

# 目 錄

第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機.....	1
第二節 研究目的.....	2
第三節 研究架構.....	3
第二章 文獻探討.....	4
第一節 風險因子相關理論.....	4
第二節 國外實證文獻.....	6
第三節 國內實證文獻.....	10
第三章 研究方法.....	16
第一節 市場模式.....	16
第二節 GARCH 模式.....	17
第三節 離群偵測模式.....	20
第四節 期別效果.....	27
第五節 現金股利事件設計.....	28
第六節 樣本與資料.....	30
第四章 實證結果.....	32
第一節 係數之估計.....	32
第二節 公司規模與交易量對 係數之影響.....	39

第三節 現金股利事件之異常報酬率分析.....	46
第五章 結論與建議.....	52
第一節 結論.....	52
第二節 後續研究建議.....	53
參考文獻	
國外文獻.....	54
國內文獻.....	55
附錄	
美國產業標準分類表.....	56

## 表目錄

表 2-1	國外相關研究之研究結論表.....	14
表 2-2	國內相關研究之研究結論表.....	15
表 3-1	樣本的基本資料.....	31
表 4-1	不同模式與資料型態下 係數表.....	33
表 4-2	不同估計期間與 係數間的關係.....	36
表 4-3	市場與個股自我相關係數.....	37
表 4-4	報酬期別增加導致 係數減少與規模之關係.....	38
表 4-5	不同報酬期間 係數之差異與規模之關係.....	38
表 4-6	係數與報酬估計期別之關係.....	38
表 4-7	市值與交易量對 係數估計之影響.....	41
表 4-8	市值與交易量對 $R^2$ 之影響.....	42
表 4-9	市值與交易量對 MSE 之影響.....	42
表 4-10	交易量與市值對 係數估計之影響.....	43
表 4-11	交易量與市值對 $R^2$ 之影響.....	43
表 4-12	交易量與市值對 $R^2$ 之影響.....	43
表 4-13	係數與市值、成交量、成交量/市值之迴歸分析.....	45
表 4-14	現金股利宣告事件平均異常報酬率與平均累積異常報酬率(OLS 法) .....	47

表 4-15	現金股利宣告事件平均異常報酬率與平均累積異常報酬率(GARCH) .....	48
表 4-16	現金股利宣告事件平均異常報酬率與平均累積異常報酬率 (Outlier 模式) .....	49
表 4-17	現金股利宣告事件 係數比較.....	51

## 圖目錄

圖 1-1	研究架構圖.....	3
圖 2-1	市場模式估計.....	5
圖 3-1	觀察期間.....	28
圖 4-1	SIC 碼 35 產業日、週、月 係數比較.....	34
圖 4-2	SIC 碼 36 產業日、週、月 係數比較.....	35
圖 4-3	SIC 碼 37 產業日、週、月 係數比較.....	35
圖 4-4	SIC 碼 38 產業日、週、月 係數比較.....	35
圖 4-5	現金股利宣告日之異常報酬率及累積異常報酬率(OLS).....	48
圖 4-6	現金股利宣告日之異常報酬率及累積異常報酬率 (GARCH) .....	48
圖 4-7	現金股利宣告日之異常報酬率及累積異常報酬率 (Outlier 模式) .....	48
圖 4-8	三種模式異常報酬率與累積異常報酬率比較.....	49

# 第一章 緒論

## 第一節 研究動機

報酬和風險一直是投資者所關心的議題，學術上常以資本資產評價模式 (Capital Assets Pricing Model, CAPM) 中貝他係數衡量證券的系統風險(之後皆以係數表示)，此模式希望透過風險的調整得到期望報酬率，運用於投資決策上，或計算出公司之權益成本(Cost of Equity)，評估公司的價值。

係數作為風險調整報酬率的計算，近年來主要有下面幾個研究方向：第一，Bollerslev, Engle 和 Wooldridge(1988)提出的 GARCH 模式，假設股票報酬率的波動和期望報酬率有正向的關係，不同於最小平方法假設同質變異數，所以會影響係數的估計。第二，Fama 和 French(1992)提出三因子模式，認為係數並非唯一能解釋報酬的因子，另外還有相對的規模、帳面價值和市值比與報酬有強烈的關係存在。第三，Jagannathan 和 Wang(1996)提出條件(Conditional)CAPM，認為係數會隨著時間及特定情況而改變。

係數的估計不只受不同的模式影響，也會受資料型態和估計期間影響。不同的資料型態係指資料頻率(日、週、月等)，所估計出來的係數會有顯著差異，學術上將其稱為期別效果 (The Intervalling Effect)，見 Smith(1978)與 Corhay(1992)；另外，估計期間的長短也會影響係數的估計值，一般而言，較長的估計期間估計出來的係數較為穩定，較短的估計期間估計出來的係數比較能夠反應當時的風險，但是較不穩定<sup>註1</sup>，不適合做長期性的運用。以 CAPM 模式而言，期望報酬會隨著係數的不同而產生差異，因此，可能會因為資料型態的選擇及估計期間的長短得到不同的期望報酬，於決策時可能產生迥然不同的結果；因此，影響係數估計的因素值得加以探討。

另外，由於係數會受總體或個體事件短暫性或永久性的影響，導致係數偏離動態穩定性，估計出來的係數不見得能反應真實的系統風險，例如

---

<sup>註1</sup> 不同期間所估計出來的係數差異性大。

Thomplson Olsen 和 Dietrich(1988)就發現個別公司在有消息與無消息的狀況下，市場模式的殘差項誤差具有不同的機率分配型態。因此，離群效果(Outlier Effect)應該考慮予以移除，以便得到較符合基本面的 係數。

離群值可能會有下列兩種方式影響 的估計。第一，個別股票報酬會因為未預事件造成異常的波動，但是市場報酬可能不受此事件影響，一些研究顯示異常報酬會受公司特定事件的影響，如股利的宣告、發放，或盈餘資訊的揭露，如果事件只是短暫的影響，當訊息反應後 係數應該不會大幅的波動，但此一事件卻會影響 係數的估計；第二，當未預期的事件衝擊(Shock)整個市場，市場報酬劇烈的波動，而公司的報酬可能不受此一事件影響；以上這兩種狀況皆會影響係數的估計<sup>註2</sup>。

由上述分析可知， 係數易受不同模式、不同的報酬期別、不同的公司特性影響，對於估計期望報酬影響甚鉅，如何估計 係數值得加以探討。因此，本研究針對 估計值的特性加以分析。

## 第二節 研究目的

本研究以紐約證券交易所的股票為實證樣本，用不同的模式與資料型態估計係數，並比較差異，最後應用於公司股利宣告事件研究上。

- 1.比較 係數是否會因不同的資料型態產生差異。
- 2.研究公司特性(市場規模、交易量)是否會影響 係數的估計。
- 3.用不同模式(最小平方法、GARCH、Outlier)估計 係數，並比較估計的適配性(Fitness)。
- 4.把不同模式估計出來的 係數運用於公司股利宣告日的事件上，比較不同的估計模式於公司股利宣告事件的差異。

---

<sup>註2</sup> 離群值這個議題上，本研究希望運用 Chen 和 Liu's(1993)提出離群值偵測模式去估計較穩定且較能表達真實的系統風險

### 第三節 研究架構

本研究之架構如圖 1-1 所述；主要分五章，本章敘述研究動機與目的；第二章對國內外相關的實證及理論加以探討；第三章為研究方法，介紹本研究所使用之估計模式，包括市場模式、GARCH 模式、離群值偵測模式，及研究樣本選取與研究期間等定義敘述；第四章為實證結果分析；第五章為總結論與建議。

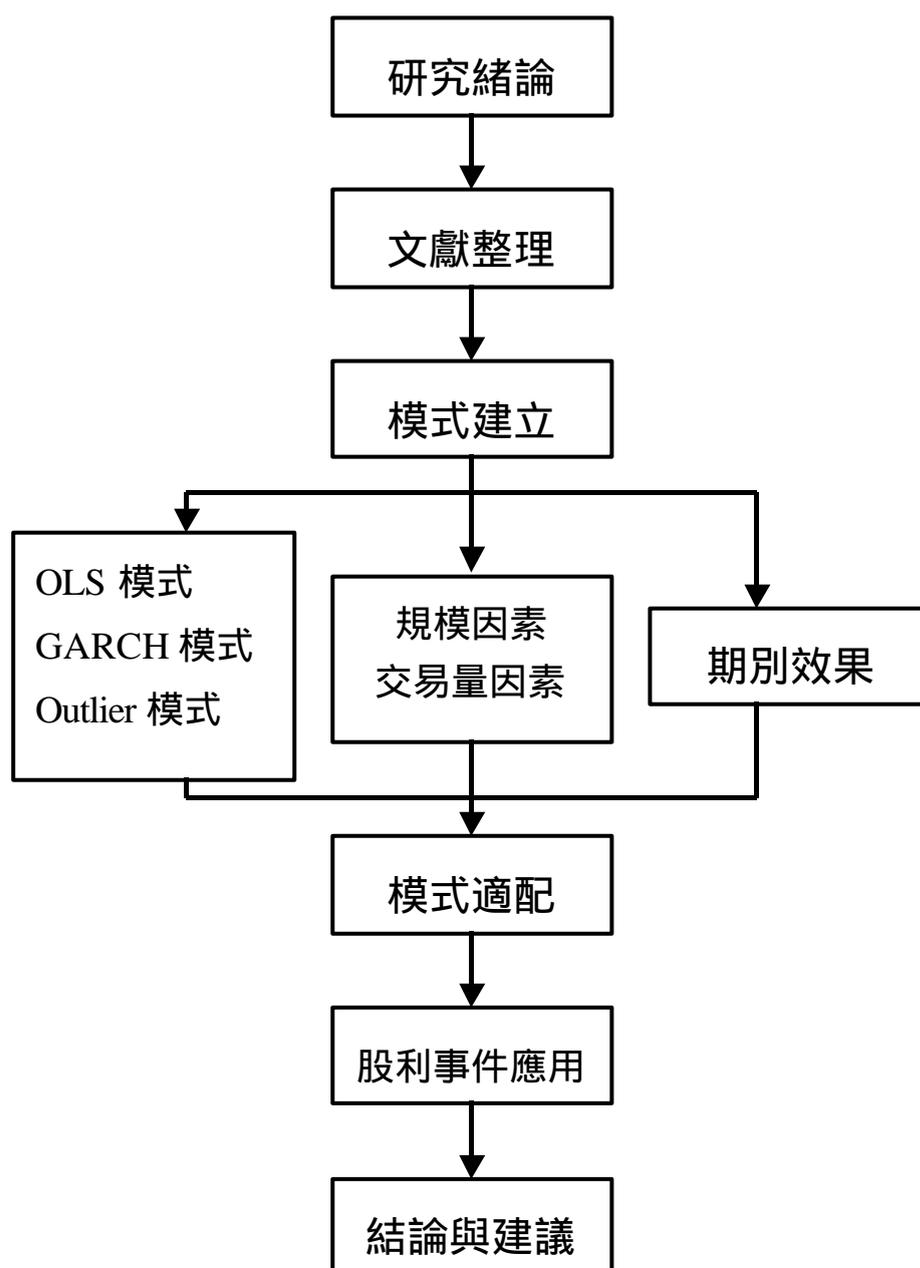


圖 1-1 研究架構圖

## 第二章 文獻探討

本章對系統風險及三因子相關理論及國內外實證文獻予以整理。第一節針對風險因子相關理論進行整理；第二節介紹國外相關文獻；第三節介紹國內相關文獻；最後，將國內外相關文獻之實證結果整理成表 2-1、2-2。

### 第一節 風險因子相關理論

#### 一、市場模型

市場模型(The market model)是一個運用非常廣泛的預測模型，最早的理論基礎由 Sharpe(1964)所提出，他認為任何一個證券的報酬，均會隨著一個共同且重要的因子變動，因此任何一種證券的報酬是完全取決該共同因子及一些隨機因子。若我們把該共同因子定義為市場股價指數，則此模型稱為市場模型；在本篇論文所探討的都是視市場股價指數為該共同因子的市場模型。其方程式如下：

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + e_{it} \quad 2-1$$

其中， $R_{it}$  為第  $i$  種證券於第  $t$  期之報酬率，

$a_i$  為第  $i$  種證券之截距，

$R_{mt}$  為第  $t$  期市場報酬率，

$b_i$  為  $\text{Cov}(R_{it}, R_{mt}) / \sigma^2(R_{mt})$ ，

$e_{it}$  為  $i$  種股票於第  $t$  期的隨機誤差。

由圖 2-1 可以看到實際值與估計值的距離即是  $e_{it}$ ，如果以此模型估計期望報酬率，期望報酬率與實際報酬率的差距稱為異常報酬率(Abnormal Return)。Sharpe 提出此模型後，許多學者應用此模型做為事件研究，去探討特定事件是否會產生異常報酬的現象。

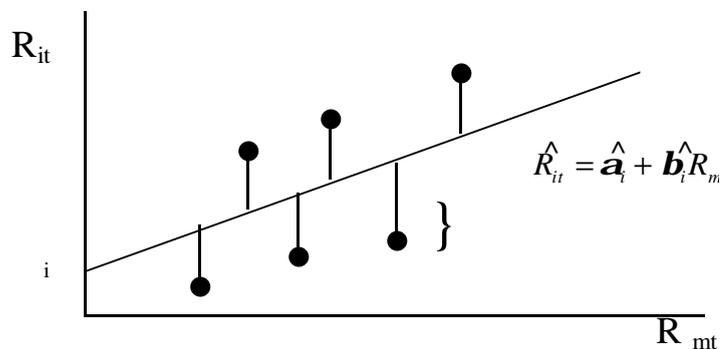


圖 2-1 市場模式估計圖

## 二、三因子模型

Fama and French(1992)認為除了 Sharpe(1964)所提出的市場因子影響預期報酬，另外提出市場因子外，與規模有關之風險因子（SMB）與權益帳面值對市值比（BE/ME）有關之風險因子（HML）為共同解釋股價報酬變化之三因子模式。在三因子模式中 Fama & French 發現 SMB 與 HML 兩因子與平均報酬有強烈關係存在。SMB 代表公司規模因素，是由傳統之規模效應發展而來，其暗示小公司普遍具有較大公司為高之報酬率。

SMB 指出小公司往往屬於邊際廠商，如生產效率低、高財務槓桿、高現金流量、價格易受經濟變動調整，故應有較高之風險補償。HML 為 BE/ME 有關之風險因子，由傳統 BE/ME 效應發展而來，假設投資人之預期為理性，則高 BE/ME 公司暗示投資人對公司績效存有負面預期，故要求報酬會增加，概念與市場模式相同，存在著高風險高報酬的關係。三因子模式如下：

$$R_{it} = \mathbf{a}_i + \mathbf{b}_i R_{mt} + s_i(SMB_t) + h_i(HML_t) + \mathbf{e}_{it} \quad 2-2$$

其中， $R_{it}$  為第  $i$  種股票於第  $t$  期之報酬，

$R_{mt}$  為第  $t$  期市場報酬率，

$SMB_t$  為小減大 ( Small Minus Big )，第  $t$  期產業小規模公司股票組合之簡單平均報酬減大規模公司股票組合之簡單平均報酬，

$HML$  為高減低 ( High Minus Low )，第  $t$  期產業高 BE/ME 比股票組合之簡單平均報酬減低 BE/ME 比股票組合之簡單平均報酬。

