

台灣股票上市公司現金增資事件的另一種驗證*

徐 燕 山**

摘 要

本研究探討台灣股票上市公司辦理現金增資事件，現金增資宣告效果的衡量，除了使用傳統的市場模式外，本研究也使用加入一般化自我迴歸條件化變異數 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, GARCH) 效果的市場模式，來探討現金增資的效果。兩種研究方法的結果顯示，以擴充產能為目的現金增資宣告，對該公司的股價有正面的影響。然而，宣告日後累積異常報酬率的走勢，兩種研究方法所估計的結果，則不大一樣。在整體樣本組方面，傳統市場模式的累積異常報酬率，至宣告日一年後的水準，與宣告日的水準，無多大差異。但 GARCH 市場模式所估計的結果，則顯示宣告日一年後的累積異常報酬比宣告日時的水準，下跌了約 10%。在擴充設備組方面，傳統市場模式的累積異常報酬率，自宣告日後，即一直往下滑落，至宣告日一年後，其累積異常報酬率下跌了約 13%，這項結果顯示宣告日所傳遞的投資好訊息，於事後並未實現。同樣地，GARCH 市場模式所估計的累積異常報酬率，自宣告日後，也一直往下滑落，宣告日一年後，下跌幅度深達 30% 左右。在償還負債組方面，傳統市場模式所估計的累積異常報酬

* 特此感謝國科會專題研究計劃之經費補助（計劃編號為 NSC 810301-H004-527）。另外，俞海琴教授及兩位匿名審稿學者對本文提出眾多的寶貴建議並指出若干謬誤之處，作者在此一併致謝。當然，本文若有其他缺失，作者負完全責任。

** 作者為本校財務管理學系專任副教授。

率，自宣告日後，即一直往上攀升，至宣告日一年後，其累積異常報酬率，上漲了約 26%。同樣地，GARCH 市場模式所估計的累積異常報酬率，自宣告日後，則往上爬升，自宣告日起，至宣告日後一年期間內，累積異常報酬率，計上漲了約 18%。

壹、導 論

企業要綿綿不斷地成長，必須擁有充分的資金，而企業資金的來源不外乎內部營運的盈餘或向投資者籌募而來的新資金。公司辦理現金增資是籌募新資金的重要途徑之一。在過去十年中，國內股票上市公司利用現金增資方式，作為籌募新資金的途徑有越來越多的趨勢。現金增資背後所隱含的意義，是每位投資者所關切的，而國內有關現金增資的實證研究也有數篇，然而對現金增資宣告的實證結果並無一致的結論（註一）。這些實證研究大抵遵循標準化事件研究方法 (Standard event study procedures)，Brown 與 Warner [1985] 認為若股票報酬率分配呈現異質變異數，則標準化事件研究方法的結果將不確定。另外，Bollerslev [1987] 發現個別股票報酬時間序列有異質變異數之現象。而這種現象可以 Bollerslev [1986] 所發展的一般化自我迴歸條件異質變異數 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic, GARCH) 模式加以解釋，而 Bera、Bubnys 與 Park [1988] 及 Ghosh [1992] 等人比較 OLS 迴歸式及 GARCH 所估計的貝他係數，他們研究結果顯示 GARCH 修正後的貝他係數均小於 OLS 迴歸式所估計的貝他係數。本文利用 GARCH 修正後的市場模式及傳統的功場模式分別探討現金增資的宣告日異常報酬率及宣告日前後累積異常報酬率變化情形。研究結果發現兩種市場模式所估計宣告日異常報酬率並無重大差異。然而，GARCH 市場模式所估計宣告日前後累積異常報酬率則遠低於傳統市場模式所估計的累積異常報酬率，這些差異值得其他公司事件研究上的參考。本文共分五部份，第一節為導

註 一：吳惠娟 [1988] 以民國 67 年至 76 年間的 24 個現金增資事件為研究樣本，利用市場模式探討董事會宣告現金增資消息對公司股價的影響，其結果顯示現金增資宣告對公司股價無影響。而李貞吟 [1991] 也利用市場模式探討董事會宣告現金增資消息對公司股價的影響，其部份現金增資公司也同時辦理盈餘轉增資或公積增資，實證結果發現現金增資宣告對公司股價有正面影響。本研究則將股價報酬率分配的異質變異數現象納入市場模式內考慮，此點為本研究不同於上述兩篇研究之處。

台灣股票上市公司現金增資事件的另一種驗證

論；第二節簡述現金增資理論模式；第三節為研究方法概述；第四節討論實證結果；第五節為本文結論。

貳、現金增資理論概述

下面簡述幾個現金增資理論模式（註二）

一、訊息不對稱 (Asymmetric Information) 學說

Myers 與 Majluf [1984] 的融資順位學說 (The Pecking Order Information Hypothesis) 假設公司的管理階層及外在投資者對公司的營運狀況有不對等訊息的現象，即管理階層對公司營運實際情況的了解，遠較外在投資者多，而管理階層的一切決策以現有公司股東的利益為依歸，因此，當公司的股價遠高出其應有的真正價值時，公司的管理階層便會發行新股票，以股票換鈔票的方式，將外在投資者的財富轉移給公司現有的股東。然而，外在投資者了解公司管理階層發行新股的動機，因此，當公司管理階層宣佈發行新股的消息後，投資者便降低對該公司股票的评价，而導致股票市價的下跌。

Majluf 與 Myers 的訊息不對稱學說是建立在證券市價高估的基礎上，使管理階層有機可乘，利用新股的發行將外在投資者的財富轉移至現有股東身上。國內現金增資所發行新股，大多由公司現有股東認購，因此財富移轉的現象並不嚴重。另外，國內現金增資的認購股價常設定在面額或市價的八成上、下，因此，Majluf 與 Myers 的訊息不對稱學說較不適用於國內現金增資實例上。

另一個有關訊息不對稱的理論是 Miller 與 Rock [1985] 隱含現金流量學說 (Implied Cash Flows Hypothesis)，他們假設公司的管理階層對公司當期及未來的資金流量有較多的資訊，而外在投資者則無法知曉公司當期的現金流量。因此，當公司管理階層決定發放現金股利給予股東時，可能意味著公司未來現金流量充裕。相反地，當公司決定辦理現金增資事項時，則意味著未來現金流量可能不足，即未來營運狀況不佳。因此，Miller 及 Rock 的隱

註 二：國外現金增資實證研究文獻繁多，請參考 Scholes [1977]，Smith [1977]，Marsh [1979]，Asquith 與 Mullins [1986]，Masulis 與 Korwar [1986]，Kalay 與 Shimrat [1987]，及 Barclay 與 Litzenberger [1988] 等文章。

含現金流量學說，預測現金增次消息宣布對公司股價有負面的影響。國內現金增資的目的可分為二，一為用來擴充設備或從事新投資項目，另一為償還債款，降低利息負擔。若現金增資以擴充產能為目的，則營運狀況變壞的機率應較低，而以償還債款為目的的增資，營運狀況變差的機率應較大。

