臺大管理論叢 2008/12
第19卷 第1期 299-326

股票購回期間之市場流動性研究

Market Liquidity During Stock Repurchases Period

王錦瑩／銘傳大學風險管理與保險學系助理教授
Jin-Ying Wang, Assistant Professor, Department of Risk Management and Insurance, Ming Chung University

Received 2006/7, Final revision received 2007/9

摘要

本文探討台灣的上市公司在股票購回期間的市場流動性變化，以買賣價差衡量市場流動性。本文的實證結果發現，在公司股票購回期間，股票買賣價差會有縮小的現象，在考慮股價、成交量與股價波動度後亦同，因此，公司的股票購回行為會改善其股票的市場流動性。本文也發現，公司並不會利用其資訊優勢，以成本極小化的方式，選擇有利時機購回股票。投資人也不會因為公司積極的股票購回行為而退出市場。綜合而言，本文的研究結果符合競爭造市者假說之論點。

【關鍵字】股票購回、市場流動性、買賣價差

Abstract

This paper explores stock repurchase effect on market liquidity in Taiwan. Results indicate that bid-ask spreads narrow during the stock repurchase period. Results remain the same after controlling for price, volume, and volatility. Thus, stock repurchase improves market liquidity. This paper finds that, in regard to stock repurchase timing, corporations do not use information advantage to buy back stocks toward cost minimization. Investors also do not withdraw from the market when firms actively buy back their stocks. Therefore, the competing market hypothesis powerfully explains liquidity impact of open market repurchase.

【Keywords】stock repurchase, liquidity, bid-ask spreads

感謝主編以及兩位匿名審查委員的細心審閱並提供諸多寶貴意見，感謝國立政治大學財管系劉玉珍教授於論文寫作及答辯上所提供的建議與協助，感謝國科會所給予之經費補助(93-2416-H -130-023)。

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、前言

台灣自從於 2000 年頒布實施庫藏股制度以來，至 2005 年為止，共計有 378 家公司進行 1,278 件股票購回，也就是說，有超過一半的上市公司曾經進行股票購回，平均每兩家公司就至少有一家曾經宣告進行股票購回，每家進行股票購回的公司平均進行了 3.38 次的股票購回。根據資料統計，公司在股票市場購回自家公司股票的股數，佔整個台灣股票市場成交量的 0.32%，其購回的金額，佔整個台灣股票市場成交額的 0.24%。由上述資料可知，公開市場股票購回不僅是證券交易法規定上市公司必須公開揭露的重要訊息，也是台灣上市公司重要的財務決策，對於台灣股票市場的交易也具有一定程度的影響力。

在過去有關股票購回的研究中，大多數的文獻是在解釋說明宣告進行股票購回對公司如何有利 (例如：Stephens & Weisbach, 1998; Ikenberry, Lakonishok, & Vermaelen, 2000; Grullon & Michaely, 2002; McNally, 1999; Brav, Graham, Harvey, & Michaely, 2005; Lee, Liu, Roll, & Subrahmanyam, 2006; 陳振遠、吳香蘭，2002; 陳嘉惠、劉玉珍、林炯垚，2003)，然而，雖然理論普遍認為公開市場股票購回相對於現金股利來說具有租稅優勢，但是大部分的美國公司卻仍然選擇發放現金股利，Barclay 與 Smith (1988) 對此現象提出另一個見解，其以市場流動性的角度說明公開市場股票購回對公司也可能會有負面影響。

公開市場股票購回對公司股票流動性的影響，有正面與反面兩種可能，分別以競爭造市者假說 (Competing Market-maker Hypothesis) 以及資訊不對稱假說 (Information Asymmetry Hypothesis) 加以說明。競爭造市者假說認為，當管理者在公開市場購回公司的股票，一方面會因為下較高的限價買單而直接縮小買賣價差，另一方面會間接地造成股票的競爭程度增加，以致提高公司股票的市場流動性。資訊不對稱假說則認為，公開市場股票購回將顯露出有更多有資訊優勢的管理者會在次級市場中交易公司的股票，管理者會基於自利動機，而選擇在價格有利時才進行交易，為求獲利，管理者可能會採取選擇股票購回的時機、改變資訊流 (直到進行股票購回後才發佈好消息、或是加速壞消息的釋放) 等方式，以使其有機會從賣股票的投資人手中移轉財富。究竟是競爭造市者假說或是資訊不對稱假說較能解釋台灣上市公司的股票購回行為，將有待實證分析加以驗證。

在過去以市場流動性的角度探討股票購回影響效果的文獻中，Barclay 與 Smith (1988) 以年度的資料進行實證，發現實證結果支持資訊不對稱假說的觀點。然而，Singh、Zaman 與 Krishnamurti (1994) 卻質疑 Barclay 與 Smith (1988) 使用年度的資料進行實證所產生的結果將可能有偏誤，認為探討股票購回宣告日前後買賣價差的變化，更能反映公司的股票購回行為對市場流動性的影響。後續如 Wiggins (1994)、Miller 與 McConnell (1995) 以及 Franz、Rao 與 Tripathy (1995) 等研究，也都是以股票

臺灣大學學術期刊資料庫

購回宣告日前後的市場流動性變化為研究對象。然而，以股票購回的宣告日作為衡量買賣價差是否改變的基準，並無法真正了解管理者所進行的股票購回活動是否會影響公司的股票流動性。由於美國的公司沒有責任在宣告進行股票購回後一定要執行股票購回，所以宣佈要進行股票購回的公司，有可能根本沒有進行股票購回，而對那些沒有真正進行股票購回的公司，研究其市場流動性變化，所得到的研究結果將有可能會失真。因此，要研究公司股票購回的流動性效果，取得公司確實的股票購回資料是有必要的，Brockman 與 Chung (2001) 以及 Cook、Krigman 與 Leach (2004) 這兩篇文章就是以公司確實的股票購回行為研究股票購回對市場流動性的影響。然而，這兩篇文章的研究結果卻有著不同的結論，Brockman 與 Chung (2001) 支持資訊不對稱性假說，Cook et al. (2004) 支持競爭造市者假說。

根據台灣證券交易法中股票購回辦法的規定，公司在宣告進行股票購回後兩個月內必須進行股票購回，而且，公司在股票購回期限屆滿後，必須將實際購回比例輸入股市觀測站，以使投資大眾有所了解。因此，台灣的股票市場也有揭露真正的股票購回日期，以台灣的上市公司為樣本，將能確實了解股票購回是否會對市場流動性造成影響。本文將由三個角度分析台灣上市公司的股票購回行為對市場流動性的影響：首先，本文要探討公司在股票購回期間與非股票購回期間的市場流動性表現。其次，本文要探討公司是否會利用資訊優勢，選擇有利的時機在市場中進行股票購回。最後，本文要探討台灣的投資人是否會因為公司進行股票購回的積極程度不同而有不同的反應。

本文的研究結果具有以下的貢獻：第一，過去的文獻中，股票購回的流動性效果有正有負，並沒有一致性的結論。Cook et al. (2004) 認為揭露環境的不同似乎在股票購回的流動性效果上扮演著重要的角色，以台灣上市公司的股票購回行為作為研究對象，將對股票購回對市場流動性的影響提供另外一個新事證。第二，台灣的庫藏股制度實施未久，目前所有的相關文獻都是探討股票購回的宣告效果，並沒有文獻探討股票購回對市場流動性的可能影響。研究股票的市場流動性是很重要的，因為較低的流動性會導致較高的資金成本而不利於公司的價值。本文的研究結果，將能夠對於台灣的庫藏股制度提供更完整的政策涵義。第三，理論上，競爭造市者假說認為公司進行股票購回會促進市場的流動性，使一般的投資人受惠；反之，資訊不對稱假說則認為，公司進行股票購回會使公司有機會從一般投資人的身上移轉財富。散戶在公司的股票購回行動中究竟是會獲利或是受害，在散戶佔有很高的比重的台灣股市中，格外具有意義。

本文以買賣價差衡量市場的流動性，使用單變量的 t 統計量檢定與符號檢定 (Sing Test) 以及考慮股價、成交量與價格波動性等控制變數後的複迴歸分析檢視公司的股票購回行為對於公司股票流動性的影響。本文的實證結果普遍認為，公司股票購

臺灣大學學術期刊資料庫

回期間公司股票的買賣價差會有縮小的現象，在考慮股價、成交量與股價波動度後，亦得到相同的結果。因此，公司會因為股票購回而改善其市場流動性，本文的實證結果符合競爭造市者假說之論點。

在公司的擇時 (Timing) 策略方面，本文發現進行股票購回的公司，並不會採取成本極小化的方式從事股票購回，公司的平均股票購回價格明顯地高於股票購回期間的股票平均成交價格。而且，公司也不會利用其資訊優勢在市場中購回公司股票。此部分的實證結果，再次符合競爭造市者假說的論點。

在投資人的反應方面，將樣本依據實際執行比例分類後，發現不同執行比例的公司，並沒有明顯不同的市場流動性改善效果，此一實證結果，一方面可能意謂著台灣的投資人在公司股票購回因為獲得了市場流動性改善的好處而不急於退出市場，再次支持競爭造市者假說的觀點。另一方面則是可能意謂著，在股票購回資訊尚未公開前，台灣投資人並沒有足夠能力察覺到公司是否正在進行股票購回。