## 第二節 國外實證文獻

Blume(1971)針對市場模式估計 係數之預測能力及該係數是否隨時間而趨於穩定( Stationary )加以研究，以 CRSP 資料庫 1926 年 1 月至 1968 年 7 月 NYSE 上市公司調整後月股價，以每七年為一子估計期，共分六個子估計期。探討投資組合樣本數與市場模式之預測能力時，發現投資組合中樣本數越少，以前期估計之 係數做為預測本期 係數之正確率較低。換言之，投資組合樣本數越多，以市場模式估計之 係數做為未來預測之正確性越高。而事前估計 係數做為投資組合分類依據之研究實證發現，第一、 係數隨時間而不同，長期而言 係數並非固定值。第二、以 係數為控制投資組合依據時，小 係數組合的預測下一期 係數能力，隨時間拉長而越來越差，但此現象在大 係數組合中並不明顯。另外，為提高 係數之預測能力，而以 係數之一階自我相關來修正 值估計，可降低了預測誤差，增加預測能力，然而此修正並非為嚴謹之方式。

Fama and MacBeth(1973)研究 1926 年至 1968 年 NYSE 上市公司之股票報酬與風險係數間關係，發現高 係數股票傾向高估其真實 係數，而低 係數股票傾向於低估。為避免 係數之估計問題，需先以某一段期間所估計之 係數為投資組合用以估計下一段期間，測試採用之 係數。Fama & MacBeth 以證券組合之 係數、 係數平方及估計個股 係數時之殘差平均值投入迴歸分析，以檢定 係數是否為線性關係及是否有其他風險因子影響報酬率。實證結論發現僅 係數之迴歸係數顯著，因此，除系統風險外，並無其他影響因子存在。

**Phillips and Seagle(1975)**研究 1964 年至 1971 年美國證券市場的 409 種證券，計算其年及月的 係數，並以 Chow(1960)統計檢定方式，檢定月 係數與年 係數是否為相同的參數值，檢定結果發現有 209 種證券以月為時間單位相對於以年為時間單位所計算出之 係數為不同的參數值，由此結果顯示，以月為時間單位所算出之 係數經常不同於以年為時間單位所算出之 係數。

**Smith(1978)**研究期間由 1950 至 1969 年，採用月報酬，以美國 200 家公司為研究樣本，將此 200 家樣本依各家公司 係數之大小順序排列，每 20 家公司組成一個投資組合，第一個投資組合為 係數最大的 20 家公司，依此類推，第十個投資組合為 係數最小的 20 家公司，最後以 1、2、3、4、6、8、12、15、20 九種不同的月數，驗證單位時間對投資組合之影響。

實證結果顯示，排行前面五個較大投資組合的 係數，至少在時間長度一年之內均有遞增的趨勢；而後面幾個 係數較小的投資組合之 係數均有遞減的趨勢。其結果顯示不同時間單位會對不同性質的股票產生不同方向的偏誤。

**Hawawini(1983)**以 1970 年 1 月至 1973 年 12 月為研究期間；以 20 家市值 (Market Value)不同的廠商為研究對象，並採用 S&P500 股價指數來計算市場報酬，以日報酬、單週、雙週、三週及月報酬估計 係數。作者希望證實風險係數會隨衡量報酬的期間長度而改變，並依據此模式來預測所估計的 係數其變動的方向與強度。研究結果顯示，個別證券市值小於市場流通證券之平均市值，則該券的 係數會隨著計算報酬所採用的期間長度縮短而減少。反之，若個別證券市值大於平均市值，則該證券的 係數會隨著報酬的期間長度縮短而增加。以上結果發現若以任意不同期別來衡量 係數將會產生偏差，特別是衡量期間較短時，市場價值相對較小的證券其風險會比真實情況為低，而市場價值相對較大的證券其風險會比實際情況為高。所以選擇不同的資料型態會影響所估計的 係數，於研究時應選擇適合的 係數。

**Reilly and Wright(1988)**探討 係數受不同的估計程序，即以不同的股價指數、期別與報酬率計算方式來分析由 Value Line Investment Survey 所公佈的 係

數間差異來源，研究期間由 1970 年至 1984 年，採用月資料型態估計。指數效果，即採用不同的股價指數計算 係數，作者以 S&P500 股價指數與紐約證券交易所綜合股價指數衡量其對 係數所造成影響。期別效果，即採用不同的報酬計算期間，如以週資料或以月資料觀察其對 係數造成的影響。報酬計算效果，採用不同的報酬計算方式，以不連續報酬率和以連續複利報酬率衡量其對 係數所造成的影響。

研究結果顯示，三種效果只有期別效果達顯著水準，其餘指數效果及報酬計算效果均未達顯著水準；指數效果之所以不顯著，是因為兩者都採用價值加權，且其樣本均來自於紐約證交所的大樣本，使得上述兩種股價指數報酬率相關係數高達 0.9。之後著於期別效果的探討，研究結果支持 Hawawini(1983)所提出之假說，即認為證券的市場價值的確會影響期別效果的變動大小與變動方向。

Chan and Chen(1988)探討 1949 年至 1983 年間無條件下資本資產定價模式。從 1953 年開始每年 12 月 31 日將樣本依公司規模大小畫分為二十個投資組合，同時計算各投資組合後五年之系統風險、五年系統風險之平均、無條件系統風險。無條件系統風險為以扣除當期報酬後再全期排序後之投資組合報酬所計算得之。實證發現迴歸分析中加入 係數與公司規模兩變數時， 變數之迴歸係數不顯著，而規模變數之係數為顯著。若以平均 取代時， 變數之係數為顯著，而規模變數之係數不顯著。若以無條件系統風險取代平均 係數時，將公司規模改為平均規模，結果仍是 變數之係數為顯著，而公司規模不顯著。故結論認為控制 係數後，公司報酬與公司規模無關。

Fama and French(1992)以 1963 年至 1990 年間 NYSE AMEX 及 NASDAQ 之上市公司為研究樣本，進行股票報酬之橫斷面研究分析，來探討市場風險係數、規模、益本比、槓桿效應及權益帳面值對市值比與平均報酬間關係變化。在多變量分析下，發現規模與平均報酬間之負相關程度較其他變數來得顯著，而權益帳面值對市值比與平均報酬間正相關程度亦較其他變數顯著。以規模做為投資組合分類依據，投資組合之平均報酬與其他變數間關係研究中發現，市場風險係

數與投資組合平均報酬在 1941 年至 1965 年間正相關之迴歸解釋能力有減弱傾向。槓桿效應研究以帳面資產值對權益市值比之市場槓桿 (Market Leverage) 及帳面資產值對權益帳面值比之帳面槓桿 (Book Leverage) 來解釋平均報酬變化，發現市場槓桿與平均報酬間存在正向相關、帳面槓桿與平均報酬則為負相關。但 Fama & French 同時加入規模及權益帳面值對市值比兩變數後，也同時取代槓桿效應與益本比兩變數對平均報酬之解釋能力。

Fama and French(1997)以 1963 年至 1994 年 NYSE、AMEX 及 NASDAQ 上市公司為樣本，研究探討 CAPM 與 Fama & French(1993)提出之三因子模式對於產業權益成本估計時所存在之問題，第一、在 CAPM 模式中僅市場因子來解釋股票報酬變化一直為學術界質疑，而三因子模式是否能取代 CAPM 為探討重點。第二、CAPM 模式中關於 係數之估計是否適當，其對於權益成本之估計影響如何。第三、CAPM 對於市場溢酬之估計對於權益成本之影響為何。

就 係數穩定實證研究發現，CAPM 與三因子模式在比較單一期間 (1963 至 1994 年)各模式 係數之標準差，以 CAPM 估計者較小。但以滾動期間(Rolling Regression, 每五年之月報酬資料移動估計)估計下， 係數之標準差以三因子估計者變異較小，所估計出來之 係數較為穩定。

就各模式之預測能力比較下，儘管單一期間或滾動期間之方式對於 CAPM 模式或三因子模式之預測能力並不影響。然而以三因子模式所產生之預測絕對誤差平均值較小，亦預測能力較 CAPM 模式佳。但在單一期間下預測未來期間<sup>註1</sup>之 係數時，預測未來較長期間以 CAPM 模式之預測能力較佳。作者推論 係數長期平均而言，可能為一固定值，波動為暫時現象，使得 CAPM 模式單一期間估計之預測能力較佳之。

在比較兩模式估計之產業權益成本時，三因子模式之規模因子與權益帳面值對市值比因子之影響，使兩模式之產業權益成本確實有差異存在。但就產業平均

---

<sup>註1</sup> 估計樣本期間外，往前一個月、半年、一年、兩年等不同期間長度。

現象而言，三因子模式較能反應個別產業間產業權益成本真實差異存在。就權益成本之正確性而言，市場風險溢酬( Market Risk Premium )所產生之不確定影響，較 係數估計之不確定性對不同模式估計權益成本所引起之邊際效應來得大。換言之，市場期望報酬或市場風險溢酬對於權益成本之估計影響甚大。

### 第三節 國內實證文獻

黃惠英(1995)以民國 73 年至 83 年台灣股票市場之 69 家公司作為研究對象，以史皮爾曼等級相關分析年別、半年別、季別及月別四種不同時間單位 係數的穩定性，及以配對 t 檢定檢視 係數是否會隨報酬時間區隔改變而變動；最後則以單因子變異數分析 F 檢定檢視規模效果存在與否，及以 t 檢定檢視規模效果為正向或反向規模效果。經過分析及檢定後得出下列結論：不同的資料型態所求出之 係數的穩定性不高，也就是 係數會隨年別、半年別及季別報酬時間區隔改變而變動。Hawawini(1983)之假說並無法完全適用於台灣股票市場；規模效果存在且為反向規模效果。

張尊悌(1996)以 Fama & French(1992)年進行實證研究所建構之三因子模式來探討台灣股市民國 80 年至 84 年間平均股票報酬率之影響研究。實證結論為以 係數區分之投資組合中，台灣股市存在高風險高報酬、低風險低報酬現象，而規模因子與權益帳面值對市值比並不能解釋報酬率間關係。以規模為控制因子時發現超額報酬與權益帳面值對市值比有正相關，顯示有權益帳面值對市值比效應存在。若以權益帳面值對市值比為控制因子後，規模與超額報酬間有正相關。故總結為台灣股市僅以 CAPM 是無法全然解釋報酬率之波動情形。

楊踐為&陳玲慧(1997)以民國 66 年 1 月至 83 年 12 月台灣股市之上市公司為研究樣本，探討在不同景氣市場時，系統風險與無風險利率是否一致的問題。作者由文獻中發現系統風險與無風險利率的穩定性問題，一直備受爭議，欲求得無偏誤的貝它值時，必須使用同時期市場指數報酬率之資料。也就認為單一 值估

計並無法解釋報酬的變動，須將市場景氣變數納入，形成雙因子市場模式以替代資本資產訂價模式的單一因子方程式。即使是市場指數報酬率之領先與落後期均應該納入考慮在內，換言之，為了得到一個無偏且穩定的估計量，必須採取若干修正之步驟。另外研究時間之長短與交易量之多寡皆會影響到β值的表現。

作者採用 Fabozzi 和 Francis(1977)的雙β資本資產訂價模式，這個模式認為如未將市場景氣不同的情形納入考慮的話，會提供錯誤的資訊，因為市場景氣不同時可能會造成不同的β值。作者希望透過雙β模式證明個別股票系統風險與超額報酬率之不穩定性問題。實證結果採用雙β模式解釋並預估不同經濟景氣下之股票報酬率時較單一β市場模式來得有效率；另外，由於在樣本中，幾乎每一家股票於不同的市場情況下，其系統風險均呈現顯著差異，因此單一因子模式之解釋與預估能力頗值得懷疑。此篇研究證明了單一因子β市場模式無法顯示出在不同市場景氣下個別股票報酬率與大盤指數間之互動關係。易言之，個別股票在空頭市場之β值異其在多頭市場之β值，投資人運用β值應更加謹慎。

張永潔(1998)以民國 83 年 1 月至 85 年 12 月台灣股市中金融保險類、水泥類、電子類、食品類、塑膠類、紡織纖維類及基金類為研究樣本，探討市場模式之適用性。實證結論為發現金融保險類、電子類、食品類及塑膠類β係數估計期間越長估計值越穩定，紡織纖維與基金類β以三百天之日報酬估計最穩定，而在估計期估得之係數值用於檢測期時，發現市場模式在運用於個股或基金組合之報酬率預測中為一適合模式。

劉怡芬(1999)研究臺灣股票市場報酬率與可能解釋因素間之關係，研究期間為民國七十年七月至八十七年六月，以月資料進行實證分析。實證內容包括三部分，首先以 25 個 Size-BE/ME 投資組合之排序後月報酬率與相對應期間之經濟變數、股票市場因子進行時間序列迴歸分析；接下來將第一部分所得之投資組合因素負載量分派至各年度所形成之投資組合中的各股，作為解釋變數，以各公司超額報酬當作被解釋變數進行橫斷面迴歸分析；最後進行橫斷面風險貼水時間序列平均值 t 檢定，以判別哪些變數能夠解釋股票橫斷面報酬。實證時分別依

據 CAPM 模式、Fama & French (1992) 三因子進行研究，結果顯示 CAPM 模式為臺灣股票訂價之最佳模型，期望報酬與市場 Beta 間確實存在線性關係，且為解釋橫斷面期望報酬的唯一因子；三因子模型之公司特徵皆則無法解釋股票橫斷面報酬。

李俊緯(2000)認為 係數是由市場模式推導而得，就統計學而言，市場模式即為一條迴歸式， 係數為迴歸係數，因此 係數必須和迴歸係數一樣為固定值，在過去的許多研究中，皆以 係數穩定作為假設進行研究。然而作者認為 係數並非穩定，故希望探討台灣股市 係數的穩定性，以及 係數是否會因市場指數、市場報酬率與時間的改變而有顯著的差異。作者以台灣股市八大類股為研究對象，研究期間從民國八十一年至八十七年，選取日資料、週資料以及月資料。實證結果發現不論資料形態是日、月或週資料，計算出來的 係數皆呈現不穩定的狀態。另外該文探討 係數是否會因市場報酬率的變動而有顯著差異方面，大部分類股均呈現顯著的結果，顯示 係數確實會因為市場報酬率的不同而顯著不同。在探討 係數是否受到時間因素的影響而有顯著差異方面，採用月資料進行實證，經由檢定結果得知，機電類股、造紙類股與紡織類股呈現顯著的情況，代表此三種類股 係數會因為時間的改變而有顯著的不同；而其它類股的檢定結果不顯著，代表其 係數不因時間的改變而有顯著的不同。

許時淦(2000)探討影響股價報酬率之事件是否影響公司貝它值的估計，研究期間自民國八十三年九月至八十七年十二月，希望透過離群值偵測模式排除非基本面的因素，把異常報酬加以修正後估計，進而求得趨近公司基本面的系統風險值與權益成本值，運用合理的權益成本，透過評價模式反應公司基本面之真實價值；另外，作者區分多頭與空頭市場，探討不同市場景氣下 是否一致。研究結果發現事件因素造成股票報酬率之跳動，會影響 值之估計，以股票報酬率為變數之 CAPM 或市場模式在估計 值時，應將股票報酬率受事件影響的不正常跳動透過離群偵測模式予以修正，才能使 估計值反應公司合理的貝它值；原始資料經過修正後，於滾動式迴歸式估計 數列之變異數較 OLS、GARCH 為小，

