控制公司治理變數後之多元迴歸結果，發現不論上市或上櫃公司，即使控制其他變數，執行率與長期超常報酬皆有顯著負向關係，達到至少 5%顯著水準，此結果顯示台灣投資人認為低執行率公司是因擁有較好投資機會而將資金挪作投資之用，以避免濫用現金於無

表 9 股票執行宣告之迴歸分析－事件期 (-2,0)、(0,2)、(-45,90)

MODEL 應變數	1		2		3	
	CAR (-2,0)		CAR (0,2)		CAR (-45,90)	
	上市	上櫃	上市	上櫃	上市	上櫃
(常數)	3.66 (1.08)	3.84 (0.68)	8.65** (2.47)	7.83 (1.21)	71.25** (2.31)	85.76 (1.43)
執行率 (%)	-0.01* (-1.77)	0.003 (0.33)	-0.02*** (-4.13)	-0.03*** (-2.63)	-0.12*** (-2.43)	-0.05** (-2.12)
M/B 比率	0.05 (0.19)	-0.58 (-1.56)	-0.14 (-0.51)	-0.78* (-1.85)	-7.84*** (-3.12)	-1.63 (-0.43)
公司規模	-0.32 (-0.72)	-0.69 (-0.90)	-0.77* (-1.68)	-0.68 (-0.77)	-4.60 (-1.15)	-12.02 (-1.51)
內部人持股變動 (%)	0.15 (1.02)	-0.002 (-0.09)	-0.05 (-0.45)	-0.01 (-0.42)	0.82 (0.59)	-0.17 (-0.58)
內部人持股 (%)	-0.01 (-0.32)	0.05 (0.19)	-0.004 (-0.22)	0.07 (0.34)	0.07 (0.44)	2.99* (1.66)
董監事質押比率 (%)	0.01 (0.50)	-0.03 (-1.43)	0.01 (1.23)	0.001 (0.03)	0.02 (0.26)	-0.19 (-0.75)
股票買回宣告規模 (%)	-0.06 (-0.61)	0.18 (1.18)	-0.38*** (-3.51)	-0.02 (-0.12)	-0.17 (-0.18)	-0.88 (-0.58)
股票買回目的	-0.28 (-1.20)	-0.03 (-0.08)	-0.32 (-1.27)	-0.03 (-0.07)	1.77 (0.83)	10.17** (2.19)
產業	-0.71 (-1.47)	-0.15 (-0.19)	0.33 (0.65)	0.86 (0.96)	1.79 (0.41)	5.78 (0.69)
F 值	0.76	1.051	2.77***	1.01	3.27***	2.29***
Adj-R ²	0.022	0.003	0.049	0.0004	0.081	0.09
觀察值	488	218	487	216	362	183

***表達到 0.01 顯著水準，**表達到 0.05 顯著水準，*表達到 0.1 顯著水準。括弧中為 t 值。
以上模型皆有考量年度變數，惟囿於篇幅之故，數據並未列示於表中。

成長性之活動造成浪費的行為，因此看好其成長性而買進股票造成股價比高執行率公司為高。

由以上可發現台灣之實證結果明顯與加、港兩地區不同，由於加拿大及香港公司之執行宣告皆於執行期間中進行，因此基於市場效率性觀點，執行率及執行宣告後超常報酬才存在顯著正向關係 (Ikenberry et al., 2000; Zhang, 2005)；而台灣的執行宣告時點則是發生在執行期間結束後，因此台灣市場之執行率與執行宣告後之股價反應會與加拿大、香港兩地區相異，而呈現顯著負向關係。

(四) 假說四之實證結果

假說四著眼於公司是否急於買回股票，及藉由觀察早買回及晚買回公司之股價反應來檢測經理人是否有策略性購買之行爲，因此本研究利用公司第一次大量買回宣告之時點區分爲早買回及晚買回事件²¹。表 10 爲早買回與晚買回之上市及上櫃公司，於股票買回宣告後 (-10,-2)、(0,45)、(45,80) 之累積超常報酬與均數差異性檢定。由表 10 可看出早買回與晚買回之上市櫃公司在 CAR (-10,-2) 與 CAR (0,45) 皆無顯著差異；然而早買回與晚買回之上市公司之 CAR (45,80) 分別爲 4.90%與 1.12%，達到 10%的顯著差異；早買回與晚買回之上櫃公司在 (45,80) 窗口之累積超常報酬亦皆達到 5%顯著差異。以上結果顯示早晚買回公司在執行期間結束以前之超常報酬並無差異，然而執行期間結束後，早買回公司後續之股價反應明顯表現較好。