本文也發現，在股票購回期間結束後，公司的買賣價差相對於股票購回宣告前，仍然有縮小的現象，表示股票購回對市場流動性的改善效果，並不限定於股票購回期間，股票購回的確有助於改善公司股票的市場流動性。

本文除了前言以外，第二部份說明研究變數的定義、研究假說以及研究方法，第三部份進行實證分析，探討的內容包括：研究樣本、公司股票購回期間的市場流動性變化、公司股票購回的擇時策略以及投資人偵測公司股票購回行動的能力。第四部份則是本文的結論。

貳、文獻探討

Barclay 與 Smith (1988) 是第一篇探討公開市場股票對市場流動性影響的文章，其以買賣價差 (Bid-ask Spreads) 衡量股票的市場流動性，站在資訊不對稱假說的觀點，認為由於公開市場股票購回將透露出有更多有資訊的交易者 (Informed Traders) 會在次級市場中交易公司股票的訊息，在有資訊的交易者只會在價格有利時才進行交易的情況下，將會造成賣價 (Ask Price) 的提高與買價 (Bid Price) 的降低，因此，在公開市場股票購回時，買賣價差會提高。以 1970 至 1978 在紐約證券交易所 (New York Stock Exchange；NYSE) 掛牌的公司為研究對象，共取得 153 個公開市場股票購回宣告的樣本，以年度的資料進行實證，發現買賣價差 (年初與年底買賣價差的平均值) 在股票購回當年度明顯上升，因此，其實證結果支持資訊不對稱假說的觀點，亦即公司進行股票購回將不利於公司股票的市場流動性。

然而，Singh et al. (1994) 卻質疑 Barclay 與 Smith (1988) 使用年度的資料進行實證所產生的結果將可能有偏誤，包括將無法檢示股票購回宣告日前後買賣價差的變化。其進一步以 1983 至 1990 年 181 個在 NMS (National Market System) 掛牌的公

臺灣大學學術期刊資料庫

司，取股票購回宣告日前後各 100 天的日資料加以檢視，發現在股票購回宣告後，公司的買賣價差並沒有改變。Miller 與 McConnell (1995) 則是從 1984 年 1 月至 1988 年 6 月在紐約證交所掛牌的股票中，取出 158 個首次宣告進行股票購回，90 個二度以上進行股票購回的公司，取宣告日前 50 天至 10 天，宣告日後 10 天至 50 天的資料加以檢視，也沒有發現在公開市場股票購回宣告後買賣價差會有所改變。Franz et al. (1995) 檢視 1983 年 1 月至 1987 年 7 月在那斯達克 (Nasdaq) 股票市場中宣告要進行公開市場股票購回的 157 個公司，發現買賣價差有下降的現象。Wiggins (1994) 使用 1988 年至 1990 年 195 個在 NYSE 以及 AMEX (American Stock Exchange) 中宣告進行股票購回的樣本，發現在股票購回宣告後，買賣價差顯著地下降，而市場深度則沒有明顯的變化。其就股票購回後流通在外股數下降的樣本進行檢視，結果仍然相同。

上述的研究都是以美國的公司作為探討的對象，由於美國的公司在宣告進行股票購回後並不一定要真的履行購回股票的承諾，探討股票購回的宣告日前後的市場流動性變化，仍然無法確定股票購回是否會對公司股票的市場流動性產生影響。雖然 Wiggins (1994) 的研究中嘗試以股票購回後流通在外股數是否下降來判斷公司是否有真正執行股票購回，但是如果可以取得公司確實執行股票購回的資料，將可以使得研究結果更具有可靠性。Brockman 與 Chung (2001) 以及 Cook et al. (2004) 這兩篇文章就是以公司確實的股票購回資料進行研究。

Brockman 與 Chung (2001) 以香港股票交易獨特的揭露環境為研究對象，由於香港政府要求公司在進行股票購回後的第二個交易日必須要揭露其股票購回的相關價量資料，因此 Brockman 與 Chung (2001) 得以實際的股票購回日而非股票購回宣告日進行實證研究，其研究結果發現，在公司進行股票購回時買賣價差會擴大，市場深度變小了，亦即公司的股票購回活動會使公司的股票流動性變差了。因此，Brockman 與 Chung (2001) 的研究結果，支持資訊不對稱性假說，亦即股票購回不利於市場流動性的論點。

Cook et al. (2004) 則是以問卷調查等方式，取得 64 個美國公司實際進行股票購回的資料，發現公開市場股票購回會使得買賣價差縮小，並且緩和委託簿不平衡所產生的價格衝擊。因此，Cook et al. (2004) 的研究結果，支持競爭造市者假說，亦即股票購回對於市場的流動性會有所幫助。

參、變數定義、研究假說與研究方法

一、市場流動性的定義

Harris (2003) 認為買賣價差是交易者在下委託單時最重要的考慮因素，是沒有耐心的交易者為了得到立即成交所必須要支付的代價，當買賣價差大的時候，要獲得立即交易是很昂貴的，當買賣價差小的時候，將能較不費成本地獲得立即交易。Barclay

臺灣大學學術 開放資料庫

與 Smith (1988) 指出，買賣價差的擴大，會提高公司的必要報酬率 (資金的機會成本)，降低公司的投資，並進而降低公司的價值。

雖然衡量市場流動性的方法，包括買賣價差、市場深度 (Market Depth)、(未預期)交易量、週轉率等，然而，買賣價差相對於其他的流動性變數來說，最適合用以估計台灣股市的市場流動性，原因說明如下：第一、Harris (2003) 指出買賣價差與市場深度可以反映當下的市場狀況 (Contemporaneous Market Conditions)，而交易量、週轉率等只是衡量短暫的流動性情形 (Transitory Liquidity Conditions)。因此，Chordia、Roll 與 Subrahmanyam (2001) 將交易量、週轉率等變數歸類為交易活動 (Trading Activity)，而將買賣價差、市場深度歸類為主要的流動性指標。第二、就買賣價差與市場深度這兩項變數來說，Harris (2003) 指出小額委託單由於關心的是在特定交易規模下的交易價格，因此適合以買賣價差來衡量其市場流動性。相反地，大額委託單關心的是在特定成交價格下的交易數量，所以適合以市場深度來衡量其市場流動性。散戶投資人在下單時，主要是以目前市場上的買價與賣價考量他們想要下單的價格，以確認他們是否能夠得到好的交易價格，所以，散戶投資人下的多為小額委託單，會比較關心買賣價差的變化情形。Wiggins (1994) 也認為買賣價差足以衡量小型交易者的市場流動性。因此，從過去的文獻中可知，在以散戶為主體的台灣股票市場中，買賣價差相對於其他的流動性變數來說，更適合用以衡量市場流動性。況且，要衡量市場深度必須要有每一筆委託單的資料，在台灣經濟新報社的資料庫中，雖然自 2003 年 2月 20 日以後有揭露未成交最佳五檔的委託單資料，但是畢竟提供的時間無法涵蓋本文的整個研究期間而且提供的資料也不是每一筆委託單的完整資料，因此，要衡量市場深度有資料取得的困難性。

本文將以買賣價差衡量市場流動性，當買賣價差越小，表示股票的買賣雙方對於股票價格的看法越接近，股票越容易成交，股票的市場流動性越大，反之，買賣價差越大，表示股票的市場流動性越小。根據 Madhavan、Porter 與 Weaver (2005) 的研究，可以將買賣價差分成絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差等四種，分別定義如下：

(一) 絕對買賣價差：

賣價－買價，表示買賣雙方對於股票價格看法的差異程度。

(二) 相對買賣價差：

(賣價－買價) 除以 (賣價＋買價) / 2，亦即將絕對買賣價差以標準化的方式表示。

(三) 絕對效率買賣價差：

交易價格－(賣價＋買價) / 2，取絕對值，係衡量交易價格偏離買賣價差中間數(買價加賣價後除以二) 的程度，買賣價差中間數可視為理論上可以成交的價格，實際

臺灣大學學術期刊資料庫

的交易價格與理論的成交價格差異越小，表示買賣雙方越可能成交。

(四) 相對效率買賣價差：

【交易價格－(賣價＋買價) / 2】除以 (賣價＋買價) / 2，取絕對值，亦即將效率買賣價差以標準化的方式表示。

相對買賣價差以及相對效率買賣價差係將買賣價差標準化，可以避免因為買賣價格絕對金額的大小差異而造成研究分析上的偏誤。Boehmer、Saar 與 Yu (2005) 指出效率買賣價差除了可以衡量交易成本以外，也可以衡量交易所產生的價格衝擊。

二、研究假說

根據競爭造市者假說的論述，公司進行股票購回所下的限價買單，一方面會直接提高買價，另一方面會促進市場的競爭程度，因此降低了買賣價差，增加公司股票的市場流動性。反之，資訊不對稱假說則認為，公司會以刻意壓低買價的方式進行股票購回，造成股票的買賣價差擴大，而不利於公司股票的市場流動性。針對競爭造市者假說以及資訊不對稱假說的觀點，分別形成本文的研究假說一：

