

庫藏股購回宣告後長期績效與 影響因素之研究

陳振遠·張眾卓·王朝仕·莊博勝*

(收稿日期：98 年 02 月 27 日；第一次修正日期 98 年 07 月 13 日；
接受刊登日期：98 年 09 月 07 日)

摘要

本研究以公司特徵變數、庫藏股購回資訊變數、內部人交易變數、會計資訊變數及公司治理變數等，探討其與庫藏股購回宣告後長期報酬間之關聯性。實證結果發現，庫藏股購回宣告後存在顯著的長期異常報酬，市場對庫藏股購回宣告的訊號確實存在反應不足的情形，股價在短期內並無法完全回復至真實價值。在迴歸分析中，淨值市價比、庫藏股購回目的、內部人淨買入、營收成長率、資本支出比率與股份控制權與現金流量權偏離程度，皆對庫藏股購回宣告後之長期報酬具有顯著的影響。此外，高淨值市價比與小規模公司之庫藏股購回傳遞股價低估的訊號較強烈。

關鍵詞彙：庫藏股，長期報酬，內部人交易，會計資訊。

壹·前言

我國自 2000 年修正證券交易法後¹，公司自此可於公開市場購回本身已發行之股票，並存放於公司且尚未再出售或註銷者，此稱之「庫藏股制度」。由於庫藏股制度的實施，公司能更彈性地調整資本結構，並增加股票的流動性，以及降低公司被惡意購併的機會；此外，當公司曾發行具可轉換條件的特別股或公司債時，亦可將庫藏股作為提供投資人認購或轉換之準備。過去學者即廣泛地討論公司購回庫藏股的動機，並試圖提出許多假說解釋之，其中包括分配閒置資金假說(Jensen, 1986)、最適槓桿比率假說(Opler & Titman, 1996)、管理者誘因假說(Dunsby, 1994; Jolls, 1996; Fenn & Liang, 1997)、抗拒併購假說(Brown

* 作者簡介：陳振遠，國立高雄第一科技大學企業管理研究所教授；張眾卓，亞洲大學財務金融學系助理教授；王朝仕，樹德科技大學金融與風險管理系助理教授；莊博勝，國立高雄第一科技大學財務管理系碩士。

¹ 我國於 2000 年 6 月公布證交法修正案，同年 8 月 7 日經財政部證券暨期貨管理委員會公布「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」，並於 8 月 9 日正式實施。

& Ryngeart, 1991 ; Bagwell, 1992 ; Bagwell, 1991) 、剝奪債權人假說(Vermaelen, 1981) ，以及較被熱烈探討的資訊或訊號假說(Dann, 1981 ; Vermaelen, 1981 ; Asquith & Mullins, 1986 ; Comment & Jarrell, 1991 ; Dittmar, 2000)等。

由於公司管理階層擁有私有資訊(private information) ，故能對公司前景有較為準確的判斷與衡量。當公司管理階層認為自家股票被市場低估時，會透過宣告購回庫藏股之動作，釋放出公司具有潛在價值的訊號(Dann, Masulis & Myers, 1991) 。另一方面，投資人亦將公司實施庫藏股購回政策視為公司內部人(insider) 發布股價被市場低估的資訊，以藉由市場的正向反應則可以修正被低估的股價(Dann, 1981 ; Vermaelen, 1981) 。依據國外實施庫藏股制度的經驗顯示，公司購回庫藏股在短期內的確可以達到穩定股價之效果，尤其許多實證結果皆支持股價對庫藏股購回宣告事件具有顯著正向的反應(Raad & Wu, 1995 ; Kracher & Johnson, 1997 ; Stephens & Weishbach, 1998) 。然而，值得進一步探討的是，市場在短期內真的已完全反應庫藏股購回宣告所傳達之訊息嗎？探討庫藏股購回宣告後的長期績效是有其重要性的，本研究認為若股價僅係因為公司管理當局宣稱受到市場低估，而在庫藏股購回宣告後的短期內產生正向反應，則其間可能存在投機機會，亦即市場可能將該事件視為一短期效果。在此投機風氣盛行下，短期異常報酬現象形成投機泡沫，反而損害公司長期利益，亦不利市場發展。因此，若能以長期觀點檢視庫藏股購回的宣告效果，不但有助於公司瞭解政策執行的效果，亦可使投資人以長期思維擬定投資策略，降低可能存在的投機行為。

國外文獻對於庫藏股購回宣告後長期間是否存在異常報酬現象，存在不同的實證結果，Ikenberry, Lakonishok & Vermaelen (1995) 、Ikenberry, Lakonishok & Vermaelen (2000) 、Mitchell & Stafford (2000) 、Chan, Ikenberry & Lee (2004) 、Gong, Louis & Sun (2008) 與 Peyer & Vermaelen (2009) 發現庫藏股購回宣告後長期間具有顯著正向的異常報酬；然而，Lee, Jung & Thornton (2005) 、Zhang (2005) 、Vithessonthi (2008) 則指出庫藏股購回宣告後長期間不存在顯著的異常報酬。因此，我國對於庫藏股購回宣告後的市場反應為何？投資者能否在短期間即正確反應公司所欲傳達的訊號，使公司股價回復至真實價值，亦或是長期下才能完全反應？頗值得探究。目前國內學者的研究焦點仍多著墨在庫藏股購回宣告之短期效果(陳振遠與吳香蘭，2002；陳嘉惠、劉玉珍與林炯堃，2003；郭敏華與洪舒雯，2003；蔡柳卿與郭法雲，2004)，結果皆支持短期內具正向的異常報酬；但是，由上述文獻可得知該異常報酬可能不僅止於短期效果，將可能存在延遲反應現象，若未加以探討股票於庫藏股購回宣告事件的後續績效，則可能會忽略該事件的真實資訊意涵。尤其台灣證券市場屬散戶居多的淺碟型市場，個別

投資人(individual investor)的投資比重高達七成以上²，故在台灣擁有如此龐大比例的個別投資人之下，庫藏股購回宣告後之長期市場反應，實為值得關注的現象。不僅如此，倘若我國庫藏股購回宣告後長期間的確存在正向的異常報酬，此長期績效的影響因素究竟為何？過去雖有眾多文獻探討庫藏股購回宣告之短期效果的成因，但並未全面性探究庫藏股購回宣告後長期績效之影響因素，故此更為值得探究之議題。

以公司特徵加以區分，高淨值市價比公司較可能因為股價受到低估而促使公司購回庫藏股；而 Pugh & Jahera (1990)則認為小規模公司較不受到證券分析師之關注，故當此類公司意識到股價被低估，將藉由購回庫藏股向市場發射訊息。因此，淨值市價比與規模應可以解釋股價低估之現象，且此二因素亦是 Fama & French(1992, 1993)所重視的公司特徵。因此，本研究除了視此二變數為影響因素外，同時擬採用分群之方式，檢視淨值市價比與公司規模對庫藏股購回後長期績效的影響是否有差異。其次，就我國庫藏股制度而言，公司在執行庫藏股購回政策時必須先行向主管機關申報庫藏股購回目的的不同，資訊內涵可能亦有差異，進而影響公司庫藏股購回後的長期績效。更重要的是，基於內部人擁有的資訊優勢，其較具有判斷本身公司股價是否被低估或高估的能力(Netter & Mitchell, 1989)，且公司營收情況與投資政策亦可能影響長期績效。再者，台灣的企業存在控制股東剝奪小股東的核心代理問題(Claessens, Djankov & Lang, 2000)，此有別於歐美國家，屬於所有權與經營權並未分離的特殊型態，故台灣的公司治理機制是否會影響庫藏股購回宣告後之長期績效，具相當的研究價值³。因此，本研究將進一步驗證內部人交易、會計資訊與公司治理等三類變數與庫藏股購回長期績效間的關聯性。

綜言之，由於現有國內文獻僅限於探討庫藏股購回之短期宣告效果，缺乏庫藏股購回後的長期報酬實證分析，其在宣告後的短期內可能存在反應不足之情形，尤其過去研究如 Ikenberry et al. (1995)、Ikenberry et al. (2000)、Mitchell & Stafford (2000)、Chan et al. (2004)、Lee et al. (2005)、Zhang (2005)、Vithessonthi (2008)、Gong et al. (2008)與 Peyer & Vermaelen (2009)不僅實證結果無法一致，且未藉由多方觀點探討影響該長期報酬的因素。因此，本研究除了探討我國公司庫藏股購回後是否存在長期異常報酬之外，更進一步分析其影響因素，包括公司特徵變數、庫藏股購回資訊變數、內部人交易變數、會計資訊變數及公司治理變數等五類。在本文結構方面，除了前言外，以下首先進行文獻探討，同

² 台灣近十年(1999-2008)本國自然人的投資金額占成交值比重平均約在七成以上。

³ 作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

時並建立研究假說，其次說明研究方法，再者為實證結果分析，包括檢測庫藏股購回宣告後在短期與長期下的異常報酬，以及影響長期績效變化之因素。最後，本研究將歸納實證發現，並提出結論。

貳·文獻探討與研究假說

自 Ikenberry et al. (1995)發現庫藏股購回宣告後長期間存在正向的異常報酬開始，後續學者陸續探討庫藏股購回後之長期市場反應，但卻存在分歧的實證結果。首先，Ikenberry et al. (2000)指出實際執行庫藏股購回的公司，在執行期間的異常報酬較低，但到長期(二至三年)即存在較高的異常報酬。Chan et al. (2004)則發現長短期市場的反應皆支持資訊不對稱假說的成立。Gong et al. (2008)探討庫藏股購回事件中，盈餘管理與公司績效之關聯性，發現庫藏股購回宣告後具有長期異常報酬。Mitchell & Stafford (2000)與 Peyer & Vermaelen (2009)亦分別指出庫藏股購回宣告後三年與四年存在顯著的正向異常報酬，即股票市場對於庫藏股購回宣告的訊號有反應不足的情形。因此，上述文獻皆支持庫藏股購回宣告後具有長期正向的異常報酬。

然而，其他相關研究則不支持上述之實證結果，Lee et al. (2005)發現韓國企業於庫藏股購回宣告後之短期內存在正的累積異常報酬，但並無長期異常報酬之現象，故 Lee et al. (2005)推論長期下，韓國股票市場之庫藏股購回事件符合效率市場理論，並未存在資訊延遲反應的現象。Zhang (2005)亦顯示香港企業於庫藏股實施日至次 2 日的累積異常報酬為 0.43%，但長期而言，實施庫藏股之公司並不存在顯著的異常報酬。Vithessonthi (2008)認為泰國股票市場中，庫藏股購回宣告後的短期效果僅部分反應公司所欲傳達的訊號，並無法完全回復至真實價值，即庫藏股購回宣告後存在長期異常報酬，但多數的實證結果皆不支持該論點。

由於國外文獻對於庫藏股購回宣告後長期間是否存在異常報酬，仍未取得共識，再加上我國證券市場的投資者以散戶為主，具特殊的投資者結構，故我國庫藏股購回後之長期市場反應為何，是否如同韓國股票市場符合效率市場理論，為值得探討的課題。再者，過去探討庫藏股購回宣告後長期績效之影響因素的文獻，所納入的觀點並不夠全面，多數文獻亦未直接採用橫斷面迴歸模型檢測不同變數與庫藏股購回宣告後長期績效之因果關係。其中，Ikenberry et al. (1995)納入公司特徵變數；Chan et al. (2004)針對資訊或訊號假說、分配閒置資金假說以及最適槓桿比率假說等股票購回動機；Zhang (2005)採用公司特徵變數與庫藏股購回資訊變數；Gong et al. (2008)採用盈餘管理變數與公司特徵變數，

探討庫藏股購回宣告後長期異常報酬之影響因素。由此可知，內部人交易變數、會計資訊變數與公司治理變數甚少被納入探討。另外，Ikenberry et al. (1995)、Ikenberry et al. (2000)、Lee et al. (2005)、Peyer & Vermaelen (2009)則未納入橫斷面迴歸分析，探究各變數對庫藏股購回宣告後長期異常報酬之影響。因此，由多方角度探究庫藏股購回宣告後長期績效之影響因素，更有其必要性。

綜上所述，本研究參酌國內外相關文獻，針對公司在庫藏股購回宣告後股票是否存在異常的長期報酬進行探討。更重要的是，本研究進一步由多種角度出發，以橫斷面迴歸模型探討庫藏股購回宣告後長期報酬的影響因素。本研究建立的相關研究假說如下：

