

台灣上市公司購回庫藏股目的決定因素—— 多元名義分對數模型之應用

The Determinants of the Purposes of Stock Repurchases in Taiwan's Listed Companies: An Application of the Multinomial Logit Model

林卓民* 吳宗保**

摘 要

本研究首次採用多元名義分對數模型 (Multinomial Logit Model, MNLM) 實證分析 2000 年至 2003 年我國上市公司購回庫藏股目的的影響因子。實証結果發現，不論就間距改變或差異比率分析皆顯示影響台灣地區上市公司購回庫藏股目的的關鍵因素為市價與淨值比率、負債比率及產業別。而無論是金融業或電子業其購回庫藏股的目的主要為轉讓股份予員工，因此，上市公司購回庫藏股是以維護最適資本結構為主，而非以護盤為主。

關鍵字：庫藏股、多元名義分對數模型 (MNLM)、間距改變、差異比率。

Abstract

This study adopts the Multinomial Logit Model (MNLM) to analyze the influencing factors of the purposes of stock repurchases in Taiwan's listed companies from 2000 to 2003. There is strong evidence that the key factor to affect the purposes of stock repurchases are the price-book value ratio (P/B ration), debt ratio and industry type from our empirical results, regardless of the discrete change analysis or odds ratio analysis. For both of financial industry and electronic industry, the purpose of stock repurchases is to transfer shares to their own employees (that is to maintain the optimal capital structure) instead of maintaining company value.

Keywords: Stock Repurchase, Multinomial Logit Model (MNLM), Discrete change, Odds Ratios.

*嶺東技術學院財務金融學系副教授、**嶺東技術學院財務金融研究所碩士班研究生。

壹、前言

自 1997 年以來，由於受到亞洲金融風暴的影響，我國的股、匯市重挫，政府當局為挽救重挫的股、匯市，經過了產、官、學多方的討論，且為順應國際趨勢，開始研擬引進國外的庫藏股制度，最後在 2000 年 6 月 30 日經立法院三讀通過證券交易法第二十八條之二及其相關規定（註 1），正式允許上市及上櫃公司在一定條件下，可購回公司已發行在外的股票。財政部在開放公司購回本公司股份的限制後，於短短的三年內，已有 289 家上市公司申報購回公司股份，申請實施庫藏股家數占總上市家數的 43.13%。

李宗祥（2001）之問卷調查分析，顯示國內上市公司宣告購回庫藏股之最主要動機為公司股價被低估，次要動機為對投資人發出公司對未來盈餘與股價具有信心之訊息，而最不重要的動機為提高負債比率以調整公司財務結構。而國外執行庫藏股活動之情形，在 1987 年 10 月美國股市面臨崩盤後 10 天，公司購回自家股票之金額約為 440 億美元（註 2），IBM 及 Intel 等公司在宣告購回自己公司的股票後，其股價也應聲上漲。因此企業執行長亦常藉宣告購回公司股票，證明管理者對企業之未來有信心，以利於股東價值的提升。

自立法院三讀通過證券交易法，正式允許上市及上櫃公司在一定條件下，可購回公司已發行在外的股票以來，我國上市公司實施庫藏股制度逐漸增加。至 2003 年第二季止已有 289 家，共計 724 次。不論是國內或國外之前研究庫藏股的相關文獻多著重於探討上市公司是否實施庫藏股的動機與實施庫藏股公司的股價是否存在異常報酬。其研究方法大多採用二分類的 logit 模型（如 Barth and Kasznik, 1999、張莉莉, 2001 及孫鑑吾, 2001 等）及事件研究法（如 Dittmar, 2000；Stephens and weisbach, 1998；Ho, Liu and Ramanan, 1997；Choi and Chen, 1997；陳振遠與吳香蘭, 2002；邱煥堯, 2001；林玉成, 2001；陳嘉惠, 劉玉珍, 與林炯堯, 2003 等）。本研究依據證券交易所的公告將實施庫藏股的目的分為：1）轉讓股份予員工，2）股權轉換，及 3）維護公司信用及股東權益等三個目的。再者，我國庫藏股之立法係財政部為穩定股市所提出之措施，目的為避免上市公司受到非財務因素影響，致使其股價非理性下跌，進而損及公司與股東之權益。職是之故，公司購回庫藏股應以護盤為主。但資料顯示我國上市公司電子業及金融業購回庫藏股的目的以轉讓股份予員工為主，而傳統產業才是以維護公司信用及股東權益為主（陳嘉惠, 劉玉珍, 與林炯堯, 2003）。因此，研究哪些因素會影響公司購回庫藏股的目的為本研究的主要動機。

有別於以往的研究皆著墨於宣告購回庫藏股後是否出現異常報酬及是否購回庫藏股的影響因素方面的研究。本研究為第一篇以多元名義分對數模型（Multinomial Logit Model, 以下簡稱 MNLM）針對證交所公告實施庫藏股的三個目的，進行實證分析，研究影響我國上市公司購回庫藏股的決定因素。本研究結果可提供政府當局擬定庫藏股相關政策的參考，另外，亦可提供上市公司本身買回庫藏股參考依據之用。

本研究內容安排如下。緊接著前言後，下一節針對自由現金流量假說、資訊不對稱假說變數、訊號發射假說、財務槓桿假說、總體經濟環境及產業特性等相關文獻進行探討，接著描述實證模型及資料來源，其後為實證結果分析，最後是結論。

註 1: 我國證券交易法修正條文於 2000 年 6 月 30 日經立法院三讀通過，隨後，證券期貨管理委員會依據證券交易法第 28 條之 2 第 3 項之授權，公佈「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」，因此上市（櫃）公司在一定條件下，可買回已發行在外普通股股票之行爲，取得法源依據。

註 2: Wall Street Journal, January 27 (1988) p.21。

貳、相關文獻回顧

Vermelen (1981)、Tsetsekos et al. (1991)、Ikenberry et al. (1995) 及 Barth and kasznik (1999) 認為有關庫藏股購回目的的主要是來自四個假說：1) 自由現金流量假說，2) 資訊不對稱假說變數，3) 訊號發射假說，4) 財務槓桿假說。因以往研究並無針對影響公司購回庫藏股目的的研究，所以本研究以此四個假說建立上市公司購回庫藏股目的的決定因素之解釋變數。因此，本文的文獻回顧主要以影響公司購回庫藏股的動機之相關文獻進行回顧。除此之外，為了考量總體經濟因素及不同產業對購回庫藏股目的的影響，本研究另考慮總體經濟環境變數及產業特性兩變數，以此兩個因素與前面四個假說結合據以建立上市公司購回庫藏股目的的決定因素。

一、自由現金流量假說變數

當公司缺乏有利的投資機會，公司可利用購回股份的方式將多餘的資金發還給股東。但購回股份需要有足夠的資金，因此公司的流動性對於公司是否會購回股份是一項重要的考慮因素。Reyher and smith (1987) 研究結論提出六個購回庫藏股的公司特性，其中之一為公司必須有多餘的資金。Bagwell and Shoven (1988) 以自由現金流量假說來解釋購回庫藏股之行爲；而 Medury et al. (1992) 以流動比率、速動比率及現金比率來測試自由現金流量假說；Dittmar (2000) 以現金比率及現金流量比率來測試公司是否有超額現金來購回庫藏股；Barth and kasznik (1999) 研究發現閒置資金愈多的公司愈會購回庫藏股。除此之外，Vafeas and Maurice (1995) 以Tobin Q 當作公司投資指標來測試自由現金流量假說，因Tobin Q 值小於1的公司屬過度投資，宣告股票購回後的累積異常報酬會和自由現金流量呈正比。綜觀上述多位學者以流動比率、速動比率及現金比率驗證自由現金流量假說，研究結果皆顯示公司的資金流動性愈高，愈有可能實施庫藏股，基於上述觀點，本研究以現金比率、速動比率及Tobin Q 作為自由現金流量假說變數的替代變數。