也就是經過修正後估計 數列較平穩。另外，不同期間下，同公司會有顯著差異的 估計值，顯示公司之系統風險會隨著市場景氣而波動。

蕭雅尤(2000)根據 Fama 和 MacBeth(1973)的橫斷面迴歸分析法，探討台灣股票上市公司在民國 70 年至民國 88 年之間，系統風險對股票預期報酬是否具有解釋能力；該研究，再加入規模、益本比及槓桿比率之後，系統風險對於股票預期報酬的影響。其實證結果發現系統風險在本研究樣本期間內並無法解釋股票預期報酬，而益本比與股票預期報酬呈顯著的正相關；另外，規模、淨值市價比與財務槓桿亦非股票預期報酬之決定性因素。

表 2-1 國外相關研究之研究結論表

發表年份	研究者	研究期間	研究結論
1971	Blume	1926~1968	1. 係數隨時間而不穩定 2.不同期間估計 係數相關性增加且趨於平值
1973	Fama & MacBeth	1926~1968	係數與報酬率間顯著正相關
1981	Banz	1926~1975	1.規模效應存在於小規模公司，但並不持續 2.規模效應存在並非市場無效率，而是CAPM 模式之定式錯誤所致
1981	Reinganum	1963~1977	1.規模效應存在 2.益本比效應存在，但以規模為控制因子後便消失 3.異常報酬之產生為CAPM 模式之定式錯誤而非市場無效率
1988	Chan & Chen	1949~1983	1.平均 與報酬率間無顯著正相關 2.規模效應存在，但以 係數為控制因子後便消失
1991	Chan, Hamao & Lakonishok	1971~1988	1.規模效應存在 2.淨值市價比效應存在 3.益本比效應存在
1992	Fama & French	1963~1990	1. 與報酬率間無顯著正相關 2.規模效應存在 3.淨值市價比效應存在 4.益本比效應存在，但為淨值市價比之變數所吸收
1995	Fant & Peterson		前期累積報酬率與本期報酬率有顯著相關
1997	Fama & French	1963~1994	1.三因子模式能反應真實產業間產業權益成本之差異 2.市場風險溢酬之估計錯誤對權益成本估計影響遠大於 係數之估計錯誤
1999	Fama & French	1974~1996	1.真實公司帳面投資之內部報酬率較實質股票投資收益之內部報酬率高，故公司投資較股票投資有利 2.若公司帳面權益成本調整為重置成本後，反而股票投資收益較有利

表 2-2 國內相關研究之研究結論表

發表年份	研究者	研究期間	研究結論
1995	黃惠英	1984~1994	不同的資料型態所求出之 係數穩定性不高，係數會隨年別、半年別及季別報酬時間區隔改變而變動
1996	張尊悌	1991~1995	1. 係數與報酬率間顯著正相關 2. 規模效應存在 3. 淨值市價比效應存在 4. 以 CAPM 無法完全解釋報酬率變化
1996	楊踐為與陳玲慧	1977~1994	1. 係數在不同市場行情下差異極大 2. 以 CAPM 無法解釋或預測報酬率，但若要了解報酬率與風險係數之關係建議以較複雜之模式進行。
1998	張永潔	1994~1996	1. 估計期間越長， 係數估計越穩定 2. 係數與報酬率間顯著正相關
1998	劉怡芬	1981~1988	期望報酬與 $\hat{a}$ 間確實存在線性關係，且 $\hat{a}$ 為解釋橫斷面期望報酬的唯一因子；三因子模型之公司特徵皆則無法解釋股票橫斷面報酬。
1999	李俊緯	1991-1998	1. 係數會因為資料型態不同而有顯著差異 2. 係數確實會因為市場報酬率、時間不同而顯著不同
2000	許時淦	1994-1998	1. 於不同景氣下 會有顯著不同 2. 透過離群值偵測模式所估得之 數列較為平穩
2000	蕭雅尤	1981~1999	1. 系統風險在本研究樣本期間內並無法解釋股票預期報酬 2. 益本比與股票預期報酬呈顯著的正相關

## 第三章 研究方法

由第二章的文獻得知，係數的估計會因不同的模式、不同的估計期間、不同的報酬期別產生不同的結果，本研究主要探討不同的估計模式對係數造成的影響，並比較不同的資料型態與公司特性對係數估計所產生的差異。由於市場模式常運用於事件研究上，探討特定事件是否會產生異常報酬率(Abnormal Return)的現象，本文最後應用三種模式去估計並比較不同模式間報酬的差異。

本章介紹本研究之模式定義與研究設計，第一節介紹市場模式；第二節則提出條件變異數異質假設之一般自迴歸條件異質變異數模式 (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, GARCH)來修正係數；第三節介紹過去事件對股票報酬的影響如何反應在係數估計上，及用時間數列之離群偵測模式(Outlier Detection)來修正係數，希望估計出符合基本面的係數；第四節介紹不同報酬期別影響係數估計的期別效果(The Intervalling Effect)；第五節介紹公司現金股利宣告日，估計係數的估計期間及計算異常報酬率的模式；第六節介紹樣本與研究期間。

### 第一節 市場模式

市場模式(The Market Model)假設股票報酬決定於一共同因子，可由迴歸關係表示如下：

$$R_{it} = a_i + b_i R_{mt} + e_{it} \quad 3-1-1$$

其中， $R_{it}$  為第  $i$  種證券於第  $t$  期之報酬率，

$a_i$  為第  $i$  種證券之截距，

$R_{mt}$  為第  $t$  期市場報酬率，

$e_{it}$  為第  $i$  種證券於第  $t$  期之估計誤差，

$e_{it}$  與  $R_{mt}$  無關，亦  $\text{Cov}(e_{it}, R_{mt}) = 0$ ，

$$E(e_{it}) = 0。$$

由上述市場模式之假設，藉由最小化之  $S^2(\mathbf{e}_{it})$ ，可求得  $\hat{\mathbf{a}}_i$  與  $\hat{\mathbf{b}}_i$  之值，。

$$\begin{aligned} \min S^2(\mathbf{e}_{it}) &= E(R_{it} - \mathbf{a}_i - \mathbf{b}_i R_{mt})^2 \\ &= \int \int (R_{it} - \mathbf{a}_i - \mathbf{b}_i R_{mt})^2 * f(R_{it}, R_{mt}) dR_{it} R_{mt} \end{aligned} \quad 3-1-2$$

$$\Rightarrow \hat{\mathbf{a}}_i = E(R_{it}) - \hat{\mathbf{b}}_i E(R_{mt}) \quad 3-1-3$$

$$\hat{\mathbf{b}}_i = \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{mt})}{S^2(R_{mt})} \quad 3-1-4$$

3-1-3 及 3-1-4 式為一般最小平方方法估計(OLS)之常數項與係數值。本研究則以市場模式來做為估計個股係數之用。在後續文章中皆以 OLS 代稱之。

## 第二節 GARCH 模式

由於投資人在判斷股票報酬率變化時，可能會以股票過去波動情形做為判斷參考依據，換言之，前一期的股價產生大幅波動，當期的股價有可能隨之變化。而投資人可能會有此預期行為來影響股價，故以假設條件異質變異數之 GARCH 模式來修正估計。

Engle(1982)年提出自迴歸條件異質變異數(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH)模型。主要因此模型解決一般統計量模式假設迴歸條件變異數為固定數之不合理假設，允許條件異質性變異數之設定，此模式乃是應用條件機率密度函數加以定義，允許條件變異數受過去  $p$  期已實現干擾項之影

響，且可隨時間而改變。故假設  $Y_t$  為條件常態分配，且條件變異數  $h_t$  受其前  $p$  期已實現干擾項平方之影響，模式如下：

$$\begin{aligned} Y_t &= X_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t \\ \mathbf{e}_t | \mathbf{f}_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\ \mathbf{e}_t &= Y_t - X_t \mathbf{b} \\ h_t &= \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \mathbf{e}_{t-1}^2 + \mathbf{a}_2 \mathbf{e}_{t-2}^2 + \dots + \mathbf{a}_p \mathbf{e}_{t-p}^2 \end{aligned} \quad 3-2-1$$

其中， $Y_t$  為符合 ARCH 過程之時間數列資料，

$\mathbf{f}_{t-1}$  為在  $t-1$  期為止所有資訊之集合，

$X_t$  為  $Y_t$  之平均數，為遞延(Lagged)之內生變數與外生變數線性集合，

$h_t$  為  $Y_t$  條件變異數。

則 ARCH 過程第  $t$  個觀察值的對數概似函數  $l_t$  及平均概似函數  $l$  分別為：

$$l_t = \frac{1}{2} \ln h_t - \frac{\mathbf{e}_t^2}{2h_t} \quad 3-2-2$$

$$l = \frac{\sum_{t=1}^T l_t}{T} \quad , T \text{ 為樣本觀察值總數} \quad 3-2-3$$

故欲求得 3-2-1 式中之  $\mathbf{a}$  及  $\mathbf{b}$  參數之最大概似估計值，可將 3-2-2 式分別對  $\mathbf{a}$  及  $\mathbf{b}$  做一階微分，如下式：

$$\frac{\partial l_t}{\partial \mathbf{a}} = \frac{1}{2h_t} \frac{\partial h_t}{\partial \mathbf{a}} \left( \frac{\mathbf{e}_t^2}{h_t} - 1 \right) \quad 3-2-4$$

$$\frac{\partial l_t}{\partial \mathbf{b}} = \frac{\mathbf{e}_t X_t'}{h_t} + \frac{1}{2h_t} \frac{\partial h_t}{\partial \mathbf{b}} \left( \frac{\mathbf{e}_t^2}{h_t} - 1 \right) \quad 3-2-5$$

在 3-2-1 式中  $Y_t$  條件變異數為過去已實現干擾項平方之線性組合函數。從期

望值觀念探討  $h_t$  之意義，表示當期之變動乃受到前期變動影響，當期產生大幅變動時，下期也將產生同方向之大幅變動。反之，當期產生小幅變動時下期也將產生同方向之小幅變動。而 Bollerslev(1986)根據傳統 ARMA 模式之認定方式，將移動平均(Moving Average)之部分，亦將落後期之條件變異數  $h_{t-1}$  加入 ARCH 模型，予以擴充為較一般化 ARCH 模型，稱為一般化自迴歸條件異質變異數模型 (GARCH)。GARCH 模型估計如下：

$$\begin{aligned}
 Y_t &= X_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t \\
 \mathbf{e}_t | \mathbf{f}_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
 \mathbf{e}_t &= Y_t - X_t \mathbf{b} \\
 h_t &= \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^q \mathbf{a}_i \mathbf{e}_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \mathbf{d}_j h_{t-j}
 \end{aligned}
 \tag{3-2-6}$$

其中， $Y_t$  為符合 ARCH 過程之時間數列資料，

$\mathbf{f}_{t-1}$  為在  $t-1$  期為止所有資訊之集合，

$X_t$  為  $Y_t$  之平均數，為遞延(Lagged)之內生變數與外生變數線性集合，

$h_t$  為  $Y_t$  條件變異數，受前  $q$  期之干擾項平方與前  $p$  期之條件變異數影響。

根據國內周志隆(1991)及李憲杰(1994)之研究實證顯示，股市中股價報酬率波動性，以 GARCH(1,1)模式能有效掌握報酬率波動之區間，減少決策錯誤機率、降低投資風險。因而本研究則以 GARCH(1,1) 模式來修正市場模式之條件變異數為固定值之假設，此估計模式在後續撰述中以 GARCH 代稱。模式估計如下：

$$\begin{aligned}
 R_{it} &= C_i + \mathbf{b}_i R_{mt} + \mathbf{e}_t \\
 \mathbf{e}_t | \mathbf{f}_{t-1} &\sim N(0, h_t) \\
 \mathbf{e}_t &= R_{it} - (C_i + \mathbf{b}_i R_{mt}) \\
 h_t &= \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \mathbf{e}_{t-1}^2 + \mathbf{d}_1 h_{t-1}
 \end{aligned}
 \tag{3-2-7}$$

其中， $R_{it}$  為第  $I$  種證券於第  $t$  期之報酬率，

$R_{mt}$  為第  $t$  期市場報酬率，

$\Omega_{t-1}$  為在  $t-1$  期為止所有資訊之集合，

$h_t$  為  $R_{it}$  條件變異數，受前一期之干擾項平方與前一期之條件變異數影響事件時間點的選擇。

### 第三節 離群偵測模式 (Outlier Detection)

#### 一、基本分析

一般在談的風險有兩種，第一種風險型態為非系統風險(Unsystematic Risk)或唯一風險(Unique Risk)，此種風險型態反應價格變動是不能以市場整體行為來解釋，但以多樣化投資組合可予以消除；換言之，在多元化資產組合中，對於各種個別證券非系統性價格變動可以彼此抵消。第二種風險類型為系統風險(Systematic Risk)或市場風險(Market Risk)，此風險為反映市場價格變動。CAPM 主要在考慮資產價格之系統風險間關係，並假定非系統風險可以多元化組合予以消除。故在 CAPM 或市場模式下，個股之系統風險可表示如下：

$$b_i = \frac{Cov(R_i, R_m)}{Var(R_m)} \quad 3-3-1$$

根據 Fama & French(1988)提出股價本身可能具有永久性(Permanent)與暫時性(Temporary)兩種成份。永久性股價為公司所具有之真值，會隨總體經濟環境變動，如戰爭、政府變更政策或稅法、科技創新、石油危機等事件來影響永久性股價水準。而暫時性股價則可能因為短期因素造成之波動，如景氣循環、產業短暫行情、股市投資人心理等因素使股價產生短期間變動。故對取自然對數後之股價成份定義如下：

$$P_t = P_t^P + P_t^S \quad 3-3-2$$

$$P_t^P = P_{t-1}^P + \mathbf{m} + \mathbf{h}_t \quad 3-3-3$$

$$P_t^S = \rho P_{t-1}^S + \mathbf{e}_t \quad 3-3-4$$

其中， $P_t$  為取自然對數後之股價，

$P^P$ 、 $P^S$  為永久性與暫時性成份，

為隨機誤差項， $\mathbf{h} \sim N(0, \mathbf{s}_T^2)$ ，

為白噪音。

3-3-3 式表示第  $t$  期永久性股價為第  $t-1$  期之永久性股價加上成長趨勢  $\mu$  與隨機誤差項 影響。3-3-4 式則表示暫時性股價為一階自我相關迴歸 AR(1) 模式。

而 3-3-3 式永久性成份可改寫為下式：

$$P_t^P = n\mathbf{m} + P_{t-n}^P + \sum_{i=0}^{n-1} \mathbf{h}_{t-i} \quad 3-3-5$$

在 3-3-5 式中可知永久性股價為一具有成長趨勢之隨機漫步模式 (Random Walk)。而第  $i$  種證券在第  $t+T$  期之報酬率可表示如下：

$$\begin{aligned} R_{t+T} &= P_{t+T} - P_t = (P_{t+T}^P - P_t^P) + (P_{t+T}^S - P_t^S) \\ &= dP^P + dP^S \end{aligned} \quad 3-3-6$$