Eckbo 與 Masulis [1992] 參考 Myers 與 Majluf 的理論模型，推導出另一個理論模型，說明公司以不同的方式發行新股對該公司股價造成的影響。若公司以無投資銀行介入的認股型態 (Uninsured Rights Offerings) 來發行新股，新股發行消息宣告應對公司普通股股價無影響。若公司以有投資銀行介入的認股型態 (Rights Offerings) 或承銷型態 (Firm-Commitment Offerings) 來發行新股，則新股發行消息的宣告，將對公司普通股價造成負面的影響，而承銷型態的負面影響程度將較認股型態的負面影響程度來的大。他們的實證研究結果支持了他們的理論模式結論。國內現金增資均以無投資銀行介入的認股型態售予公司股東。然而，現金增資公司也同時提撥新股總股數的 10% 至 15% 股數，經由投資銀行售予外在投資者。

二、財務槓桿原理學說 (Leverage Hypothesis)

現金增資降低了公司的財務槓桿，因此，降低了公司營運的風險，也降低了債券的風險，使公司債券投資者的利益增加，若公司整體價值不因增資事項而有所改變，將造成股東財同轉移至債券投資者身上。因此，現金增資消息宣佈對股價有著負面的影響。此學說並不預測增資後營運狀況變好或變壞的方向。由於很多學說均預測現金增資有負面影響，為了判斷負面的影響是否由財務槓桿學說所造成，可經由觀察債券價格的變動方向來判斷，國內債券市場不發達，這個檢定不易進行。

三、價格壓力學說 (Price Pressure Hypothesis)

此學說完全由供需法則來說明現金增資對股價的影響，增加股票的供給量，將使股價下跌，除非公司股票的需求曲線是條水平線。雖然宣布增資消息時，新股尚未釋出，然而，投資者可能在宣告時，將新股帶來的影響納入其決策內，因此，價格壓力可能立即於宣告日反

應。

四、負債的計稅利益學說 (Tax Advantage of Debt Hypothesis)

此學說與訊息傳遞有關，當公司辦理現金增資，以償還負債或從事新投資，而不以舉債或發行債券方式，來籌募所需資金，意味著公司不想利用負債的計稅利益，即公司管理階層預期稅前息前利潤不佳，所以無法享用負債的計稅利益，決定以現金增資方式來籌募所需資金。因此，現金增資傳遞了未來營運績效不佳的訊息予投資大眾。

五、投資計劃學說 (Capital Expenditures Hypothesis)

現金增資可能是爲了新的投資計劃或擴充計劃，而這些投資計劃可能利潤頗佳。因此，現金增資消息之宣佈造成對其股價正面的影響。此投資計劃學說預期增資後之營運狀況應變佳。國內現金增資大多屬於認股型態 (Rights Offerings)，新發行股票絕大多數由現有股東認購。若公司管理的決策是以股東利益爲依歸，意味著現金增資以進行新投資方案，必然是對股東有利。

參、研究樣本及研究方法

一、樣本收集

本研究樣本之收集，可以下列步驟加以說明：

- (一) 首先從公司增資說明書內收集民國七十年至民國八十年間上市公司增資樣本。
- (二) 除了現金增資外，該增資事件若包括盈餘增資或資本公積轉增資者，則該增資事件排除在本研究樣本外，以確保現金增資之效果不受到其它增資事件項目的影響。
- (三) 若現金增資事件由下列公司辦理者，也排除在本研究樣本外：

1. 全額交割股的公司
2. 公營公司
3. 金融股的公司

民營金融機構辦理現金增資可能是爲了維持一定的權益資本比，而上述公司辦理現金增資可能是政策性或者必須先得到某些主管機構的允許，因此，上述公司之現金增資與公司營運狀況間的關聯較少。

經過上述三個步驟，本研究共篩選了 76 個現金增資事件（註三），這些現金增資事件的年度分配列於附錄一，由附錄一可以知悉，三分之二以上的現金增資事件集中於本研究期間的下半段，即民國七十六年至民國七十九年，這可能與台灣股市在這段期間高漲有關（註四）。

本研究主題之一是探討現金增資宣告日效果，因此，接下來就是尋找增資事件之最早宣告日。一般而言，現金增資最早宣告日通常是董監事會議日，因此，本研究從經濟日報及工商時報內尋找有關現金增資事件董監事會議之報導（註五）。計有 47 件現金增資事件刊載於經濟日報或工商時報。這 47 個現金增資事件將納入宣告日效果研究中（註六）。

二、研究方法

(一)市場模式

1. 宣告日效果之檢定

本研究將利用市場模式 (Market Model)，來評估現金增資宣告日效果。市場模式將個別公司的風險程度納入報酬評估過程內，它假定一家公司的報酬率是市場報酬率的線性方程式：

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta R_{mt} + e_{jt} \quad (3-1)$$

在上式中，

R_{jt} ：j 公司在 t 交易日的報酬率，

註 三：本研究樣本篩選過程與吳惠娟〔1988〕的過程類似。

註 四：股市高漲、公司利用發行新股以籌措資金的成本也變低了，因此，公司發行新股的意願比較濃厚。

註 五：經濟日報及工商時報大多會報導股東大會日現金增資決議結果，由於公司未必宣布董監事會議有關現金增資之決議，因此，二大報就無法刊載此項決議。在這種情況下，僅有股東大會決議消息，而無董事會決議消息者，則排除在研究樣本之外。

註 六：Brown 與 Warner〔1985〕曾比較事件研究中三個偵測宣告效果的模式，即市場模式、市場報酬率調整樣式及固定報酬模式。他們的模擬結論認爲這三個模式的偵測能力並無多大差異，倒是找到真正消息宣告時間比較重要。

α_j ：迴歸式的截距，

β_j ： j 公司的報酬率受市場報酬率影響的程度，即 j 公司的貝他 (Beta) 係數，

R_{mt} ： t 交易日的市場報酬率，

e_{jt} ：誤差項，與 R_{mt} 互相獨立。其期望值為零，而變異數為一常數，即 $E(e_{jt})=0$ 及 $VAR(e_{jt})=\sigma_e^2$ 。

事件研究方法 (Event Study) 利用觀察誤差項 (e_{jt}) 的變化，來探討事件宣告日的效果。若事件宣告不傳遞任何有關公司營運的消息，則誤差項的值應與零沒有顯著的差異存在。即沒有任何異常報酬 (Abnormal Returns) 存在。而異常報酬即是誤差的估計值，可由下式求取。

$$AR_{jt} = R_{jt} - \hat{\alpha}_j - \hat{\beta}_j R_{mt} \quad (3-2)$$

在上式中，

AR_{jt} ： j 公司在 t 交易日的異常報酬率，

R_{jt} ： j 公司在 t 交易日的報酬率，

$\hat{\alpha}_j$ ： α_j 的估計值，

$\hat{\beta}_j$ ： β_j 的迴歸式估計值，

R_{mt} ： t 交易日的市場報酬率。

本研究利用上式求取各個公司在現金增資宣告日的異常報酬率，然後利用各種統計檢定方法，檢定現金增資宣告日的效果。

本研究首先使用 Patell [1976] 發展出來的 Z 統計量來檢定宣告效果。由於此統計量的推導乃建立在異常報酬率 (Abnormal Returns) AR_{jt} 是常態分配基礎上 (註七)。為了檢查本研究結果是否受到這個假設的影響，本研究也利用無母數統計方法，The Wilcoxon Signed Rank Test，來檢定宣告效果。