二、資訊不對稱假說變數

Barth and kasznik (1999) 研究發現無形資產愈多的公司，資訊不對稱愈嚴重，公司愈會購回庫藏股，而造成資訊不對稱的原因不只是因為公司的無形資產價值受到低估，許多和無形資產無關的資訊，如內部關係人持股比率、董監事質押比率，也會影響到公司的股價；Pugh and Jahera (1990) 的研究指出，內部關係人持股比率愈高，資訊不對稱的情形較不嚴重，因此公司較不會藉由宣告購回庫藏股來告知投資者有關股價有低估的情形，張莉莉 (2001) 指出當公司內部人持股比率愈低時，公司愈有可能購回股份來降低資訊不對稱程度。

Vermaelen (1981) 認為愈是小規模等級的公司愈有動機實施庫藏股，來傳遞股價被低估的訊息。Lakonishok and Vermaelen (1990) 解釋小公司較不受到分析師注意，股價可能受到低估，因此在宣告購回後，股價立即有明確的反應。Dittmar (2000) 以購回日前的總資產做為規模大小的替代變數。綜合上述，因此公司的規模愈小，愈有可能購回本股份。基於上述各觀點，本研究以董監事質押比率及董監事持股比率及總資產作為資訊不對稱假說變數的替代變數。

三、訊號發射假說變數

依據訊號發射假說，當公司面臨股價被嚴重低估時，公司會以購回股份的方式傳達股價被低估的訊息給投資者。當公司宣佈購回公司股份時，會有正的股價反應，以修正股價被低估的情形。Dann (1981)、Vermaelen (1981)、Comment and Jarrell (1991)、Dittmar (2000) 及 Ikenberry et al. (1995) 的實証結果顯示，低市價帳面價值比的公司，在宣佈購回公司股份後的一段期間，有顯著正的異常報酬；而經營績效表公司獲利的能力，股票投資價值主要來自企業的獲利能力，投資人可

以股東權益報酬率來評估公司的績效表現，但是獲利的能力無法反映在股價的表現時，表示公司的績效表現無法獲得投資者注意，所以管理者有動機藉由買回庫藏股向投資者傳遞股價被低估的訊號。基於上述各觀點，本研究以市價與淨值比及股東權益報酬率作為訊號發射假說變數的替代變數。

四、財務槓桿假說變數

依據財務槓桿假說，公司可以購回股份的方式來調整資本結構使其達到最佳資本結構。Reyher and Smith(1987)研究結論提出六個購回庫藏股的公司特性，其中之一為公司有低負債比率。Medury et al.(1992)以負債權益比、長期負債權益比、負債比率及長期負債對資產比等四個變數來測試財務槓桿假說；Dittmar(2000)的研究指出，當公司的負債比率低於其最佳槓桿比率時，公司可以購回股份的方式，將多餘的資金還給股東，同時減少權益並使公司達到最佳的槓桿比率。因此，負債比率愈低的公司，也愈有可能實施庫藏股。本研究選取負債比率作為財務槓桿假說變數的替代變數。

五、總體經濟環境變數

Tsetsekos et al.(1991)發現低股價的環境及缺乏有利的投資機會兩種環境下公司會有購回股票的動機。在低股價的環境及缺乏有利的投資機會兩種環境下，公司購回股份的動機就愈大；因此本研究以台灣加權股價指數報酬率，作為總體經濟環境變數的替代變數。

六、產業特性變數

薛明玲(2000)指出適合公司購回股份應具備的條件其中之一為考慮產業特性，因金融業有資本適足率的限制；高科技產業有其他選擇，如員工股票紅利，且股價高，購買成本較高及擴廠投資需要。本研究以金融業、電子業及傳統產業，作為產業特性變數的替代變數。

參、MNLM 實證模型與研究方法

本研究將公司實施庫藏股的目的按證券交易法公告購回庫藏股的目的區分為三大類：第一類為轉讓股份予員工，第二類為股權轉換，第三類為維護公司信用及股東權益。根據上述的分類，本研究以 MNLM 估計上市公司實施庫藏股各種不同目的的機率，並分析影響上市公司購回庫藏股目的決定因素。

一、MNLM 實證模型

假設 X_i 是第 i 家公司的特性變數向量， $(1, X_{i2}, X_{i3}, \dots, X_{ik})$ ； β_m 定義為向量 $(\beta_{1m}, \dots, \beta_{km})$ ；若 $m=3$ (3 個分類)，則 MNLM 模型如下：

$$P_r(y_i = m | X_i) = \frac{\exp(X_i' \beta_m)}{\sum_{j=1}^J \exp(X_i' \beta_j)} \quad \text{where } \beta_1 = 0 \quad (1)$$

(1) 式將使機率值確定加總等於 1。因為 $\exp(X_i' \beta_1) = \exp(X_i' 0) = 1$ 所以公式 (1) 可寫成：

$$P_r(y_i = 1 | X_i) = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^J \exp(X_i' \beta_j)}$$

$$P_r(y_i = m | X_i) = \frac{\exp(X_i' \beta_m)}{1 + \sum_{j=2}^J \exp(X_i' \beta_j)} \quad \text{For } m > 1 \quad (2)$$

MNLM 因涉及兩種以上的結果，所以解釋上較為複雜。因此本研究嘗試以兩種不同的方式：(1) 機率的間距改變 (discrete change in the probabilities) 及 (2) 機率比的改變 (factor change in the odds)，來解釋 MNLM 的實證結果 (Long, 1997) (註 3)。

我們以 (1) 式說明機率的間距改變。當解釋變數 X_k 值從 X_A 改變為 X_B 時，預測機率的改變為：

$$\frac{\Delta P_r(y=1|\bar{X})}{\Delta X_k} = P_r\left(y=1|\bar{X}, \bar{X}_k + \frac{1}{2}\right) - P_r\left(y=1|\bar{X}, \bar{X}_k - \frac{1}{2}\right) \quad (3)$$

本研究為避免不同解釋變數對機率的影響不一，採用 Kaufman (1996) 的建議，取解釋變數的平均數為中心的單位改變 (centered around the mean) 取代 X_k 一個單位的改變 (a unit change in X_k)，亦即表示以 X_k 平均數為中心的一個單位改變時(其他變數值均維持在各自的平均數)，被解釋變數機率的改變量。

然而，上述機率間距改變的解釋方法，無法告訴我們類別之間的關係，因此我們將藉由差異比率 (odds)，來分析類別之間的關係。首先，由 (1) 式定義得到類別 i (假設 $i=2$) 與類別 j (假設 $j=1$) 的機率比如下：

$$P_{2|1} = \frac{P_r(y_i=2|X_i)}{P_r(y_i=1|X_i)} = \frac{\frac{\exp(X_i'\beta_2)}{\sum_{j=1}^J \exp(X_i'\beta_j)}}{\frac{\exp(X_i'\beta_1)}{\sum_{j=1}^J \exp(X_i'\beta_j)}} = \frac{\exp(X_i'\beta_2)}{\exp(X_i'\beta_1)} = \exp[X_i'(\beta_2 - \beta_1)] \quad (4)$$

