

# 股利宣告的資訊效果 - 以台灣集團與非集團上市公司為例

洪榮華 陳佳儀

中央大學企業管理研究所

(收稿日期：91 年 3 月 26 日；第一次修正：91 年 5 月 2 日；

接受刊登日期：91 年 7 月 23 日)

## 摘要

本研究主要從資訊環境的角度檢視集團與非集團企業股利改變的宣告與超常報酬之關係，利用事件研究法進行檢驗，並以雙尾 t 統計量與 Mann-Whitney U test 檢定集團與非集團企業股利宣告改變後的超常報酬與差異，最後再以迴歸分析探討各變數與超常報酬率間的關係。在驗證股利信號放射假說與現金流量假說上，發現是否隸屬於集團企業會影響其在股票股利宣告後的股價變動，而市場上對股票股利的反應普遍大於現金股利；在過度投資假說的驗證上，q 值小於 1 的檢定結果並不支持股利傳達企業過度投資的訊息，然而 q 值大於 1 的公司，其股票股利變動卻可能傳達其未來前景的信號。

關鍵詞彙：集團企業，股票股利，現金股利

## 壹 導論

股利原為公司有盈餘時，對其股東之分配，而為股東投資報酬之一部分，通常包括現金股利和股票股利。然而，今日之大型公司，特別是上市公司，股利除扮演傳統之公司股東報酬角色外，亦兼具有其他如信號放射 (signaling) 等重要功能。Dewenter 和 Warther (1998) 指出，探討股利之相關文獻主要依賴兩種模式以預測股利之行為：即資訊不對稱 (information asymmetries) 與代理衝突 (agency conflicts)。資訊不對稱模式主張，公司經理比一般投資人更能了解公司的未來展望，而股利則往往對市場傳達了一些公司的內部資訊；代理衝突模式則在探討代理衝突對股利行為的影響。代理理論強調公司經理和股東間之目的不同，而股利則扮演著懲戒 (disciplinary) 的功能：現金股利之發放可減少自由現金流量 (free cash flow)，因而使得公司經理受到金融市場的監督。

由於不同國家之間，公司監理 (corporate governance) 機制不盡相同，因此股利所扮演的角色也就可能有差異。日本公司，特別是派閥公司 (keiretsu)

之經理和投資人間的關係較一般之美國公司緊密，因而大大降低了資訊不對稱和代理衝突之程度。有鑑於此，Dewenter 和 Warther (1998) 乃探討美、日兩國公司之資訊不對稱和代理衝突對公司股利政策的影響。此外，日本派閥公司屬於集團企業，其成員間之關係緊密，有別於非派閥公司，因此該論文亦探討日本之派閥與非派閥公司間的股利政策差異。研究結果發現：美國公司與日本公司間、以及日本國內之派閥與非派閥公司間，其股利政策皆有顯著差異。Alangar, Bathala, Rao (1999) 等認為，將股利作為信號放射機制，則資訊不對稱程度較大的公司其資訊效果較大。

至於國內之情況，葉銀華 (1998) 指出，臺灣地區民國 83 年底集團上市公司市值佔臺灣股票總市值的 35.86%，而從客觀與主觀條件可知，集團企業的結合方式除了核心公司與分子公司相互持股與互為董事結合外，還包括心理上的認同感。此外，該文亦指出，臺灣地區集團企業的形成，大部分為家族經營，其人治色彩頗濃。在此情況下，國內集團與非集團企業間，其資訊不對稱與代理衝突兩者是否有差異，因而導致對股利政策產生不同的影響？此一問題頗值得探討。雖然國內股利政策之相關文獻不勝枚舉，卻鮮少探討集團與非集團企業間，股利政策之差異者。因此本研究擬針對上述問題進行實證研究，以探討國內上市公司之集團與非集團企業間，其股利變動的宣告效果是否有差異，以及過度投資假說是仍然成立。因此，本研究乃針對現金股利與股票股利兩者，探討如下問題：

1. 國內上市公司股利變動宣告之效果如何？集團與非集團企業之間，此種效果是否有差異？
2. 過度投資假說在國內上市公司是否仍然適用？而其在集團企業與非集團企業間是否有差異？
3. 國內上市公司投資人是否較偏好股票股利，而非現金股利？

## 貳 文獻探討

本研究將分別從信號放射假說與過度投資假說等兩方面，將以往相關文獻加以探討。

## 一、股利信號放射假說

根據信號放射假說，因為公司管理當局較一般投資大眾掌握了更多有關公司未來發展及營業展望的資訊，故會以股利的發放作為信號放射機制。然而，Dewenter 和 Warther (1998) 認為，將美國的「資訊不對稱模式」應用到日本公司並不恰當，因為：a. 相對於美國公司而言，日本公司，特別是派閥公司，其經理和股東間之互動較頻繁；b. 日本派閥公司股東比美國公司股東較傾向於長期投資，故對於短期的股利信號較沒興趣，因為不管公司之股利政策為何，任何的資訊不對稱終將會被揭露。

就股票股利而言，Woolridge (1983) 的研究指出，股票股利對企業未來前景的信號較現金股利清晰可辨，因為企業發放現金股利的動機可能是基於公司的獲利良好，但也可能表示公司未來並沒有有利的投資機會。Banker, Das, 和 Datar (1993) 的研究中指出，公司的會計資訊，如資本支出、營業產生的資金等，亦可提供資訊，進而影響投資人對公司過去及現在股利政策的反應。

Banker, Das 和 Datar (1993) 認為，市場上對於股票股利的反應會因其是否有好的成長機會以及是否因現金短少才以股票股利取代現金股利而有所不同，而其實證結果顯示，股票股利對公司而言為一有效的信號放射機制。之後，Rankine 和 Stic (1997) 的研究指出，股票分配的會計處理，傳達了管理當局對公司價值的私有正面資訊<sup>1</sup>。Chu (1997) 針對台灣的股票市場進行研究，探討股票報酬與許多會計資訊，如盈餘、股利及現金流量之間的關係。研究結果發現，有些美國學者所提出的理論在台灣並非完全適用，而其實證結果顯示，股票股利與報酬間具顯著關係，支持信號放射假說。

Dewenter 和 Warther (1998) 的研究中，將日本的企業分為派閥 (keiretsu)、獨立 (independent) 及混合 (hybrid) 等三種，由於在公司所有權結構和集團互動上的不同，他們假設日本企業比美國企業有較少的資訊不對稱與代理問題存在，進而探討不同產業環境對美、日企業股利政策之影響。研究結果發現：日本企業，尤其是派閥企業，其股利政策擁有較少的資訊內涵，同時較美國企業反應更多的績效表現。實證結果支持日本企業比美國企業有較少的資訊不對稱與代理問題，同時他們也發現，日本企業的股利揭露了較少的資訊，尤其對於集團企業之股利信號放射更是少見。Alangar, Bathala, Rao (1999) 等認為，將股利作為信號放射機制，則資訊不對稱程度較大的公司其資訊效果

<sup>1</sup> Rankine 和 Stic (1997) 的研究指出，股票分配的會計處理，會使公司的保留盈餘減少，限制其未來投資的能力，故傳達了管理當局對公司價值的私有正面資訊。

較大。

基於此，本研究認為，由於台灣的集團企業多以相互持股與互為董事相結合，與公司攸關的訊息較易為投資人所掌控，資訊環境較佳，股利變動所扮演的信號放射角色因而可能較不突出，故其股價變動的幅度應於小非集團企業，並建立假說如下：

**假說 1：非集團企業股利改變的超常報酬較集團企業大。**

**假說 1-1：非集團企業宣告現金股利改變會導致比集團企業更大的股價改變。**

**假說 1-2：非集團企業宣告股票股利改變會導致比集團企業更大的股價改變。**

## 二、過度投資假說與Tobin's q

過度投資公司 (Tobin's  $q < 1$ ) 若增加現金股利的發放，則可降低過度投資的程度，在其他情況不變下，公司的市場價值會提高；反之，若減少現金股利之發放，則可能使過度投資之情況惡化，公司之市場價值因而降低。Denis, Denis, Sarin (1994) 探討股利改變宣告的現金流量信號、過度投資和顧客效果等資訊內容效果，強調對股利各種解釋的相關重要性及衝突。其研究中提出對過度投資的公司而言，未預期的股利改變宣告與其未來的投資有關，股利上升表示其未來的投資減少，可避免管理當局將自由現金流量投資在淨現值為負的投資專案上，對市場而言，是一項正面的消息；相對而言，股利減少表示其有不當的投資，會降低公司的價值與股東權益。在其研究中，以 Tobin's  $q$  作為衡量企業成長機會的指標，認為  $q < 1$  ( $q > 1$ ) 的公司為過度投資 (投資不足) 公司，而只有  $q < 1$  的公司被預期有股利宣告後的超額股票報酬改變。研究結果發現，在控制股利改變的大小後， $q$  值、股利收益率等實證支持現金流量的信號效果及股利的顧客效果，但不支持過度投資假說。在其研究中基於連結 Tobin's  $q$  與股票股利的關係之驗證，發現 2 日宣告日的累積超常報酬與標準化的股利改變有關，但與  $q$  值無關。同時  $q < 1$  的公司盈餘修正較  $q > 1$  的公司多，亦支持現金流量的信號放射假說。