故將 3-3-6 式代入 3-3-1 式中估計 係數之分子式時如下：

$$Cov(R_i, R_m) = Cov\left[\left(dP_i^P + dP_i^S\right), \left(dP_m^P + dP_m^S\right)\right]$$

$$= Cov(dP_i^P, dP_m^P) + Cov(dP_i^P, dP_m^S) + Cov(dP_i^S, dP_m^P) + Cov(dP_i^S, dP_m^S) \quad 3-3-7$$

在 3-3-7 式中由於影響個股暫時波動因素主要受各別股票本身資金行情或股東心理因素，但整體股市行情之永久性波動主要決定於總體經濟因素、政治政策變化等影響。換言之，假設個股暫時性波動與市場永久性波動之共變數為零，亦兩者無關但不表示兩者互為獨立。故 3-3-7 式可改寫如下：

$$\mathbf{b}_i = \frac{Cov(dP_i^P, dP_m^P) + Cov(dP_i^P, dP_m^S) + Cov(dP_i^S, dP_m^P)}{Var(dP_m^P) + Var(dP_m^S)} \quad 3-3-8$$

假設事件影響存在於股價永久性成份中，使得永久性股價因事件效應出現，而產生跳動如下式所示：

$$P_t^P = P_{t-1}^P + \mathbf{m} + \mathbf{h} + \sum_{i=1}^m \mathbf{w}_i \mathbf{d}_i(B) I_i(t) \quad 3-3-9$$

其中， $P^P$  為股價永久性成份，

為隨機誤差項， $\mathbf{h} \sim N(0, \mathbf{s}_T^2)$ ，

$\mathbf{w}_i$  為第  $i$  事件影響之權值，

$\mathbf{d}_i(B)$  為第  $i$  事件影響類型，

$I_i(t)$  為第  $i$  事件發生時間點。

影響永久性股價跳動之因素，如生產技術創新、科技進步等事件影響效應。而股價暫時性成份中亦受投資人預期心理之影響等。產生股票報酬率異常跳動因素皆為 OLS 估計時，無法將其予以修正，故所估得之係數便無法反應股票報酬率基本面之變化。而有許多學者已提出不同方式來修正 CAPM 模式之係數估計，如 Fama & MacBeth(1973)加入風險因素(加入  $\beta^2$  與  $\beta$  兩變數)。

而本研究試圖，藉假設時間數列存在自我相關或移動平均相關之離群偵測模式，與條件異質變異之一般自迴歸條件異質變異模式(GARCH)來修正 OLS 估計係數時，無法修正事件影響之問題。

## 二、離群偵測模式

一般進行實證研究時皆利用迴歸模型來探討兩時間數列變數間動態關係，而在此迴歸模型中隱含假設為：

1. 由自變數影響因變數之單向關係，
2. 自變數與因變數之關係在觀察期間內為同質性變化。

但在真實世界中，自變數與因變數間之單向關係假設存在與否並不確定，因而往往實證研究之目的來證實此單向關係之假設成立。Tiao & Box(1981)提出一不需要先考量時間數列變數間關係之多變量時間數列模型，亦所謂向量 ARMA 模式(Vector ARMA Model)。然而實際上，許多時間數列變數本身常受一未預期或事先預知之事件影響而波動，而在影響事件為明確已知其發生時間時可利用介入模式(Intervention Model)來加以解釋變數變化。若影響事件無法明確得知其發生時間及影響程度時可利用偵測離群值模式(Outlier Detection)來描述變數變化情況。故考慮事件影響變化之二維數列向量 ARMA 一般模式如下：

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_1 \\ C_2 \end{bmatrix} + \frac{\mathbf{q}(B)}{\mathbf{f}(B)} \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^{m_1} \mathbf{v}_{1i} \mathbf{d}_i(B) I_i^1(t_{1i}) + \sum_{i=1}^{m_2} \mathbf{v}_{2i} \mathbf{d}_i(B) I_i^2(t_{2i}) \quad 3-3-10$$

其中， $B$  為後移運算式，如  $\mathbf{q}(B) = 1 - \mathbf{q}_1 B - \mathbf{q}_2 B^2 - \mathbf{q}_3 B^3$ ，

$\mathbf{d}_i(B)$  為事件影響權數，

$a_t$  為白噪音項(White Noise)，

$I_t(t_{1i})$  及  $I_t(t_{2i})$  為虛擬變數，當  $t=t_i$ ， $I_t(t_{1i})=(1,0)$ ，當  $t \neq t_i$ ， $I_t(t_{1i})=(0,0)$ 。

而在時間數列模型中加入離群值偵測時，主要將一些干擾事件之觀察值對資料數列所產生之影響成份，藉  $\mathbf{v}_I$  及  $I_t$  之兩參數來表示此干擾項對數列之初步影響及動態效應。故以下就離群值影響程度加以分類，介紹如後。

(一)、創新性離群值(Innovative Outlier, IO)

創新性離群值說明一事件之影響效應為根據 ARIMA 模型建立本身相關之系統影響。故當一數列有創新性離群值發生時，在該時點之後之觀察值皆受其影響。在實用上，一般將 IO 稱為外部原因之肇端，故 (B) 之動態影響觀察值可表示如下：

$$Y_t = N_t + \frac{\mathbf{q}(B)}{\mathbf{f}(B)} \mathbf{v}_I I_t(T) \quad 3-3-11$$

或

$$Y_t = \frac{\mathbf{q}(B)}{\mathbf{f}(B)} [a_t + \mathbf{v}_I I_t(T)] \quad 3-3-12$$

(二)、相加性離群值(Additive Outlier, AO)

相加性離群值說明一事件之效應僅影響時間數列的一個時點，最常發生情形為資料記錄錯誤，如實際值為 2.1 記成 21 所產生之相加性離群值，故 (B) 之動態影響不存在，觀察值可表示如下：

$$Y_t = N_t + \mathbf{v}_A I_t(T) \quad 3-3-13$$

其中，當事件發生在  $t=T$  時， $I_t(T)=1$ ，反之， $t \neq T$ ， $I_t(T)=0$ ，

$\mathbf{v}_A$  為影響之變動權數。

### (三)、水平移動(Level Shift , LS)

水平移動為一事件之效應對時間數列在已知期間中會呈現永久性之影響，當數列有一種水平移動發生將反應出一種操作過程或一種設備改變所造成，此種動態影響可表示如下：

$$Y_t = N_t + \frac{1}{1-B} \mathbf{v}_L I_t(T) \quad 3-3-14$$

或

$$Y_t = N_t + \mathbf{v}_L S_t(T) \quad 3-3-15$$

其中， $S_t(T)$  為階段性函數，當  $t < T$  時， $S_t(T) = 0$ ，反之  $t \geq T$ ， $S_t(T) = 1$ 。

比較 3-3-15 式與 3-3-13 式可知，AO 僅在  $t=T$  時影響  $Y_t$ ，而 LS 為自  $t=T$  起永久影響  $Y_t$ 。

### (四)、暫時性變動(Temporary Change , TC)

相加性離群值(AO)與水平移動(LS)分別代表時間數列受到一種事件影響的兩種不同型態，對 AO 而言，此種變動僅會影響到一時點。對 LS 而言，此種變動將會影響到未來所有期間。然而考量一事件之效應對時間數列剛開始有影響，然後漸漸消失其影響力。此種變動情況稱為暫時性變動，根據 (B)動態影響來表示如下：

$$Y_t = N_t + \frac{1}{1-dB} \mathbf{v}_C I_t(T) \quad , 0 < d < 1 \quad 3-3-16$$

由 3-3-16 式可知，AO 與 LS 為其特例，當  $d=0$ ，3-3-16 式與 3-3-13 式相同。

實際應用上，為克服偵測離群值之困難，一般採用遞迴程序，以便同時估計離群值並估計參數模式。在篩選原則上，以同時兩目的為原則：1. 求出時間數列模式參數之穩健估計值，2. 揭示離群值之時點與特性。其偵測程序概述如下：建構模式開始，先不管離群值效應，直接依據認定之時間數列模式來估計其參數值，惟此等參數估計有所偏差，便就此參數殘差引用一套偵測程序。若測出離群值則依其型態及效應來調整原有數列，依此進行到無法再測出任何離群值時，在按一般最大概似法估計調整出最適之參數模式，如此便可減少離群值效應。

前面三節所介紹的方法都是用來估計  $\beta$  係數，其中最小平方法和 GARCH 模式較為類似，主要差異在於最小平方法假設變異數齊一，GARCH 模式假設異質變異數，導致估計出來的  $\beta$  係數有所差異，尤其於前期報酬波動影響當期報酬波動的個股會產生較大的差異，此因素 GARCH 予以考慮。而 Outlier 模式則與最小平方方法、GARCH 模式產生較大的差異，Outlier 模式會根據當時市場的情況與個股做比較，觀察個股與市場之間的關係，根據模式把離群值予以修正，求得修正後的  $\beta$  係數。

#### 第四節 期別效果

期別效果(The Intervalling Effect)是指同樣的估計期間，不同的報酬期別，如日報酬率、週報酬率、月報酬率對 係數產生的影響。公式 3-4-1 為 Corhay' s(1992) 從 Hawawini(1983)所提出的公式展延而得，如下：

$$\mathbf{b}_j(L) = \mathbf{b}_j(1) * \frac{L + \sum_{s=1}^{L-1} (L-s) \frac{\mathbf{r}_{jm}^{+s} + \mathbf{r}_{jm}^{-s}}{\mathbf{r}_{jm}^0}}{L + 2 \sum_{s=1}^{L-1} (L-s) \mathbf{r}_m^s} \quad 3-4-1$$

其中 L 為報酬的估計期別(以天計)， $\mathbf{r}_{jm}^{+s}$ 、 $\mathbf{r}_{jm}^{-s}$ 、 $\mathbf{r}_m^s$  為 j 樣本報酬率與市場報酬率的交叉相關係數，s 為落差期數， $\mathbf{r}_{jm}^{+s} = \mathbf{r}(r_{j,t+s}, r_{m,t})$ 、 $\mathbf{r}_{jm}^0 = \mathbf{r}(r_{j,t}, r_{m,t})$ 。

定義  $q_{jm}^s = \frac{\mathbf{r}_{jm}^{+s} + \mathbf{r}_{jm}^{-s}}{\mathbf{r}_{jm}^0}$ 、 $q_m^s = \frac{\mathbf{r}_m^{+s} + \mathbf{r}_m^{-s}}{\mathbf{r}_m^0} = 2\mathbf{r}_m^{+s}$  對 3-4-1 做一階微分可得 3-4-2 式

$$\frac{d\mathbf{b}(L)}{dL} = \mathbf{b}_j(1) * \frac{\sum_{s=1}^{L-1} s(q_{jm}^s - q_m^s)}{[L + \sum_{s=1}^{L-1} (L-s)q_m^s]^2} \quad 3-4-2$$

公式 3-4-2 意謂著 係數會隨著估計期別的變動而變動， 係數的增加或減少取決於  $q_{jm}^s$  和  $q_m^s$ ，如果  $q_{jm}^s > q_m^s$ ，則 係數隨著報酬估計期別的增加而增加。通常小公司的交易量較小，所以比較不能反應即時的市場資訊，導致有較大的  $q_{jm}^s$ ，所以隨著報酬估計期別增加導致 係數增加

為了探討規模(用市值衡量)對不同資料期別 值估計的影響，於估計出日、週、月資料型態的 係數後，用週的 係數減日的 係數、月的 係數減日的 係數、月的 係數減週的 係數，得到報酬估計期別變動引起 係數變動的差，再和規模做迴歸分析，探討不同資料期別的 係數與規模的關係，公式 3-4-3 如下：

$$\Delta b_j = a_j + g SZ_j + e_j$$

3-4-3

其中  $a_j$  為第  $j$  家公司長報酬期別的 係數減短報酬期別的 係數的值，共有週減日、月減日與月減週三種； $SZ_j$  為第  $j$  家公司的規模變數，以市值代替。

## 第五節 現金股利事件設計

在考慮模式與資料型態後，本文將以日資料代入前三節所述之估計模式，來測試在事件研究上異常報酬率之差異。

### 一、事件時間點的選擇

一般企業現金股利有兩個事件日，一個是宣告日，另一個現金發放日，本研究探討宣告日的異常報酬及不同模式對異常報酬的影響；公司股利事件設計如圖 3-1 所示，宣告日當天為第 0 天；估計期間的選擇於事件研究中為一重要的變數，用較長的估計期間可得到較穩定的 係數，但是較不能反應該事件前所面臨的系統風險；反之，用較短的期間可以反應該事件前所面臨的系統風險，但所估計出來的 係數於同一家公司中比較容易波動，本研究希望估計能夠反應該事件前的系統風險，且避免受到上次股利宣告事件的影響，所以 係數的估計是以現金股利宣告日的前 45 天開始至宣告日前 6 天，共 40 天，用來估計 值，利用估計的 值計算-5 至+5 天的異常報酬率(Abnormal Returns)。

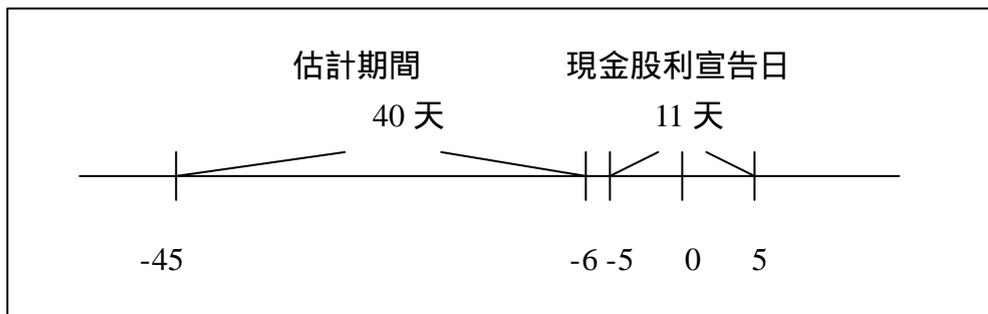


圖 3-1 觀察期間

## 二、異常報酬率的定義

本研究以估計期間求得的係數計算事件的異常報酬，其中個股每日實際報酬率是以 CRSP 中調整後日報酬率為代表，用不同的模式所估得的係數求得該模式下的期望報酬，與實際的報酬相減得到異常報酬率。

### (1) 期望報酬率

$$E(R_{it}) = \beta_i + \beta_i R_{mt} \quad t = -5, -4, \dots, +4, +5 \quad 3-5-1$$

$E(R_{it})$  為  $i$  樣本在事件第  $t$  日的預期報酬率， $\beta_i$  為不同模式所估出來第  $i$  個事件的風險係數。 $R_{mt}$  為第  $t$  日的市場報酬率。

### (2) 異常報酬率

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}) \quad t = -5, -4, \dots, +4, +5 \quad 3-5-2$$

其中  $AR_{it}$  為  $i$  樣本在事件第  $t$  日的異常報酬率， $R_{it}$  為  $i$  樣本在事件第  $t$  日的實際報酬率。