意即其他變數不變，每改變一單位的 X_k 時，類別 2 對類別 1 的分對數改變了 $(\beta_2 - \beta_1)$ 單位。由於分對數中機率比之單位改變的意義並不明確，故本研究進一步採取差異比率的方法來做解釋。差異比率可定義如下：

$$\frac{P_{j|1}(X, X_k + \delta)}{P_{j|1}(X, X_k)} = \frac{e^{\beta_{1,j|1}X_1} e^{\beta_{2,j|1}X_2} \dots e^{\beta_{k,j|1}X_k} e^{\beta_{k,j|1}\delta} \dots e^{\beta_{k,j|1}X_k}}{e^{\beta_{1,j|1}X_1} e^{\beta_{2,j|1}X_2} \dots e^{\beta_{k,j|1}X_k} \dots e^{\beta_{k,j|1}X_k}} = e^{\beta_{k,j|1}\delta} \quad j=2, \dots, J \quad (5)$$

其意義為在其他獨立變數保持不變情況下， X_k 每改變 1 個單位 ($\delta=1$) 時，類別 j 和類別 1 的機率比會隨著改變 $e^{\beta_{k,j|1}}$ 倍。其中， β 底下的下標符號 $j|1$ 代表 β 是類別 j 對類別 1 的機率比對數的迴歸係數。至於，如果 $\delta = s_k$ 時，也就是標準化倍數改變 (standardized factor change)，其意義為在其他所有獨立變數保持不變情況下， X_k 改變一個標準差，機率比的期望值就會隨著改變 $e^{\beta_{k,j|1}s_k}$ 倍。

註 3: 由於被解釋變數非線性的性質，邊際效應較難轉換預測機率，Long (1997) 建議採用間距改變的方法。儘管如此，本研究的實證結果仍會計算邊際效應，其式子為：

$$\frac{\partial P_r(y=m|X)}{\partial X_k} = P_r(y=m|X) \left[\beta_{km} - \sum_{j=1}^J \beta_{kj} P_r(y=j|X) \right]$$

事實上，其中的一組類別機率比可由其他組的機率比求出，如：

$$\ln \left[\frac{P_r(y=2|X)}{P_r(y=3|X)} \right] + \ln \left[\frac{P_r(y=3|X)}{P_r(y=1|X)} \right] = \ln \left[\frac{P_r(y=2|X)}{P_r(y=1|X)} \right] \quad (6)$$

由此可知 $m=3$ 時，只需估計其中兩組分對數即可。邏輯上，MNLM 可視為一系列的二元分對數模型 (Binary Logit Model, 以下簡稱 BLM)，但使用 MNLM 估計會更具效率性。由於 MNLM 是非線性模型，所以本研究以最大概似估計法 (Maximum Likelihood Estimation, MLE) 估計參數，試圖藉由數值方法找出能使概似函數最大化的估計值。

McFadden (1974) 和 Amemiya (1981) 指出使用 MNLM 時，必須滿足不相關替代條件獨立性 (independence of irrelevant alternatives, 以下簡稱 IIA)，IIA 的意思是解釋變數中兩個類別的機率比不會受到其他類別的影響。本研究採用 Hausman and McFadden (1984) 提出的 Hausman 檢定，檢定統計量為：

$$H_{IIA} = \left(\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F^* \right)' \left[\hat{V} ar \left(\hat{\beta}_R \right) - \hat{V} ar \left(\hat{\beta}_F^* \right) \right]^{-1} \left(\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F^* \right) \quad (7)$$

其值趨近於 χ^2 分配，自由度為 $\hat{\beta}_R$ 中的列數。若檢定統計量大於臨界值，表示 IIA 的假設不成立。

此外，本研究檢定下列假設：

$$H_0 : \beta_{k,2|m} = \dots = \beta_{k,M|m} = 0 \quad (8)$$

換言之，檢定個別解釋變數是否顯著影響庫藏股買回的目的。本研究採用 Wald test 檢定上述虛無假設，檢定統計量為：

$$W_K = \hat{\beta}_K' \hat{V} ar(\hat{\beta}_k)^{-1} \hat{\beta}_k \quad (9)$$

$$\text{其中，} \hat{V} ar(\hat{\beta}_k) = \begin{bmatrix} \sigma^2_{\beta_{k,j|l}} & \sigma_{\beta_{1,j|l}, \beta_{k-1,j|l}} & \cdot & \cdot & \cdot & \sigma_{\beta_{1,j|l}, \beta_{k,j|l}} \\ \sigma_{\beta_{k-1,j|l}, \beta_{1,j|l}} & \sigma^2_{\beta_{k-1}} & & & & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \sigma_{\beta_{k,j|l}, \beta_{1,j|l}} & \sigma_{\beta_{k,j|l}, \beta_{k-1,j|l}} & & & \cdot & \sigma^2_{\beta_{k,j|l}} \end{bmatrix}$$

統計檢定量呈 χ^2 分配，自由度為 (M-1)。若統計檢定量大於臨界值，表示特定解釋變數顯著影響被解釋變數。

除此之外，本研究也採用 Wald test 檢定分類的類別是否恰當，

$$H_0 : \beta_{2,m|n} = \dots = \beta_{k,m|n} = 0 \quad (10)$$

$\beta_{k,m|n}$ 表示第 k 個解釋變數對 $m|n$ 分類的影響，虛無假設表示各解釋變數在 m 和 n 分類上並無差別。

二、研究方法

(一)變數定義

本研究主要根據之前文獻所選取的相關變數為依據，但若變數之間相關程度太高則捨去其中之一原則，選取用以解釋上市公司實施庫藏股目的解釋變數（ X_i ）如下：

1、自由現金流量假說變數：

$$(1) \text{現金比率} = (\text{現金} + \text{約當現金}) / \text{總資產}$$

$$(2) \text{速動比率} = \text{速動資產} / \text{流動負債}$$

$$(3) \text{Tobin Q} = \frac{\text{普通股市價} + \text{特別股市價} + \text{長期負債} + \text{短期負債}}{\text{有形資產的重置成本}}$$

其中有形資產指土地、房屋、建築機器、儀器設備及其他設備等。

2、資訊不對稱假說變數：

$$(1) \text{董監事持股比率} = \text{董監事持股數} / \text{平均流通在外股股數}$$

$$(2) \text{董監事質押比率} = \text{董監質押股數} / \text{平均流通在外股股數}$$

$$(3) \text{總資產} = \ln(\text{總資產})$$

3、訊號發射假說變數：

$$(1) \text{市價與淨值比率} = \text{市價} / \text{帳面價值}$$

$$(2) \text{股東權益報酬率} = \text{稅後淨利} / \text{平均股東權益}$$

4、財務槓桿假說變數：

$$(1) \text{負債比率} = \text{負債總額} / \text{資產總額}$$

5、總體經濟環境變數：

$$(1) \text{台灣加權股價指數報酬率} = (\text{本季台灣加權股價指數} - \text{前一季台灣加權股價指數}) / \text{前一季台灣加權股價指數}$$