H1a：根據競爭造市者假說，公司進行股票購回時，股票的買賣價差將會縮小，而有利於市場流動性。

H1b：根據資訊不對稱假說，公司進行股票購回時，股票的買賣價差將會擴大，而不利於市場流動性。

不對稱資訊假說認為，公司進行股票購回時，將會利用資訊優勢，選擇在股價有利於自己時才會進行交易，亦即公司會以擇時策略進行交易。反之，競爭造市者假說則認為，公司在進行股票購回時，並不會使用資訊優勢，也不會選擇有利於自己的時機。針對競爭造市者假說以及資訊不對稱假說的觀點，分別形成本文的研究假說二：

H2a：根據競爭造市者假說，公司進行股票購回時，將不會採取擇時策略。

H2b：根據資訊不對稱假說，公司進行股票購回時，將會採取擇時策略。

Leland (1992)、Pagano 與 Röell (1996) 以及 Brockman 與 Chung (2001) 等研究都指出，資訊豐富的公司內部人若頻繁地進行交易，將使得處於資訊劣勢的其他投資人容易吃虧，不再願意交易，以致降低了市場的流動性。依據資訊不對稱假說，如果投資人有能力偵測到公司的股票購回行為，則當投資人察覺到公司正積極地進行股票購回時，將選擇退出市場，以致實際執行比例高的公司在股票購回時有較差的市場流動性改善效果。依據競爭造市者假說，由於公司的股票購回行為會改善市場的流動性，使得投資人與內部人交易所面臨的不利情況不是那麼嚴重，因此，投資人在公司進行股票購回時將不會急於退出市場，以致不同執行比例公司並沒有明顯的市場流動性變化差異。依據以上的推論，形成本文的研究假說三：

臺灣大學學術期刊資料庫

H3a：根據競爭造市者假說，不同執行比例公司，股票購回期間的市場流動性改善效果並沒有差異。

H3b：根據資訊不對稱假說，低執行比例的公司比高執行比例的公司，在股票購回期間，有較大的市場流動性改善效果。

三、研究方法

(一) 股票購回期間與非股票購回期間之認定

依據股票購回辦法第 5 條規定，台灣的上市公司在宣告股票購回後兩個月內必須執行股票購回，因此，本文將以 2 個月為單位，把宣告股票購回後的 2 個月期間認定為股票購回期間，宣告股票購回前 2 個月以及股票購回活動結束後 2 個月 (即股票購回宣告後的第 3、4 個月) 期間認定為非股票購回期間。

(二) 統計分析方法

除了敘述性統計資料的陳述以外，本文也將進行單變量統計檢定 (成對 t 統計量檢定、符號檢定與 t 統計量檢定)、考慮控制變數的複迴歸分析以及 Pearson 相關係數檢定。在迴歸模式的進行上，為了避免迴歸式的自變數有共線性問題，本文先對各迴歸式的自變數進行 VIF (Variance Inflation) 值的共線性測試後，以調整迴歸式自變數之間的相關性高而產生的共線性問題，此外，並將以 White (1980) 的方法，調整迴歸式的殘差項的異質變異 (Heteroskedasticity) 的問題。

(三) 研究變數之計算方式

本文的所有變數，都是先分別計算每家樣本公司在股票購回期間與非股票購回期間的日平均數，再將每家樣本公司的資料彙整，以求算所有樣本公司在股票購回期間與非股票購回期間的平均數與中位數，並提報其結果。

肆、實證結果

一、研究樣本

本文以台灣上市公司進行股票購回的案件為研究樣本，時間涵蓋 2000 年 8 月 7 日 (庫藏股制度開始實施日) 至 2005 年底，從台灣證券交易所公開資訊觀測站中取得公司產業歸類、股票購回時間、實際購回比例與平均購回價格等資料，從台灣經濟新報社資料庫中取得公司規模、股票買價、賣價、成交價、成交量、最高價、最低價、以及週轉率等財務資料。

從台灣證券交易所公開資訊觀測站中共取得 1,278 個股票購回案件，其中有 2 個案件的實際購回比例超過 100%，列為有問題的事件，首先予以刪除。由於證交所規定，公司在宣告股票購回後的兩個月內，必須從公開市場中買回自家公司的股票，因此，如果公司在宣告股票購回後兩個月內又再宣告一次股票購回，將會使得兩次股票

臺灣大學學術期刊資料庫

購回期間有重疊之處，如果在宣告股票購回後的第 3、4 月又再宣告一次股票購回，則會使得股票購回期間與非股票購回期間有所重疊，因此，本文將刪除兩次股票購回期間在四個月以內發生的樣本 (註[1])，此部份有 440 筆資料將予以刪除。另外有 51 筆資料因為資料不全所以也予以刪除。經過資料篩選後，本文共取得 785 件股票購回案為研究對象。

本文將庫藏股制度實施後至 2005 年底所有宣告進行股票購回的上市公司稱為所有股票購回公司，將經過篩選後合乎本文選樣條件的公司稱為樣本公司，表 1 顯示樣本公司與所有股票購回公司之產業、股票購回時間、實際股票購回比例以及公司規模的分布情形，並且以 X^2 檢定樣本公司與所有股票購回公司是否有相同的分配狀況。

依產業別做分類，台灣的上市公司中以電子業進行股票購回的比率最高，樣本公司與所有股票購回公司的分布情形，經 X^2 檢定後，X^2 值達 10% 之顯著水準，表示樣本公司與所有股票購回公司在產業分布上並不相同，分析後發現本文的樣本公司比所有股票購回公司有較高比重的電子股、較少比重的金融保險業以及橡膠類股。

依購回時間做分類，股票購回案件在 2004 年時發生最多次，值得注意的是，台灣股市是從 2000 年 8 月 7 日開始允許上市公司自公開市場買回家公司的股票，雖然 2000 年可以取得資料的時間不到五個月，卻發生了 230 起股票購回案件，表示在開放庫藏股的一開始，有很多公司急於從股票市場中購回股票，以致有許多股票購回發生期間在四個月以內的案件，在經過篩選程序後，2000 年列入研究樣本的公司只剩下 136 個，樣本公司在購回時間的分布情形與所有股票購回公司並未達到明顯差異。

依據購回比例 (實際進行股票購回的數量／宣告進行股票購回的數量) 做分類，大多數的公司在宣告進行股票購回以後，會真正進行股票購回，有四成的公司百分之百履行其承諾，不過也有超過三成的公司真正的執行比例不到 50%，在這個部份樣本公司與所有股票購回公司有著相同的分配情形，X^2 值未達顯著水準。

註[1] 在刪除兩次股票購回期間在四個月以內發生的樣本時，係保留重覆事件中前面發生的樣本，僅有刪除後面發生的樣本。

臺灣大學學術期刊資料庫

表1 樣本公司與所有股票購回公司之比較

依產業別分類			依購回時間分類			依購回比例分類			依公司規模分類		
	樣本	母體		樣本	母體	單位：	樣本	母體	(單位:百萬元)	樣本	母體
電子工業	416 (53%)	622 (49%)	2000	136 (17%)	230 (18%)	0%	26 (3%)	33 (3%)	<1,000	61 (8%)	104 (8%)
金融保險	63 (8%)	179 (14%)	2001	118 (15%)	245 (19%)	0%-10%	46 (6%)	66 (5%)	1,000-3,000	234 (30%)	373 (29%)
紡織纖維	50 (6%)	71 (6%)	2002	103 (13%)	177 (14%)	10%-30%	87(11%)	140 (11%)	3,000-6,000	177 (23%)	273 (21%)
電機機械	30 (4%)	55 (4%)	2003	108 (14%)	168 (13%)	30%-50%	95 (12%)	152 (12%)	6,000-9,000	96 (12%)	153 (12%)
建材營建	38 (5%)	53 (4%)	2004	193 (25%)	291 (23%)	50%-70%	75 (10%)	127 (10%)	9,000-12,000	43 (5%)	66 (5%)
鋼鐵工業	18 (2%)	43 (3%)	2005	127 (16%)	167 (13%)	70%-90%	98 (12%)	144 (11%)	12,000-15,000	29 (4%)	54 (4%)
化學生技	30 (4%)	43 (3%)	合計	785 (100%)	1278 (100%)	90%-100%	61 (8%)	100 (8%)	15,000-20,000	27 (3%)	42 (3%)
電器電纜	21 (3%)	40 (3%)				100%	297 (38%)	516 (40%)	>20,000	118 (15%)	213 (17%)
貿易百貨	16 (2%)	30 (2%)				合計	785 (100%)	1278 (100%)	合計	785 (100%)	1278 (100%)
食品工業	21 (3%)	23 (2%)									
航運業	12 (2%)	17 (1%)									
造紙工業	10 (1%)	15 (1%)									
塑膠工業	13 (2%)	16 (1%)									
水泥工業	10 (1%)	12 (1%)									
汽車工業	6 (1%)	7 (1%)									
觀光事業	2 (0%)	7 (1%)									
橡膠工業	5 (1%)	8 (6%)									
其他	24 (3%)	37 (3%)									
合計	785 (100%)	1278 (100%)									
X^2	25.08*		X^2	9.17		X^2	2.85		X^2	1.76	

