

第一章 緒論

1.1 研究背景與動機

長久以來，Sharpe (1964)、Lintner (1965)及 Black (1972)所提出的資產訂價模型(capital asset pricing model, CAPM)在學術界和實務界用來分析股票報酬和風險關係是享譽盛名的，認為股票的系統風險為解釋股票報酬的唯一因子，且呈線性正相關。後續學者，如 Black Jensen and Scholes (1972)及 Fama and MacBeth (1973)的實證結果都支持 CAPM 理論。但是自 Ross (1976)提出了套利定價模式(arbitrage pricing theory, APT)，認為影響資產報酬是存在多因子，之後陸續學者研究發現與 CAPM 相違背的實證結果，包括 Banz(1981)發現的規模效應，Rosenberg、Reid and Lanstein(1985)提出的淨值市值比與風險報酬有顯著正相關，Basu(1977)發現本益比會影響股票報酬，然而這些是 CAPM 模型中系統風險所無法解釋報酬的異常現象。

在眾多是文獻研究中，最顯著的異常現象就是規模效應，最早是由 Banz (1981)提出，他發現小規模股票通常具有較高的報酬，爾後 Reinganum (1981)、Keim (1983)、Chan and Chen (1991)的實證結果皆發現存在規模效果，至於國內文獻部份，黃昭祥 (1992)、陳榮昌 (1992)、顧廣平 (1994)、發現台灣股票市場存在規模效應；余招賢 (1997)研究結果顯示台灣股票市場並不存在規模效應，即投資人無法藉由投資小規模公司獲得超額報酬，然而規模效果在台灣並沒有一致的結論。

2000 年時，那斯達克指數曾到 5132 高點，如今只剩 2000 點，過去十年是台灣資訊代工最輝煌的時代，從個人電腦、半導體、手機、光碟片到網路、光纖產業無不風光。電子股市值佔台灣股市比重七、八成，昔日風光的科技股市值更縮水一半以上，昔日的股王則有九家市值慘跌八成以上，博達事件引發的效應更凸顯了潛藏的危機，股東賺股利，散戶賺股價，而高股價是否隱含著高報酬、高營收跟高風險？亦或透過內線交易哄抬股價維持帳面上的資產價值？從股價變

化是否能捕捉到異常報酬？而異常報酬這部份卻是較不容易偵測出來的。

在資本市場上由於資訊揭露的程度與資訊使用差異，會造成資本資產定價上的差異，而我們觀察股票市場上也確定存在股市異常現象，是什麼原因造成這種現象，例如：博達的股價曾飆到百元以上，但如今被打入全額交割股，我們了解到這種現象就是異常報酬，而本文針對不同公司的規模大小在股票市場股價表現不同，試圖由總市值的角度去觀察訊息是否完全揭露反應在股價上，在模型的應用上我們延申了 Fama(1995)的模型，探討是否有異常報酬的存在，更進一步的討論其是否存在內生性的問題，即是否可以透過操作影響異常報酬。因此，本研究希望藉由規模大小的分組去捕捉異常報酬內生性的存在，特別選擇占大盤交易七、八成的電子產業為分析對象，使用每日的收盤價資料探討 CAPM 和 APT 模型所假設的個別效果是否存在於不同個別公司，且此異常性是否受規模大小所影響的。

1.2 研究目的及論文架構

本研究主要的目的在探討台灣股市在 92 年至 93 年之間，按公司規模大小分組下，個別效果對股價報酬的影響，其主要的目的歸納如下：

- 1、在規模大小分組下，引入個別效果後，探討台灣股市是否存在異常報酬。
- 2、探討異常報酬的內生性是否存在於台灣股票市場。
- 3、引入個別效果於 CAPM 和 APT 中，並驗證該模型按公司規模大小分組後，不同公司是否存在個別異常效果。

本文研究主要由六個部份加以探討：第一章緒論部份是就研究背景與動機、目的及研究架構加以說明。第二章文獻回顧與理論模型，係就系統風險及股票市場異常現象相關文獻予以討論比較，及敘述 CAPM 和 APT 模型。第三章研究方法部份，係說明使用因素分析法找出最適因子個數及固定效果、隨機效果與 Hausman test 的推導。第四章研究設計部份係確定本篇實證研究的資料、期間、

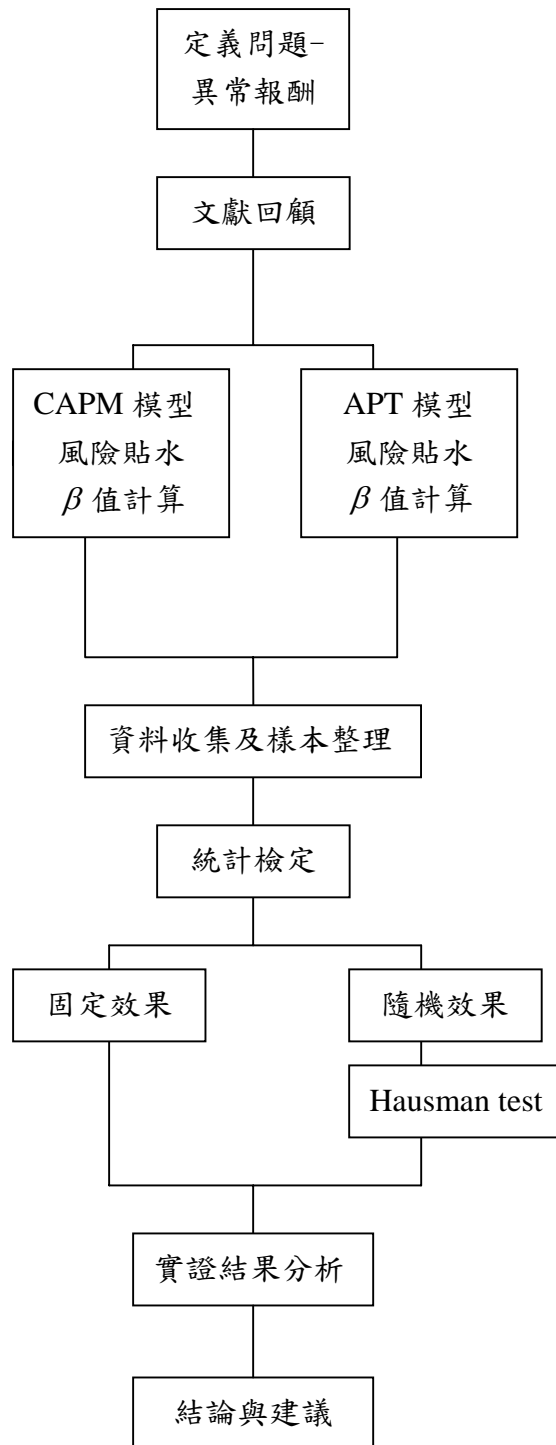
變數的定義及實證變數估計，描繪完整的實證研究模型。第五章實證結果與分析部份係就上一章的實證模型做統計檢定與分析詳述其實證結果。第六章結論與建議部份係歸納本研究的總結提出研究的限制及後續研究的建議。

1.3 研究架構

本論文的研究架構如下圖一所示：

本文中首先去定義所要研究的議題-異常報酬，從相關文獻中去回顧風險與報酬的關係，分別利用單因子的 CAPM 和多因子 APT 模型去觀察風險與報酬間的抵換，CAPM 模型中風險貼水部分參考 Fama and MacBeth (1973)，APT 模型根據 Ross (1980)的計算方法去計算風險貼水，資料來源取自台灣經濟報社資料庫 92-93 年電子產業去觀察股票市場是否存在異常現象，嘗試將 Mundlak Y.(1978)提出的 Hausman Test 方法應用在股票市場，檢定異常報酬與市場風險的關係，而檢定異常報酬的指標是市場風險，利用 Hausman Test 去檢定兩者之間的相關性，來決定選擇固定效果模型或隨機效果模型，當兩者存在顯著相關性時，即異常報酬與市場風險是有相關性的受到市場的影響，此時採固定效果則較具有一致性，若當兩者不具相關性時，則以隨機效果較具有一致性(consistent)及效率性(efficient)。利用 Hausman Test 檢定透過規模分組後，個別效果是否存在內生性，可否透過市場因素來影響異常報酬。

圖 1：研究架構



第二章 文獻回顧與理論模型

由 Sharpe (1964)、Lintner (1965)、Black (1972)(以下簡稱 SLB)所提出的資產訂價模型(capital asset pricing model, CAPM), 模型基本理論認為市場組合是具平均數-變異數效率性(mean-variance efficient)。在市場效率組合下, 證券的預期報酬與市場風險(β 值)之間存在正的線性關係, 且認為 β 可以充份描述預期報酬橫斷面資料, 在效率市場及資本資產訂價模式成立下, 市場 β 值為解釋股票報酬唯一因素。

Black, Jensen and Scholes (1972)和 Fama and MacBeth (1973)的實證結果中認為 1969 年以前 β 值與報酬存有正線性關係, 因而支持 CAPM 理論。但是 Fama (1992)實證結果認為 1963-1990 年間 β 值與報酬關係似乎消失了, 然而 Merton (1973)其跨期資產評價理論模型(intertemporal CAPM)及 Ross (1976)提出的套利定價模型(arbitrage pricing theory, APT)皆認為影響資產報酬率的因素有很多, 而不是只有市場因素而已。這些理論的研究讓許多學者對於 CAPM 的適切性產生了懷疑受到嚴重的挑戰。

過去的文獻實證中有許多和 SLB 理論矛盾的, 愈來愈多的實證研究發現 CAPM 無法解釋報酬的異常現象, 而這些異常現象指系統風險 β 值所無法解釋的部份, 而此異常現象包括 Banz (1981)發現規模效應(size effect)提出規模較小的公司股票比規模較大的公司的平均報酬高; Bhandari (1988)也提出財務槓桿(leverage)作用與平均報酬呈正相關, DeBondt and Thaler (1985)就長期而言, 過去輸家的投資組合在未來 3 至 5 年之間會表現比過去贏家的投資組合好, 但是這些變數是 CAPM 所無法解釋的, 一般稱為異常現象(anomalies)。

在八十年代之後, 大部份實證研究是認為影響橫斷面報酬因子不單只有市場因子, 而是存在著多因子模式, 但是對於每個因子所產生的異常報酬卻有不同的看法。其中 Stattman (1980)、Rosenberg、Reid 和 Lanstein (1985)發現高淨值對市值比具有高的風險報酬影響, 淨值市值比與風險報酬有顯著正相關; Basu (1983)

發現本益比(earning-pricing ratios)會影響股票報酬；Fama 和 French (1992)本益比、槓桿程度等公司特徵對美國 NYSE、AMEX、NASDAQ 三大市場上市股票橫斷面影響。

2.1 系統風險文獻回顧

Fama and MacBeth (1973)以 1962 年至 1968 年為研究期間的 NYSE 上市公司股票為研究對象，發現 NYSE 市場組合是具效率性的，而且系統風險與股票報酬呈現正向的線性關性，除了系統風險之外，沒有其它風險因子可以解釋股票報酬率，且投資組合的風險和預期報酬為線性，並具有抵換關係。

後續的學者出現與 CAPM 理論不同的實證結論，Black, Jensen and Scholes(1972)和 Fama and MacBeth(1973)的實證結果中認為 1969 年以前 β 值與報酬存有正線性關係，因而支持 CAPM 理論。但是 Fama(1992)實證結果認為 1963-1990 年間 β 值與報酬關係似乎消失了。

而 Lakonishok、Shleifer, and Vishny (LSV)(1994)提出以美國 NYSE、AMEX 普通股為樣本，用相反策略檢視價值型股票及成長型股票，結果價值型股票（低市價淨值比，即高 BE/ME，股票傾向有高報酬率）即高的 BE/ME 產生高的報酬，支持 Fama (1992)看法。而 Kothari、Shanken and Sloan (KSS)(1995)以年資料重新檢定 1940 年以後系統風險是否可以解釋股票報酬橫斷面變化，實證顯示 β 值不是唯一因素，且在檢視淨值市值比(BE/ME ratio)時，BE/ME 與報酬關係不顯著，與 Fama (1992)結果不相同。

國內研究中，顏明賢 (2001)採 Chan and Chen (1988)實證結果中較顯著的解釋變數，加上 Fama and French (1992)所使用的公司特徵變數為解釋變數，股票報酬為被解釋變數，以一般化動差法(GMM)估計進行實證，研究期間為民國 75-87 年上市公司，共計 72 家，結果顯示系統風險與股票季報酬率呈正相關，且具統計顯著性，即系統風險對股票季報酬具有解釋力。但是系統風險不是解釋股

票報酬的唯一因子，即台灣股票市場中股票的風險是多面的，因此研究結果比較傾向支持套利定價理論而非資本資產定價模式。

2.2 異常現象-規模效果、本益比效果、淨值對市價比效果

在眾多的文獻實證結果可知，股票市票存在許多異常現象，從 Fama and French (1992, 1993, 1995, 1996a, 1996b)文章中研究結果指出 CAPM 的系統風險並不足以解釋資產報酬，明確指出影響股票報酬的因素有三個，分別為市場因素、規模因素及淨值市價比因素，即著名的「Fama and French」三因子模型。它可以解釋 CAPM 無法解釋的異象。

Fama and French (1996)利用三因子模型來捕捉探討資產定價模型中平均報酬的異常現象，基於 Merton (1973)及 Ross (1976)的資產定價理論，在投資者風險趨避的情況下 SMB 及 HML¹的模擬組合是 Merton 所謂「狀況變數」(state variable)及 Ross 所謂「共同因子」(common factors)，他們認為三因子模型同時可捕捉股票橫斷面期望報酬的主要變異。Fama and French (1996)也發現利用每股盈餘對市價比、公司現金流量對市價比、公司過去銷售額的成長比所形成的投資組合，三因子模型對他們報酬的解釋能力也很強。也得到 DeBondt and Thaler 在 1985 年的相同發現，就是長期報酬的反轉現象。但是，Fama and French (1996)的三因子模型不能解釋所有證券或投資組合的報酬，就是作者沒有像 Merton (1973)提出的 ICAPM 或 Ross (1976)所提出的 APT 一樣，將測試的資料區分成消費-投資的狀態變數來描述投資人的特別風險考量。

一、規模效果(size effect)

Banz (1981)是最早提出規模效應的學者，提出規模較小的公司股票比規模較大的公司平均報酬高，因此認為 CAPM 定價錯誤，無法充份解釋股票報酬的橫

¹ SMB=小公司投資組合報酬減大公司投資組合報酬，HML=高淨值市價比的股票投資組合報酬減低淨值市價比的股票投資組合報酬。

斷面變化。

Reinganum (1981)檢驗 1963-1977 間 NYSE 和 AMEX 的普通股與公司規模間關係，依公司規模大小分為 10 個投資組合，實證結果發現小公司規模投資組合的報酬率比大公司規模投資組合之報酬率高。Keim (1983)將超額報酬依月份分開計算，發現每年一月超額報酬較其它月份的超額報酬高，實證顯示有近 50%的超額報酬集中在元月份中，認為存在元月效應，稱之為「元月規模效應」。而在 Chan and Chen (1991)選自 NYSE 交易的股票，期間為 1971-1988 年，探討公司規模對報酬的影響，研究結論中規模效應是因公司營運困難度因素(distress factor)反應在股票報酬上的結果；亦即相對的營運困難度是報酬的附加因素，CAPM 中衡量風險指標「Beta」並沒有將其包含在內，所以小公司營運困難度較高，其風險亦較高，因此報酬相對也較高。

至於國內相關研究，包括黃昭祥 (1992)、陳榮昌 (1992)、顧廣平 (1994)、發現台灣股票市場存在規模效應；余招賢 (1997)研究結果顯示台灣股票市場並不存在規模效應，即投資人無法藉由投資小規模公司獲得超額報酬，然而規模效果在台灣並沒有一致的結論。

二、本益比效果(earnings/price, E/P)

本益比即每股股價/每股盈餘，代表投資人欲得到每單位報酬所需付出的成本，本益比效果指本益比低的公司所獲得的報酬率較本益比高的公司所獲取的報酬率還高。Basu (1977)最早發現此效應的學者，以 NYSE 交易的股票為研究樣本，探討本益比對調整後報酬的影響，實證結果 E/P 與報酬成正相關且具有解釋力。Fama and MacBeth (1992)採用橫斷面迴歸分析，檢驗 1963 年 7 月至 1990 年 12 月本益比和股票報酬關係，實證結果呈現 U 字型關係，即報酬為負時，則本益比下降；反之，報酬為正時，則本益比開始上升。

在國內研究中，顏明賢 (2001)採用 Chan and Chen (1988)的系統風險和 Fama and French (1992)的實證方法，研究期間為民國 75-87 年上市公司，樣本共 72 家，以 GMM 估計法檢驗，發現台灣股票市場系統性風險、負債比與股票季報酬呈正