2. 一般化自我迴歸條件異質變異數法 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, (GARCH) Model)

在市場模式中，我們假設誤差項 (e_{jt}) 的變異數是一個常數，而各誤差項間是互相獨立的，

註 七：有關 Patell 的 Z 值統計量推導，請參閱 Patell [1976]。

然而，過去的許多研究，例如：Barone-Adesi 與 Talwai [1983]、Bey 與 Pinches [1980]、Brown、Lockwood 與 Lummer [1985] 及 Fisher 與 Kamin [1985] 等均發現誤差項的變異數不是固定常數。這些實證研究結果均支持個別股票誤差項具有異質變異數的特性（註八）。

爲了探討上述假設不成立時對本研究結果的影響，本研究將採用 Bollerslev [1986] 的一般化自我迴歸條件異質變異數模式（Generalized ARCH, GARCH）來描述誤差項變異數的變動。

Bollerslev 的一般化自我迴歸條件異質變異數模式（GARCH），可以 3-3 式 3-4 式來表示：

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j R_{mt} + e_{jt} \quad (3-3)$$

$$h_{jt} = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q \gamma_i e_{j(t-i)}^2 + \sum_{l=1}^p \theta_l h_{j(t-l)} \quad (3-4)$$

$$\text{且 } e_{jt}/I_{t-1} \sim N(0, h_{jt})$$

h_{jt} 是公司 j 在第 t 交易日的異質變異數， I_{t-1} 是截至 $t-1$ 交易日的消息。3-3 式是市場模式公式，然而誤差項（ e_{jt} ）的變異數不假設爲一常數，而是隨著時間改變，3-4 式說明誤差項的異質變異數（ h_{jt} ）的產生過程，它是受到前期誤差項及前期變異數的影響。

本文將利用自我迴歸條件異質變異數模式估計個別的異常報酬率及其其他係數。然後，進一步檢定現金增資宣告日效果及比較一般市場模式及 GARCH 模式所估計的其其他係數。

（二）市場報酬及市場模式估計期間的選擇

1. 市場報酬的選擇：

在利用市場模式估計個別股票的異常報酬率之前，我們必須先選擇一個市場報酬指標。就台灣股票市場而言，下列指標均可作爲市場報酬率：台灣證券交易所加權指數，台灣股票

註 八：最近有些學者提出其他係數不穩定或誤估的問題，例如：Bera、Bubnys 與 Park [1988] 以及 Ghosh [1992]。他們認爲 ARCH 模式也可用來克服上述問題。

台灣股票上市公司現金增資事件的另一種驗證

市場價值加權報酬率 (Taiwan Stock Market Value-weighted Return with dividends reinvested)、工商時報加權指數等等。本研究將以台灣股票市場價值加權報酬率作為市場模式內的市場指標。因為它的計算涵概所有上市買賣的證券，且也計入股利再投資的報酬。因此，台灣股票市場價值加權報酬率比其他指標較具代表性。

2. 估計期間的選擇：

除了挑選市場指標外，我們必須先決定估計期間的時段，才能利用市場模式進行迴歸分析，以估計個別股票的 α 及 β 值。一般而言，市場模式估計期間可挑在宣告日前或宣告日後，但最好避開宣告日附近的時段，以免估計值受到宣告效果的影響。本研究的估計期間將選在宣告日前 61 日至宣告日前 200 日估計期間計 140 天。

3. 報酬率資料來源：

本研究所使用的報酬率資料均取自美國羅德島大學的亞太資本市場研究中心 (PACAP Research Center, The University of Rhode Island) 所編製的臺灣股票市場資料庫。

肆、實證研究結果

一、現金增資宣告日效果

(一)市場模式分析結果

表 1 列出 43 個現金增資事件的增資宣告效果，表中第 0 事件日為報紙刊載現金增資消息的日子，故公司董事會決議的日子，應為第 -1 事件日（註九）。在第 -1 日，43 個現金增資事件的平均異常報酬率為 0.475%，其 Z 值為 0.82，而第 0 日的平均異常報酬率為 0.520%，其 Z 值為 1.41，雖然這兩天的異常報酬率均是正，但其統計檢定量均未達顯著的水準。而 -1 及

註 九：在原先 47 個現金增資事件中，4 個現金增資事件其估計期間不滿 100 個交易日，故從分析中剔除。

0 兩天的累積異常報酬率為 0.995%，Z 值 1.58 也未達顯著的水準。另外，無母數分析的結論，也與母數分析法一致。現金增資消息的宣告似乎對股價無明顯的影響。

表 1 也列出增資消息宣布前 60 日間及消息宣布後 60 日間的累積異常報酬率，消息宣布前 60 日至前一日間的累積異常報酬率為 8.155%，Z 值 2.79 達到 5% 的顯著水準。顯示公司宣告增資消息有其時段上的選擇，在股價上漲一段時間後，再宣告現金增資，可以較合理的價錢發行新股（註十）現金增資消息宣佈後 60 日間的累積異常報酬率為 0.897%，Z 值為 0.976，未達 5% 的顯著水準。

在 43 個現金增資樣本中，有 22 個樣本的增資資金主要是用來擴充設備，有 19 個樣本的增資則用來償還債款，而 2 個公司則陳述其增資資金用來擴充設備及償還負債各佔一半。表 2 列出增資用途不同的子樣本其宣告日效果。在擴充設備樣本組，第-1 事件日的平均異常報酬率為 1.081%，Z 值為 2.00 達到 5% 的顯著水準，而第 0 事件日的平均異常報酬率為 0.4066%，Z 值為 0.766 未達 5% 的顯著水準。而-1 及 0 兩個事件日之累積異常報酬率為 1.488%，Z 值為 1.956 達 5% 的顯著水準。因此，以擴充產能為目的的增資，對股價有正面的影響。此項結果支持了投資支出學說，投資者認為此項投資是有利可圖，將為公司帶來利潤。在償還負債樣本組，第-1 日的平均異常報酬率為-0.116%，Z 值為-0.572，未達到 5% 的顯著水準，而第 0 事件日的平均異常報酬率為 0.629%，Z 值為 1.167 也未達到 5% 的顯著水準。就償還負債組，現金增資宣告似乎未帶有任何消息。

表 2 也列出兩組樣本宣告日前、後 60 日的累積異常報酬率，在宣告日前 60 個交易日期間，擴充產能組的累積異常報酬率為 9.227%，Z 值為 2.075 達到 5% 的顯著水準。同樣地，償還負債組的累積異常報酬率為 8.29%，Z 值為 2.093，也達到 5% 的顯著水準。這些結果說明了公司利用股價上漲後，再宣布現金增資以利新股的銷售。

(二)加入 ARCH 的市場模式結果：

在估計加入 ARCH 效果的市場模式之前，我們先檢視 ARCH 效果是否存在於各樣本。

註一〇：本研究 43 樣本，大多數增資年度在民國 76 年以後，在這些增資樣本中，大多數公司都有提撥增資新股的 10% 至 15% 由股東以外的投資者認購，為了避免認購價錢偏低，使公司股東權益受損，經理人員必須對增資時機作審慎考慮。