* 表示達到 10% 顯著水準。

本文的研究期間自 2000 年 8 月 9 日 (股票購回開始實施日) 至 2005 年 12 月 31日，將研究期間中所有宣告進行股票購回的上市公司稱為母體，經篩選後列為研究對象的公司稱為樣本，樣本篩選的方式為去除股票購回宣告在四個月以內以及資料不齊全的公司。將樣本公司與所有股票購回公司依據產業、購回時間、購回比例以及公司規模加以分類，描述不同分類方式下的公司分配情形，以 X^2 檢定樣本公司與所有股票購回公司是否有相同的分配狀況。

依據公司規模作分類，大多數進行股票購回的公司市值介於 10 億至 90 億之間，在台灣的上市公司中屬於小規模的公司，此部分樣本公司與所有股票購回公司也有著相同的分配情形。

二、公司股票購回期間的市場流動性變化

本文以買賣價差代表股票的市場流動性，買賣價差縮小代表市場流動性提高，買賣價差擴大代表市場流動性降低。根據研究假說一，如果符合競爭造市者假說，公司股票購回期間的買賣價差會縮小；如果符合資訊不對稱假說，公司股票購回期間的買賣價差會擴大。本文分別以單變量與複迴歸分析，討論股票購回期間與非股票購回期間的公司股票市場流動性變化情形。

(一) 單變量統計分析

表 2 描述並且檢定公司股票購回期間與非股票購回期間的一些市場流動性變數的變動情形。研究結果發現，本文所使用的四個市場流動性變數 (絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差) 在進行股票購回的這段期間，相對於非股票購回期間，無論是平均數或是中位數，買賣價差都有變小的現象，而且，絕對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差這三項變數，公司進行股票購回期間買賣價差縮小的情形已達統計上的顯著水準。

買賣價差變小，表示市場上的買方與賣方對於股票價格有較相當的評價，會促使市場的成交機會增加，進而使市場流動性提高。尤其是效率買賣價差的縮小，更是代表公司在股票購回期間有較小的價格衝擊 (Boehmer et al., 2005)。因此，本文的實證結果符合競爭造市者假說的論點，也就是說，當公司在市場上買回自家公司股票時，會使公司的股票競爭更為激烈，促進買賣價差縮小進而使公司的股票流動性提高。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2 股票購回之市場流動性變化情形

	絕對買賣價差		相對買賣價差（%）		絕對效率買賣價差		相對效率買賣價差（%）	
	平均數	中位數	平均數	中位數	平均數	中位數	平均數	中位數
股票購回期間	0.1049	0.0813	0.1610	0.1495	1.7959	0.4359	2.3479	0.9096
非股票購回期間	0.1111	0.0862	0.1633	0.1505	2.0051	0.5166	2.3768	0.9774
股票購回期間 VS 非股票購回期間 (t 值／z值)	-0.0062 (-4.07)***	-0.0049 (-5.19)***	-0.0023 (-1.35)	-0.0010 (-1.25)	-0.2092 (-5.33)***	-0.0807 (-5.60)***	-0.0289 (-2.14)**	-0.0678 (-2.75)***

** 表示達到 5% 顯著水準。
*** 表示達到 1% 顯著水準。

描述並且檢定公司在股票購回期間以及非股票購回期間的各市場流動性變數的變化情形，股票購回期間是指公司宣告進行股票購回後的兩個月期間，非股票購回期間是指公司宣告股票購回前的兩個月期間與公司宣告進行股票購回後的第 3,4 月期間，包括的變數有絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差。絕對買賣價差的計算方式為：賣價－買價；相對買賣價差的計算方式為：(賣價－買價) 除以 (賣價＋買價) / 2，以 % 表示；絕對效率買賣價差的計算方式為：交易價格－(賣價＋買價) / 2，取絕對值；相對效率買賣價差的計算方式為：〔交易價格－(賣價＋買價) / 2〕除以(賣價＋買價) / 2，取絕對值，以 % 表示。以成對t統計量 (提報 t 值) 以及符號檢定法 (提報 z 值) 檢定之。

(二) 複迴歸分析

由 Singh et al. (1994)、Miller 與 McConnell (1995)、Brockman 與 Chung (2001)、以及 Franz et al. (1995) 等先前的文獻中可知，股價、交易量以及股價波動性等因素，都會影響到市場的流動性 (註[2])，因此，將以市場流動性的變動為反應變數，是否進行股票購回為解釋變數，股價、交易量以及股價波動性的改變作為控制變數，以複迴歸的方式，探討在考慮相關控制變數以後，股票購回對市場流動性的影響是否依然存在。本文所建立的複迴歸式如 (1) 式：

$$Spreads_i = \alpha + \beta_1 \times SR_i + \beta_2 \times Price_i + \beta_3 \times Volume_i + \beta_4 \times Volatility_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中：

$Spreads_i$：第家公司各種定義的買賣價差 (包括絕對買賣價差、相對買賣價差、絕

註[2] 基於以下兩個原因，成交量會負面地影響買賣價差：第一，Harris (2003) 指出，高的成交量代表有較多的交易者在進行交易，使得交易者有較多的交易對象可以選擇，市場的競爭程度較激烈，交易者可以因此而降低交易成本，進而縮小買賣價差。第二，Harris (2003) 以及 Franz et al. (1995) 都認為高成交量也可以讓交易者更有效率地管理他們的存貨風險，因此，不需要以較高的買賣價差補償其持有存貨的風險。

對效率 買賣價差以及相對效率買賣價差)。

α：迴歸式的常數項。

SR_i：第 i 家公司股票購回的虛擬變數，股票購回期間的變數設為 1，非股票購回期間的變數設為 0。

$Price_i$：第 i 家公司股票的成交價格。

$Volume_i$：第 i 家公司股票的成交數量。

$Volatility_i$：第 i 家公司股票的價格波動程度，以當天的最高價減掉最低價衡量之。

在進行迴歸分析時，除了自變數 *SR* 以外，*Spreads*、*Price*、*Volume*、*Volatility* 等變數都轉換為自然對數的形式 (註[3])，所有的迴歸式都有依據 White (1980) 所提的方法調整其異質變異數的問題。

表 3 最重要的估計係數是 *SR* 這個虛擬變數的結果，$SR<0$ 表示公司宣告股票購回期間，會有比較小的買賣價差；$SR>0$ 表示公司宣告股票購回期間，會有比較大的買賣價差。表 3 的結果顯示，在考慮控制變數以後，本文所衡量的四個流動性變數 (絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差)，在股票購回期間，都有較小的買賣價差 ($SR<0$)，而且達到統計上的顯著水準，表示公司股票的流動性的確有所改善了。因此，在考慮相關控制變數以後，本文的複迴歸分析結果，依舊支持競爭造市者假說的論點，也就是說，在公司宣告進行股票購回期間，會使公司的委託單競爭性增加，造成買賣價差降低，流動性提高。

表 3 市場流動性變化的迴歸分析結果

	絕對買賣價差		相對買賣價差		絕對效率買賣價差		相對效率買賣價差	
變數	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值
截距	-2.25	-20.47***	-3.65	-37.47***	1.06	0.94	-0.34	-0.41
股票購回	-0.03	-2.12**	-0.04	-2.57**	-0.39	-2.50**	-0.26	-2.25**
成交價	0.47	16.99***	-0.54	-21.95***	0.26	0.90	-0.76	-3.63***
成交量	-0.14	-26.75***	-0.14	-30.73***	-0.22	-3.99***	-0.23	-5.68***
波動度	0.43	15.77***	0.42	17.14***	1.86	6.57***	1.78	8.69***
Adjusted R^2	0.76		0.48		0.15		0.09	
樣本數	1570		1570		1570		1570	
F 值	1257.62***		363.02***		69.57***		41.37***	

** 表示達到 5% 顯著水準。

*** 表示達到 1% 顯著水準。

註[3] 本文的迴歸式 (1) 各變數取自然對數，係遵循 Brockman 與 Chung (2001) 的做法，Brockman 與 Chung (2001) 所使用的市場流動性變數，包括絕對買賣價差與相對買賣價差，在進行迴歸分析時，所有的市場流動性變數，都先經過自然對數的轉換。Rawlings (1988) 指出，將迴歸式中的各變數取 ln 值後，會使得迴歸式更能符合最小平方估計法 (Ordinary Least Squares) 的基本假設。

臺灣大學學術典藏資料庫

有關市場流動性變化的迴歸分析模式如下：$Spreads_i = \alpha + \beta_1 \times SR_i + \beta_2 \times Price_i + \beta_3 \times Volume_i + \beta_4 \times Volatility_i + \varepsilon_i$，反應變數 $Spreads_i$ 為第 i 家公司的市場流動性變數，包括的變數有絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差。絕對買賣價差的計算方式為：賣價-買價；相對買賣價差的計算方式為：(賣價－買價) 除以 (賣價＋買價) / 2，取絕對值；絕對效率買賣價差的計算方式為：交易價格－(賣價＋買價) / 2；相對效率買賣價差的計算方式為：〔交易價格－(賣價＋買價) / 2〕除以 (賣價＋買價) / 2，取絕對值。α 為迴歸式的常數項，自變數 SR_i 為代表第 i 家公司股票購回的虛擬變數，股票購回期間設為 1，非股票購回期間設為 0。控制變數 $Price_i$ 為第 i 家公司的股票成交價格，$Volume_i$ 為第 i 家公司的股票成交數量 (以千股為單位)，$Volatility_i$ 為第 i 家公司的股票價格波動程度，以當天的最高價減掉最低價衡量之。除了虛擬變數以外，其餘的變數都是取自然對數後進行迴歸分析，t 統計量以 White (1980) 的方式修正其異質變異的問題。