相關，公司規模、淨值對市值比、本益比和報酬率呈負相關。

三、淨值市值比效果(Book equity to market equity ratio, BE/ME)

Rosenberg、Reid 和 Lanstein (1985)以 1973-1984 年為研究期間，探討美國股市「淨值市值比」對股票報酬的影響。其結果顯示：高淨值市值比具有高的風險調整後報酬，而低淨值對市值比的風險調整後報酬則相對較低。而 Chan、Hamao and Lakonishok (1991)則以日本東京股票交易所的上市股票為研究對象，探討 1971-1988 年間淨值市值比與報酬的影響，結果顯示：在東京股市中淨值市值比對風險調整後報酬有顯著的正相關，而且本益比與規模效果則被包含於淨值對市值比效果中。

Fama and French (1992)實證期間為 1963-1990 年，將上市公司依帳面權益市值比，形成十個投資組合，第一個投資組合為最低之帳面權益市值比，依序，第十個投資組合為最高之帳面權益市值比，以美國 NYSE、AMEXN 及 ADASQ 之非金融公司為樣本，剔除金融公司的原因是因為他們的財務結構和一般製造業不同，它們有較高的財務槓桿，較容易發生財務困難。實證結果發現帳面權益市值比最低的投資組合報酬率比最高的組合報酬率為低。Fama and French (1993、1996)以三因子為基礎，以公司特徵如公司規模、本益比、現金流量價格比、公司過去銷售額的成長比所形成的投資組合，檢驗公司財務變數與報酬間的關係，實證結果公司規模和帳面市值比最有解釋力，其中帳面市值比效果比規模效果還大，並吸收本益比和負債比的解釋力。結論為在 1963-1990 年期間 β 值無法解釋股票報酬率。Fama and French (1993、1996)的研究中認為公司規模和淨值市值比為報酬的風險因子，規模小、淨值市值比高的公司被認為有可能有潛在的財務危機，具有較高的風險，通常投資人會要求較高的風險報酬，因此公司規模和期望報酬呈反向關係；而被視為高風險的公司，投資人接受度低願付的價格愈低，而使淨值市值比隨之提高，因此高淨值市值比需要高報酬的補償。

在國內文獻研究部份，余招賢 (1997)採用 Fama and MacBeth (1973)橫斷面迴歸分析方法，研究期間為民國 70-85 年，共 180 家，以月資料做為分析，實證

結果是台灣股票市場具有帳面權益市值比效果。杜幸樺 (1999)採 Fama and French (1993)三因子模式，加入 Jegadeesh and Titman (1993)提出的動能和 Brennan, Chordia and Subrahmanyam (1996)提出的交易量溢酬所形成的五因子模式檢驗其對台灣股票報酬的解釋力，研究期間為民國 93 年 10 月至 97 年 9 月上市股票月報酬為對象，結果發現台灣股票市場不存在淨值市值比效應。張炳川 (2002) 採用 Fama and MacBeth (1973)橫斷面迴歸分析方法及一般最小迴歸平方方法(OLS)，研究期間為民國 76 年 1 月至 89 年 12 月，實證結果是全部樣本、電子類股及非電子類股的迴歸分析中，帳面權益市值比、每股盈餘市價比及公司規模與超額報酬為正相關，除了公司規模在成交量週轉率下較無解釋力外，其餘皆有。因此投資人可以根據帳面權益市值比作為投資依據，台灣股票市場存在正向的帳面權益市值比及每股盈餘市價比。

2.3 理論模型

Markowitz (1959)提出資本資產定價理論基礎，提出將投資組合中的風險擠壓出來，假設投資人會持有最適的報酬和風險投資組合，因此，把風險減少到該既定的期望報酬下風險最低的投資組合。而 Sharp (1964)利用 Markowitz (1959)所提出的技術所建立投資組合，提出投資人所持有的投資組合是具效率且落於效率集合中²，匯整所有的投資組合所形成的市場組合也會落於該效率前緣上，也將是有效率的報酬和風險的投資組合。

Fama (1965)由隨機漫步假說(random walk theory)推演出的效率市場假說，以上兩個皆是由投資組合理論所發展的 CAPM，CAPM 將隱含著效率市場的成立³。

² 效率集合就是在既定報酬下，風險最低的投資組合，以及在既定風險水準下，期望報酬最高的投資組合，而效率投資組合所形成的集合稱為效率前緣。

³ Fama (1970)定義效率市場 (efficient market) 為「所有證券已充分反應現有可得資訊 (fully reflect available information) 的市場」。

效率資本市場具有(1)證券價格能充分反映所有相關的資訊(2)對新資訊證券價格能立即不偏的反映。且效率市場存在須假設(1)每個市場參與者都能同時免費地獲得市場資訊(2)沒有交易成本或其它交易障礙(3)每人交易無法影響證券價格，即每位投資人都是價格接受者(price taker)

Sharpe (1964)、Lintner (1965) 所提出的資產訂價模型中, 假設投資者均為風險規避者, 即投資者的效用函數為凹函數, 且每位投資人具有同質預期, 根據此假設利用效用函數, 為簡化分析, 利用二期的消費, 從凹函數的特性中去觀察 C_t, C_{t+1} 消費的抵換, 我們可以得到以下第 t 期和第 $t+1$ 期的效用函數:

$$U(C_t, C_{t+1}) = u(C_t) + \beta E_t[u(C_{t+1})].$$

投資者購買股票, 即放棄了目前部份的消費, 期望在未來能獲得更多的消費, 以求取現在及未來消費之間獲得最大的滿足, 而對未來的更多的消費可能是建立在預期的股息收入和將來有機會以更高價格售出賺取利得。

其中 β 為主觀的折現因子(subjective discount factor), 代表跨期的風險替代率。

利用極大化可求得投資者在基本消費基礎模型中的一階條件:

$$\begin{aligned} \max & u(C_t) + E[\beta u(C_{t+1})], \\ \text{s.t. } & C_t = e_t - p_t \xi, \\ & C_{t+1} = e_{t+1} - x_{t+1} \xi. \end{aligned}$$

其中 e 為原始消費水準, ξ 為選擇購買的數量, 因此我們可以推導出最適消費和資產組合選擇的一階條件(the first-order condition):

$$p_t u'(C_t) = E_t[\beta u'(C_{t+1}) x_{t+1}], \quad (2.1)$$

$$p_t = E_t[\beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} x_{t+1}]. \quad (2.2)$$

從(2.1)式中可看出為最適的一階條件成立時, 不管投資人再多買一點點或再多賣一點點資產, 都不會影響最適條件的成立。其中 $p_t u'(C_t)$ 為投資者購買其它單位資產是效用減少, $E_t[\beta u'(C_{t+1}) x_{t+1}]$ 則是效用增加, 將 m_{t+1} 定義為 $m_{t+1} = \beta u'(C_{t+1}) / u'(C_t)$, m_{t+1} 是具有隨機性的折現因子, 因此(2.2)式能簡單表達為 $p_t = E_t(m_{t+1} x_{t+1})$ 。

價格 p_t 、報酬 x_{t+1} 應用於各種不同資產價格問題，最受歡迎涵蓋了股票、債券、選擇權，而這些只是所有資產價格中的一個理論而已。就股票而言，一期報酬當然是下一期價格加上紅利，即 $x_{t+1} = p_{t+1} + d_{t+1}$ 。我們把報酬除上價格 p_t ，便可得到毛收益(gross return)。

$$R_{t+1} \equiv \frac{x_{t+1}}{p_t}.$$

從直觀來看，即如果妳今天付了一塊錢，那麼明天妳的報酬或消費將會是多少？因此，收益(returns)服從 $1 = E(mR)$ 。

CAPM 的假設中，市場存在無風險利率，投資人可以無限制的借入貸出資金，我們能定義 $R^f = 1/E(m)$ 是無風險利率。

使用乘幂效用 $u'(c) = c^{-\gamma}$ ，則可獲得下列的無風險利率 R^f ：

$$R^f = \frac{1}{\beta} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^\gamma. \quad (2.3)$$

在此特殊效用函數下，從(2.3)式中可看出三項效果：(1)當人們想要現在消費時，則須提供較高的存款利率以抑制目前的消費慾望。(2)當存在較高利率時，則投資者減少目前消費，以增加投資，且在未來消費更多。因此，當消費成長高時實質利率高。(3)當 γ 大時，實質利率是較消費敏感性的，因為當 γ 大時，只要變動一點點，效用則會改變，所以投資者必須平穩他的消費項。

一般會認為資產報酬波動是“risky”，因此應該會有很大風險關係。一般來說，只有系統風統與報酬相關，非系統風險沒有任何的補償，我們將報酬 x 分解成二部份，一部份是與折現因子相關，另一部份是和異質性部份與折現子沒有相關去跑迴歸求得下式：

$$x = \text{proj}(x|m) + \varepsilon$$

因此，只有系統的部份可由報酬解釋它的價格，殘差或異質性風險的價格是零，即報酬是由系統風險和非系統風險解釋部份所組成的。

而 CAPM 認為在效率組合下，證券的預期報酬市場風險(β 值)之間存在著正的線性關係，認為只存在單因子效果，只有市場風險能解釋預期報酬，因此市場模型在描繪資產報酬率和資產組合之間線性關係在實證上扮演著不可或缺的角色，我們可將 $p = E(mx)$ 改寫為 $E(R^i) = R_f + \beta_{i,m}\lambda_m$ ，其中 R_f 是無風險資產的報酬， $\beta_{i,m}$ 為資產風險數量， λ_m 為價格風險，簡潔的表示為當市場均衡時，效率投資組合下風險與報酬率的關係。

2.4 CAPM 模型

在推導 CAPM 模型中，延續了 Markowitz (1959) 的投資組合理論既有的假設⁴，而 Sharpe (1964) 和 Lintner (1965) 將平均數-變異數分析引入均衡資本市場理論增加假設，假設在投資期間的起點，所有投資者所面對相同預期的 Markowitz (1959) 效率前緣，且存在著無限制的無風險利率進行借貸，使投資者能將無風險資產和風險資產搭配組成效率投資組合。

投資人購買一項風險性資產如股票，希望至少要有「無風險利率」的報酬率，而額外所冒險的預期報酬率，則是由資產風險數量(即 $\beta_{i,mv}$) 乘上風險價格(即預期市場報酬率減無風險利率)，二者相乘的結果即第 i 種證券的風險溢酬，所以預期報酬能在平均-變異效率報酬下以單一 β 係數所描繪，如下所示：

$$E(R_i) = R_f + \beta_{i,mv}[E(R_{mv}) - R_f]. \quad (2.4)$$

其中 $E(R_i)$ 代表第 i 種證券的預期報酬率； R_f 代表無風險利率，一般為國庫券利率，習慣以一年定期存款利率為替代變數來衡量； R_{mv} 代表 mean-variance 市場報酬率。簡單的說，從(2.4)式所計算出來的證券預期報酬率，為任何股票的必

⁴ Markowitz (1959) 的投資組合選擇假設：

(1) 投資者重視報酬率 \bar{R} ，且了解每一資產報酬率的機率分配。(2) 投資風險定義為報酬的變異數 $\sigma^2(\bar{R})$ 。(3) 投資者的投資決策基於期望報酬和風險。(4) 投資者遵循效率原則，即在任何既定風險下，選擇最大報酬；任何既定報酬下，尋求最求最低風險。

要報酬率等於無風險報酬加上風險溢酬。

總而言之，CAPM 主要具有以下含義：

1. 市場均衡時，風險愈高的證券，其預期報酬率愈高。
2. 個別證券的預期報酬率只與系統風險 β 值有關，與非系統風險無關。
3. 而 β 值衡量個別證券風險，且 β 值與預期報酬率呈正向的線性關係。

2.5 異常報酬

Sharpe (1964)、Lintner (1965)、Black (1972)所提出的 CAPM，長期以來一直是學術研究和市場參與者考慮預期報酬與風險關係重要模型，CAPM 模型在效率市場成立下， β 值為解釋橫斷面資產預期報酬率唯一因子，因此，只要在市場均衡的情況下，任何人皆無法賺取超額報酬。但是自 1970 年代末隨著實證發現的累積，越來越多所謂的「異常現象」啟人疑竇，如規模效果、淨值對市值比效果、本益比效果…等，因為這些異常現象完全違反了 CAPM 的主張。而這資訊若對股票報酬有影響的話，稱為「異常報酬」，Fama and French (1992)實證發現，造成此異常現象可能原因包括：CAPM 的定式錯誤(misspecified)，也就是可能遺漏了某些風險因子或者是市場不具效率所造成，或兩者兼具。正當 CAPM 備受批評之際，新的資產訂價理論也呈多元發展，將於下一節詳述 APT 模型根據 CAPM 缺點所發展出來的多因子定價模型。

在過去文獻中衡量異常報酬指標不勝枚舉，本研究的重點非著墨於此，參考 Black, Jensen and Scholes (1972，以下簡稱 BJS)時間序列檢定方法估計 β 值，分組方式仿照 Fama (1993)中照規模大小均分成 30 個投資組合後，利用市場模型計算股票個別的 β 值，之後再每一組進行橫斷面迴歸分析。

第一步：首先依序將股票按規模大小均分成 30 個投資組合，由市場模式估計每一家公司的 β_i 及殘差的標準差 $s(\epsilon_i)$ ，並計算出各組投資組合每日報酬率。其模式為：

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \beta_i [R_{m,t} - R_{f,t}] + \varepsilon_{i,t}$$

其中 $R_{i,t}$ 是第 i 種股票在第 t 日的報酬率； $R_{f,t}$ 是第 t 日一個月活期存款利率取代無風險利率； β_i 代表迴歸係數； $R_{m,t}$ 是第 t 日市場投資組合報酬率； $\varepsilon_{i,t}$ 代表誤差項。

第二步：再進行橫斷面迴歸分析，其迴歸方程式如下：

$$R_{p,i} = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 \hat{\beta}_{p,i} + \hat{\gamma}_2 \hat{\beta}_{p,i}^2 + \hat{\gamma}_3 \bar{S}_{p,i}(\hat{\varepsilon}_i) + \hat{\eta}_{p,i}, \quad i = 1, 2, 3 \dots 13. \quad (2.5)$$

$$p = 1, 2, 3 \dots 30$$

其中 $\hat{\beta}_p$ ：代表第 p 組中第 i 個股的系統風險； $S_p(\hat{\varepsilon}_i)$ ：為包含在第 p 個投資組合中的个股殘差項標準差的平均值。

由以上方程式可檢定與 CAPM 相關的假設，列示如下：

- (1) $E(\hat{\gamma}_2) = 0$ ，表示系統風險與股票期望報酬率間為線性相關。
- (2) $E(\hat{\gamma}_3) = 0$ ，表非系統風險沒有影響報酬。
- (3) $E(\hat{\gamma}_1) > 0$ ，表非正的市場風險溢酬，即風險與報酬的正相關。
- (4) $E(\hat{\gamma}_0) = R_f$ ，滿足 Shape-Linter (1964、1965) 的假設，截距項等於無風險利率。

2.6 套利定價理論(arbitrage pricing theory, APT)

套利定價理論是由 Ross (1976) 針對 CAPM 缺失⁵所提出的模式，APT 用套利⁶概念定義均衡，不需要市場組合存在性，且所需的假設比 CAPM 模型更少，更具合理性。

⁵ CAPM 缺失：(1) CAPM 單獨使用一個因素，即市場投資組合 M 來解釋 R_i ，忽略了其它的報酬有解釋的因子；(2) 除非市場投資組合包括了全部證券在內，否則此模式無法檢定；(3) CAPM 的假設完全市場是不盡合理的，而且認為投資人可以無限制的借入或貸出資金，即借貸利率相等，所有投資人具有同質性預期，對未來的期望是一致的，無通貨膨脹存在。

⁶ 所謂套利，係利用不同市場，不同商品或不同期間所產生的利率差距，透過同種類的金融交易交互運作，以達到降低成本或提高收益的目的。

與 CAPM 模型一樣，APT 理論假設：(1)投資者具有相同的投資預期；(2)投資者規避風險，並且要效用極大化；(3)市場是完全市場。但是與 CAPM 不同的是，APT 並沒有以下假設：(1)單一投資期；(2)不存在稅收及交易成本；(3)投資者能以無風險利率自由借貸，借貸利率相等；(4)投資者以報酬率的均值和方差為基礎選擇投資組合。

APT 導出和 CAPM 相似的一種市場關係，APT 以報酬率形成過程的多因子模型為基礎，認為證券的報酬率是由一群許多因素的線性函數所組成，事實上，當報酬率通過單一因子(市場組合)時，發現 APT 形成與 CAPM 有相同的關係。因此，APT 被認為是 CAPM 的應用模型，而 APT 方程式如下：

$$E(R_i) = R_f + \beta_1[E(R_1) - R_f] + \beta_2[E(R_2) - R_f] + \dots + \beta_n[E(R_n) - R_f].$$