一、庫藏股購回之宣告效應

雖然 Lee et al. (2005)、Zhang (2005)、Vithessonthi (2008)指出庫藏股購回宣告後長期間不存在顯著的異常報酬，但本研究認為，當公司宣告將透過執行庫藏股購回政策以購回股票時，除了釋放出該公司股票具有潛在價值的訊號(Dann et al., 1991)，投資人亦視此為公司發布股票價格被低估的資訊。因此，藉由市場正向反應可以修正被低估的股價(Dann, 1981；Vermaelen, 1981)，使得股票在庫藏股購回宣告後會產生正向的異常報酬。更重要的是，市場對於公司庫藏股購回宣告的訊號可能存在反應不足之情況，亦即該宣告效果在長期下才會完全顯現，導致庫藏股購回的正向異常報酬具有持續性(Ikenberry et al., 1995; Ikenberry et al., 2000; Chan et al., 2004; Gong et al., 2008; Peyer & Vermaelen, 2009)。再者，台灣證券市場屬散戶居多的淺碟型市場，基於散戶對資訊反應較為緩慢(Easley & O'Hara, 1987；蔡知倫，2008)，故台灣庫藏股購回宣告的訊號應存在反應不足的現象。據此，本研究建立假說如下：

假說 1：公司股票在庫藏股購回宣告後的正向異常報酬具有持續性。

二、公司特徵

一般而言，淨值市價比可表示公司基本價值相對於市場評價的比率，當該值大於一時，則表示股價被市場低估。換言之，具備高淨值市價比特徵之公司，較有可能因為股價受到低估而宣告購回庫藏股。陳振遠與吳香蘭(2002)即發現淨值市價比與庫藏股購回短期宣告效應間呈現顯著正相關。Zhang (2005)雖指出香港股票市場在庫藏股購回後，並不存在長期異常報酬，但該研究仍發現淨值市價比高之庫藏股購回公司，其長期異常報酬(三年)顯著高於配對公司投資組合 20.66%。因此，本研究預期若公司股票在庫藏股購回宣告後的正向異常報酬具有持續性，則高淨值市價比公司的長期績效應較佳。據此，本研究建立假說如

下：

假說 2：淨值市價比愈高之公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

再者，若以公司規模為區分，由於小規模公司相對較不受到證券分析師關注，故當此類公司藉由庫藏股購回宣告向市場發射價格低估的訊號時，應會有較佳的異常報酬(Pugh & Jahera, 1990；陳嘉惠、劉玉珍與林炯堃，2003)。因此，本研究預期若公司股票在庫藏股購回宣告後的正向異常報酬具有持續性，則小規模公司長期績效應較佳。據此，本研究建立假說如下：

假說 3：規模愈小之公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

三、庫藏股購回資訊

依我國「證券交易法第二十八條之二」的規定，庫藏股主要購回目的可分為以下三種：(1)以轉讓股份予員工為目的；(2)配合附認股權公司債、附認股權特別股、可轉換公司債、可轉換特別股或認股權憑證之發行，作為股權轉換之用；(3)為維護公司信用及股東權益之必要而買回，並辦理撤銷股份者。

以轉讓股份予員工為目的者，主要係為獎勵員工，令其能夠更加勤奮積極為公司付出。而為配合金融工具以作為股權轉換之用為目的者，則使公司能夠更彈性地發行各種認股權商品，建立多元之籌資管道，並可降低公司執行股權轉換時需等待變更登記與印製股票之時間與成本，避免延誤投資人買賣的時點。上述二種庫藏股購回目的的管理意涵，皆為企業營運所需，有助於競爭力的提升。值得注意的是，在為維護公司信用及股東權益之必要而買回的目的方面，則屬於管理階層為避免公司股價偏離真實價值而有損股東財富所採取的措施。

再者，陳振遠與吳香蘭(2002)亦指出，庫藏股購回目的以為維護公司信用及股東權益者，較其他二種購回目的具有資訊內涵，採用此目的者所傳遞公司股價低估之訊號較為強烈。據此，本研究推論以維護公司信用或股東權益者為庫藏股購回目的者，較攸關股價表現，亦即具有更直接的資訊內涵。而如為轉讓股份予員工或為配合附認股權或提供可轉換條件證券之準備等目的，對股價表現的影響則相對較為間接。因此，若公司股票在庫藏股購回宣告後的正向異常報酬具有持續性，本研究預期以維護公司信用或股東權益為購回目的之公司的長期績效應較佳。本研究建立假說如下：

假說 4：以維護公司信用或股東權益為購回目的為購回庫藏股的目的之公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

由於庫藏股購回比率之高低，可視為公司管理階層發射訊息強弱的指標

(Raad & Wu, 1995)。本研究推測當公司認為目前股價處於被市場嚴重低估之情況，則預期應購回更多的股票，以期待後續獲取股票能夠反應真實價值之機會。因此，若公司股票在庫藏股購回宣告後的正向異常報酬具有持續性，則本研究預期公司宣告庫藏股購回股數占流通在外股數之比率愈大者，其庫藏股購回之長期報酬愈高。據此，本研究建立假說如下：

假說 5：公司宣告庫藏股購回股數比率愈大，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

值得注意的是，上述公司所宣告之庫藏股購回股數，並毋須完全購回其宣告購回之股數，故公司實際執行庫藏股購回之程度將有所差異，此庫藏股購回宣告後之市場反應亦可能有所不同。Ikenberry et al. (2000)即發現，相較於沒有實際執行庫藏股購回的公司，實際執行購回比率達 30%以上的公司，長期間具有顯著的正向異常報酬。因此，本研究進一步認為公司實際購回比率愈大者，其庫藏股購回之長期報酬愈高，並建立以下假說：

假說 6：公司實際購回比率愈大，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

四、內部人交易

基於內部人擁有的資訊優勢，能對公司前景有較為準確的判斷與衡量，故具有判斷公司本身股價是否被市場低估或高估的能力(Netter & Mitchell, 1989)。誠如 Brav, Graham, Harvey & Michaely (2005)的研究指出，管理當局執行庫藏股購回之主要理由通常為股價遭受到低估所致；Ikenberry et al. (2000)更發現當管理當局認為公司股價被過度低估時，會購回更多數量的股票。Lee, Mikkelsen & Partch (1992)實證發現內部人的確會於公司庫藏股購回宣告前利用資訊優勢進行交易；Core, Guay, Richardson & Verdi (2006)進一步指出內部人會運用其對於公司財務資訊應計項目之瞭解，在公司購回庫藏股時進行交易。

針對庫藏股購回宣告後之短期效果而言，Brockman & Chung (2001)認為，由於管理當局具有私有資訊，得以發現公司股價是否被低估而加以買回股票，該研究並發現實施庫藏股購回的公司展現優越的擇時能力，能以較低的價格買回庫藏股。Ginglinger & Hamon (2007)的實證結果與 Brockman & Chung (2001)一致，而該研究另指出管理者會採用與股票市場預期相反之交易策略購回庫藏股，此增加資訊不對稱程度，提高買賣價差，降低市場流動性。然而，過去相關文獻的探討範圍並未涉及內部人交易與庫藏股購回宣告後長期報酬之間的關係，但基於庫藏股購回宣告效果可能具有持續性，以及內部人擁有的資訊優勢能對公司前景有較為準確的判斷與衡量，故本研究進一步提出內部人交易對庫

藏股購回宣告長期績效之影響的假說，依序敘述如后。

首先，根據代理理論的觀點，內部人持股比率增加將減少公司管理階層與股東間的代理問題。因此，當內部人持股比率愈高時，其利益目標與公司愈趨一致，故內部人應會更加關注公司股價的動向以避免損及財富。在此情況下，內部人持股比率與股票績效之間可能存在正向關係。誠如 Vermaelen (1981)與 Raad & Wu (1995)之實證結果，即顯示當內部人之持股比率愈高，其庫藏股購回宣告效果愈大，亦即具有較高的異常報酬。假設若公司股票在庫藏股購回宣告後的正向異常報酬具有持續性，則本研究預期內部人持股比率愈高之公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期報酬愈高。據此，本研究建立假說如下：

假說 7：內部人持股比率愈高之公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

Brockman & Chung (2001)與 Ginglinger & Hamon (2007)皆認為管理當局能得知公司股價是否被低估，進而買回自家公司股票。再者，一般投資人基於對內部人資訊優勢的回應，故在公司宣告購回庫藏股時，投資人更會將內部人的交易情形視為參考指標(Raad & Wu, 1995)。因此，本研究預期在庫藏股購回宣告前若內部人交易屬於淨買入者，則投資人會認為該公司庫藏股購回政策所發射出的訊號愈可靠，而在庫藏股購回宣告具有持續性的正向異常報酬之情況下，該類公司股票於庫藏股購回宣告後的長期異常報酬會愈高。據此，本研究建立假說如下：

假說 8：在庫藏股購回宣告前屬內部人淨買入之公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

最後，依據 Jensen & Meckling (1976)提出的利益收斂假說(convergence of interest hypothesis)，公司管理階層為維護自身利益而產生維護股價之行爲。由於公司董監事在將其持有之股票設定質押後，短期內並無法處分所質押之股票。在此情況下，當董監事質押股票愈多時，其為避免股價下跌而損及本身財富，應愈會積極維護股價。因此，若公司股票在庫藏股購回宣告後的正向異常報酬具有持續性，則本研究預期董監事質押比率愈高之公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期報酬愈高。據此，本研究建立假說如下：

假說 9：董監事質押比率愈高之公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

五、會計資訊

本研究稱會計資訊變數，包括營運績效與資本支出等二類。在營運績效方面，De Bondt & Thaler (1985)主張一般投資人較認同「單純策略」(naive

strategies)，亦即支持過去營運績效較佳的公司，其未來表現亦較佳。然而，該策略卻可能導致過去營運績效較差公司的股價被過度低估，而過去營運績效較佳公司的股價則常被過度高估，造成市場產生過度反應的現象。爾後，Lakonishok, Shleifer & Vishny (1994)提出「反向策略」(contrarian strategies)，指出買進過去營運績效較差公司的股票，並賣出過去營運績效較佳公司的股票，將可獲得顯著的正向報酬。因此，本研究認為在單純策略與反向策略皆有文獻支持下，公司營運績效對於其股票在庫藏股購回宣告後長期報酬之影響方向，仍待進一步確定。據此，本研究建立假說如下：

假說 10：公司營運績效對其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬具有解釋能力。

在資本支出方面，其係指可為公司經濟效益達到一個會計年度以上之支出，用以厚植公司未來競爭力。誠如 McConnell & Muscarella (1985)與 Chung, Wright & Charoenwong (1998)的研究結果，支持公司增加資本支出將有助於提昇其市場價值⁴。本研究認為若資本支出對公司後續績效具有正面助益，則在目前股價處於相對低估的情況下，更將促使公司執行庫藏股購回政策；另一方面，投資人亦可能會視資本支出為一參考資訊，藉以判斷公司購回庫藏股事件是否具有長期的投資價值⁵。然而，若根據 Jensen (1986)所提出「過度投資」觀點，認為當公司存在代理問題時，管理階層傾向以擴展公司規模取代追求股東財富極大化之目標，而會將資金投入於淨現值小於零的投資計畫，造成公司價值降低。因此，本研究認為資本支出對於公司股票在庫藏股購回宣告後長期報酬之影響，仍未有定論。據此，建立假說如下：

假說 11：公司資本支出對其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬具有解釋能力。

六、公司治理

Claessens et al. (2000)指出，台灣企業普遍存在股份控制權與現金流量權偏離的問題，La Porta, Lopez-de-Silanes & Shleifer (1999)認為，此股份控制權與現

⁴ McConnell and Muscarella (1985)與 Chung, Wright, and Charoenwong(1998)探討股票市場對於公司資本支出的宣告效果。McConnell and Muscarella (1985)以 NYSE 與 AMEX 等上市公司為研究對象，實證結果發現公司管理階層會藉由公司資本支出計畫之宣告，傳遞與公司評價有關之資訊；尤其當公司宣告資本支出增加時，其股價亦會有正向反應。Chung, Wright, and Charoenwong (1998)指出在 NYSE、AMEX 與 NASDAQ 等上市櫃公司中，其資本支出宣告對市場造成的反應端視公司的投資專案而定；若投資機會較佳，則股價反應與資本支出宣告之間呈現正向關係，反之亦然。

⁵ 在公司資本支出計畫宣告公開時，投資人皆可獲悉該項資訊，故本研究推論投資人可能會將資本支出當作參考資訊，藉以判斷公司購回庫藏股事件是否具有長期的投資價值。

金流量權偏離的現象，將使管理當局產生極大的誘因執行不利於小股東之決策。此外，許崇源、李怡宗、林宛瑩、鄭桂蕙(2003a；2003b)與高蘭芬、陳振遠、李煥慈(2006)另指出，控制股東可能會藉由外圍力量取得席次控制權以增強其控制力，對公司治理產生負面的影響，故席次控制權與現金流量權偏離的問題，亦不容忽視。藉由上述觀點，本研究推論當控制權與現金流量權偏離程度過高時，將對公司治理產生負面的影響，降低庫藏股購回之長期績效，遂建立下列假說：

