

東 海 大 學 經 濟 學 系

碩 士 論 文

在相同行為方程式中利用追蹤資料分群捕捉異常報酬：

以台灣電子產業為例

Applying Panel Data Model to Capture the Anomnaly Effects
Underly the Same Behavior Functoin Condition: An Application
on Taiwan's Electronic Industry



指導教授：陳文典 博士

研究生：高玫芳

中 華 民 國 九 十 三 年 六 月

東海大學經濟學系碩士班

高玫芳所撰之碩士論文

在相同行爲方程式中
利用追縱資料分群捕捉異常報酬——
以台灣電子產業爲例

業經本委員會審議通過

論文口試委員會委員：

張東生

廖國宏

陳文典

論文指導教授：

陳文典

經濟系系主任：

劉仲成

中華民國九十三年六月十六日

謝辭

口試通過了，終於要離開這片凝聚緣分與人情的土地了，真的很捨不得將研究所生涯畫下句點，但當此篇謝辭完成的同時，也代表著研究所生活的結束，萬般不捨。而本論文得以完成，首先要感謝我的家人在精神上的鼓勵及經濟上的提供，使我毫無後顧之憂的能夠順利完成兩年的碩士學業。

再來要感謝我的恩師 陳文典老師，老師擁有過人的數學天份及程式寫作能力，不僅在我的論文上不厭不倦的指導，且在文章投稿方面也殷切的教導我許多，更常常在與老師聊天當中，吸取其人生經驗，讓我在遭遇挫折時不至於太灰心；還有要感謝我的口試委員 張東生及 廖國宏兩位老師，口試時細心的提出我論文的盲點以及修改的方向，讓我的論文更加有價值；以及系上所有教過我的老師們，感謝你們兩年來不吝在課業上的教授，使我的專業知識更加篤實。

最後還要感謝我碩士班全班的同學們，兩年來大家互相扶持，研究室討論功課，課餘相邀出遊，如兄弟姊妹般的情誼讓人懷念，雖然現在大家已各奔東西，但大家的笑語聲卻時常在我耳畔繚繞，特別要感謝子雄教我 `ctex` 軟體，讓我的論文在排版方面更加完美。

求學路上，要感謝的貴人太多了，因為有你們的幫助及支持，才能造就今天的我，本人此生都將銘記在心。最後，還要再次感謝我的雙親，謝謝你們二十五個年頭來對我無怨無悔的付出，願將此論文同我最愛的家人與好友一起分享....

高玫芳 謹誌
2004.7 於大度山

論文摘要

一般用於衡量異常報酬的變數,如本益比 (P/E Ratio) 及公司規模 (Size), 雖是最常被使用也是易於取得的公開資料, 但並不易藉由模型發現異常報酬的現象。不論是單純利用橫斷面資料, 或廠商行為方程式差異大的追蹤資料, 傳統方法認為較多的資料可以提供較多的訊息, 但在實證分析上卻不易捕捉到異常報酬, 即資料的廠商行為方程式差異過大, 大量的資料就無助於異常報酬的捕捉, 反而會影響資訊的揭露, 因此本研究根據結合性檢定 (Poolability Test) 來檢定其行為方程式, 藉以將具有相同行為方程式的公司合併在一起做分析, 以利於捕捉異常報酬的現象。實證方面以民國 89 年元月至民國 92 年 5 月底的台灣上市電子公司為樣本資料, 利用追蹤資料分群捕捉相近行為方程式公司的異常報酬, 公司規模及本益比等異常報酬的變數就會很容易顯著, 接著再比較 CAPM 及 APT 兩模型的市場效率性, 並證實出台灣上市的高科技產業在實證應用上完全符合 APT 的解釋能力比 CAPM 好的理論, 善用到了追蹤資料比單純使用橫斷面或縱斷面資料能提供更多訊息情報的優點。

