

企業融資宣告與股價關係之實證研究 －以台灣股票上市公司為例

The Impact of Corporate Financing Announcements on Stock Prices: An Evidence from the Listing Stocks in Taiwan's Securities Market

倪豐裕 *Feng-Yu Ni*

國立中山大學企管系

Department of Business Management
National Sun Yat-sen University

游志偉 *J. W. Yu*

國立中山大學企管所

Institute of Business Management
National Sun Yat-sen University

吳欽杉 *Chin-Shun Wu*

國立中山大學企管系

Department of Business Management
National Sun Yat-sen University

(Received August 1994; revised August 1995; accepted October 1995)

摘要

本文主要的目的在於探討企業外部融資宣告對股價的影響，研究對象為企業現金增資宣告與發行可轉換公司債宣告。研究結果顯示：

1. 於台灣股票市場，現金增資宣告對公司股價具有顯著的正向情報效果。而公司發行可轉換公司債宣告，並不能帶給投資人顯著地異常報酬。
2. 現金增資宣告對股價的正面影響，顯著大於發行可轉換公司債宣告，與融資順位理論的預期不符，尚待後續研究者進一步探討。
3. 現金增資宣告對前一天和當天股價的影響，不因增資時期之不同而有顯著差異，但是市場崩盤前宣告地現金增資，在宣告日前後各三十天的期間內累積平均異常報酬率幾乎全部為負數，而崩盤後的現金增資宣告相對期間的累積平均異常報酬率則全部為正值。有趣的發現，有待後續研究探討其成因。資金用途與對股權稀釋程度不同之現金增資宣告，對股價也有顯著差異。

關鍵詞：企業融資宣告、台灣証券市場

Abstract

The main purpose of this paper is to investigates the impact of corporate external financing announcements on stock prices. The average abnormal return (AAR) and cumulative average abnormal return (CAAR) measures are applied for the stock-prices analysis. The important findings are as followed:

1. The announcement of a cash-offered seasoned common stock issue has a significantly positive information effect. That is, common stockholders earn significantly positive abnormal returns at the day of announcement. In contrast, the announcement of a new convertible bond issue shows no significant abnormal returns around the announcement date.
2. For the impact of corporate financing announcements on stock prices, the evidence that we found in this paper, is inconsistent with that expected by the pecking order theory.
3. The cash-offered seasoned issues announced during different periods have different impacts on share prices. And also, there are significantly different impacts for issues with different fund-raising purposes and with different degrees of dilution on equity.

Key Words: Corporate Financing Announcements, Taiwan Securities Market

壹、前 言

我國的股票市場自民國 77 年起進入大多頭時期，流通市場空前熱絡促使股票上市公司紛紛搶搭現金增資列車。尤其是遠東紡織公司在民國 79 年 4 月發行可轉換公司債，造成搶購風潮後，股票上市公司發行可轉換公司債的熱潮也逐漸興起。

在多種融資管道可供選擇時，公司究竟應選擇發行新股票或者發行債券以籌集所需資金，理論上已有許多看法見諸文獻，本文主要是準備探討企業外部融資決策宣告時，可能含有的資訊內容，並檢視其對公司價值的影響。

Myers 與 Majluf(1984) 從資訊不對稱 (information asymmetry) 的觀點提出融資順位理論 (pecking order theory)，認為若公司需向外部融資，將先選擇負債融資。國外實證結果雖大多支持該論點 (註 1)，但國內除了少數測試現金增資宣告對股價影響的論文外，並無探討負債融資對股價可能影響之研究。本文因而試圖進行一綜合的實證，以檢定融資順位理論於國內環境的適用性。又隨著國內債券市場的逐漸擴大，未來國內企業透過債券市場以籌措資金必將日益增加。我們乃同時針對企業發行可轉換公司債之宣告，檢定其對公司股票價格是否具有情報效果。其次，國內有關現金增資對股價影響之實證研究僅涵蓋民國 78 年以前的樣本，而國內股票市場自民國 79 年 2 月起，發行量加權股價指數自 12682 點最高峰 (79 年 2 月 12 日)，一路下滑至 2560 點 (79 年 10 月 1 日)，跌幅幾近 80%，多空市場不同的時期，現金增資宣告對股價的影響是否一樣，值得探討。最後，企業現金增資的目的不外乎加強投資以擴大產能、從事多角化，或償還貸款以建全財務結構。企業於現金增資時，通常會保留一定比率留待現有股東認購；有償認股率的高低，常為市場人士炒作的題材之一，亦將影響現金增資對現有股東股權的稀釋程度大小。現金增資宣告對股價的影響，是否會因增資目的、及對現有股東股權稀釋程度之不同而有不同，值得予以實證研究。

本文共分五節，除本節將研究動機描述如上外，第二節綜合整理相關文獻，第三節敘述研究方法，第四節為實証結果分析，最後於第五節提出結論。

貳、文獻回顧

一、相關理論

對於公司發行證券後，所造成的資本結構改變對市場價值可能的影響，國外學者曾提出諸多不同的看法，茲彙總如下：

(一) 資本結構無關論

此理論是由 Modigliani 與 Miller(簡稱 MM, 1958) 提出，在其完全資本市場 (perfect capital market) 的假設下 (註 2)，認為資本結構並不會對具有相同規模及風險的公司價值 (firm value) 造成任何影響。此乃因如果兩家具有相同規模及風險的廠商價值，因資本結構之不同而有差異時，投資人將可透過套利運作 (arbitrage operation) 而獲利，直到價值一致時均衡才會達成。故在均衡時，公司價值並不受資本結構的影響，此即 MM 的資本結構無關論 (capital structure irrelevance theory)，後來學者稱為 MM 定理。

(二) 替代性與價格壓力假說

所謂替代性假說 (substitution hypothesis)，係指各種證券間存在著密切替代 (close substitutes) 的關係，具有完全替代彈性，是以個別公司證券的需求曲線為水平線，證券價格並不受證券供給量變動的影響；而主張價格壓力假說 (price pressure hypothesis) 的學者 (如 Scholes, 1972)，則認為密切替代的關係並不存在，每一公司證券都具備唯一性，其需求曲線應為負斜率，價格會隨其供給量的變動而變動。

(三) 現金流量變動假說

Miller 與 Rock(1985) 及 John 與 Williams(1985) 都強調，改變資本結構的宣告會傳達有關公司現金流量的訊息：由於一個公司的資金來源比必等於其資金用途，為增加外部資金來源而從事的證券發行，暗示公司由其他來源取得資金有困難，特別容易使人聯想到公司盈餘不夠支應。這就是現金流量變動假說 (cash-flow change hypothesis)，相信股票價格的反應和外部融資量的改變呈現負相關，而和所發行證券種類的關係比較淡薄。

(四) 非預期宣告假說

Smith(1986) 認為，股價變動僅反應非預期的宣告內容，在其他情況不變之條件下，宣告日股價變動的大小將和宣告的可預測程度呈反向變動關係，即為非預期宣告假說 (unanticipated announcements hypothesis)。一般來說，到期負債的償還、資產的成長等因素，都會造成公司的資本總額和資本結構發生變化；為維持其目標資本結構 (target capital structure)，必會發行新的負債予以平衡。故負債償還的可測性愈高時，發行新負債的可測性也愈高。同樣的道理，新股發行的可測性則決定於公司盈餘 (內部權益資金來源) 可測性的高低。又通常負債償還的可測性較盈餘為高，因此新負債發行的可測性較發行新股為高。所以，如果非預期宣告假說成立，則發行新股的宣告對股價所造成的影响將大於負債融資的