爲了解早晚買回對未來之股價反應是否有影響，本研究控制公司特性以後，採用多元迴歸聯立方程式檢測假說是否成立。主要變數爲早晚買回 (DUMMY)，設早晚買回爲虛擬變數，早買回=1，晚買回=0。由表 11 可看出雖然早晚買回因素在 (-10,-2) 與 (0,45) 窗口中沒有影響，然而在 (45,80)²² 窗口中，上市與上櫃公司之早晚買回因素之係數分別爲 5.16 和 9.81，對超常報酬皆有顯著正向影響，達 5%顯著水準。由以上結果發現，早買回公司並非因股價較低而採取早買回，然而早買回公司在執行結束後之股價反應，明顯優於晚買回公司，表示早買回公司之經理人看好未來股價，即使股票買回宣告前之股價並無顯著較低，但經理人仍然急於買回股票，而早買回公司在執行期間結束後之超常報酬亦的確優於晚買回之公司，顯示經理人能夠判斷未來狀況，具有擇時能力，與假說四預期相符。

(五) 穩健性測試 (Robustness test)

爲使本文之研究結果更爲嚴謹，因此進一步以不同方式檢測假說，以確認實證結果之可靠性。

1. 以不同分類方式定義高低執行率組

本文中，低 (高) 執行率的定義是根據上市櫃公司執行率分佈之最低 (最高) 1/4 爲分類依據，爲測試結果的穩健性，將樣本依據執行率遞增排序，按照樣本總數之最前 (最後) 1/2、1/3、1/5 爲低 (高) 執行率組分類依據，再分別進行兩組之差異性檢定，所得結果與原 1/4 分類之檢測結果相似，表示本文之結果具穩健性。

表 10 早買回與晚買回累積超常報酬之平均數檢定

累積超常報酬 (%)	上市				上櫃			
	早買回	晚買回	差異	t 值	早買回	晚買回	差異	t 值
CAR (-10,-2)	-3.43 (134)	-4.11 (100)	0.68	0.67	-2.53 (44)	-2.93 (51)	0.40	0.23
CAR (0,45)	10.11 (134)	10.24 (100)	-0.13	-0.05	6.75 (43)	4.07 (49)	2.67	0.64
CAR (45,80)	4.90 (132)	1.12 (99)	3.77	1.68*	3.43 (43)	-5.48 (47)	8.91	2.15**

***表達到 0.01 顯著水準，**表達到 0.05 顯著水準，*表達到 0.1 顯著水準。括弧中為樣本個數。首先找出每次股票買回宣告至執行宣告之中點日，其中第一次大量買回宣告日比中點日早定義為早買回事件，比中點日晚定義為晚買回事件。

表 11 加入早晚買回因素之迴歸分析－事件期 (-10,-2)、(0,45)、(45,80)

MODEL 應變數	1		2		3	
	CAR (-10,-2)		CAR (0,45)		CAR (45,80)	
	上市	上櫃	上市	上櫃	上市	上櫃
截距	-5.49 (-0.60)	6.93 (0.47)	20.80 (0.94)	-15.69 (-0.42)	56.72*** (2.93)	26.19 (0.75)
DUMMY	1.69 (1.53)	0.41 (0.24)	-0.22 (-0.08)	1.63 (0.36)	5.16** (2.18)	9.81** (2.32)
執行率 (%)	1.80 (0.72)	-2.08 (-0.63)	-7.70 (-1.26)	8.29 (0.95)	-25.72*** (-4.82)	4.62 (0.57)
M/B 比率	0.07 (0.10)	-0.51 (-0.53)	-2.24 (-1.38)	-0.91 (-0.37)	-2.24 (-1.57)	-4.36* (-1.87)
公司規模	-0.38 (-0.34)	-1.46 (-0.84)	0.42 (0.15)	0.63 (0.14)	-3.12 (-1.28)	-3.68 (-0.88)
內部人持股變動 (%)	0.02 (0.11)	0.83 (1.05)	1.87*** (4.36)	-2.51 (-1.21)	0.97** (2.58)	-0.57 (-0.29)
內部人持股 (%)	0.09* (1.75)	0.18** (2.29)	0.03 (0.27)	0.29 (1.40)	-0.02 (-0.16)	0.06 (0.26)
董監事質押比率 (%)	0.0003 (0.01)	-0.14* (-1.85)	0.004 (0.05)	-0.25 (-1.21)	-0.05 (-0.78)	-0.27 (-1.43)
股票買回宣告規模 (%)	-0.76** (-2.46)	-0.39 (-0.75)	0.68 (0.91)	1.48 (1.09)	-0.47 (-0.71)	-0.37 (-0.29)
股票買回目的	1.06* (1.78)	-0.67 (-0.54)	0.50 (0.35)	-1.09 (-0.33)	0.80 (0.63)	2.70 (0.91)
產業	-2.16 (-1.56)	-0.93 (-0.40)	5.88* (1.75)	2.70 (0.43)	1.19 (0.40)	5.27 (0.90)
F 值	1.47	1.81**	2.67***	0.54	3.45***	1.69*
Adj R ²	0.034	0.114	0.111	0.097	0.157	0.104
觀察值	201	95	201	92	199	90