關鍵詞: 追蹤資料、異常報酬、行為方程式

JEL 分類代號: C23、G12

Abstract

It is an important issue to discover whether the stock market has anomaly returns, which implies an imperfect market. In practice, we usually apply P/E ratio, size, or M/B ratio etc. variables to explain this anomaly effects. However, in estimation experience even a huge number data is implemented, it is not easy to discover the phenomena. Why? Does it really have no anomaly return, or other reasons? This article provides an alternative thought to solve this problem. This article supposes that if the firms have different behavior functions then should not put together for estimation, which could interfere with each other and disadvantage for the discovery of anomaly effects. This article applies the poolability test to filter these companies. In addition, through the same behavior function companies we can easily gather the anomaly effects. The data encompass the whole electronic industry between January 2000 and March 2003 from the Taiwan New Post is available for this research. Two familiar models, CAPM and APT, are used to demonstrate the performance. From the result analysis, we can see APT demonstrate an excellent performance which can easily discover the anomaly effects.

Keywords: Panel data, Anomaly return, Behavior function

目錄

1	緒論	1
1.1	前言	1
1.2	論文架構	3
2	文獻回顧與理論模型	4
2.1	文獻回顧	4
2.2	理論模型	6
2.2.1	資本資產定價模型	6
2.2.2	套利定價理論	8
2.2.3	因子的選擇	9
2.2.4	因子的個數	10
3	研究方法	12
3.1	追蹤資料結合性檢定	12
3.2	固定效果模式: 最小平方虛擬變數法	17
3.3	隨機效果模式	18
3.4	固定效果與隨機效果的比較	21
4	實證研究	22
4.1	樣本來源與選擇	22

4.2	實證過程	23
4.3	追蹤資料的分組結果	25
4.4	CAPM 與 APT 實證結果比較	26
5	結論與後續研究建議	30
5.1	結論	30
5.2	後續研究建議	30
	參考文獻	32

圖目錄

4.1 民國 89 年元月至 92 年五月大盤與電子類股指數走勢圖	23
---	----

表目錄

3.1	同質性與否的共變數檢定	17
5.1	根據結合性檢定相同行為方程式可分為以下八組	38
5.2	36 家公司個別簡單迴歸結果	39
5.11	36 家公司的產業類別	43
5.3	第一組的 CAPM 結果	45
5.4	第一組的 APT 結果	46
5.5	第二組的 CAPM 結果	47
5.6	第二組的 APT 結果	48
5.7	第三組的 CAPM 結果	49
5.8	第三組的 APT 結果	50
5.9	第四組的 CAPM 結果	51
5.10	第四組的 APT 結果	52

第 1 章

緒論

1.1 前言

股價指數是最活躍的經濟景氣領先指標，而股票市場更素有經濟發展櫥窗之稱，透過股市資金的流動，企業能籌得所需之資本；投資大眾也能獲得企業盈餘的分配，賺取財富；政府更能藉此收取稅收，以利經濟發展。

台灣股票市場自民國 51 年成立至今，規模比起美國、日本雖然是小的許多，但股市交易量卻非常蓬勃，且經十幾年來的高經濟成長率，導致台股規模不斷擴大，尤其在民國 78 年及民國 89 年更歷經了兩次萬點行情，在民國 78 年底，國內股市的上市家數僅有 181 家，總資本額四千三百九十二億餘元，但到了民國 89 年六月底，上市總家數已增加到 391 家，總資本額更擴增為一兆八千五百一十六億餘元，即從民國 78 年至民國 89 年的台股規模成長已超過一倍以上。

我國股市是屬於淺碟型市場，個人戶多且股價指數震盪幅度大，民國 88 年度股價指數上下震盪幅度為 60.63 %，89 年 1 月至 10 月震盪幅度為 104.82 %，同時期美國道瓊 (Dow Jones) 指數震盪幅度為 21.70 %、NASDAQ 震盪幅度為 67.83 %、日本 Nikkei 震盪幅度為 45.35 %。R. Shiller (2000) 整理世界各國股市波動時，發現在過去 30 年內，以最近一次一年最大實質股市漲幅而言，我國於民國 75 年 10 月至民國 76 年 10 月間，漲幅達 400 %，居世界第二位，僅次於菲律賓；而以最近一次一年最大跌幅而言，我國在民國 78 年 10 月到民國 79 年 10 月間，跌幅為 74.9 %，居世界第一位；而民國 89 年 5 月中旬到同年 11