宣告。

(五) 資訊不對稱假說

Myers 與 Majluf(1984) 以資訊不對稱的觀點提出融資順位理論 (pecking order theory)：由於公司的管理者較外部投資者有較佳的資訊，如果管理者認為公司股票的價格被市場高估時，將傾向於對外部投資人發行新股；否則，管理者在需要外部資金時，會傾向於舉借新債。如此將造成財富從新股購買者移轉給公司舊有股東。當公司宣告發行新股時，理性的投資者認知到此一情況，將向下調整對公司的評價；而且資訊不對稱的程度愈大，向下調整的幅度也將愈大。若是管理者宣告發行公司債，對股價的不利影響將較小。因此，公司需向外籌集資金時，舉借負債應優先於發行新股。即是所謂資訊不對稱假說 (information asymmetries hypothesis)。

(六) 發射訊號假說

資本結構的改變是公司對目前和預期經濟情況、外在環境變動的一種管理反應，而管理者也藉資本結構的改變將對未來的展望傳達給市場，因此稱為發射訊號假說 (information signalling hypothesis)，首先由 Ross((1977) 提出此一觀念。根據發射信號假說，資本結構改變若造成的槓桿增加表示傳達有利訊息，投資者對公司的評價會往上調整；若造成的槓桿減少則傳達不利訊息，投資者對公司的評價向下調整，進而影響到公司股票的市場價格。

(七) 最適資本結構假說

Smith(1986) 認為，若公司存有最適資本結構，則公司融資決策將朝向此一結構調整，故融資決策的宣告，不管其為造成槓桿的增加或減少，對股價的影響都應為正面的。這種主張被稱為最適資本結構假說 (optimal capital structure hypothesis)。

(八) 每股盈餘稀釋假說

所謂每股盈餘稀釋假說 (earnings per share dilution hypothesis)，係指公司發行新股及可轉換公司債時，會造成公司流通在外普通股股數的增加，將使每股盈餘因而下降，而對公司股價產生不利的影響。

(九) 稅賦效果假說

稅賦效果假說 (tax effect hypothesis) 的論點，立基於負債融資具有稅盾 (tax shield) 的效果，即負債的利息可以抵減稅負，而股利則不能。故認為負債融資的宣告，對股價應有正面的價格效果，而發行新股的宣告，則對股價有負面的價格效果。

(十) 投資機會假說

就基本的經濟法則而言，公司普通股的價值決定於公司目前與未來投資機會的質與量，因此對外融資的宣告，若伴隨著淨現值為正的投資機會，即新增資金所賺得的利益大於資金成本，則此宣告對股價應有正面的影響。這種看法即為投資機會假說 (investment opportunities hypothesis)。

二、相關實證研究結果

(一) 國外相關實證研究

Smith(1986)歸納了美國學者有關於檢定企業發行普通股、特別股、公司債及可轉換證券之宣告的股價反應，如表1，並獲得如下結論：

- 所有融資宣告的股價反應實證，不管融資種類為何，均為負的價格效果。
- 新普通股的發行宣告對股價的負面影響最大。
- 可轉換證券的發行宣告對股價的負面影響，與其相對的不可轉換證券。

表1 各種融資宣告之平均股價反應

融資宣告種類	平均之兩日股價反應 (%)
普通股	-3.14*(155)
特別股	-0.19 (28)
可轉換特別股	-1.44*(53)
公司債	-0.26 (248)
可轉換公司債	-2.07*(73)

括弧中為平均樣本數；* 表示達 0.01 顯著水準。

(二) 國內相關實證研究

國內有關檢定融資宣告所引起股價反應之實證，僅限於現金增資宣告。茲將國內相關實證結果整理如表2。從表中可知國內實證結果，現金增資宣告因測試基準日之不同，兩日平均股價反應有正有負，且除了測試基準日為股東會日，兩日平均股價反應有顯著的負價格效果（吳惠娟，1988）外，其餘均不顯著。

表2 國內融資宣告之股價反應實證結果彙總表

研究者	融資宣告種類	樣本大小	兩日平均股價反應 (%)	
			測試基準日	反應 (%)
羅禎昌	普通股	25	公告日	-0.64
吳惠娟	普通股	24	董事會日	0.34
			股東會日	-0.65*
劉燕瑩	普通股	31	公告日	0.52
魯憶萱	普通股	42	增資股發放日	0.12
李存修 與張淑婉	可轉換公司債	20	第一次見報日	-0.61
			證管會核准日	0.02
			承銷日	0.41
			繳款日	-0.94

* 表示達到 0.05 的顯著水準。

參、研究方法

一、研究設計

(一) 研究對象

本研究在於檢定企業融資宣告對股票價格的影響，由於受限於宣告訊息的告知性、普遍性與股價資訊的取得，故研究對象僅限於國內上市公司且透過資本市場融通資金者，而透過金融機構融通資金者，則不列入研究範圍。又因國內公司債的發行並不普遍，僅限於幾家公司，且國內上市公司發行公司債的訊息報章雜誌均未見報導，因資料無法取得，故不在實證範圍內；而國內上市公司發行特別股之訊息，報紙雖偶有報導，但因總數尚不及十家，故亦捨棄。所以，本研究實證範圍包括現金增資與可轉換公司債，分別測試其發行宣告對股票價格的影響，並加以比較其影響的大小，以為企業在決定融資工具時的另一項參考。

(二) 研究期間

1. 現金增資：自民國七十七年至八十年四年間，辦理現金增資的上市公司。
2. 可轉換公司債：自民國七十九年至八十一年二月間，發行可轉換公司債的上市公司。

(三) 抽樣標準

1. 現金增資

- (1) 為避免盈餘轉增資、資本公積轉增資及可轉換公司債發行對現金增資宣告效果的干擾，故研究樣本只限於當年度僅辦理現金增資，或是同年度雖有轉增資及可轉換公司債發行，但非同時辦理者。
- (2) 現金增資宣告須刊載於經濟日報、工商時報、聯合晚報或中時晚報。
- (3) 觀察期內若包括新上市蜜月期，因此時期之無量上漲特性，非該公司股票的正常報酬率，為免影響檢定結果，將其排除在樣本之外。如79年立益、力麗等之現金增資。
- (4) 民國77年9月24日，政府宣告課徵證券交易所得稅，股市無量下跌20餘天，因此捨棄觀察期包含此段期間的樣本，以免影響檢定結果。共選出46家公司，49個觀察樣本，各期間樣本分佈，如表3。

表3 77年至80年各年度現金增資樣本數

年 度	77	78	79	80	合計
樣本數	3	16	19	11	49

2. 可轉換公司債

- (1) 同現金增資1-3項之抽樣標準。
- (2) 所發行的可轉換公司債，僅限於在國內募集者，發行海外可轉換公司債者，不列入樣本。如80年遠紡、太電、台玻等之獲准發行海外可轉換公司債。