我們利用 Lagrange Multiplier (LM) 檢定，探討一階至四階 ($q=1, 2, 3$ 及 4) 的 ARCH 效果，表 3 列出個別樣本的 LM 統計量，在大樣本下，這些統計量漸近於卡方分配，因此，我們可以利用卡方分配檢定 ARCH 效果。首先，利用市場模式求取 OLS 的殘差值， e_i ，然後跑下式的迴歸分析：

$$e_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 e_{i-1}^2 + \dots + \gamma_q e_{i-q}^2$$

上述迴歸式的判定係數 (Coefficient of Determination, R^2) 乘以樣本數即為 LM 統計量。表 3 的結果顯示，大部份樣本均存有 ARCH 效果，而有些樣本的 ARCH 效果出現在較高階 ($q=3$ 或 $q=4$)。

表 4 列出加入 ARCH 現金增資事件的宣告效果，我們利用 GARCH (1,1) 模式估計每個增資樣本，從增資宣告日前二百個交易日至增資消息宣告後三百個交易日間的異常報酬率 (註十一)。異常報酬率就是 (3-3) 式中的誤差項估計值 (e_{jt})。每個樣本均利用 GARCH (1, 1) 模式來估計異常報酬率，所以，總計執行了 43 次的 GARCH (1, 1) 模式。然後，利用 T 統計量來檢定每一個事件日的平均異常報酬率是否為零。

由表 4 中，我們可以很清楚地看出每個事件日的平均異常報酬率數值。第-1 事件日的異常報酬率為 0.48%，T 值為 1.50，未達 5% 的顯著水準，而第 0 事件日的異常報酬率為 0.48%，T 值為 1.20，也未達 5% 的顯著水準。

表 5 比較擴充設備組與償還負債組的現金增資宣告效果，在擴充設備組方面，第-1 事件日的平均異常報酬率達 1.056%，T 檢定統計量為 2.16，達到 5% 的顯著水準，而第 0 事件日的平均異常報酬率為 0.325%，T 值為 0.69，未達任何顯著水準。在償還負債組方面，第-1 事件日的平均異常報酬率為 -0.12%，T 值為 -0.31，而第 0 事件日的平均異常報酬率為 0.63%，T 值為 0.85，兩個事件日的異常報酬率均與零無顯著差異存在。

最近有些學者，例如：Bera、Bubnys 與 Park [1988] 及 Ghosh [1992]，探討 ARCH 在事件研究上的應用。他們的研究發現加入 ARCH 效果後的市場模式，所估計的貝他係數與異常報酬率，與傳統市場的估計值有顯著的差異。因此，他們建議在事件研究中，

註一一：Bollerslev、Chou 與 Kroner [1992] 的評述及調查文獻中提及國外有關 GARCH 方面的實證研究均顯示 GARCH(1,1) 的模式已足夠捕捉投票報酬率的異質變異數現象，因此，本研究利用 GARCH(1,1) 模式來估計每種股票的異常報酬率。

應納入 ARCH 效果於市場模式內。然而，本研究結果顯示，市場模式加入 ARCH 效果與否，所估計的異常報酬率，並沒有很大的差異存在。因此，事件研究的市場模式是否要利用 ARCH 求取貝他係數與異常報酬率，是值得深加考慮。因為 ARCH 的估計方式成本較高。下面我們比較 GARCH (1, 1) 與 OLS 市場模式所估計的貝他係數效率性。

(三) 貝他係數之比較：

表 6 比較 OLS 迴歸式與 GARCH 迴歸式的貝他係數估計值，我們可以明顯地看出大多數 OLS 的貝他係數估計值均大於 GARCH 的貝他係數的估計值。這些貝他係數的估計期間始自公司現金增資宣告前第 200 個交易日。雖然 GARCH 迴歸式將誤差項的非常態分配 (Nonnormality) 與非獨立性 (Non-independent) 等兩個問題納入模式內，而 OLS 迴歸式則假設這兩個問題不存在。然而表 6 的 T 值顯示出 GARCH 迴歸式所估計的貝他係數其效率性 (Efficiency) 並沒有比 OLS 迴歸式所估計的貝他係數好 (註十二)。我們的實驗結果與 Bera, Bubnys, 與 Park [6] 的實驗結果得到不同的結果。Bera, Bubnys, 與 Park [6] 利用月報酬率資料，分別使用 OLS 迴歸式與 GARCH 迴歸式估計 126 家公司的貝他係數，他們的實證結果，認為 ARCH 迴歸式的貝他係數估計值的效率性遠高出 OLS 迴歸式的貝他係數估計值 (註十三)。

另外，Ghosh [14] 也比較了 GARCH(1,1) 與 Scholes-williams [22] 兩種方法所估計的貝他係數，他的實證結果發現 GARCH(1,1) 方法所估計的貝他係數遠小於 Scholes-Williams 方法所求得的貝他係數。因此，GARCH(1,1) 的貝他係數估計值似乎比 Scholes - Williams 的估計值來得好。本研究所估計的 GARCH(1,1) 貝他係數大多比 OLS 市場模式的估計值小。GRACH(1, 1) 方法似乎能較精確地求取貝他係數的估計值 (註十四)。

註一二：表 6 中的貝他係數估計裡，在 OLS 模式的估計期間為現金增資宣告日前 200 日至宣告日前 61 日，共計 140 日，而 GARCH 模式的估計期間則由宣告日前 200 日至宣告日後 300 日，共計 500 日。我們同時以 500 日的估計期間求取 OLS 模式的貝他係數，其估計結果與 140 日估計期間的估計結果無甚大差異。

註一三：Bera 等人之研究並非針對某一公司事件，而本研究則針對現金增資之事件。因此，兩者研究結果之差異可能起因於此。

註一四：公司辦理現金增資後，財務槓桿比率降低，公司的風險也變小，其貝他係數應較小。

二、累積異常報酬率的變化

在前節文中，我們探討了現金增資宣告效果。無論利用 OLS 或 GARCH 市場模式估計法，結果顯示整體樣本在宣告日並無顯著異常報酬率發生，現金增資宣告可能沒有訊息傳遞或價格壓力之情況。而在子樣本組中，只有擴充設備組在第-1 事件日有顯著的正異常報酬率存在。因此，現金增資若是用來擴充產能或從事新投資，投資者將認為公司未來的盈餘將變好，而買入該公司的股票造成股價上漲。所以現金增資宣告可能傳遞了公司美好前景的訊息於投資大眾。為了確定所傳遞訊息是否實現，下面將探討增資宣告後 300 個交易日股價的變化狀況（註十五）。

(一) OLS 傳統市場模式的累積異常報酬率：

圖一列出 43 個增資事件宣告前第 60 個交易日至宣告後第 300 個交易日之累積異常報酬率。由圖中可以清楚地看出，累積異常報酬率從宣告日前第 60 個交易日開始上升，至宣告前一日，累積異常報酬率為 8.2%，宣告日後，累積異常報酬率開始下跌，至宣告日後第 150 個交易日才開始往上爬升，最後至宣告日後第 300 個交易日，累積異常報酬率回復至 8% 左右。因此，就整體樣本而言，累積異常報酬率的結果與宣告日的結果一致。