月中旬, 股市跌幅高達 40 % , 顯示我國股市波動十分劇烈, 可見當我國股市發生重大變動時, 對社會影響層面會高過其他國家。

尤其台灣的股市在近年來歷經了亞洲金融風暴、九二一大地震、五二 0 總統就職後, 更陷入了極度混亂的局面。在八大類股中又以電子類股所佔權值最大, 常是帶動大盤及其它類股漲跌的關鍵類股, 尤以經過第二次的萬點大關後, 不論是三大法人 (外資、投信、自營商) 還是一般投資大眾, 盤面的重心已從以往的資產、金融類股移轉到電子類股上, 相較於民國 78 年不論是主力大戶還是投資散戶所極力拉抬的具資產概念的資產股與金融股, 電子業的實質面將持續成長, 第三次由電子股領軍再次突破萬點大關也將指日可待。¹

Fama 和 French 的三因子模式在實證上已被很多學者證實對股票市場有很好的解釋力, 本研究希望也能藉此模式來捕捉與美國股市差異極大的台灣股市的異常報酬, 但傳統方法不論是單純利用橫斷面資料, 或廠商行為方程式差異大的追蹤資料, 都很難藉由模型捕捉到異常報酬, 因此本研究嘗試將行為方程式較相近的廠商合併起來做分析, 以利於從中萃取資訊, 捕捉到異常報酬。而研究對象特別選擇最近幾年影響台灣股市最大的電子類股, 且台灣的電子業在近幾年來不論是在光電、通訊 3C 整合產業、關鍵材料及電子零件、數據機、筆記型電腦等表現都非常優異, 從上游至下游, 國內電子業的產業結構已相當完全, 基於電子產業對台灣的經濟如此重要, 因此吾人才以電子業作為分析對象。而為了找尋行為方程式較為接近的廠商以利通過結合性檢定, 僅把研究範圍放在上市的電子業, 但所用之樣本公司的產業型態已包括了上游的零件原料、中游的二極體和被動元件、中下游的電源供應器和電腦週邊及下游的電子通路、資訊服務等等各個不同的電子產業類別, 且用整個電子業較多家數公司比用某個特定產業較少家數的公司, 更容易找到本研究所需之行為方程式接近的廠商, 以利於資本資產定價模型 (The Capital Asset Pricing Model, CAPM) 及 Fama 和 French 的三因子模式對我國的電子類股依然保有很好的解釋力。

¹資料來源: 民國 89 年 11 月二十八日國政研究報告。

1.2 論文架構

本論文的架構共分五章, 各章內容概述如下:

1. 第一章為緒論, 前言簡單介紹我國的股票市場和研究動機, 再概述本文之架構。
2. 第二章為文獻回顧及理論模型, 先介紹 CAPM 及套利定價理論 (The Arbitrage Pricing Theory, APT) 的相關文獻, 再深入論述這兩模型的差別。
3. 第三章為研究方法, 說明追蹤資料結合性檢定的過程及固定效果與隨機效果的推導。
4. 第四章為實證研究, 將實證過程與結果彙總整理後列表且說明。
5. 第五章為結論及後續研究建議, 總結本研究的幾點實證結果及研究限制, 及給後續有興趣的研究者可以延伸的研究方向。

第 2 章

文獻回顧與理論模型

2.1 文獻回顧

由 Sharp (1964)、Lintner (1965)、和 Black (1972) 所形成的資本資產定價模型 (Capital Asset Pricing Model, CAPM), 提出了平均報酬和風險的關係, 說明股票的預期報酬和風險存有線性關係, 代表系統性風險的 β 值可以用來解釋橫斷面的預期報酬。但過去的文獻也提出公司的特徵如規模大小 (Size)、本益比 (E/P Ratio)、現金流量與價格比 (C/P Ratio)、市場價格與帳面價格比 (M/B Ratio)、過去的銷售量、過去的長、短期報酬等皆對股票的平均報酬有影響, 但這些變數卻無法被 CAPM 所解釋, 因此通常被稱做是異常報酬 (anomaly)。