在各控制變數的迴歸係數方面，大致而言，成交價對未標準化的買賣價差的影響為正，對已標準化的買賣價差影響為負。成交量對買賣價差的影響為負，表示成交量越大買賣價差越小，成交量越小買賣價差越大，因此，當公司股票的成交量大時，投資人越想要交易公司的股票，進而促進公司股票的市場流動性。波動度對買賣價差的影響為正，表示波動度越大買賣價差越大，波動度越小買賣價差越小，所以當公司的股價波動度越大，投資人越猶豫於進行交易，因而有損於公司股票的市場流動性。本文的各控制變數迴歸係數方向與 Brockman 與 Chung (2001) 的研究結果相同。

三、股票購回公司之擇時策略

根據研究假說二，當股票購回公司會選擇在對自己有利的價格從公開市場上購回自家公司的股票時，則市場上與其交易的其他投資人，將會因此而遭受到損害，表示公司的管理者會利用其資訊優勢從市場上購回股票，符合資訊不對稱假說的推論。反之，如果公司的股票購回行為不採取擇時策略，則符合競爭造市者假說的推論。本文將以低成本策略與不同週轉率公司的市場流動性改善效果，探討股票購回公司是否採取擇時策略。

(一) 低成本策略

Brockman 與 Chung (2001) 以及 Cook et al. (2004) 都認為，如果公司以成本極小化的方式從公開市場中購回公司的股票，則代表公司的管理者在股票購回活動中具有擇時能力。為了了解宣告進行股票購回的公司是否會以低成本策略進行股票購回，以致損害了市場上其他投資人的利益，本文比較股票購回公司的股票購回價格與股票購回期間公司的股票成交價格，如果購回價格比成交價格低，則代表公司以低成本策略進行股票購回。

表 4 的第一部份顯示，公司的股票購回價格平均數 (中位數) 為 17.6254 (13.3800)，公司股票購回期間股票的成交價格平均數 (中位數) 為 16.3140 (12.9171)，

臺灣大學學術期刊資料庫

兩者的差異達到 1.3114 (0.4629)，無論是平均數或是中位數，都達到高度的顯著水準。因此，公司的股票購回價格顯著地大於股票購回期間的公司股票成交價格，因此，公司並不是以低成本策略的方式進行股票購回，公司在股票購回行為上，並不採取擇時策略。

表 4 的第二部份，探討公司的購回價格差異與股票購回期間市場流動性改善效果之間的關係。公司的購回價格差異之計算方式為：公司的股票平均購回價格減去公司股票購回期間股票的平均成交價格；股票購回期間的市場流動性改善效果之計算方式為：非股票購回期間的買賣價差減去股票購回期間的買賣價差。以 Pearson 相關係數顯示公司的購回價格差異與股票購回期間市場流動性改善效果之間的相關性，如果相關係數大於 0，則代表股票的購回價格越高，越能改善股票購回期間的市場流動性。相關係數之計算方式如(2) 式：

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{N}(x_i - \overline{x_i})(y_i - \overline{y_i})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N}(x_i - \overline{x_i})^2 (y_i - \overline{y_i})^2}} \tag{2}$$

其中：

x_i：第 i 家公司的購回價格差異，i=1...N

y_i：第 i 家公司的股票購回期間市場流動性改善效果，i=1...N

表 4 的第二部份分別以全部樣本以及市場流動性有改善的樣本 (y_i>0) 探討公司的購回價格差異與股票購回期間市場流動性改善效果之間的關係。在全部樣本中，除了相對效率買賣價差的相關係數為負以外，絕對買賣價差、相對買賣價差以及絕對效率買賣價差的相關係數皆為正。在市場流動性有改善的樣本中，所有的市場流動性變數 (絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差) 的相關係數皆較全部樣本時有所提升，不僅相關係數為正，而且，除了相對買賣價差以外都達到顯著水準。因此，當公司以較高的價格購回股票 (不採取成本極小化策略) 時，將可以進一步增加股票購回期間的市場流動性，此現象在市場流動性有改善的樣本中格外明顯。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4 股票購回價格與流動性變化

第一部份 股票購回價格與成交價格比較			
	股票購回價格	股票成交價格	購回價格差異
平均數 (t 值）	17.6254	16.3140	1.3114 (10.00)***
中位數 (z 值)	13.3800	12.9171	0.4629 (10.42)***

第二部份 購回價格差異與市場流動性改善效果之相關性				
	絕對買賣價差	相對買賣價差	絕對效率買賣價差	相對效率買賣價差
全部樣本 (P 值)	0.1629 (<0.0001)***	0.0254 (0.4842)	0.1697 (<0.0001)***	-0.1318 (0.0003)***
流動性改善者 (P 值)	0.4435 (<0.0001)***	0.0557 (0.2690)	0.5491 (<0.0001）***	0.1010 (0.0399)**

** 表示達到 5% 顯著水準。
*** 表示達到 1% 顯著水準。

表 4 分為兩個部份。第一部份檢視公司在股票購回期間，購回股票的平均價格與這段期間股票平均成交價格的差異，並將此差異定義為購回價格差異，以成對 t 統計量 (提報t值) 以及符號檢定法 (提報 z 值) 加以檢定之。第二部分檢視購回價格差異與各市場流動性變數改善效果的 Pearson 相關係數，以非股票購回期間的買賣價差減去股票購回期間的買賣價差，代表股票購回期間的市場流動性改善效果，包括的市場流動性變數有絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差。

此部分的研究結果應證了Cook et al. (2004) 的研究發現：由於 NYSE 的公司比 NASDAQ 公司在進行股票購回時有成本極小化導向，因此，NASDAQ 公司比 NYSE 公司在進行股票購回時有較明顯的市場流動性改善效果。例如：與股票購回前四週平均買賣價差比較，NYSE 公司在股票購回期間的買賣價差並沒有明顯變化，NASDAQ 公司則是明顯縮小了。

(二) 不同週轉率公司之比較

依據資訊不對稱假說，公司以資訊優勢進行股票購回，將侵害了其他投資人的利益，而不利於市場的流動性。Harris 與 Panchapagesan (2005) 的研究指出，NYSE 的專業會員 (Specialists) 在股票市場中享有獨特的資訊優勢，在面對競爭程度高的活躍性股票時，將較可能使用資訊優勢以尋求獲利的機會。因此，如果符合資訊不對稱假說，則股票活躍性高的公司，將因為公司會以資訊優勢進行股票購回，而使其在股票購回期間有較差的市場流動性改善效果，反之，如果符合競爭造市者假說，則上述論點並不成立。

臺灣大學學術期刊資料庫

本文接著將探討股票活躍性不同的公司，在股票購回期間的市場流動性表現會有何差異。本文以週轉率代表股票的活躍程度，週轉率的計算方式為股票的成交量除以流通在外股數，將研究樣本依據週轉率分為五組，並且提報週轉率最高與週轉率最低的兩組加以分析。針對不同週轉率公司的市場流動性改善效果 (非股票購回期間的買賣價差減去股票購回期間的買賣價差)，分別進行 t 統計量檢定以及以及考慮相關控制變數 (成交價、成交量、股價波動程度) 的複迴歸分析，以了解股票活躍性對股票購回市場流動性改善效果的影響。

本文所建立的迴歸式如 (3) 式 (註[4])：

$$\Delta Spreads_i = \alpha + \beta_1 \times Turnover_i + \beta_2 \times \Delta Price_i + \beta_{.3} \times \Delta Volume_i + \beta_4 \times \Delta Volatility_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中：

$\Delta Spreads_i$：第 i 家公司股票購回期間的市場流動性改善效果，以非股票購回期間的買賣價差減去股票購回期間的買賣價差 (包括絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差) 表示。

α：迴歸式的常數項

$Turnover_i$：第 i 家公司週轉率的虛擬變數，週轉率最高組設為 1，週轉率最低組設為 0。

$\Delta Price_i$：第 i 家公司非股票購回期間的股票成交價格減去股票購回期間的股票成交價格。

$\Delta Volume_i$：第 i 家公司非股票購回期間的股票成交數量減去股票購回期間的股票成交數量。

$\Delta Volatility_i$：第 i 家公司非股票購回期間的股票價格波動程度減去股票購回期間的股票價格波動程度。

(3) 式中，最重要的是看自變數 $Turnover_i$ 的迴歸係數，如果符合資訊不對稱假說，則週轉率越高的公司市場流動性改善效果越差，$Turnover_i$ 的迴歸係數為負。