林宜勉和潘昭儀 (民 87) 的研究中發現，在股利宣告期間內，不論高  $q$  或低  $q$  公司之累積超常報酬並不存在顯著差異，故不支持現金流量假說。不論股利增加或減少，股利變動、股利收益率與公司規模，在高  $q$  公司與低  $q$  公司之間存在顯著差異；而在股利增加與股利減少兩群樣本間，累積超常報酬確實

存在顯著差異，此顯示，股利發放確實放射出對公司未來現金流量的信號，而支持現金流量假說。Szewczyk, Tsetsekos, 和 Zantout (1996) 的研究中，將樣本區分為  $q$  值大於 1 與小於 1，和高自由現金流量與低自由現金流量（依總樣本中位數區分）之  $2*2$  群體，用 T 檢定 及 Wilcoxon 檢定測試各次群體之股票報酬差異，實證結果支持投資機會假說，但不支持自由現金流量假說，而在超常股票報酬之橫斷面迴歸分析中，亦支持投資機會假說但不支持自由現金流量假說。

代理衝突模式認為，經由發放現金股利以降低自由現金流量，並可讓公司經理接受金融市場之監督。因此，股利變動之宣告應該與股票報酬成正向的關係，因為較高股利水準可降低經理浪費現金的傾向。然而，Dewenter 和 Warther (1998) 認為，將此一模式應用到日本公司也不恰當。因為代理衝突模式的基本假設：「股利為限制經理的必要或甚至於是適當的工具」，在日本似乎較為無關，因為在那裡，主要銀行扮演著重要的監督角色。

國內資本市場普遍缺乏減輕代理成本的控制，而法人機構的持股比率偏低，則導致藉由相互持股以抑低代理問題目標不易達成（周行一、陳錦村，1996）。然而，集團企業的結合方式除了核心公司與分子公司相互持股與互為董事結合外，還要包括心理上的認同感（葉銀華，1998）。因此，國內集團企業與非集團企業間，經由發放現金股利以降低現金流量，以抑制過度投資的代理問題可能有所不同。另外，在股票股利方面，市場上對於股票股利的反應會因其是否有好的成長機會及是否因現金短少才以股票股利取代現金股利而有所不同（Banker, Das, 和 Datar, 1993）。因此，如果公司有好的成長機會 ( $q>1$ )，則股票股利之發放意味著公司將現金保留下來，以進行有利的投資，為好消息，而集團與非集團企業間，其資訊不對稱之程度有別，因此，股價之反應理應亦有所差異。

基於以上之分析，本研究建立假說如下：

**假說 2：低  $q$  公司中，現金股利改變與超常報酬成同向變動。**

**假說 2-1：低  $q$  公司中，非集團企業之未預期的現金股利增加較集團企業有更多的超常報酬。**

**假說 3：高  $q$  公司中，股票股利改變與超常報酬成同向變動。**

**假說 3-1：高  $q$  公司中，非集團企業之未預期的股票股利增加較集團企業有更多的超常報酬。**

### 三、股利租稅的顧客效果

Dhaliwal, Erickson 和 Trezevant (1999) 以檢視股利發放後所有權改變的方式討論租稅的股利顧客效果，發現影響機構投資者持股增加的原因為租稅的顧客效果。實證結果支持在公司發放股利後，公司身份的投資者的持股會增加，顯示稅的顧客效果足以影響投資人的決策。

Hubbard 和 Michaely (1997) 研究同時擁有兩種不同股東的公司，其中，一類為僅接受現金股利的股東，另一類則為僅接受股票股利的股東。該研究就股東對於現金股利與股票股利的評價是否會因稅率的改變而有所不同進行研究。實證結果發現：股東對於現金股利的偏好並無減少，而這種現象有兩種可能的解釋：一為現金股利的流動性較高，所以投資人願花較高的稅負成本去取得它；另一為對於機構投資人而言，並不會受到稅率的不利影響，故仍舊偏好持有發放現金股利的股票。然而在以交易成本（變現性）及租稅的顧客效果兩者，來解釋兩種股東持有不同股利股票的行為之實證的結果皆不被支持。根據 Chu (1997) 指出，臺灣因為免課資本利得稅，所以臺灣投資人較偏好股票股利，其股利宣告影響股價的幅度較現金股利大。對於臺灣集團企業稅法上的規定是否對股利宣告效果產生影響，本研究建立假說如下：

**假說 4：企業的股票股利宣告改變會產生股價超常報酬。**

**假說 4-1：集團企業的股票股利宣告改變會產生股價超常報酬。**

**假說 4-2：非集團企業的股票股利宣告改變會產生股價超常報酬。**

**假說 5：企業的現金股利宣告改變會產生股價超常報酬。**

**假說 5-1：集團企業的現金股利宣告改變會產生股價超常報酬。**

**假說 5-2：非集團企業的現金股利宣告改變會產生股價超常報酬。**

## 參 研究設計

### 一、本研究選樣標準如下：

1. 在台灣證券交易所公開上市的公司，於民國 81 年至民國 87 年止，曾發生過股利變動的公司。

2. 樣本公司之股利宣告日，以其董事會或股東大會決議日，第一次出現在工商時報或經濟日報之日期為準。
3. 宣告期間內，無盈餘宣告、現金增資、合併購併及其它重大投資宣告等資訊發佈者，俾能隔離股利變動以外其他因素對股價的影響。
4. 研究期間內公司營運正常，未曾發生財務危機而列入全額交割股或下市者。
5. 金融保險業因其產業特殊性，不列入樣本。
6. 研究期間內有完整的市場交易資料者。

本研究中各樣本公司的股利宣告日取自工商時報或經濟日報，再輔以台灣經濟新報社股價資料庫之次級資料。

## 二、變數之操作性定義

### (一) 影響股利發放之因素

本研究根據文獻探討之結果，針對下列變數如何影響企業股利發放行為加以研究，茲說明如下：

#### 1. 公司規模 (MV)

有鑑於規模大的公司因資訊較易為市場獲得與評估，資訊環境比小公司為佳，而 Phillips, Baker 和 Edelman (1997) 在其研究中控制企業的市場價值，以探討停發定期股利的市場反應。本研究參考 Phillips, Baker 和 Edelman (1997) 之研究，以公司流通在外股票的市場價值，為企業規模的代理變數：

$$MV_i = P_i \times Q_i$$

$MV_i$  : i 股票的公司規模 (市場價值)

$P_i$  : i 股票在股利宣告前 11 個交易日的收盤價。

$Q_i$  : i 股票在股利宣告前一季的流通在外股數。

本研究中之股價採用「股利宣告前 11 個交易日的收盤價」，係因本研究之觀察期間自股利宣告日前 10 天 (-10) 開始，而流通在外股數取「股利宣告前一季」者係因其為所可取得之最近資料。

## 2. 股權分散程度 (DIVER)

股權分散會使股東監督管理者的能力降低，故發放股利可避免管理者濫用自由現金流量，因而減輕兩者之間的代理問題。本研究參考 Alli, Khan 和 Ramirez (1993) 的研究，以股利宣告前樣本公司之股東人數 / 流通在外股數，為衡量股權集中程度的標準。

## 3. 機構投資人持股比例 (INS)

因機構投資人收到股利時享有租稅的優惠，故當機構投資人持股比例高時，企業傾向發放較多的股利。本研究參考 Alli, Khan 和 Ramirez (1993) 的研究，將機構投資人持股比例，以股利宣告前機構持有人總持股數除以流通在外股數衡量之。

## 4. 內部人持股比例 (INSIDER)

內部人為公司的 CEO、董事長、常務董事、董事、監察人、大股東、經理人及關係人等。內部人持股比例高，則可降低外部股東監督管理當局不易的代理問題，故股利發放的需求減少。本研究亦參考 Alli, Khan 和 Ramirez (1993) 的研究，以股利宣告前內部人持有之總股數除以流通在外股數衡量之。