圖二則分別列出擴充設備組及償還負債組現金增資宣告前、後的累積異常報酬率變化情形。就擴充設備組而言，累積異常報酬率從宣告日前第 60 個交易日開始爬升，至宣告日後第 300 個交易日，累積異常報酬率約為 -4% 左右。因此，在擴充設備組，現金增資宣告所傳遞的好消息，於事後並沒實現。而償還負債組累積異常報酬率的變化情形，與擴充設備組大異其趣。雖然累積異常報酬率在宣告日前，也是往上挺進，然而，從宣告日後，異常報酬率則一直往上攀升，至宣告日後第 300 個交易日止，償還負債組的累積異常報酬率為 36%（註十六）

註一五：300 個交易日約略等於一年，觀察一年內股價的變化，我們可以約略地看出，現金增資所傳遞的消息是否成真。

註一六：擴充設備組宣告日後累積異常報酬率未上漲，可能是因為從宣佈現金增資之日起至產能擴充完成，需要一、二年時間；因此，產能擴充後的營運績效必須等待較長期間始能顯現出來。而償還負債組現金增資辦理完成後即可償還銀行債務，利息費用的節省效果可立即顯現；因此，累積異常報酬率往上攀升。

左右。

(二) GARCH 市場模式的累積異常報酬率：

圖三則列出 43 個增資事件宣告前、後累積異常報酬率變化情形，這些異常報酬率是利用 ARCH 市場模式求得。圖三累積異常報酬率的走勢與圖一累積異常報酬率的走勢呈相反的方向。自現金增資宣告後，累積異常報酬率就一直往下滑，而至宣告日後第 300 個交易日，累積異常報酬率為-3% 左右。

圖四是擴充設備組與償還負債組的累積異常報酬率的走勢圖，在增資宣告日後第 300 個交易日，擴充設備組的累積異常報酬率為-24%，而償還負債組的累積異常報酬率為 27% 左右，顯而易見地，這些結果與圖二 OLS 市場模式的結果並不完全一致（註十七），（註十八）。

伍、結論與建議

一、研究結論

本文探討台灣股票上市公司辦理現金增資，對該公司股價的影響。在宣告日效果衡量方面，本研究除了利用傳統市場模式來衡量異常報酬率，同時也使用加入 GARCH 效果的市場模式，探討宣告日效果，實證結果發現加入 GARCH 效果的市場模式雖較能測出宣告日效果，然而其結果與傳統市場模式結果並沒有很大差異。就整體樣本來言，兩種方式的宣告日效果均未達 5% 顯著水準。而在兩個子樣本方面，就償還負債組樣本來言，兩種方法的宣告效果也均未達 5% 的顯著水準。在擴充設備組方面，兩種方法所估計的宣告效果是正面的，且達 5% 的顯著水準。這些實證結果支持了投資計劃學說，爲了擴充設備而宣告現金增資，傳遞了公

註一七：在 OLS 市場模式中，係數的估計期間由宣告日前 200 日至宣告日前 60 日，而在 GARCH 市場模式中，係數的估計期間跨越宣告日前、後，由宣告日前 200 日至宣告日後 300 日。若 OLS 市場模式中係數估計期間加長爲宣告日前 200 日至宣告日前 10 日及宣告日後 10 日至宣告日後 300 日，其結果並無多大差異。因此，OLS 及 GARCH 市場模式累積報酬率的差異，不能歸因於估計期間的不同。

註一八：GARCH 市場模式的貝他係數值均小於 OLS 市場模式的貝他係數值，GARCH 市場模式的累積異常報酬率理應較高，然而，我們的結果卻是相反的，此乃大多數 GARCH 市場模式的 α 估計值大於 OLS 市場模式的 α 估計值所致，這個問題值得進一步探討。

司未來優異的營運前景於投資大眾，因此，造成宣告日股價的上漲。

在宣告日後累積異常報酬率變化方面，OLS 市場模式的結果並不支持投資計劃學說，即擴充設備組在宣告日所傳遞的訊息，事後則由累積異常報酬率的下跌所拒絕。雖然，GARCH 市場模式的結果，與 OLS 市場模式的結果一致，即 GARCH 市場模式的結果，也沒有確認擴充設備組在宣告日所傳遞的訊息。然而，GARCH 市場模式累積異常報酬率的走勢與 OLS 市場模式的估計結果大異其趣，值得未來進一步研究探討。

就整體樣本來看，本文的研究結果和 Eckbo 與 Masulis [1992] 理論模式的推測較相符，即公司以無投資銀行介入的認股型態 (Uninsured Rights Offerings) 來發行新股，對公司普通股股價無影響。

二、研究建議及本研究的限制

(一)由於國內經濟日報與工商時報沒發行一年新聞摘要版，因此，國內從事事務研究的學者，備極辛苦，必需逐日翻閱報紙，找尋董事會最早宣告日，而所找到的日期，必須多方查證，始能確定其為最早宣告日。因此，這方面的研究不易進行。建議上述兩大報紙能每年發行新聞摘要版，以利學者從事研究。

(二)在宣告日效果衡量方面，本研究只有 43 個樣本，因此，本研究樣本少，研究結果及推論應持謹慎態度，未來研究可朝增加樣本數方面進行。

(三)OLS 市場模式的結果與 GARCH 市場模式的結果有差異存在，值得進一步探討分析。未來可應用 OLS 市場模式及 GARCH 市場模式於其他研究上，觀察同樣的現象是否出現在其他事件上。

參 考 文 獻

- (1)吳惠娟，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未出版碩士論文，民國七十七年五月。
- (2)林貞吟，現金增資宣告效果之再探討，國立中央大學財務管理研究所未出版碩士論文，民國八十年六月。

- [3] Asquith, P. and D. Mullins, 1986, Equity issues and offering dilution. *Journal of Financial Economics* 15: 61-89.
- [4] Barclay, M., and R. Litzenberger, 1988, Announcement effects of new equity issues and the use of intraday price data. *Journal of Financial Economics* 21: 71-99.
- [5] Barone-Adesi, G., and P. Talwai, 1983, Market models and heteroscedasticity of residual security returns. *Journal of Business and Economic Statistics* 1: 163-168.
- [6] Bera, A., E. Bunnys, and H. Park, 1988, Conditional heteroscedasticity in the market model and efficient estimates of betas. *The Financial Review* 23: 201-214.
- [7] Bey, R., and G. Pinches, 1980, Additional evidence of heteroscedasticity in the market model. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 15: 299-322.
- [8] Bollerslev, T., 1986, Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31: 307-327.
- [9] Bollerslev, T., 1987, A conditionally heteroscedastic time series model for speculative prices and rates of return. *Review of Economics and Statistics* 69: 542-547.
- [10] Bollerslev, T., R. Chou, and K. Kroner, 1992, ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics* 52: 5-59.
- [11] Brown, K., L. Lockwood, and S. Lummer, 1985, An examination of event dependency and structural change in security pricing models. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20: 315-334.
- [12] Brown, S., and J. Warner, 1985, Using daily stock returns: The case of event studies. *Journal of Financial Economics* 14: 3-31.
- [13] Eckbo, B., and R. Masulis, 1992, Adverse selection and the rights offer paradox. *Journal of Financial Economics* 32: 293-332.
- [14] Fisher, L., and J. Kamin, 1985, Forecasting of "Raw" beta that take account of the tendency of beta to change and the heteroskedasticity of residual returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20: 127-150.
- [15] Ghosh, A., 1992, Market model corrects for generalized autoregressive conditional heteroscedasticity and the small firm effect. *The Journal of Financial Research* 15: 277-283.
- [16] Kalay, A., and A. Shimrat, 1987, Firm value and seasoned equity issues: Price pressure, wealth redistribution, or negative information. *Journal of Financial Economics* 19: 109-126.
- [17] Marsh, P., 1979, Equity rights issues and the efficiency of the UK stock market. *Journal of Finance* 34: 839-862.
- [18] Masulis, R., and A. Kowar, 1986, Seasoned equity offerings: An empirical