***表達到 0.01 顯著水準，**表達到 0.05 顯著水準，*表達到 0.1 顯著水準。括弧中為 t 值。DUMMY 為早晚買回虛擬變數，早買回=1，晚買回=0。以上模型皆有考量年度變數，惟囿於篇幅之故，數據並未列示於表中。

2. 前後延伸累積異常報酬 (CAR) 之窗口

假說三中，為確認執行宣告是否能傳達價值資訊，因此參考 Ikenberry et al. (2000) 將累積異常報酬窗口延伸至執行期間的兩倍，為確保結果之周延，以事件期 (-45,50)、(-45,60)、(-45,70) 與 (-45,80) 分別加以檢測，結果與 (-45,90) 相似，執行率係數皆達至少 5% 之顯著水準。假說四的檢測中，由於 CAR (45,90) 在早晚買回單變量檢定結果並無達顯著差異，因此以 CAR (45,80) 代之。為表結果之周延，因此以往後延伸 10 日之 CAR (45,100) 再度進行檢測，發現 CAR (45,100) 在早晚買回單變量檢定結果與迴歸結果皆和 CAR (45,80) 相似，上市與上櫃公司之早晚買回係數分別達到 10% 及 1% 顯著水準，顯示結果具穩定性。

3. 刪除重大事件之發生年度

由於研究期間有多項重大事件發生，因此本文在前述分析中加入年度虛擬變數，而美國 911 事件發生於 2001 年，國內 SARS 發生於 2003 年，為考量單一事件對股價會造成衝擊性影響，因此將以上兩重大事件之發生年度刪除 (2001 & 2003) 之後再進行測試。假說二和假說三的檢測與表 7 和表 9 之結果大致相似，假說四之結果則較不穩定，可能是上市公司樣本數大量減少，加上美國 911 發生時點接近年底，卻刪除整個年度所致。

4. 更改迴歸模型中之變數定義

由於台灣股票買回制度規定，執行期間結束後必須公告執行率，而執行率又分為以股份和以金額計算者，本文分別加以檢測，發現迴歸分析結果差異不大，執行率和早晚買回與否對於股價仍然會有顯著影響。另一方面，內部人中，不論是經營決策或代理問題，經理人皆位居要角，因此將「內部人持股變動」、「內部人持股」兩控制變數替換為「經理人持股變動」、「經理人持股」再檢測之，迴歸分析結果亦非常相似，表示本文之實證結果具穩健性。

伍、結論與建議

本研究針對上市與上櫃公司宣告股票買回與實際執行相關之股價反應探討結果如下：1. 上市及上櫃公司宣告股票買回前股票之超常報酬為負，股票買回宣告後上市與上櫃公司之超常報酬迅速轉為正，且可持續多天。顯示台灣公司成功藉由宣告股票