其中： $E(R_i)$ 表示第 i 種證券的預期報酬； R_f 是市場無風險利率； $E(R_i) - R_f$ 表示第 i 種證券的風險溢酬； β_{ij} 表示第 i 種證券對第 j 因素的敏感性，其值 $\text{cov}(R_i, R_j) / \text{var}(R_j)$ 。

因為在 CAPM 中，證券的 β 值是衡量證券對市場組合變化的敏感度，APT 中證券是在衡量該因子的敏感度，此兩種定價模式都是有風險模式，且都認為 β 值與報酬呈比例關係。

第三章 研究方法

目前現有的預測方法有數百種以上，對於時間序列和橫斷面資料分析，一般採用普通最小平方法(ordinary least square, OLS)來分析，傳統的 OLS 在處理資料時，只能單獨考慮橫斷面資料或時間序列資料，當兩種資料類型並存時，若採用時間數列分析時，由於只考慮相關變數的時間數序資料，常會發生序列相關(serial correlation)現象；若僅對橫斷面資料進行分析，由於個體本身存在的特性，通常有異質變異(heteroscedasticity)的情形，因此容易產生偏誤現象發生。

由於追縱資料(Panel Data)資料乃結合時間序列和橫斷面二者進行分析，使用 Panel Data 的優點在資料上富有多樣性，擁有更多自由度和效率佳，此外運用 Panel Data 模型亦可控制橫斷面上個體異質性與變數在時間序列的自我相關性問題，而產生有效率的估計。

不論是 CAPM 或 APT，股票報酬率皆會受到系統風險和非系統風險的影響，公司間的非系統風險彼此不相關，每家公司本身的非系統風險僅影響公司本身而不會影響別家公司，但是系統風險卻是相關。其中在 APT 模型的系統風險部份則利用因素分析，去萃取出共同影響因子。至於因子最適個數，一般多採因素分析法和主成份分析法來決定因子個數。而本研究利用 Panel Data 來捕捉台灣股市電子股異常報酬現象，利用 Hausman test (1978)檢定，觀察台灣電子業市場訊息是否充分反應在股價上，投資人是否能藉由對風險的控管而獲得異常報酬。

3.1 因素分析(factor analysis)

因素分析通常用於資料縮減，運用的目的地是試圖找出少數潛在變數或因子 ($F_1 F_2 \cdots F_m$)，以解釋一群可觀察的變數之間的關聯，而因素分析重視影響應變數的因子，以及其影響力。在因素模型中的個別行為變數 ($X_1, X_2 \dots X_p$)，由「共同因素變量」(common factor variate) F_m ，和「唯一因素變量」(unique factor variate) ε_j ， $j=1 \sim p$ 所組成的線性函數，然而因素分析中的行為變數的總變異

$\text{var}(X_p)$ 則是由二部份所組成：一為可被潛在因子所解釋的部份，稱為共同性 (communality)；其它可被獨特性所解釋的部份為獨特性 (uniqueness) 的平方。

一般而言，影響變數在表面上看起來即很相似，彼此間的相關性較高，而事實上真正影響這些變數觀察值結果可能是背後看不到的某些共同原因造成的，本研究欲以較少數目的共同因素，來表示所選取的市場風險透過因素分析法，將彼此相關的變數中萃取出真正影響報酬共同因素。

$$X_j = \lambda_{j1}F_1 + \lambda_{j2}F_2 + \dots + \lambda_{jm}F_m + \varepsilon_j, \quad \text{for } j = 1, 2, \dots, p$$

其中 X_j 為第 j 個可觀察的行為變數， λ_{jm} 為第 j 個行為變數對第 m 個潛在因子的迴歸係數； F_m 為第 m 個潛在因子； ε_j 為第 j 個行為變數對應的獨特因素，而因素分析法目地在找出上列中的 F_1, F_2, \dots, F_m 。

3.2 Panel Data 的運用

在式(2.5)中未將欲觀察的個別效果加入模型中，隱含了解釋變數涵蓋了所有個別差異，但事實上影響投資組合預期報酬的因素中有很多是觀察的內生因素，但仍會對報酬率產生影響。而這些內生因素可能產生的未觀察到異質性特質應納入系統的干擾項中，因此誤差項可由 μ_i 個別效果及 ν_i 所組成， ν_i 表模型中所有未觀察到的股票內在因素，因此，(2.5)式中可得到下列的實證模型 $R_{p,i} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{p,i} + \gamma_2 \hat{\beta}_{p,i}^2 + \gamma_3 \bar{S}_{p,i}(\hat{\varepsilon}_i) + \mu_i + \nu_{it}$ ，然而，在實證中須先考慮解釋變數與個別異質性效果間的關係，來決定選擇固定效果模型或隨機效果模型。當兩者存在顯著相關性時，則分析採固定效果模型，若採隨機效果模型則不具一致性。反之，當兩者不具相關性時，則以隨機效果模型分析，若採用固定效果模型則不具效率性，對於未觀察到的個別效果為固別或隨機，在 Panel Data 中一般常使用 Hausman test 來進行檢定。

(一) 個別效果 (individual effect)

由於 Panel Data 具有二個構面的特性，則個別效果以下式表示：

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it}, \quad i=1, \dots, n, t=1, \dots, T. \quad (3.1)$$

在本研究中 $i=1, \dots, n$ ，代表不同的規模下的個別效果； $t=1, \dots, T$ ，代表研究樣本的時間範圍； y_{it} 表示 i 公司在時間點 t 的應變數的數值； β 為 $k \times 1$ 矩陣； α 為截距項； u_{it} 誤差項，且 $E(u_{it})=0$, $Var(u_{it})=\sigma^2$ ，當 $i \neq j, t \neq s$ 時，則 $Cov(u_{it}, u_{js})=0$ 。模型中為了呈現不隨時間變動(time-invariant variables)效果，加入 μ_i 做為殘差附加項，表示如下：

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}. \quad (3.2)$$

其中 μ_i 為隨時間不變的個別效果因不同公司規模而改變； v_{it} 剩餘的干擾項，代入(3.1)式可改寫如下：

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \mu_i + v_{it}.$$

本文在實證的主要研究方法以 Panel Data 進行分析，探討風險與報酬之間的關係，一般分析時通常假設參數固定不變，卻容易造成異質性偏誤問題產生，所以採用 Panel Data 中的固定效果和隨機效果模型解決此問題。

(二) 虛擬變數模型(dummy variable effect)

模型中加入虛擬變數來衡量未被觀察的變數對模型的影響，藉此瞭解個體間的差異，並且縮小模型的共變異數。因此虛擬變數模型(least square dummy variable model, LSDV) 又稱固定效果模型(fixed effect model)。

$$y = \alpha l_{NT} + X\beta + u = Z\delta + u. \quad (3.3)$$

其中 y 是 $NT \times 1$ ， X 是 $NT \times K$ ， $Z = [l_{NT}, X]$ ， $\delta' = (\alpha', \beta')$ ，且 l_{NT} 是一個數值皆是 1 的 NT 維向量(vector)，將個別效果加入，可將(3.3)式改寫成下式：

$$y = \alpha l_{NT} + X\beta + Z_{\mu}u + v = Z\delta + Z_{\mu}\mu + v. \quad (3.4)$$

由(3.4)式中看出產生序列相關(因為包含 μ)，如果使用傳統迴歸分析則會產生誤差，因此，我們使用了殘差共變異矩陣處理，令 $P = Z_{\mu}(Z'_{\mu}Z_{\mu})^{-1}Z'_{\mu}$ 又

$$Z_{\mu} = I_N \otimes l_T \circ$$

$$Z'_{\mu} Z_{\mu} = T I_N \circ$$

我們可將 P 視為個別效果，又 $Z_{\mu}(Z'_{\mu}Z_{\mu})^{-1}Z'_{\mu} = I_N \otimes \bar{J}_T$ ，可以看出 P 是「平均」的效果，每一家公司時間長度 T 的平均， P 為 Z_{μ} 的投射 (projection)，在計量上的意義為 Z_{μ} 所能解釋的部份；而與平均數的差距 $Q = I_{NT} - P$ ， Q 則可視為扣除個別效果，計量上的意義為 Z_{μ} 所不能解釋部份。

由 (3.4) 式中 $y = Z\delta + Z_{\mu}\mu + v$ 中為消除 μ_i 的個別效果，從前面得知 P 為個別效果，因為 P 、 Q 互為直交， Q 是已扣除個別效果。所以利用乘上 Q 來摒除 μ_i 所造成的序列相關，因為 $QZ_{\mu} = QI_{NT} = 0$ ， $PZ_{\mu} = Z_{\mu}$ ，消除了個別效果，經由 OLS 轉換模型如下：

$$Qy = QX\beta + Qv. \quad (3.5)$$

而 $\tilde{y} = Qy$, $\tilde{X} = QX$ ，所以 OLS 估計值為

$$\tilde{\beta} = (X'QX)^{-1} X'Qy.$$

其變異數為 $Var(\tilde{\beta}) = \sigma_v^2 (X'QX)^{-1} = \sigma_v^2 (X'X)^{-1}$ ，如果有許多廠商即 N 很大時，則 (3.4) 式會損失過多的自由度，且上述的動作已經由 Q 矩陣的轉換將時間不變的變數給排除掉了，因 (3.4) 式包含了 $(N-1)$ 個虛擬變數，但是過多的虛擬變數將會造成自由度損失的問題。

通常若想知道各公司間是否有差異，亦即檢定是否存在個別效果，利用 F 檢定來檢測迴歸中 μ 是否相等，如果 μ 值相等，則不須設立虛擬變數，其虛無假設及檢定統計量如下：

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{N-1} = 0$$

$$F_0 = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT - N - K)} \sim F_{N-1, N(T-1)-K}$$

其中 K 為解釋變數個數； $RRSS$ 為 OLS 殘差平方和(restricted sum of squares, RRSS)； $URSS$ 為 LSDV 限制殘差平方和(unrestricted residual sum of squares, URSS)；如果檢定不拒絕 H_0 ，即所有公司的個別效果皆相同，則採 OLS 估計；若拒絕 H_0 即所有公司的個別效果不盡相同，此時須設虛擬變數加入個別效果。

(三) 隨機效果(random effect)

固定效果模型中最大缺點是無法估計變數中不隨時間變動的變數，而隨機效果模型中假設個別效果 μ_i 為隨機的，不隨時間改變的，如此一來便可避免自由度損失的問題，隨機效果模型下， $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ ， $v_{it} \sim iid(0, \sigma_v^2)$ 且 μ_i 與 v_{it} 相互獨立，另外， X_{it} 也與 μ_i 和 v_{it} 獨立，因此表示個別效果將反映於迴歸式中的誤差項，由於 μ_i 是隨機的，所以我們可以將誤差項寫為 $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ ， u_{it} 包括了個別效果 μ_i 和整體誤差 v_{it} 估計方法決定於 v_{it} 性質， v_{it} 平均值為零，且具有同質變異數。且 μ_i 的出現造就了組內誤差項(within)與組間誤差項(between)的關係。

由於不同期或同期的 μ_i 有相關⁷，因此使用 OLS 估計並不恰當，所以必須以一般最小平方法(generalized least squares, GLS)，為了取得 GLS 估計，我們必須先求得 Ω^{-1} ，且 $E_t = I_t - \bar{J}_t$ 。

$$\Omega = \sigma_\mu^2 P + \sigma_v^2 Q.$$

因為 $\Omega\Omega^{-1} = I_{NT}$ ，在 P 、 Q 特性成立下⁸，可順利推導出 $\Omega^{-1}, \Omega^{-1/2}$ 。

⁷ $Var(u_{it}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$ ，for all i and t 。

$Cov(u_{it}, u_{js}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$ ，for $i = j$ ， $t = s$ ，
 $= \sigma_\mu^2$ ，for $i = j$ ， $t \neq s$ 。

⁸ P 、 Q 有三點特性：(1) P 、 Q 為對稱且自乘不變(symmetric idempotent)矩陣，即表示 $P' = P$ ， $P^2 = P$ 意 $rank(P) = tr(P) = N$ 和 $rank(Q) = tr(Q) = N(T-1)$ ；(2) P 、 Q 互為直交(orthogonal)即表示 $PQ = 0$ ；(3) P 加上 Q 為單位矩陣，即表示 $P+Q = I_{NT}$ 。

$$\Omega^{-1} = \frac{1}{\sigma_1^2} P + \frac{1}{\sigma_v^2} Q.$$

$$\Omega^{-1/2} = \frac{1}{\sigma_1} P + \frac{1}{\sigma_v} Q.$$

利用 Swamy 和 Arora (1972) 建議使用「兩迴歸式」去求 σ_1^2, σ_v^2 的估計值，將(3.3)式 $y = Z\delta + u$ 分別乘上 P 、 Q 得到二個轉換後迴歸：

$$\begin{pmatrix} Qy \\ Py \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} QZ \\ PZ \end{pmatrix} \delta + \begin{pmatrix} Qu \\ Pu \end{pmatrix}$$

因為無法估計變數中不隨時間變動的變數，所以固定效果模型只單獨使用 Q 來估計，且固定效果模型所得到的結果也較不具效率。以(3.1)式來看，隨機效果模型是將迴歸式中每一家公司的截距項(α)視為隨機變數，因此在隨機效果模型下則是利用 P 、 Q 來估計，我們可經由下列迴歸式將截距項(α)給消除，而 $(P - \bar{J}_{NT})$ 目地在於利用減去平均數的方法來消除截距項效果。

$$\begin{pmatrix} Qy \\ (P - \bar{J}_{NT})y \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} QX \\ (P - \bar{J}_{NT})X \end{pmatrix} \beta + \begin{pmatrix} Qu \\ (P - \bar{J}_{NT})u \end{pmatrix}$$

而最後可得 GLS 的 β 估計值為：

$$\hat{\beta}_{GLS} = [W_{XX} + \phi^2 B_{XX}]^{-1} [W_{XY} + \phi^2 B_{XY}]$$

在此首先定義 $\bar{x} = \frac{1}{T} \sum_i x_{it}$ ， $\bar{y} = \frac{1}{T} \sum_i y_{it}$ 此為各組(公司)的平均值，則可計算出：

$$W_{XX} = X'QX, W_{XY} = X'Qy.$$

$$B_{XX} = T_{XX} - W_{XX} = X'(P - \bar{J}_{NT})X, B_{XY} = T_{XY} - W_{XY} = X'(P - \bar{J}_{NT})y.$$

其中 W 代表組內，是以不同個別公司的平均值，代表公司特性，然而此公司間差異不會隨時間變動，矩陣 Q 有扣除平均值功能；以 B 來代表組間效果模型不考慮時間對個別公司的影響，因此對個別公司的資料取平均值，利用不同個別平均數跑迴歸，也就是利用 P 所求得值。組內的 β 估計值為 $\tilde{\beta}_{Within} = W_{XX}^{-1}W_{XY}$ 或可定義為 $\tilde{\beta}_{LSDV}$ ；而組間的 β 估計值為 $\hat{\beta}_{Between} = B_{XX}^{-1}B_{XY}$ ，而 $\hat{\beta}_{GLS}$ 則是 $\tilde{\beta}_{Within}$ 和 $\hat{\beta}_{Between}$ 所

加權平均而來的。

$$\hat{\beta}_{GLS} = W_1 \tilde{\beta}_{Within} + W_2 \hat{\beta}_{Between}$$

其中 $W_1 = [W_{XX} + \phi^2 B_{XX}]^{-1} W_{XX}$ 、 $W_2 = [W_{XX} + \phi^2 B_{XX}]^{-1} (\phi^2 B_{XX}) = I - W_1$ 已知

$\hat{\beta}_{OLS} = T_{XY} / T_{XX}$ 和 $\tilde{\beta}_{Within} = W_{XY} / W_{XX}$ ，因此我們可以得知普通最小平方法及固定效果模型分別為一般最小平方法估計式 $\phi^2 = 1$ 及 $\phi^2 = 0$ 的特別式⁹。

關於隨機效果檢定，可利用 Breusch 與 Pagan (1980) 所提出的 lagrange multiplier(LM) 檢定，去檢定個別效果是否存在，其虛無假設及檢定統計量如下：

$$H_0 : \sigma_{\mu}^2 = 0$$

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[1 - \frac{\tilde{u}'(I_N \otimes \bar{J}_T)\tilde{u}}{\tilde{u}'\tilde{u}} \right] \sim \chi_1^2$$

其中 \tilde{u} 為虛無假設 H_0 為真下，採 OLS 的殘差，如果檢定不拒絕 H_0 ，即表示個別效果不存在，則採 OLS 估計；反之，若拒絕 H_0 ，即表示有個別效果存在，則採隨機效果估計。