過去的文獻在實證分析上很多是與 CAPM 理論相矛盾的, 如 Banz (1981) 以 1926 ~ 1975 年在 NYSE 上市的股票為研究對象, 發現公司的市值對橫斷面的平均報酬有解釋能力, 市值小的公司平均報酬會比較高, 市值大的公司平均報酬則比較低; Bhandari (1988) 也提出槓桿 (Leverage) 效果與平均報酬有正相關, 公司負債與預期報酬及風險有關是合理的, 但在 CAPM 的模型裡卻得先捕捉的到市場的 β 值; Stattman (1980) 和 Rosenberg、Reid、Lanstein (1985) 則發現美國股市和公司的 M/B 比有正相關; Basu (1983) 則提出盈餘收益率 (earnings-price ratios) 有助於檢定美國股市的規模及市場的 β 值; Chan、Hamao 和 Lakonishok (1991) 也發現 M/B 比有助於解釋日本股市的橫斷面平均報酬。

Fama and French (1992) 使用月資料評估市場的 β 值、公司規模、本益比、槓桿作用

及 M/B 比對美國 NYSE、AMEX 及 NASDAQ 等市場橫斷面的影響。Black、Jensen 及 Scholes (1972) 和 Fama、MacBeth (1973) 發現在 CAPM 模型裡, 股票的平均報酬和 β 值在 1969 年以前有簡單的正相關, 而在 Fama 和 French (1992) 的文章裡卻發現此關係在 1963 ~ 1990 年間消失了, 且公司規模和 M/B 比併吞了本益比和槓桿作用對股票平均報酬應有的影響; 在 1941 ~ 1990 的半個世紀裡, β 值和平均報酬僅存在微弱的關係, 在短期間, 無法支持 CAPM 模型市場的 β 值與股票的平均報酬有正相關的論點, 即 β 值無法解釋橫斷面的股票平均報酬。

而 Kothari、Shanken 和 Sloan (KSS,1995) 提出兩點與 Fama 和 French (1992) 相左的論點, (1) 使用年資料比月資料能讓平均報酬與 β 值產生更強的正相關。(2) Fama 和 French (1992) 及其他人使用 COMPUSTAT 中樣本殘存的誤差造成平均報酬與 M/B 比的關係太過誇張。Fama 和 French (1996a) 則反駁殘存的誤差無法解釋 M/B 比與平均報酬的關係, 以及提出年資料與月資料的 β 值對預期報酬會有相同的影響, 不過此篇論文依然無法證明 β 值對預期報酬有解釋能力。

Fama 和 French (1996b) 的另一篇論文裡也提出了 CAPM 裡的許多異常報酬都是相關的, 且這些皆能被 Fama 和 French 的三因子模型捕捉到,¹ 此模式對 Lakonishok、Shleifer、及 Vishny (LSV) (1994) 所提出的本益比、現金流量與價格比、及銷售成長所形成的投資組合有很強的解釋力; 也捕捉到 DeBondt 和 Thaler (1985) 所提出的長期報酬的反轉現象。但此三因子模型卻無法解釋所有證券及投資組合的預期報酬, 亦無法解釋 Jegadeesh 和 Titman (1993) 及 Asness (1994) 所提出的短期報酬。不過此篇論文最嚴重的缺陷是沒有清楚的定義日期, 不像 Merton (1973) 的 ICAPM 或 Ross (1976) 的 APT 將資料分成消費-投資兩狀態變數, 用以描述投資人規避風險的情形。

國內的陳師群 (2001) 則延續 Fama 和 French 的三因子迴歸模式, 試圖找出市場超額報酬與模擬規模風險因子 (SMB) 及模擬淨值市價比風險因子 (HML) 之間是否有交叉相 (Interaction-term) 影響。樣本是 NYSE、AMEX、NASDAQ 的上市股票, 而期間分為兩