## 5. 自由現金流量 (FCF)

企業若擁有過多的自由現金流量，將造成股東與管理者之間潛在的衝突。一般對自由現金流量的定義為：企業在投資所有正 NPV 專案後所剩餘的營業活動之現金流量。本研究參考 Needles 和 Powers (1998) 的定義，以下式衡量樣本公司的自由現金流量：

$$\begin{aligned} \text{自由現金流量} &= \text{營業活動產生的淨現金流量} - \text{現金股利} - \text{資產設備購置} \\ &\quad + \text{資產設備出售} \end{aligned}$$

## 6. 標準化股利變動率

$$CD = \text{每股現金股利的變動額} / \text{股利宣告日前第 11 個交易日的股價}$$

$$SD = \text{每股股票股利的變動額} / \text{股利宣告日前第 11 個交易日的股價}$$

### 7. Tobin's q

Tobin's q 的定義為：「公司的市價除以公司資產的重置成本」。Chung 和 Pruitt (1994) 指出，以往學者-如 Lindenberg 和 Ross (1981) 等，所建議的 q 比例公式計算困難，<sup>2</sup> 因此乃提出近似 q 值 (approximate q)，<sup>3</sup> 然後將其公式求得之近似 q 值作為自變數，而以 Lindenberg 和 Ross (1981) 所計算之 q 值作為應變數，再對十年之資料逐年進行一般最小平方迴歸分析 (OLS)，結果顯示 R<sup>2</sup> 皆在 0.966 以上，強烈支持兩種 q 值相等之主張。Adedeji (1998) 則以 Price-to-Book (即 Market-to-Book) 代表 q 比例，用以衡量公司預期之成長。本研究採用 Adedeji (1998) 對 Tobin's q 之定義，其中，分子部分，「普通股市價」為普通股年平均收盤價乘以普通股流通在外股數，「特別股市價」則由於特別股佔樣本公司資本結構之極小比例，故以帳面價值代替其市價，「負債」—包括流動負債與長期負債，均以其帳面價值計算；至於分母部分則為公司總資產的帳面價值。<sup>4</sup>

### 8. 集團企業與非集團企業

對於「集團企業」，本研究兼採臺灣經濟新報社與中華徵信所兩者的定義。臺灣經濟新報社對集團企業之決定方式為，與商業周刊合作對國內上市公司發出問卷，以調查各該公司是否屬於某一集團，再根據回函加以分類。中華徵信所出版的「2002 年台灣地區集團企業研究」中，定義構成為集團企業的條件為：(1)股權：國人資本佔 51% 以上之民營企業；(2)分子企業個數：由 3 個以上的分子企業構成，各分子企業相互承認為同一集團者；(3)地區：核心公司必須設在國內；(4)取決點：獨立企業最少在 3 家以上，且營收總額達到 1 億元以上。本研究先將臺灣經濟新報社的檔案中，有說明集團別的上市公司列為集團企業，其餘則歸類為非集團企業，並進行各項分析。最後，在進行迴歸分析時，本研究亦根據中華徵信所的定義，將樣本公司分為集團與非集團企業兩群，以了解此兩種略為不同的定義對本研究的結果是否有影響。

<sup>2</sup> Lindenberg 和 Ross (1981) 所建議之公式為： $q = (\text{PREFST} + \text{VCOMS} + \text{LTDEBT} + \text{STDEBT} - \text{ADJ}) / (\text{TOTASST} - \text{BKCAP} + \text{NETCAP})$ ，其中，PREFST 為公司特別股之清算價值；VCOMS 公司普通股之市價乘以期末流通在外股數；LTDEBT 為公司長期負債調整其期間結構 (age structure) 後的價值；STDEBT 為公司流動負債的帳面價值；ADJ 為公司淨流動資產的價值；BKCAP 為公司淨資本的帳面價值；NETCAP 則為通貨膨脹調整後的公司淨資本。

<sup>3</sup> Chung 和 Pruitt (1994) 提出之近似 q 值 =  $(\text{MVE} + \text{PS} + \text{DEBT}) / \text{TA}$ ，其中，MVE 為公司股價乘以普通股流通在外股數；PS 為公司特別股之清算價值；DEBT 為公司短期負債減掉短期資產後，再加上公司長期負債的帳面價值；TA 則為公司總資產的帳面價值。

<sup>4</sup> Market-to-Book 與 Chung 和 Pruitt (1994) 提出之近似 q 值極為接近，差別只在後者的負債部分有扣掉短期資產，而前者則沒有。本研究採用 Market-to-Book 主要是因為此法較為簡便。

### 三、累積超常報酬率分析

#### (一)市場投資組合報酬率

$$R_{m,t} = \frac{P_{m,t} - P_{m,t-1}}{P_{m,t-1}}$$

式中

$R_{m,t}$ ：第  $t$  期市場投資組合報酬率。

$P_{m,t}$ ：市場在第  $t$  期之發行量加權股價指數。

$P_{m,t-1}$ ：市場在第  $t-1$  期之發行量加權股價指數。

#### (二)個別股票日報酬率

非除權（息）日報酬率

$$\text{日報酬率} = \left( \frac{\text{本日收盤價}}{\text{前一日收盤價}} - 1 \right) \times 100\%$$

除權（息）日報酬率

$$\text{日報酬率} = \left( \frac{\text{本日收盤價} \times (1 + d + f)}{\text{前一日收盤價} + F \times f} - 1 \right) \times 100\%$$

式中

$d$ ：無償配股率（即股票股利配股率）

$f$ ：有償配股率（及現金增資配股率）

$F$ ：現金增資每股承銷價格。

#### (三)累積超常報酬率分析

Ketcher 和 Jordan (1994) 指出，計算超常報酬的方法有多種，但市場模式 (market model) 為最普遍被採用的一種，因此本研究亦利用此一模式計算超常報酬率。市場模式假設市場投資組合報酬率為影響個別證券報酬率的唯一重要因素，而模式中的殘差項為消除市場因素之影響後，公司特有資訊對個別證券報酬率的影響。茲將一因子市場模式列示如下：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t}$$

式中

$R_{i,t}$  : 個別證券報酬率

$\alpha_i$  : 第 i 種證券市場模式迴歸線的截距項。

$\beta_i$  : 第 i 種證券市場模式迴歸線的斜率項。

$R_{m,t}$  : 市場投資組合報酬率。

$\varepsilon_{i,t}$  : 第 i 種證券在第 t 日之殘差值。

本研究計算累積超常報酬率之步驟如下：

1. 以估計期之觀察值來估計市場模式中所需參數。
2. 以所得參數之估計值對事件期中的均衡報酬率進行估計。
3. 計算事件期中每日實際報酬率與均衡報酬率之差，即得超常報酬率。其做法如下：

每日之超常報酬率：

$$AR_{i,t} = \hat{\varepsilon}_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i \times (R_{m,t})$$

式中

$\hat{\varepsilon}_{i,t}$  : 第 i 種證券在第 t 日殘差項之估計值。

$\hat{\alpha}_i$  : 第 i 種證券截距項之估計值。

$\hat{\beta}_{i,t}$  : 第 i 種證券第 t 天斜率項之估計值。

第 t 日的平均超常報酬率：

$$AR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,t}, \text{ 式中 } N \text{ 表樣本數。}$$

累積平均超常報酬率：

$$CAR_T = \sum_{t=-7}^T AR_t, \text{ 式中 } T = -10 \dots +10$$

## 四、宣告日、觀察期間、事件期間與估計期間

1. 股利宣告日：即本研究之事件日，是以各樣本公司董事會或股東會決議後，將股利消息第一次刊載於報紙之日期。若當日恰逢休市，則以休市後第一個交易日為宣告日。
2. 相對日數：本研究以各樣本公司之股利宣告日為『第 0 日』，以  $-t$  表示宣告日前第  $t$  個交易日，而以  $t$  表示宣告日後第  $t$  個交易日。
3. 觀察期間：由宣告日前第 200 個交易日 (-200) 至宣告日後第 10 個交易日 (10) 為止。
4. 事件期間：由於事件研究法對於事件之測試期尚無定論，本研究以宣告日及其前後 10 個交易日為事件期間，共計 21 個交易日。
5. 估計期間：因為本研究採用移動的  $\beta$ ，每條迴歸式均以事件期間欲估算當日前 10 天再往前 190 個交易日作為估計期間。
6. 事件窗口：本研究以 (-1,1)、(-3, 3)、(-5, 5)及 (-10, 10) 為事件窗口，觀察股利宣告效果。