### (3) 全體樣本平均異常報酬率

全體樣本平均異常報酬率的計算是將所有事件樣本的日常報酬率相加總，再除以事件樣本的數目，計算公式如下：

$$AR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} \quad 3-5-3$$

其中  $AR_t$  表全體樣本在事件第  $t$  日的平均異常報酬率， $N$  為事件的數目。

### (4) 個別樣本累積異常報酬率

個別樣本累積異常報酬率是指，將事件期各日的異常報酬率累加起來，計算公式如下：

$$CAR_{it2} = \sum_{t=t1}^{t=t2} AR_{it} \quad 3-5-4$$

$CAR_{it2}$  為第  $i$  樣本到第  $t2$  期的累積異常報酬率,  $t1 = -5, t2 = -5, -4, \dots, +4, +5$ 。

#### (5) 全體樣本累積平均異常報酬率

全體樣本累積平均異常報酬率是將所有本在事期各日之平均異常報酬率累加起來, 計算公式如下:

$$\overline{CAR}_{t2} = \sum_{i=1}^N CAR_{it2} / N \quad 3-5-5$$

$\overline{CAR}_{t2}$  為全部樣本第  $t2$  期的平均累積異常報酬率,  $t1 = -5, t2 = -5, -4, \dots, +4, +5$ ,  $N$  為全部事件的數目

#### (6) 全體樣本平均異常報酬率之 $t$ 檢定值

利用下列公式檢定公司現金股利宣告事件是否有顯著異於零的現象。

$$t = \frac{\sum_{i=1}^N \frac{AR_{it}}{N}}{s(AR_t) / \sqrt{N}} \quad 3-5-6$$

其中  $AR_{it}$  是第  $i$  樣本在  $t$  交易日時的異常報酬率,  $s(AR_t)$  是在  $t$  交易日時所有樣本異常報酬率的標準差,  $N$  為全部事件之個數。

## 第六節 樣本與資料

### 一、研究期間與資料來源

本文之研究期間從西元 1995 年 1 月 3 日至 1999 年 12 月 31 日為止, 共計五年, 月資料 60 筆, 週資料 260 筆, 日資料 1,263 筆。由美國 Center for Research in

Security Prices(CRSP)資料庫<sup>註1</sup>中取得報酬資料，及公司股利宣告日資料。報酬率計算方式是採用期間報酬率(Holding-Period Return)，日報酬是採用資料庫中調整後報酬；週、月報酬則以調整後股價(調整股利及股票分割等因素)求得，如公式 3-6-1 所示：

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad 3-6-1$$

## 二、樣本選取

本文之樣本包括 1995 年至 1999 年美國紐約證交所(NYSE)中，以美國產業標準分類(Standard Industrial Classification, SIC)，選擇四個產業(SIC 35-38)做資料分析，選取的樣本為研究期間內資料齊全的公司，且其發放現金股利狀況穩定且資料齊全的公司<sup>註2</sup>。經過上述條件之篩選，本研究共取得 241 家公司，股利事件 2,364 筆，摘要如表 3-1 所示。另外，報酬率部分，係以 S&P500 指數作為市場報酬率，個股報酬率則以調整後報酬率計算 係數。

表 3-1 樣本的基本資料

項目 SIC 碼	產業名稱	公司家數	股利事件
35	工業機器和設備製造業	87 家	892 事件
36	電子設備製造業	73 家	535 事件
37	運輸設備製造業	44 家	559 事件
38	儀器及相關產品製造業	37 家	378 事件
合計		241 家	2,364 事件

<sup>註1</sup> 感謝美國雪城大學陳江教授協助取得資料。

<sup>註2</sup> 五年研究期間內，現金股利發放穩定的公司。

## 第四章 實證結果

本章報告第三章方法之實證結果，第一節用日報酬、週報酬、月報酬、估計三種不同模式<sup>註1</sup>的係數、判定係數( $R^2$ )及殘差標準差，比較不同資料型態、不同模式係數之差異；第二節用市場規模(Market Value)和交易量(Trading Volume)兩個變數把公司分成不同的群組，比較不同群組之間的差異；另外，用迴歸模式(Regression Model)探討這兩個變數與係數之間的關係；第三節應用上述三種模式於現金股利事件之異常報酬率分析，計算現金股利事件異常報酬率(Abnormal Returns)和累積異常報酬率(Accumulate Abnormal Return)，並比較三模式之間的差異。

### 第一節 係數之估計

前幾章以提及，不同資料型態及不同的估計期間皆會影響係數的估計值，本節探討係數於不同資料型態下所產生的差異；比較三種不同的模式，尋找何者能估計符合真實的係數，本研究希望以模式中殘差(Residuals)之標準差做為基礎，比較不同模式的績效，MSE 愈小者代表適合度愈高。

表 4-1 用 1995 年 1 月 3 日至 1999 年 12 月 31 日共五年期間，4 個產業，全部 241 家樣本公司，計算不同資料型態、不同模式的係數；包括係數的第一分位數、平均數、中位數、第三分位數、標準差、判定係數( $R^2$ )及殘差標準差，並比較之間的差異。

---

<sup>註1</sup>OLS,GARCH 及 OUTLIER 模式

表 4-1 不同模式與資料型態下 係數表

用 1995 年 1 月 3 日至 1999 年 12 月 31 日的日資料共 1,263 筆；週資料共 260 筆；月資料共 60 筆；以 OLS、GARCH、Outlier 三種模式估計不同資料型態的 係數，進而求算產業平均值； $R^2$  為各公司判定係數之平均，殘差標準差為各公司的 MSE 開平方之均數。

		OLS			GARCH			Outlier Model		
		日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料
全 部 樣 本	第一分位數	0.4106	0.4928	0.7144	0.3753	0.4907	0.7068	0.2882	0.4766	0.7423
	平均數	0.6531	0.7350	1.0943	0.6171	0.7223	1.0936	0.5414	0.6984	1.2302
	第二分位數	0.5849	0.6882	1.0453	0.5499	0.6766	1.0052	0.4712	0.6690	1.1513
	第三分位數	0.8414	0.9762	1.3886	0.8285	0.9309	1.4096	0.7671	0.9175	1.5641
	標準差	0.3370	0.3323	0.5419	0.3333	0.3330	0.5424	0.3335	0.3283	0.7332
	$R^2$	0.0828	0.0960	0.1503	0.0815	0.0935	0.1406			
	殘差標準差	0.0265	0.0579	0.1175	0.0265	0.0580	0.1183	0.0138	0.0312	0.0724
產 業 代 碼 35	第一分位數	0.4084	0.4849	0.7011	0.3641	0.4322	0.6570	0.2366	0.4129	0.7179
	平均數	0.6193	0.7147	1.1445	0.5895	0.6946	1.1379	0.4966	0.6606	1.2674
	第二分位數	0.5666	0.6578	1.0860	0.5319	0.6313	1.0052	0.4403	0.6523	1.1933
	第三分位數	0.7937	0.9929	1.4850	0.7901	0.9134	1.4563	0.6879	0.9628	1.5901
	標準差	0.3337	0.3561	0.5733	0.3271	0.3564	0.5943	0.3298	0.3395	0.7597
	$R^2$	0.0705	0.0839	0.1481	0.0693	0.0814	0.1393			
	殘差標準差	0.0274	0.0598	0.1222	0.0274	0.0598	0.1230	0.0130	0.0321	0.0712
產 業 代 碼 36	第一分位數	0.4106	0.4982	0.8646	0.3781	0.5213	0.9025	0.2773	0.4997	0.8528
	平均數	0.7282	0.7879	1.1989	0.6782	0.7939	1.1885	0.5869	0.7726	1.3620
	第二分位數	0.6576	0.7147	1.1486	0.6678	0.7163	1.0969	0.5406	0.7532	1.1767
	第三分位數	0.9898	1.0010	1.4372	0.9113	0.9798	1.4684	0.9040	1.0266	1.6914
	標準差	0.3959	0.3447	0.5266	0.3886	0.3502	0.4822	0.3797	0.3738	0.7757
	$R^2$	0.0864	0.0956	0.1517	0.0848	0.0928	0.1409			
	殘差標準差	0.0250	0.0529	0.1084	0.0250	0.0533	0.1084	0.0131	0.0339	0.0827
產 業 代 碼 37	第一分位數	0.4167	0.4787	0.6789	0.3800	0.4932	0.6248	0.3201	0.5274	0.5943
	平均數	0.5804	0.6873	0.8764	0.5522	0.6657	0.8851	0.5094	0.6601	0.9261
	第二分位數	0.5580	0.6810	0.8363	0.5047	0.6361	0.8389	0.4295	0.6377	0.8458
	第三分位數	0.7190	0.9378	1.0792	0.7160	0.8626	1.0993	0.6839	0.8359	1.1617
	標準差	0.2260	0.2774	0.4000	0.2236	0.2691	0.4662	0.2567	0.2828	0.5098
	$R^2$	0.0947	0.1176	0.1528	0.0368	0.0496	0.1438			
	殘差標準差	0.0218	0.0477	0.0928	0.0160	0.0332	0.0936	0.0100	0.0272	0.0547
產 業 代 碼 38	第一分位數	0.4095	0.5305	0.5656	0.3822	0.5039	0.5984	0.3333	0.5314	0.7228
	平均數	0.6706	0.7350	1.0291	0.6388	0.7138	1.0500	0.5957	0.7015	1.2477
	第二分位數	0.6547	0.7383	0.9619	0.6007	0.6904	0.9745	0.5694	0.6801	1.2282
	第三分位數	0.8666	0.9569	1.3684	0.8458	0.9202	1.2785	0.8042	0.8508	1.5562
	標準差	0.3087	0.3070	0.5800	0.3290	0.2961	0.5610	0.3176	0.2455	0.7365
	$R^2$	0.0908	0.0998	0.1495	0.0893	0.0978	0.1394			
	殘差標準差	0.0256	0.0553	0.1095	0.0256	0.0554	0.1103	0.0143	0.0340	0.0805

### 一、不同資料型態 係數差異之說明

就表 4-1 以日、週、月資料的係數值而言，241 家公司在 OLS 模式下，日資料所估計 值的均數為 0.6531，週資料型態為 0.7350，月資料型態高達 1.0943，不同的資料型態所估計出來的 係數有明顯的不同，其它兩種模式(GARCH 及 Outlier)有相同的結果， 係數隨計算報酬期別增加而遞增。不只 係數隨著資料型態不同而不同， 係數標準差和  $R^2$  會也會隨著 係數的增加而增加，其中月的  $R^2$  為 0.1503，較日的 0.0828 高出近一倍。以產業來看，每個產業有一致的結果， 係數隨計算報酬期間增加而遞增。

圖 4-1 以 SIC 碼 35 的產業來看，把日的 係數由小排到大，對應週和月的 係數，週和月 係數隨著日的 係數增加而增加，大部分週和月 係數大於日的 係數，而且月的 係數波動較週的 係數大。