(四) 固定效果與隨機效果模型選取判別—Hausman test

在固定效果與隨機效果模型選取，學者的看法不依，計量上最常用的則是採取 Mundlak Y. (1978) 提出的 Hausman Test，去檢驗個別效果 μ_i 與解釋變數 X_{it} 是否具有相關性。若 μ_i 與 X_{it} 不具相關性，即表示解釋變為外生變數，隨機效果具有一致性(consistent)及效率性(efficient)，但固定效果較不具效率性(inefficient)；若 μ_i 與 X_{it} 具相關性時，固定效果具有一致性，但隨機效果則不具一致性(inconsistent)，而本研究中亦主要在檢定 $\hat{\beta}_{GLS} = W_1 \tilde{\beta}_{Within} + W_2 \hat{\beta}_{Between}$ 中 $\tilde{\beta}_{Within}$ 和 $\hat{\beta}_{Between}$ 是否相等，檢驗是否存在內生性的問題，如果顯著的話代表存在內生性，則可透過市場操作而獲得異常報酬。

⁹ 可參閱 Badi H. Baltagi 2001(p18)

綜合以上所述，隨機效果模型可以解決固定效果模型的缺點，但前提假設須成立，即 μ_i 與 X_{it} 必須是無關，所以採用檢定 μ_i 與 X_{it} 有無統計相關性的 Hausman test，其檢定方法如下所示：

$$H_0 : E(\mu_i X_{it}) = 0$$

$$H_1 : E(\mu_i X_{it}) \neq 0$$

在虛無假設 H_0 為真下，我們可使用固定效果估計式 $\hat{\beta}_{within}$ 及隨機效果估計式 $\hat{\beta}_{GLS}$ 為檢定統計量的基礎，利用 $\tilde{q}_1 = \hat{\beta}_{GLS} - \tilde{\beta}_{within}$ 且 $\text{plim } \hat{q}_1 = 0$ 和 $\text{cov}(\hat{q}_1, \hat{\beta}_{GLS}) = 0$ ，利用 \hat{q}_1 、 $\hat{\beta}_{GLS}$ 去檢定兩者是否相等，其中 \hat{q}_1 為固定效果和隨機效果差距部份， $\hat{\beta}_{GLS}$ 則是隨機效果的部份，而 Hausman test 主要在檢定 $\beta_{between}$ 與 β_{within} 是否相等，如果不相等則代表兩者不一致。

在 Hausman test 檢定統計量下，可以得到：

$$m_1 = \hat{q}_1' [\text{cov}(\hat{q}_1)]^{-1} \hat{q}_1 \sim \chi_k^2$$

m_1 則是自由度為 k 的卡方分配，若假定的結果拒絕 H_0 ，則使用固定效果模型較佳。若不拒絕 H_0 ，此時須視公司家數 N 是否夠大，才能決定採用固定效果模型或隨機效果模型，一般而言，當 N 是夠大時，隨機效果模型才能得到一致性的估計，此時則使用隨機效果模型較佳。

(五) 普通最小平方法與固定效果、隨機效果模型的比較

普通最小平方法在估計時只能單獨考慮橫斷面或時間序列的資料；而固定效果模型和隨機效果模型可同時考慮到二個構面並存的資料型態，且考慮到橫斷面資料的差異性，以消除公司間的差異，因此得到較具效率的估計結果，使其估計式具一致性。

而固定效果模型中有別於隨機效果模型，主要在固定效果模型中以固定的截距來表示每個橫斷面不同的結構，模型的誤差項仍為 *iid*；而隨機變數模型則以隨機變數型態來表示每個橫斷面不同結構，模型誤差項不再是 *iid*，所以必須使

用 GLS 來估計。當廠商家數很多時，所設的虛擬變數增加，會損失自由度，使用隨機效果模型則可解決這些問題。另外，當 N 大 T 小時，隨機效果的估計會比固定效果估計來得有效率，但是仍需假設個別公司效果與解釋變數無關。

第四章 研究設計

博達事件憾動了台灣股市，引發了各界對公司經營者誠信的質疑，凸顯了公司「誠信」的重要及揭露在市場的訊息準確性，過去的十年，科技股成交量占大盤七、八成，回顧過去許多電子股在創歷史高價後，曾經被投資者視為明星股的電子股產業，昔日風光的科技股市值更縮水一半以上，資訊揭露的不透明、地雷股的連鎖效應更讓投資人反應不及，這其中不乏資本額大的上市上櫃公司，因此本文主要探討透過規模大小的分組後觀察異常報酬的存在，探討台灣股票市場電子業中 CAPM 和 APT 模型是否存在異常報酬內生性，計量方法為在固定效果和隨機效果模型下，按規模大小分組後加入個別效果利用 Hausman test 去檢驗股票市場是存異常性質，而個別效果是否也會因為規模大小不同，而有不同的異常報酬。投資人可以從投資組合中所存在的個別效果，去觀察投資組合內某公司是否存在異常狀況，捕捉到台灣電子產業的異常報酬現象。本研究利用 CAPM 和 APT 模型檢定台灣股票市場中公司規模大小其資訊揭露程度是否會受市場因素影響而獲得異常報酬。

4.1 資料說明

本文研究期間每日股價報酬率涵蓋期間自民國九十二年一月二日至九十三年十二月三十一日止，共計 498 天。任何樣本股票必須是有交易活動，且每日皆有交易活動，以便計算出各變數數值，若個股當日無交易記錄即刪除不予採用，樣本共計 390 家。本研究所使用各項資料來源：其中市場加權指數及各公司的報酬率來自台灣經濟新報社資料庫，無風險利率由第一銀行一個月活期存款利率從 EPS 中華民國台灣地區金融統計月報資料庫取得。

4.2 變數定義

一、公司規模

因為投資組合是由公司規模分組，本研究採用 Banz (1981)對公司規模的定義，以公司的市場價值替代變數，則 Banz (1981)定義公司規模為收盤價乘以流通在外股數，本研究以「台灣經濟新報資料庫」中各公司的市場價值作為公司規模變數。市場價值由每日流通在外股數乘以每日收盤價，即個股每日公司規模。

二、無風險利率

由於台灣國庫券發行量不大且交易不熱絡，所以本研究採第一銀行一個月活期存款利率為無風險利率取代變數。

三、個股股票報酬率及大盤指數日報酬率(R_{jt} 和 R^{vw}_t)

個股報酬率為調整後的報酬率¹⁰，本研究採證券市場所有股票組合的報酬用來衡量市場組合，可以使個別股票的非系統風險分散，使市場只反應出總體經濟因素(系統風險)，市場投資組合報酬率則是以台灣加權股價指數的報酬率。

四、投資組合

在 BJS 文章中證明了以 β 係數的估計值為基礎形成投資組合，並以組合的方式取代個別證券來檢驗模型可以減少衡量誤差(measure error)，因此，本研究將個別股票依照規模大小分組形成 30 個投資組合，如此可避免因為個別資產的 $\hat{\beta}_i$ 估計 γ_i 時，受到個別資產非系風險影響而使變異數增加，分組後的投資組合加權 $\hat{\beta}$ 則可降低非系統風險的影響。

4.3 實證變數估計

追蹤資料的 CAPM 模型

一、個別公司 β 係數

利用市場模式，估算出各公司股票의 β 係數。

二、投資組合期望報酬率 $E(R_{it})$

¹⁰ 依據台灣經濟新報資料庫說明，調整後股價為原始股價*調整因子為當日之後所有”調整係數”累乘;調整係數為除權參考價/(除權前收盤價-現金股息)。

1. 先以各公司市場價值(公司規模)按大小做分類，分成 30 組。
2. 再針對每一規模內的個股的 β 係數估算殘差標準差加入迴歸，分成 13 組，透過 1.2 的分組，形成 30×13 的 390 組投資組合。
3. 再求出公司報酬率，則可以得到 390 個投資組合的日報酬資料 $R_{p,i}$ (p ：投資組合組別)。

因此我們的模型參考 Fama and MacBeth (1973) 的模型，加入個別效果，模型假設如下：

$$R_{p,i} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{p,i} + \gamma_2 \hat{\beta}_{p,i}^2 + \gamma_3 \bar{S}_{p,i}(\hat{\epsilon}_i) + \mu_i + v_{it}$$

其中 $\hat{\beta}_{p,i}$ ：代表第 p 組中第 i 個股的系統風險； $\bar{S}_p(\hat{\epsilon}_i)$ ：為包含在第 p 個投資組合中的个股殘差項標準差的平均值。

追蹤資料 APT 模型：

一、個別公司 β 係數

採用 Ross (1980) 中的因子取得方法，由 MLE 所計算出來的因子個數和 loadings 矩陣，將所求的 loadings 視為 β 係數。Morrison (1990) 提出概似比率 (likelihood ration test) 計算出適當的因子個數，統計量如下：

$$LR(K) = -(T-1 - \frac{1}{6}(2N+5) - \frac{2}{3}K) * (\ln|\Omega| - \ln|\hat{\beta}\hat{\beta}' + \hat{D}|)$$

在虛無假設為 k 個最適因子上， $LR(K)$ 是漸近自由度 $\frac{1}{2}[(n-k)^2 - (n+k)]$ ，本研究 APT 模型中，認為影響期望報酬是存在多因子，根據 Roll 和 Ross (1980) 在美國實證研究指出 3~4 個因子來解釋股票報酬是恰當的，因此，利用因子分析的主成份法抽出 3 個因子，再加上個別效果就可形成 APT 多因子定價模型，模型假設如下：

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_1 + \gamma_2 \hat{\beta}_2 + \gamma_3 \hat{\beta}_3 + \mu_i + v_{it}$$

其中 R_i 是平均報酬扣除無風險利率， $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 、 $\hat{\beta}_3$ 分別為全部公司的報酬率一起

抽出的共同三個因子， μ_i 是按規模大小分組後的個別效果， v_{it} 是剩餘的干擾項。

二、投資組合期望報酬率 $E(R_{it})$

分組方式同 CAPM，其中 APT 模型中是多因子，認為證券的報酬率可由許多不同因素解釋也就是報酬率由無風險利率， k 個風險因素及其風險溢酬的線性組合而成。透過分組形成 30×13 的 390 組投資組合。

第五章 實證結果與分析

從過去文獻實證中，股票市場存在許多異常現象，其中 Banz (1981)對 CAPM 定價提出了質疑，發現規模與報酬間的關係，認為規模較小的公司股票報酬比規模大的公司報酬來的高，而台灣國內的研究對於規模間的關係並沒有一致的結論，在台灣的資本市場，投資人喜歡以股價的漲跌去衡量公司的經營績效，然而，用總市值更能去評價一家公司的市場價值，因為台灣的股市習慣經常以現金增資、無償配股累積股本，而股價每經過一次的除權，股價會愈來愈低，如果只單純從股價並無法端視出變化，但若是將股票的市值乘上流通在外的股本，以總市價來評價，更能看出一家公司的經營者為股東所創造價值的經營績效。然而，本研究亦在探究規模與報酬間的關係，但不同於其它作者，相對於其它研究將規模設為解釋變數(或分組做比較，例如 Fama (1995))。

本研究與 Fama(1995)的文章最大不同點，Fama(1995)文章是提出設虛擬變數的想法，檢驗異常報酬的部份是按規模大小分成三組，兩兩做比較，比較異常報酬的差別，組跟組之間有沒有不同，不同的話才代表存在異常報酬，Fama(1995)的規模組數只分成三組，因為要透過兩兩之間比較是否有差異，分成三組必須比較六次，若分成四組就必須比較八次，以此類推，因此如果將組數增加，其困難度增加，但是在我們的模型中，將每一組當成一個個體設為隨機變數，把個別效果設很多組一樣可以探討是否存在異常，只要去檢定標準差是否異於零的部份，就可以知道是否一致性差異的效果，這比 Fama(1995)更具合理性。在此，我們將個別效果設為隨機變數時，也可以檢驗異常報酬屬性的問題即內生性存在。

5.1 公司分組的原因及結果

本文實證首重在「內生性」的問題，依規模大小分組，再以各組去觀察是否存在個別效果，更進一步分析這些效果是否具有內生性，從總市值的角度來看，

參考 Fama (1993) 中按規模大小分組¹¹，利用 CAPM、APT 模型去觀察台灣股市不易觀察到的異常報酬現象，去觀測台灣電子業市場訊息是否有完全揭露，即是否有內幕消息幫助投資人獲得異常報酬。

在 CAPM 模型中，市場均衡時，股票要求報酬率與市場風險(系統風險)間正的線性關係。而市場風險係數是以 β 值來衡量，CAPM 所考慮的是不可分散的風險(市場風險)對股票要求的報酬率影響，且假設投資人可做多角化投資來分散可分散風險(公司特有的風險)，因此只有無法分散的市場風險才是投資人所關心的，且也只有這些風險可以獲得風險貼水。在應用 CAPM 之前，要先推估 β 值，而本研究的樣本是取自台灣經濟新報資料庫，新報中將電子產業分為系統製品、主機板、光電、電子零件、網路數據機、ic 產製、電子業設備、通訊網路、通路、消費性電子、軟體服務、和其它共十二種類別，樣本共 390 家，利用 BJS 所提出的方法估計 β 值，估計該期間所有樣本股本的系統風險，將個別股票按市場價值大小進行排序分組，均分成 30 個投資組合，最低的投資組合為投資組合 1(佔 13%)，以此類推，至最高的投資組合 30(佔 13%)。分別估計該投資組合的個別系統風險，而本研究主要在觀察各組相同規模公司是否存在個別效果，每一組有 13 家(見附表 1)，形成投資組合，如此可以求得 30 組內的各家公司的風險貼水 β 係數，便形成了 30×13 的投資組合。

而 APT 模型中系統風險是由電子產業共 390 家公司的報酬率所萃取出來的，而非系統的部份則只會影響自己公司報酬率而不影響其它公司。我們利用因子分析去萃取出三個 loadings(見附表 2)，而這三個 loadings 按主要解釋變異排序，因此 γ 係數主要是按所萃取出來的三個 loadings 利用市場模式所求得，此外，CAPM 的大盤指數報酬率及 APT 中各家公司的報酬率皆需扣除無風險利率後才能表示為市場的超額報酬，而本研究是以第一銀行一個月的活期存款利率做為無風險利率的替代變數，因此，CAPM 的大盤指數報酬率及 APT 的個別公司的報

¹¹ Fama(1993)將所有樣本股票按市值由小至大排序，前 1/3 屬規模小(s)的股票投資組合，後 1/3 屬於規模大(B)的股票投資組合，其餘為規模中(M)的投資組合，再計算其平均報酬率。

表 1：CAPM 模型隨機效果(GLS)

$$R_{p,i} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{p,i} + \gamma_2 \hat{\beta}_{p,i}^2 + \gamma_3 \bar{S}_{p,i}(\hat{\epsilon}_i) + \mu_i + \nu_{it}$$

係數	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3
係數值	0.0004	-0.0011	0.0011	-0.0340
z 值	1.0600	-1.5400	2.5100	-4.0400
p 值	0.2880	0.1220	0.0120*	0.0000*

說明:1、*表示在顯著水準 5%下為顯著的估計值

酬率都先扣除無風險利率後才代入模型中做分析的。

5.2 CAPM 實證模型

本研究主要觀察股票市場電子業是否具有內生性異常報酬，因此，利用規模大小分組後加入個別效果，個別效果代表公司的規模的不同，利用 Hausman test 去比較 CAPM 和 APT 兩個模型是否皆能捕捉到股票市場的異常報酬。

以下探討在隨機效果(GLS)下，CAPM 模式：

$$R_{p,i} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{p,i} + \gamma_2 \hat{\beta}_{p,i}^2 + \gamma_3 \bar{S}_{p,i}(\hat{\epsilon}_i) + \mu_i + \nu_{it}$$

其結果整理於上面表 1。

觀察市場因子的迴歸係數(即 β 值)，如所預期的結果， γ_1 係數為負值， γ_2 係數為正值，表示 β 值對股票報酬具有解釋力，且當承擔愈高的系統風險時，則應該要獲得愈高的風險溢酬，符合經濟的邏輯，且投資人面對風險時為風險趨避者，代表投資者所面對的報酬函數為凹函數，隨著風險的增加，其斜率值會愈來愈小，且 γ_3 的係數為負值，表示非系統風險對報酬有影響力；且 β 的平方項和準標準差的係數在 p 值為 5% 統計水準下皆具顯著性，顯示台灣的股市並不符合 CAPM 線性的假設，此模型非線性的關係，得知股票報酬率除了市場風險外，尚有無法被系統風險所解釋的部份。

表 2：CAPM 模型 LM test

	<i>Var</i>	<i>sd.</i>
<i>y</i>	1.64×10^{-6}	1.2806×10^{-3}
<i>e</i>	1.42×10^{-6}	1.1922×10^{-3}
<i>u</i>	3.00×10^{-8}	1.7310×10^{-4}

$H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$ *p*值 = 0.1483 *chi*2(1) = 2.09