- investigation. *Journal of Financial Economics* 15: 91-118.
- [19] Miller, M., and K. Rock, 1985, Dividend policy under asymmetric information. *Journal of Finance* 40: 1031-1051.
- [20] Myers, S., and N. Majluf, 1984, Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics* 13: 187-221.
- [21] Patell, J., 1976, Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical tests. *Journal of Accounting Research* 14: 246-276.
- [22] Scholes, M., 1972, The market for securities: Substitution versus price pressure and the effects of the information on share price. *Journal of Business* 45: 179-211.
- [23] Scholes, M., and J. Williams, 1977, Estimating betas from nonsynchronous data. *Journal of Financial Economics* 5: 309-328.
- [24] Smith, C., Jr., 1977, Alternative methods for raising capital rights versus underwritten offerings. *Journal of Financial Economics* 5: 273-307.

附錄 1 本研究現金增資樣本

公司名稱	代 號	提議增資年度	董事會決議見報日
廣豐實業	1416	70	
寶祥實業	1426	70	
欣欣大眾市場	2901	70	
東和紡織	1414	70	050970
南港輪胎	2101	71	110671
大魯閣	1432	72	082072
中國化學	1701	72	030572
國產實業	2504	72	
國豐實業	2508	72	
泰豐輪胎	2102	72	090172
尚德實業	1214	73	
大同公司	1502	73	
新光合纖	1409	73	032673
新光紡織	1419	74	
尚德實業	1214	75	
廣豐實業	1416	75	050375
歌林	1606	75	102975
榮成紙業	1909	75	021375
匯橋	2904	75	042675
中國力霸	1105	76	
台農林	1202	76	
大成長城	1210	76	
中日飼料	1212	76	
潤泰工業	1420	76	041676
新光合纖	1409	76	031676
正豐化學	1705	75	
泰豐輪胎	2102	74	
匯橋	2904	76	042376
益華	1209	76	
尚德實業	1214	77	020477
潤泰工業	1420	77	111977
寶祥實業	1426	77	092377
華新麗華電線	1605	77	082277
中國化學	1701	77	051177
台紙	1902	77	
萬有紙廠	1908	77	
誠洲股份	2304	77	091777
國揚	2505	77	

台灣股票上市公司現金增資事件的另一種驗證

續附錄 1 本研究現金增資樣本

公司名稱	代 號	提議增資年度	董事會決議見報日
益壽航業	2601	77	
國賓飯店	2704	77	101477
遠東百貨	2903	77	081977
匯橋	2904	77	012977
光男企業	9903	77	091377
益華	1209	78	090878
嘉新畜產	1211	78	040778
台灣聚合	1304	78	100378
宏洲化工	1413	78	031678
嘉裕	1417	78	041178
福昌紡織	1425	78	
台灣日光燈	1601	78	022578
華新麗華電線	1605	78	081978
和益化學	1709	78	
碧悠電子	1804	78	092178
台紙	1902	78	051378
永豐餘	1907	78	
榮成紙業	1909	78	011978
大中鋼鐵	2004	78	090578
東鋼	2006	78	052478
泰豐輪胎	2102	78	042078
三富汽車	2202	78	102778
聯華電子	2303	78	042278
國揚建設	2505	78	050578
益壽航業	2601	78	032578
立榮海運	2604	78	061678
萬華企業	2701	78	090678
李長榮	1704	79	042579
華隆	1407	78	
民興紡織	1422	78	
立益紡織	1443	79	083079
力麗企業	1444	79	091479
友力企業	2005	78	
高興昌鋼鐵	2008	78	
南港輪胎	2101	79	042979
六福開發	2705	79	021079
華國大飯店	2703	78	
欣欣大眾市場	2901	79	

表 1 現金增資前後之平均異常報酬率，Z-統計量及
正負樣本數比：整體樣本（傳統市場模式）

事件日	異常報酬率（%）	Z 值	正、負樣本數	Wilcoxon Z 值
-10	0.21603	0.70320	24:18	0.99404
-9	0.22351	0.80978	22:20	0.64394
-8	0.17273	0.59336	20:23	0.41055
-7	0.03892	-0.19171	18:25	-0.22942
-6	0.45205	1.27434	24:19	1.23165
-5	-0.13964	-0.19371	20:23	-0.80902
-4	0.24495	0.60966	22:20	0.19381
-3	0.19943	0.98374	22:20	0.41887
-2	0.47912	1.73251	25:17	1.33164
-1	0.47491	0.82168	26:16	1.25664
0	0.51995	1.40711	24:19	0.95392
1	-0.20102	-0.21634	20:23	-0.50715
2	0.13322	0.44193	23:20	0.32602
3	0.02227	0.67295	20:22	-0.09378
4	0.00641	-0.07361	19:22	-0.43411
5	-0.04172	-0.19585	17:24	-0.55073
6	0.15958	0.21584	20:23	-0.08452
7	0.25482	0.70178	22:21	0.43470
8	-0.33432	-0.82538	20:23	-1.17127
9	0.31749	1.16834	25:16	1.05611
10	0.11948	0.47025	21:20	0.21381
事件期間	累積異常報酬率（%）	Z 值		
-60 至 -2	8.155	2.790		
-1 至 0	0.995	1.576		
1 至 60	0.897	0.976		

表 2 現金增資宣告日前後之平均異常報酬率，Z-統計量：

擴充設備產能組及償還負債組（傳統市場模式）

擴充產能組			償還負債組		
事件日	異常報酬率(%)	Z 值	事件日	異常報酬率(%)	Z 值
-10	-0.1665	-0.43141	-10	0.54051	1.09182
-9	-0.0297	0.09813	-9	0.18024	0.28818
-8	0.7954	1.64483	-8	-0.38136	-0.40542
-7	-0.1244	-0.02040	-7	0.54184	0.55388
-6	0.0577	0.17114	-6	0.85167	1.45178
-5	-0.6328	-1.18180	-5	0.32699	0.77500
-4	0.3086	0.56867	-4	0.29503	0.77054
-3	0.6606	1.34988	-3	-0.53197	-0.62712
-2	0.2233	0.71013	-2	0.52936	0.73497
-1	1.0814	1.99987	-1	-0.11551	-0.57163
0	0.4066	0.76637	0	0.6294	1.16699
1	-0.5384	-0.55345	1	0.1531	0.36542
2	-0.0680	-0.07527	2	0.5984	1.22063
3	0.0788	0.62801	3	-0.1131	0.19610
4	0.3126	0.60621	4	-0.3515	-0.78888
5	0.1709	0.23471	5	-0.0632	0.02658
6	0.2022	0.23987	6	0.1060	0.01534
7	0.4707	1.08525	7	0.1355	0.18872
8	-0.4231	-0.73814	8	0.1384	-0.16059
9	0.4953	0.91313	9	0.0531	0.63852
10	-0.0860	-0.19447	10	0.6306	1.44417
事件期間	累積異常報酬率(%)	Z 值	事件期間	累積異常報酬率(%)	Z 值
-60至-2	9.227	2.075	-60至-2	8.290	2.093
-1至0	1.488	1.956	-1至0	0.514	0.421
1至60	-11.792	-1.399	1至60	14.658	3.771