6、產業特性變數：

$$(1) \text{金融業} (D1=1)、\text{電子業} (D2=1)$$

依據 Platt and Platt (1990) 之研究，認為不同產業間財務特性會有所差異。因此本研究以(Platt and Platt, 1990) 提出之產業相對比率，將上述比率分別除以同產業平均財務比率(台灣加權股價指數報酬率除外)，而此主要目的是為提高分類精確度及預測能力以達到財務比率的穩定等目的。至於產業相對比率計算公式方式如下：

$$\text{產業相對比率} = \text{上市公司財務比率} / \text{同產業平均財務比率}$$

(二)研究樣本與資料特性

本研究主要是以在台灣地區上市公司有實施庫藏股的公司為樣本，實證資料期間為 2000 年第二季至 2003 第二季的季資料。本研究樣本選取以台灣證券交易所之上市公司為研究對象。為了避免內生的解釋變數造成計量估計問題，同時，也要避免模型的複雜化，本研究使用落後值解決內生解釋變數問題，可避免估計非本研究焦點之額外方程式，再者，實施庫藏股的決策乃根據前期的因素。因此，本研究的變數除了虛擬變數外，皆取落後一期。薛明玲（2000）發現適合公司購回股份應具備的條件其中之一為考慮產業特性，因此本研究將十八大類股分成三大類，分別為電子業、金融業及傳統產業。

(三)資料來源

- 1、各家上市銀行的公開說明書與財務報表
- 2、台灣新報文化事業股份有限公司（TEJ）之金融業務資料庫

由表1可知自2000年第三季至2003第二季上市公司實施庫藏股共有289家，累計共724次，分別為金融業共有50家累計共143次，電子業共有116家累計共238次，傳統產業共有123家累計共343次。表1中顯示金融業及電子業購回庫藏股以轉讓股份予員工為主，而傳統產業以維護公司信用及股東權益為主。因此，產業別的差異對購回庫藏股的目的確實有影響。而另由圖1可看出台灣加權股價指數在2000年的萬點重挫至2002的四千多點，雖此期間是上市公司實施庫藏股較多的時期約佔上市公司的39.75%。但在2002年的台灣加權股價指數回升走揚時，上市公司宣告實施庫藏股件數雖不多，但於短短的三年內，已有 289 家上市公司申報購回公司股份，申請實施庫藏股家數占總上市家數的 43.13%。

表 1 上市公司購回庫藏股目的及產業分配表

產業 \ 目的	轉讓股份予員工	股權轉換	維護公司信用及股東權益	合計次數	合計家數
金融業	116	9	18	143	50
電子業	199	1	38	238	116
傳統產業	158	3	182	343	123
總計	473	13	238	724	289

資料來源：本研究整理

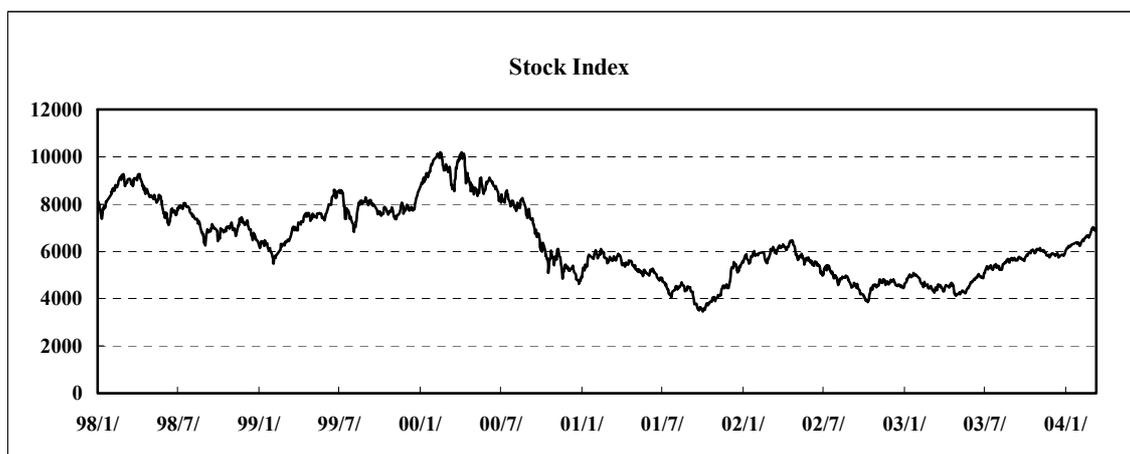


圖 1 台灣加權股價指數

肆、實證結果

本研究係針對上市公司購回庫藏股目的的選擇進行分析探討，首先對上市公司有實施庫藏股之企業之各變數作敘述性統計分析，以利進行實證研究。敘述性統計量包括各變數之觀察數目、平均數、標準差、最小值及最大值等。如表2。

表 2 上市公司之敘述統計資料

變數	觀察數目	平均數	標準差	最小值	最大值
上市公司實施庫藏股目的之類別	724	1.675	0.937	1	3
現金比率	724	1.005	0.987	0	9.333
速動比率	724	1.000	1.124	0.023	15.615
Tobin Q	724	1.000	0.672	0.059	4.804
董監事持股比率	724	1.057	0.588	0.208	3.305
董監事質押比率	724	23.243	24.159	0	98.95
總資產	724	1.000	0.073	0.856	1.232
股東權益報酬率	724	1.222	37.229	-496.786	253.495
市價與淨值比率	724	1.086	0.394	0.263	3.464
負債比率	724	1.151	0.486	0.002	3.975
台灣加權股價指數報酬率	724	-0.107	0.141	-0.292	0.313
D1=1 為金融業, D1=0 為非金融業	724	0.198	0.398	0	1
D2=1 為電子業, D2=0 為非電子業	724	0.329	0.470	0	1

一、機率的間距改變分析

大部份文獻在使用 MNLM 時，通常只解釋對數迴歸係數的顯著性，普遍忽略了解釋變數對被解釋變數影響的大小及影響的方向。有鑑於此，本研究的實證結果不僅說明顯著性且進一步說明影響的程度（即經濟上的顯著性）。首先將 MNLM 機率間距改變的結果列於表 3。由表 3 中得知，以購回庫藏股目的方面來看，在其他變數的值均固定在各自的平均數情況下，金融業相對於非金融業以轉讓股份予員工為購回庫藏股目的的機率增加了 0.284，電子業相對於非電子業以轉讓股份予員工為購回庫藏股目的的機率也增加 0.3187。另外，從表中亦可得知，自由現金流量假說的變數（現金比率、速動比率、Tobin Q）及總體經濟環境變數皆不顯著。因此，不論是現金比率、速動比率、Tobin Q 或台灣加權股價指數報酬率等對企業購回庫藏股的目的並無顯著的解釋能力。

至於資訊不對稱假說變數中，董監事質押比率愈高，則企業愈有可能為了護盤去購回庫藏股且愈不可能將購回庫藏股轉讓予員工。此結果與以往研究（Dittmar, 2000 及 Ikenberry et al.1995）皆指出，董監事質押比率愈高愈可能買回庫藏股護盤結論一致。至於訊號發射假說變數中，市價與淨值比率愈高，則企業愈有可能將股份轉讓予員工且愈不可能去護盤。與（Dittmar, 2000）研究指出，市價與淨值比率愈低可能買回庫藏股進而維護公司信用及股東權益有相同結論。不過以往研究大部分認為企業買回庫藏的因素是股價被低估，但本研究的樣本顯示（表 1）金融業與電子業買回庫藏股的目的中以轉讓股份予員工為主，可能因為我國金融業與電子業市價與淨值比率整體平均皆較高有關及另可能因市價與淨值比率高的企業其股價並沒有偏離其真實價值（換言之，被低估），因此，不用以護盤為目的去購回庫藏股。另外，負債比愈高的企業愈有可能以轉讓股份予員工為目的買回庫藏股，且達統計上之顯著水準。可能因為企業為最追求最適資本結構，當負債比率愈高時，較不