買回釋放出股價被低估之正面訊號，此結果與 Raad and Wu (1995) 的研究發現相一致。2. 探討高低執行率於執行期間與股票超常報酬之關係的分析中，發現上市公司在執行期間內之執行率與股價反應呈負向關係，尤其在執行期間後半期 (21,45)，此現象更為顯著；上櫃公司之執行率雖不盡顯著，然方向正確。顯示經理人對股價敏感並具有擇時能力，會利用股價低進行實際買回行動，符合成本最低動機 (Cook et al., 2004)，且此結果與 Ikenberry et al. (2000) 一致。3. 探討高低執行率於執行宣告後超常報酬之影響程度分析中，發現執行宣告後，高執行率公司之股價反應，顯著低於低執行率之公司，與預期一致。可能原因其一台灣散戶投資人對於新資訊過度反應，因此造成宣告股票買回後股票上漲幅度超過合理價位，執行宣告後即返回正常價格導致股價下跌；其二是因投資人認為公司實際執行會減少現金流量及投資機會，因而出脫持股所致。另檢測高低執行率公司，於股票買回宣告至執行宣告後 90 日間之股價超常報酬是否有差異，結果發現低執行率公司之股價反應，顯著高於高執行率公司，意謂台灣投資人認為低執行率公司是因擁有較好投資機會而將資金挪作投資之用，因此看好其成長性而買進股票造成股價比高執行率公司為高。4. 探討早晚買回對股價超常報酬影響之分析中，發現早晚買回公司在股票買回宣告前與執行期間內之股價反應無差異，然於執行期間結束後，早買回公司之累積超常報酬顯著高於晚買回公司，效果達股票買回宣告後 100 日，表示經理人可能對公司未來前景具有一定的預期能力，因此決定早買回股票。

本文之研究結果發現公司可藉由買回宣告傳遞股價被低估的訊息，並能在執行期間中以較低成本購回自家公司股票，並在執行期間中進行準確擇定實際買回時點，證實了經理人對股價的高度敏感性以及宣告及實際執行買回的雙重擇時能力，此結果可供實務上公司實施股票買回的決策參考，同時亦建議主管機關評估庫藏股制度實施成效時，可從公司治理層面中，將公司策略性買回行為納入評估依據。

本研究利用大量買回宣告來檢測台灣經理人執行的態度與對未來的擇時能力，但由於台灣之上市上櫃公司買回本公司股份辦法並非如香港所規定，公司一旦實際買回隔天就須立即宣告，台灣僅規定大量買回才須進行宣告，因此針對早晚買回公司檢測的部分，本研究僅能捕捉有大量宣告之樣本公司進行探討，而無法掌控執行期間中公司之所有實際執行動作，故對有宣告股票買回卻沒有大量買回宣告之事件則無法判斷，此部分留待後續研究努力突破之。

註釋

1. 台灣庫藏股的相關法規，可由「證券交易法第二十八條之二第三項規定（2006年1月11日修正）」、「上市上櫃公司買回本公司股份辦法（2002年7月30日修正）」及「庫藏股疑義問答彙整版」中取得（2003年12月1日修訂）。
2. 2000~2005年依序為22.27%、20.4%、14.8%、15.37%、26.44%、16.38%，以上資料取自公開資訊觀測站之買回自己公司股份彙總統計表。
3. 執行率（completion rate），即實際買回股票的數量，除以宣告買回的數量之百分比。
4. 見上市上櫃公司買回本公司股份辦法第二條說明（2002年7月31日修正）。
5. 以大量買回宣告為分類基準，分為「前半期有大量購回」與「前半期沒有大量購回」兩類。
6. 見香港證券交易所（Stock Exchange of Hong Kong, SEHK），上市股票管理規則（Governing the Listing of Securities）。
7. 但因為美國沒有強制規定揭露執行率，故 Stephens and Weibach 是使用估計的方式算出執行率。
8. 由 SEC 所制定，強調若公司遵守 10b-18 的四項規定，股票買回就不會被認為是操弄股價。此四項規定為：1. 在任何一個交易日，公司都不能買入超過前四週平均交易量之 25%，巨額交易（block traders）除外，巨額交易定義為私下交易價值超過 200,000 美元，至少 5,000 股的交易；2. 不能在開市或歇市內半小時買回股票；3. 不能以比上次賣價還高的價格買進股票；4. 在任何一天買進股票須委託同一家經紀公司交易（Kracher & Johnson, 1997）。
9. 僅少數人願意公開承認他們根本就沒有想實際買回的意圖。如 Corporate Relations for Arkansas Best 總裁 Randall Loyd，在紐約時代的訪問中透露：「我不認為我們真的想要買回股票，我們只是為了建立信心而已，這是美國公司傳遞信號的方式。」（Kracher & Johnson, 1997）。
10. 策略性購買指經理人會視股價的變動買進或賣出股票。
11. 經濟價值即為公司內含價值，為利用 Ohlson（1995）所提出的模型估計而得。當經濟價值大於公開收購價格，表示公司內含價值高於市場價格，此時公司價值被低估。
12. 依據證券交易法第二十八條之二第三項規定訂定之「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」（2002年7月30日修正）。