茲將上述宣告日、相對日數、觀察期間、事件期間與估計期間之關係以圖一表示：



圖一 觀察期間、事件期間與估計期間之關係

## 五、統計分析方法

本研究採用  $t$  統計量檢定複迴歸模式，利用雙尾  $t$  統計量與 Mann-Whitney U test 檢定集團企業樣本與非集團企業樣本，在事件期的超常報酬是否顯著不

為 0。針對過度投資假說部分，本研究先分別以 Spearman 與 Pearson 檢定  $q$  值大於 1 和小於 1 者，與股票股利及現金股利之間的關係，其次再以 T test 與 Mann-Whitney U test 分別檢定集團與非集團企業股利宣告改變後的超常報酬是否相同。

本研究最後利用迴歸分析，探討自變數與超常報酬率間的關係，藉此探討集團企業與非集團企業的股利發放對超常報酬的影響。

$$CAR_i = \beta_0 + \beta_1 GROUP + \beta_2 FCF + \beta_3 INST + \beta_4 INSIDER + \beta_5 DIV + \beta_6 SD + \beta_7 MV + \epsilon_i$$

其中， $CAR_i$  分別為 (-1, 1)、(-3, 3)、(-5, 5) 與 (-10, 10) 等四個窗口股利宣告的累積超常報酬。

## 肆 實證結果

本研究蒐集民國 81 至 87 年間發生股利變動的公司，共 562 個觀察值，其中包括集團企業 398 個，非集團企業 164 個。茲先將樣本公司之基本統計資料說明於表一。該表顯示，自由現金流量 (FCF) 之平均數中，只有現金股利增加群 (包括集團和非集團企業) 為正值，顯示該群之現金流量較其他者充裕；機構投資人持股 (INS) 方面，現金股利減少群中之集團企業 (該群之非集團企業僅有 5 家公司)，以及現金股利增加群 (包括集團和非集團企業)，平均數皆在 0.4 以上，高於其他群；內部人持股方面 (INSIDER)，現金股利增加及減少之集團企業為 0.340 或以上，高於其他樣本群，此可能意味著，內部人持股高的集團企業較不避諱調整現金股利以反映公司實際狀況；Tobin's  $q$  方面，現金股利增加及減少之集團企業為 1.40 或以上，高於其他樣本群，顯示集團企業即使有好的投資機會，仍然會增加現金股利的發放，此可能係因為集團企業創造了內部資本市場之故；公司規模 (MV) 顯示，非集團企業規模較小；最後，在股權集中度 (DIVER) 方面，現金股利增加及減少之集團企業為 0.10 或以上，高於其他樣本群，顯示此兩群之股權分散程度高於其他。

表一 樣本基本統計描述

	現金股利				股票股利			
	減少		增加		減少		增加	
	G	NG	G	NG	G	NG	G	NG
<b>FCF</b>								
Observations	24	5	22	3	107	56	93	49
Mean	-0.003	-0.002	0.003	0.003	-0.003	-0.007	-0.002	-0.002
Median	0.000	-0.002	0.004	0.000	-0.001	-0.006	0.000	-0.001
<b>INS</b>								
Observations	24	5	22	3	103	53	89	49
Mean	0.426	0.264	0.455	0.435	0.275	0.205	0.283	0.247
Median	0.447	0.082	0.515	0.522	0.218	0.160	0.247	0.226
<b>INSIDER</b>								
Observations	24	5	22	3	107	56	93	49
Mean	0.340	0.295	0.357	0.238	0.276	0.287	0.248	0.276
Median	0.312	0.277	0.353	0.141	0.267	0.264	0.207	0.263
<b>Q</b>								
Observations	24	5	22	3	107	56	93	49
Mean	1.449	1.125	1.541	1.313	1.257	1.367	1.311	1.363
Median	1.349	1.200	1.473	1.163	1.139	1.338	1.194	1.322
<b>MV</b>								
Observations	24	5	22	3	107	56	92	49
Mean (million)	8,300	3,931	14,000	8,565	11,000	5,576	8,640	4,565
Median (million)	6,507	3,845	7,918	6,257	5,115	3,235	5,479	3,531
<b>DIVER</b>								
Observations	24	5	22	3	100	52	88	48
Mean	0.105	0.008	0.105	0.010	0.009	0.008	0.010	0.112
Median	0.104	0.006	0.107	0.010	0.007	0.006	0.010	0.006

說明：G 為集團企業，NG 為非集團企業；FCF 為自由現金流量；INS 機構投資人持股比例；INSIDER 為內部人持股比例；Q 為 Tobin's q；MV 為公司規模；DIVER 為股權分散程度。

本研究接著分別探討集團與非集團企業股利宣告之超常報酬，並驗證過度投資假說、股利的租稅效果，最後再進行迴歸分析。

## 一、集團與非集團企業股利宣告之超常報酬

本研究先檢定未劃分為集團與非集團企業時，股票股利與現金股利變動之股價反應，結果在股票股利方面，只有股利減少宣告日的前一天 (-1) 及之

後的第八天 (8) 之超常報酬為-.422%及-.408%，皆達 5%之顯著水準，其餘則皆無顯著之預期反應。在現金股利方面，股利減少宣告的當天 (0) 和宣告之後的第九天 (9)，以及增加宣告後的第八天，其超常報酬分別為-.600% (10%)、-.832% (1%) 以及.646% (5%)，有顯著反應且與預期之方向一致。接著，本研究以 T 檢定與 Mann-Whitney U 檢定分別測試集團與非集團企業股利變動宣告對股價的影響。結果顯示，股票股利減少之宣告的超常報酬檢定中，集團企業在事件日的前一天 (-1) 為 -.439% (5%)，非集團企業則在股利宣告後的第八天 (-8) 為-.802% (5%)，有顯著的股價變化，且與預期方向一致。股票股利增加方面，集團企業在宣告日的前六天 (-6)、宣告日當天 (0)、以及之後的第六天 (6) 皆有顯著之負向反應，與預期方向不一致；非集團企業則在宣告日當天 (0) 有顯著反應，超常報酬為.866% (5%)，與預期方向一致。最後，本研究驗證現金股利變動宣告之股價反應，結果發現：只有集團企業樣本在股利宣告之前四天 (-4) 與之後第十天 (10) 有顯著反應，超常報酬分別為-.749 (10%) 和-.681 (5%)，與預期方向一致，其餘則皆無顯著效果，或與預期方向不一致。經由以上之分析可知，就整體樣本而言，現金股利和股票股利之宣告效果皆不明顯，兩者皆只有在減少的宣告中有預期之反應，而將樣本分為集團與非集團企業之後則發現，只有在集團企業的股票股利與現金股利減少樣本中有預期之反應。此外亦發現，集團與非集團企業在股票股利增加之宣告上，兩者之反應不一致。<sup>5</sup>

表二顯示整體樣本公司股票及現金股利變動之累積超常報酬，在大部分情況下，其累積超常報酬皆為負值，但與 0 之差異都未達 10%之顯著水準。表三至表六顯示在將集團與非集團企業分開後，股票股利與現金股利變動所引起累積超常報酬之差異。從表三可知，股票股利減少之樣本中，事件期 (-3, 3) 之累積超常報酬在 5%顯著水準下有差異，而事件期 (-1, 1) 和 (-3, 3) 中，非集團企業超常報酬下降幅度皆大於集團企業者，在 (-5, 5) 事件期中，儘管非集團企業之超常報酬仍為負值，但集團企業者為正值，兩者差異達 5%顯著水準。此顯示非集團企業股票對股票股利減少之負面反應顯著高於集團企業者，與預期之方向一致。在表四中，集團企業之超常報酬皆為負值，非集團企業者則除事件期 (-5, 5) 外，皆為正值，且在事件期 (-1, 1)，非集團企業之累積超常報酬為正值，高於集團企業之負值，兩者差異達 5%顯著水準，顯示非集團企業之股價反應與預期方向一致，且顯著高於集團企業者。表五及表六則顯示

<sup>5</sup> 限於篇幅，以上數據之相關表格並未列出，惟作者備有該等資料。

集團與非集團企業之現金股利增減變動所引起的累積超常報酬並未有顯著之差異，可能係因觀察值太少之故。

表二 股票股利及現金股利變動之累積超常報酬

	股票股利減少	股票股利增加	現金股利減少	現金股利增加
觀察值個數	163	143	29	25
CAR1	-.442 (-1.437)	-.025 (-.096)	-.816 (-1.014)	-.348 (-.576)
CAR3	-.725 (-1.505)	-.080 (-.200)	.164 (.163)	-.132 (-.139)
CAR5	-.145 (-.253)	-.348 (-.666)	-.303 (-.276)	-.414 (-.313)
CAR10	.143 (.199)	-.881 (-1.251)	-1.452 (-1.000)	-1.907 (-1.208)