可能傾向以護盤為目的而購回庫藏股，進而提高其財務槓桿比率，增加財務風險。

表 3 上市公司購回庫藏股目的決策分析彙整表

目的 變數	轉讓股份予員工			股權轉換			維護公司信用 及股東權益		
	$\frac{dy}{dx}$	$\frac{\Delta y}{\Delta x}$	P 值	$\frac{dy}{dx}$	$\frac{\Delta y}{\Delta x}$	P 值	$\frac{dy}{dx}$	$\frac{\Delta y}{\Delta x}$	P 值
自由現金流量假說變數：									
現金比率	-0.0086	-0.010	0.646	0.0007	0.0007	0.349	0.0079	0.0079	0.674
速動比率	-0.0134	-0.0134	0.450	-0.0017	-0.0018	0.306	0.0151	0.0151	0.394
Tobin Q	-0.0507	-0.0507	0.061	-0.0003	-0.0003	0.774	0.0511	0.0510	0.059
資訊不對稱假說變數：									
董監事持 股比率	-0.0390	-0.0390	0.205	-0.0012	-0.0012	0.466	0.0402	0.0402	0.191
董監事質 押比率	-0.0051	-0.0051	0.000***	0.0000	0.0000	0.383	0.0051	0.0051	0.000***
訊號發射假說變數：									
總資產	-0.2763	-0.8071	0.308	0.0319	0.9232	0.206	0.2443	-0.1161	0.366
股東權益 報酬率	0.0002	0.0002	0.738	3.31e-06	3.312e-06	0.778	-0.0002	-0.002	0.734
市價與淨 值比率	0.2420	0.2396	0.000***	0.0019	0.0019	0.392	-0.2439	-0.2415	0.000***
財務槓桿假說變數：									
負債比率	0.2572	0.2544	0.000***	-0.0033	-0.0035	0.266	-0.2539	-0.251	0.000***
總體經濟環境變數：									
台灣加權 股價指數 報酬率	-0.0783	-0.0793	0.559	0.0049	0.0064	0.373	0.0735	0.0729	0.584
產業特性變數：									
D1=1 金融業	--	0.2840	0.000***	--	0.0052	0.372	--	-0.2892	0.000***
D1=0 非金融業									
D2=1 電子業	--	0.3187	0.000***	--	-0.0044	0.179	--	-0.3143	0.000***
D2=0 非電子業									

註：虛擬變數只有間距改變：0 → 1； $\frac{\Delta y}{\Delta x}$ ：平均數 ± $\frac{1}{2}$ 。

註：***表顯著水準在 0.01；**表顯著水準在 0.05；*表顯著水準在 0.1

另外，我們進一步以表 3 及圖 1 與圖 2 說明各解釋變數對被解釋變數類別的影響程度（其他變數的值均固定在各自的平均數下）。

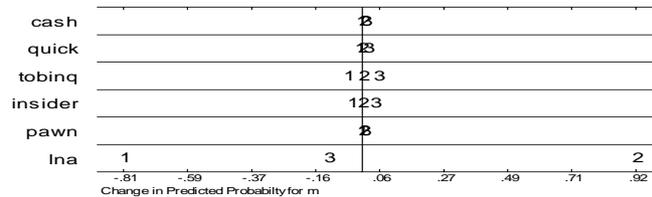


圖 2 間距改變分析圖

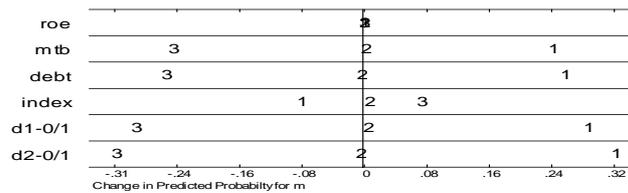


圖 3 間距改變分析圖

註：圖中的數字代表實施庫藏股的各项目的，分別表示為，類別 1 為轉讓股份予員工，類別 2 為股權轉換，及類別 3 為維護公司信用及股東權益等目的。而這些數字所在的位置則代表其間距改變。

註：縱軸所代表的是我們有興趣的獨立變項，分別表示為 cash：現金比率，quick：速動比率，tobinq：Tobin Q，insider：董監事持股比率，pawn：董監事質押比率，lna：總資產，roe：股東權益報酬率，mtb：市價與淨值比率，debt：負債比率，index：台灣加權股價指數報酬率，d1-0/1：(金融業/非金融業)，d2-0/1：(電子業/非電子業)。

註：橫軸所代表的是預測機率的間距改變。此圖以第 2 類別為基礎類別，其中類別之間距離愈大時表示影響愈大，且愈在 0 的右邊表示機率愈大；反之愈在 0 的左邊表示機率愈小。

雖然資訊不對稱假說變數中的董監事持股比率及總資產變數對企業實施庫藏股的目的皆無顯著的影響，但從圖 2 得知，在影響的程度上，總資產對企業以股權轉換的機率影響最大。相反地，現金比率、速動比率、董監事質押比率及股東權益報酬率對企業實施庫藏股的目的在程度上並無太大的影響。而圖 3 顯示，企業實施庫藏股的目的受到市價與淨值比率、負債比率及產業別的影響最明顯，而且可由表 3 得知，市價與淨值比率、負債比率及產業別的影響在統計上非常顯著。其他變數，例如董監事質押比率的影響雖然顯著，但是影響的程度卻非常小。因此，若從影響的顯著性及程度上來看，影響上市公司購回庫藏股目的的選擇主要決定於市價與淨值比率、負債比率及產業的

特性。從圖 3 另可知，金融業與電子業若要購回庫藏股應只以轉讓股份予員工為目的，較不會以維護公司信用及股東權益為目的；可能是因為金融業與電子業股價較少被低估或股價偏離市價等。相反地，傳統產業近幾年來受經濟景氣波動的影響，股價嚴重偏離市價，因此傳統產業較容易以維護公司信用及股東權益為購回庫藏股的目的。

表 4，綜合影響程度及顯著性，顯示市價與淨值比率、負債比率及產業別為最主要的影響因素。因此市價與淨值比率、負債比率及產業別對上市公司購回庫藏股目的的選擇影響的程度最大。而表 5 的結果顯示，平均而言，上市公司以轉讓股份予員工為購回庫藏股目的的機率相對較高（約 0.653）。

表 4 間距改變分析

變數	m=1			m=2			m=3		
	影響方向	程度	顯著性	影響方向	程度	顯著性	影響方向	程度	顯著性
總資產	-	√	×	+	×	×	+	√	×
市價與淨值比率	+	√	√	+	×	×	-	√	√
負債比率	+	√	√	-	×	×	-	√	√
台灣加權股價指數報酬率	-	√	×	+	×	×	+	√	×
D1=1 金融業 D1=0 非金融業	+	√	√	+	×	×	-	√	√
D2=1 電子業 D2=0 非電子業	+	√	√	-	×	×	-	√	√

註：未列示的其他解釋變數為影響不顯著且影響程度很小。

註：√ 表示統計上顯著或程度上顯著，× 表示統計上不顯著或程度上不顯著。

表 5 庫藏股購回目的類別的機率

變數	平均數	標準差	最小值	最大值
轉讓股份予員工機率	0.653	0.256	0.063	0.998
股權轉換機率	0.017	0.057	9.85e-09	0.634
維護公司信用及股東權益	0.328	0.256	0.002	0.929