假說 12：股份控制權與現金流量權偏離程度愈低的公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

假說 13：席次控制權與現金流量權偏離程度愈低的公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

參·研究方法

一、變數定義與衡量

本研究稱之「庫藏股購回」，係指上市公司依我國「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」，經董事會決議後所公告買回之行爲。「庫藏股購回之長期報酬」係指在公司宣告庫藏股購回後次月，將該公司股票納入投資組合中所衡量而得的長期異常報酬，衡量期間爲四年。衡量影響長期報酬之迴歸變數的操作性定義，分別如下所示⁶：

(一) 公司特徵變數

1. 淨值市價比⁷：

$$BM_i = \frac{i\text{公司權益淨值}}{i\text{公司權益市值}} \quad (1)$$

2. 公司規模⁸：

$$SIZE_i = i\text{公司權益市值} \quad (2)$$

⁶ 本研究會計資訊變數之計算方式主要係參考 Ho, Liu, and Ramanan (1997)。

⁷ 本研究參考 Fama & French (1992)關於淨值市價比的處理方法，以第 j-1 年年底之淨值市價與權益市值(即股價乘以流通在外股數)的比值，爲第 j 年 7 月至 j+1 年 6 月庫藏股購回公司樣本的淨值市價比。

⁸ 由於本研究以權益市值爲公司規模之代理變數，故權益市值的衡量時點亦與淨值市價比一致，亦即以第 j-1 年年底之權益市值(即股價乘以流通在外股數)，爲第 j 年 7 月至 j+1 年 6 月庫藏股購回公司樣本的公司規模。

(二) 庫藏股購回資訊變數

1. 庫藏股購回目的：

$$PURPOSE_i = \begin{cases} 1, & \text{若 } i \text{ 公司庫藏股購回目的為維護公司信用及股東權益者} \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (3)$$

2. 宣告購回比率⁹：

$$SREP_i = \frac{i \text{ 公司宣告購回庫藏股股數}}{i \text{ 公司庫藏股購回決議日流通在外股數}} \quad (4)$$

3. 實際購回比率：

$$RSRP_i = \frac{i \text{ 公司實際購回庫藏股股數}}{i \text{ 公司宣告購回庫藏股股數}} \quad (5)$$

(三) 內部人交易變數

1. 內部人持股比率¹⁰：

$$INH_i = \frac{i \text{ 公司內部人在庫藏股購回決議日持股股數}}{i \text{ 公司庫藏股購回決議日流通在外股數}} \quad (6)$$

2. 內部人淨買入¹¹：

$$INBS_i = \frac{i \text{ 公司內部人在庫藏股購回決議日前六個月期間的淨買入股數}}{i \text{ 公司庫藏股購回決議日流通在外股數}} \quad (7)$$

其中：當內部人淨買賣比率($INBS_i$)>0，則代表內部人淨買賣比率為正， i 公司具內部人淨買入，則內部人淨買入(INB_i)=1；否則 $INB_i=0$ 。¹²

3. 董監事質押比率：

$$INM_i = \frac{i \text{ 公司內部人在庫藏股購回決議日質押股數}}{i \text{ 公司內部人在庫藏股購回決議日持股股數}} \quad (8)$$

(四) 會計資訊變數

1. 營收成長率：

$$SALEGRTH_i = (i \text{ 公司庫藏股購回決議日前一年營業收入淨額} - i \text{ 公司庫藏股購回決議日前二年營業收入淨額}) \div i \text{ 公司庫藏股購回決議日前二年營業收入淨額} \quad (9)$$

⁹ 作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

¹⁰ 本研究在內部人交易相關變數方面，係依證券交易法第 25 條第 2 項之規定，以公開發行公司於每月 15 日以前向主管機關彙總申報的董事、監察人、經理人以及持有股份超過總額 10% 之大股東等，所持有之公司股票種類與股數為計算基礎。

¹¹ 若內部人交易時點如太過接近事件日，則會產生內線交易之嫌，故將衡量期間設定為庫藏股購決議日前六個月期間。

¹² 作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

2. 資本支出比率¹³：

$$CAPEXP_i = \frac{i \text{ 公司庫藏股購回決議日前兩個年度資本支出的平均值}}{i \text{ 公司庫藏股購回決議日前一年權益市值}} \quad (10)$$

(五) 公司治理變數

1. 股份控制權與現金流量權偏離程度¹⁴：

$$DEVa = i \text{ 公司股份控制權} - i \text{ 公司現金流量權} \quad (11)$$

2. 席次控制權與現金流量權偏離程度¹⁵：

$$DEVb = i \text{ 公司席次控制權} - i \text{ 公司現金流量權} \quad (12)$$

二、報酬的衡量方法模式

本研究考慮到以不同分析模式衡量股票長期績效可能會導致實證結果產生差異 (Chopra, Lakonishok & Ritter, 1992; 陳安琳, 2001), 故乃參酌陳安琳(2001)與顧廣平(2003)的方法, 除了以事件研究法(event study)與市場模式(market model)衡量累積異常報酬(cumulated abnormal return, CAR)之外, 並另運用各種因子模式(factor model)估計 Jensen's α , 期望可以較全面地檢測庫藏股購回後是否具有顯著異常的長期報酬。

(一) 時間參數之設定

本研究以公司董事會決議實施庫藏股制度的當月為事件月¹⁶, 以事件月前 2 個月至前 61 個月等五年期間為估計期, 事件月前 1 個月至事件月後 48 個月共四年為事件期¹⁷。在時點的表示方面, 以第 0 期表示為事件月, 即公司庫藏股購回宣告的當月; 第-t 期表示為事件月的前第 t 個月; 而第 t 期則表示為事件月的

¹³ 本研究採用公司現金流量表的資訊, 以投資活動中的購置固定資產作為公司資本支出之代理變數。此外, 本研究另參考 Ho et al. (1997)的方法, 以權益市值為分母, 計算資本支出比率。

¹⁴ 本研究參考 La Porta et al.(1999), 以控制鏈最末端持股率為其間接持股, 股份控制權為最終控制者之直接持股率和間接持股率加總, 並依據 La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer & Vishny(2002), 以股份控制權與現金流量權之差, 衡量股份控制權與現金流量權偏離程度。

¹⁵ 此係參考許崇源等(2003a; 2003b)與高蘭芬等(2006)之研究。

¹⁶ 本研究以庫藏股購回宣告日作為探討長期效果之基準, 主要係參考 Ikenberry et al. (1995)。根據庫藏股購回實務, 公司在庫藏股購回宣告後, 實際的買入行為限制在當初申報購回的期間內, 尤其公司更可視市場情況以決定是否購回自家股票。換言之, 在申報購回的期間內可能會具有多個實際發生日, 公司亦有可能最後並未執行庫藏股購回。在此限制下, 頗難以根據實際發生日衡量長期效果。再者, 本研究檢測庫藏股購回之長期績效期間長達四年, 故以庫藏股購回宣告日作為衡量長期效果之基準, 應可捕捉庫藏股購回之長期效果。

¹⁷ Ikenberry et al. (1995)與 Peyer & Vermaelen (2008)皆採用四年期間衡量庫藏股購回之長期報酬, 本研究以相同的衡量期間將可便於與國外市場的研究相比較。

後第 t 個月。

(二) 市場模式

市場模式係以估計期之資料，採用普通最小平方法(ordinary least square, OLS)建立個別證券對市場投資組合之迴歸模式¹⁸：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

其中： $R_{i,t}$ 為 i 公司股票於第 t 月之報酬率； $R_{m,t}$ 為市場投資組合第 t 月之報酬率，以台灣加權股價指數月報酬率為代理變數； α 與 β 為迴歸係數； ε 為誤差項。

個別股票異常報酬(abnormal return, AR)的計算方式，係以其在事件期中的實際報酬減去市場模式所估計的預期報酬；平均異常報酬則為所有樣本公司股票異常報酬之平均值。累積異常報酬則為 i 公司於庫藏股購回宣告後，其股票累加第 t_1 個月至 t_2 個月的異常報酬而得；累積平均異常報酬則第 t_1 個月至 t_2 個月平均異常報酬之累積值。

(三) 因子模式

1. 單因子模式(one-factor model)

本研究首先採用資本資產定價模型(capital asset pricing model, CAPM)之單因子市場模式，衡量公司庫藏股購回宣告後之長期報酬，該模式如下所示：

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

其中： $R_{i,t}$ 為 i 公司股票於庫藏股購回宣告後第 t 月之報酬率； $R_{f,t}$ 為第 t 月之無風險利率，以台灣銀行一個月期定存利率為代理變數； $R_{m,t}$ 為市場投資組合第 t 月之報酬率，以台灣加權股價指數月報酬率為代理變數； α 與 β 為迴歸係數，其中 α 可表示為 Jensen's α ，用以衡量股票的異常報酬； ε 為誤差項。

2. 多因子模式(multi-factor model)

Fama & French (1993)指出在 CAPM 模式中所無法解釋的異常現象，大部分可被其建構之三因子模式所解釋¹⁹，該模式除了考慮市場因子外，另納入規模因

¹⁸ 許多學者認為市場模式若考慮產業因素，或許能提高事件研究法的檢定力。然而，Thompson (1988)曾加入產業報酬率進行測試，實證結果發現雙指標市場模式(two index market model)並不會增加事件研究法的檢定力。雖然如此，但是本研究仍有針對雙指標模式進行分析，而實證結果亦顯示雙指標模式與市場模式有一致之結果。因此，礙於篇幅且為求模式的精簡，本研究僅以市場模式進行股票報酬率的估計。

¹⁹ 就台灣時間序列股票報酬的決定因子而言，周賓鳳與劉怡芬(2000)的實證結果顯示 Fama-French 三因子模式能用以解釋時間序列的股票報酬。陳安琳(2002)間接支持周賓鳳與劉怡芬(2000)的研究結果，其採用交叉確認因素分析法發現台灣股票報酬中存在三個穩定因素，並提及雖然尚未明確瞭解此三個因素為何，但此與 Fama and French(1993)提出的市場因子、規模因子以及淨值市價比因子具有極大的關聯。

子與淨值市價比因子：

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

其中： $R_{i,t}$ 為 i 公司股票於庫藏股購回宣告後第 t 月之報酬率； $R_{f,t}$ 為第 t 月之無風險利率，以台灣銀行一個月期之定存利率為代理變數； $R_{m,t}$ 為市場投資組合第 t 月之報酬率，以台灣加權股價指數月報酬率為代理變數； SMB_t 與 HML_t 分別為第 t 月之規模因子與淨值市價比因子²⁰； α 、 β 、 s 與 h 為迴歸係數，其中 α 可表示為 Jensen's α ； ε 為誤差項。

除了上述 Fama-French 三因子模式外，本研究另採用 Carhart (1997) 與 Nelson (2006) 所建構之四因子模式，進一步衡量股票長期報酬。Carhart (1997) 於 Fama-French 三因子模式中再納入動能因子，而 Nelson (2006) 則認為淨值市價比因子可被研發支出比因子與廣告支出比因子所取代。Carhart (1997) 與 Nelson (2006) 的四因子模式分別如式 16 與式 17 所示：

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + m_iUMD_t + \varepsilon_{i,t} \quad (16)$$

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + a_iADS_t + \varepsilon_{i,t} \quad (17)$$

其中： $R_{i,t}$ 為 i 公司股票於庫藏股購回宣告後第 t 月之報酬率； $R_{f,t}$ 為第 t 月之無風險利率，以台灣銀行一個月期之定存利率為代理變數； $R_{m,t}$ 為市場投資組合第 t 月之報酬率，以台灣加權股價指數月報酬率為代理變數； SMB_t 與 HML_t 分別為第 t 月之規模因子與淨值市價比因子； UMD_t 為第 t 月之動能因子²¹； $R\&D_t$ 與 ADS_t 分別為第 t 月之研發支出比因子與廣告支出比因子²²； α 、 β 、 s 、 h 、 m 、 r 與 a 為迴歸係數，其中 α 可表示為 Jensen's α ； ε 為誤差項。

²⁰ 本研究參考 Fama & French (1993) 計算 SMB 與 HML 的方法。首先將我國全體上市上櫃公司依第 j 年 6 月底市場價值為第 j 年 7 月至第 $j+1$ 年 6 月公司股票報酬的排序基礎，區分為小規模公司(S, 前 50%)與大規模公司(B, 後 50%)等二個群組；並亦將全體上市上櫃公司依其第 $j-1$ 年 12 月底的淨值市價比為第 j 年 7 月至第 $j+1$ 年 6 月公司股票報酬的排序基礎，區分出高淨值市價比公司(H, 前 30%)、中淨值市價比公司(M, 中間 40%)與低淨值市價比公司(L, 後 30%)等三個群組。最後將上述群組進行配對並計算市值加權平均報酬，即可得出六個投資組合報酬率(SH、SM、SL、BH、BM、BL)，進而則以下列公式分別計算二因子：

$$SMB = (SH + SM + SL) / 3 - (BH + BM + BL) / 3; HML = (SH + BH) / 2 - (SL + BL) / 2。$$

²¹ 動能因子的估計係依 Carhart (1997) 的作法，將台灣全體上市上櫃公司的月報酬率依各公司 $t-2$ 月至 $t-12$ 月的平均月報酬由大至小排序，區分為高動能公司(high, 前 30%)、中動能公司(middle, 中間 40%)及低動能公司(low, 後 30%)等三個群組。最後再將高動能公司群組的市值加權平均報酬減去低動能公司群組的市值加權平均報酬，即可得第 t 月的動能因子。