(3) 可轉換公司債之轉換標的非該公司股票者，不列入樣本。如永豐餘可轉換公司債之轉換標的為華紙普通股。

共選出 18 家公司，19 個觀察樣本，各期間樣本分佈，如表 4。

表 4 79 年至 81 年 2 月各年度發行可轉換公司債樣本數

年 度	79	80	81 (2 月止)	合計
樣本數	3	15	1	19

二、操作性定義

1. 現金增資及發行可轉換公司債宣告日：指上市公司申請現金增資及發行可轉換公司債，經證券管理委員會通過，並刊載於經濟日報、工商時報、聯合晚報或中時晚報之日。以此日為宣告日，原因有二：其一，若以計畫中、董事會提議日、股東大會決議日或送件日當宣告日，不確定性太高。譬如 79 年股市因進入大空頭市場，即有多達 27 家公司於申請現金增資後撤回，恐有利用現金增資炒作股價之嫌，而引起台北地檢署之注意（註 3），又如 79、80 年，計有 9 家公司於申請發行可轉換公司債送件後又撤回或不准（註 4）。其二，國內有關測試現金增資對公司股價影響之實證文獻，其宣告日為董事會、股東會召開日、公告日、或為增資股發放日，而所得結果為宣告日當天大部分未有顯著的異常報酬（註 5），和市場人士以現金增資為大利多的看法相互違背。因此，本研究乃嘗試使用確定性較高之證管會核准日，作為檢定之基準日，以期能獲取較為真實的股價反應。
2. 宣告日、觀察期、事件期與估計期之間關係，可以表示如圖 1。事件期的選定，著眼於公司董事會宣告到證管會核准，乃至於公開承銷、認購繳款等前後往往歷時數月之久，故以證管會核准日之前後各 30 日為事件期。

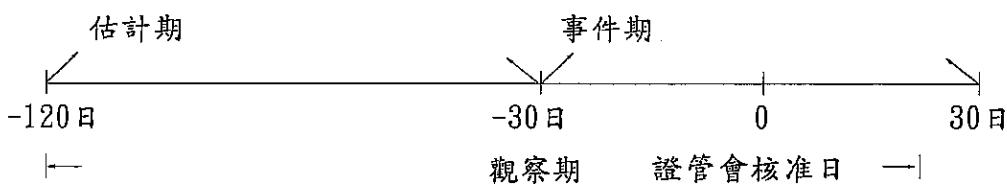


圖 1 宣告日、觀察期、事件期與估計期之關係圖

三、分析方法

(一) 市場模式與殘差分析

本研究的主要目的在於檢定企業融資宣告對股價的影響，即該公司股票於融資訊息發佈時報酬率是否會產生變化？是否存在有異常報酬？因此，本研究使用

Sharpe 於 1963 所提出的單一指標模式 (single index model) 或稱市場模式 (market model)，以求取融資宣告的異常報酬。

市場模式係假定個別証券報酬率僅與市場報酬率有關，且呈線性關係，如 3-1 式所示。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + e_{it} \quad (3-1)$$

式中 R_{it} ：第 i 種証券 t 日之每股報酬率；

R_{mt} ： t 日之市場報酬率

α_i ：第 i 種証券市場模式迴歸截距；

β_i ：第 i 種証券市場模式迴歸斜率，稱為「倍它係數」(beta coefficient)；

e_i ：第 i 種証券 t 日之殘差值。

本研究利用市場模式求取異常報酬率的步驟如下：

- 首先，以 -120 至 -31 日共 90 個日資料來估計市場模式的係數。
- 接著以 -30 至 +30 日共 61 個日資料來求得市場實際日報酬率，以及步驟 1 所估得的 α_i 及 β_i ，代入 3-1 式以估計每一樣本股票在事件期內每一交易日的預估報酬率 (\hat{R}_{it})。

$$\hat{R}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} \quad t = -30 \sim +30 \quad (3-2)$$

- 利用 -30 日至 +30 日共 61 個日資料，求得樣本股票於事件期內實際報酬率，其與預估報酬率之差，即為異常報酬率 (abnormal return, AR_{it})

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it} \quad t = -30 \sim +30 \quad (3-3)$$

- 將所有樣本股票事件期內之相對異常報酬率加以平均，可得 t 日平均異常報酬率 (average abnormal return, AAR_t)

$$AAR_t = \sum AR_{it} / N \quad N = \text{樣本數} \quad t = -30 \sim +30 \quad (3-4)$$

而日異常報酬率標準差的計算方式為：

$$S_t^2 = \frac{\sum (AR_{it} - AAR_t)^2}{N - 1} \quad (3-5)$$

- 將每日之平均異常報酬率加以累加，即得累積平均異常報酬率 (cumulative average abnormal return, $CAAR_t$)。

$$CAAR_t = \sum_{-30}^t AAR_s \quad t = -30 \sim +30 \quad (3-6)$$

四、研究限制

- (一) 由於以往國內有關檢定企業融資宣告對股價影響之實證研究僅限於現金增資宣告，且所得結果並不一致，大部分亦未達顯著水準，現金增資宣告所具有的資訊內容並無定論。是以本研究的主要重點並不在於對個別假說作一驗證，而是在嘗試使用一更具確定性的證管會核准日，作為測試基準日，以期望能獲得一較確切的結果，提供國內企業對外融資的參考。
- (二) 由於發行公司債宣告訊息的無法取得，是以本研究以可轉換公司債作為替代，以檢視融資順位理論於國內環境的適用性，但由於可轉換公司債具有權益與負債的雙重性質，可能並不是很恰當，是為先天上的限制。

肆、實證結果分析

一、情報效果檢定

有關於現金增資與可轉換公司債發行宣告日對股價影響的實證結果，列於表 5 及表 8，並分別以圖 2、3 及圖 4、5 的 AAR 與 CAAR 趨勢圖，顯示其變化趨勢。

由表 5 可知，於現金增資宣告日，有 1.90% 的正的平均異常報酬率，並達到 0.01 的顯著水準。兩日 (-1 日，0 日) 平均異常報酬率為 2.47%， t 值為 3.981 (註 6)，亦達到 0.01 的顯著水準。而由圖 2 與 3 亦可看出，於宣告日 (第 0 日)，AAR 與 CAAR 均有大幅上升情形。全部樣本的兩日平均異常報酬率分佈情形，如表 6 所示，共有 37 個樣本的兩日平均報酬率為正，占全部樣本的比率高達 75.51%。故應可推論，於台灣股票市場，現金增資宣告對公司股價具有正的價格效果，亦即具有正面的情報效果。

由表 8 可知，於可轉換公司債發行宣告日，有 0.47% 的平均異常報酬率，但未顯著異於 0。兩日平均異常報酬率為 0.17%， t 值為 0.286 (註 7)，亦未顯著異於 0，且事件期內 AAR 的波動僅限於上下 1% 的幅度內，均未顯著異於 0。而由圖 4 與 5 亦可看出，宣告日的 AAR 與 CAAR 並不特別突出。全部樣本的兩日平均異常報酬率分佈情形，如表 7 所示，正負兩日平均報酬率，各占全部樣本的 57.89% 與 42.11%，反應呈現兩極。故可知，於台灣股票市場，公司發行可轉換公司債所傳達的訊息，對投資人來說，由於可能瞭解不夠及其所具有的特殊性質，投資人看法仍很分歧而相互抵消了對股價的影響。所以，可轉換公司債發行宣告，就整體樣本而言，是否具有情報效果，並無法遽下斷言。

二、半強式效率檢定

由上述分析可知，於台灣股票市場，現金增資宣告具有正的情報效果，而可轉換公司債發行宣告，則無法判斷。因可轉換公司債發行宣告無法判斷是否具有情報效果，所以檢定宣告日後是否存有持續的異常報酬率並不具意義，是故本部