13. 依據上市（櫃）公司買回本公司股份辦法第三條之規定，本研究定義此公告為「大量買回公告」。
14. 因市場及公司狀況可能隨時變化，為賦予公司較有彈性之買回期間，減少公司召開董事會之次數及相關公告申報作業程序。見上市上櫃公司買回本公司股份辦法第五條修正條文。
15. 上市（上櫃）公司原有 1204（457）件董事會決議事件，57（12）件為在民國 89 年 10 月 16 日後之到期公告為執行期一個月的資料，故刪減之；上市（上櫃）公司原有 1195（472）件到期宣告事件，其中 48（27）件在民國 94 年 11 月 5 日前之宣告尚未到期，故刪減之。
16. 預計買回總金額和實際買回總金額中，上市（櫃）公司占 93%（7%）。
17. 依據「臺灣證券交易所股份有限公司有價證券上市審查準則（2006 年 04 月 20 日修正）第四條」及「財團法人中華民國證券櫃檯買賣中心證券商營業處所買賣有價證券審查準則（2006 年 04 月 24 日修正）第三條」規定：上市公司申請上市之實收資本額須達新台幣六億元以上，上櫃公司申請上櫃之實收資本額則為新台幣五千萬元以上。
18. 因上市上櫃公司買回本公司股份辦法第五條規定執行期間為兩個月，約為九週，換算為營業日為 45 個營業日，且本研究樣本之執行期間達 50 日以上者佔 78%，故本研究取 45 個營業日作為執行期間之觀測。
19. Barberis, Shleifer, and Vishny（1998）認為由於投資人不了解風險性資產的實際盈餘是隨機漫步（Random Walk）的模型，使得產生股價最初反應不足，然後過度反應，最後則反轉修正的現象。
20. 高低執行率公司雖宣告前之獲利比率並無顯著差異，但低執行率公司宣告後一年的確有顯著較高之 EBITD 及營業利益率，達 1%顯著水準。若以執行率中位數定義高低執行率，結果亦同。
21. 本研究首先找出每次股票買回宣告至執行宣告期間之中點日，若該次股票買回之第一次大量買回宣告日比中點日早發生則視為早買回事件，若比中點日晚發生則視為晚買回事件。
22. 由於 CAR(45,90)在早晚買回單變量檢定結果並無達顯著差異，因此以 CAR(45,80)進行迴歸分析。

參考文獻

一、中文部分

1. 王錦瑩、陳隆麒與劉玉珍(2006)，股票購回對股利政策變動宣告效果之影響，管理評論，25(3)，93-117。
2. 池祥萱(2003)，公開市場股票再買回之研究，國立中央大學財務金融研究所未出版博士論文。
3. 沈中華與李建然(2000)，事件研究法：財務與會計實證研究必備，台北：華泰書局。
4. 汪瑞芝與陳明進(2004)，兩稅合一制前後上市公司股利發放之實證研究，管理學報，21(2)，257-277。
5. 洪榮華、陳香如與柯璟瑩(2005)，從代理理論的角度探討董事會特性，股權結構與負債之關聯性，管理與系統，12(4)，33-53。
6. 陳達新(2003)，庫藏股制度對股票價格的宣告效果：台灣上市公司的實證研究，商管科技季刊，4(4)，377-398。
7. 陳嘉惠、劉玉珍與林炯堃(2003)，公開市場股票購回影響因素分析，證券市場發展季刊，15(3)，27-62。
8. 楊文振(2002)，股票買回對股價行為之影響—考量宣告效果與執行效果下之實證結果，朝陽大學財務金融所未出版碩士論文。
9. 詹家昌、吳欽杉與何宗浩(2006)，訊息、股票真實購回與股價行為，交大管理學報，26(1)，143-171。
10. 潘玉娟(2001)，台灣企業庫藏股購回動機與溢價決定因素綜合評析，國立中山大學財務管理研究所未出版碩士論文。

二、英文部分

1. Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A Model of Investor Sentiment. Journal of Financial Economics, 49(3), 307-343.
2. Bartov, E. (1991). Open-Market Stock Repurchases As Signals For Earnings And Risk Changes. Journal of Accounting and Economics, 14(3), 275-294.