說明：1. CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3，CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3)，(-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

2. 括弧中為 T 值。

表三 股票股利減少之集團與非集團企業的股票常報酬差異

	集團	非集團	差異	T-test	Mann-Whitney U Test
	107	56		T 值	Z 值
CAR1	-.195	-.915	.720	1.110	-.884
CAR3	-.149	-1.827	1.678	<b>1.662*</b>	-1.244
CAR5	.717	-1.791	2.508	<b>2.105**</b>	<b>-2.128**</b>
CAR10	.506	-.550	1.056	-.694	-.091

說明：1. CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3，CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3)，(-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

2. \*\*\*表達到 0.01 的顯著水準

\*\*表達到 0.05 的顯著水準

\*表達到 0.1 的顯著水準

表四 股票股利增加集團與非集團差異

	集團	非集團	差異	T-test	Mann-Whitney U Test
	93	49		T 值	Z 值
CAR1	-.464	.762	-1.226	<b>-2.266**</b>	<b>-2.019**</b>
CAR3	-.174	.036	-.210	-.245	-.534
CAR5	-.375	-.209	-.166	-.170	-.337
CAR10	-.681	-1.223	-.542	-.362	-.599

說明：1. CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3，CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3)，(-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

2. \*\*\*表達到 0.01 的顯著水準

\*\*表達到 0.05 的顯著水準

\*表達到 0.1 的顯著水準

表五 現金股利減少集團與非集團差異

	集團	非集團	差異	T-test	Mann-Whitney U Test
	24	5		T 值	Z 值
CAR1	-.804	-.873	.069	.032	-.173
CAR3	-.244	2.119	-2.363	-.887	-.751
CAR5	-.602	1.131	1.733	-.589	-.346
CAR10	-1.050	-3.378	-2.328	-.548	-.693

說明：CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3，CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3)，(-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

表六 現金股利增加集團與非集團差異

	集團	非集團	差異	T-test	Mann-Whitney U Test
	22	3		T 值	Z 值
CAR1	-.262	-.983	.721	.380	-.334
CAR3	.375	-3.847	4.222	1.479	-1.254
CAR5	.035	-3.709	3.744	.915	-.836
CAR10	-1.464	-5.155	-3.690	-.752	-.920

說明：CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3，CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3)，(-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

## 二、過度投資假說

針對過度投資假說，本研究原擬以相關分析檢定 Tobin's q 大於 1 (投資不足；有成長機會的公司) 與 Tobin's q 小於 1 (過度投資的公司) 其股票股利變動及現金股利變動與股價超常報酬間的關係，然而由於現金股利樣本不多，加上本研究係以「總資產的帳面價值」為 Tobin's q 公式之分母，致 Tobin's q 小於 1 的觀察值很少。因此，以「Tobin's q 小於中位數者」進行分析。檢定結果如表七及表八所示。

在對假說 3：高 q 公司宣告股票股利增加會造成股票之超常報酬改變的驗證上，表七顯示在事件期 (-1,1) 及 (-3,3) 分別達到 10% 及 5% 顯著水準，此可能意味著成長機會大的公司，其股票股利之變動愈大，則超常報酬之變動亦愈高大。本研究進一步得出高 q 公司中之股票股利減少群在所有四個窗口中之累積超常報酬分別為-.852、-1.274、-.528 以及-.383 等，其 t 值 (p 值) 則各為-2.495 (.014)、-2.416 (.017)、-.800 (.425) 以及-.468 (.641) 等。由此可知高 q 公司的股票股利減少群在事件窗口 (-1,1) 和 (-3,3) 之累積超常報酬顯著低於

零。此外，在高  $q$  公司中之股票股利增加群中，其各事件窗口之累積超常報酬則皆與零無顯著差異。此與上述表七之結果一致，此可能意味著，當成長機會高之公司減發股票股利時，對市場放射出不利的訊息，股市投資人因感到失望而有強烈之負面反應。

在過度投資假說的驗證上，表八顯示現金股利未獲支持，無論 Pearson 或 Spearman 之相關係數，皆未達到至少 10% 的顯著水準，故並不支持假說 2：低  $q$  公司中，現金股利改變與超常報酬成同向變動。此意味著，台灣股市可能並不重視過度投資與現金股利間的關係，但也可能是樣本太小之故。

另外，由表九及表十皆未發現集團與非集團企業的股利改變與  $q$  值之間的關係，故無法支持本研究之假說 2-1：低  $q$  公司中，非集團企業未預期的現金股利增加較集團企業有更多的超常報酬，及假說 3-1：高  $q$  公司中，非集團企業未預期的股票股利增加較集團企業有更多的超常報酬。

表七  $q > 1$  者股票股利改變與超常報酬之關係

	Pearson		Spearman	
	相關係數	P-value	相關係數	P-value
CAR1	.117*	.067	.117*	.068
CAR3	.140**	.028	.134**	.036
CAR5	.002	.974	.020	.754
CAR10	-.079	.219	-.054	.398

說明：1. CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3, CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3), (-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

2. \*\*\*表達到 0.01 的顯著水準

\*\*表達到 0.05 的顯著水準

\*表達到 0.1 的顯著水準

表八  $q <$  中位數者現金股利改變與超常報酬之關係

	Pearson		Spearman	
	相關係數	P-value	相關係數	P-value
CAR1	-.068	.736	-.115	.569
CAR3	-.149	.458	-.154	.444
CAR5	-.046	.819	-.032	.875
CAR10	-.050	.800	-.015	.941

說明：CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3, CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3), (-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

表九  $q > 1$  股票股利增加—集團與非集團企業差異

	集團	非集團	差異	T-test	Mann-Whitney U Test
	160	84		T 值	Z 值
CAR1	-.468	.419	-.887	-1.398	-1.192
CAR3	.009	-.293	.302	.380	-.206
CAR5	-.105	-.495	.390	.335	-.188
CAR10	.323	-2.148	-2.471	<b>-2.043**</b>	<b>-1.817*</b>

說明：1. CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3，CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3)，(-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

2. \*\*\*表達到 0.01 的顯著水準

\*\*表達到 0.05 的顯著水準

\*表達到 0.1 的顯著水準

表十  $q < \text{中位數者}$  現金股利增加—集團與非集團企業差異

	集團	非集團	差異	T-test	Mann-Whitney U Test
	23	5		T 值	Z 值
CAR1	-1.022	-2.888	1.886	.726	-.987
CAR3	.005	-6.076	6.081	<b>2.010*</b>	<b>-1.776*</b>
CAR5	-.005	-4.836	4.831	.923	-.592
CAR10	-1.233	-3.378	-2.144	-.542	-.570

說明：1. CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3，CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3)，(-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

2. \*\*\*表達到 0.01 的顯著水準

\*\*表達到 0.05 的顯著水準

\*表達到 0.1 的顯著水準

### 三、股利之顧客效果

由表十一的結果可發現，在未區分為集團與非集團樣本之前，標準化股票股利變動對累積超常報酬的影響在事件期 (-1, 1) 與 (-3, 3) 分別達到 5% 及 10% 的顯著水準，支持本研究的假說 4，顯示市場上對股票股利宣告改變的反應較大，而與 Woolridge (1983) 及 Banker, Das 和 Datar (1993) 的研究一致，即股票股利對企業未來前景的信號較現金股利清晰可辨，且顯示股票股利對公司而言為一有效的信號放射機制。此外，其亦與 Chu (1997) 的研究相符，此可能係因台灣資本利得不課稅，促使企業較偏好發放股票股利，同時發放股票股利表示企業保留現金以支應投資所需，具信號發射效果，故投資人較偏好股票股利。

由表十二可看出，在區分集團與非集團企業後，集團企業無論標準化股票股利變動或現金股利變動皆未達到 10% 顯著水準，並不支持本研究假說 4-1

及 5-1。先前本研究亦根據信號放射假說提出實證，亦未發現集團企業的股利改變會對股價超常報酬造成顯著影響。此與 Dewenter 和 Warther (1998) 的研究一致。

在非集團企業方面，由表十三可知，標準化股票股利變動對累積超常報酬的影響在事件期 (-1,1) 與 (-3,3) 皆達到 1% 顯著水準，支持本研究假說 4-2，即非集團企業的股票股利變動會產生超常報酬。綜合以上對股票股利及現金股利變動的探討，再次印證了集團企業的股票股利改變對市場的影響較小，以及國內投資人較偏好股票股利之論點。