二、差異比率分析

之前我們以機率的間距改變分析解釋實證變數改變的影響，間距改變是指當解釋變數固定在一特定值時，類別機率的改變，但間距改變並無法告訴我們類別之間的相對機率的改變關係。因此，我們將透過差異比率分析說明解釋變數如何影響類別之間機率比的改變。

實証結果如果分別以每一類別當基礎類別列表則太佔空間，因此表 6 僅列出達 10% 顯著水準的差異比率部份結果。從表 6 可知在其他解釋變數保持不變的情況下就標準化倍數改變分析，電子業購回庫藏股以轉讓股份予員工和股權轉換為購回庫藏股目的的比率（類別組群為 1-2）比非電子

業約多 5 倍；另由表 6 可知在其他解釋變數保持不變的情況下，金融業購回庫藏股以轉讓股份予員工和維護公司信用與股東權益為購回庫藏股目的的比率（類別組群為 1-3）比非金融業約多 2.4 倍，電子業購回庫藏股以轉讓股份予員工和維護公司信用與股東權益為購回庫藏股目的的比率（類別組群為 1-3）比非電子業約多 2.6 倍，金融業購回庫藏股以股權轉換和維護公司信用與股東權益為購回庫藏股目的的比率（類別組群為 2-3）比非金融業約多 4 倍。因此，電子業比金融業更傾向以轉讓股份予員工（相對於護盤）為目的。

表 6 類別組群之差異比率分析結果 (10%顯著水準下)

類別組群	變數	Logit 係數	倍數改變	標準化倍數改變
1-2	總資產	-18.032	0.000	0.267
1-2	負債比率	2.148	8.554	2.557
1-2	D2=1 為電子業, D2=0 為非電子業	3.492	32.864	5.164
1-3	Tobin Q	-0.271	0.763	0.833
1-3	董監事質押比率	-0.027	0.973	0.518
1-3	市價與淨值比率	1.295	3.651	1.665
1-3	負債比率	1.355	3.878	1.932
1-3	D1=1 為金融業, D1=0 為非金融業	2.222	9.234	2.424
1-3	D2=1 為電子業, D2=0 為非電子業	2.026	7.587	2.592
2-3	總資產	16.689	1.77e+07	3.396
2-3	市價與淨值比率	2.019	7.530	2.214
2-3	D1=1 為金融業, D1=0 為非金融業	3.520	33.786	4.065

雖然以上之分析可清楚看出機率比的改變，但當解釋變數及被解釋變數很多時，會增加分析的複雜度，圖 4 和圖 5 可幫助我們更容易分析各種類別之間變化的關係。圖中類別之間距離愈大，表示類別的差異比率愈大，但類別之間若有直線相連表示差異比率影響並不顯著。由圖可知現金比率、速動比率、Tobin Q、董監事持股比率、董監事質押比率及股東權益報酬率，對購回庫藏股目的的機率比的影響不大（因為其目的皆重疊在一起）。

電子業以轉讓股份予員工相對於股權轉換及護盤的機率來的高(因為 2 及 3 均在 1 的左方)。企業資產愈大，以股權轉換相對於轉讓股份予員工及護盤的機率就愈高且達顯著水準。因為規模愈大的企業，愈有可能發行可轉換公司債，故較傾向以股權轉換為其目的購回庫藏股。另外，市價與淨值比率愈高，企業以股權轉換為目的（相對於護盤）的機率也就愈高。原因可能是企業股價愈高，企業發行可轉換公司債時，較易為市場投資人接受，故當企業股價較高時，也較易以股權轉換（發行可轉債）為其目的購回庫藏股。而當市價與淨值比率愈高時，較不可能傾向以護盤為目的而購回庫藏股，進而提高其籌措資金成本，增加財務風險。而負債比率愈高，企業以轉讓股份予員工為目

的（相對股權轉換及護盤）的機率也就愈高。因為企業會追求最適資本結構，當負債比率愈高時，較不可能傾向以護盤為目的而購回庫藏股，進而提高其財務槓桿比率，增加財務風險。（以護盤為目的而購回的庫藏股必須註銷，因此視同減資）（註 4）。

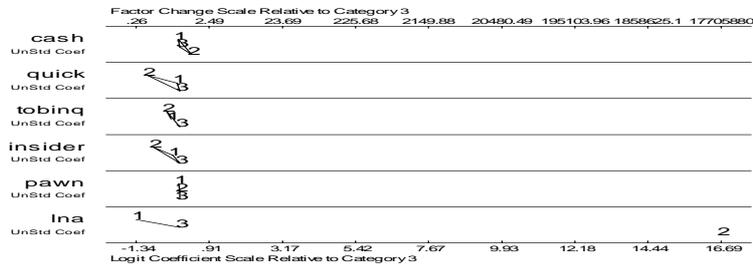


圖 4 差異比率分析圖

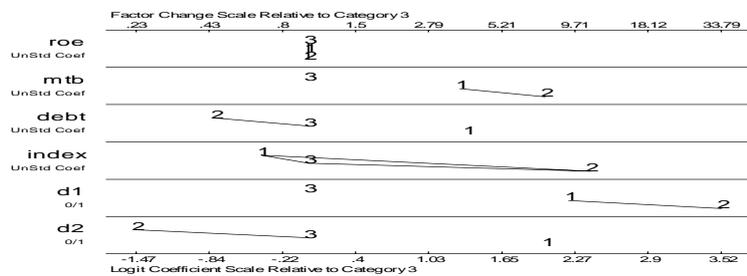


圖 5 差異比率分析圖

註：縱軸所代表的是我們有興趣的獨立變項，分別表示為 cash：現金比率，quick：速動比率，tobinq：Tobin Q，insider：董監事持股比率，pawn：董監事質押比率，Ina：總資產，roe：股東權益報酬率，mtb：市價與淨值比率，debt：負債比率，index：台灣加權股價指數報酬率，d1-0/1：（金融業/非金融業），d2-0/1：（電子業/非電子業）。

註：圖中的數字 1、2、3 代表實施庫藏股的各項目的，圖示以第 3 類別為基礎類別，因此，其位置在於橫軸最上方刻度（機率比）等於 1，以及橫軸最下方的刻度（分對數迴歸係數）等於 0 之處。

圖中類別之間距離愈大，表示類別的差異比率愈大，但類別之間若有直線相連表示差異比率影響並不顯著。

註 4：證券交易法第 28 條之 2「上市上櫃公司買回本公司股份辦法」證期會庫藏股制度適用疑義問答與財務會計準則第三十號公報「庫藏股票會計處理準則」。

接著，我們以表 7 彙整解釋變數影響購回庫藏股目的決策的顯著性、程度及方向。

表 7 差異比率分析彙整結果

變數	類別機率比	顯著性 (10%)	程度	影響方向
總資產	1-2	√	√	-
	2-3	√	√	+
市價與淨值比率	1-2	×	√	-
	1-3	√	√	+
	2-3	√	√	+
負債比率	1-2	√	√	+
	1-3	√	√	+
	2-3	×	√	-
台灣加權股價 指數報酬率	1-2	×	√	-
	2-3	×	√	+
D1=1 為金融業, D1=0 為非金融業	1-2	×	√	-
	1-3	√	√	+
	2-3	√	√	+
D2=1 為電子業, D2=0 為非電子業	1-2	√	√	+
	1-3	√	√	+
	2-3	×	√	-