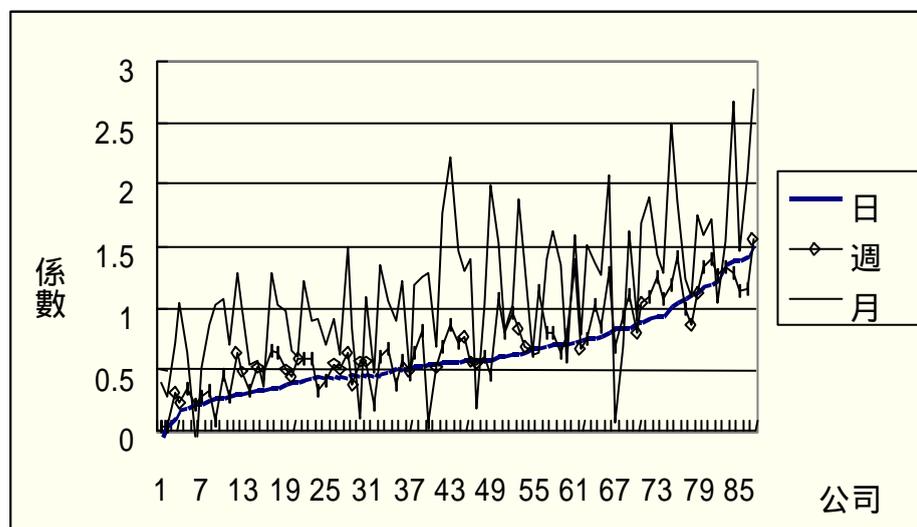


圖 4-1 SIC 碼 35 產業日、週、月 係數比較

為了看不同產業是否有相同的情況，圖 4-2、4-3、4-4 分別為 SIC 碼 36、37、38 的日週月 係數比較圖。

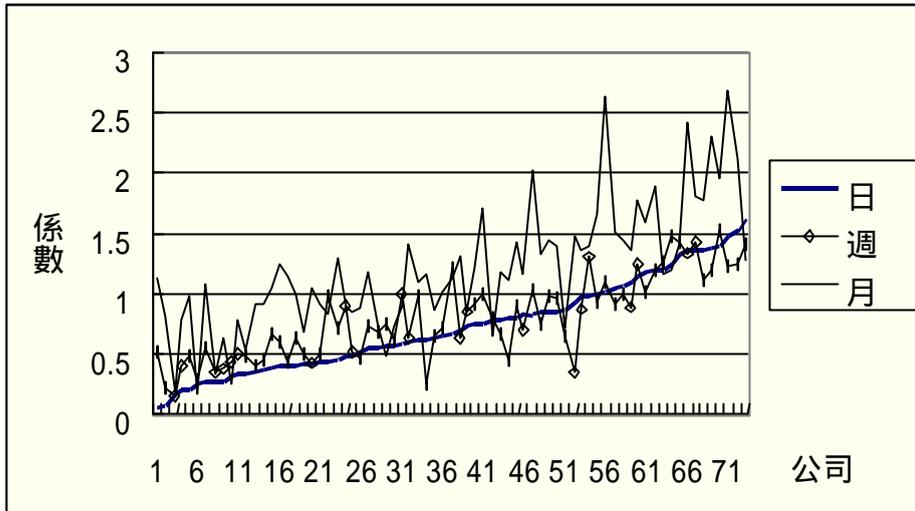


圖 4-2 SIC 碼 36 產業日、週、月 係數比較

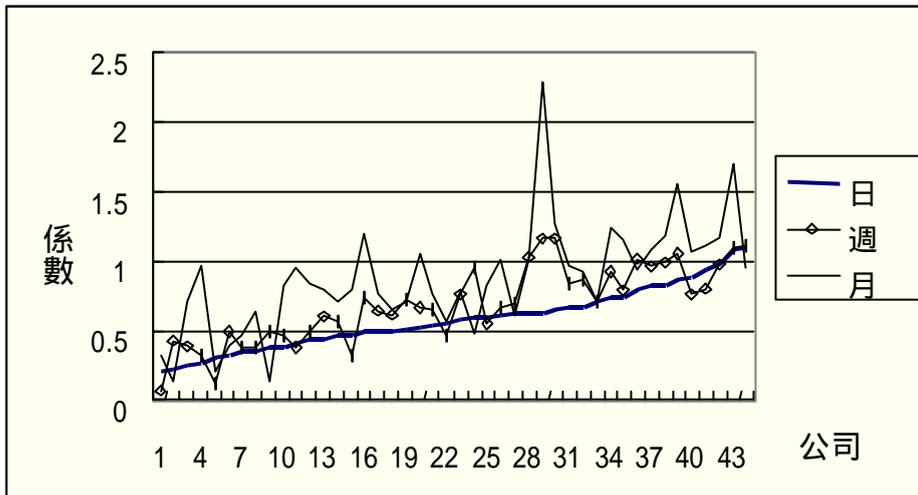


圖 4-3 SIC 碼 37 產業日、週、月 係數比較

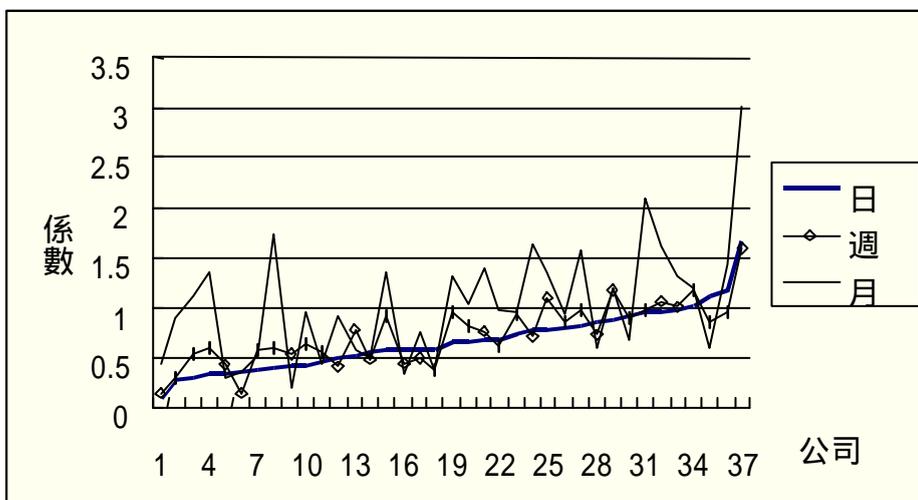


圖 4-4 SIC 碼 38 產業日、週、月 係數比較

由圖 4-1 至 4-4 可以看到週報酬的  $\beta$  係數傾向大於日報酬的  $\beta$  係數，月報酬的  $\beta$  係數傾向大於日與週報酬的  $\beta$  係數，與表 4-1 有相同的結果，表 4-2 以全部樣本 241 家公司來看，不同報酬型態間  $\beta$  係數之關係，由此結果顯示，多數公司的  $\beta$  係數會隨著估計使用的資料形態變長而有增加的現象。

表 4-2 不同估計期間與  $\beta$  係數間的關係

估計期間由 1995 年 1 月 3 日至 1999 年 12 月 31 日共五年，全部樣本 241 家公司，以日、週、月三種模式估計  $\beta$  係數，並比較不同資料型態於特定模式下之關係。

	OLS	GARCH	Outlier
週 $\beta$ 係數大於日 $\beta$ 係數	170	179	185
月 $\beta$ 係數大於日 $\beta$ 係數	204	213	214
月 $\beta$ 係數大於週 $\beta$ 係數	196	204	199

上述的結果產生了讓人疑惑的問題，為何相同的期間估計出來的  $\beta$  係數有顯著的差異？從第三章如果  $q_{jm} > q_m$  顯示個股交叉相關係數大於市場報酬率的自我相關係數， $\beta$  係數會隨著報酬期別增加而增加，Hawawini(1983)指出  $\beta$  係數的估計會因為相對市場規模而產生不同的偏誤，不同的資料型態產生  $\beta$  係數差異的原因可能是個別股票之日報酬與市場之日報酬間對資訊反應的速度不一，因為不同的證券價格並非與市場呈一致的變動，某些股票其價格變動可能會落後於整個市場之變動；某些股票之價格變動可能會領先市場之變動。導致用較短的報酬期別無法反應個股與整個市場報酬間的關係，以致於產生偏誤。

Hawawini(1983)認為  $q_{jm}$  與公司規模成反比，根據第三章公式，當證券市值 (Market Value) 小於市場平均市值的公司， $\beta$  的估計值會隨著計算報酬所採用的期別長度增加而增加，呈正向關係；當證券市值大於市場平均市值， $\beta$  的估計值會隨著計算報酬所採用的期別長度增加而減少，呈負向關係。本研究實證結果，絕大多數的  $\beta$  係數會因報酬估計期間增加而增加，之所以與 Hawawini(1983)的實證結果不同，乃其認為大公司與市場前後期報酬相關係數( $s=1$ )會小於市場本身前後期的相關係數，由第三章推導的公式來看，大公司估計報酬的期別拉長， $\beta$  係

數會逐漸下降。表 4-3 為市場與個股遞延相關係數，由表中得知市場本身的遞延相關性趨近於 0；個股與市場的遞延相關係數隨著遞延期數的增加，逐漸下降，相差一期為 0.2453 到第五期僅-0.0889。另外，用市值、交易量由小到大把公司樣本分為四組，觀察不同規模公司的  $q_{jm}$  的變化，隨著規模或交易量的增加  $q_{jm}$  明顯的遞減。

表 4-3 顯示，大公司與市場報酬前後期相關係數平均值( $s=1$ )會較小公司與市場報酬前後期來的小，但個別大公司不必然小於市場本身前後期的相關係數，所以相對市場規模大的公司其報酬未必隨著計算報酬的期間增加而下降。

表 4-3 市場與個股自我相關係數

計算  $q_{jm}^S$  與  $q_m^S$  觀察市場報酬率與個股報酬率遞延相關係數，另外用市值和交易量把全部 241 家公司分成四組，比較不同組別之間的差異。

		s=1	s=2	S=3	s=4	s=5
市場報酬自我相關		-0.0038	-0.01151	-0.06161	-0.01334	-0.0715
$q_{jm}$ 平均		0.2453	0.0250	0.1040	0.0028	-0.0889
市值分組	第一組	0.4365	0.1457	0.3251	-0.0642	-0.1057
	第二組	0.3012	0.0058	0.1236	0.0478	-0.0804
	第三組	0.1665	0.0016	0.0222	0.0241	-0.0789
	第四組	0.0810	-0.0521	-0.0517	0.0037	-0.0896
交易量分組	第一組	0.4602	0.1829	0.3212	-0.0425	-0.1453
	第二組	0.2677	-0.0300	0.1571	0.0268	-0.0511
	第三組	0.1469	0.0010	-0.0093	0.0349	-0.0483
	第四組	0.1123	-0.0539	-0.0493	-0.0079	-0.1086

Hawawini(1983)指出相對規模的大小會影響因報酬期別變動，導致係數變動的方向，表 4-4 指出隨著報酬期別增加，係數減少與規模之關係，觀察公司規模是否影響係數變動的方向；由表得知，三種方法報酬期別的增加於週減日有較明顯的規模效應，也就是隨著規模的增加，日報酬的係數大於週報酬的係數較明顯，於月減日、月減週則較不明顯。

表 4-4 報酬期別增加導致 係數減少與規模之關係

全部樣本 241 家公司，用長報酬期別的 係數減短報酬期別的 係數，用市值變數於小至大排序，分為四組，列出該組因報酬期別增加導致 係數下降之家數。

	OLS			GARCH			Outlier		
	週減日	月減日	月減週	週減日	月減日	月減週	週減日	月減日	月減週
第一組	16	6	9	11	5	6	10	6	8
第二組	8	11	15	9	7	13	9	7	20
第三組	18	6	7	17	5	4	12	4	5
第四組	29	14	14	25	10	14	25	10	10
合計	71	37	45	62	28	37	56	27	43

本研究用長報酬期別之 係數減短報酬期別 係數之差和市場規模(Market Value)做迴歸分析，實證結果於表 4-5，由表發現三個模式下估計出來的參數值皆為負且達顯著水準，表示隨著規模的增加，長報酬期別的 係數與短報酬期別的 係數之差，會隨著規模的增加而遞減；簡言之，長報酬期別估計出來的 係數傾向大於短報酬期別估計出來的 係數，但隨著規模增加，可能會使得差距變小。

表 4-5 不同報酬期間 係數之差異與規模之關係

全部 241 家樣本公司，用週 係數減日 係數、月 係數減日 係數、月 係數減週 係數之差與市值(Market Value)做迴歸分析。

OLS			GARCH			Outlier		
週 係數-日 係數								
常數	市值		常數	市值		常數	市值	
0.09	-1.51	R <sup>2</sup> = 0.02	0.12	-1.86	R <sup>2</sup> = 0.03	0.17	-2.26	R <sup>2</sup> = 0.03
(7.49*)	(-2.30*)	= 0.18	(9.69*)	(-2.90*)	= 0.18	(10.9*)	(-2.73*)	= 0.23
月 係數-日 係數								
常數	市值		常數	市值		常數	市值	
0.46	-4.36	R <sup>2</sup> = 0.04	0.50	-4.87	R <sup>2</sup> = 0.04	0.74	-7.06	R <sup>2</sup> = 0.03
(17.2*)	(-3.00*)	= 0.40	(18.3*)	(-3.30*)	= 0.41	(16.4*)	(-2.92*)	= 0.67
月 係數-週 係數								
常數	市值		常數	市值		常數	市值	
0.37	-2.85	R <sup>2</sup> = 0.02	0.39	-3.01	R <sup>2</sup> = 0.02	0.57	-4.79	R <sup>2</sup> = 0.02
(14.0*)	(-1.98*)	= 0.40	(13.8*)	(-2.0*)	= 0.42	(13.0*)	(-2.04*)	= 0.65

註：()內為 t 值，\*表達 5%顯著水準

綜合上述分析，如果要估計個股和大盤間較穩定的 係數應該用較長的單位報酬，如週或月的資料形態，可避免上述個別股票對資訊反應不一的問題，所估計出來的 係數比較能反應個股所面對系統風險，而且解釋力亦較高。但 係數會隨著資料期別的長度而增加，為了瞭解 係數是否到月的報酬型態達穩定狀態，另外加入較少使用的 2 週、2 個月報酬型態，以 OLS 模式看全部樣本 係數變化情形。由表中 4-6 得知，月資料報酬的 係數平均值為 1.0943，2 個月報酬的 係數平均值為 1.3269， 係數仍然隨著報酬的期別增加而增加，尚未穩定狀態，所以我們只能知道較長的報酬估計期別會有較穩定的 係數，但要用多長的報酬估計期別才能估計不偏的 係數仍無法下定論。由於研究期間的限制，無法使用更長的報酬型態，觀察 係數於多長的報酬估計期別會達穩定狀態。

表 4-6 係數與報酬估計期別之關係

以 OLS 模式全部樣本下，加入 2 週、2 個月報酬型態，觀察 係數於更長報酬期間的變化情形。

	日資料	單週	雙週	一個月	二個月
第一分位數	0.4106	0.4928	0.5910	0.7144	0.8610
平均數	0.6531	0.735	0.8319	1.0943	1.3269
第二分位數	0.5849	0.6882	0.8004	1.0453	1.2698
第三分位數	0.8414	0.9762	1.0676	1.3886	1.6718
標準差	0.337	0.3323	0.3660	0.5419	0.6520
R2	0.0828	0.096	0.1057	0.1503	0.1897
殘差標準差	0.0265	0.0579	0.0812	0.1175	0.1731

## 二、不同模式 估計差異之說明

由表 4-1 全部樣本來看，OLS 和 GARCH 模式所估計出來的 係數並沒有太大差異，以日資料來看，OLS 的 平均值為 0.6531，GARCH 模式的 平均值為 0.6171，相差不大；月資料型態下的 係數差異更小於 0.01。產業 標準差和殘差標準差的差異也小於 0.01，由此實證結果可知，用 OLS 和 GARCH 估計 係數無顯著的差異，可能原因在於投資人並非單純認為昨日報酬產生大幅波動，今

日報酬亦大幅波動。故以單純昨日大幅波動，會影響今日波動之 GARCH 模式無法將其他對股票報酬影響之因素予以修正。

由表 4-1 全部樣本來看，OLS 和 Outlier 模式估計出來的  $\beta$  係數有較大的差異，以日資料來看，OLS 的  $\beta$  平均值為 0.6531，Outlier 模式的  $\beta$  平均值為 0.5414，差異達 0.1117，月的資料形態差異達 0.1359。日和週的資料型態下  $\beta$  標準差差異不大，而月的  $\beta$  標準差差異高達 0.1913。若以殘差標準差做為績效衡量的指標，於三種資料型態下，Outlier 模式的殘差標準差都較 OLS、GARCH 模式小，若以殘差值最小標準，Outlier 模式估計  $\beta$  係數有較好的績效。

## 第二節 公司規模與交易量對 $\beta$ 係數之影響

本節探討市場規模(Market Value)與成交量(Trading Volume)是否會影響  $\beta$  值的估計，用市值和交易量把 241 家樣本公司區分為不同的群別，比較不同群組  $\beta$  係數之間的差異。

表 4-7 依市值由低至高把 241 家公司樣本分為四組，再用交易量由低至高把每組區分為低交易量與高交易量，最後共有 8 組，計算每組  $\beta$  係數的平均值，比較不同群組之間的差異。實證結果發現，不同群組間  $\beta$  係數有明顯的差異，不論以低交易量或高的交易量群組來看， $\beta$  係數會因市值的增加而增加；以市值來分的每個群組，高交易量的  $\beta$  值皆高於低交易量的  $\beta$  值。於不同的資料型態、不同的模式皆有相同的結果。由此結果可知，規模與交易量會影響  $\beta$  值的估計，規模愈大的公司所估計出來的  $\beta$  係數愈大，交易量越大的公司所估計出來的  $\beta$  係數越大。另外，對用市值決定的四個群組做 F 檢定，於不同資料型態、不同的方法均達顯著水準，表示不同規模群組所估計的  $\beta$  均數不同。

表 4-7 市值與交易量對 係數估計之影響

全部 241 家樣本公司，以市值由低至高區分為四組，前三組各 60 家公司，第四組 61 家公司；每組再以交易量由低至高區分兩組，前 7 組每組 30 家公司，第 8 組 31 家公司，共八組，比較不同群組 均值之間的差異。用市值決定出來的四群組做 F 檢定，檢定其均數是否相等。

市值 (百萬)	交易量	OLS			GARCH			Outlier		
		日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料
130	低	0.2655	0.4031	0.7505	0.2509	0.3810	0.6835	0.2138	0.3765	0.7946
	高	0.5659	0.6733	1.1444	0.5088	0.7083	1.1952	0.4023	0.6292	1.3577
442	低	0.4006	0.5299	0.8206	0.3659	0.4962	0.8264	0.2778	0.4791	0.7613
	高	0.6444	0.7894	1.1108	0.5601	0.7572	1.1487	0.4653	0.7154	1.3079
1414	低	0.5774	0.6326	1.0182	0.5674	0.6232	0.9931	0.4602	0.5858	1.2283
	高	0.9129	0.9895	1.4256	0.8463	0.9334	1.3859	0.7716	0.8916	1.7632
14760	低	0.7130	0.8009	1.0379	0.7065	0.8116	1.0489	0.7129	0.8296	1.2143
	高	1.1151	1.0441	1.4445	1.1076	1.0503	1.4678	0.9933	1.0548	1.5064
F值		(40.2*)	(19.0*)	(5.44*)	(51.1*)	(19.5*)	(5.08*)	(59.1*)	(27.6*)	(5.76*)