表十一 股票股利與現金股利改變對累積超常報酬的影響—總樣本迴歸

		未標準化係數	標準化係數	T 值	顯著水準
CAR1	SD	6.371	.105	<b>2.204**</b>	.028
	CD	17.969	.066	1.388	.166
CAR3	SD	7.993	.085	<b>1.784*</b>	.075
	CD	22.659	.054	1.129	.259
CAR5	SD	-1.442	-.013	-.274	.784
	CD	14.255	.029	.605	.545
CAR10	SD	-7.177	-.049	-1.025	.306
	CD	33.050	.050	1.054	.292

說明：1. CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3，CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3)，(-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

2. SD：標準化股票股利變動；CD：標準化現金股利變動。

3. \*\*\*表達到 0.01 的顯著水準

\*\*表達到 0.05 的顯著水準

\*表達到 0.1 的顯著水準。

表十二 股票股利與現金股利改變對累積超常報酬的影響—集團企業迴歸

		未標準化係數	標準化係數	T 值	顯著水準
CAR1	SD	-2.547	-.030	-.449	.654
	CD	22.741	.088	1.333	.184
CAR3	SD	-.396	-.003	-.048	.962
	CD	15.236	.041	.611	.542
CAR5	SD	2.248	.015	.224	.823
	CD	10.941	.024	.362	.718
CAR10	SD	16.589	.075	1.128	.260
	CD	12.748	.019	.288	.773

說明：1. CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3，CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3)，(-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

2. SD：標準化股票股利變動；CD：標準化現金股利變動。

表十三 股票股利與現金股利改變對累積超常報酬的影響—非集團企業迴歸

		未標準化係數	標準化係數	T 值	顯著水準
CAR1	SD	20.220	.336	<b>4.050***</b>	.000
	CD	-14.829	-.042	-5.08	.612
CAR3	SD	22.948	.231	<b>2.699***</b>	.008
	CD	-38.887	-.067	-7.82	.436
CAR5	SD	13.408	.119	1.358	.177
	CD	-35.389	-.054	-6.13	.541
CAR10	SD	5.283	.036	.409	.683
	CD	-57.452	-.067	-7.61	.448

說明：1. CAR1 代表事件期 (-1, 1) 之累積超常報酬；同理，CAR3，CAR5 和 CAR10 分別代表事件期 (-3, 3)，(-5, 5) 和 (-10, 10) 之超常報酬。

2. SD：標準化股票股利變動；CD：標準化現金股利變動。

3. \*\*\*表達到 0.01 的顯著水準，\*\*表達到 0.05 的顯著水準，\*表達到 0.1 的顯著水準。

## 四、多元迴歸分析

由於多變量統計分析是將多個自變數一併納入模式中，因此可以避免單一自變數與應變數之間的關係是起因於其他變數的假性關係，故本研究再以股利宣告累積超常報酬率為應變數，集團企業與非集團企業、標準化股票股利變動率、標準化現金股利變動率、公司規模、董監事及經理人持股比例、法人持股比例、股權分散程度、自由現金流量等為自變數，進行多元迴歸分析。本研究分別依台灣經濟新報社和中華徵信所的分類方式，將樣本公司分為集團與非集團企業，再分別進行迴歸分析，以比較其結果。<sup>6</sup> 以下就股票股利與現金股利分別說明之。

### (一)股票股利

本研究首先對各個事件窗口的累積超常報酬分別進行迴歸分析，結果只有事件期 (-1,1) 者之 F 值達 5% 顯著水準，其餘事件期，包括 (-3, 3)、(-5, 5) 以及 (-10, 10) 則皆未達 10% 之顯著水準（限於篇幅並未列出）。因此，本研究僅就事件期 (-1,1) 做進一步之探討。在台灣經濟新報社與中華徵信所之不同分類下，本研究對遺漏值 (missing value) 是否納入迴歸式分別加以處理；此外，由於同一公司在研究期間中，股利變動可能超過一次以上，而本研究仍將之視

<sup>6</sup> 進行迴歸分析之觀察值總共有 438 個，依台灣經濟新報社之分類方式，集團企業有 305 家，非集團企業則有 133 家；依中華徵信所之分類方式，集團企業有 249 家，非集團企業則有 189 家。此外，由於集團與非集團企業之分類在各年之間可能稍有變動，因此本研究將樣本公司與中華徵信所出版之「台灣地區集團企業研究」逐年加以核對，據以分類之。

為獨立樣本。為降低此種情形對研究結果的可能衝擊，本研究分別將股利變動幅度最小之 10% 及 20% 刪除後，再進行迴歸分析，以比較其結果。從表十四的第一部分可看出，在股票股利變動群體中，依台灣經濟新報社之方式分類者，集團企業的虛擬變數皆未達到至少 10% 的顯著水準；機構投資人在各迴歸式中至少皆達到 10% 的顯著水準，且係數為正，此意味著機構投資人的持股比率與股票股利變動宣告之股價反應呈顯著正相關，即股票股利增加（減少），則股價上升（下降），且股票股利變動幅度愈大，則股價變動亦愈大。此可能係因機構投資人在接受股利分配時享有租稅上的優惠所致。<sup>7</sup> 此外，Tobin's q 則在各迴歸式中皆達到 1% 的顯著水準，且係數為負，此意味著 Tobin's q 與超常報酬成負向關係。本研究分別將股票股利增加與減少之樣本分為 Tobin's q 大於中位數與小於中位數兩群，並分別進行 T 檢定，結果發現：在股票股利減少群中 Tobin's q 小於中位數者，其累積超常報酬為正值；反之，Tobin's q 大於中位數者之累積超常報酬則為負值，而且兩兩間之差異亦皆至少達到 5% 之顯著水準。此外，股票股利增加之樣本中，Tobin's q 大於中位數和小於中位數兩群之累積超常報酬間，則並未有顯著之差異。此可能顯示相對於成長機會較低之公司（Tobin's q 小於中位數者）而言，當成長機會較高（Tobin's q 大於中位數者）之公司宣告減發股票股利時，投資人相當失望，因而導致股價有較強烈的負面反應。另外，在以變數的平均數取代遺漏值之迴歸式中，標準化股票股利變動達 5% 之顯著水準，且其係數為正值，表示股票股利變動愈大，則股票之超常報酬亦愈高，此意味著國內投資人喜歡股票股利，此與 Chu (1997) 之研究結果一致。另外，以上結果與逐步迴歸分析者一致，惟限於篇幅並未將之列出。最後，同樣由表十四的第二部分可知，依中華徵信所分類方式的分析結果與前述台灣經濟新報社分類者一致，在此不再贅述。

## (二)現金股利

現金股利變動群中之迴歸分析結果，在所有四個事件窗口中，只有 (-10,10) 之迴歸式的 F 值達到 10% 之顯著水準（限於篇幅並未列出）。因此，本研究特就該窗口做更進一步之探討。如同前面之股票股利迴歸分析一般，本研究在台

<sup>7</sup> (1)所得稅法第 42 條規定：公司組織之營利事業投資於國內其他非受免徵營利事業所得稅待遇之股份有限公司組織者，其投資收益之 80% 免予計入所得額課稅。故機構投資人接受現金股利時，享有收益之 80% 免稅的優惠。

(2)所得稅法第 4 之 1 規定自民國 79 年 1 月 1 日起，證券交易所所得停徵所得稅。同時促進產業升級條例 16 條亦規定：公司以其未分配盈餘增資供下列之用者，其股東因而取得之新發行記名股票，免予計入該股東當年度綜合所得額；其股東為營利事業者，免予計入當年營利事業所得額課稅。

灣經濟新報社與中華徵信所之不同分類下,對遺漏值是否納入迴歸式分別加以處理,另外,並分別將現金股利變動幅度最小的 10%及 20%樣本刪除後,再進行迴歸分析,結果如表十五所示。從表十五的第一部分可看出,依台灣經濟新報社之方式分類者,在所有四條迴歸式中,除了將遺漏值考慮進去後之 IV 式外,其餘三式之 F 值皆達 10%顯著水準。個別變數方面,集團企業之虛擬變數在 I 式和 III 式皆達 10%顯著水準,且係數為正值,意味著集團企業股票之超常報酬高於非集團企業者,與預期方向不一致。內部人持股比例在四條迴歸式中皆分別至少達到 10%的顯著水準,且係數皆為負值,此意味著內部人持股愈高者,股票之累積超常報酬愈低。本研究進一步將樣本分為內部人持股比例高於中位數與低於中