表 5 第一部分的 t 統計量檢定顯示，週轉率高的公司在絕對買賣價差以及絕對效率買賣價差的市場流動性改善效果上，明顯地優於週轉率低的公司，與資訊不對稱假說的預期相反；在相對買賣價差與相對效率買賣價差上，雖然週轉率高的公司相對於週轉率低的公司有較差的市場流動性改善效果，但是並沒有達到統計上的顯著差異。

臺灣大學學術期刊資料庫

註[4]　本文依據 Boehmer et al. (2005) 的方式建立迴歸模式 (3)。

表 5 第二部份的迴歸分析結果週轉率 $Turnover_i$ 的迴歸係數在絕對買賣價差以及絕對效率買賣價差等變數上都為正，在相對買賣價差以及相對效率買賣價差等變數上都為負，不過都沒有達到顯著水準。由於週轉率高的公司並沒有明顯較差的市場流動性改善效果，因此，實證結果無法支持資訊不對稱假說，也就是說，並沒有證據顯示公司會利用資訊優勢進行股票購回。

綜合以上有關公司擇時策略的分析，本文的研究結果顯示，公司在進行股票購回時並不採取擇時策略，公司既不會以低成本策略進行股票購回，也不會利用其資訊優勢進行股票購回。在擇時策略的分析上，本文的實證結果再度支持競爭造市者假說的論點。

表 5 不同週轉率公司股票購回期間的市場流動性改善情形

第一部份 不同週轉率公司之市場流動性改善情形 (單變量統計分析)

	絕對買賣價差	相對買賣價差（%）	絕對效率買賣價差	相對效率買賣價差（%）
週轉率最高組 (t 值)	0.0124	-0.0006	0.5328	-0.0002
	(2.66)***	(-0.24)	(3.98)***	(-0.01)
週轉率最低組 (t 值)	0.0029	0.0042	0.0722	0.0466
	(1.80)*	(1.02)	(1.57)	(2.06)**
差異 (t值)	0.0095	-0.0048	0.4606	-0.0468
	(1.91)*	(-0.99)	(3.25)***	(-1.25)

第二部份 不同週轉率公司之市場流動性改善情形 (複迴歸分析)

	絕對買賣價差		相對買賣價差		絕對效率買賣價差		相對效率買賣價差	
變數	**係數**	**t 值**	**係數**	**t 值**	**係數**	**t 值**	**係數**	**t 值**
截距	0.01	0.05	0.41	1.20	0.87	-0.12	4.59	1.72*
週轉率	0.02	1.05	-0.47	-0.95	17.30	1.61	-4.93	-1.29
成交價	0.94	8.55***	0.02	0.16	24.06	8.27***	-0.10	-0.09
成交量	-0.10	-2.68***	-0.08	-1.61	-2.32	-2.27**	-0.33	-0.90
波動度	-1.94	-1.17	-0.04	-0.02	54.78	1.24	10.9	0.69
Adjusted R^2	0.36		0.00		0.46		0.00	
樣本數	314		314		314		314	
F 值	440.6***		0.91		67.30***		0.79	

* 表示達到 10% 顯著水準。
** 表示達到 5% 顯著水準。
*** 表示達到 1% 顯著水準。

臺灣大學學術期刊資料庫

將樣本公司依週轉率 (成交量除以流通在外股數) 分為五個等級，並且提報轉率最高以及週轉率最低兩組的檢定結果，以非股票購回期間的買賣價差減去股票購回期間的買賣價差，代表股票購回期間的市場流動性改善效果。表中的第一部份以t統計量檢定不同週轉率公司在股票購回期間各市場流動性變數上的表現情形，包括的變數有絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差。表中的第二部份以迴歸分析檢定不同週轉率公司在股票購回期間各市場流動性變數上的表現情形，建立的迴歸模型如下：$\Delta Spreads_i = \alpha + \beta_1 \times Turnover_i + \beta_2 \times \Delta Price_i + \beta_3 \times \Delta Volume_i + \beta_4 \times \Delta Volatility_i + \varepsilon_i$，反應變數 $\Delta Spreads_i$ 為第 i 家公司非股票購回期間的買賣價差減去股票購回期間的買賣價差，包括絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差。α 為迴歸式的常數項，自變數 $Turnover_i$ 為第 i 家公司週轉率的虛擬變數，週轉率最高組設為 1，週轉率最低組設為 0。控制變數 $\Delta Price_i$ 為第 i 家公司非股票購回期間的股票成交價格減去股票購回期間的股票成交價格，$\Delta Volume_i$ 為第 i 家公司非股票購回期間的股票成交數量減去股票購回期間的股票成交數量，$Volatility_i$ 為第 i 家公司非股票購回期間的股票價格波動程度減去股票購回期間的股票價格波動程度。t 統計量以 White (1980) 的方式修正其異質變異的問題。

四、投資人反應之探討 (不同執行比例公司市場流動性效果之比較)

根據研究假說三資訊不對稱假說的推論，處於資訊劣勢的投資人不願意在市場中與資訊豐富的公司管理者進行交易，由於實際執行比例高的公司比實際執行比例低的公司在股票購回期間更頻繁地進行股票購回，所以實際執行比例高的公司將有較多的投資人退出市場，而有較小的流動性改善效果。反之，競爭造市者假說則認為，當台灣的公司正在市場上購回股票時，投資人可以得到流動性改善的好處，將不會急著退出市場，所以執行比例不同的公司在股票購回期間的市場流動性改善效果將沒有明顯差異。

本文以執行比例 100% 的公司 (297 個) 與執行比例不到 10% (72 個) 的公司做為比較的對象，以非股票購回期間的買賣價差減去股票購回期間的買賣價差表示股票購回期間的市場流動性改善效果，分別以 t 統計量檢定與加入控制變數的複迴歸分析檢定不同執行比例公司的市場流動性改善效果有何差異，所建立的迴歸式如 (4) 式所示 (註[5])：

$$\Delta Spreads_i = \alpha + \beta_1 \times Execute_i + \beta_2 \times \Delta Price_i + \beta_3 \times \Delta Volume_i + \beta_4 \times \Delta Volatility_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

臺灣大學學術期刊資料庫

註[5] 本文依據 Boehmer et al. (2005) 的方式建立迴歸模式 (4)。

其中，自變數 $Execute_i$ 為第 i 家公司執行比例的虛擬變數，執行比例 100％ 者設為 1，執行比例 10% 以下者設為 0，如果符合資訊不對稱假說的推論，則的迴歸係數為負，表示執行比例越大的公司，有越小的市場流動性改善效果。如果符合競爭造市者假說的推論，則不同執行比例的公司將沒有明顯差異的市場流動性改善效果。(4) 式中其餘的變數定義如 (3) 式。

表 6 的第一部份單變量 t 統計量檢定顯示，股票購回實際執行比例不到 10% 的公司，相對於 100% 執行比例的公司，在絕對買賣價差與相對買賣價差這兩項變數上，有較大的市場流動性改善效果，但是在絕對效率買賣價差與相對效率買賣價差這兩項變數上，卻有較小的市場流動性改善效果。而且，不同執行比例的公司，市場流動性改善效果並沒有明顯的差異。表 6 第二部份的迴歸分析亦有相似的結果，$Execute_i$ 的迴歸係數都不顯著。因此，表 6 的實證結果顯示，不同執行比例的公司，股票購回期間的流動性改善效果並沒有差異，此部份的實證結果再度支持競爭造市者假說的論點 (註[6])。

表 6 不同執行比例公司股票購回期間的市場流動性改善情形

第一部份 不同執行比例公司之市場流動性改善情形 (單變量統計分析)				
	絕對買賣價差	相對買賣價差（％）	絕對效率買賣價差	相對效率買賣價差（％）
執行比例 100% (t 值)	0.0066 (2.64)***	0.0048 (1.38)	0.2404 (3.63)***	0.0467 (2.00)**
執行比例 10% 以下 (t 值)	0.0106 (2.25)**	0.0075 (1.93)*	0.1561 (2.06)**	0.0103 (0.33)
差異 (t 值)	-0.0040 (-0.74)	-0.0027 (-0.53)	0.0843 (0.84)	0.0364 (0.93)

註[6] 如果公司在宣告進行股票購回後，每每未切實履行承諾，這種連續股票購回執行比例不高的公司，恐怕難有好的流動性提高效果。由於在本文的樣本期間內，只有 9 家公司連續兩次股票購回的比例皆低於 10%，只有 1 家公司連續三次股票購回的比例皆低於 10%，由於樣本數不足，無法針對連續股票購回執行比例不高的樣本，做統計上的檢定與推論。不過，重覆進行股票購回宣告的公司，的確是很好的後續研究題材。

國立臺灣大學圖書館 期刊資料庫

第二部份 不同執行比例公司之市場流動性改善情形 (複迴歸分析)

	絕對買賣價差		相對買賣價差		絕對效率買賣價差		相對效率買賣價差	
變數	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值
截距	0.63	1.34	0.78	1.18	0.41	0.04	1.04	0.23
執行比例	-0.00	-0.84	-0.23	-0.31	5.49	0.48	3.39	0.67
成交價	0.68	5.34***	-0.11	-0.61	0.27	9.56***	0.37	0.30
成交量	-0.05	-1.32	-0.03	-0.62	-0.54	-0.6	0.22	0.61
波動度	0.21	0.12	0.04	0.02	-5.56	-0.15	-7.40	-0.05
Adjusted R^2	0.13		0.00		0.32		0.01	
樣本數	369		369		369		369	
F值	14.47***		0.36		44.32***		0.28	