說明：1、LM test 結果顯示沒有理由拒絕 $H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$

，表示沒有個別效果存在。

本研究結果與過去文獻之結論意見相左，探究形成的原因：根據文獻的整理並未對公司規模做區隔，大多數的研究將規模視為變數或再加入其它變數去觀察異常報酬的現象存在。然而本研究所探討的內生性是針對公司規模的大小，因此，其結果明顯的不同於 Fama 和 MacBeth (1973) 的實證結果，Fama and MacBeth (1973) 結果發現，僅 β 係數顯著，認為美國股票市場具效率且是線性關係，但本研究中，結果顯示了一個重要的事實，在台灣股市中市場因子遺留下須更多因子做更進一步解釋股票異常報酬變異。

影響股票報酬的因子甚多，這些因子無法解釋部份被稱為異常報酬，本研究的重點乃在於探討異常報酬的內生性，為了確認異常報酬是否存在。我們先檢定各規模間是否存在異常報酬，在統計水準為 5% 下，*p* 值為不顯著性。結果(見表 2)顯示各規模間不存在個別效果，由上述結果顯示台灣股票市場的個別效果為內生變數，且個別效果受 β 值調整影響，因為每家個別公司都有自己的 β 值，表示個別承受風險的數量與個別效果相關，受市場風險些許的影響而非全然無關，進一步對 CAPM 模型迴歸式做內生性 Hausman test，結果(見表 3)在統計水準為 5% 下，*p* 值為顯著性。因此拒絕虛無假設，我們將個別效果設為隨機變數，

表 3：CAPM 模型 Hausman test

R	Fixed effects	Ransom effects	Difference
β_1	-0.0007	-0.0011	0.0004
β_2	0.0005	0.0011	-0.0006
β_3	-0.0184	-0.0340	0.0157

$$H_0 : E(\mu_i X_{it}) = 0 \quad p\text{值} = 0.0005^*$$

$$chi2(3) = (b - \beta)' [S^{-1}] (b - \beta) = 17.85 \quad S = (S_{fe} - S_{re})$$

說明: 1、* 表示在顯著水準 5% 下為顯著的估計值。

2、Hausman test 檢定結果顯示拒絕 $H_0 : E(\mu_i X_{it}) = 0$ ，

表示固定效果模型與隨機效果模型中，應以固定效果模型較具一致性。

3、 $b - \beta$ 為固定效果和隨機效果差距的部份， $S = (S_{fe} - S_{re})$ 為其共變異數的部份

表 4：CAPM 模型固定效果

$$R_{p,i} = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_{p,i} + \gamma_2 \hat{\beta}_{p,i}^2 + \gamma_3 \bar{S}_{p,i}(\hat{\epsilon}_i) + \mu_i + \nu_{it}$$

係數	γ_0	γ_1	γ_2	γ_3
係數值	0.0002	-0.0007	0.0005	-0.0184
t 值	0.5400	-0.9400	1.0200	-1.9900
p 值	0.5900	0.3500	0.3100	0.0480*

$$H_0 : \mu_i = 0 \quad F(25, 361) = 2.03 \quad \text{Prob} > F = 0.0028^*$$

說明: 1、* 表示在顯著水準 5% 下為顯著的估計值

而從 Hausman test 結果為顯著得知市場因子與個別效果具有相關性，固定效果把變數特性排除，此時採用固定模型模型較具一致性(見表 4)，從表 4 結果中，在統計水準 5% 下僅 γ_3 係數顯著， γ_3 為投資組合中個股殘差項標準差之平均值的係數，表示在不同的規模大小下報酬是否有差異，顯著則表示不同規模大小下具不同的特性存在個別效果。

表 5：APT 模型隨機效果(GLS)

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_1 + \gamma_2 \hat{\beta}_2 + \gamma_3 \hat{\beta}_3 + \mu_i + v_{it}.$$

係數	常數值	β_1	β_2	β_3
係數值	-0.0002	-0.0034	-0.0257	0.0022
z 值	-1.7100	-0.7300	-5.3700	1.4300
p 值	0.0870	0.4660	0.0000*	0.1520

說明:1、*表示在顯著水準 5%下為顯著的估計值

表 6：APT 模型 LM test

	Var	sd.
y	1.6400×10^{-6}	1.2806×10^{-3}
e	1.1800×10^{-6}	1.0877×10^{-3}
u	6.0500×10^{-8}	2.4600×10^{-4}

$$H_0: \sigma_{\mu}^2 = 0 \quad p\text{值} = 0.0013* \quad \text{chi2}(1) = 10.36$$

說明: 1、* 表示在顯著水準 5%下為顯著的估計值
2、LM test 結果顯示拒絕 $H_0: \sigma_{\mu}^2 = 0$ ，表示有
個別效果存在，建議不採用 OLS 方式估計，

5.3 APT 實證模型

採用 Roll 和 Ross (1980)所提出解釋股票報酬 3~4 個因子最恰當，引入三個因子進入定價模式，加入個別效果後，其模式如下：

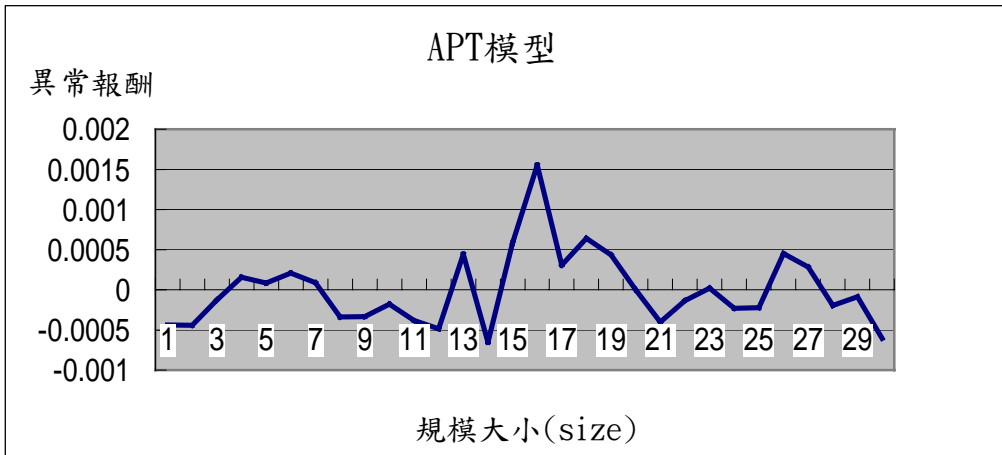
$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_1 + \gamma_2 \hat{\beta}_2 + \gamma_3 \hat{\beta}_3 + \mu_i + v_{it}.$$

利用 APT 模型隨機效果(GLS)其結果整理於上面的表 5。

再觀察檢定當時間不變下的個別效果存在與否，由表 6 中在虛無假設

$H_0: \sigma_{\mu}^2 = 0$ ， APT 模型下 F 檢定的 p 值在 5%統計水準下具顯著性，表示本研

圖 2：APT 模型下規模與異常報酬關係



究中的樣本公司規模間有顯著的個別效果，即每一個組內的公司具有極大差異，此差異來自於不同的規模效果，而有不同的異常報酬（見圖 2），而個別效果並沒有隨著規模而增加，發現只有在一定的規模下，此異常報酬是可以操作的，對投資人而言，市場上所有公司公開的訊息非完全值得信任的，市場訊息揭露不完全，讓有心人士進行短線操作獲得報酬，此與文獻中 Banz (1981)所發現的規模與報酬呈反比的結論大為不同，至於國內亦有多篇探討台灣股票市場是否存在規模效果，如：黃昭祥 (1992)、陳榮昌 (1992)、顧廣平 (1994)等研究發現台灣股市存在規模效果，另外尚有文獻顯示規模效果並不存在，如余招賢 (1997)，因此，規模效模的異常性在台灣並沒有一致的結論。規模效應是否存在於台灣股票市場，隨著不同的研究方法和研究期間，有不同的結論。

由於本研究所要檢定異常報酬的指標是市場風險，因此透過 Hausman test 中去檢定是否存在內生性，由下表 7 在虛無假設 $H_0: E(\mu_i X_{it}) = 0$ ，檢定異常報酬與市場風險是否具有相關性，APT 模型中在統計水準為 5% 下 p 值為顯著性。因此拒絕虛無假設，表示 μ_i 與 X_{it} 具相關性，此時則採固定模型分析較佳且結果較具一致性(見表 8)與隨機效果模型下的結果沒有太大差異，即異常報酬與市場風險是有相關性的受到市場的影響，綜合以上所述，訊息的揭露與個別效果相表

7：APT 模型 Hausmna test

	Fixed effects	Ransom effects	Difference
R			
β_1	-0.0040	0.0034	-0.0006
β_2	-0.0292	-0.0257	-0.0035
β_3	0.0026	0.0022	0.0004

$$H_0: E(\mu_i X_{it}) = 0 \quad p\text{值} = 0.0020^*$$

$$chi2(3) = (b - \beta)' [S^{-1}] (b - \beta) = 17.85 \quad S = (S_{fe} - S_{re})$$

說明: 1、*表示在顯著水準 5% 下為顯著的估計值

2、Hausman test 檢定結果顯示拒絕 $H_0: (\mu_i X_{it}) = 0$ ，表示固定效果模型與隨機效果模型中，應以固定效果模型較具一致性。

3、 $b - \beta$ 為固定效果和隨機效果差距的部份， $S = (S_{fe} - S_{re})$ 為其共變異數的部份。

表 8：APT 模型固定效果(Within)

$$R_i = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_1 + \gamma_2 \hat{\beta}_2 + \gamma_3 \hat{\beta}_3 + \mu_i + \nu_{it}$$

係數	常數值	β_1	β_2	β_3
係數值	-0.0001	-0.0040	-0.0292	0.0026
t 值	-1.5400	-0.8200	-5.8800	1.6500
p 值	0.1240	0.4120	0.0000*	0.0990

$$H_0: \mu_i = 0 \quad F(29, 357) = 2.15 \quad \text{Prob} > F = 0.0007^*$$

說明: 1、* 表示在顯著水準 5% 下為顯著的估計值

關，且可透過風險的控管來影響異常報酬，也就是公司透過風險的控管去影響異常報酬， $\hat{\beta}$ 為風險數量，對風險的控管會影響風險的數量，在此種情況下，股價的高低影響經營者的財富，而經營者自己所持有的股票價值也會在公司經營獲利良好下，自然水漲船高。因此一般的投資大眾期望經營者用心經營創造利潤，透過股價的成長分享公司的經營成果。但是，如果經營者即使經營成果不佳，利用

財務報表的虛飾，創造帳面的獲利假象，因此抬高股價。投資者無法單純從股價反應出來的訊息去判斷公司的經營績效，探討發生異常報酬發生的原因，本研究認為與台灣企業組織形態有很大的關係，因為台灣是以中型企業發跡，家族企業處處可見，但公司上市後須對投資人和股東負責，而非某些特定人，但在台灣有不少上市公司的董事是由親信所擔任的，然而董事會決議制度是須過半數出席，如此家族董事會結構，只須自己人決議就形同董事會通過定案了，此種現象股權集中在特定家族或法人手中，並未符合上市公司的股權分散的精神，也容易形成財務管理上的漏動，經營者規避投資人和主管機關監督，也提高了財務操作意圖透過人為的操作而獲得報酬的可能性，APT 模型中成功的捕捉到台灣股票市場電子業不同規模公司下有不同的異常報酬。

第六章 結論與建議

6.1 結論

本文利用 Fama 和 MacBeth (1973) 和 Fama 的三因子實證模型設計去建構出 CAPM 與 APT 實證模型，探討台灣股市電子產業自民國 92 年 1 月 2 日至民國 93 年 12 月 31 日，具完整的日資料交易的上市公司 390 家為研究對象，探討規模與報酬間關係，使用 Hausman test 進行檢定台灣股市電子業在研究期間內是否存在異常報酬，且此異常性是否為內生性的，其實證結果主要有以下幾點結論：

- 1、APT 模型捕捉到台灣股市電子業透過規模大小的分組後存在異常報酬，且此異常性是內生性的，即可透過市場因素或風險控管的操作而獲得異常報酬。
- 2、APT 模型中得知異常報酬存在於台灣股市，且不同的公司具有不同的個別效果。
- 3、實證結果顯示，CAPM 模型中台灣股票市場的個別效果為內生變數，個別效果受自己 β 值影響。
- 4、異常報酬存在乃由於訊息的揭露的程度不完全，財務報表及股價無法完全且正確的反應出公司獲利情況，可能透過人為的窗飾報表美化營收獲利。

6.2 研究限制

由於採用的研究方法及資料的收集，使本研究有下列的限制：

- 1、雖然國內股票市場的規模逐漸成熟且逐漸增大，但是由於本研究樣本採電子產業有多數公司自 92 年後才上市或在研究期間被打入全額交割股，因此未涵蓋電子業所有公司，限制了本研究的投資組合的分組組數。

6.3 後續研究建議

- 1、可嘗試以不同的時間區間資料(如：週資料、月資料、季資料、年資料)按相

同的程序進行實證，加以比較分析。

- 2、可嘗試做分年度來比較異常報酬存在性。
- 3、發生異常報酬的衍生原因，值得更進一步探討。
- 4、本研究採用 Fama 和 MacBeth (1973)橫斷面迴歸式和 Fama 的三因子模型進行資料的實證研究，後續研究者可嘗試使用不同的實證模式(如 SUR 模式)比較不同的實證方法是否會產生不同的研究結果。

附錄：

下表 1 為樣本 390 家按市場價值的大小進行分組，共分成三十組的投資組合，每組十三家，第一組為最低的投資組合 1，以此類推，至最高的投資組合 30。

附表 1：各組別公司市場價值

第一組			第二組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id289	益和	56,943.75	id387	寰訊	186,972.68
id300	前進	67,781.88	id175	美磊	188,543.01
id372	漢康科技	75,501.06	id181	力璋	190,256.22
id356	王記	90,972.96	id369	碩良	196,549.57
id367	惠隆	95,678.08	id60	佳錄	206,867.91
id386	蕃薯網	120,704.10	id206	振曜	208,698.50
id340	十全	139,864.45	id299	久大	215,119.67
id284	擎邦國際	143,630.85	id279	訊利電	217,691.47
id339	亞銳士	156,766.31	id34	寶晟	222,138.01
id115	金腦科	176,354.85	id306	華電網	224,142.30
id384	昱泉	176,974.20	id43	磐英	238,553.70
id177	高而富	181,948.30	id240	華昕	240,027.00
id382	和平	182,821.68	id35	祥裕電子	245,706.62
第三組			第四組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id373	飛雅	252,172.24	id390	寶島光學	304,776.56
id327	群環	256,995.00	id357	東亞科 TD	307,443.88
id56	翔昇	262,655.51	id374	蒙恬	308,089.96
id282	亞智科	265,965.48	id260	凌泰科技	311,895.35
id197	訊舟	266,890.93	id376	中菲	312,786.50
id27	永兆	267,582.40	id199	正華	316,495.62
id379	艾群科技	279,167.08	id235	普格	321,349.20
id301	聯光通信	285,192.70	id277	金利	323,281.58
id371	得捷	285,746.05	id52	凱歲	327,264.42
id283	三聯科技	290,718.01	id204	世峰	327,315.31
id389	友傳	294,780.90	id258	晶磊	335,106.74
id41	梅捷	295,087.34	id53	弘捷	342,543.28
id40	佳總	304,465.60	id237	聯傑	346,489.44

(續接下頁)

(承上頁)

第五組			第六組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id362	華經	347,953.43	id44	高技企業	391,124.56
id263	沛亨	352,860.56	id248	通泰	398,571.32
id363	資通	353,404.00	id200	訊康	405,586.67
id28	台路	356,593.82	id194	星通	409,320.35
id87	冠西電	359,009.30	id280	同協電子	414,941.36
id331	亞矽	362,128.51	id381	聚碩	422,577.60
id288	和椿	364,590.41	id272	同開	427,253.80
id195	零壹	365,951.99	id370	力新	430,929.03
id341	振遠	367,065.00	id383	軍成科技	434,908.90
id49	統盟	368,358.89	id375	天剛	437,078.95
id236	宏億國	369,720.78	id334	佳營	440,524.45
id303	台聯電訊	372,664.05	id187	連展	443,597.54
id51	佰鈺科技	380,062.51	id178	凱美	445,874.22

第七組			第八組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id153	良得電	448,594.77	id145	統懋	529,858.99
id122	華興	450,700.31	id249	德鑫	534,355.90
id46	霖宏科技	468,994.82	id332	建達國際	551,604.72
id328	捷元	476,022.23	id174	立德	554,801.79
id183	振發	480,741.70	id368	華義	561,202.87
id128	精威	485,900.76	id66	力廣	569,632.00
id281	彩富	486,061.83	id136	鴻運電子	576,285.35
id201	台林	486,631.94	id361	凌群	578,095.30
id380	大宇資	487,748.61	id26	承啟	582,485.85
id275	港建	496,880.52	id112	達威	592,170.28
id105	萬國	496,896.42	id55	競國	592,726.26
id342	宇詮	507,069.49	id259	旭展	592,978.48
id196	宏傳	508,342.28	id85	全新	597,806.60

(續接下頁)