²² 本研究參考 Nelson (2006) 的研究，將我國全體上市上櫃公司第 j 年 7 月至第 $t+1$ 年 6 月之月報酬率分別就各公司第 $j-1$ 年 12 月底的研發支出比率由高至低排序，區分出高研發支出公司(high, 前 50%)與低研發支出公司(low, 後 50%)等二個群組，並將其取市值加權平均後得出二個投資組合的平均報酬。最後將高研發支出投資組合平均報酬減去低研發支出投資組合平均報酬，即可得第 t 月的研發支出比因子。再者，廣告支出比因子的計算基礎為廣告支出，方法亦同。

三、樣本選取與資料來源

由於公司首次庫藏股購回宣告應富有最多的資訊內涵(郭敏華與洪舒雯, 2003), 且為避免樣本公司在研究期間重複宣告購回庫藏股, 進而影響異常報酬之估計及導致研究結果產生偏誤, 本研究僅選取首次庫藏股購回宣告並且已執行完畢之上市公司為研究對象²³。

基於法規限制與產業特性的不同, 且金融產業的財務結構與其他產業有所差異, 其財務相關變數的運算結果亦會與其他產業不同, 故本研究在選取庫藏股購回宣告樣本時將金融產業予以剔除。其次, 若有公司在同一日同時申報兩種購回目的樣本, 亦將予以刪除。再者, 根據 Lie(2005)之研究, 在庫藏股購回宣告後實際執行的公司, 其營運績效具有顯著改善; 反之, 並未真正購回股票者, 其宣告後的營運績效則無任何改善。基於此點理由, 公司是否實際執行購回庫藏股, 對其營運績效的影響甚重。延伸上述觀點, 本研究認為在探討股票於庫藏股購回宣告後之長期報酬時, 應著重於是否真正購回庫藏股的公司, 故另剔除未實際執行庫藏股購回之樣本。本研究檢測績效的方法之一為事件研究法, 而該方法必須在事件日之前設定一估計期以建立估計模式。因此, 本研究乃參考沈中華與李建然(2000)的建議, 樣本公司必須於庫藏股購回宣告前 25 個月即已於台灣證券交易所公開上市, 同時具備完整的股價資料²⁴。最後, 本研究為避免公司之現金增資、購併、委託書爭奪戰、股票分割與財務危機²⁵等重大事件影響股票長期報酬之衡量, 故若樣本公司於研究期間曾發生上述重大事件者, 亦將予以剔除²⁶。

²³ 由於本研究主要係在探討公司股票在庫藏股購回宣告後的長期績效, 而異常報酬衡量期間為四年, 且考慮到公司在該期間內可能會再次執行庫藏股購回政策, 進而影響該長期績效之衡量。為避免選樣偏誤, 亦曾建立宣告次數之虛擬變數(宣告庫藏股票購回超過一次以上的公司設為 1, 僅宣告一次的公司設為 0), 納入探討庫藏股購回宣告後之長期報酬影響因素的迴歸模型進行測試, 結果發現宣告次數虛擬變數並未達到任何統計上之顯著性。因此, 本文在樣本的選取方面, 乃以初次宣告庫藏股購回且已執行完畢之公司為研究對象。

²⁴ 沈中華與李建然(2000)認為當以月報酬率建立估計模式時, 估計期間通常介於 24 個月至 60 個月。

²⁵ 本研究為避免重大財務事件, 干擾股票長期報酬的估計, 故將財務危機公司予以剔除, 但考量最終選取的樣本可能具有存活偏誤 (survival bias)之問題, 導致實證結果存在偏誤的現象, 本研究另納入財務危機公司重新進行實證分析(樣本數由 140 筆增加至 144 筆), 並得到一致的結果。因此, 本研究仍維持原選樣準則。作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

²⁶ 干擾股票長期報酬的因素頗多, 然本研究僅能依據公司在本實證期間內是否產生其他重大財務事件進行切割。除了前述所提及之現金增資、購併、委託書爭奪戰、股票分割與財務危機等重大事件之外, Ritter(1991)指出新上市公司股票(initial public offerings, IPOs)長期績效存在反轉現象, 但王朝仕、陳振遠與陳安琳(2007)檢測台灣 IPOs 長期績效, 發現在樣本未分群的情況下, 並未有績效反轉現象; 而在依狂熱指標分群後, 則約在上市後第二個月開始產生績效反轉。由於本研究選樣標準之一「樣本公司必須於庫藏股購回宣告前 25 個月即已於台灣證券交易所公

基於上述樣本資料之限制，本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選期間為 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日，台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度之上市公司，經篩選後之樣本公司為 140 家，樣本篩選過程整理於表 1，而產業分布則如表 2 所示。本研究所需的研究變數，包括樣本公司之股價、月報酬率、股東權益總額、特別股股本、市價、流通在外股數、台灣加權股價指數月報酬率、各產業類股指數月報酬率，以及計算內部人交易與會計資訊變數所需之財報資料等，皆取自於台灣經濟新報資料庫，而董事會決議日期、股份購回目的與預定購回股數等資料，則取自於公開資訊觀測站。

表 1 樣本篩選過程

樣 本 篩 選 過 程	樣本數
初次宣告庫藏股購回，並且實際執行之樣本	285
減：金融類股	(46)
減：同一日同時申報兩種購回目的之樣本	(1)
減：庫藏股購回宣告，其後並未執行之樣本	(8)
減：研究期間中，發生現金增資、購併、委託書爭奪戰、股票分割與財務危機之樣本	(56)
減：缺乏完整的股價資料、財務資料之樣本	(34)
總 計	140

註：本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選自 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日之間於台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度上市公司。

表 2 樣本之產業分布

產業別	樣本數	樣本百分比(%)	產業別	樣本數	樣本百分比(%)
水泥	3	2.143	建材營造	13	9.286
食品	3	2.143	航運	5	3.571
塑膠	4	2.857	觀光	1	0.714
紡織纖維	16	11.429	貿易百貨	2	1.429
電機機械	6	4.286	化學	7	5.000
電器電纜	7	5.000	生技醫療	1	0.714
造紙	3	2.143	油電燃氣	3	2.143
鋼鐵	9	6.429	資訊電子	47	33.571
橡膠	1	0.714	其他	6	4.286
汽車	3	2.143	總計	140	100

開上市」，亦即公司至少已上市二年期間，故應不受上述新上市公司股票績效反轉的影響。

註：本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選自 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日之間於台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度上市公司 140 家。

肆·實證結果分析

一、庫藏股購回之長期異常報酬分析

(一) 變數之基本統計量分析

本研究變數之敘述性統計如表 3 所示。在公司特徵變數方面，淨值市價比(BM)的平均值與中位值分別為 1.605 與 1.403，其中淨值市價比大於 1 的樣本共有 93 家(占總樣本 66.429%)，顯示大部分樣本股價存在被低估的可能。公司規模(SIZE)平均值為 135.784 億元，但由其中位值僅為 29.505 億元可知，大部分樣本的公司規模低於平均值水準。再者，在庫藏股購回資訊變數方面，由於庫藏股購回目的(PURPOSE)為一虛擬變數，故本研究進行家數統計—為維護公司信用及股東權益者則為 56 家、為轉讓股份予員工者有 82 家，而以股權轉換為宣告購回目的者僅有 2 家。宣告購回股份比率(SREP)平均值為 3.666%，亦即平均公司每流通在外 100 股之中有 3.666 股預計將被購回。然而，經由本研究進一步統計實際購回比率(RSRP)可瞭解到，實際購回庫藏股股數占宣告購回庫藏股股數的平均值為 62.037%，小於當初預計購回股份之比率；換言之，就平均而言，公司並未如當初預期般完全購回其宣告計畫之股數。

在內部人交易變數方面，內部人持股比率(INH)平均值為 36.060%，與中位值 35.145%的差距頗小。然而，庫藏股購回前內部人淨買賣比率(INBS)平均為 0.464%，顯示公司內部人淨買入的比重並不高²⁷；有趣的是，由內部人淨買賣比率極小值為-23.035%可知，內部人在庫藏股購回前亦有淨賣出者，且內部人淨買入(INB)的平均值為 0.400，亦即在庫藏股購回宣告前以內部人賣出自家公司股票的家數居多。本研究認為可能原因係內部人為規避相關法令的限制²⁸，而尋

²⁷ 在陳振遠與吳香蘭(2002)之研究中，內部人淨買入比率亦僅約 0.238%。

²⁸ 相關法令的規定如下所示：(1)證券交易法第二十二條之二規定，公開發行公司之董事、監察人、經理人或持有公司股份超過股份總額百分之十之股東等內部人之持股轉讓須先向主管機關申報，並自申報之日起三日後始得在集中市場向非特定人買入或賣出。(2)證券交易法第二十五條規定，公開發行公司於登記後，應即將其董事、監察人、經理人及持有股份超過股份總額百分之十之股東，所持有之本公司股票種類及股數，向主管機關申報並公告之。前項股票持有人，應於每月五日以前將上月份持有股數變動之情形，向公司申報，公司應於每月十五日以前，彙總向主管機關申報。(3)證券交易法第一百五十七條規定，公開發行公司董事、監察人、經理人或持有公司股份超過百分之十之股東，對公司之上市股票，於取得後六個月內再行賣出，或於賣出後六個月內再行買進，因而獲得利益者，公司應請求將其利益歸於公司。(4)證券交易法第一百五十七條之一規定，獲悉公開發行公司有重大影響其股票價格之消息時，在該消息未公開

求透過第三者進行交易，致使在庫藏股購回宣告前的淨買入情況較少。此外，董監事質押比率(INM)平均值為 20.698%，但其最小值與最大值分別為 0%與 97.130%，差異頗大；其中有 89 家公司董監事質押比率低於平均水準，顯示大部分公司董監事質押比率並不高。

就會計資訊變數而言，營收成長率(SALEGRTH)平均值為 6.394%，顯示公司在庫藏股購回前的營運績效普遍呈現正向成長。資本支出比率(CAPEXP)平均值為 8.326%，但由最小值與最大值分別為 0.020%與 50.366%可知，在庫藏股購回宣告前不僅有積極投資設備等行爲的公司，亦存在明顯較少資本支出者。此二類公司長期績效在庫藏股購回宣告後的差異，頗值得進一步探討。最後，在公司治理變數方面，股份控制權與現金流量權偏離程度(DEVa)及席次控制權與現金流量權偏離程度(DEVb)平均值分別為 0.049 及 0.496；中位值則分別為 0.017 與 0.503，故樣本公司存在控制權與現金流量權偏離的現象。

表 3 變數之基本統計量

變數	平均值	中位值	標準差	最小值	最大值
淨值市價比(BM)	1.605	1.403	1.128	0.349	8.770
公司規模(SIZE)(億元)	135.784	29.505	487.396	3.140	5380.110
庫藏股購回目的(PURPOSE)	0.400	0.000	0.492	0.000	1.000
宣告購回比率(SREP)(%)	3.666	3.070	2.501	0.280	10.000
實際購回比率(RSRP)(%)	62.037	66.800	34.864	0.494	100.000
內部人持股比率(INH)(%)	36.060	35.145	14.772	5.850	74.360
內部人淨買賣比率(INBS)(%)	0.464	0.000	5.171	-23.035	39.092
內部人淨買入(INB)	0.400	0.000	0.492	0.000	1.000
董監事質押比率(INM)(%)	20.698	12.090	24.039	0.000	97.130
營收成長率(SALEGRTH)(%)	6.394	4.931	23.990	-61.385	76.207
資本支出比率(CAPEXP)(%)	8.326	4.612	9.394	0.020	50.366
股份控制權與現金流量權偏離程度(DEVa)	0.049	0.017	0.076	0.000	0.317
席次控制權與現金流量權偏離程度(DEVb)	0.496	0.503	0.218	-0.050	0.992

註：本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選自 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日之間於台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度上市公司 140 家。庫藏股購回目的(PURPOSE)為虛擬變數，當購回目的以維護公司信用及股東權益者，庫藏 PURPOSE 設為 1，否則為 0；內部人淨買入(INB)亦為虛擬變數，當內部人淨買賣比率(INBS)>0 時，INB 設為 1，否則為 0。

或公開後十二小時內，不得對該公司之上市或在證券商營業處所買賣之股票或其他具有股權性質之有價證券，買入或賣出。

(二) 庫藏股購回後之異常報酬

本研究首先以市場模式衡量個股異常報酬，並以事件窗口方式切割異常報酬的衡量期間，結果如表 4 所示。本研究發現，庫藏股購回宣告前 1 個月(事件窗口(-1,-1))的平均異常報酬為-5.557%，且達到顯著水準 1%。此顯著負向異常報酬的結果，與陳振遠與吳香蘭(2002)及陳嘉惠等(2003)使用日資料之實證結果一致。由此可初步瞭解到，股價在庫藏股購回宣告之前應處於被低估的情形，故公司管理階層可能欲藉由庫藏股制度的實施以拉抬股價。