註：\*表達 5% 顯著水準

表 4-8、4-9 用相同的方式分組，探討  $R^2$  與 MSE 是否受公司規模與交易量影響。實證結果發現， $R^2$  和 係數有類似的關係，與公司規模和交易量成同向變動，也就是公司規模或交易量愈大所估計出來的  $R^2$  愈大。而 MSE 則有不同的結果，MSE 與交易量呈同向變動，但會隨著規模的增加而有下降的趨勢。

表 4-8 市值與交易量對  $R^2$  之影響

全部樣本 241 家公司，以市值由低至高區分為四組，前三組各 60 家公司，第四組 61 家公司；每組再以交易量由低至高區分兩組，前 7 組每組 30 家公司，第 8 組 31 家公司，共八組，比較不同群組  $R^2$  均數之間的差異。

市值 (百 萬)	交易量	OLS			GARCH			Outlier		
		日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料
130	低	0.0164	0.0336	0.0930	0.0153	0.0310	0.0821	---	---	---
	高	0.0281	0.0427	0.0894	0.0266	0.0400	0.0796	---	---	---
442	低	0.0409	0.0623	0.1218	0.0397	0.0602	0.1115	---	---	---
	高	0.0478	0.0684	0.1029	0.0455	0.0660	0.0908	---	---	---
1414	低	0.0848	0.0960	0.1635	0.0835	0.0929	0.1538	---	---	---
	高	0.0984	0.1075	0.1676	0.0966	0.1051	0.1600	---	---	---
14760	低	0.1463	0.1712	0.2144	0.1453	0.1687	0.2061	---	---	---
	高	0.1838	0.1697	0.2353	0.1832	0.1674	0.2271	---	---	---

表 4-9 市值與交易量對 MSE 之影響

全部樣本 241 家公司，以市值由低至高區分為四組，前三組各 60 家公司，第四組 61 家公司；每組再以交易量由低至高區分兩組，前 7 組每組 30 家公司，第 8 組 31 家公司，共八組，比較不同群組 MSE 均數之間的差異。

市值 (百萬)	交易量	OLS			GARCH			Outlier		
		日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料
130	低	0.0239	0.0522	0.1010	0.0239	0.0522	0.1017	0.0132	0.0288	0.0714
	高	0.0356	0.0769	0.1515	0.0356	0.0770	0.1524	0.0189	0.0447	0.0993
442	低	0.0201	0.0452	0.0894	0.0202	0.0453	0.0899	0.0108	0.0290	0.0641
	高	0.0295	0.0662	0.1352	0.0295	0.0663	0.1362	0.0163	0.0417	0.1297
1414	低	0.0188	0.0436	0.0904	0.0188	0.0437	0.0909	0.0099	0.0263	0.0678
	高	0.0292	0.0631	0.1304	0.0292	0.0632	0.1311	0.0164	0.0414	0.1185
14760	低	0.0177	0.0383	0.0776	0.0177	0.0384	0.0780	0.0105	0.0250	0.0625
	高	0.0247	0.0524	0.1051	0.0247	0.0524	0.1056	0.0147	0.0349	0.0870

由以上分析得知市值與交易量會對 係數的估計造成影響，不同的群組估計出來的 係數有明顯不同。另外，把交易量先排序，然後再排序排市值，比較兩種構成組組的差異。由表 4-10 來看，隨著交易量的增加， 係數呈同方向變動，用交易所形成的群組除了第一組外，市值與 係數大部分呈現負向關係。F 檢定達顯著水準，表示用交易量分類的群組其 係數平均值不同。

表 4-10 交易量與市值對 係數估計之影響

全部 241 家樣本公司，以交易量由低至高區分為四組，前三組各 60 家公司，第四組 61 家公司；每組再以市值由低至高區分兩組，前 7 組每組 30 家公司，第 8 組 31 家公司，共八組，比較不同群組 均數之間的差異。用交易量決定出來的四群組做 F 檢定，檢定其均數是否相等。

交易量 (千張)	市值	OLS			GARCH			Outlier		
		日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料
416	低	0.2765	0.4108	0.7850	0.2553	0.4114	0.7460	0.2315	0.3966	0.8370
	高	0.3417	0.4729	0.7556	0.3119	0.4417	0.7268	0.2286	0.4381	0.8777
1454	低	0.5794	0.6588	1.1971	0.5091	0.6554	1.2055	0.3950	0.6025	1.3637
	高	0.5082	0.6104	0.8746	0.4686	0.5708	0.9148	0.3551	0.5495	0.8518
5118	低	0.7553	0.8924	1.2169	0.7050	0.8919	1.2477	0.6124	0.8281	1.5451
	高	0.6652	0.7277	1.0980	0.6528	0.7247	1.0785	0.6175	0.7086	1.3091
37231	低	1.1064	1.1666	1.6797	1.0491	1.1324	1.6339	0.9121	1.0503	1.8046
	高	0.9649	0.9356	1.1476	0.9633	0.9457	1.1925	0.9499	0.9944	1.3442
F值		(137.*)	(64.3*)	(15.4*)	(151*)	(69.2*)	918.8*)	(141*)	(70.2*)	(11.5*)

註：\*表達 5%顯著水準

表 4-11 交易量與市值對 R<sup>2</sup> 之影響

全部 241 家樣本公司，以交易量由低至高區分為四組，前三組各 60 家公司，第四組 61 家公司；每組再以市值由低至高區分兩組，前 7 組每組 30 家公司，第 8 組 31 家公司，共八組，比較不同群組 R<sup>2</sup> 均值之間的差異。

交易量 (千張)	市值	OLS			GARCH			Outlier		
		日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料
416	低	0.0152	0.0325	0.0860	0.0140	0.0302	0.0765	---	---	---
	高	0.0308	0.0497	0.0980	0.0298	0.0474	0.0880	---	---	---
1454	低	0.0350	0.0463	0.1130	0.0330	0.0441	0.1058	---	---	---
	高	0.0651	0.0838	0.1330	0.0633	0.0810	0.1181	---	---	---
5118	低	0.0653	0.0871	0.1266	0.0640	0.0848	0.1164	---	---	---
	高	0.1233	0.1346	0.2070	0.1223	0.1319	0.2010	---	---	---
37231	低	0.1179	0.1301	0.1920	0.1165	0.1277	0.1842	---	---	---
	高	0.2038	0.2013	0.2440	0.2029	0.1984	0.2326	---	---	---

表 4-11 來看，係數和交易量、市值大致上呈同向變動，用交易形成的群組內，高市值的 R<sup>2</sup> 較低市值的 R<sup>2</sup> 高出近一倍，有明顯的差異；R<sup>2</sup> 於最後一組高達 20%，與低交量的群組有明顯的差異。表 4-12 來看，係數與 MSE 的關係不明顯，但與市值呈反向變動，於不同交易量群組內，小公司有較大的 MSE。

表 4-12 交易量與市值對 R<sup>2</sup> 之影響

全部 241 家樣本公司，以交易量由低至高區分為四組，前三組各 60 家公司，第四組 61 家公司；每組再以市值由低至高區分兩組，前 7 組每組 30 家公司，第 8 組 31 家公司，共八組，比較不同群組 MSE 均值之間的差異。

交易量 (千張)	市值	OLS			GARCH			Outlier		
		日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料	日資料	週資料	月資料
416	低	0.0265	0.0584	0.1124	0.0265	0.0585	0.1130	0.0142	0.0301	0.0759
	高	0.0211	0.0470	0.0955	0.0211	0.0471	0.0960	0.0108	0.0291	0.0686
1454	低	0.0320	0.0697	0.1352	0.0320	0.0698	0.1358	0.0181	0.0435	0.1020
	高	0.0199	0.0449	0.0918	0.0199	0.0450	0.0927	0.0104	0.0281	0.0691
5118	低	0.0296	0.0656	0.1337	0.0296	0.0657	0.1345	0.0167	0.0415	0.1239
	高	0.0184	0.0408	0.0841	0.0184	0.0409	0.0844	0.0105	0.0262	0.0692
37231	低	0.0320	0.0685	0.1447	0.0320	0.0686	0.1455	0.0185	0.0452	0.1159
	高	0.0199	0.0422	0.0818	0.0199	0.0423	0.0824	0.0114	0.0279	0.0715

本節最後用市值、交易量、市值/交易量做為自變數，和不同報酬形態的係數做迴歸分析，結果列於表 4-13；於 OLS 模式日資料下，三個變數各別與係數做迴歸分析，均呈正向關係且達顯著水準；其中以成交量對 係數的解釋力最高達 30%，成交量/市值接近 12%次之，而市值的解釋力僅達 8%左右，其餘兩模式(GARCH、Outlier)有相同的結果。

如以市值、成交量兩變數與 係數做迴歸分析，本條迴歸式重點在於比較兩變數之間何者對 係數會產生較大的影響，所以不探討兩變數間的相關性；結果顯示僅成交量變數呈正且顯著關係，市值變數變得不顯著，於 OLS、GARCH 模式下呈現負向關係。一般文獻僅探討公司規模對 係數估計產生影響，而由此迴歸式看出交易量會對 係數的估計產生更大的影響。

最後以市值、市值/交易量兩變數和 係數做迴歸分析，均呈正且顯著的關係。另外，市值和成交量對 係數的解釋力隨著報酬的計算期間增加呈下降的趨勢，於月報酬下，成交量對 係數的解釋力僅達 8%。

由此實證結果可知，於日和週報酬情況下，成交量變數與 係數呈現正向且顯著關係，成交量較大的公司有較大的 係數，而且有良好的解釋能力，市值變數相對顯得不重要。





### 第三節 現金股利事件之異常報酬率分析

本節利用市場模式計算期望報酬率，與實際報酬率相減得到異常報酬率。本節的重點在比較不同的模式於異常報酬率所產生的差異，選擇現金股利宣告日做為異常報酬率研究的事件；選取 241 家樣本公司在研究期間穩定發放現金股利者，共計 2,364 個事件。

#### 一、不同模式之異常報酬率

##### (1)OLS

表 4-14 為 OLS 下現金股利宣告日之異常報酬率計算結果，宣告日前 5 日至後 5 日全部樣本的平均異常報酬率，實證結果發現，宣告日有正且顯著的異常報酬率，統計上為顯著，表示於現金股利宣告日下，全部樣本平均異常報酬率顯著大於 0，其它交易日則未達顯著水準，雖然顯著大於 0，但僅達 0.11%，僅能表示宣告當日有異常報酬，如果考慮交易成本並無法獲利。累積異常報酬率最高於宣告日後第 3 日，僅達 0.3293%。

表 4-14 現金股利宣告事件平均異常報酬率與平均累積異常報酬率(OLS 法)

交易日	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
AR	0.0087	0.0581	0.0569	0.0424	-0.0017	0.1154	-0.0117	0.0737	-0.0125	0.0053	-0.0266
CAR	0.0087	0.0668	0.1237	0.1661	0.1645	0.2799	0.2681	0.3418	0.3293	0.3346	0.3081
T值	0.2107	1.3392	1.2904	0.9705	-0.0359	2.3161*	-0.2380	1.6903	-0.2813	0.1231	-0.6276

[註]以宣告日前 45 日至前 6 日做為 係數估計值，計算期望報酬率。AR 表異常報酬率，CAR 表累積異常報酬率，\*表達 5%顯著水準

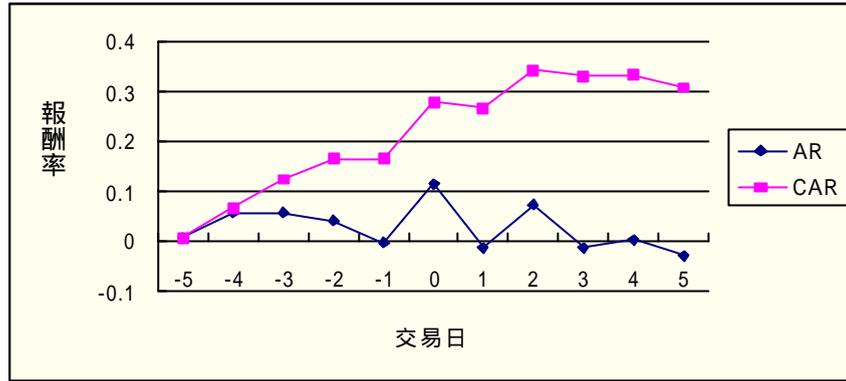


圖 4-5 現金股利宣告日之異常報酬率及累積異常報酬率(OLS)

(2)GARCH 模式

於 GARCH 模式下，異常報酬率於-4、-3、-2、0、2 日達顯著水準，而且異常報酬率均大於 0，累積異常報酬率於宣告日後第 5 日最高，達 0.7923%。

表 4-15 現金股利宣告事件平均異常報酬率與平均累積異常報酬率(GARCH)

交易日	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
AR	0.0528	0.1054	0.1021	0.0885	0.0442	0.1601	0.0251	0.1192	0.0286	0.0505	0.0157
CAR	0.0528	0.1581	0.2603	0.3488	0.3930	0.5531	0.5782	0.6974	0.7260	0.7766	0.7923
t值	1.2702	2.4296*	2.3075*	2.0142*	0.9353	3.2096*	0.5078	2.7329*	0.6375	1.1699	0.3701

[註]以宣告日前 45 日至前 6 日做為 係數估計值，計算期望報酬率。AR 表異常報酬率，CAR 表累積異常報酬率，\*表達 5% 顯著水準

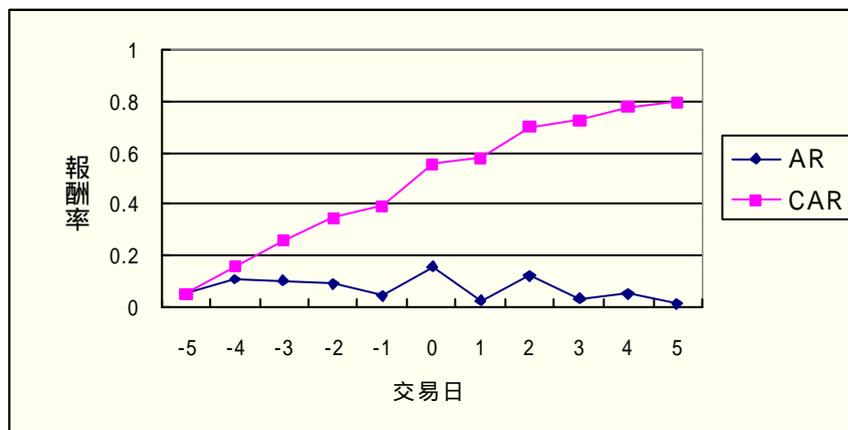


圖 4-6 現金股利宣告日之異常報酬率及累積異常報酬率(GARCH)

### (3)Outlier 模式

於 Outlier 模式下，由於事件計算出來之異常報酬率不大，而異常報酬率的標準差較大，導致異常報酬率與迴歸法相近，卻均未達顯著水準，累積異常報酬率於宣告日後第二日達到最高。

表 4-16 現金股利宣告事件平均異常報酬率與平均累積異常報酬率 (Outlier 模式)