¹Fama and French (1992 ~ 1996) 提出三因子模型, 明確指出影響股票報酬的三個因子是市場因子 (market factor)、規模相關因子 (size related factor) 及帳面價格比相關因子 (book-to-market related factor)。

部分,一部份是 Fama 和 French (1993) 所做的 1963 七月至 1991 十二月的月資料,加上兩個交叉項後進行迴歸分析;另一部份為 1963 七月至 2000 十二月的月資料,以檢視交叉項效果是否會受相本期間所影響。他發現 (1) 這兩期間當要考慮資產的要求報酬率時,皆不能忽略交叉項對報酬率的影響。(2) 規模市場報酬率 (Size-Market Interaction term) 在不同的樣本期間會有不一樣的結果。(3) 不同的分類方式皆會造成兩交叉項的差異。

顏明賢 (2001) 採用 Chan 和 Chen (1988) 的系統風險 配合 Fama 和 French (1992) 的公司特徵變數為解釋變數,股票報酬率為被解釋變數,分析台灣上市公司自民國 75 年至民國 87 年間的 72 家公司,以 GMM 估計法估計追蹤資料 (Panel Data)。發現台股的系統性風險和負債比與股票季報酬率呈正相關,公司規模、M/B 比 和 本益比與報酬率呈負相關。且結論傾向於支持 APT 而非 CAPM。

汪子淵 (2002) 利用日本股市探討價值投資策略及明星投資策略的表現,其次還探討動能策略、反轉策略,最後還比較 Fama 和 French (1993) 提出的三因子模型與傳統的 CAPM,實證結果的單因子模型無異常報酬出現,市場超額報酬的解釋力不足,而再加入 SMB、HML 後,解釋力明顯增加,也得知日本股市與美國股市的表現在有些方面是蠻相近的。

2.2 理論模型

2.2.1 資本資產定價模型

Markowitz (1959) 提出資本資產定價模型 (The Capital Asset Pricing Model, CAPM) 的基礎。在此重要的研究中,他提出投資者的投資組合關於預期報酬及報酬變異間選擇的問題,他指出投資者會持有最適的報酬與風險的效率投資組合,因此,在給定某變異風險水準下,投資組合會具有最高的預期報酬。而 Sharp (1964) 和 Lintner (1965) 則根據 Markowitz 的研究,發展了經濟方面的議題,他們提出如果投資者具有同質性預期 (homogeneous expectations) 及持有最適的報酬與風險效率的投資組合,則在沒有市場衝突下,投資者投資於投資組合的所有財富或市場的整個投資組合,將都會是它有效率的報酬與風險的投資組合。

Sharp 和 Lintner 發展出假設 CAPM 的借款者與貸款者間存在無風險利率,根據此假

設, 我們可獲得以下第 i 個資產的預期報酬

$$E[R_i] = R_f + \beta_{im}(E[R_m] - R_f) \quad (2.1)$$

$$\beta_{im} = \frac{\text{cov}[R_i, R_m]}{\text{var}[R_m]} \quad (2.2)$$

其中 R_m 是市場投資組合的報酬, R_f 是無風險資產的報酬。Sharp-Lintner 版的 CAPM 很能簡潔地表示關於無風險利率的超額報酬或超額報酬兩方面, 令 Z_i 是第 i 個資產的超額報酬, $Z_i \equiv R_i - R_f$, 則可獲得下面的 Sharp-Lintner 的 CAPM

$$E[Z_i] = \beta_{im}E[Z_m] \quad (2.3)$$

$$\beta_{im} = \frac{\text{cov}[Z_i, Z_m]}{\text{var}[Z_m]} \quad (2.4)$$

其中 Z_m 是市場投資組合資產的超額報酬。

因 CAPM 的預期報酬和市場 β 是線性關係, 因此其可完全解釋橫斷面的預期報酬。Fama 和 MacBeth (1973) 第一次發展橫斷面的迴歸方法, 其主要概念是, 在每個橫斷面上將報酬投射到 β 上, 再將全部時期加總起來一起估計。假設 β 為已知, 則第 N 個資產的第 i 個橫斷面迴歸模型為