表5 現金增資宣告之前後交易日的平均異常報酬率、t統計量及累積平均異常報酬率（全部樣本，民國77年至80年止）

交易日	平均異常報酬率	t統計量	累積平均異常報酬率
-30	0.005852	1.264290	0.005852
-29	-0.003552	-0.720561	0.002300
-28	-0.004178	-0.927242	-0.001878
-27	-0.001583	0.307584	-0.003461
-26	0.001967	0.606176	-0.001494
-25	-0.004677	-0.896415	-0.006171
-24	-0.006404	-1.310134	-0.012575
-23	-0.004008	-0.856189	-0.016583
-22	-0.009164	-1.693758	-0.025747
-21	-0.003515	-0.786091	-0.029262
-20	-0.005009	-1.041696	-0.034271
-19	-0.000547	-0.126714	-0.034818
-18	-0.003208	-0.706352	-0.038026
-17	-0.004460	-1.030308	-0.042486
-16	0.000580	0.131234	-0.041906
-15	0.003559	0.939995	-0.038347
-14	-0.001026	-0.267830	-0.039373
-13	0.001808	0.481380	-0.037565
-12	0.004198	1.121505	-0.033367
-11	-0.000255	-0.073566	-0.033622
-10	0.000998	0.284685	-0.032624
-9	0.011584	2.721639**	-0.021040
-8	0.006002	1.319233	-0.015038
-7	0.003026	0.630162	-0.012012
-6	0.000744	0.132007	-0.011268
-5	-0.004137	-1.142932	-0.015405
-4	-0.001477	-0.301411	-0.016882
-3	0.004358	1.175892	-0.012524
-2	0.014673	3.862465**	0.002149
-1	0.005704	1.131616	0.007853
0	0.018996	5.232851**	0.026849
1	-0.011096	-2.936191**	0.015753
2	-0.005549	-1.530709	0.010204
3	-0.004489	-1.054236	0.005715
4	-0.001536	-0.456329	0.004152
5	0.003260	0.685886	0.007412
6	-0.002325	-0.529079	0.005087
7	0.004344	0.879558	0.009431
8	0.000925	0.198692	0.010356
9	-0.003533	-1.105793	0.006823
10	-0.003093	-0.946783	0.003730
11	-0.006206	-1.992881	-0.002476
12	-0.002310	-0.728397	-0.004786
13	-0.006419	-1.581898	-0.011205
14	0.001540	0.451469	-0.009665
15	-0.003408	-0.651067	-0.013073
16	-0.002671	-0.621178	-0.015744
17	-0.003109	-0.805595	-0.018853
18	-0.008454	-1.690969	-0.027307
19	-0.008191	1.603535	-0.035498
20	0.013231	2.666455*	-0.022267
21	-0.002301	-0.445139	-0.024568
22	0.007516	2.080362*	-0.017052
23	0.009326	2.130278*	-0.007726
24	-0.000481	-0.127943	-0.008207
25	-0.001604	-0.305660	-0.009811
26	-0.003739	-0.671364	-0.013550
27	0.003820	0.908232	-0.009730
28	0.000430	0.078161	-0.009300
29	0.002750	0.589044	-0.006550
30	0.004838	1.311286	-0.001712

* 表於 $\alpha = 0.05$ 的顯著水準下顯著， $t(0.975, 48) = 2.013, t(0.025, 48) = -2.01$

** 表於 $\alpha = 0.01$ 的顯著水準下顯著， $t(0.995, 48) = 2.682, t(0.005, 48) = -2.682$

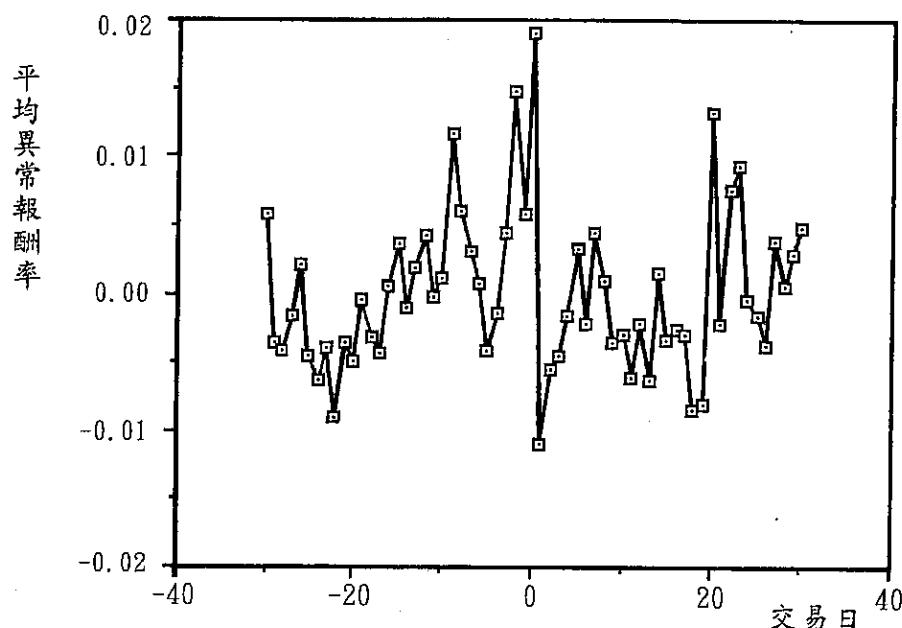


圖 2 現金增資宣告日前後之每日平均異常報酬率 (AAR) 趨勢圖 [全部樣本]

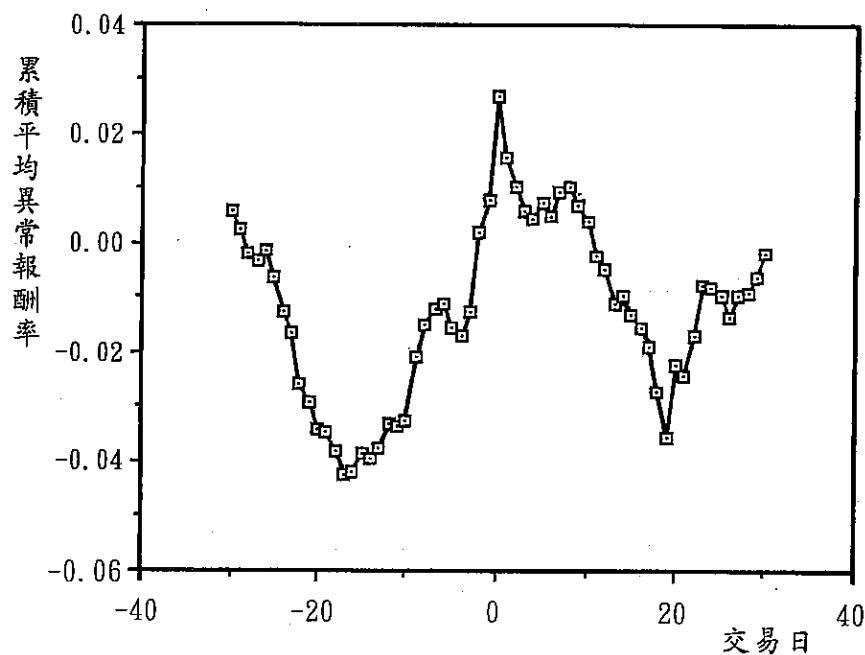


圖 3 現金增資宣告日前後之累積平均日異常報酬率 (CAAR) 趨勢圖 [全部樣本]