(承上頁)

第九組			第十組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id90	連宇	604,196.02	id171	偉訓	666,016.01
id229	一詮	624,929.04	id269	志聖	670,758.72
id123	久正	635,629.95	id293	仲琦	679,719.23
id25	隴華	639,509.90	id347	錫新	685,599.14
id180	天揚	641,293.62	id336	順發	690,935.17
id271	揚博	645,274.20	id184	宣得	714,895.07
id162	歐格	648,814.95	id278	均豪	717,663.00
id144	聯昌	650,969.29	id104	峯典	718,281.00
id207	互億	652,519.28	id165	今皓	748,278.77
id37	九德	655,215.44	id355	廣大	752,362.35
id186	松普科技	661,211.28	id338	統振	752,812.98
id38	建榮	662,046.68	id18	台光電子	753,913.15
id45	寶聯	664,127.30	id267	固緯	767,886.17

第十一組			第十二組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id366	友立資	777,211.50	id314	精技	870,733.37
id344	理銘	778,852.59	id126	世仰	876,894.42
id337	詮鼎	779,198.11	id193	友旺	877,150.32
id253	亞全	781,529.15	id247	中美晶	878,721.55
id160	希華	782,828.82	id159	百容	906,679.49
id148	太空梭	799,832.83	id268	盟立	916,673.64
id179	華容	804,803.92	id143	興勤	917,429.20
id29	研揚	810,735.84	id152	建通	917,651.20
id42	合正	833,059.11	id59	全友	918,896.10
id296	盛達	838,817.21	id21	映泰	920,155.82
id50	華韡電子	848,973.76	id121	欣技	922,308.81
id317	互盛電	854,329.25	id351	怡利電	934,220.16
id150	奇力新	867,472.44	id48	德宏	944,006.00

(續接下頁)

(承上頁)

第十三組			第十四組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id285	廣運	946,308.10	id39	先豐	1,041,921.00
id20	友通資訊	953,501.93	id276	及成	1,043,958.62
id261	久元	955,223.18	id273	德律	1,049,790.29
id330	佶優	959,244.09	id81	鼎元	1,055,847.13
id185	富驊	975,462.80	id262	寰邦	1,059,113.82
id208	勤益	990,112.65	id141	新巨	1,064,683.66
id257	合晶	995,112.40	id239	世紀	1,064,836.08
id54	瑞傳科技	999,960.64	id82	美齊	1,066,357.90
id251	創惟科技	1,008,028.64	id231	聯陽	1,068,161.66
id360	鼎新	1,015,994.57	id333	大傳	1,068,703.53
id30	麗臺	1,017,209.95	id135	智寶	1,072,238.41
id166	晟銘電	1,033,965.57	id163	健和興	1,078,632.27
id254	茂達	1,041,113.52	id155	立隆電	1,078,802.02

第十五組			第十六組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id182	台半	1,086,922.57	id202	協益	1,211,341.54
id89	和立	1,115,963.37	id114	慧友	1,214,234.86
id57	柏承	1,118,539.50	id308	德士通	1,236,488.79
id343	豐藝	1,131,993.06	id118	悠克	1,239,569.59
id203	中磊	1,145,034.18	id36	佳鼎	1,244,658.05
id323	增你強	1,156,312.08	id172	晶技	1,255,167.04
id107	威力盟	1,158,536.15	id294	倚天	1,267,998.15
id216	順德	1,158,830.43	id119	新寶科	1,294,709.38
id324	威健	1,165,664.67	id305	百一	1,300,397.30
id307	關貿	1,179,224.30	id176	僑威	1,319,217.76
id140	環科	1,192,390.77	id117	輔祥	1,323,484.66
id137	世昕	1,192,747.45	id350	漢平	1,324,571.39
id120	科橋	1,196,998.55	id47	瀚宇博	1,325,847.02

(續接下頁)

(承上頁)

第十七組			第十八組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id313	鼎大興業	1,329,623.85	id359	三商電	1,486,994.84
id388	遠見	1,332,115.65	id149	乾坤	1,488,611.28
id205	友勁	1,339,125.72	id157	大毅	1,521,098.05
id378	同亨	1,364,593.90	id169	信邦	1,521,592.87
id109	光聯	1,375,392.15	id173	科風	1,533,539.32
id113	東友	1,386,663.96	id98	佰鴻	1,540,925.88
id86	光群雷	1,386,877.52	id142	建準	1,541,035.90
id154	力信	1,412,051.33	id238	太欣	1,552,415.85
id250	合邦	1,414,423.06	id255	勁永	1,561,335.81
id322	奇普仕	1,430,328.63	id335	富爾特	1,589,455.68
id320	品佳	1,470,314.58	id325	文擘	1,623,679.90
id270	鉅祥	1,470,858.73	id264	福雷電子	1,638,962.33
id146	旺詮	1,475,989.36	id23	圓剛	1,649,463.26

第十九組			第二十組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id75	云辰	1,688,027.61	id99	全台	1,836,279.02
id246	矽成	1,711,609.05	id78	國碩	1,894,487.35
id124	宏齊	1,719,207.88	id311	所羅門	1,899,006.80
id129	崧凱	1,723,372.31	id168	奇鎡	1,907,922.12
id134	匯僑工業	1,729,844.94	id167	全漢	1,950,337.98
id256	碩邦	1,736,921.14	id274	蔚華科	1,955,092.82
id94	東貝	1,742,375.79	id318	神腦	1,995,771.55
id147	英誌	1,747,855.20	id319	敦吉	2,058,119.41
id110	大騰	1,765,366.44	id291	東訊	2,058,396.10
id106	喬鼎	1,792,851.56	id252	普誠	2,075,898.64
id385	橘子	1,796,920.65	id218	菱生	2,108,119.15
id298	大眾電	1,830,164.40	id241	漢磊	2,114,086.92
id158	強茂	1,833,425.75	id102	鈺德	2,135,807.14

(續接下頁)

(承上頁)

第二十一組			第二十二組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id83	利碟	2,153,527.68	id245	松翰	2,567,611.64
id223	偉詮電	2,183,077.78	id14	耀華	2,614,125.70
id234	揚智	2,199,110.84	id15	金像電子	2,617,734.80
id287	帆宣	2,372,621.65	id97	憶聲	2,652,648.64
id69	鴻友	2,382,631.80	id80	國聯	2,693,618.28
id326	益登	2,387,047.44	id64	光磊	2,755,623.47
id22	浩鑫	2,410,130.20	id63	致伸	2,873,683.70
id329	崇越	2,416,057.16	id365	敦陽科	2,881,399.60
id31	威達電	2,430,686.80	id92	訊碟	2,884,691.10
id74	精元	2,449,057.30	id354	華晶科	2,905,880.83
id151	飛宏	2,494,223.86	id65	英群	2,925,659.00
id71	虹光	2,532,977.20	id312	友尚	2,980,113.99
id295	兆赫	2,560,995.26	id349	美隆電	2,985,041.41

第二十三組			第二十四組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id198	正文	2,993,985.31	id33	健鼎	3,413,533.73
id290	台揚	3,027,904.35	id62	碧悠	3,458,410.20
id377	智冠	3,045,398.37	id9	楠梓電子	3,494,733.71
id70	昆盈	3,076,201.33	id170	禾伸堂	3,522,521.01
id243	鈺創	3,090,264.62	id321	華立	3,566,472.66
id12	敬鵬	3,104,982.80	id100	建碁	3,572,210.56
id4	藍天	3,126,580.63	id108	敦南	3,782,172.19
id265	致茂	3,138,314.68	id345	佳能	3,892,336.83
id266	漢唐	3,164,623.32	id315	世平	3,918,942.31
id286	亞翔	3,172,374.51	id161	華新科	3,939,133.00
id348	美律	3,296,680.19	id191	亞旭	3,976,909.07
id84	晶電	3,333,285.69	id364	思源	3,990,762.50
id214	光罩	3,406,564.54	id224	超豐	4,039,110.04

(續接下頁)

(承上頁)

第二十五組			第二十六組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id228	義隆	4,308,872.87	id156	可成	6,355,220.05
id91	瑞軒	4,437,697.14	id138	正歲	6,445,372.31
id93	普安	4,472,537.14	id6	華宇	6,692,510.00
id11	環電	4,477,017.12	id127	廣明	6,704,299.24
id125	瑞儀光電	4,617,149.11	id190	智邦	6,780,039.09
id316	燦坤	4,812,112.30	id73	群光	6,817,194.69
id76	億光	4,981,071.40	id8	華通	6,848,772.25
id164	綠點	5,012,113.05	id304	大霸	6,868,165.50
id101	和鑫	5,130,232.39	id358	精業	7,021,632.84
id111	中強光電	5,299,016.82	id226	創見	7,050,036.03
id77	精碟	5,993,147.94	id72	勝華	7,353,646.00
id233	智原	6,201,819.00	id1	神達	7,420,269.25
id230	晶豪科	6,333,861.77	id10	精英	7,683,394.05

第二十七組			第二十八組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id32	欣興	8,028,515.92	id353	亞光	13,793,245.62
id139	飛瑞	8,075,283.20	id217	矽統	14,153,759.91
id225	京元電	8,122,927.21	id232	聯詠	14,210,827.92
id133	鴻準	8,352,829.84	id16	技嘉	14,863,598.00
id189	友訊	8,924,414.60	id132	國巨	15,148,913.40
id188	金寶	9,508,394.11	id219	瑞昱	15,541,643.18
id192	合勤	9,529,132.67	id309	聯強	16,760,949.75
id103	力特	9,657,952.64	id3	英業達	18,845,182.23
id24	雅新	9,714,001.49	id67	鍊德	18,990,837.17
id19	研華	9,725,895.32	id221	凌陽	19,178,461.05
id346	普立爾	10,853,682.85	id213	旺宏	20,109,980.27
id352	大立光電	11,750,563.10	id5	大同	21,303,674.00
id17	微星	13,410,313.03	id220	威盛	22,509,128.65

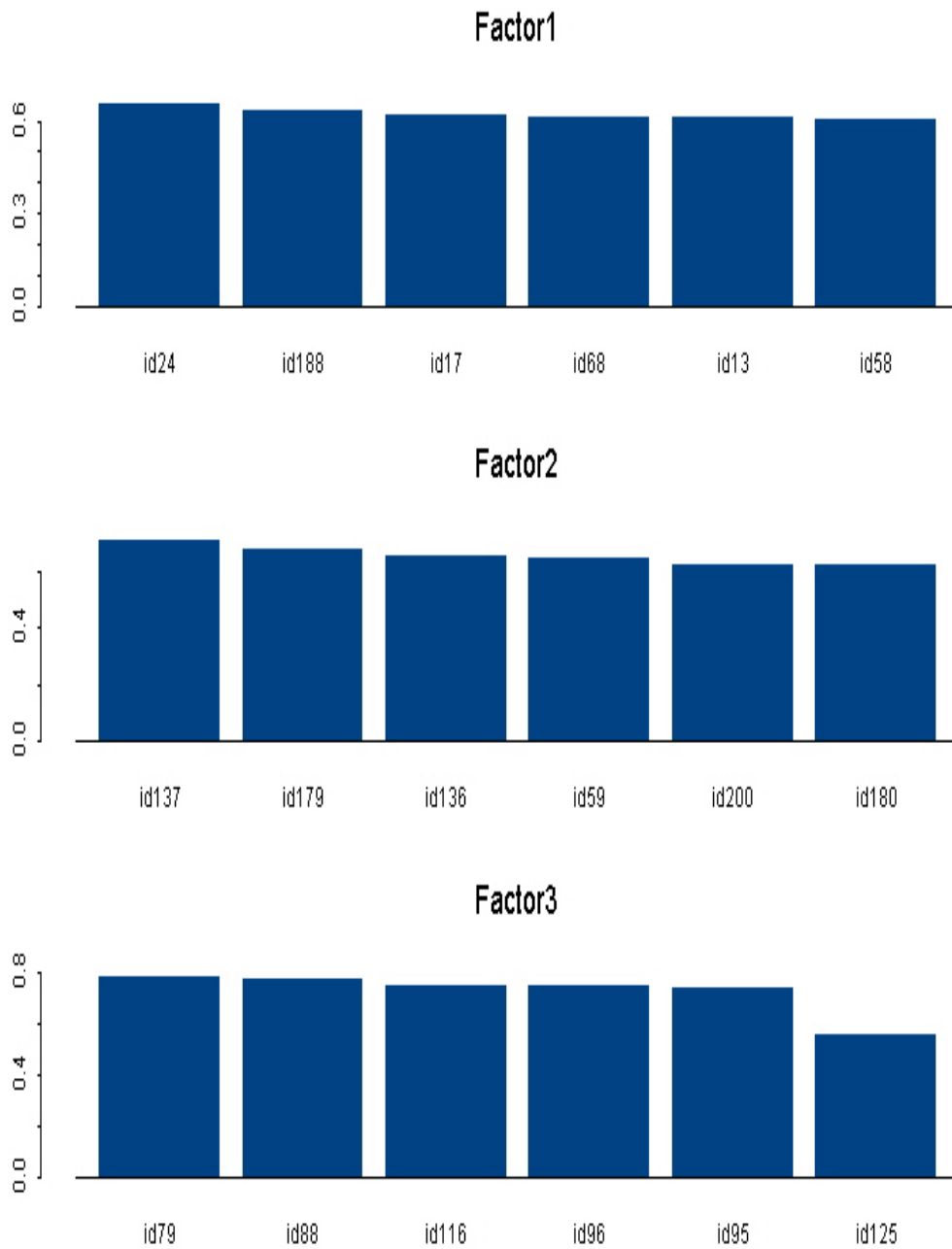
(續接下頁)

(承上頁)

第二十九組			第三十組		
id	公司名稱	市場價值	id	公司名稱	市場價值
id211	矽品	23,337,947.23	id210	日月光	43,513,205.86
id244	茂德	27,902,110.75	id88	華映	45,109,833.01
id96	廣輝	28,403,974.60	id2	仁寶	56,108,630.37
id116	彩晶	28,590,098.95	id95	奇美電	59,068,946.41
id130	台達電子	31,177,641.62	id297	台灣大	68,199,883.76
id61	中環	32,445,693.95	id227	聯發科	73,154,669.74
id242	力晶	34,582,312.90	id13	華碩	78,829,474.58
id215	華邦電子	35,025,594.40	id79	友達	86,819,570.25
id58	光寶科	35,073,062.28	id7	廣達	88,470,526.92
id68	明基	37,198,690.28	id131	鴻海	143,527,854.10
id302	遠傳	39,071,243.61	id209	聯電	190,183,802.56
id222	南科	41,138,283.00	id292	中華電	258,092,943.90
id310	宏碁	43,265,143.15	id212	台積電	497,777,872.40

APT 模型中，由因子分析法萃取出三個共同因子去估計 loadings，附圖 1 為 id1-id207 共 207 家的三個共同因子，且三因子的解釋總報酬率變異約為 62%，附圖 2 為 id208-id390 共 183 家的三個共同因子，且三因子的解釋總報酬率變異約為 80%。

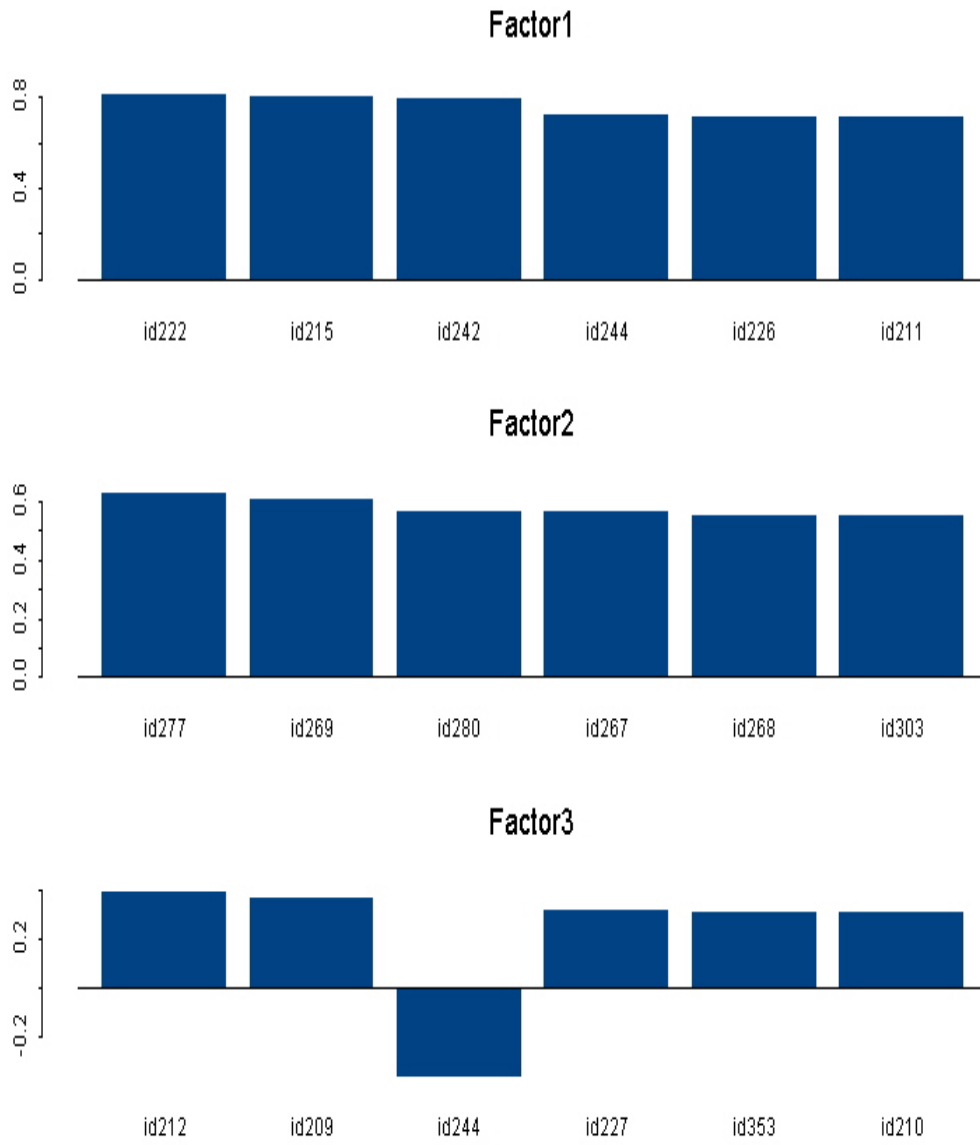
附圖 1：APT 三個 factor(id1-id207)