交易日	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
AR	0.0224	0.0867	0.0756	0.0125	0.0200	0.1049	-0.0150	0.0631	-0.0426	0.0264	0.0007
CAR	0.0224	0.1091	0.1846	0.1971	0.2171	0.3220	0.3071	0.3701	0.3275	0.3540	0.3547
t值	0.3549	1.2968	1.1545	0.1988	0.2898	1.4674	-0.2202	1.0012	-0.6452	0.3838	0.0105

[註]以宣告日前 45 日至前 6 日做為 係數估計值，計算期望報酬率。AR 表異常報酬率，CAR 表累積異常報酬率，\*表達 5% 顯著水準

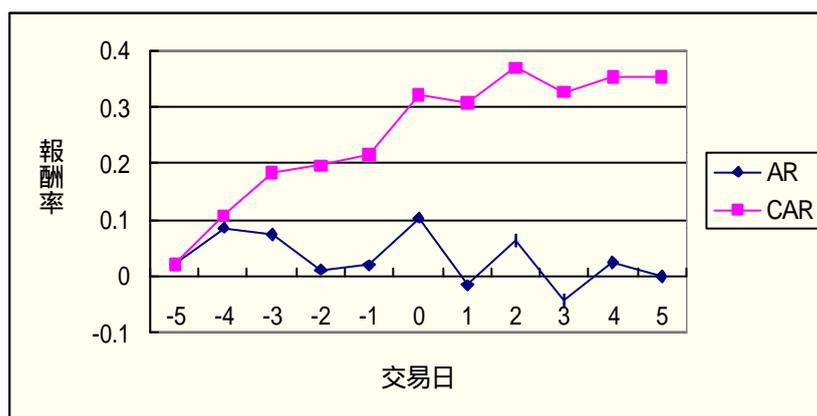


圖 4-7 現金股利宣告日之異常報酬率及累積異常報酬率(Outlier 模式)

Aharony 和 Swary(1980)把現金股利事件區分成現金股利增加、不變、減少三組，用市場模式計算其異常報酬率；現金股利增加事件於宣告日平均異常報酬率為 0.35%，達顯著水準；現金股利減少事件於宣告日平均異常報酬率為 1.46%，達顯著水準；現金股利不變事件於宣告日平均異常報酬率為 0.03%，未達顯著水準；本研究未把股利變動予以考慮，無法與其做比較，但可從其結果得知，現金股利的變動可以傳遞資訊給市場投資人，而且現金股利減少事件造成異常報酬率的變動大於現金股利增加事件。

## 二、三種模式比較

### (1) 異常報酬率比較

由圖 4-8 我們可以看到於 OLS 和 Outlier 模式下，異常報酬率和累積異常報酬率相差不大；但 GARCH 模式所估計出來的異常報酬率大於 OLS 和 Outlier 模式，使 GARCH 模式的累積異常報酬率於宣告日後第 5 日達 0.8%，較 OLS 及 Outlier 模式高出 0.4%。由以上的結果顯示，本論文所著重的 Outlier 模式異常報酬率和 OLS 於現金股利宣告事件上無太大的差異。

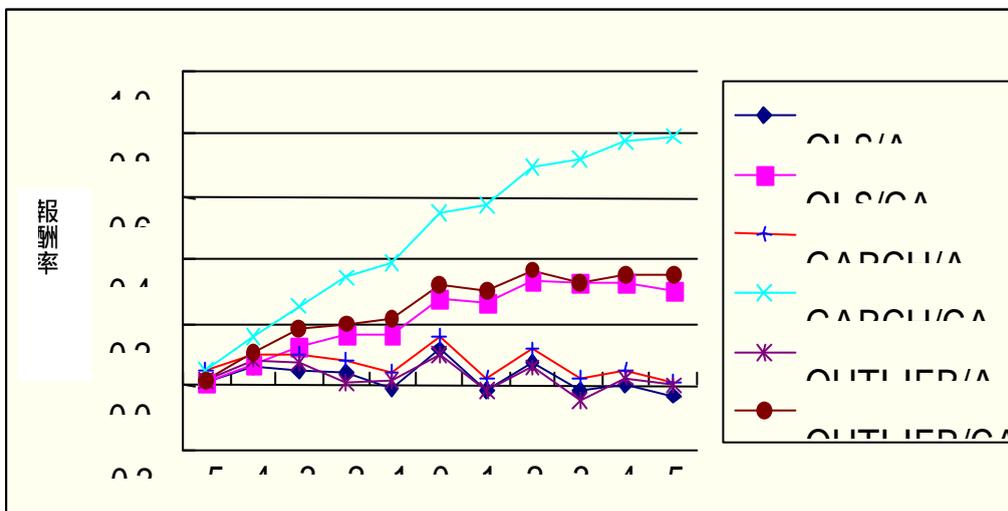


圖 4-8 三種模式異常報酬率與累積異常報酬率比較

### (2) 係數比較

平均 係數於三個模式下差異不大，以 GARCH 模式和 Outlier 模式差異最大，達 0.0892；但是平均標準於 Outlier 模式下達 1.1828，遠大於 OLS 與 GARCH 模式，這樣的結果顯示了用以計算異常報酬率因子的 係數於同一家公司內波動極大，Outlier 模式 係數不穩定的情形與之前預計可求得較穩定的 估計值相反，可能的原因是估計天數<sup>註2</sup>太少，造成 Outlier 模式無法發揮其偵測離群值的效用。

<sup>註2</sup> 由宣告日前 45 日至前 6 日，共 40 個估計天數

雖然 OLS 與 Outlier 模式於異常報酬率與累積異常報酬率下差異不大，但是個別的 係數卻有明顯的差異，由於異常報酬率看的是全部樣本報酬率的平均現象，導致無法由異常報酬率看出 OLS 與 Outlier 模式 係數波動的差異，及 Outlier 模式於較短估計期間不穩定的問題。

表 4-14 現金股利宣告事件 係數比較

	OLS	GARCH	Outlier 模式
平均 係數	0.6210	0.5998	0.6890
平均標準差	0.4428	0.4378	1.1828

註：平均標準差為穩定發放現金股利公司於五年(20 期) 係數波動標準差之全部平均值。

上述三個模式應用於現金股利宣告日的事件分析中，雖然累積異常報酬率的型態類似，但大小並不相同，顯著性具有差異，在本文中僅指出以不同模式估計係數可能有不同的結論，值得注意，但明確的建議則有待後續進一步的研究。

## 第五章 結論與建議

本研究探討不同模式、不同的報酬估計期別與公司特性對 係數的影響，結果於期別效果與公司特性有較明顯的差異；三個不同的估計模式有些差異，但無法明確的斷定何者適用於 係數的估計。本章摘要本研究之發現，並提供後續的研究方向。

### 第一節 結論

本研究之目的在探討公司 係數之估計，實證摘要如下：

- 一、不同資料型態所估計出來的 係數有明顯的差異，大部分的 係數隨著估計報酬的期別增加而增加。於全部樣本下，月的 係數平均值大於日、週的 係數平均值，週的 係數平均值大於日的 係數平均值。
- 二、 係數隨著估計報酬的期別增加而增加；平均而言，隨著公司規模的增加， 係數增加的速度下降。
- 三、個別來看， 係數與公司規模、交易量成正相關，公司規模或交易量愈大，則估計出來的 係數愈大； $R^2$  和 係數有同樣的結果，與公司規模、交易量成正向關係。以複迴歸來看，公司規模、交易量當自變數，公司規模變的不顯著，而交易量則與 係數呈正向且顯著正向關。上列三點代表估計期別較短、規模較小公司的 值，愈容易產生偏誤。
- 四、於三種估計 係數的模式下，OLS 和 GARCH 兩模式於 係數的平均值、標準差、判定係數、MSE 差異不大。如以 MSE 做為衡量績效的標準，則 Outlier 模式的適配性最高。
- 五、現金股利事件下，三種模式的平均異常報酬率差異不大，OLS、GARCH 二種模式於第 0 日均有正且顯著的異常報酬率。OLS 與 Outlier 模式的累積異常報酬率差異不大，而 GARCH 模式的累積異常報酬率大於 OLS 與 Outlier 模式。

六、現金股利事件下，三種模式 係數平均值差異不大，但 Outlier 模式的平均標準差達 1.18，大於 OLS 的 0.44 和 GARCH 的 0.43，表示用 Outlier 模式估計 係數於較短的估計期間會產生不穩定(Unstable)的現象。

## 第二節 後續研究建議

本研究探討公司 值之估計，如何估計 係數對於資本預算評估及證券投資而言深具意義。由於不同的模式、報酬型態與估計期間皆會影響 係數的估計，如何決定估計的模式與其它變數對於 係數的估計十分重要，希望能用客觀又真實的方式表達公司所面臨之風險為本研究進行之最終目的。本研究仍有不足之處，有待後續研究加強，建議如下：

- 一、本研究全部樣本只有四個產業，241 公司樣本，相較於紐約證交所全部的股票仍嫌不足，無法代表整個市場的情況，後續研究可擴大樣本範圍，增加研究的穩定性。
- 二、一些研究指出三因子模式能更精確的估計期望報酬，後續研究可以加入三因子模式與市場模式做比較。
- 三、估計 係數時可考慮加入季節性因素，如月效應、週效應，探討季節性因素對 係數的影響。
- 四、估計期間會影響 係數的估計，較長的估計期間可求得較穩定的 係數，但是比較不能反應當時的風險；較短的估計期間可求得較符合當時風險的 係數，但較不穩定，後續研究可用模擬(Simulation)方式，求得較佳估計天數。
- 五、於現金股利宣告日的事件分析中，三種模式的累積異常報酬率型態類似，但顯著性具有差異，後續研究可以探討其差異的原因。

## 參考文獻

### 一、國外文獻

- Aharony Joseph, Swary Itzhak, 1980, Quarterly dividend and earnings announcements and stockholders' returns: An empirical analysis, *Journal of Finance* 35, 1-13.
- Banz, Rolf W., 1981, The relationship between return and market value of common stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.
- Banz, Rolf W. and William Breen, 1986, Sample dependent results using accounting and market data: Some evidence, *Journal of Finance* 41, 779-793.
- Blume, M., 1971, On the assessment of risk, *Journal of Finance* 26, 1-10.
- Bollerslev, Tim, Robert F. Engle, and Jeffrey M. Wooldridge, 1988, A capital asset pricing model with time varying covariance, *Journal of Political Economy* 96, 161-131.
- Chan, K.C. and Nai-Fu Chen, 1988, An unconditional asset-pricing test and the role of firms size as an instrumental variable for risk, *Journal of Finance* 43, 309-325.
- Chen, Chung and Lon-Mu Liu, 1993, Joint estimation of model parameters and outlier effect in time series, *Journal of the American Statistical Association* 88, 883-890.
- Chordia, Tarun and Bhaskaran Swaminathan, 2000, Trading volume and cross-autocorrelation in stock returns, *Journal of Finance* 45, 431-453.
- Chow, Gregory C., 1960, Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica* 25, 383-417.
- Corhay, A. 1992, The intervalling-effect bias in beta: A note, *Journal of Banking and Finance* 16, 61-73.
- Engle, Robert F., 1992, Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of U.K. inflation, *Econometrics* 50, 987-1008.
- Fabozzi, F. J. and J. C. Francis, 1977, Stability tests for alphas and betas over bull and bear market conditions, *Journal of Finance* 32, 1093-1099.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1988, Permanent and temporary components of stock prices, *Journal of Political Economy* 96, 246-273.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1992, The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47, 427-465.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, 1997, Industry costs of equity, *Journal of Financial Economics* 43, 153-193.
- Fama, Eugene F. and J. MacBeth, 1973, Risk, return and equilibrium: Empirical test: *Journal of Political Economy* 81, 607-613.
- Hawawini, Gabriel, 1983, Why beta shifts as the return interval changes, *Financial*

- Analysts Journal* 39, 73-77.
- Janganathan, Ravi and Zhenyu Wang, 1996, The conditional CAPM and the cross-section of expected returns, *Journal of Finance* 51, 3-38.
- Reilly, Frank K. and Wright D. J., 1988, A comparison of published betas, *The Journal of Portfolio Management* 14, 64-69.
- Sharpe William F., 1964, Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance* 19, 425-442.
- Smith, Keith V. , 1978, The effect of intervallling on estimating parameters of the CAPM, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 13, 331-332.
- Phillips, Herbert E. and John P. Seagle, 1975, Data: A mixed blessing in portfolio selection?, *Financial Management* 4, 50-53.

## 二、國內文獻

- 李憲杰,「一般自迴歸條件異質變異數模型參數選定、估計與檢定」, 1994 年 6 月, 國立成功大學工業管理研究所未出版碩士論文。
- 李俊緯,「台灣股市 係數穩定性之研究」, 2000 年 6 月, 私立實踐大學企業管未出版碩士論文。
- 周志隆,「股票風險波動之研究 - 異質條件變異數分析法」, 1991 年 6 月, 國立台灣大學商學研究所未出版碩士論文。
- 林茂文, 時間數列分析與預測, 1991 年 11 月, 華泰書局。
- 徐俊明, 投資學理論與實務, 1998 年 9 月增訂二版, 新陸書局。
- 陳麗玲,「台灣股票市場中股票報酬率之橫斷面分析」, 1994 年 6 月, 國立成功大學會計學研究所未出版碩士論文。
- 陳玲慧與楊踐為,「台灣股票之系統風險與無風險利率於不同景氣市場時之穩定性探討」, 1996 年第 21 卷 3 期, 企銀季刊, pp57~72。
- 許時淦,「公司貝它值與權益成本估計之研究」, 2000 年 6 月, 私立東海大學管理研究所未出版碩士論文。
- 張尊悌,「貝它、公司規模及淨值市價比三因子評價模型之研究：以台灣股票市場為例」, 1995 年 6 月, 國立清華大學經濟學研究所未出版碩士論文。
- 張永潔,「市場模式應用於台灣股市之適用性研究」, 1998 年 6 月, 私立淡江大學管理科學研究所未出版碩士論文。
- 黃惠英,「台灣股票市場風險係數期別效果與規模效果之實證研究」, 1995 年 6 月, 國立台灣科技大學企業管理研究所未出版碩士論文。
- 劉怡芬,「臺灣股市橫斷面報酬率決定因子：特徵、單因子或多因子」, 1999 年 6 月, 國立中央大學財務管理研究所未出版碩士論文。
- 蕭雅尤,「風險與預期報酬之橫斷面分析-台灣股市之實證研究」, 2000 年 6 月, 私立義守大學管理科學研究未出版碩士論文。

## 附錄 美國產業標準分類表

美國產業標準分類碼主要有 4 位數，前兩碼代表主要行業別，第 3 碼為分類更細的產業，第 4 碼則代表主要產品。本文則是以 3500-3899 的機械製造業為研究樣本。

產業標準分類(Standard Industrial Classification, SIC)

產業類別	SIC 碼	
農林漁牧業	0100~999	
礦產業	1000~1499	
建築業	1500~1799	
製造業	食品、紡織、印刷	2000~2799
	化學、汽油	2800~2999
	橡膠、塑膠、玻璃	3000~3299
	金屬	3300~3499
	<b>機械</b>	<b>3500~3899</b>
	其它	3900~3999
運輸、交通、水電、衛生業	4000~4999	
批發及零售買賣業	5000~5999	
金融保險及不動產業	6000~6799	
服務業	7000~8999	
政府部門	9100~9499	
其他行業	9900~9999	