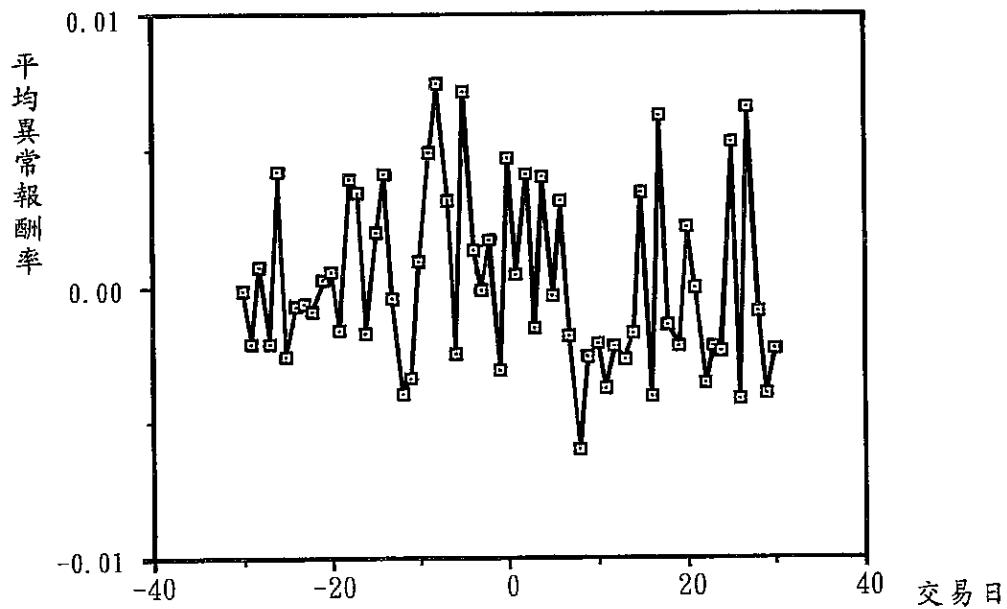


圖 4 可轉換公司債發行宣告日前後之每日平均異常報酬率 (AAR) 趨勢圖 [全部樣本]

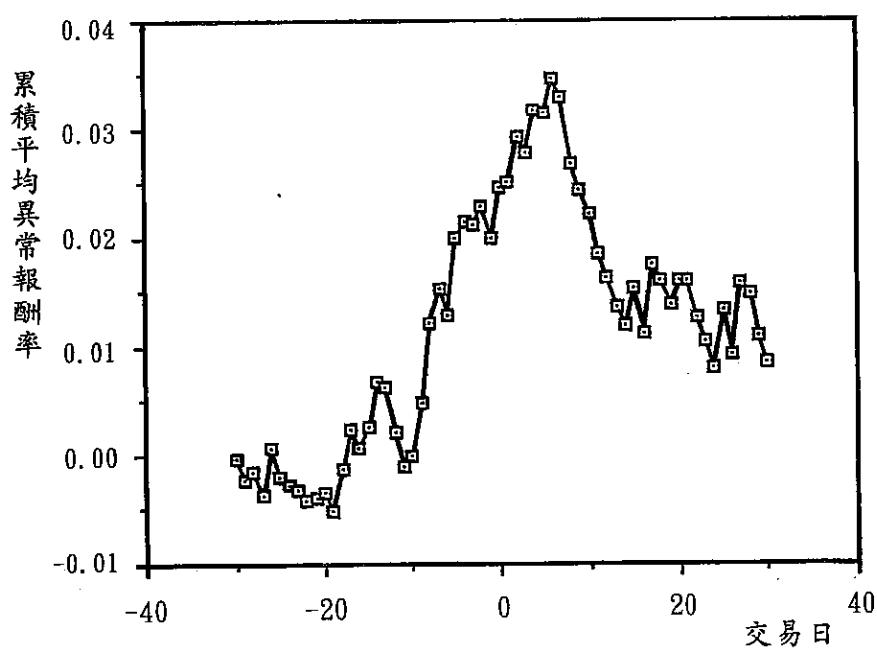


圖 5 可轉換公司債發行宣告日前後之每日累積平均異常報酬率 (CAAR) 趨勢圖

表6 全部樣本之現金增資宣告兩日平均異常報酬率分佈表

兩日平均異常報酬率	樣本數
10%以上	1
8%~10%	3
6%~8%	5
4%~6%	4
2%~4%	12
0%~2%	12
小計	37
-2%~0%	6
-4%~-2%	5
-6%~-4%	1
小計	12

表7 全部樣本之可轉換公司債發行宣告兩日平均異常報酬率分佈表

兩日平均異常報酬率	樣本數
4%~6%	1
2%~4%	4
0%~2%	6
小計	11
-2%~0%	5
-4%~-2%	1
-6%~-4%	0
-8%~-6%	2
小計	8

分僅就現金增資宣告，檢試台灣股票市場是否具有半強式效率。

由表5可知，第0日後之平均異常報酬率，除第1日有顯著負的平均異常報酬率外，至第19日，平均異常報酬率均不顯著異於0。而第1日之顯著負的平均異常報酬率，可能原因為投資人獲利回吐的賣壓或第0日股價過度反應後的回轉，而第20、22、23日的顯著正的平均異常報酬率，因現金增資大部分均於證管會核准後20日至30日內，進行除權，故可能為除權後的填權效果所造成（註8）。故可推論，就現金增資宣告而言，台灣股票市場應具有半強式效率。

表 8 可轉換公司債發行宣告之前後交易日的平均異常報酬率、 t 統計量
及累積平均異常報酬率 [全部樣本，民國 79 年至 81 年 2 月止]

交易日	平均異常 報酬率	t 統計量	累積平均 異常報酬率
-30	-0.000139	-0.035958	-0.000139
-29	-0.002071	-1.009755	-0.002210
-28	0.000685	0.254925	-0.001525
-27	-0.002058	-0.708264	-0.003583
-26	0.004232	1.354894	0.000649
-25	-0.002577	-1.284293	-0.001928
-24	-0.000740	-0.248093	-0.002668
-23	-0.000695	-0.173551	-0.003263
-22	-0.000952	-0.265464	-0.004215
-21	0.000269	0.058445	-0.003946
-20	0.000499	0.145342	-0.003447
-19	-0.001634	-0.594987	-0.005081
-18	0.003978	0.794197	-0.001103
-17	0.003452	0.554159	0.002349
-16	-0.001699	-0.380608	0.000650
-15	0.001999	0.331101	0.002649
-14	0.004108	0.921488	0.006757
-13	-0.000475	-0.178329	0.006282
-12	-0.003993	-0.803909	0.002289
-11	-0.003334	-0.941246	-0.001045
-10	0.000958	0.245497	-0.000087
-9	0.004943	1.058368	0.004856
-8	0.007415	1.542779	0.012271
-7	0.003151	0.873035	0.015422
-6	-0.002535	-0.614849	0.012887
-5	0.007205	1.884616	0.020092
-4	0.001336	0.450903	0.021428
-3	-0.000180	-0.048188	0.021248
-2	0.001718	0.332473	0.022966
-1	-0.003064	-0.912978	0.019902
0	0.004723	0.898826	0.024625
1	0.000452	0.073751	0.025077
2	0.004123	0.855099	0.029200
3	-0.001464	-0.490195	0.027736
4	0.004047	1.342300	0.031783
5	-0.000319	-0.095744	0.031464
6	0.003162	1.060994	0.034626
7	-0.001772	-0.415772	0.032854
8	-0.005977	-1.468319	0.026877
9	-0.002572	-0.910617	0.024305
10	-0.002079	-0.610960	0.022226
11	-0.003728	-1.129513	0.018498
12	-0.002195	-1.216846	0.016303
13	-0.002660	-1.414253	0.013643
14	-0.001710	-0.436912	0.011933
15	0.003482	1.013543	0.015415
16	-0.004095	-0.919224	0.011320
17	0.006313	1.837474	0.017633
18	-0.001463	-0.417301	0.016170
19	-0.002208	-0.708845	0.013962
20	0.002200	0.635477	0.016162
21	-0.000063	-0.011768	0.016099
22	-0.003519	-1.543949	0.012580
23	-0.002214	-0.922100	0.010366
24	-0.002346	-0.535570	0.008020
25	0.005341	1.217029	0.013361
26	-0.004177	-1.201732	0.009184
27	0.006595	1.471590	0.015779
28	-0.000914	-0.230461	0.014865
29	-0.003979	-0.999198	0.010886
30	-0.002298	-0.484007	0.008588