(接續下頁)

附圖 2：APT 三個 factor(id208-id390)

(承上頁)



APT 模型中，股票報酬率受到系統風險和非系統風險的影響，利用因子分析法去萃取出樣本 390 家中共同影響的因子(見附表 2)，及每家公司本身的非系統風險(見附表 3)部份。

附表 2：APT 模型 β 值

Id	factor1	factor2	factor3	id	factor1	factor2	factor3	id	factor1	factor2	factor3
1	0.0134	0.0009	-0.0004	31	-0.0044	0.0248	-0.0122	61	-0.0120	0.0734	-0.0751
2	0.0381	-0.0377	0.0185	32	0.0450	-0.0022	-0.0470	62	-0.0114	-0.0125	0.0579
3	0.0282	-0.0180	0.0025	33	0.0145	-0.0083	0.0136	63	-0.0463	0.0343	0.0417
4	0.0093	0.0089	-0.0045	34	0.0334	-0.0084	-0.0184	64	0.0013	0.0278	-0.0228
5	0.0017	-0.0160	0.0442	35	0.0082	0.0081	-0.0162	65	-0.0269	0.0485	-0.0131
6	0.0044	0.0006	0.0114	36	-0.0309	0.0585	-0.0273	66	-0.0318	0.0431	0.0053
7	0.0309	-0.0300	0.0177	37	-0.0207	0.0419	-0.0081	67	-0.0680	0.0340	0.0707
8	-0.0472	0.0278	0.0515	38	-0.0134	0.0428	-0.0248	68	-0.0154	-0.0011	0.0468
9	-0.0077	-0.0063	0.0469	39	-0.0183	0.0275	0.0104	69	0.0278	-0.0367	0.0352
10	0.0103	0.0030	0.0021	40	-0.0107	0.0231	0.0033	70	0.0052	0.0069	0.0047
11	0.0186	0.0006	-0.0042	41	0.0054	0.0115	-0.0118	71	0.0262	-0.0144	0.0017
12	0.0144	-0.0024	0.0006	42	-0.0409	0.0533	0.0028	72	0.0184	-0.0052	0.0000
13	0.0491	-0.0320	-0.0078	43	-0.0394	0.0266	0.0433	73	0.0104	-0.0196	0.0385
14	-0.0174	0.0107	0.0336	44	-0.0361	0.0650	-0.0255	74	0.0263	-0.0076	-0.0108
15	-0.0050	0.0072	0.0188	45	0.0169	0.0072	-0.0234	75	0.0241	-0.0114	-0.0091
16	0.0415	-0.0221	-0.0088	46	0.0187	0.0071	-0.0241	76	0.0001	0.0191	-0.0092
17	0.0475	-0.0241	-0.0106	47	0.0114	0.0223	-0.0401	77	0.0404	-0.0196	-0.0089
18	-0.0300	0.0436	0.0027	48	0.0227	-0.0019	-0.0117	78	-0.0252	-0.0016	0.0638
19	0.0170	-0.0128	0.0062	49	0.0089	0.0030	0.0043	79	-0.0457	0.0183	0.0636
20	0.0104	0.0001	-0.0023	50	-0.0076	0.0293	-0.0200	80	-0.0201	-0.0514	0.1345
21	0.0294	0.0083	-0.0338	51	0.0293	-0.0038	-0.0186	81	0.0154	0.0045	-0.0103
22	0.0237	-0.0106	0.0025	52	-0.0003	0.0375	-0.0450	82	0.0149	0.0002	-0.0031
23	0.0171	-0.0045	0.0009	53	0.0007	0.0144	-0.0058	83	-0.0347	0.0287	0.0337
24	0.0367	-0.0244	0.0015	54	-0.0078	0.0323	-0.0215	84	-0.0572	0.0275	0.0684
25	0.0367	-0.0244	0.0015	55	0.0413	-0.0069	-0.0329	85	0.0268	-0.0068	-0.0075
26	-0.0223	0.0397	-0.0045	56	0.0207	-0.0052	-0.0035	86	-0.0142	0.0410	-0.0236
27	-0.0142	0.0549	-0.0392	57	0.0164	0.0103	-0.0288	87	0.0106	0.0005	-0.0021
28	-0.0240	0.0517	-0.0258	58	0.0265	-0.0069	-0.0156	88	-0.0093	0.0305	-0.0116
29	-0.0550	0.0848	-0.0232	59	0.0207	-0.0207	0.0204	89	-0.0420	-0.0306	0.1371
30	0.0134	0.0042	-0.0123	60	-0.0256	0.0563	-0.0249	90	-0.0115	0.0017	0.0397

Id	factor1	factor2	factor3	id	factor1	factor2	factor3	id	factor1	factor2	factor3
91	0.0153	0.0086	-0.0204	112	0.0206	-0.0184	0.0258	147	0.0074	0.0070	-0.0019
92	0.0195	-0.0187	0.0235	113	0.0099	0.0211	-0.0242	148	-0.0067	0.0208	-0.0015
93	-0.0564	0.0451	0.0356	114	0.0341	-0.0095	-0.0212	149	-0.0080	0.0418	-0.0325
94	0.0538	-0.0290	-0.0188	115	0.0481	-0.0161	-0.0346	150	0.0205	0.0011	-0.0184
95	0.0195	-0.0012	-0.0090	116	-0.0104	0.0450	-0.0394	151	-0.0083	0.0236	-0.0037
96	-0.0272	-0.0449	0.1330	117	-0.0492	-0.0272	0.1412	152	0.0111	0.0059	-0.0018
97	-0.0400	-0.0399	0.1466	118	-0.0234	-0.0265	0.1037	153	0.0445	-0.0030	-0.0443
98	0.0091	-0.0045	0.0124	119	0.0578	-0.0191	-0.0423	154	0.0154	0.0105	-0.0265
99	0.0371	-0.0105	-0.0214	120	-0.0379	0.0290	0.0366	155	0.0138	0.0075	-0.0150
100	0.0317	-0.0166	0.0016	121	-0.0166	-0.0257	0.0918	156	0.0103	0.0122	-0.0155
101	0.0096	0.0154	-0.0160	122	0.0431	-0.0103	-0.0347	157	0.0428	-0.0273	-0.0033
102	-0.0168	-0.0251	0.0919	123	0.0082	0.0098	-0.0102	158	0.0094	-0.0054	0.0157
103	-0.0037	0.0051	0.0208	124	0.0061	-0.0011	0.0100	159	0.0196	-0.0053	-0.0005
104	0.0228	-0.0483	0.0646	125	0.0519	-0.0136	-0.0337	160	0.0337	-0.0044	-0.0254
105	0.0078	0.0267	-0.0356	126	0.0037	-0.0423	0.0857	161	0.0121	0.0115	-0.0136
106	0.0014	0.0242	-0.0238	127	0.0596	-0.0182	-0.0423	162	-0.0160	-0.0013	0.0520
107	0.0406	-0.0060	-0.0345	128	0.0095	-0.0019	0.0117	163	0.0319	0.0103	-0.0488
108	-0.0152	-0.0018	0.0279	129	0.0068	0.0051	-0.0062	164	0.0290	-0.0054	-0.0236
109	0.0227	-0.0091	-0.0009	130	0.0469	-0.0178	-0.0381	165	0.0466	-0.0320	0.0003
96	-0.0272	-0.0449	0.1330	131	0.0434	-0.0242	-0.0143	166	0.0232	0.0054	-0.0219
97	-0.0400	-0.0399	0.1466	132	0.0401	-0.0357	0.0107	167	0.0061	0.0113	-0.0125
98	0.0091	-0.0045	0.0124	133	-0.0284	0.0044	0.0615	168	0.0291	-0.0059	-0.0203
99	0.0371	-0.0105	-0.0214	134	0.0216	-0.0044	-0.0111	169	0.0249	0.0069	-0.0285
100	0.0317	-0.0166	0.0016	135	-0.0329	0.0215	0.0434	170	0.0247	-0.0056	-0.0099
101	0.0096	0.0154	-0.0160	136	-0.0285	0.0266	0.0253	171	0.0050	-0.0077	0.0242
102	-0.0168	-0.0251	0.0919	137	-0.0217	0.0506	-0.0224	172	0.0053	0.0119	-0.0105
103	-0.0037	0.0051	0.0208	138	-0.0497	0.0631	-0.0002	173	0.0224	0.0054	-0.0203
104	0.0228	-0.0483	0.0646	139	0.0477	-0.0237	-0.0140	174	0.0384	-0.0118	-0.0241
105	0.0078	0.0267	-0.0356	140	0.0465	-0.0215	-0.0237	175	0.0102	0.0244	-0.0374
106	0.0014	0.0242	-0.0238	141	0.0182	0.0094	-0.0240	176	-0.0026	0.0015	0.0021
107	0.0406	-0.0060	-0.0345	142	0.0259	0.0017	-0.0237	177	-0.0030	-0.0031	0.0126
108	-0.0152	-0.0018	0.0279	143	0.0126	0.0051	-0.0080	178	0.0013	0.0008	-0.0032
109	0.0227	-0.0091	-0.0009	144	0.0241	-0.0027	-0.0159	179	-0.0401	0.0538	-0.0008
110	0.0019	0.0151	-0.0038	145	0.0226	0.0071	-0.0274	180	-0.0710	0.0626	0.0338
111	-0.0504	0.0649	0.0024	146	0.0082	0.0187	-0.0251	181	-0.0921	0.0798	0.0426

Id	factor1	factor2	factor3	id	factor1	factor2	factor3	id	factor1	factor2	factor3
182	-0.0117	0.0433	-0.0310	217	-0.0017	0.0168	0.0051	252	-0.0136	0.0252	0.0327
183	0.0279	0.0093	-0.0366	218	0.0485	-0.0300	0.0293	253	-0.0040	0.0179	0.0404
184	-0.0035	0.0235	-0.0164	219	0.0626	-0.0411	-0.0111	254	0.0071	0.0186	-0.0666
185	0.0206	0.0080	-0.0245	220	0.0225	-0.0105	0.0588	255	0.0133	-0.0052	0.0645
186	0.0103	0.0012	-0.0043	221	0.0251	-0.0126	0.0364	256	0.0323	-0.0042	-0.0769
187	0.0258	0.0064	-0.0269	222	0.0196	-0.0059	0.0298	257	0.0537	-0.0297	-0.0558
188	0.0271	0.0090	-0.0386	223	0.0861	-0.0629	-0.0459	258	0.0165	0.0021	-0.0514
189	0.0277	-0.0149	0.0016	224	-0.0003	0.0145	0.0233	259	0.0071	0.0146	-0.0383
190	0.0448	-0.0288	-0.0036	225	0.0408	-0.0279	0.0438	260	-0.0263	0.0432	-0.0138
191	0.0091	-0.0053	0.0193	226	0.0736	-0.0576	0.0200	261	-0.0217	0.0315	-0.0044
192	0.0227	-0.0057	-0.0007	227	0.0583	-0.0391	-0.0221	262	0.0131	-0.0067	0.0085
193	0.0367	-0.0261	0.0022	228	0.0234	-0.0172	0.0738	263	0.0050	-0.0099	0.0364
194	-0.0121	0.0426	-0.0241	229	0.0179	-0.0036	0.0188	264	-0.0251	0.0339	-0.0287
195	0.0050	0.0189	-0.0171	230	-0.0162	0.0370	-0.0217	265	0.0329	-0.0094	-0.0384
196	-0.0048	0.0212	-0.0136	231	0.0603	-0.0358	-0.0530	266	0.0196	-0.0050	0.0135
197	-0.0104	0.0181	0.0021	232	-0.0008	0.0116	0.0352	267	-0.0025	0.0159	0.0232
198	0.0149	0.0172	-0.0328	233	0.0406	-0.0273	0.0458	268	-0.0338	0.0500	0.0067
199	0.0397	-0.0288	0.0029	234	0.0148	-0.0058	0.0361	269	-0.0138	0.0241	0.0283
200	-0.0114	0.0156	0.0090	235	0.0089	0.0097	-0.0069	270	-0.0480	0.0714	-0.0081
201	-0.0184	0.0499	-0.0241	236	-0.0013	0.0116	-0.0951	271	0.0046	0.0148	-0.0223
202	0.0093	0.0268	-0.0394	237	0.0319	0.0000	-0.2592	272	-0.0078	0.0241	-0.0151
203	0.0093	0.0093	-0.0101	238	0.0282	-0.0340	0.0988	273	-0.0056	0.0189	-0.0022
204	0.0498	-0.0209	-0.0208	239	0.0436	-0.0172	-0.0734	274	0.0053	0.0104	0.0125
205	-0.0429	0.0661	-0.0162	240	0.0123	0.0132	-0.0335	275	0.0021	0.0109	0.0002
206	0.0379	-0.0082	-0.0258	241	-0.0188	0.0436	-0.0565	276	0.0045	-0.0086	0.0408
207	0.0028	0.0121	-0.0098	242	0.0391	-0.0110	-0.0542	277	-0.0169	0.0156	0.0440
208	0.0308	0.0021	-0.0300	243	0.1113	-0.0781	-0.1164	278	-0.0808	0.1037	-0.0128
209	-0.0207	0.0326	0.0042	244	0.0536	-0.0218	-0.0939	279	-0.0125	0.0321	-0.0305
210	0.0453	-0.0368	0.0719	245	0.1165	-0.0824	-0.1558	280	-0.0001	0.0314	-0.1132
211	0.0624	-0.0521	0.0726	246	0.0008	0.0118	0.0521	281	-0.0563	0.0768	0.0028
212	0.0740	-0.0625	0.0616	247	0.0646	-0.0350	-0.0634	282	-0.0041	0.0169	-0.0193
213	0.0394	-0.0332	0.0784	248	0.0031	0.0199	-0.0545	283	0.0021	0.0265	-0.1072
214	0.0721	-0.0352	-0.1480	249	-0.0154	0.0281	0.0087	284	-0.0307	0.0441	0.0025
215	0.0095	0.0014	0.0320	250	-0.0105	0.0251	-0.0114	285	-0.0242	0.0417	-0.0454
216	0.0770	-0.0566	-0.0094	251	-0.0006	0.0156	0.0231	286	-0.0145	0.0298	-0.0121