在庫藏股購回宣告當月(事件窗口(0,0))的平均異常報酬為 0.960%，惟未達到任何統計上之顯著性。然而，在宣告後的第 1 個月(事件窗口(1,1))平均異常報酬卻上升至 3.492%，且達到顯著水準 1%。該結果顯示股票於庫藏股購回宣告後確會產生正向異常報酬。值得注意的是，公司庫藏股購回宣告所傳達的訊號不僅止於短期效果，在長期下仍存在持續反應的現象。誠如數據所顯示的，四年期(事件窗口(1,48))累積平均異常報酬高達 55.641%(年平均約為 13.910%)。

上述結果由圖 1 的異常報酬走勢圖可更清楚觀察；其中累積平均異常報酬的起算月份為庫藏股購回宣告前 1 個月，第 0 期表示庫藏股購回宣告的當月，衡量報酬的終點為宣告後第 48 個月。公司於庫藏股購回宣告前一個月具有負的平均異常報酬，但在宣告當月的平均異常報酬則上升至零附近，而於後一期更出現較高的平均異常報酬，且在後續大部分月份的異常報酬皆呈現正向的結果。值得注意的是，自宣告前 1 個月起算，則累積平均異常報酬更呈現逐期上升的走勢，在宣告後的第 48 個月為 51.044%。此外，自庫藏股購回宣告後第三年開始，平均異常報酬已趨近於零，而累積平均異常報酬的上升趨勢則有相對減緩的情形。上述結果即顯示出雖然公司股票於庫藏股購回宣告後的四年期間存在正向異常報酬，但股價的反應實已漸趨平穩，推測可能庫藏股購回宣告效應已促使股價調整至真實價值，此與 Ikenberry et al. (1995)與 Peyer & Vermaelen (2009)之結果相符。

本研究在因子模式的分析中，主要係根據 Jensen's α 衡量結果解釋公司庫藏股購回宣告後之異常報酬，結果整理如表 5 所示。本研究以事件窗口的方式切割庫藏股購回宣告後的期間，區分為(1,12)、(1,24)、(1,36)及(1,48)等。在單因子模式下，各事件窗口的平均 Jensen's α 不但皆為正值，且亦達到顯著水準 1%；換言之，在僅考慮市場因子的情況下，股票在庫藏股購回宣告後確具有顯著正向之異常報酬，尤其該現象為長期性的。即使在其他多因子模式的衡量方面，包括 Fama-French 三因子模式、Carhart 四因子模式與 Nelson 四因子模式，亦有相同的結果。此外，本研究發現事件窗口期間設定愈長，Jensen's α 則愈小，此

亦能支持前述長期異常報酬趨緩的情形。

歸納以上結果，本研究可以瞭解到股價在庫藏股購回宣告之前被低估的情形，而當市場接收到該低估的訊號後，股價於庫藏股購回宣告之後則開始出現正向的反應，且該異常報酬在長期下更呈現持續上升的走勢。換言之，庫藏股購回宣告後的異常報酬可能存在延遲反應的現象，此在因子模式的實證結果可以與市場模式相呼應。據此，則能支持本研究的假說 1，亦即公司股票在庫藏股購回宣告後正向異常報酬具有持續性，此與 Lee et al. (2005)、Zhang (2005)、Vithessonthi (2008)針對亞洲股票市場所發現之實證結果並不相同，但與 Ikenberry et al. (1995)、Ikenberry et al. (2000)、Mitchell & Stafford (2000)、Chan et al. (2004)、Gong et al. (2008)、Peyer & Vermaelen (2009)一致。

表 4 以市場模式衡量庫藏股購回宣告之異常報酬—整體樣本

事件窗口(t1,t2)	累積平均異常報酬(%)	事件窗口(t1,t2)	累積平均異常報酬(%)
(-1,-1)	-5.557*** (<0.001)	(1,36)	42.855*** (<0.001)
(0,0)	0.960 (0.320)	(1,48)	55.641*** (<0.001)
(1,1)	3.492*** (0.001)	(-1,48)	51.044%*** (<0.001)
(1,6)	13.097***(<0.001)	(13,24)	19.356*** (<0.001)
(1,12)	12.008*** (0.001)	(25,36)	11.491*** (0.001)
(1,24)	31.364***(<0.001)	(37,48)	12.786*** (<0.001)

註：本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選自 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日之間於台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度上市公司 140 家。累積平均異常報酬係以市場模式估計，其中事件期為庫藏股購回宣告前 1 個月至宣告後第 48 個月，估計期為庫藏股購回宣告前 2 個月至宣告前 61 個月，而異常報酬之檢定採用普通橫剖面法。括號內的數值為 p-value；*、**與***分別表示達到顯著水準 10%、5%與 1%。

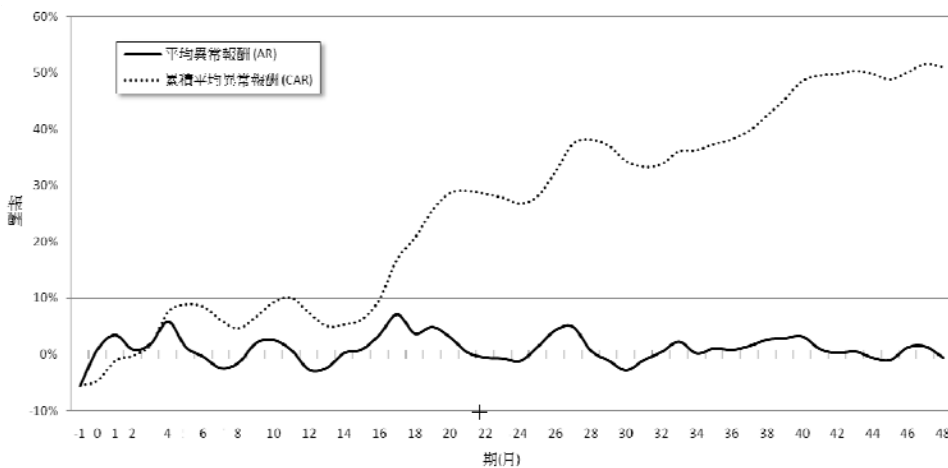


圖 1 庫藏股購回宣告之累積平均異常報酬走勢—整體樣本

表 5 以因子模式衡量庫藏股購回宣告之異常報酬—整體樣本

事件窗口(t1,t2)	單因子模式	Fama-French 三因子模式	Carhart 四因子模式	Nelson 四因子模式
(1,12)	0.011***(<0.001)	0.011*** (<0.001)	0.009** (0.011)	0.011*** (0.001)
(1,24)	0.015***(<0.001)	0.008*** (<0.001)	0.007*** (0.001)	0.013*** (<0.001)
(1,36)	0.014***(<0.001)	0.006*** (<0.001)	0.006*** (<0.001)	0.011*** (<0.001)
(1,48)	0.013***(<0.001)	0.006*** (<0.001)	0.006*** (<0.001)	0.009*** (<0.001)

註：本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選自 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日之間於台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度上市公司 140 家。本研究採用的各因子模式如下：

$$\text{單因子模式：} R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Fama-French 三因子模式：} R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Carhart 四因子模式：} R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + m_iUMD_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$\text{Nelson 四因子模式：} R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + a_iADS_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中：各模式的截距項為 Jensen's α ，用以衡量股票的異常報酬；Rm-Rf 為市場風險溢酬；SMB 為規模因子；HML 為淨值市價比因子；UMD 為動能因子；R&D 為研發支出比因子；ADS 為廣告支出比因子。括號內的數值為 p-value；*、**與***分別表示達到顯著水準 10%、5% 與 1%。

二、庫藏股購回之長期異常報酬影響因素分析

本研究以下首先利用迴歸分析，探討公司在庫藏股購回宣告後所產生異常報酬的影響因素。其次，則進一步根據公司特徵進行長期異常報酬的差異分析，此在於強調股價低估對後續績效之影響。

(一)庫藏股購回長期異常報酬影響因素

公司在庫藏股購回宣告後所產生異常報酬的影響因素，橫斷面迴歸結果如表 6 所示²⁹；其中，以市場模式估計之累積平均異常報酬為應變數，自變數包括公司特徵變數、庫藏股購回資訊變數、內部人交易變數、會計資訊變數及公司治理變數等五類。

首先在公司特徵變數方面，就淨值市價比而言，除了對 CAR(1,12)的影響未達統計上的顯著性之外，其餘皆呈現顯著正向的結果。換言之，在庫藏股購回宣告後第 2 年至第 4 年，當公司的淨值市價比愈高時，其股票累積平均異常報酬亦愈佳。上述結果表示當股價愈被市場低估時，藉由執行庫藏股購回宣告動

²⁹ 礙於篇幅，本研究並未列示 Pearson 相關分析的結果，但經變異數膨脹因子(variance inflation factor, VIF)測試各自變數間是否存在共線性問題，結果顯示所有變數之 VIF 皆小於 2，表示共線性問題並不嚴重。

作，可以有助於股票後續績效呈現正面的反應。據此，則能支持假說 2。然而，公司規模雖然其對累積平均異常報酬的影響為負向，符合預期；換言之，當公司規模愈小，股票於庫藏股購回宣告後的長期績效傾向愈佳，惟在各事件窗口下皆未達到統計上的顯著性³⁰。據此，假說 3 則較無法被支持，仍待後續進一步檢測。

在庫藏股購回資訊變數方面，公司申報庫藏股購回目的其對累積平均異常報酬具有正向之影響，尤其對 CAR(1,36)與 CAR(1,48)的影響更達到統計上顯著性。由於庫藏股購回目的為一虛擬變數，故此結果也顯示出當公司係為維護公司信用及股東權益而購回庫藏股者，其股票在宣告後則具有較佳的長期績效，此關係在宣告後第 3 年與第 4 年特別明顯。本研究認為可能的原因係在三種目的之中，以維護公司信用及股東權益對市場投資大眾最具有吸引力，且其影響股票績效亦最為直接，故資訊內涵較為強烈；相對的，轉讓股份予員工與股權轉換等目的，則相對較不為市場所關心，影響亦較為間接。據此，則能支持假說 4。宣告購回比率對長期下的累積平均異常報酬的影響亦未達到任何統計上之顯著性，此與短期下的結果並不相同(Vermaelen, 1981; Raad & Wu, 1995; 陳振遠與吳香蘭, 2002)。由於公司在執行庫藏股制度並毋須完全購回其宣告購回之股數，而在執行結束後將宣告購回比率，亦即投資人可藉由公告資訊得知公司是否完全購回其宣告股數，此一資訊回饋可能使原宣告購回比率不再具有長期之訊號效果，使得宣告購回股數的比率在長期下對績效的影響並不顯著，故實證結果無法支持本研究提出之假說 5。然而，當本研究進一步探究實際購回比率是否影響庫藏股購回後之長期績效時，仍發現公司實際購回比率對其對各個長期間下的累積平均異常報酬並不存在顯著的影響，本研究之假說 6 並未獲得支持。值得一提的是，本研究進一步參考 Ikenberry et al. (2000)，分別將實際購回比率超過 30%以上的公司與等於 100%的公司(即完全依據宣告購回庫藏股股數，購回庫藏股之公司)，設定虛擬變數為 1，否則為 0，檢測實際購回比率虛擬變數是否影響庫藏股購回後之長期績效，但假說 6 仍未獲得支持³¹。因此，庫藏股購回資訊變數中，宣告購回比率與實際購回比率之多寡，皆不影響庫藏股購回宣告後之長期異常報酬。

在內部人交易資訊變數方面，內部人持股比率雖然其對長期下的累積平均

³⁰ 本研究進一步測試將淨值市價比自迴歸模式中剔除後，則公司規模對 CAR(1,12)、CAR(1,36)或 CAR(1,48)皆呈現顯著負向的影響；其餘變數關係仍未有明顯之改變。因此，在同時考慮淨值市價比的情況下，假說 3 則較無法被支持。

³¹ 本研究亦將實際購回比率超過 50%以上的公司，設定虛擬變數為 1，否則為 0，檢測實際購回比率虛擬變數是否影響庫藏股購回後之長期績效，但實際購回比率虛擬變數仍未達統計上之顯著性。