註：未列示的其他解釋變數為影響不顯著且影響程度很小。

就 (1-2) 而言，總資產、負債比率及產業特性為電子業，影響的大小及影響的顯著性皆是非常明顯的，其中電子業及負債比率愈高愈有可能以轉讓股份予員工為目的（相對於股權轉換）購回庫藏股，而總資產愈大的企業愈有可能以股權轉換為目的購回庫藏股（相對於轉讓股份予員工）。再者，就轉讓股份予員工與維護公司信用及股東權益為目的機率比 (1-3) 而言，市價與淨值比率、負債比率及金融業與電子業者皆具顯著（包括顯著性及影響程度）及正向影響。最後，就股權轉換與維護公司信用及股東權益為目的機率比 (2-3) 而言，總資產、市價與淨值比率及金融業具顯著影響（包括顯著性及影響程度），其中負債比率為負向影響，其餘為正向影響。就本研究的實證結果顯示，台灣加權股價指數報酬率對企業購回庫藏股的目的不具影響。原因可能是樣本企業中購回庫藏股主要以轉讓股份予員工為目的而非以護盤為主(註 5)。

我們另外以 Wald test 分別檢定個別解釋變數及不同屬性的解釋變數對上市公司購回庫藏股目的的影響因素，其結果列示於表 8 及表 9。由表 8，就個別解釋變數對被解釋變數的影響方面：董監事質押比率、總資產、市價與淨值比率、負債比率及產業特性均有顯著影響（顯著水準為 1%）。由表 9 不同屬性之解釋變數的影響方面，資訊不對稱假說變數、訊號發射假說變數、財務槓桿假說變數及產業特性變數為影響上市公司購回庫藏股目的的顯著因素。另外，自由現金流量假說變數及總體經濟變數對買回庫藏股的目的並沒有顯著的影響。

註 5：加權股價指數報酬率對企業是否實施庫藏股應有影響，但對實施的目的則無影響。

表 8 個別解釋變數對被解釋變數的影響

變數	χ^2 值	自由度	P 值
現金比率	1.274	2	0.529
速動比率	3.147	2	0.207
Tobin Q	3.662	2	0.160
董監事持股比率	2.608	2	0.271
董監事質押比率	45.685	2	0.001***
總資產	11.249	2	0.004***
股東權益報酬率	0.201	2	0.904
市價與淨值比率	27.584	2	0.000***
負債比率	34.687	2	0.000***
台灣加權股價指數報酬率	2.238	2	0.327
D1=1 為金融業, D1=0 非金融業	67.256	2	0.000***
D2=1 為電子業, D2=0 非電子業	90.869	2	0.000***

註：***表顯著水準在 0.01；**表顯著水準在 0.05；*表顯著水準在 0.1

表 9 不同屬性之解釋變數的影響

群組類別	χ^2 值	自由度	P 值
自由現金流量假說變數： (1)現金比率 (2)速動比率 (3)Tobin Q 率	7.764	6	0.256
資訊不對稱假說變數： (1)董監事持股比率 (2)董監事質押比率 (3)總資產	640804	6	0.000***
訊號發射假說變數： (1)股東權益報酬率 (2)市價與淨值比	27.938	4	0.000***
財務槓桿假說變數： (1)負債比率	34.687	2	0.000***
總體經濟環境變數： (1)台灣加權股價指數報酬率	2.238	2	0.327

續表 9

群組類別	χ^2 值	自由度	P 值
產業特性變數： (1)D1=1 為金融業, D1=0 非金融業 (2)D2=1 為電子業, D2=0 非電子業	132.460	4	0.000***

註：***表顯著水準在 0.01；**表顯著水準在 0.05；*表顯著水準在 0.1

表 10 列示檢定類別間的分類是否可以合併的結果（虛無假設為類別間的分類無法區分），檢定結果不論是何種分類皆可區分。同時也以 Hausman tests 檢定類別間的獨立性（虛無假設為類別之間互為獨立）其結果列示於表 11，皆支持獨立性。因此，顯示本研究庫藏股購回目的的分類適當。

表 10 檢定分類類別恰當性

類別	χ^2 值	自由度	P 值
1-2	46.508	12	0.000***
1-3	238.911	12	0.000***
2-3	56.609	12	0.000***

註：***表顯著水準在 0.01；**表顯著水準在 0.05；*表顯著水準在 0.1

註： H_0 ：類別間的分類無法區分

表 11 模型不相關替代條件的獨立性檢定

省略類別	χ^2 值	自由度	P 值	結果
1	6.449	13	0.928	For H_0
2	-2.134	13	1.000	For H_0
3	-2.250	13	1.000	For H_0

註： H_0 ：類別之間互為獨立

根據前述分析結果，產業特性在統計顯著性及影響程度上皆非常明顯，因此本研究另外就產業特性與買回庫藏股目的的選擇決策做交叉分析。表 12 顯示，金融業與非金融業在購回庫藏股不同目的的選擇的機率，從其中可清楚看出金融業購回庫藏股以轉讓股份予員工為目的的機率較高【差異為+0.2840】；相對地，非金融業購回庫藏股以維護公司信用與股東權益為目的的機率較高【差異為-0.2892】。可見影響上市公司購回庫藏股不同目的的選擇主要因素在於產業的特性，金融業較非金融業在購回庫藏股時，傾向以轉讓股份予員工為目的。

表 12 產業特性與庫藏股目的的選擇決策交叉分析

類別 機率別	金融業	非金融業	類別差異
轉讓股份予員工	0.9404	0.6565	0.2840
股權轉換	0.0064	0.0012	0.0052
維護公司信用 與股東權益	0.0531	0.3423	-0.2892

相同的在表 13 也顯示電子業與非電子業在購回庫藏股不同目的的選擇的機率，從其中可清楚看出電子業購回庫藏股以轉讓股份予員工為目的的機率較高【差異為+0.3187】；相對地，非電子業購回庫藏股以股權轉換及維護公司信用與股東權益為目的的機率較高【差異為-0.0044】及【差異為-0.3143】。結果與金融業及非金融業相同

表 13 產業特性與庫藏股目的選擇決策交叉分析

類別	電子業	非電子業	類別差異
轉讓股份予員工	0.9204	0.6017	0.3187
股權轉換	0.0002	0.0047	-0.0044
維護公司信用 與股東權益	0.0794	0.3937	-0.3143

伍、結論

一、結論

本研究實證 2000 年至 2003 年我國上市公司財報的季資料，採用 MNLM 分析我國上市公司購回庫藏股目的的選擇的決策影響因子。我們以 Wald test 分別檢定個別解釋變數對被解釋變數及不同屬性的解釋變數對上市公司購回庫藏股目的的選擇的主要決策的影響性。就個別解釋變數對被解釋變數的影響方面：董監事質押比率、總資產、市價與淨值比率、負債比率及產業特性均具顯著影響；就不同屬性之解釋變數而言，資訊不對稱假說變數、訊號發射假說變數、財務槓桿假說變數及產業特性變數則對上市公司購回庫藏股目的的選擇的決策有顯著影響。

在間距改變分析方面，結果顯示市價與淨值比率、負債比率及產業別是主要影響企業買回庫藏股目的的影響因素，而且市價與淨值比率、負債比率及產業別的影響在統計上非常顯著。因此，就間距改變分析方面，不論就影響程度或影響顯著性，皆顯示市價與淨值比率、負債比率及產業的特性對台灣地區上市公司購回庫藏股的目的有顯著的影響。另外，實證結果也顯示金融業與電子業購回庫藏股應以轉讓股份予員工為主要目的，較不會以維護公司信用及股東權益為目的；可能是因為金融業與電子業股價較少被低估或股價偏離市價等。相對地，傳統產業近幾年來受經濟景氣波動的影響，股價嚴重偏離市價，因此傳統產業較容易以維護公司信用及股東權益為購回庫藏股的目的。