* 表於 $\alpha = 0.05$ 的顯著水準下顯著， $t(0.975, 18) = 2.101, t(0.025, 18) = -2.101$

** 表於 $\alpha = 0.01$ 的顯著水準下顯著， $t(0.995, 18) = 2.878, t(0.005, 18) = -2.878$

三、融資順位理論於國內環境之適用性檢定

Myers 與 Majluf 於 1984 年所提出的融資順位理論，認為公司如果需向外融資，由於管理者與投資人之資訊不對稱，發行新股所造成對股價的負面影響將大於發行公司債。因此建議公司應以負債融資優於權益融資。由表 5 與表 8 可知，現金增資與發行可轉換公司債宣告，兩日平均異常報酬率分別為 2.47% 與 0.17%，標準差各為 0.0062048 與 0.0062289， t 值等於 13.7，現金增資宣告對股價的正面影響，顯著 (0.01 顯著水準) 大於發行可轉換公司債宣告 (註 9)。此和國外文獻實證所得的現金增資宣告相對於可轉換公司債發行宣告，較不利於股票投資人的結論，正好相反 (註 10)。其原因可能和國內外投資人專業程度不同有關：國外股市投資人以機構投資者居多，而國內股市投資人則較多個人投資者 (註 11)，易受市場人士左右。另外以可轉換公司債代國外文獻常用的普通公司債，是否嚴重影響融資宣告的股價反應，值得進一步觀察，所以融資順位理論所宣稱地籌集外部資金的次序是否適合於國內環境，猶待後續研究者進一步探討。

四、現金增資分群之差異性比較檢定

(一) 崩盤前後

以 79 年 2 月底為分界點，將現金增資樣本分為崩盤前與崩盤後二群，得崩盤前樣本數 26 家、崩盤後樣本數 23 家，檢定二群之現金增資宣告所具有的資訊內容，對投資人來說是否有所不同。

由表 9 可知，現金增資宣告於崩盤後與崩盤前，兩日平均異常報酬率分別為 2.78% 與 2.40%，標準差各為 0.0067 與 0.0075， t 值等於 1.859，兩者並無顯著差異。故可推論現金增資宣告當日對股價的影響，於崩盤前後均具有顯著正的價格效果，並不因股市榮枯而有顯著不同。但由圖 6 與 7 的 CAAR 圖可清楚的看出來，崩盤前現金增資宣告的 CAAR，在宣告前股價就呈現異常下跌現象，接近宣告日即出現異常正報酬，宣告日以後再度出現異常負報酬，最後轉為異常正報酬；整體而言，在崩盤前宣告現金增資，CAAR 幾乎都呈負值。反之，崩盤後的現金增資，大致上異常正報酬出現的次數和幅度，都比異常負報酬較頻繁且大，造成 CAAR 一直保持正數，而且逐日上升。這個現象是否反應投資人在市場崩盤前後，對現金增資的態度不同所致，有待後續研究進一步探討。

(二) 資金用途

企業現金增資的用途，不外乎擴充產能、多角化等投資用途，或償還負債、充實營運資金等改善財務結構用途。經查各現金增資公司公開說明書，去除同時具有投資與改善財務用途之樣本，得用於投資者之樣本 25 家，用於改善財務者之樣本 17 家。

由表 9 可知，現金增資用途為投資與改善財務者，兩日平均異常報酬率分別為 3.03% 與 1.55%，標準差各為 0.0099 與 0.00069， t 值等於 5.307，呈現顯著差異，故現金增資宣告對股價的影響會因資金用途而不同 (註 12)。用於投資用途的

現金增資宣告，平均異常報酬率較用於財務用途者高 1.48%。然而值得注意的是，由圖 8 與 9 的 CAAR 圖，可明顯看出，用於投資用途的現金增資，於宣告日後的 CAAR 有明顯下降趨勢，而用於改善財務用途的現金增資，於宣告日後的 CAAR 則較穩定。可能原因為，用於改善財務用途者，其每年可節省的利息支出較確定，增資效益較易估計，而用於投資用途者，因投資有一定的風險，增資效益不易估計，所以投資人看法較分歧。

表 9 融資宣告股價反應彙總表

融資宣告種類	樣本大小	自由度	兩日平均異常		
			標準差	報酬率 (%)	t 值
甲、依年股市崩盤前後分類					
崩盤後樣本	23	22	0.006668	2.78	4.169**
崩盤前樣本	26	25	0.007528	2.40	3.188**
平均報酬率差		47	0.002043	0.38	1.859
乙、依資金用途別分類					
投資樣本	25	24	0.009953	3.03	3.044**
財務樣本	17	16	0.006935	1.55	2.235**
平均報酬率差		40	0.002788	1.48	5.307**
丙、依對現有股權稀釋程度					
高稀釋程度樣本	12	11	0.008605	3.55	4.125**
低稀釋程度樣本	12	11	0.008151	2.76	3.386**
平均報酬率差		22	0.003421	0.79	2.309*

附註: 1. ** 表示達到 0.01 雙尾檢定的顯著水準，* 表示達到 0.05 的顯著水準。

自由度	0.01 雙尾之右邊值	0.05 雙尾之右邊值
11	3.106	2.201
16	2.921	2.120
22	2.819	2.074
24	2.797	2.064
25	2.787	2.060
40	2.704	2.021
60	2.660	2.000

2. 平均報酬率之差依下列公式計算 t 值：

$$S_p^2 = [(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2]/(n_1 + n_2 - 2)$$

$$t = (x_1 - x_2)/\{S_p^2[(1/n_1) + (1/n_2)]\}^{1/2}$$

其中， S_i 表示第 i 組之標準差； X_i 表示第 i 組之平均數；
 n_i 表示第 i 組之樣本大小。

(三) 稀釋程度

此部分在於檢定現金增資宣告對股價的影響，是否會因對現有股東稀釋程度不同而有差異。以四分位數將全部樣本分為四群，取稀釋程度最高和最低的兩群

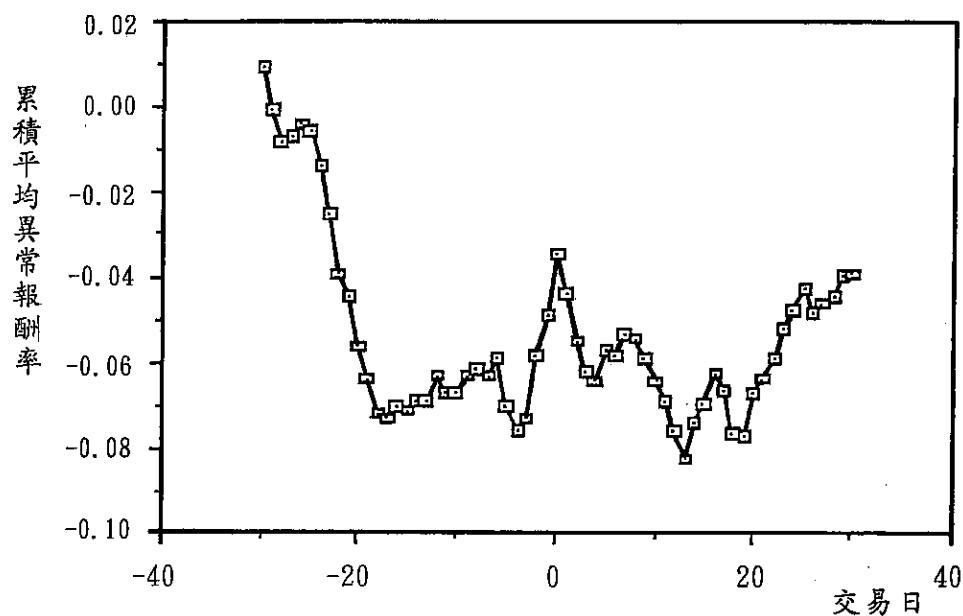


圖 6 現金增資宣告日前後之每日累積平均異常報酬率 (CAAR) 趨勢圖 [崩盤前樣本]