3. Brockman, P., & Chung, D. Y. (2001). Managerial Timing and Corporate Liquidity: Evidence from Actual Share Repurchases. Journal of Financial Economics, 61, 417-448.
4. Chang, S. C., Lai, J. H., & Yu, C. H. (2005). The Intra-industry Effect of Share Repurchase Deregulation: Evidence from Taiwan. Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 8(2), 251-277.
5. Chen, M. J., Chen, C. L., & Cheng, W. H. (2004). The Announcement Effect of Restricted Open Market Share Repurchases: Evidence from Taiwan. Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, 7(3), 335-354.
6. Comment, R., & Jarrell, G. A. (1991). The Relative Signaling Power of Dutch Auction and Fixed Price Tender Offers and Open Market Share Repurchases. Journal of Finance, 46, 1243-1271.
7. Cook, D. O., Krigman, L., & Leach, J. C. (2004). On the Timing and Execution of Open Market Repurchases. The Review of Financial Studies, 17, 463-498.
8. D'Mello, R., & Shroff, P. K. (2000). Equity Undervaluation and Decisions Related to Repurchase Tender Offers: an Empirical Investigation. Journal of Finance, 55(5), 2399-2424.
9. Dittmar, A. K. (2000). Why do Firms Repurchase Stock? Journal of business, 73, 331-354.
10. Grullon, G., & Michaely, R. (2004). The Information Content of Share Repurchase Programs. Journal of Finance, 59(2), 651-680.
11. Hand, J. R. M., Hughes, P. J., & Sefcik, S. E. (1990). Insubstance Defeasances. Journal of Accounting and Economics, 13, 47-89.
12. Hertzal, M., & Smith, R. L. (1993). Market Discounts and Shareholder Gains for Placing Equity Privately. Journal of Finance, 48, 459-485.
13. Hu, A., & Kumar, P. (2004). Managerial Entrenchment and Payout Policy. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 39(4), 759-790.
14. Ikenberry, D., Lakonishok, J., & Vermaelen, T. (1995). Market Underreaction to Open Market Repurchases. Journal of Financial Economics, 39, 181-208.

15. Ikenberry, D., Lakonishok, J., & Vermaelen, T. (2000). Stock Repurchases in Canada: Performance and Strategic Trading. Journal of Finance, 55, 2373-2397.
16. Jagannathan, M., & Stephens, C. (2003). Motives for Multiple Open-Market Repurchase Programs. Financial Management, Summer, 71-91.
17. Jarrell, G. A., & Poulsen, A. B. (1989). Stock Trading before the Announcement of Tender Offer: Insider Trading or Market Anticipation? Journal of Law, Economics, and Organization, 5, 225-248.
18. Jensen, M., & Murphy, K. (1990). Performance Pay and Top-Management Incentives. Journal of Political Economy, 98, 225-264.
19. Kang, J. K., & Stulz, R. M. (1996). How Different is Japanese Corporate Finance? An Investigation of the Information Content of New Security Issues. Review of Financial Studies, 9, 109-139.
20. Kirch, D. P., BarNiv, R., & Zucca, L. J. (1998). Investment Strategies based on Completion of Open Market Repurchase Programs. Journal of Financial Statement Analysis, winter, 5-13.
21. Kracher, B., & Johnson, R. R. (1997). Repurchase Announcements, Lies and False Signals. Journal of Business Ethics, 16, 1677-1685.
22. Lee, D. S., Mikkelsen, W. H., & Partch, M. M. (1992). Managers' Trading around Stock Repurchases. Journal of Finance, 47, 1947-1961.
23. Maxwell, W. F., & Stephens, C. P. (2003). The Wealth Effects of Repurchases on Bondholders. Journal of Finance, 58, 895-919.
24. Ohlson, J. (1995). Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation. Contemporary Accounting Research, 11, 661-687
25. Raad, E., & Wu, H. K. (1995). Insider Trading Effects on Stock Returns around Open-market Stock Repurchase Announcements: an Empirical Study. The Journal of Financial Research, Spring(1), 45-57.
26. Rau, P. R., & Vermaelen, T. (2002). Regulation, Taxes, and Share Repurchases in the United Kingdom. The Journal of Business, 75, 245-282.

27. Stephens, C. P., & Weibach, M. S. (1998). Actual Share Reacquisitions in Open-market Repurchase Programs. Journal of Finance, *53*, 313-333.
28. Vermaelen, T. (1981). Common Stock Repurchases and Market Signaling. Journal of Financial Economics, *9*, 139-183.
29. Zhang, H. (2005). Share Price Performance following Actual Share Repurchases. Journal of Banking & Finance, *29*, 1887-1901.

2007年10月01日收稿

2007年11月19日初審

2008年01月10日複審

2008年01月25日接受