表十四 股票股利變動之迴歸分析—事件期 (-1, 1)

Model	截距	集團與非集團企業	機構投資人持股	Tobin's q	股權分散程度	標準化股票股利變動	規模	觀察值	Adj-R <sup>2</sup>	F 值
<b>TEJ (依台灣經濟新報社之分類)</b>										
I	0.870 (0.238)	-0.478 (-1.035)	<b>2.218*</b> <b>(1.922)</b>	<b>-1.746***</b> <b>(-3.380)</b>	1.039 (0.516)	4.213 (1.107)	0.118 (0.203)	289	0.031	<b>2.543**</b>
II	2.683 (0.637)	-0.534 (-1.079)	<b>2.669**</b> <b>(2.159)</b>	<b>-1.728***</b> <b>(-2.968)</b>	0.980 (0.466)	3.922 (1.001)	-0.179 (-0.266)	259	0.032	<b>2.410**</b>
III	3.958 (0.879)	-0.746 (-1.430)	<b>2.693**</b> <b>(2.048)</b>	<b>-2.829***</b> <b>(-3.957)</b>	1.530 (0.715)	4.063 (1.033)	-0.146 (-0.204)	230	0.060	<b>3.452***</b>
IV	1.090 (0.308)	-0.376 (-0.892)	<b>1.850*</b> <b>(1.661)</b>	<b>-2.010***</b> <b>(-4.398)</b>	0.982 (0.485)	<b>5.670**</b> <b>(1.987)</b>	0.153 (0.273)	370	0.051	<b>4.293***</b>
<b>CCIS (依中華徵信所之分類)</b>										
I	1.324 (0.353)	-0.070 (-0.155)	<b>2.160*</b> <b>(1.868)</b>	<b>-1.669***</b> <b>(-3.233)</b>	1.010 (0.500)	4.189 (1.098)	-0.003 (-0.005)	289	0.028	<b>2.360**</b>
II	3.087 (0.716)	-0.133 (-0.274)	<b>2.642**</b> <b>(2.131)</b>	<b>-1.643***</b> <b>(-2.821)</b>	0.973 (0.462)	3.898 (0.992)	-0.296 (-0.429)	259	0.028	<b>2.219**</b>
III	4.466 (0.969)	-0.177 (-0.338)	<b>2.633**</b> <b>(1.992)</b>	<b>-2.646***</b> <b>(-3.697)</b>	1.506 (0.700)	4.062 (1.028)	-0.310 (-0.422)	230	0.052	<b>3.103***</b>
IV	1.223 (0.339)	-0.176 (-0.434)	<b>1.826*</b> <b>(1.637)</b>	<b>-1.965***</b> <b>(-4.306)</b>	0.943 (0.466)	<b>5.694**</b> <b>(1.992)</b>	0.103 (0.180)	370	0.049	<b>4.184***</b>

說明：1. TEJ：代表依台灣經濟新報社之方式將樣本分為集團和非集團企業；CCIS：代表依中華徵信所之方式加以分類。I：係指所有的變數之觀察值有效者才放入迴歸式中；II：同 I，但分析時刪除股票股利變動最小的 10%觀察值；III：同 I，但分析時刪除股票股利變動最小的 20%觀察值；IV：以變數的平均數取代遺漏值 (missing value)，故所有的觀察值皆用在分析模式中。

2. \*\*\* 表達到 0.01 的顯著水準，\*\*表達到 0.05 的顯著水準，\* 表達到 0.1 的顯著水準。

3. 括弧中者為 t 值。

4. 由於本研究應變數之累積超常報酬已經扣除市場風險，故迴歸模釋之解釋力較低。

位數等兩群，並對其累積超常報酬之差異進行 T 檢定，結果發現其 t 值 (p 值) 為-2.936 (.005)。由此可知，內部人持股較高者其股票之累積超常報酬較內部人持股低者顯著的低。Alli, Khan 和 Ramirez (1993) 的研究認為，內部人持股越高的公司，較不需利用現金股利作為降低管理者與股東代理問題的工具，故宣告現金股利變動所造成的超常報酬較低。另外，在迴歸式 I、II 和 III 中，股權分散程度之係數為顯著的負值，代表股權愈分散，則股票超常報酬愈低。最後，由表十五的第二部分可知，依中華徵信所分類方式的分析結果，在所有四條迴歸式中，內部人持股比例至少亦皆達到 10% 之顯著水準，且係數為負值，惟 F 值皆未達 10% 之顯著水準。由於現金股利之樣本數太少，其分析結果可能有偏誤，這亦可能是台灣經濟新報社與中華徵信所兩種分類方式之迴歸分析結果不一致的原因之一。

表十五 現金股利變動迴歸—事件期 (-10, 10)

Model	截距	集團與非集團企業	自由現金流量	內部人持股	股權分散程度	標準化現金股利變動	規模	觀察值	Adj-R <sup>2</sup>	F 值
<b>TEJ (依台灣經濟新報社之分類)</b>										
I	9.937 (0.483)	<b>4.991*</b> <b>(1.679)</b>	7.941 (0.560)	<b>-19.304***</b> <b>(-3.183)</b>	<b>-44.201*</b> <b>(-1.853)</b>	-5.210 (-0.128)	-0.748 (-0.255)	52	0.121	<b>2.171*</b>
II	11.577 (0.537)	5.036 (1.536)	14.959 (0.981)	<b>-18.636***</b> <b>(-2.922)</b>	<b>-45.563*</b> <b>(-1.816)</b>	-12.332 (-0.292)	-1.088 (-0.353)	47	0.112	<b>1.962*</b>
III	7.316 (0.318)	<b>5.726*</b> <b>(1.712)</b>	9.564 (0.587)	<b>-21.890***</b> <b>(-3.168)</b>	<b>-52.830*</b> <b>(-1.907)</b>	-7.497 (-0.170)	-0.213 (-0.065)	42	0.158	<b>2.285*</b>
IV	13.057 (0.548)	2.128 (0.836)	-7.185 (-0.520)	<b>-10.144*</b> <b>(-1.900)</b>	-39.082 (-1.415)	38.233 (1.137)	-1.097 (-0.325)	91	0.005	1.072
<b>CCIS (依中華徵信所之分類)</b>										
I	7.531 (0.337)	1.512 (0.576)	9.116 (0.627)	<b>-17.750***</b> <b>(-2.881)</b>	-38.303 (-1.532)	-8.834 (-0.201)	-0.109 (-0.034)	52	0.073	1.667
II	7.535 (0.319)	0.910 (0.321)	15.688 (1.002)	<b>-16.549**</b> <b>(-2.569)</b>	-37.657 (-1.424)	-14.536 (-0.335)	-0.191 (-0.057)	47	0.062	1.503
III	4.434 (0.176)	1.406 (0.481)	10.834 (0.641)	<b>-19.375***</b> <b>(2.755)</b>	-45.024 (-1.531)	-9.973 (-0.217)	0.521 (0.144)	42	0.094	1.707
IV	7.037 (0.284)	-0.919 (-0.417)	-6.178 (-0.445)	<b>-9.144*</b> <b>(-1.712)</b>	-31.909 (-1.135)	36.752 (1.087)	-0.019 (-0.005)	91	-0.001	0.979

說明：1. TEJ：代表依台灣經濟新報社之方式將樣本分為集團和非集團企業；CCIS：代表依中華徵信所之方式加以分類。I：係指所有的變數之觀察值有效者才放入迴歸式中；II：同 I，但分析時刪除股票股利變動最小的 10% 觀察值；III：同 I，但分析時刪除股票股利變動最小的 20% 觀察值；IV：以變數的平均數取代遺漏值 (missing value)，故所有的觀察值皆用在分析模式中。