異常報酬影響為正向，但此關係並未達到任何統計上之顯著性。考量不同的內部人對該異常報酬之影響可能不同，內部人持股比率變數並不顯著，本研究將董事、監察人、經理人以及持有股份超過總額 10%之大股東等各類型內部人分別區隔，計算不同定義之內部人持股比率³²，但假說 7 仍未獲得支持。另外，內部人淨買入對庫藏股購回宣告後累積平均異常報酬具有正向顯著的影響；亦即，內部人的確會於公司庫藏股購回宣告前利用資訊優勢進行交易，以便在宣告後獲益，故庫藏股購回宣告前若內部人交易屬於淨買入者，則投資人會認為該公司庫藏股購回政策所發射出的訊號愈可靠，該類公司股票於庫藏股購回宣告後的長期異常報酬會愈高。就董監事質押比率而言，實證結果顯示董監事質押比率對長期下的累積平均異常報酬影響為正向，但並不顯著。本研究推測其不顯著的原因可能係當股價下跌時，董監事質押比率愈高之公司較易面臨融資保證金成數追繳或擔保品處分的壓力。在董監事資金不足的情況下，市場可能會以護盤力量不足解讀，造成庫藏股長期下的宣告效果減弱。上述結果顯然無法支持本研究提出的假說 7 與假說 9，但卻與國內探討庫藏股短期宣告效果的結論一致(陳振遠與吳香蘭，2002)，而假說 8 則獲得支持。由此可得知，內部人交易是否影響庫藏股購回宣告後之長期績效，端視內部人是否在庫藏股宣告之前實際進行交易，當庫藏股購回宣告前屬內部人淨買入之公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。

在會計資訊變數方面，本研究以營收成長率衡量營運績效，並發現其對各個長期間下的累積平均異常報酬皆呈現顯著負向之結果，亦即當公司在庫藏股購回宣告前的營收成長率愈高時，股票後續績效則愈差。本研究認為可能的原因係當市場對於營運績效較佳之公司給予過度評價時，使其股價被高估，導致前期營運績效與股票長期異常報酬呈現負向關係，符合 Lakonishok et al.(1994) 所提出之「反向策略」觀點。據此顯著關係，則能支持本研究提出之假說 10。就資本支出比率而言，其正向影響庫藏股購回宣告後之累積平均異常報酬，尤其對 CAR(1,36)與 CAR(1,48)的影響更達到統計上顯著性。表示當公司資本支出愈高時，庫藏股購回宣告的後續績效則愈佳，符合 McConnell & Muscarella (1985) 及 Chung, Wright & Charoenwong (1998) 的結果，亦即公司增加資本支出將有助於提昇其市場價值。因此，投資人會視資本支出為一參考資訊，藉以判斷公司購回庫藏股事件是否具有長期的投資價值。本研究根據上述結果，驗證公司資本支出庫藏股購回宣告後續績效之關係，故支持假說 10。

公司治理變數中，本研究分別以股份控制權與現金流量權偏離程度與席次

³² 作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

控制權與現金流量權偏離程度衡量公司治理的優劣。實證結果顯示股份控制權與現金流量權偏離程度對各期間累積平均異常報酬具有負向之影響，其中對 CAR(1,12)與 CAR(1,24)的影響皆達到統計上的顯著水準，亦即當股份控制權與現金流量權偏離程度愈大時，管理當局愈有可能執行不利於小股東之決策，公司治理愈差，此連帶影響庫藏股購回後之長期報酬，使累積平均異常報酬降低。因此，假說 12 獲得支持，股份控制權與現金流量權偏離程度愈高的公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。其次，本研究發現席次控制權與現金流量權偏離程度對 CAR(1,24)與 CAR(1,36)具顯著的正向影響，此結果與假說 13 相衝突。然而，當本研究進一步在橫斷面迴歸模型僅納入二個公司治理變數時，席次控制權與現金流量權偏離程度對庫藏股購回後之累積平均異常報酬則未達統計上之顯著水準，而股份控制權與現金流量權偏離程度之迴歸係數仍為負向顯著。因此，假說 13 仍有待進一步驗證。

表 6 庫藏股購回長期異常報酬影響因素之迴歸結果

應變數 自變數	預期 關係	CAR(1,12)	CAR(1,24)	CAR(1,36)	CAR(1,48)
β_0		0.296(0.517)	-0.580(0.417)	-0.590(0.512)	0.041 (0.971)
BM	+	0.042(0.372)	0.356(<0.001)	0.494(<0.001)	0.515(<0.001)
Ln(SIZE)	-	-0.057(0.160)	-0.070(0.271)	-0.087(0.279)	-0.152(0.136)
PURPOSE	+	0.021 (0.828)	0.161 (0.283)	0.402 (0.034)	0.527 (0.029)
SREP	+	-0.896(0.626)	-1.219(0.673)	-3.638(0.317)	-5.835(0.207)
RSRP	+	-0.097(0.442)	0.027 (0.892)	-0.090(0.718)	-0.237(0.452)
INH	+	0.110 (0.745)	0.950 (0.077)	0.814 (0.227)	0.628 (0.462)
INB	+	0.166 (0.065)	0.312 (0.027)	0.433 (0.015)	0.509 (0.024)
INM	+	0.239 (0.204)	0.167 (0.571)	0.302 (0.415)	0.728 (0.124)
SALEGRTH	?	-0.334 (0.085)	-0.547 (0.072)	-0.946 (0.014)	-1.170 (0.017)
CAPEXP	?	0.608 (0.183)	0.948 (0.186)	1.584 (0.079)	2.355 (0.041)
DEVa	-	-1.125 (0.087)	-2.255 (0.029)	-1.895 (0.143)	-1.413 (0.389)
DEVb	-	0.352 (0.144)	0.835 (0.028)	0.879 (0.065)	0.865 (0.151)
Adj. R ²		0.114	0.388	0.511	0.433
F-value		2.490	8.360	11.080	9.830

註：本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選自 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日之間於台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度上市公司 140 家。庫藏股購回長期異常報酬對影響因素的橫斷面迴歸模式如下所示：

$$CAR_i(t_1, t_2) = \beta_0 + \beta_1 BM_i + \beta_2 \ln(SIZE_i) + \beta_3 PURPOSE_i + \beta_4 SREP_i + \beta_5 RSRP_i + \beta_6 INH_i + \beta_7 INB_i + \beta_8 INM_i + \beta_9 SALEGRTH_i + \beta_{10} CAPEXP_i + \beta_{11} DEVa_i + \beta_{12} DEVb_i + \varepsilon_{i,t}$$

其中：CAR(t_1, t_2)為以市場模式估計庫藏股購回宣告後第 t_1 個月至 t_2 個月的累積平均異常報酬；BM 為淨值市價比；SIZE 為公司規模；PURPOSE 為庫藏股購回日之虛擬變數，以維護公司信用及股東權益者設為 1，否則為 0；SREP 為宣告購回比率；RSRP 實際購回比率；INH 為內部人持股比率；INB 為內部人淨買入，當內部人淨買賣比率(INBS) >0 時，將 INB 設為 1，否則為 0；INM 為董監事質押比率；SALEGRTH 為營收成長率；CAPEXP 為資本支出比率；DEVa 為股份控制權與現金流量權偏離程度；DEVb 為席次控制權與現金流量權偏離程度。括號內的數值為 p-value；*、**與***分別表示達到顯著水準 10%、5%與 1%。

(二)依淨值市價比探討異常報酬

本研究將公司依淨值市價比高低區分為兩組，以檢測其在庫藏股購回宣告後的異常報酬是否存在差異，市場模式的衡量結果如表 7 所示。在高淨值市價比的公司方面，其在庫藏股購回宣告前 1 個月(事件窗口(-1,-1))的平均異常報酬為-4.700%，優於低淨值市價比公司的-6.400%，但兩者差異並未達到任何統計上之顯著性。然而，此兩組在宣告月(事件窗口(0,0))平均異常報酬的差異為 4.060%，且達到顯著水準 10%；換言之，高淨值市價比公司初期的宣告效果顯著優於低淨值市價比公司，惟該顯著結果並未持續至宣告後一個月(事件窗口(1,1))。

值得注意的是，自宣告月起算至第 6 個月(事件窗口(1,6))，高淨值市價比公司的累積平均異常報酬為 25.520%，不但優於低淨值市價比公司的 0.670%，且差異更達到顯著水準 1%；此顯著差異情況甚至持續至宣告後第 48 個月，另觀察圖 2 則能更清楚瞭解兩者的差異。高淨值市價比公司的累積平均異常報酬呈現持續上升的走勢，而低淨值市價比公司卻呈現持續下滑，兩者差異愈益擴大。此外，若以年為期間單位，可以發現兩組公司在第 4 年(事件窗口(37,48))的累積平均異常報酬差異為 39.640%，此數據小於其他年份，顯示該差異在宣告後第 4 年已有縮小之傾向。

在因子模式的衡量結果方面，整理如表 8 所示。本研究發現在各個長期間事件窗口下，即使考量各種不同的風險因子，高淨值市價比公司與低淨值市價比公司仍皆具有正向的 Jensen's α ，且大部分皆達到統計上之顯著性；而其中以高淨值市價比公司的 Jensen's α 較大，此即表示此類公司的長期異常報酬較優於低淨值市價比公司。

歸納以上市場模式與因子模式的結果，本研究發現高淨值市價比公司所傳達股價低估之訊號較強烈，而庫藏股購回宣告後之長期報酬較高。據此，再度支持本研究所提出的假說 2。

表 7 以市場模式衡量庫藏股購回宣告之異常報酬—依淨值市價比區分樣本

事件窗口(t ₁ ,t ₂)	高淨值市價比公司(%)	低淨值市價比公司(%)	差異(%)
(-1,-1)	-4.700	-6.400	1.730 (0.461)
(0,0)	2.990	-1.100	4.060* (0.088)
(1,1)	5.310	1.670	3.640 (0.140)
(1,6)	25.520	0.670	24.850*** (<0.001)
(1,12)	30.800	-6.800	37.570*** (<0.001)
(1,24)	76.400	-13.700	90.060*** (<0.001)
(1,36)	111.370	-25.700	137.020*** (<0.001)
(1,48)	143.970	-32.700	176.670*** (<0.001)
(-1,48)	142.280	-40.200	182.460*** (<0.001)
(13,24)	45.600	-6.900	52.490*** (<0.001)
(25,36)	34.970	-12.000	46.960*** (<0.001)
(37,48)	32.610	-7.000	39.640*** (<0.001)

註：本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選自 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日之間於台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度上市公司 140 家。本研究依淨值市價比高低，將公司分為高淨值市價比與低淨值市價比等兩群體，樣本數皆為 70 家，並進行兩群體累積平均異常報酬差異性的檢定。括號內的數值為 p-value；*、**與***分別表示達到顯著水準 10%、5%與 1%。

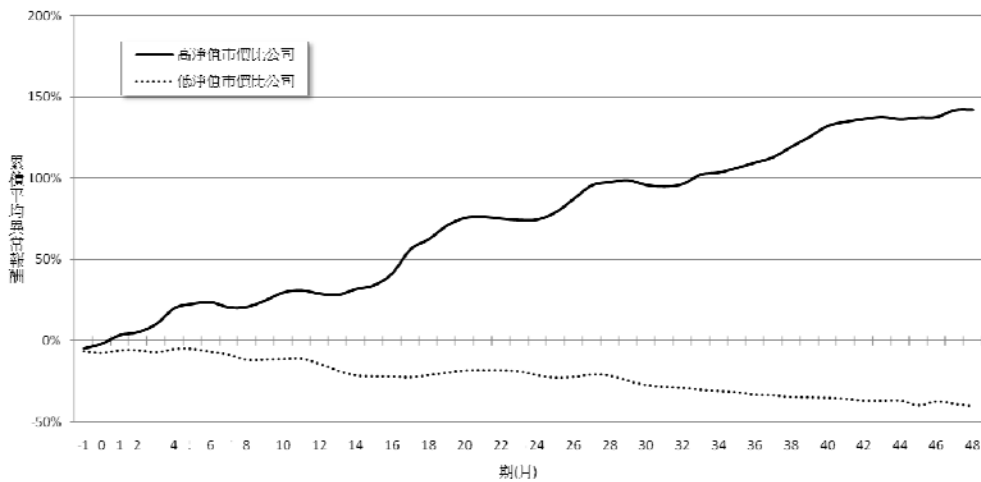


圖 2 庫藏股購回宣告之累積平均異常報酬走勢—依淨值市價比區分樣本

表 8 因子模式異常報酬之分析—依淨值市價比區分樣本

Panel A：高淨值市價比公司

事件窗口(t ₁ ,t ₂)	單因子模式	Fama-French 三因子模式	Carhart 四因子模式	Nelson 四因子模式
(1,12)	0.011*** (0.006)	0.011*** (0.009)	0.009** (0.043)	0.011** (0.011)
(1,24)	0.019*** (<0.001)	0.007*** (0.008)	0.005* (0.068)	0.014*** (<0.001)
(1,36)	0.018*** (<0.001)	0.006*** (0.007)	0.006*** (0.006)	0.012*** (<0.001)
(1,48)	0.019*** (<0.001)	0.006*** (0.002)	0.007*** (0.001)	0.010*** (<0.001)