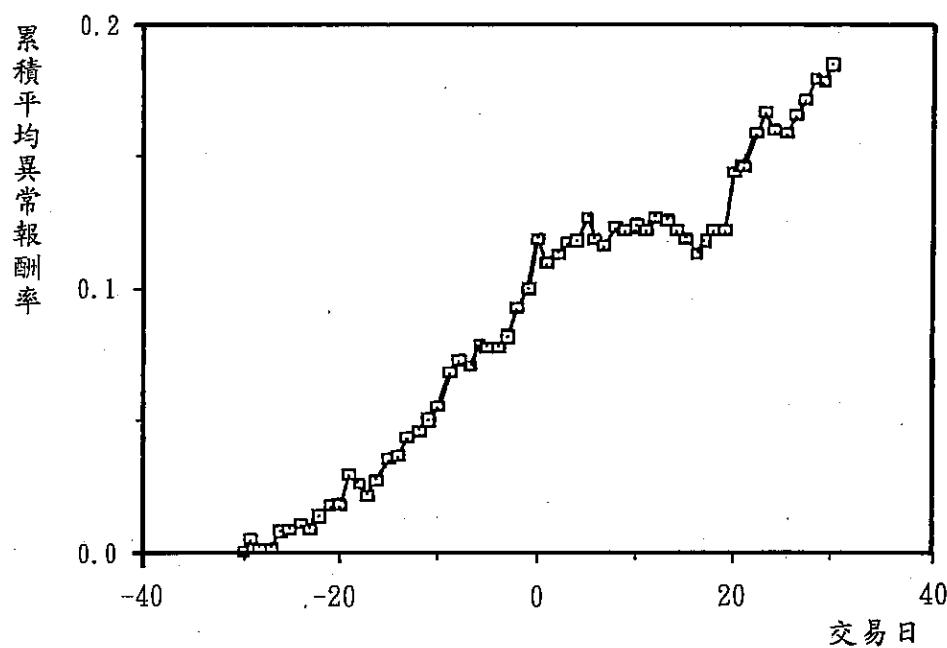


圖 7 現金增資宣告日前後之每日累積平均異常報酬率 (CAAR) 趨勢圖 [崩盤後樣本]

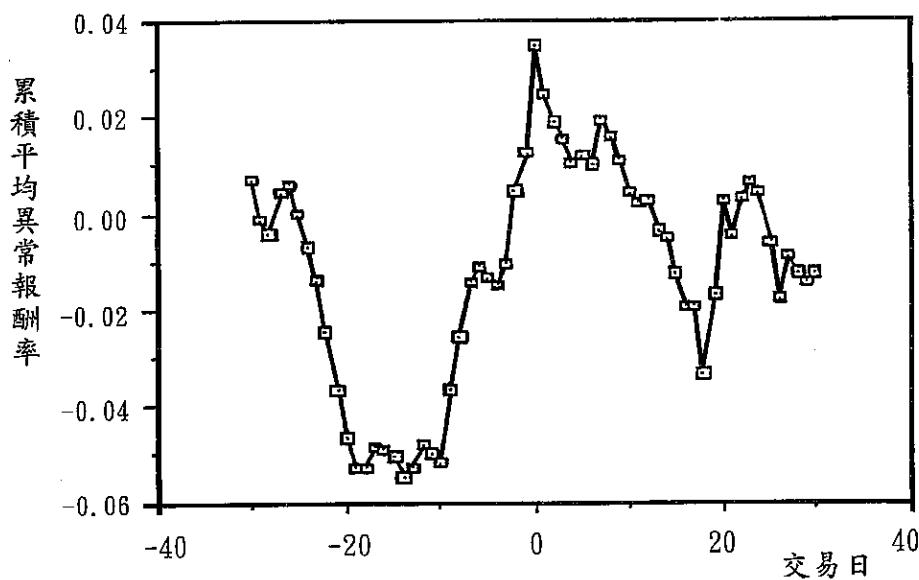


圖 8 現金增資宣告日前後之每日累積平均異常報酬率 (CAAR) 趨勢圖 [投資用途樣本]

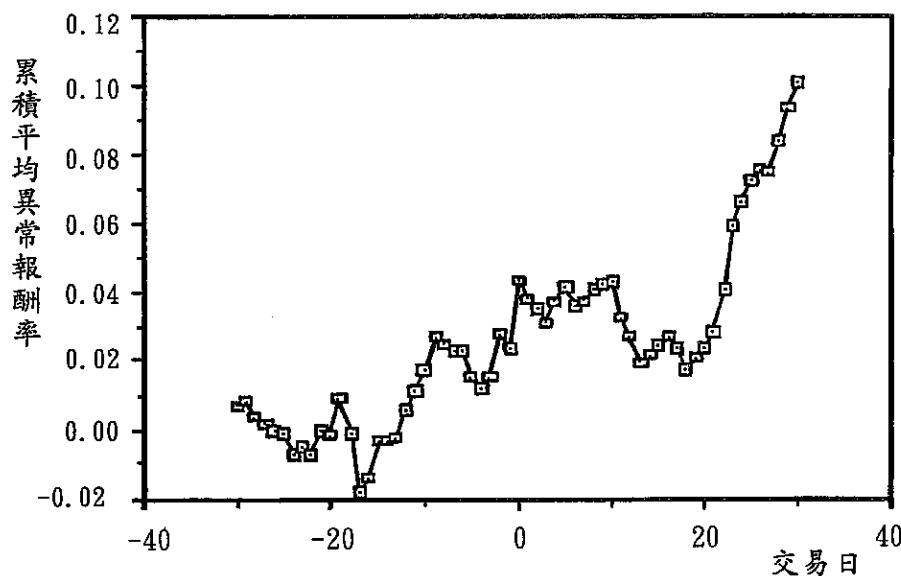


圖 9 現金增資宣告日前後之每日累積平均異常報酬率 (CAAR) 趨勢圖 [財務用途樣本]

，各 12 個樣本數，進行稀釋程度對股價影響的比較檢定。最高稀釋程度群，其稀釋比率從 19.2% ~ 23%，而最低稀釋群，其稀釋比率從 0 ~ 11.4%。

由表 9 可知，現金增資具有高稀釋程度與低稀釋程度者，兩日平均異常報酬率分別為 3.55% 與 2.76%，標準差各為 0.0086 與 0.0081， t 值等於 2.309，呈現顯著差異。故可以證明現金增資宣告對股價的影響，也會因對現有股東股權稀釋程度而不同。高稀釋程度的現金增資宣告，平均異常報酬率較低稀釋程度者高 0.79%。其可能原因有二：一為國內股市週轉率高，投資人大多為短線進出，並不在意股權被稀釋程度的大小；二為高稀釋程度樣本，其現有股東有償認股率通常較低，故除權日價格調整幅度將較小，因而較無棄權賣壓。