$$Z_t = \gamma_{0t}L + \gamma_{1t}\beta_m + \eta_t$$

其中 Z_t 是第 t 期 ($N \times 1$) 向量的資產超額報酬, L 是數值皆為 1 的 ($N \times 1$) 向量, β_m 是 ($N \times 1$) 向量的 CAPM β 。Fama-MacBeth 的方法特別有用, 因它除了可計算 CAPM 的 β 外, 還可簡單修正額外的風險; 但雖其很有用, 卻有以下兩點缺點: (1) 因市場 β 是未知的, 所以它不能直接應用; (2) 觀察不到的市場投資組合在橫斷面的迴歸估計上亦是一潛在的問題。Roll 和 Ross (1994) 指出如果市場的投資組合是有效率的, 那由真實市場的投資組合所取得的市場投資組合替代變數即使產生極小的偏差, 預期報酬和 β 的橫斷面關係也會非常地敏感。

CAPM 對於計算預期股票報酬相當有用, 甚至一些資本成本的估計, 投資組合的績效評估, 及事件分析上的應用都極其廣闊。但因其實證上無法完全解釋橫斷面的資產預期報酬, 而

有以下幾點缺點：(1) CAPM 只用一個因素，即市場投資組合 M 來解釋 R_i ，而忽略了其它相關因素對預期報酬的影響；(2) CAPM 為單一期間模型，因此無法考慮不同的利率期間結構對證券預期報酬及風險的影響；(3) CAPM 僅考慮資本資產，而對個人資產如智慧財產等，未加以考慮；(4) CAPM 的假設不盡合理，如假設市場為完全市場 (Perfect Market)、無風險資產的借入與貸出利率相同且投資者可無限融資、所有的投資者皆具有同質性預期 (homogeneous expectation)、無通貨膨脹存在。

2.2.2 套利定價理論

套利定價理論 (The Arbitrage Pricing Theory, APT) 是 Ross (1976) 提出有別於 CAPM 的模式。APT 假定任一證券的報酬是一群因素的線性函數，這些因素除了包含 CAPM 中的市場組合外，尚包含了產業狀況；通貨膨脹；違約風險市場利率等。

$$R_i = a_i + b_{i1}F_1 + b_{i2}F_2 + \dots + b_{ik}F_k + \epsilon_{ik} \quad (2.5)$$

其中 a_i 是當 $b_{i1} = b_{i2} = \dots = b_{ik} = 0$ 時 R_i 之報酬， F_k 是第 k 個因子對預期報酬 R_i 之影響，而 b_{ik} 是 R_i 受 F_k 影響之敏感度，

$$b_{ik} = \frac{\sigma_{ik}}{\sigma_k^2} = \frac{\text{cov}[R_i, R_k]}{\text{var}[R_k]}$$

第 2.5 式說明了證券的報酬和證券的因子 β 值有關，每個因子代表著無法分散的風險，² 而證券對某一因子的 β 值愈高，承擔的風險也愈大。APT 的基本概念在於具有相同風險的兩個證券，不可能在市場上以兩種不同的價格出售，如有這種現象存在，則投資人可組成一套利的證券組合來套利，³ 直到市場均衡為止。

APT 的多風險因子 (factor) 比 CAPM 的單因子模型更具一般性；APT 亦不像 CAPM 需對市場的投資組合做證明，APT 此種一般化的型式提供了資產預期報酬與未知的因子個數

²投資組合風險又稱系統性風險，不可分散風險，或市場風險，指影響很多資產的風險，但每個資產受影響的程度不一；在大型投資組合中能夠被分散掉的風險稱為非系統性風險，可分散風險，或獨特風險，指只影響單一資產或一小群資產的風險。

³套利 (Arbitrage) 所需的條件：(1) 無需資金投入；(2) 沒有風險；(3) 報酬為正。

間近似的關係; 而在 CAPM 中, 證券的 β 值是衡量證券對市場投資組合變動的敏感度, 而 APT 的證券 β 值則是衡量該因子的敏感度, 此兩種定價模型都是有風險的模式, 並都以 β 值來衡量證券在系統中的風險, 且都認為預期報酬會與 β 值成比例。