Panel B：低淨值市價比公司

事件窗口(t ₁ ,t ₂)	單因子模式	Fama-French 三因子模式	Carhart 四因子模式	Nelson 四因子模
(1,12)	0.012*** (0.010)	0.011** (0.016)	0.008 (0.107)	0.011** (0.021)
(1,24)	0.011*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.005)	0.011*** (<0.001)
(1,36)	0.009*** (<0.001)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.009*** (<0.001)
(1,48)	0.008*** (<0.001)	0.005*** (0.003)	0.006*** (0.002)	0.007*** (<0.001)

註：本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選自 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日之間於台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度上市公司 140 家。本研究依公司規模大小，將公司分為小規模與大規模等兩群體，樣本數皆為 70 家。本研究採用的各因子模式如下：

單因子模式： $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}$

Fama-French 三因子模式： $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{i,t}$

Carhart 四因子模式： $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + m_iUMD_t + \varepsilon_{i,t}$

Nelson 四因子模式： $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + a_iADS_t + \varepsilon_{i,t}$

其中：各模式的截距項為 Jensen's α ，用以衡量股票的異常報酬； $R_m - R_f$ 為市場風險溢酬；SMB 為規模因子；HML 為淨值市價比因子；UMD 為動能因子；R&D 為研發支出比因子；ADS 為廣告支出比因子。括號內的數值為 p-value；*、**與***分別表示達到顯著水準 10%、5% 與 1%。

(三) 依公司規模探討異常報酬

本研究依公司規模大小將樣本區分為兩組，即大規模公司與小規模公司，進一步檢測在此特徵下，庫藏股購回宣告後的異常報酬是否存在差異。在市場模式的衡量結果方面，如表 9 所示，本研究發現小規模公司在庫藏股購回宣告前 1 個月(事件窗口(-1,-1))的平均異常報酬為-7.200%，低於大規模的-3.900%，但兩者差異並未達到任何統計上之顯著性。即使小規模公司在宣告月(事件窗口(0,0))與宣告後一個月(事件窗口(1,1))的平均異常報酬能夠超越大規模公司，惟其間差異亦未達到任何統計上之顯著性。

值得注意的是，小規模公司自宣告月起算至第 6 個月(事件窗口(1,6))的累積平均異常報酬為 24.700%，不但明顯優於大規模公司的 1.490%，且兩者差異更達到顯著水準 1%；此顯著差異情況甚至能夠持續至宣告後第 48 個月。小規模公司與大規模公司的累積平均異常報酬走勢，如圖 3 所示。本研究可以觀察到小規模公司累積平均異常報酬隨著衡量期間的增加而呈現持續上升的走勢，反觀大規模公司累積平均異常報酬則呈現較為水平走勢。

此外，若以年為期間單位，可以發現兩組公司在第 3 年(事件窗口(25,36))與第 4 年(事件窗口(37,48))的累積平均異常報酬差異分別為 16.770%與 16.990%，明顯低於第 1 年(事件窗口(1,12))與第 2 年(事件窗口(13,24))的 20.580%與 29.970%，顯示該差異在宣告後第 3 年與第 4 年已呈現縮小之傾向。

最後，在因子模式的衡量結果方面，整理如表 10。即使考量各種不同的風險因子，小規模公司在各個長期間事件窗口下仍皆具有顯著正向的 Jensen's α ；相對的，大規模公司則除了在事件窗口(1,12)使用 Carhart 四因子模式衡量的 Jensen's α 未達統計上之顯著性之外，其餘則皆具有顯著正向的 Jensen's α 。進一步比較兩者差異，本研究發現小規模公司不論在何種因子模式下，其 Jensen's α 皆夠能優於大規模公司，亦即小規模公司具有較佳的長期異常報酬。

歸納以上市場模式與因子模式的結果，小規模公司所傳達股價低估之訊號較強烈，而庫藏股購回宣告後之長期報酬較高。據此，則能夠支持本研究提出的假說 3。

表 9 以市場模式衡量庫藏股購回宣告之異常報酬—依公司規模區分樣本

事件窗口(t_1, t_2)	小規模公司(%)	大規模公司(%)	差異(%)
(-1,-1)	-7.200	-3.900	-3.400 (0.151)
(0,0)	1.110	0.810	0.300 (0.899)
(1,1)	4.470	2.510	1.960 (0.428)
(1,6)	24.700	1.490	23.210*** (<0.001)
(1,12)	22.300	1.720	20.580*** (0.015)
(1,24)	56.640	6.090	50.550*** (0.001)
(1,36)	76.520	9.190	67.320*** (0.002)
(1,48)	97.800	13.480	84.310*** (0.001)
(-1,48)	91.670	10.420	81.250*** (0.003)
(13,24)	34.340	4.370	29.970*** (0.008)
(25,36)	19.880	3.110	16.770** (0.049)
(37,48)	21.280	4.290	16.990** (0.035)

註：本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選自 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日之間於台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度上市公司 140 家。本研究依公司規模大小，將公司分為小規模與大規模等兩群體，樣本數皆為 70 家，並進行兩群體累積平均異常報

酬差異性的檢定。括號內的數值為 p-value；*、**與***分別表示達到顯著水準 10%、5%與 1%。

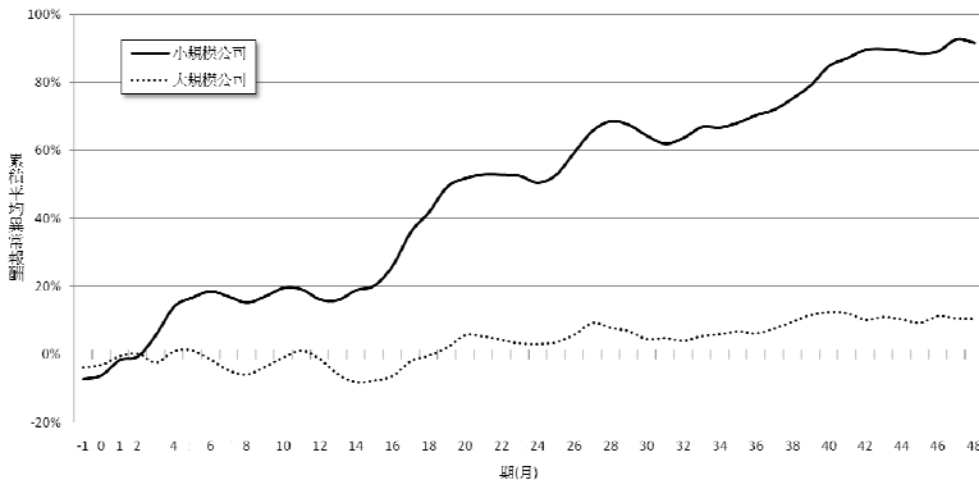


圖 3 庫藏股購回宣告之累積平均異常報酬走勢—依公司規模區分樣本

表 10 因子模式異常報酬之分析—依公司規模區分樣本

Panel A：小規模公司

事件窗口(t ₁ ,t ₂)	單因子模式	Fama-French 三因子模式	Carhart 四因子模式	Nelson 四因子模式
(1,12)	0.015*** (0.001)	0.012** (0.012)	0.011** (0.018)	0.013** (0.011)
(1,24)	0.018*** (<0.001)	0.009*** (0.005)	0.009*** (0.007)	0.014*** (<0.001)
(1,36)	0.016*** (<0.001)	0.006*** (0.006)	0.007*** (0.002)	0.012*** (<0.001)
(1,48)	0.015*** (<0.001)	0.006*** (0.002)	0.008*** (<0.001)	0.010*** (<0.001)

Panel B：大規模公司

事件窗口(t ₁ ,t ₂)	單因子模式	Fama-French 三因子模式	Carhart 四因子模式	Nelson 四因子模式
(1,12)	0.008** (0.050)	0.009** (0.011)	0.006 (0.222)	0.009** (0.021)
(1,24)	0.012*** (<0.001)	0.008*** (0.003)	0.005* (0.054)	0.011*** (<0.001)
(1,36)	0.012*** (<0.001)	0.006*** (0.002)	0.005*** (0.009)	0.010*** (<0.001)
(1,48)	0.011*** (<0.001)	0.005*** (0.003)	0.005*** (0.004)	0.008*** (<0.001)

註：本研究期間涵蓋 2000 年 8 月至 2007 年 6 月，樣本挑選自 2000 年 8 月 9 日至 2003 年 6 月 30 日之間於台灣股票市場中初次宣告實施庫藏股制度上市公司 140 家。本研究依公司規模大小，將公司分為小規模與大規模等兩群體，樣本數皆為 70 家。本研究採用的各因子模式如下：
 單因子模式： $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}$
 Fama-French 三因子模式： $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon_{i,t}$

Carhart 四因子模式： $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + m_iUMD_t + \varepsilon_{i,t}$

Nelson 四因子模式： $R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + a_iADS_t + \varepsilon_{i,t}$

其中：各模式的截距項為 Jensen's α ，用以衡量股票的異常報酬； $R_m - R_f$ 為市場風險溢酬；SMB 為規模因子；HML 為淨值市價比因子；UMD 為動能因子；R&D 為研發支出比因子；ADS 為廣告支出比因子。括號內的數值為 p-value；*、**與***分別表示達到顯著水準 10%、5% 與 1%。

伍·結論與建議

國外股票市場對於庫藏股購回宣告後長期間是否存在異常報酬現象，存在分歧的實證結果，國內雖支持公司股票於庫藏股購回宣告後存在短期的異常報酬，但關於此宣告效果可能存在反應不足情形則鮮少被探討，故我國股票市場對於該異常報酬現象在庫藏股購回宣告後，是否仍將持續反應資訊內涵，以調整至真實價值，為值得關注之現象。更重要的是，若能進一步改善過去文獻不足之處，由多方觀點探討影響股票在庫藏股購回宣告後的長期異常報酬因素，則能使本議題更加完整。在影響因素方面，本研究除了考慮 Fama & French (1992, 1993) 重視的公司特徵外，亦納入包括庫藏股購回資訊、內部人交易、會計資訊及公司治理等變數。

實證結果顯示，不論以市場模式或各種因子模式進行檢測，市場對庫藏股購回宣告的訊號確實存在反應不足的情形，亦即股價在短期內並無法完全回復至真實價值而產生延遲反應現象，導致股票在長期下仍具有顯著正向的異常報酬。此結果與 Ikenberry et al. (1995)、Ikenberry et al. (2000)、Mitchell & Stafford (2000)、Chan et al. (2004)、Gong et al. (2008) 與 Peyer & Vermaelen (2009) 等研究一致，但與 Lee et al. (2005)、Zhang (2005)、Vithessonthi (2008) 等研究不同。

在影響因素方面，本研究發現就公司特徵而言，淨值市價比與公司規模對庫藏股購回宣告後的長期異常報酬具有解釋能力。尤其若以公司特徵為分組進行長期異常報酬的差異分析，亦可以發現高淨值市價比公司與小規模公司的累積平均異常報酬呈現逐期上升之走勢，反觀低淨值市價比公司與大規模公司則明顯呈現較平穩之走勢。就庫藏股購回資訊而言，當公司係為維護公司信用及股東權益而購回庫藏股者，其股票在宣告後則具有較佳的長期績效。然而，宣告購回比率與實際購回比率並無法解釋庫藏股購回宣告後的長期異常報酬。再者，內部人交易資訊變數中，僅內部人淨買入對庫藏股購回宣告後累積平均異常報酬具有正向顯著的影響，當庫藏股購回宣告前屬內部人淨買入之公司，其股票在庫藏股購回宣告後之長期異常報酬愈高。在會計資訊變數方面，本研究由營收成長率顯著負向影響長期累積平均異常報酬之結果可知，當公司在庫藏

股購回宣告前的營收成長率愈高時，股票後續績效則愈差。然而當公司資本支出愈高時，庫藏股購回宣告的後續績效則愈佳。最後，就公司治理變數而言，本研究發現股份控制權與現金流量權偏離程度愈高，公司治理愈差，庫藏股宣告後之長期異常報酬愈低。

在現行法規允許公司可以執行庫藏股購回政策的情況下，提供公司管理當局一個向市場傳遞其真實價值之管道，可更積極地面對股價被市場低估之處理方法。然而，資訊不對稱問題卻也導致投資大眾處於資訊劣勢的不公平地位，難以瞭解公司執行庫藏股購回的真實意涵—究竟股價是否誠如公司管理當局所宣稱地受到市場委屈，亦或是真確具有長期的投資價值？藉由本研究進一步檢測庫藏股的宣告效果，尤其重視其後續較長期績效的表現及影響因素，不但有助於公司瞭解政策執行的效果，亦可使投資人以長期思維擬定投資策略。換言之，投資人可以長期投資的觀點看待公司庫藏股購回政策，以降低市場投機風氣。另外，本文亦存在學術研究延伸上之價值，後續研究可進一步納入門檻迴歸模型，應用於庫藏股購回後長期異常報酬之探討，檢測此長期異常報酬會在何時反轉，反轉期間多長，同時分析公司特徵、庫藏股購回資訊、內部人交易、會計資訊及公司治理等變數對該反應幅度與期間長短的解釋能力³³。