在差異比率分析方面，結果顯示負債比率及產業特性為電子業者在購回庫藏股以轉讓股份予員工與股權轉換為目的（1-2）的機率比的影響為正向的影響。換言之，電子業在購回庫藏股時相對上會較傾向以轉讓股份予員工為目的。再者，就轉讓股份予員工與維護公司信用及股東權益為目的機率比（1-3）而言，金融業與電子業仍以轉讓股份予員工為目的；而市價與淨值比率、負債比率愈高也愈傾向以轉讓股份予員工為目的。最後，就股權轉換與維護公司信用及股東權益為目的機率比（2-3）而言，企業規模愈大、市價與淨值比率愈高、台灣加權股價指數報酬率愈高及產業特性為金融業者，愈傾向以股權轉換為目的。綜合上述，可見當市價與淨值比率愈高或負債比率愈高，無論是金融業或電子業皆以維持企業最適資本為目標。

本研究為國內、外庫藏股的研究中，首先針對庫藏股購回的目的以 MNLM 分成三類加以分析的研究。文中並針對以往使用 MNLM 分析中只解釋顯著性的缺失，進一步針對影響程度的大小及類別之間的關係做更深入的探討（同時探討統計及經濟上的顯著性）。經由實證結果顯示影響台灣地區上市公司實施庫藏股目的的主要關鍵因素為市價與淨值比率、負債比率及產業別（即統計及經濟上皆顯著），而無論金融產業或電子產業購回庫藏股的目的皆以股權轉讓予員工為主，可見買回庫藏股是以維護最適資本為目標，而非以護盤為主。此發現與（李宗祥,2001）的實證結果不同原因為（李宗祥,2001）的研究期間為 2000 年 8 月至 2000 年 12 月，此期間台灣庫藏股制度剛實施且為台灣加權股價指數股市八千多點重挫至四千多點之指數時點(由圖 1 可知)，故其結果顯示購回庫藏股皆以護盤為主。但由於其研究期間太短，因此可能導致偏差的結論。本研究的研究期間從 2000 年至 2003 年，期間涵蓋台灣股市的高與低點，故研究所得的結論應更具參考價值。另外，本研究也確立了影響台灣地區上市公司實施庫藏股目的的主要關鍵因素為市價與淨值比率、負債比率及產業別。

本研究從現金比率、速動比率、Tobin Q...等解釋變數來探討上市公司購回庫藏股目的選擇的主要影響因素，雖然整體結果尚稱理想，但仍有幾點可資作為後續研究擴充補強之處；由於影響上市公司購回庫藏股的因素相當多，除本研究所列之因素外，公司治理變數、企業經營成長因素、買回的金額多寡與次數等均有可能影響上市公司購回庫藏股的因素之一，因此這方面的仍值得進一步研究。

參考文獻

- 李宗祥（2001），「上市公司買回本公司股份之研究」，未出版碩士論文，國立台灣大學財務金融研究所。
- 林玉成（2001），「上市公司庫藏股宣告資訊內涵及操作策略之分析」，未出版碩士論文，國立高雄第一科技大學財務管理研究所。
- 邱煥堯（2001），「台灣股票市場庫藏股行情之實證研究」，未出版碩士論文，國立中央大學企業管理研究所。
- 孫鑑吾（2001），「企業實施庫藏股動機之研究」，未出版碩士論文，逢甲大學會計與財稅研究所。
- 張莉莉（2001），「我國上市上櫃公司買回庫藏股意願及次數決定因素之研究」，未出版碩士論文，國立台北大學會計研究所。
- 陳振遠與吳香蘭（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，第 10 卷第 1 期，127-154。
- 陳嘉惠、劉玉珍、與林炯堯（2003），「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，27-61。
- 薛明玲，（2000），「企業併購實務—以上市公司合併為例」，律師雜誌，第 252 期，94-109。
- Amemiya, T. (1981), "Qualitative response models: a survey," *Journal of Economic*, Vol.19, 483-536.
- Bagwell, Laurie S., and S.B.John (1988), "Share repurchased and acquisitions: an analysis of which firms participate," *Journal of Economic Perspectives*, Vol.3, 129-40.
- Barth, E. and R. Kasznik (1999), "Share repurchase and intangible assets," *Journal of Accounting and Economic*, Vol.28, 211-241.
- Choi, D.and S. Chen (1997), "The differential information conveyed by share repurchase tender offers and dividend increases," *Journal of Financial Research*, Vol.20, 529-543.

- Comment, R. and G. A. Jarrell, (1991), "The relative signaling power of Dutch-auction and fixed-price self-tender offers and open-market share repurchases," *The Journal of Finance*, Vol.46, 1243-1271.
- Dann, Larry Y. (1981), "Common stock repurchases: an analysis of returns to bond holders and stock holders," *Journal of Financial Economics*, Vol.9, 277-302.
- Dittmar, A. K. (2000), "Why do firms repurchase stock?" *Journal of Business*, Vol.73, 331-355.
- Hausman, J. and D.McFadden (1984), "A specification test for the multinomial logit Model," *Econometrica* , Vol.52,1219-1240.
- Ho, L. J., C. Liu, and R. Ramanan (1997), "Open-market stock repurchase announcements and revaluation of prior accounting information," *The Accounting Review*, Vol.72, 475-489.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok and T. Vermaelen (1995), "Market under reaction to open market share repurchases," *Journal of Financial Economics*, Vol.39, 181-208.
- Kaufman, R. L. (1996), "Comparing effects in dichotomous logistic regression: a variety of standardized coefficients," *Social science Research*, Vol.77, 90-109.
- Lakonishok, J.and T. Vermaelen (1990), "Anomalous price behavior around repurchase tender offers," *Journal of Finance*, Vol.45, 455-477.
- Long J S. (1997), *Regression models for categorical and limited dependent variables*, Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- McFadden, D. (1974), *Conditional logit analysis of qualitative choice behavior*, New York: Academic Press.
- Medury, P. V., Linda E. B., and V. Srinivasan (1992), "Stock repurchase: a multivariate analysis of repurchasing firms," *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol.31, 21-44.
- Platt, H. D. and Platt, M. B. (1990), "Development of a Class of Stable Predictive Variable the Case of Bankruptcy Prediction", *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.17, 31-49.
- Pugh, W. and J. S. Jahera (1990), "Stock repurchases and excess returns: an empirical examination," *The Financial Review*, Vol. 25,127-142.
- Reyher, G.R.and G.W. Smith (1987), "An overview of recent trends in corporate stock repurchases," *Industrial Management*, Vol.4, 25-27.
- Stephens, C. P.and M. S. Weisbach (1998), "Actual share reacquisition in open-market repurchase programs," *The Journal of Finance*, Vol.1, 313-333.
- Tsetsekos, G. P., Kaufman, D. J., and L. J.Gitman (1991), "A survey of stock repurchase motivation and practices of major U. S. corporations," *Journal of Applied Business Research*, Vol.8,15-21.
- Vafeas, N.and M. O. Joy (1995), "Open market share repurchase and free cash flow hypothesis G35," *Economics Letters*, Vol.48, 405-410.
- Vermaelen, T.,(1981), "Common stock repurchases and market signaling," *Journal of Financial Economics*, Vol.9, 84-96.