伍、結論

根據實證分析結果，可歸納出下列五點結論：

- 一、於台灣股票市場，現金增資宣告對公司股價具有正的情報效果。此與國外的實證結果並不相同，可能與國內外投資人結構不同有關。而公司發行可轉換公司債所傳達的訊息，對投資人來說，由於瞭解程度不夠及其所具有的特殊性質，所以反應呈現兩極，在相互抵消之下，可轉換公司債發行宣告，就整體樣本而言，並無法遽下斷言是否具有情報效果。
- 二、就現金增資宣告而言，台灣股票市場應具有半強式效率。
- 三、現金增資宣告對股價的正面影響，顯著 [0.01 顯著水準] 大於發行可轉換公司債宣告。此與 Myers 與 Majluf 所提出的融資順位理論，正好相反，可能亦和國內外投資人結構不同，且對可轉換公司債的瞭解不夠有關。故就融資宣告的股價反應而言，融資順位理論於國內環境是否適用，尚待進一步研究。
- 四、現金增資宣告對股價的影響，於崩盤前與崩盤後，並無顯著的差異，即其對股價的影響並不因股市榮枯而有顯著的不同。然崩盤後的 CAAR，於宣告日後的波動較平穩，這可能代表崩盤後的時期，投資人更能理性的看待現金增資此一訊息，且市場較崩盤前更有效率。
- 五、現金增資宣告對股價的影響，會因增資用途和股權稀釋程度之不同，而有顯著的差異。

註 釋

- 註一：依 Smith(1986) 的研究結果顯示，發行普通股之宣告日的異常報酬 (-3.14%) 為負，且明顯大於發行公司債宣告日之負異常報酬 (-0.26%)；且發行可轉換公司債之宣告日有負的異常報酬 (-2.07%)，亦明顯大於發行公司債宣告日之負異常報酬 (-0.26%)。

註二：MM 的假設如下：(1) 無交易成本或佣金；(2) 無個人所得稅；(3) 投資者與公司的借款成本相同；(4) 所有的負債都無任何風險；(5) 息前稅前盈餘並不會受到負債的影響。

註三：詳細內容請參考工商時報民國八十年三月九日之報導。

註四：民國七十九年共有六家於提出申請後又撤回；民國八十年有二家申請後又撤回，一家申請沒有通過。

註五：請參閱第二節國內相關實證文獻部分。

註六：在弱式效率市場的假設下，前後兩日間的股價行為為獨立的。所以，兩日平均異常報酬率，適用常態分配的加法性，即

$$N(\mu_1, \sigma_1^2) + (\mu_2, \sigma_2^2) = N(\mu_1 + \mu_2, \sigma_1^2 + \sigma_2^2)。$$

第 -1 日的 AR 為 0.005704，標準差為 0.0050405；第 0 日的 AR 為 0.018996，標準差為 0.0036301，可求出此二日累積平均異常報酬率為 0.0247，標準差為 0.0062408，故 $t=3.980789$ 。

註七：可轉換公司債發行宣告，第 -1 日的 AR 為 -0.003064，標準差為 0.003356；第 0 日的 AR 為 0.004723，標準差為 0.052546，可求出此二日累積平均異常報酬率為 0.001659，標準差為 0.0062349，故 $t=0.2863$ 。

註八：李存修 (1991) 指出，現金增資除權交易日當天有 2.38% 的顯著平均異常報酬率。

註九：計算如下表：

種類	樣本	自由度	二日異常報酬	二日平均異常報	t 值
			率標準差	酬率	
現金增資	49	48	0.0062048	2.47%	3.981**
可轉換公司債	19	18	0.0062298	0.17	0.266
差額		66	0.0016787	2.30	13.7**

其中，

$$S_p^2 = [(48)(0.0062048)^2 + (18)(0.0062298)^2]/(48 + 18)$$

$$t = (2.47 - 0.17)/\{S_p^2[(1/49) + (1/19)]\}^{1/2} = 13.7$$

註十：國外實證文獻結果，發行普通股之宣告日有負的異常報酬 (-3.14%)，且明顯大於發行可轉換公司債之負異常報酬 (-2.07%)。請參閱第二節相關實證部分。

註十一：根據民國八十年全國證券會議資料，美國紐約證券交易所機構投資者之每年交易量佔市場總成交量的 40%，個人投資者佔 30%，證券公司佔 24%；日本機構投資者之每年交易量佔市場總成交量的 31.5%，個人投資者佔 41.6%，證券公司佔 26.9%，而我國股市個人投資者佔市場總成交量的比率則高達 95% 左右。

註十二：Masulis 與 Korwar(1986) 指出用於償債與資本資出用途的發行新股宣告，對股價的影響並無顯著不同。

參考文獻

1. 吳惠娟(1988)，「現金增資對股票價格的影響—台灣股票市場實證研究」，國立成功大學工業管理研究所碩士論文，民國 77 年 5 月。
2. 李存修(1991)，「股票股利及現金增資之除權與股價行為：理論與實證」，台大管理論叢，民國 80 年 5 月。
3. 李存修與張淑婉(1994)，「上市公司發行轉換公司債之考慮因素及與公司價值之關係」，證券市場發展季刊，民國 83 年 3 月，頁 279-305。
4. 林炳森(1988)，「半強式效率資本市場檢定之實證方法」，管理評論，民國 77 年 7 月，頁 45-68。
5. 劉維琪與劉玉珍(1989)，「融資順位理論之發展與實證」，管理評論，民國 78 年 7 月，頁 7-22。
6. 劉燕瀅(1989)，「現金增資宣告對股票價格影響之探討」，私立東海大學企業管理研究所碩士論文，民國 78 年 6 月。
7. 魯憶萱(1990)，「現金增資股發放對交易量及股價影響之研究」，國立政治大學企業管理研究所碩士論文，民國 79 年 6 月。
8. 羅禎昌(1987)，「現金增資公告對股票價格影響之實證研究」，國立政治大學企業管理研究所碩士論文，民國 76 年 6 月。
9. John, D. and Williams, J. 1985. "Dividends, dilution and taxes: a signalling equilibrium," Journal of Finance, 40, pp.1053-1070.
10. Masulis, Ronald W. and Ashok W. Korwar, 1986. "Seasoned equity offerings: An empirical investigation," Journal of Financial Economics, 15, pp.91-118.
11. Mikkelsen, W . H. and Partch, M. M., 1986. "Valuation effects of security offerings and the issuance process," Journal of Financial Economics, 15, pp.31-60.
12. Miller, M. and Rock, D.. 1985. "Dividend policy under asymmetric information," Journal of Finance, 40, pp.1031-1051.
13. Modigliani, F. and Miller, M. H., 1958. "The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment," American Economic Review, 48, pp.261-297.
14. Myers, S. C. and Majluf, N. S., 1984. "Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have," Journal of Financial Economics, 13, pp.187-221.

15. Ross, S., 1977. "The determination of financial structure: The incentive-signalling approach," Bell Journal of Economics, pp.23–40.
16. Scholes, M. S., 1972. "The market for securities: substitution versus price pressure and the effects of Information of share prices," Journal of Business, 45, p p.179–211.
17. Sharpe, William F., 1963. "A simplified model for portfolio analysis," Management Science, pp.273–293.
18. Smith, Clifford W., 1986. "Investment banking and the capital acquisition process," Journal of Financial Economics, 15 , pp.3–29.