Id	factor1	factor2	factor3	id	factor1	factor2	factor3	id	factor1	factor2	factor3
287	-0.0337	0.0440	0.0602	323	0.0051	0.0092	0.0042	359	0.0168	-0.0009	0.0180
288	-0.0173	0.0265	0.0447	324	-0.0034	0.0150	0.0237	360	-0.0009	0.0180	0.0063
289	-0.0034	0.0096	-0.0020	325	0.0007	0.0126	0.0147	361	-0.0088	0.0190	0.0119
290	-0.0043	0.0165	-0.0287	326	-0.0002	0.0134	0.0315	362	-0.0112	0.0269	-0.0074
291	0.0218	0.0046	-0.0500	327	-0.0080	0.0200	0.0346	363	-0.0166	0.0338	-0.0187
292	0.0204	0.0006	-0.0125	328	-0.0013	0.0289	-0.2596	364	-0.0135	0.0347	-0.0468
293	0.0116	-0.0102	0.0085	329	-0.0128	0.0238	0.0141	365	0.0024	0.0065	0.0230
294	-0.0166	0.0373	-0.0357	330	0.0018	0.0083	0.0434	366	0.0092	0.0086	0.0028
295	0.0030	0.0192	-0.0204	331	-0.0337	0.0489	-0.0054	367	-0.0043	0.0177	0.0091
296	0.0217	-0.0040	0.0129	332	-0.0007	0.0190	-0.0298	368	0.0487	0.0000	-0.5047
297	-0.0042	0.0205	-0.0061	333	-0.0026	0.0158	-0.0068	369	-0.0023	0.0140	-0.0321
298	0.0086	-0.0033	0.0052	334	0.0018	0.0109	0.0133	370	-0.0135	0.0105	0.0688
299	-0.0062	0.0021	0.0696	335	-0.0027	0.0180	0.0164	371	-0.0591	0.0818	-0.0253
300	-0.0225	0.0351	-0.0708	336	-0.0020	0.0135	0.0481	372	-0.0176	0.0300	-0.0250
301	0.0024	0.0003	-0.0180	337	-0.0028	0.0126	0.0118	373	-0.0306	0.0467	-0.0442
302	-0.0183	0.0450	-0.0807	338	-0.0044	0.0185	0.0140	374	-0.0140	0.0257	-0.0105
303	0.0011	0.0050	0.0024	339	-0.0024	0.0138	0.0231	375	-0.0041	0.0094	0.0081
304	-0.0865	0.1082	-0.0349	340	-0.0088	0.0212	-0.0094	376	-0.0066	0.0278	-0.0442
305	0.0175	0.0071	-0.0245	341	0.0047	0.0087	-0.0420	377	-0.0057	0.0157	-0.0030
306	-0.0052	0.0119	0.0327	342	0.0001	0.0147	0.0108	378	0.0048	0.0073	0.0451
307	-0.0183	0.0368	-0.0091	343	-0.0078	0.0208	0.0304	379	-0.0203	0.0331	0.0265
308	-0.0048	0.0152	0.0060	344	0.0080	0.0065	0.0049	380	-0.0179	0.0334	0.0048
309	0.0271	-0.0177	-0.0040	345	-0.0316	0.0388	0.0460	381	-0.0221	0.0347	0.0085
310	0.0207	-0.0092	0.0305	346	0.0216	-0.0087	0.0288	382	-0.0148	0.0309	-0.0134
311	0.0213	-0.0135	0.0556	347	0.0243	-0.0154	0.0435	383	-0.0218	0.0403	-0.0146
312	0.0138	0.0097	-0.0403	348	0.0056	0.0054	0.0207	384	0.0124	0.0047	-0.0104
313	0.0300	-0.0115	-0.0007	349	0.0109	-0.0006	0.0208	385	-0.0188	0.0295	0.0121
314	-0.0047	0.0186	-0.0117	350	-0.0010	0.0110	0.0186	386	-0.0080	0.0280	-0.0297
315	-0.0014	0.0171	0.0021	351	-0.0051	0.0169	0.0164	387	0.0007	0.0062	-0.0642
316	0.0271	-0.0104	0.0134	352	-0.0519	0.0641	0.0103	388	0.0076	-0.0203	0.1257
317	-0.0030	0.0140	0.0223	353	0.0175	-0.0154	0.0769	389	-0.0070	0.0251	-0.0135
318	0.0100	0.0091	-0.0229	354	0.0200	-0.0142	0.0901	390	0.0159	0.0008	-0.1738
319	0.0000	0.0094	-0.0102	355	0.0062	0.0088	0.0220				
320	0.0069	0.0072	0.0142	356	-0.0127	0.0282	-0.0252				
321	0.0177	-0.0003	0.0148	357	-0.0223	0.0279	-0.0130				
322	0.0063	0.0052	0.0266	358	0.0072	-0.0011	-0.0013				

附表 3：APT 模型唯一因素變量 (uniquenesses)

id	uniquenesses	id	uniquenesses	id	uniquenesses	id	uniquenesses
1	0.4013	35	0.7240	69	0.6031	103	0.5110
2	0.5293	36	0.6264	70	0.5028	104	0.6928
3	0.5168	37	0.6283	71	0.4770	105	0.8388
4	0.4567	38	0.6372	72	0.5602	106	0.7260
5	0.4948	39	0.6136	73	0.6382	107	0.9766
6	0.6042	40	0.7749	74	0.8108	108	0.6526
7	0.5789	41	0.7102	75	0.4807	109	0.6711
8	0.5757	42	0.6417	76	0.6439	110	0.5690
9	0.4966	43	0.6085	77	0.5001	111	0.4517
10	0.6140	44	0.8427	78	0.5756	112	0.6597
11	0.4723	45	0.6026	79	0.1722	113	0.6068
12	0.4740	46	0.8690	80	0.6193	114	0.8039
13	0.5589	47	0.6934	81	0.5786	115	0.8964
14	0.6359	48	0.7317	82	0.5317	116	0.2553
15	0.6260	49	0.7412	83	0.5162	117	0.4634
16	0.5097	50	0.7787	84	0.6980	118	0.7116
17	0.4778	51	0.8766	85	0.7783	119	0.5463
18	0.5213	52	0.7780	86	0.7871	120	0.5379
19	0.7801	53	0.7175	87	0.5692	121	0.7490
20	0.7231	54	0.6951	88	0.1825	122	0.6649
21	0.6433	55	0.7585	89	0.4731	123	0.7236
22	0.6391	56	0.8431	90	0.7829	124	0.6206
23	0.5756	57	0.6827	91	0.4566	125	0.4044
24	0.3944	58	0.3651	92	0.7301	126	0.7330
25	0.6015	59	0.4922	93	0.7534	127	0.6797
26	0.5585	60	0.8222	94	0.5762	128	0.8829
27	0.7883	61	0.5509	95	0.2832	129	0.9827
28	0.7469	62	0.5157	96	0.2756	130	0.6144
29	0.7730	63	0.5230	97	0.6176	131	0.5310
30	0.6555	64	0.5576	98	0.6599	132	0.5044
31	0.6865	65	0.5388	99	0.5735	133	0.7520
32	0.6268	66	0.7285	100	0.5636	134	0.4490
33	0.5557	67	0.4725	101	0.4190	135	0.4529
34	0.9523	68	0.3631	102	0.5760	136	0.4683

id	uniquenesses	id	uniquenesses	id	uniquenesses	id	uniquenesses
137	0.4227	173	0.7299	209	0.2890	246	0.5315
138	0.5214	174	0.6968	210	0.3595	247	0.7555
139	0.7929	175	0.9997	212	0.3985	248	0.7272
140	0.6389	176	0.9855	213	0.3774	249	0.7790
141	0.5984	177	0.9927	214	0.4976	250	0.6771
142	0.5441	178	0.5426	215	0.4942	251	0.7713
143	0.5248	179	0.4296	216	0.3023	252	0.6443
144	0.5186	180	0.5081	217	0.6669	253	0.8131
145	0.6960	181	0.7563	218	0.4732	254	0.7213
146	0.4987	182	0.6167	219	0.4876	255	0.6456
147	0.6358	183	0.7707	220	0.4800	256	0.6824
148	0.5827	184	0.6877	221	0.6291	257	0.7448
149	0.6060	185	0.8236	222	0.5932	258	0.7648
150	0.5637	186	0.6564	223	0.2921	259	0.7270
151	0.5349	187	0.7512	224	0.5343	260	0.8758
152	0.5741	188	0.3574	225	0.4591	261	0.9420
153	0.7392	189	0.6009	226	0.5140	262	0.9938
154	0.5387	190	0.5205	227	0.4096	263	0.9559
155	0.5111	191	0.4811	228	0.5342	264	0.6247
156	0.6604	192	0.6675	229	0.5241	265	0.5352
157	0.5399	193	0.6741	230	0.6361	266	0.5358
158	0.5707	194	0.6655	231	0.5335	267	0.6180
159	0.6235	195	0.7738	232	0.5953	268	0.5438
160	0.6283	196	0.8063	233	0.5969	269	0.5705
161	0.4712	197	0.7674	234	0.6581	270	0.6807
162	0.6908	198	0.6743	235	0.7245	271	0.6609
163	0.6735	199	0.8489	236	0.9837	272	0.6955
164	0.6249	200	0.4854	237	0.9756	273	0.6218
165	0.6041	201	0.7930	238	0.9823	274	0.6602
166	0.7841	202	0.6149	239	0.6224	275	0.9928
167	0.6664	203	0.5661	240	0.6227	276	0.9871
168	0.6747	204	0.7373	241	0.6818	277	0.5977
169	0.5132	205	0.5850	242	0.5159	278	0.7434
170	0.5160	206	0.8057	243	0.2650	279	0.8066
171	0.7561	207	0.6596	244	0.5487	280	0.6433
172	0.6300	208	0.8155	245	0.3407	281	0.8522

id	uniquenesses	id	uniquenesses	id	uniquenesses	id	uniquenesses
282	0.8165	318	0.7881	354	0.6290	390	0.9361
283	0.7639	319	0.5722	355	0.8812		
284	0.8311	320	0.4430	356	0.9724		
285	0.7994	321	0.4802	357	0.9256		
286	0.6893	322	0.6387	358	0.4991		
287	0.5994	323	0.5004	359	0.6230		
288	0.9444	324	0.4771	360	0.7256		
289	0.9754	325	0.5088	361	0.7547		
290	0.5910	326	0.5314	362	0.6117		
291	0.5173	327	0.9920	363	0.6281		
292	0.9447	328	0.7127	364	0.6528		
293	0.6742	329	0.5719	365	0.4855		
294	0.5977	330	0.7428	366	0.7527		
295	0.5716	331	0.7861	367	0.9696		
296	0.6116	332	0.8670	368	0.9592		
297	0.8658	333	0.5286	369	0.9924		
298	0.9945	334	0.5520	370	0.6978		
299	0.9823	335	0.5706	371	0.9196		
300	0.9958	336	0.7168	372	0.9039		
301	0.7589	337	0.7376	373	0.9195		
302	0.8531	338	0.6390	374	0.9171		
303	0.6917	339	0.7014	375	0.7658		
304	0.6519	340	0.9280	376	0.7483		
305	0.8850	341	0.7351	377	0.6869		
306	0.7344	342	0.7124	378	0.6314		
307	0.7606	343	0.5576	379	0.6896		
308	0.9612	344	0.8347	380	0.7904		
309	0.5994	345	0.5266	381	0.6697		
310	0.5481	346	0.6611	382	0.7367		
311	0.6456	347	0.6763	383	0.8283		
312	0.4045	348	0.7634	384	0.8606		
313	0.8690	349	0.6755	385	0.7162		
314	0.5750	350	0.5850	386	0.9920		
315	0.3995	351	0.7188	387	0.9728		
316	0.7129	352	0.8040	388	0.5743		
317	0.6788	353	0.6118	389	0.9740		

參考文獻

1. 黃昭祥 (1992)，台灣股市公司規模、本益比、殖利率與價格效應交互作用之實證研究，國立中正大學市場研究所碩士論文
2. 顧廣平 (1994)，漲跌幅與公司規模對股票報酬之影響-台灣股票市場之實證研究，國立交通大學管理科學研究所碩士論文
3. 余招賢 (1997)，台灣股票市場風險、規模、淨值/市價比、成交量週轉率與報酬之關係，國立交通大學研究所碩士論文
4. 杜幸樺 (1999)，影響台灣股票報酬之共同因素與企業特性之研究-Fama-French三因子模式、動能策略與交易量因素，國立中山大學企業管理學研究所碩士論文
5. 顏明賢 (2001)，非條件資產定價因子之分析，國立中央大學產業經濟研究所碩士論文
6. 張炳川 (2002)，橫斷面解釋因子、價量與股票報酬之關係，國立清華大學經濟研究所碩士論文
7. 陳榮昌 (2002)，台灣股票報酬之結構分析，國立中山大學財務管理學系碩士在職專班論文
8. Baltagi, B.H., (2001), *Econometric analysis of panel data*, John Wiley.
9. Banz, R.W., (1981), The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, 9, 3 ~18.
10. Basu, S., (1977), Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratio: a test of the efficient market hypothesis. *Journal of Financial* , 32, 663 ~ 682.
11. Basu, S., (1983), The relationship between earnings yield, market value and return for NYSE common stocks: Further evidence, *Journal of Financial Economics*, 12, 129 ~156.

12. Bhandari, L.C., (1988), Debt/Equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence, *Journal of Finance*, 43, 507~528.
13. Black, F., (1972), Capital market equilibrium with restricted borrowing, *Journal of Business*, 45, 444 ~ 455.
14. Black, F. Jenson, M. and Scholes, M.,(1972), The capital asset pricing model:some empirical tests, Studied in the Theory of Capital Market, Praeger Publishers, New York.
15. Breusch, T.S. and Pagan A.R., (1980), The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47, 239 ~ 253.
16. Brennan, M.J., Chordia, T. and Subrahmanyam, A.,(1996), Cross-sectional determinants of expected returns, Working Paper, UCLA.
17. Chan, K.C. and Chen, N.F., (1988), An unconditional asset-pricing test and the role of firm size as an instrumental variable for risk, *Journal of Finance* , 43, 309 ~ 325.
18. Chan, K.C. and Chen, N.F., (1991), Structural and return characteristics of small and large firms, *Journal of Finance*, 46, 1467-1485.
19. Chan, L.K., Hamao, Y., and Lakonishok, J.(1991), Fundamentals and Stock Returns in Japan, *Journal of Finance*, 46, 1739 ~ 1764.
20. DeBondt, W.F.M. and Taylor, R.H., (1985), Does the stock market overreact, *Journal of Finance*, 40, 793 ~ 805.
21. Fama, E.F., (1965), The Behavior of Stock Market Prices, *Journal of Business*, 38, 34 ~ 105.
22. Fama, E.F., (1970), Efficient capital markets:a review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25, 383 ~ 420.
23. Fama, E.F. and J. MacBeth, (1973), Risk, return and equilibrium: empirical test,

- Journal of Political Economy*, 81, 607 ~ 636.
- 24.Fama, E.F. and French, K.R., (1992), The Cross-section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance*, 47, 427 ~ 486.
- 25.Fama, E.F. and French, K.R., (1993), Common Risk-Facotr in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics*, 33, 3 ~ 56.
- 26.Fama, E.F. and French, K.R., (1995), Size and Book-to-Market Factor in Earnings and Returns, *Journal of Finance*, 50, 131 ~ 155.
- 27.Fama, E.F. and French, K.R., (1996a), The CAPM Is Wanted, Dead or Alive, *Journal of Finance*, 51, 1947 ~ 1958.
- 28.Fama, E.F., (1996b), Multifacotr Portfolio Efficiency and Multifactor Asset Pricing, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, 441 ~ 465.
- 29.Hausman, J.A., (1978), Specification tests in econometrics, *Econometrica*, 46, 1251 ~ 1271.
- 30.Jegadeesh, N. and Titman, S., (1993), Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, 48, 65 ~ 91.
- 31.Kaiser, (1958), The Varimax Criterion for Analytic Rotation in Factor Analysis. *Psychometrika*, 123, 187 ~ 200.
- 32.Keim, D.B., (1983), Size-related anomalies and stock return seasonality, *Journal of Financial Economics*, 12, 13 ~ 32.
- 33.Kothari, S.P., Jay, S. and Richard, G.S., (1995), Another look at the crosssectoin of expected stock returns, *Journal of Finance*, 50, 185 ~ 224.
- 34.Lakonishok, Josef, Andrei, S. and Robert, W.V., (1994), Contrarian investment and risk, *Journal of Finance*, 49, 1541 ~ 1578.
- 35.Lintner, J., (1965), The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets, *Review of Economics and Statistics*, 47, 13 ~ 37.

36. Markowitz, H. (1959), *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, Wiley New York.
37. Merton, R.C., (1973), An intertemporal capital asset pricing model, *Econometrica*, 41, 867 ~ 887.
38. Morrison, D., (1990), *Multivariate Statistical Methods*, McGraw Hill, New York.
39. Mundlak, Y., (1978), On the pooling of time series and cross-section data, *Econometrica*, 46, 69 ~ 85.
40. Reinganum, Marc R., (1981), A new empirical perspective on the CAPM, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16, 439 ~ 462.
41. Rosenberg, Barr, Kenneth, R. and Randal, L., (1985), Persuasive evidence of market inefficiency, *Journal of Portfolio Management*, 11, 9 ~ 17.
42. Roll, R. and Ross, S., (1980), An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory, *Journal of Finance*, 35, 1073 ~ 1103.
43. Ross, S.A., (1976), The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory*, 13, 341 ~ 360.
44. Sharpe, W.F., (1964), Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance*, 19, 425 ~ 442.
45. Stattman, D., (1980), Book values and stock returns, *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4, 25 ~ 45.
46. Swamy, P.A. V.B. and Arora, S.S., (1972), The exact finite sample properties of the estimators of coefficients in the error components regression models, *Econometrica*, 40, 261 ~ 275.