參考文獻

- 王朝仕、陳振遠、陳安琳，「新上市公司股票投資人狂熱行為之研究」，*中山管理評論*，第 15 卷第 4 期，2007 年，頁 713-750。
- 沈中華、李建然，「事件研究法-財務與會計實證研究必備」，台北：華泰文化，2000 年。
- 周賓鳳、劉怡芬，「台灣股市橫斷面報酬解釋因子：特徵、單因子、或多因子？」，*證券市場發展季刊*，第 12 卷第 1 期，2000 年，頁 1-32。
- 高蘭芬、陳振遠、李欣慈，「資訊透明度及席次控制權與現金流量權偏離對公司績效之影響—以台灣電子業為例」，*台灣管理學刊*，第 6 卷第 2 期，2006 年，頁 81-104。
- 許崇源、李怡宗、林宛瑩、鄭桂蕙，「控制權與盈餘分配權偏離之衡量(下)」，*貨幣觀測與信用評等雙月刊*，第 43 期，2003 年(b)，頁 11-26。
- 許崇源、李怡宗、林宛瑩、鄭桂蕙，「控制權與盈餘分配權偏離之衡量(上)」，*貨幣觀測與信用評等雙月刊*，第 42 期，2003 年(a)，頁 15-31。
- 陳安琳，「各種衡量模型下新上市公司股票之長期報酬」，*財務金融學刊*，第 9 卷第 3 期，2001 年，頁 1-20。
- 陳安琳，「台灣股票報酬之穩定因素—交叉確認、因素分析與模擬分析」，*管理學報*，第 19 卷第 3 期，2002 年，頁 519-542。

³³ 作者感謝評審委員提供之寶貴建議。

- 陳振遠、吳香蘭，「台灣上市公司庫藏股購回宣告資訊內涵之研究」，*中山管理評論*，第 10 卷第 1 期，2002 年，頁 127-154。
- 郭敏華、洪舒雯，「內部人持股變動與庫藏股宣告效果」，*台灣金融財務季刊*，第 4 卷第 2 期，2003 年，頁 81-102。
- 陳嘉惠、劉玉珍、林焜焜，「公開市場股票購回影響因素分析」，*證券市場發展季刊*，第 15 卷第 3 期，2003 年，頁 27-61。
- 蔡知倫，從訊息面看台灣股市週報酬的動量現象，國立中央大學企業管理研究所碩士論文，2008 年。
- 蔡柳卿、郭法雲，「我國庫藏股制度之實證研究：資訊效果與資訊傳遞動機」，*會計評論*，第 38 期，2004 年，頁 81-112。
- 顧廣平，「台灣新上市股票短期與長期績效之再探討」，*證券市場發展季刊*，第 15 卷第 1 期，2003 年，頁 1-40。
- Asquith, P. & Mullins, D.W., "Signaling with Dividends, Stock Repurchases & Equity Issues", *Financial Management*, Vol. 15(3), 1986, pp. 27-44.
- Bagwell, L. S., "Share Repurchases and Takeover Deterrence", *RAND Journal of Economics*, Vol. 22(1), 1991, pp. 72-88.
- Bagwell, L. S., "Dutch Auction Repurchases: An Analysis of Shareholder Heterogeneity", *Journal of Finance*, Vol. 47(1), 1992, pp. 71-105.
- Brav, A., Graham, J. R., Harvey, C. R. & Michaely, R., "Payout Policy in the 21st Century", *Journal of Financial Economics*, Vol. 77(3), 2005, pp. 483-527.
- Brockman, P. & Chung, D. Y., "Managerial Timing & Corporate Liquidity: Evidence from Actual Share Repurchases", *Journal of Financial Economics*, Vol. 61(3), 2001, pp. 417-448.
- Brown, D. T. & Ryngaert, M. D., "The Determinants of Tendering Rates in Interfirm & Self-Tender Offers", *Journal of Business*, Vol. 65(4), 1991, pp. 529-56.
- Carhart, M., "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, Vol. 52(1), 1997, pp.57-82.
- Chan, K., Ikenberry, D. & Lee, I., "Economic Sources of Gain in Stock Repurchases", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 39(3), 2004, pp.461-479.
- Chopra, N., Lakonishok, J. & Ritter, J. R., "Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact?", *Journal of Financial Economics*, Vol. 31(2), 1992, pp. 235-268.
- Chung, K. H., Wright, P. & Charoenwong, C., "Investment Opportunities & Market Reaction to Capital Expenditure Decisions", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 22(1), 1998, pp. 41-60.
- Claessens, S., Djankov, S. & Lang, L. H. P., "The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations", *Journal of Financial Economics*, Vol. 58(1-2), 2000, pp. 81-112.
- Comment, R. & Jarrell, G. A., "The Relative Signalling Power of Dutch-Auction and Fixed-Price Self-Tender Offers and Open-Market Share Repurchases", *Journal of Finance*, Vol. 46(4), 1991, pp. 1243-1271.
- Core, J. E., Guay, W. R., Richardson, S. A. & Verdi, R. S., "Stock Market Anomalies: What Can We Learn from Repurchases and Insider Trading", *Review of Accounting Studies*, Vol. 11(1), 2006, pp.

49-70.

- Dann, L. Y., "Common Stock Repurchases: An Analysis of Returns to Stockholders and Bondholders", *Journal of Financial Economics*, Vol. 9(2), 1981, pp. 113-138.
- Dann, L. Y., Masulis, R. W. & Myers, D., "Repurchase Tender Offers and Earnings Information", *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 14(3), 1991, pp. 217-251.
- De Bondt, W. & Thaler R., "Does the Stock Market Overreact?", *Journal of Finance*, Vol. 40(3), 1985, pp. 793-805.
- Dittmar, A. K., "Why do Firms Repurchase Stock?", *Journal of Business*, Vol. 73(3), 2000, pp. 331-355.
- Dunsby, A., "Share Repurchases, Dividends and Corporate Distribution Policy", Working Paper, Wharton School of the University of Pennsylvania, Philadelphia, 1994.
- Easley, D. & M. O'Hara, "Price, Trade Size and Information in Securities Markets", *Journal of Financial Economics*, Vol. 19(1), 1987, pp. 69-90.
- Fama, E. F. & French, K. R., "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol. 47(2), 1992, pp. 427-465.
- Fama, E. F. & French, K. R., "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, Vol. 33(1), 1993, pp. 3-56.
- Fenn, G. & Liang, N., "Good News & Bad News about Share Repurchases", FEDS Paper No. 98-4, Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve, 1997.
- Ginglinger, E. & Hamon, J., "Actual share repurchases, timing and liquidity", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 31(3), 2007, pp. 915-938.
- Gong, G., Louis, H. & Sun, A. X., "Earnings Management and Firm Performance Following Open-Market Repurchases", *Journal of Finance*, Vol. 63(2), 2008, pp. 947-986.
- Ho, L. C., Liu, C. S. & Ramanan, R., "Open-Market Stock Repurchase Announcements and Revaluation of Prior Accounting Information", *Accounting Review*, Vol. 72(3), 1997, pp. 475-489.
- Ikenberry, D., Lakonishok, J. & Vermaelen, T., "Market Underreaction to Open Market Share Repurchases", *Journal of Financial Economics*, Vol. 39(2-3), 1995, pp. 181-208.
- Ikenberry, D., Lakonishok, J. & Vermaelen, T., "Stock Repurchases in Canada: Performance and Strategic Trading", *Journal of Finance*, Vol. 55(5), 2000, pp. 2373-2397.
- Jensen, M. C., "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance and Takeover", *American Economic Review*, Vol. 76(2), 1986, pp. 323-329.
- Jensen, M. & Meckling, W., "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3(4), 1976, pp. 305-360.
- Jolls, C., "The Role of Compensation in Explaining the Stock-Repurchase Puzzle", Working Paper, Harvard Law School, Cambridge, Mass, 1996.
- Kracher, B. & Johnson, R. R., "Repurchase Announcements, Lies and False Signals", *Journal of Business Ethics*, Vol. 16(15), 1997, pp. 1677-1685.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F. & Shleifer, A., "Corporate Ownership around the World", *Journal of Finance*, Vol. 54(2), 1999, pp. 471-517.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R. W., "Investor Protection and Corporate

- Valuation”, *Journal of Finance*, Vol. 57(3), 2002, pp. 1147-1171.
- Lakonishok, J., Shleifer, A. & Vishny, R. W., “Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk”, *Journal of Finance*, Vol. 49(5), 1994, pp. 1541-1578.
- Lee, D. S., Mikkelsen, W. H. & Partch, M. M., “Managers’ Trading around Stock Repurchases”, *Journal of Finance*, Vol. 47(5), 1992, pp. 1947-1961.
- Lee, Y. G., Jung, S. C. & Thornton, Jr. J. H., “Long-Term Stock Performance After Open-Market Repurchase in Korea”, *Global Finance Journal*, Vol. 16(2), 2005, pp. 191-209.
- Lie, E., “Operating Performance Following Open Market Share Repurchase Announcements”, *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 39(3), 2005, pp. 411-436.
- McConnell, J. J. & Muscarella, C. J., “Corporate Capital Expenditure and the Market Value of the Firm”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 14(3), 1985, pp. 399-422.
- Mitchell, M. L. & Stafford, E., “Managerial Decisions and Long-Term Stock Price Performance”, *Journal of Business*, Vol. 73(3), 2000, pp. 287-329.
- Nelson, J. M., “Intangible Assets, Book-to-Market and Common Stock Returns”, *Journal of Financial Research*, Vol. 29(1), 2006, pp. 21-41.
- Netter, J. M. & Mitchell, M. L., “Stock-Repurchase Announcements and Insider Transactions after the October 1987 Stock Market Crash”, *Financial Management*, Vol. 18(3), 1989, pp.84-96.
- Opler, T. C. & Titman, S., “The Debt-Equity Choice: An Analysis of Issuing Firms”, Working Paper, Ohio State University, Columbus, 1996.
- Peyer, U. & Vermaelen, T., “The Nature and Persistence of Buyback Anomalies”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 22(4), 2009, pp. 1693-1745,
- Pugh, W. & Jahera, J. S., “Stock Repurchases & Excess Returns: An Empirical Examination”, *Financial Review*, Vol. 25(1), 1990, pp. 127-142.
- Raad, E. & Wu, H. K., “Insider Trading Effects on Stock Returns Around Open-Market Stock Repurchase Announcements: An Empirical Study”, *Journal of Financial Research*, Vol. 18(1), 1995, pp. 45-57.
- Ritter, J. R., “The Long-Run Performance of Initial Public Offerings”, *Journal of Finance*, Vol. 46(1), 1991, pp. 3-27.
- Stephens, C. P. & Weisbach, M. S., “Actual Share Reacquisitions in Open-Market Repurchase Programs”, *Journal of Finance*, Vol. 53(1), 1998, pp. 313-333.
- Thompson, J. E., “More Methods that Make Little Difference in Event Studies”, *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 15(1), 1988, pp. 77-86.
- Vermaelen, T., “Common Stock Repurchases and Market Signalling: An Empirical Study”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 9(2), 1981, pp. 139-183.
- Vithessonthi, C., “Long-Run Share Prices and Operating Performance Following Share Repurchase Announcements”, *Journal of American Academy of Business, Cambridge*, Vol. 12(2), 2008, pp. 180-186.
- Zhang, H., “Share Price Performance Following Actual Share Repurchases”, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 29(7), 2005, pp. 1888-1901.

Long-Run Performance Following Stock Repurchase Announcement and Influence Factors

ROGER C. Y. CHEN, CHONG-CHUO CHANG,
CHAO-SHI WANG, PO-SHENG CHUANG*

ABSTRACT

This study examines long-run firm performance following open market stock repurchases from the perspectives of characteristics, information on stock repurchases, insider trading, accounting information and corporate governance. The empirical results demonstrate that the long-run abnormal return after initial announcement is significantly positive, implying that the market underreacts to incorporate the valuation effect of stock repurchase announcement in the short period. This study documents that the long-run return of stock repurchases has significant relation to the book-to-market ratio, repurchase purpose, insider net buying, sale growth rate, capital expenditure ratio and deviation between voting rights and cash-flow rights. Furthermore, firms with high book-to-market ratio and small firm size convey a substantial undervaluation signal through repurchase announcements.

Keywords: stock repurchases, long-run return, insider trading, accounting information, corporate governance.

* Roger C. Y. CHEN, Professor, Graduate Institute of Business Management, National Kaohsiung First University of Science and Technology. Chong-Chuo CHANG, Assistant Professor, Department of Finance, Asia University. Chao-Shi WANG, Assistant Professor, Department of Finance and Risk Management. Po-Sheng CHUANG, Master, Department of Finance, National Kaohsiung First University of Science and Technology.