* 表示達到 10% 顯著水準。
** 表示達到 5% 顯著水準。
*** 表示達到 1% 顯著水準。

檢視股票購回實際執行比例在 10% 以下以及 100% 的這兩組公司，在股票購回期間的市場流動性改善情形。以非股票購回期間的買賣價差減去股票購回期間的買賣價差，代表股票購回期間的市場流動性改善效果。表中的第一部份以t統計量檢定不同執行比例公司在股票購回期間各市場流動性變數上的表現情形，表中的第二部份以迴歸分析檢定不同執行比例公司在股票購回期間各市場流動性變數上的表現情形，建立的迴歸模型如下：$\Delta Spreads_i = \alpha + \beta_1 \times Execute_i + \beta_2 \times \Delta Price_i + \beta_3 \times \Delta Volume_i + \beta_4 \times \Delta Volatility_i + \varepsilon_i$，反應變數 $\Delta Spreads_i$ 為第 i 家公司非股票購回期間的買賣價差減去股票購回期間的買賣價差，包括絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差。α 為迴歸式的常數項，自變數 $Execute_i$ 為第 i 家公司執行比例的虛擬變數，執行比例 100％ 者設為 1，執行比例 10% 以下者設為 0。控制變數 $\Delta Price_i$ 為第 i 家公司非股票購回期間的股票成交價格減去股票購回期間的股票成交價格，$\Delta Volume_i$ 為第 i 家公司非股票購回期間的股票成交數量減去股票購回期間的股票成交數量，$\Delta Volatility_i$ 為第 i 家公司非股票購回期間的股票價格波動程度減去股票購回期間的股票價格波動程度。t 統計量以 White (1980) 的方式修正其異質變異的問題。

表 6 的實證結果也可能反應出台灣的投資人並無法在公司的股票購回資訊揭露前就能夠偵測到公司是否正在進行股票購回。Brockman 與 Chung (2001) 以香港股市為研究對象的實證結果發現，市場流動性的變動只有在實際股票購回日時顯著變小，到了資訊揭露日時就已回歸正常水準。這些發現表示香港的市場參與者有能力偵測到有資訊交易者的存在，當公司正在進行股票購回時，香港的市場參與者將會迅速地退出市場，當公司不再買進股票時，市場參與者又迅速地回到市場。如果台灣的投資人有能力察覺公司是否正在進行股票購回，則由於 100% 執行比例的公司在股票購回期間最積極地從公開市場購回股票，應該會有較差的市場流動性改善效果，但是本文的

臺灣大學學術期刊資料庫

實證結果並不支持此一觀點。台灣的投資人不具有能力偵測公司是否正在進行股票購回，可能與台灣的投資人結構中散戶佔有極大比重有關。

五、股票購回後的市場流動性探討

如果公司股票的市場流動性只有在股票購回期間有改善的情形，將不足以認定公司的股票購回行為的確有利於公司股票的市場流動性，就猶如依體質不佳的人，在打了幾劑強心針以後，突然變得很強壯，但藥效一過，又恢復原來體質，那麼，並不足以斷言該強心針有益長久的健康。為了證明公司進行股票購回會使公司股票的市場流動性提高的現象，並不僅限於股票購回期間的兩個月內，因此，本文將把樣本期間延伸到股票購回期間之外。由於公司的股票購回行為會縮小買賣價差，為了使研究結果不受公司重複進行股票購回事件影響，本文從原來的研究樣本中選取一年內沒有重覆進行股票購回的公司 (共計 249 個樣本)，以單變量統計分析與複迴歸分析的方式，檢視股票購回期間結束後 1-10 個月 (也就是公司進行股票購回宣告後的 3-12 個月) 的市場流動性變化情形。

表 7 第 1 部份單變量統計分析檢定股票購回期間結束後第 1-10 個月相對於股票購回前兩個月的市場流動性變化，以股票購回期間結束後的賣賣價差減去股票購回前的買賣價差表示之，結果顯示無論是絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差或是相對效率買賣價差，在股票購回期間結束後的任何一個月，都比股票購回前有縮小的現象，而且，在許多月份流動性變數的差異，都已經達到統計上的顯著水準。

在加入控制變數以後，進行迴歸分析，所使用的迴歸式為 (註[7])：

$$Spreads_i = \alpha + \beta_1 \times Dummy_i + \beta_2 \times Price_i + \beta_{.3} \times Volume_i + \beta_4 \times Volatility_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

臺灣大學學術期刊資料庫

註[7]　本文依據 Brockman 與 Chung (2001) 的做法建立迴歸模式 (5)。

表 7 股票購回後的市場流動性變化

		股票購回期間結束後第 1-10 個月									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
		第一部份 單變量統計分析									
絕對買賣價差	平均數	-0.0182	-0.0190	-0.0181	-0.0193	-0.0212	-0.0245	-0.0275	-0.0332	-0.0346	-0.0373
	(t 值)	(-2.45)**	(-2.37)**	(-2.22)**	(-2.47)**	(-2.61)***	(-2.98)***	(-3.49)***	(-4.22)***	(-4.43)***	(-4.79)***
	中位數	-0.0058	-0.0058	-0.0058	-0.0058	-0.0058	-0.0083	-0.0141	-0.0233	-0.0233	-0.0242
	(z 值)	(-2.86)***	(-4.26)***	(-3.83)***	(-3.39)***	(-2.55)***	(-4.14)***	(-4.75)***	(-7.11)***	(-6.02)***	(-6.86)***
相對買賣價差（%）	平均數	-0.0242	-0.0260	-0.0293	-0.0284	-0.0321	-0.0340	-0.0340	-0.0403	-0.0360	-0.0391
	(t 值)	(-1.05)	(-1.16)	(-1.28)	(-1.25)	(-1.38)	(-1.49)	(-1.51)	(-1.76)*	(-1.64)	(-1.75)*
	中位數	-0.0082	-0.0126	-0.0162	-0.0102	-0.0173	-0.02	-0.0226	-0.0222	-0.0193	-0.0193
	(z 值)	(-0.70)	(-1.58)	(-2.34)***	(-1.33)	(-2.47)***	(-2.09)**	(-2.09)**	(-3.61)***	(-3.11)***	(-3.87)***
絕對效率買賣價差	平均數	-0.2849	-0.3068	-0.3072	-0.3020	-0.3166	-0.4044	-0.4380	-0.5186	-0.5373	-0.5818
	(t 值)	(-2.40)**	(-2.39)**	(-2.35)**	(-2.41)**	(-2.46)**	(-3.03)***	(-3.43)***	(-4.11)***	(-4.23)***	(-4.63)***
	中位數	-0.0840	-0.1283	-0.1238	-0.084	-0.1309	-0.229	-0.2247	-0.3631	-0.4428	-0.4029
	(z 值)	(-2.17)**	(-4.06)***	(-4.06)***	(-3.12)***	(-2.98)***	(-3.74)***	(-4.88)***	(-6.48)***	(-5.64)***	(-6.65)***
相對效率買賣價差（%）	平均數	-0.3542	-0.4120	-0.4714	-0.4410	-0.4801	-0.5371	-0.5263	-0.5963	-0.5381	-0.5850
	(t 值)	(-1.07)	(-1.24)	(-1.41)	(-1.32)	(-1.41)	(-1.58)	(-1.57)	(-1.78)*	(-1.64)	(-1.77)*
	中位數	-0.1091	-0.1846	-0.192	-0.1629	-0.245	-0.2992	-0.2863	-0.3227	-0.2715	-0.2964
	(z 值)	(-0.44)	(-1.08)	(-2.60)***	(-0.95)	(-2.21)**	(-2.73)***	(-2.34)***	(-3.99)***	(-3.11)***	(-3.74)***

臺灣大學學術期刊資料庫

	股票購回期間結束後第 1-10 個月									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
第一部份 單變量統計分析										
絕對買賣價差	-0.05	-0.05	-0.05	-0.03	-0.06	-0.07	-0.09	-0.11	-0.11	-0.12
	(-1.53)	(-1.81)*	(-1.55)	(-0.99)	(-1.90)**	(-2.40)**	(-2.88)***	(-3.53)***	(-3.33)***	(-3.69)***
相對買賣價差	-0.05	-0.06	-0.05	-0.03	-0.06	-0.08	-0.09	-0.11	-0.11	-0.12
(%)	(-1.66)*	(-1.95)*	(-1.62)	(1.14)	(-1.95)*	(-2.46)**	(-2.91)***	(-3.51)***	(-3.35)***	(-3.65)***
絕對效率買賣價差	-0.05	-0.06	-0.06	-0.03	-0.06	-0.09	-0.10	-0.11	-0.10	-0.12
	(-1.49)	(-2.05)**	(-1.97)**	(-1.11)	(-1.76)*	(-2.70)***	(-3.02)***	(-3.43)***	(-3.17)***	(-3.76)***
相對效率買賣價差	-0.05	-0.07	-0.06	-0.04	-0.06	-0.09	-0.10	-0.11	-0.10	-0.12
(%)	(-1.62)	(-2.18)**	(-2.03)**	(-1.25)	(-1.82)*	(-2.77)***	(-3.04)***	(-3.38)***	(-3.18)***	(-3.71)***