表 3 卡方統計量檢定

公司代碼	q=1	q=2	q=3	q=4
120910	0.05	0.398	0.398	1.093
121110	37.571**	47.322***	56.727***	57.074***
121410	5.518**	8.664**	10.987**	12.729**
130410	5.765**	7.455**	10.984**	12.375**
140910	1.590	12.127***	17.296***	17.296***
140920	0.050	0.249	2.982	28.031***
141310	20.454***	30.291***	39.496***	40.518***
141410	7.623***	12.474***	12.524***	40.145***
141610	6.660***	12.972***	15.457***	27.981***
141710	6.606**	20.657***	24.699***	24.946***
142010	1.938	2.336	2.485	10.139**
142020	0.099	0.297	0.396	9.455*
142610	19.480***	23.230***	23.571***	24.350***
143210	24.154***	30.913***	31.957***	38.518***
160110	9.408***	24.500***	30.674***	31.752***
160510	3.106*	7.444**	13.212***	19.474***
160520	12.624***	19.980***	21.520***	22.315***
160610	24.946***	30.073***	43.581***	43.778***
170110	46.060***	46.795***	47.187***	47.187***
170120	28.388***	28.733***	34.588***	45.461***
170410	1.243	1.789	5.219	5.268
180410	6.759***	6.958**	7.853**	9.841**
190210	0.199	0.547	1.441	1.740
190920	2.079	2.673	6.782*	7.871*

續表 3 卡方統計量檢定

公司代碼	q = 1	q = 2	q = 3	q = 4
200410	2.435	3.181	5.765	6.610
200610	3.781*	4.124	4.468	6.874
210110	12.624***	12.723***	15.059***	15.159***
210120	30.665***	32.106***	42.096***	50.296***
210210	27.770***	38.016***	38.561***	41.679***
210220	3.231*	12.177***	12.226***	25.148***
220210	0.000	7.157**	12.723***	13.171**
230310	1.238	2.723	4.653	5.297
230410	6.557**	7.543**	7.543*	11.586**
250510	2.025	3.903	8.398**	12.646**
260120	4.274**	5.467*	14.711***	17.793***
270110	0.099	0.099	11.779***	12.077**
270410	6.231**	6.231**	10.288**	14.538***
270510	0.845	3.081	12.823***	14.314***
290310	0.050	3.380	10.884**	15.258***
290410	33.603***	33.652***	34.772***	36.817***
290420	25.094***	25.291***	43.729***	47.772***
290430	5.867**	7.001**	21.988***	29.087***
990310	13.712***	19.256***	24.057***	24.107***

註：*** 達到 1% 的顯著水準，存在著 ARCH (q) 效應
 ** 達到 5% 的顯著水準，存在著 ARCH(q) 效應
 * 達到 10% 的顯著水準，存在著 ARCH(q) 效應

表 4 現金增資宣告日前後之平均異常報酬率，T-統計量
及正負樣本數比：整體樣本 (ARCH 市場模式)

事件日	異常報酬率 (%)	T 值	正、負樣本數	Wilcoxon Z 值
-10	0.01461	0.04720	23:19	0.50640
-9	0.08598	0.26390	19:23	0.03126
-8	0.23410	0.84978	22:21	0.57960
-7	-0.05350	-0.14768	20:23	-0.37432
-6	0.39651	1.30889	27:16	1.25580
-5	-0.13474	-0.50620	21:22	-0.47092
-4	0.33093	0.92423	22:20	0.10628
-3	0.22152	0.65089	23:19	0.45638
-2	0.48807	1.30414	26:16	1.21911
-1	0.48361	1.50355	27:15	1.45638
0	0.48346	1.20208	23:20	0.88147
1	-0.31636	-1.01764	20:23	-0.79695
2	0.03548	0.13402	20:23	-0.04830
3	0.10291	0.38831	20:22	0.05627
4	0.05904	0.18992	21:20	-0.22677
5	-0.09033	-0.28835	16:25	-0.96540
6	0.14629	0.47867	19:24	-0.10867
7	0.22653	0.68540	22:21	0.37432
8	-0.36643	-1.08850	18:25	-1.52144
9	0.23076	0.85399	22:19	0.60256
10	0.00252	0.00785	17:24	-0.27860

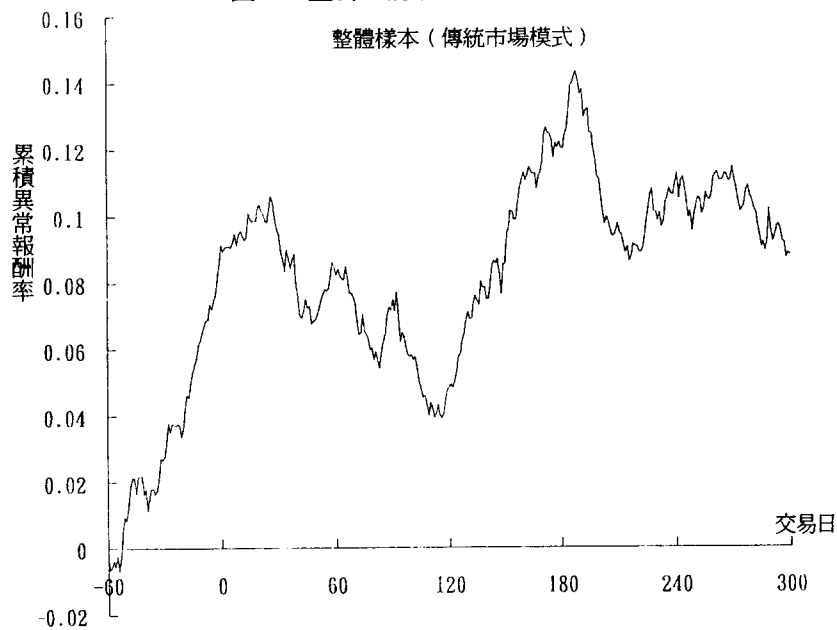
表 5 現金增資宣告日前後之平均異常報酬率及 T-統計量：
擴充產能組及償還負債組 (ARCH 市場模式)