2. \*\*\* 表達到 0.01 的顯著水準，\*\* 表達到 0.05 的顯著水準，\* 表達到 0.1 的顯著水準。

3. 括弧中者為 t 值。

4. 由於本研究應變數之累積超常報酬已經扣除市場風險，故迴歸模釋之解釋力較低。

## 伍 結論與建議

### 一、結論

本研究針對股利改變的資訊效果探討之結果如下：1.在單變量的分析中，本研究部份支持集團企業的股票股利傳遞了較少的訊息，其股票之累積超常報酬低於非集團企業者，尤其在股票股利減少群。此與 Dewenter and Warther (1998) 的研究發現「集團企業之股利政策擁有較少的資訊內涵」相一致。2.在探討股票股利及現金股利變動對超常報酬的影響上，股票股利的變動宣告達到預期之顯著反應者較現金股利多。此可能是國內股票市場的投資人基於稅法上股票股利可延緩課稅之規定等因素，因而較重視股票股利所致。3.在股票股利變動的迴歸式中，機構投資人持股與股票超常報酬成同向變動，且達到至少 10% 的顯著水準，支持 Dhaliwal, Erickson 和 Trezevant (1999) 的研究發現：機構投資者持股具有股利的顧客效果，本研究推論此為機構投資人在接受股票股利時享有租稅上的優惠所致。此外，Tobin's  $q$  與累積超常報酬呈反向之變動，此可能意味著，當成長機會高之公司減發股票股利時，對市場放射出不利的訊息，股市投資人因感到失望而有強烈之負面反應。4.在現金股利變動群體中，內部人持股比例與股票之超常報酬成反向之變動，且在四條迴歸式皆達到至少 10% 顯著水準，與 Alli, Khan 和 Ramirez (1993) 的研究推論「內部人持股越高的公司，較不需利用現金股利作為降低管理者與股東代理問題的工具」相一致。5.在過度投資假說的驗證上， $q$  值小於 1 未支持相關假說，可能係因過內投資大眾不重視公司是否過度投資這個資訊之故。整體而言，本研究之結果只部分支持集團企業較非集團企業放射出較少訊號之假說，而且從各種檢定中亦發現股票股利變動有較明確的股價反應，尤其是在股票股利減少群。由於本研究現金股利的觀察值較少，此可能也是本研究在此一部份之結果與預期不一致的原因之一，值得做進一步之探討。6.在現金股利的迴歸分析中，自由現金流量變數並未達 10% 顯著水準，意味著股市投資人並未注意到公司自由現金流量所可能引起的代理問題；股權分散程度變數亦不顯著，顯示投資人亦未注意到股權分散所引起的代理問題。

### 二、建議

依據上述之研究結果，本研究提出如下建議：

### (一)對上市公司之建議

上市公司應充分揭露相關之資訊，包括財務與非財務資訊，以讓投資人可及時做正確之投資決策。另外，公司之股利政策宜配合其投資機會之多寡等因素，妥為制定。

### (二)對投資人之建議

投資人於分析上市公司時，除蒐集、分析財務報表相關資訊外，宜進而對於自由現金流量與股權分散等所可能引起的代理問題 上市公司經理人是否過度投資等問題多加關注。

## 三、研究限制

在本研究中，現金股利變動的樣本太小，只有 91 個觀察值，加上有一些資料遺漏，使得研究結果可能有所偏誤。另外，由於資料取得不易與樣本太少之故，並未如 Dewenter 和 Warther (1998) 之研究，將集團企業樣本依其與各該集團關係之親疏予以分類並探討之，以得到進一步之結果。

## 參考文獻

- 周行一、陳錦村、陳坤宏，「家族企業、聯屬持股與公司價值之研究」，*中國財務學刊*，第四卷第一期，1996 年，頁 115-139。
- 林宜勉 潘昭儀，「股利變動資訊內涵與 Tobin's q 理論」，*管理學報*，1998 年 12 月，頁 587-621。
- 葉銀華，「家族控股集團與股票報酬共變性之實證研究」，*臺大管理論叢*，第九卷第一期，1998 年，頁 25-49。
- Adedeji, and Abimbola, "Does the Pecking Order Hypothesis Explain the Dividend Payout Ratios of Firms in the UK? ", *Journal of Business Finance & Accounting*, (25), 1998, pp.1127-1155.
- Akhigbe, Aigbe, and Jeff, "Madura, Dividend Policy and Corporate Performance", *Journal of Business Finance & Accounting*, (23), 1996, pp.1267-1287.
- Alangar Sadhana, Chenchuramaiah T. Bathala, and Ramesh P. Rao, "The Effect of Institutional Interest on the Information Content of Dividend-Change Announcements", *Journal of Financial Research*, (22), 1999, pp.429-447.
- Alli Kasim L. A, Quayyum Khan, and Gabriel G. Ramirez, "Determinants of Corporate Dividend Policy: A Factorial Analysis", *Financial Review*, (28), 1993, pp.523-547.
- Banker Rajiv D., Somnath Das, and Srikant M. Datar, "Complementarity of Prior Accounting Information: The Case of Stock Dividend Announcement", *Accounting Review*, (68), 1993, pp.28-47.

- Benartzi, Shlomo, Michaely, Roni, and Thaler, Richard, "Do Changes in Dividend Signal the Future or the Past", *Journal of Finance*, (52), 1997, pp.1007-1034.
- Charitou, Andreas, and Vafeas, Nikos, "The Association Between Operating Cash Flows and Dividend Changes: An Empirical Investigation", *Journal of Business Finance & Accounting*, (25), 1998, pp.225-249.
- Chen Carl R., and Thomas L. Steiner, "Managerial Ownership and Agency Conflicts: A Nonlinear Simultaneous Equation Analysis of Managerial Ownership, Risk Taking, Debt Policy, and Dividend Policy", *Financial Review*, (34), 1999, pp.119-135.
- Chu Eric Liluan, "Impact of Earning, Dividend and Cash Flows on Stock Return: Case of Taiwan's Stock Market", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, (9), 1997, pp.181-202.
- Chung, Lee H., and Stephen W. Pruitt, "A Simple Approximation of Tobin's q", *Financial Management*, (23), 1994, pp.70-74.
- Dhaliwal Dan S., Erickson, Merle, and Trezevant, Robert, "A Test of the Theory of Tax Clienteles for Dividend Policies", *National Tax Journal*, (52), 1999, pp.179-194.
- Denis David J., Diane K. Denis, and Atulya Sarin, "The Information Content of Dividend Changes: Cash Flow Signaling, Overinvestment, and Dividend Clienteles", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (29), 1994, pp.567-587.
- Dewenter Kathrym L., and Vincent A. Warther, "Dividend, Asymmetric Information and Agency Conflicts: Evidence from a Comparison of the Dividend Policies of Japanese and U.S. Firms", *Journal of Finance*, (52), 1998, pp.879-904.
- Hubbard, Jeff, and Michaely, Roni, "Do Investors Ignore Dividend Taxation? A Reexamination of the Citizens Utilities Case", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (32), 1997, pp.117-135.
- Hung, Jung-Hua, and Wan-Chuan, Huan, "Dividend Announcements-Dividend Information Content, Dividend Clienteles, and Information Environment", *The 1998 Soochow International Conference in Accounting*, 1998, pp.1117-1137.
- Ketcher David N., and Bardford D. Jordan, "Short-Term Price Reversals Following Major Price Innovations: Additional Evidence on Market Overreaction", *Journal of Economics and Business*, (46), 1994, pp.307-323.
- Lindenberg, E. B., and S. A. Ross, "Tobin's q Ratio and Industrial Organization", *Journal of Business*, (54), 1981, pp.1-32.
- Needles, Jr., Belverd E., and Marian Powers, "Financial Accounting", Seven Edition, Houghton Mifflin Company, 2001.
- Phillips, Aaron L., H. Kent Baker, and Richard B. Edelman, "The Market Reaction to Discontinuing Regular Stock Dividends", *Financial Review*, (32), 1999, pp.801-820.
- Rankine, Graeme, and Stice, Earl K., "The Market Reaction to the Choice of Accounting Method for Stock Splits and Large Stock Dividends", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, (32), 1997, pp.161-182.
- Szewczyk Samuel H., George P. Tsetsekos, and Zaher Zantout, "The Valuation of Corporate R&D Expenditures: Evidence from Investment Opportunities and Free Cash Flow", *Financial Management*, (25), 1996, pp.105-110.

Woolridge, J. Randall, "Stock Dividends as Signals", *Journal of Financial Research*, (6), 1983, pp.1-12.

## **The Information Effect of Dividend Announcements for Group and Non-Group Listed Firms in Taiwan**

**JUNG-HUA HUNG, GRACE CHENG**

*Department of Business Administration, National Central University*

### **ABSTRACT**

This study investigates the behavior of stock returns to shareholders of firms that both belong and do not belong to a corporate group in Taiwan. Dividend announcements in which there are no contemporaneous earnings announcements are examined. We test dividend information, free cash flow, over-investment, and clientele effect hypotheses. The findings indicate that stock dividend change announcements cause higher responses in stock price, and the above-mentioned hypotheses are just partially supported by the empirical evidence in this paper.

**Keywords:** corporate group, stock dividend, cash dividend