** 表示達到 5% 顯著水準。

*** 表示達到 1% 顯著水準。

表 7 的單變量統計分析檢定股票購回期間結束後第 1-10 個月相對於股票購回前兩個月的市場流動性變化，以股票購回期間結束後的賣賣價差減去股票購回前的買賣價差表示之，單變量統計分析的平均數與中位數分別以成對t統計量 (提報 t 值) 以及符號檢定法 (提報 z 值) 加以檢定。複迴歸分析所使用的迴歸式為：$Spreads_i = \alpha + \beta_1 \times Dummy_i + \beta_2 \times Price_i + \beta_3 \times Volume_i + \beta_4 \times Volatility_i + \varepsilon_i$，反應變數為第家公司的市場流動性變數，包括的變數有絕對買賣價差 、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差。絕對買賣價差的計算方式為：賣價－買價；相對買賣價差的計算方式為：(賣價－買價) 除以 (賣價＋買價) / 2，取絕對值；絕對效率買賣價差的計算方式為：交易價格－(賣價＋買價) / 2；相對效率買賣價差的計算方式為：〔交易價格－(賣價＋買價) / 2〕除以 (賣價＋買價) / 2，取絕對值。α 為迴歸式的常數項，自變數 $Dummy_i$ 為一個虛擬變數，若為股票購回期間結束後的月份，則設為 1，若為股票購回前的期間設為 0。控制變數 $Price_i$ 為第 i 家公司的股票成交價格，$Volume_i$ 為第 i 家公司的股票成交數量 (以千股為單位)，$Volatility_i$ 為第 i 家公司的股票價格波動程度，以當天的最高價減掉最低價衡量之。除了虛擬變數以外，其餘的變數都是取自然對數後進行迴歸分析，t 統計量以 White (1980) 的方式修正其異質變異的問題。提報自變數的迴歸係數 β_1 以及統計檢定結果。

國立政治大學學術資料庫

其中，自變數 $Dummy_i$ 為一個虛擬變數，若為股票購回期間結束後的月份，則設為 1，若為股票購回前的期間設為 0。如果股票購回期間結束後，公司股票的市場流動性相對於股票購回前有改善的現象，則預期 $Dummy_i$ 的迴歸係數為負。(5) 式中其餘變數定義如 (1) 式。表 7 第二部份複迴歸分析的結果顯示，在考慮相關控制變數以後，$Dummy_i$ 的迴歸係數為負，在許多月份 $Dummy_i$ 的迴歸係數還達到統計上的顯著水準。因此，相對於股票購回宣告前，公司在股票購回期間結束後，買賣價差的確有縮小的現象，表示股票購回對市場流動性的改善效果，並不限定於股票購回期間，公司的股票購回行為的確有助於改善公司股票的市場流動性。

伍、結論

公開市場股票購回的飛快成長已經得到廣泛的注意，然而，在過去有關股票購回的研究中，大多數的文獻係探討股票購回的宣告效果，尤其沒有文獻針對台灣的股票市場探討股票購回對市場流動性的可能影響。研究股票的市場流動性是很重要的，因為較低的流動性會導致較高的資金成本而不利於公司的價值。只重視股票購回對股價的正面影響，卻不在意股票購回對市場流動性的負面衝擊，將使得公司一窩蜂地跟著進行股票購回，並且使用私有資訊以使其能以最低的成本從公開市場買回股票，如此，將會使公司內部人獲利而侵犯了其他股東的利益。

本文以絕對買賣價差、相對買賣價差、絕對效率買賣價差以及相對效率買賣價差衡量市場的流動性，使用單變量統計分析以及考慮控制變數後的複迴歸檢定檢視公司的股票購回行為對於公司股票流動性的影響。本文的實證結果發現，公司在股票購回期間，股票的買賣價差有縮小的現象，在考慮控制變數後結果亦同。而且，公司不會利用其資訊優勢而以成本極小化方式購回公司的股票，也就是說公司不會採取擇時策略。不同執行比例的公司在股票購回期間並沒有明顯不同的市場流動性改善效果，表示投資人並不因為公司的積極進行股票購回而退出市場。本文也發現在股票購回期間結束後，公司的市場流動性仍然有改善的現象。因此，無論就市場流動性變化、擇時策略的分析或是就投資人反應進行探討，本文的研究結果都支持競爭造市者假說，亦即股票購回會改善公司股票的市場流動性。

競爭造市者假說比資訊不對稱假說更能解釋台灣上市公司股票購回行為如何影響市場流動性，這可能是因為台灣的股票市場並沒有指定的造市者存在，公司宣告進行股票購回時，將使投資人預期公司將主動扮演造市者的角色。公司的股票購回限價買單不僅會因為直接提高買價而降低了買賣價差，也會使投資人有興趣提高買價或是買方深度，而促進了市場的流動性。因此，對台灣的一般投資人來說，公司的股票購回行為的確是具有正面意義。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

陳振遠、吳香蘭，2002，「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，10 卷 1 期：頁 127-154。

陳嘉惠、劉玉珍、林炯垚，2003，「公開市場股票購回影響因素分析」，證券市場發展季刊，15 卷 3 期：頁 27-63。

Barclay, M. J., & Smith, C. W. 1988. Corporate payout policy: Cash dividends vs. open-market repurchase. ***Journal of Financial Economics***, 22 (1): 61-82.

Boehmer, E., Saar, G., & Yu, L. 2005. Lifting the veil: An analysis of pre-trade transparency at the NYSE. ***The Journal of Finance***, 60 (2): 783-815.

Brav, A., Graham, J. R., Harvey, C. R., & Michaely, R. 2005. Payout policy in the 21st century. ***Journal of Financial Economics***, 77 (3): 483-527.

Brockman, P., & Chung, D. Y. 2001. Managerial timing and corporate liquidity: Evidence from actual share repurchases. ***Journal of Financial Economics***, 61 (3): 417-448.

Chordia, T., Roll, R., & Subrahmanyam, A. 2001. Market liquidity and trading activity. ***The Journal of Finance***, 56 (2): 501-530.

Cook, D. O., Krigman, L., & Leach, J. C. 2004. On the timing and execution of open market repurchases. ***The Review of Financial Studies***, 17 (2): 463-498.

Franz, D. R., Rao, R. P., & Tripathy, N. 1995. Informed trading risk and bid-ask spread changes around open market stock repurchases in the Nasdaq market. ***The Journal of Financial Research***, 18 (3): 311-327.

Grullon, G., & Michaely, R. 2002. Dividends, share repurchases, and the substitution hypothesis. ***The Journal of Finance***, 57 (4): 1649-1684.

Harris, L. 2003. ***Trading & exchanges: Market microstructure for practitioners***. New York, NY: Oxford University Press.

Harris, L. E., & Panchapagesan, V. 2005. The information content of the limit order book: Evidence from NYSE specialist trading decisions. ***Journal of Financial Markets***, 8 (1): 25-67.

Ikenberry, D., Lakonishok, J., & Vermaelen, T. 2000. Stock repurchases in Canada: Performance and strategic trading. ***The Journal of Finance***, 55 (5): 2373-2397.

Lee, Y. T., Liu, Y. J., Roll, R., & Subrahmanyam, A. 2006. Taxes and dividend clientele: Evidence from trading and ownership structure. ***Journal of Banking & Finance***, 30 (1): 229-246.

Leland, H. E. 1992. Insider trading: Should it be prohibited? ***Journal of Political Economy***, 100 (4): 859-887.

臺灣大學學術期刊資料庫

Madhavan, A., Porter, D., & Weaver, D. 2005. Should securities markets be transparent? ***Journal of Financial Markets***, 8 (3): 266-288.

McNally, W. J. 1999. Open market stock repurchase signaling. ***Financial Management***, 28 (2): 55-67.

Miller, J. M., & McConnell, J. J. 1995. Open-market share repurchase programs and bid-ask spreads on the NYSE: Implications for corporate payout policy. ***Journal of Financial and Quantitative Analysis***, 30 (3): 365-382.

Pagano, M., & Röell, A. 1996. Transparency and liquidity: A comparison of auction and dealer markets with informed trading. ***The Journal of Finance***, 51 (2): 579-611.

Rawlings, J. O. 1988. ***Applied regression analysis: A research tool***. California, CA: Wadsworth & Brooks.

Singh, A. K., Zaman, M. A., & Krishnamurti, C. 1994. Liquidity changes associated with open market repurchases. ***Financial Management***, 23 (1): 47-55.

Stephens, C. P., & Weisbach, M. S. 1998. Actual share reacquisitions in open-market repurchase programs. ***The Journal of Finance***, 53 (1): 313-333.

White, H. 1980. A heteroskedasticity: Consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. ***Econometrica***, 48 (4): 817-838.

Wiggins, J. B. 1994. Open market stock repurchase programs and liquidity. ***The Journal of Financial Research***, 17 (2): 217-229.

臺灣大學學術期刊資料庫