擴充產能組			償還負債組		
事件日	異常報酬率 (%)	T 值	事件日	異常報酬率 (%)	T 值
-10	-0.4718	-0.96581	-10	0.4516	1.22603
-9	-0.1755	-0.35724	-9	0.0337	0.09612
-8	0.8231	2.03831	-8	-0.2928	-0.81183
-7	-0.3283	-0.63102	-7	0.5331	1.05211
-6	0.1077	0.24506	-6	0.6661	1.44813
-5	-0.5737	-1.71109	-5	0.2704	0.61548
-4	0.4849	0.84684	-4	0.2599	0.57477
-3	0.4606	0.99797	-3	-0.2767	-0.53137
-2	0.0954	0.18242	-2	0.6813	1.22766
-1	1.0564	2.15900	-1	-0.1192	-0.30664
0	0.3254	0.69410	0	0.6257	0.84610
1	-0.6399	-1.25006	1	-0.0242	-0.06622
2	-0.1939	-0.52240	2	0.4664	1.18041
3	-0.0583	-0.15018	3	0.2665	0.65973
4	0.2784	0.61926	4	-0.1825	-0.38279
5	0.1614	0.38790	5	-0.1894	-0.37736
6	0.0720	0.20013	6	0.2337	0.41377
7	0.5153	1.06911	7	0.0252	0.05099
8	-0.5654	-0.91982	8	-0.0736	-0.27288
9	0.0759	0.17809	9	0.3455	0.97262
10	-0.2020	-0.46788	10	0.4829	0.95805

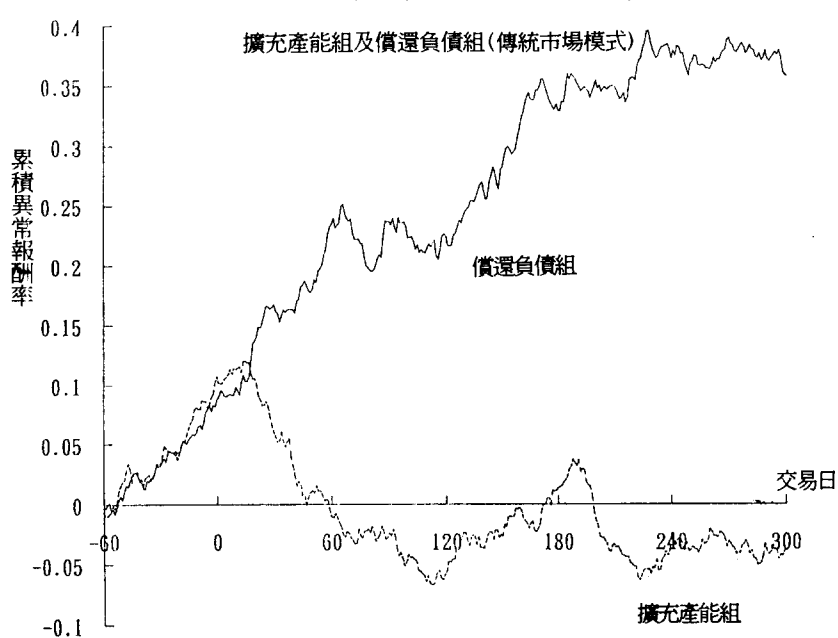
表6 貝他係數估計值之比較：OLS 與 GARCH 估計法

公司編號	OLS		GARCH	
	β	T 值	β	T 值
120910	1.133	27.22	0.956	36.82
121110	1.083	19.48	1.049	13.70
121410	0.905	22.28	0.883	14.63
130410	1.054	31.18	0.929	15.73
140910	1.306	17.08	1.282	18.64
140920	0.916	20.23	0.933	18.05
141310	0.935	13.43	0.876	10.26
141410	1.421	15.58	1.385	21.38
141610	1.069	14.92	1.049	14.07
141710	0.885	18.28	0.927	24.70
142010	1.048	24.51	0.765	13.13
142020	1.034	22.33	1.019	14.72
142610	0.753	13.56	0.692	9.60
143210	1.273	19.64	1.272	16.11
160110	1.047	20.51	1.031	17.68
160510	1.076	32.23	0.931	18.13
160520	1.063	35.96	1.000	27.27
160610	0.878	23.69	1.082	16.70
170110	0.877	14.86	0.861	29.13
170120	0.941	23.35	0.948	16.63
170410	1.142	33.94	1.128	26.17
180410	1.125	28.04	1.100	19.64
190210	1.148	28.57	1.134	23.34
190920	1.069	19.31	0.979	13.13
200410	1.118	25.52	1.102	16.73
200610	1.028	24.30	1.038	16.76
210110	1.470	25.88	1.444	27.33
210120	0.919	20.63	0.798	18.04
210210	1.150	17.06	1.003	19.65
210220	0.767	18.39	0.700	12.46
220210	1.102	29.24	1.102	25.72
230310	1.072	24.38	1.071	18.71
230410	1.007	21.23	0.976	13.75
250510	1.022	17.81	0.949	11.48
260120	0.927	20.19	0.896	16.27
270110	1.123	24.82	1.115	18.32
270410	1.018	23.75	0.997	19.90
270510	1.083	27.57	1.068	29.75
290310	1.033	31.51	1.039	23.06
290410	1.118	15.24	1.128	23.85
290420	0.943	20.72	0.936	16.43
290430	0.915	22.61	0.886	14.30
990310	0.817	17.73	0.774	13.84

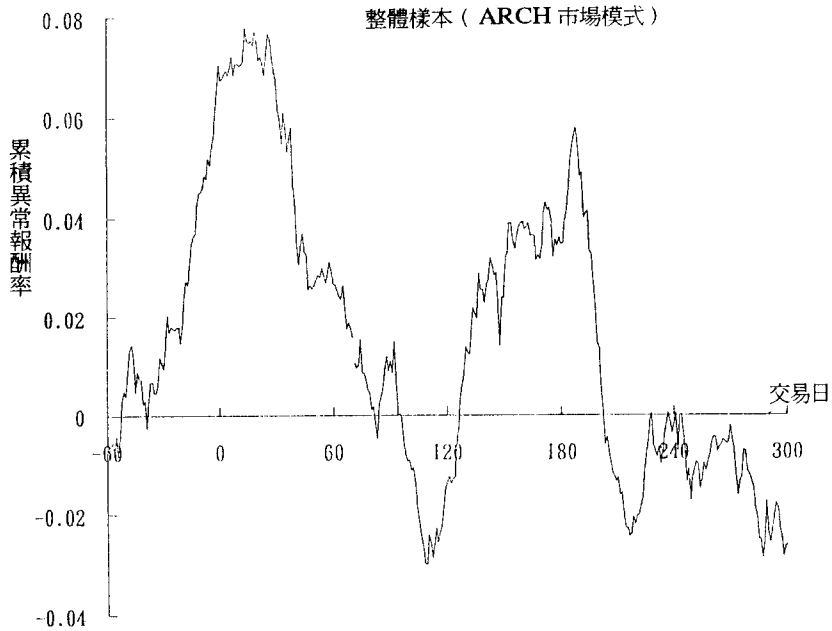
圖一：宣告日前後之累積異常報酬率



圖二：宣告日前後之累積異常報酬率



圖三：宣告日前後之累積異常報酬率



圖四：宣告日前後之累積異常報酬率