2.2.3 因子的選擇

因子的選擇方法有統計方法跟理論方法兩種。

1. 統計方法 (Statistical Approaches)

線性模型如下

$$R_t = \alpha + Bf_t + \epsilon_t \quad (2.6)$$

$$E[\epsilon_t \epsilon_t' | f_t] = \Sigma$$

其中 R_t 是第 t 期 ($N \times 1$) 向量的資產報酬, α 是 ($N \times 1$) 向量的截距項, B 是 ($N \times K$) 矩陣的因子敏感度, f_t 是第 t 期 ($K \times 1$) 向量的實現因子, ϵ_t 是第 t 期 ($N \times 1$) 向量的模型干擾項, 而資產個數 N 在此需比時間期數 T 大很多。

主要的統計方法有因子分析法 (factor analysis) 與主成分分析法 (principal components) 兩種。因子分析法是使用兩步驟 (two-step) 的估計過程, 首先, 先估計因子敏感度矩陣 B 和干擾項的共變異矩陣 Σ , 再利用此兩個估計值來建構因子實現的測量。而主成分分析法是利用特地減少變數的個數卻不損失太多的訊息的做法, 第一個主成分是結合資產報酬及最大的變異數而成的常態線性合成; 第二個主成分是結合第一個主成分所有直交的資產報酬和最大的變異數而成的常態線性合成, 以此類推, 此方法的優點是允許因子的風險溢酬可隨時間改變, 且計算方便。

2. 理論方法 (Theoretical Approaches)

因子選擇的理論方法有兩個類別, 一個是說明可捕捉到經濟體系系統性風險的總體經濟 (macroeconomic) 和財務 (financial) 市場的變數; 另一個類別是說明公司的特性, 再根據這些特性形成股票的投資組合。

Chen, Roll 和 Ross (1986) 就使用了第一種類別, 提議選擇因子應該考慮折現率 (discount rate), 其用來折現未來的預期現金流量改變的力量和預期現金流量影響它們本身的力量。而第二種是根據公司特性創造因子投資組合的類別, 實證上包括權益的市場價值, 本益比 (P/E ratio), 權益的市場帳面價值比 (M/B ratio), 一般因子模型還包含了加權指數的市場投資組合, 且因子投資組合使用這些特性對橫斷面的報酬都有很好的解釋力。

2.2.4 因子的個數

基本的多因子模型理論上並無說明需要多少的因子個數, 因此, 為了理論要有用, 因子個數 K 需合理的小, 實證研究上缺乏說明, 因而以幾種方式來處理。

一種方式是反覆的估計和檢定 K 的改變, 並觀察當增加因子個數時的敏感度。例如, Lehmann 和 Modest (1988) 提出他們實證的結果, 當因子數由 5 增加到 10, 再增加到 15 時, 會有最小的敏感度; Connor 和 Korajczyk (1988) 則提出 5 和 10 個因子數各加上 5 個因子時的敏感度最小, 這些結果建議採用 5 個因子數是最適的。

第二種方法是檢定明確的因子數 K 。Morrison (1990) 提出概似比率 (likelihood ratio) 的檢定, 統計量如下:

$$J = - \left(T - 1 - \frac{1}{6}(2N + 5) - \frac{2}{3}K \right) [\log |\hat{\Omega}| - \log |\hat{B}\hat{B}' + \hat{D}|]$$

其中 $\hat{\Omega}$, \hat{B} 及 \hat{D} 皆是 Ω , B , 及 D 的最大概似估計值, 在虛無假設 K 個因子是最適的情形下, 當 $T \rightarrow \infty$ 時 J 會漸進於自由度為 $1/2[(N - K)^2 - N - K]$ 的卡方分配。Roll 和 Ross (1980) 使用此方法, 認為 3 或 4 個因子是最適的,⁴ 本論文即採取他們的建議, 實證的做法即採用了 3 個因子的模式。

APT 的優點是可以一直加入不同的因子, 直到一種證券的非系統風險和其它每一種證券的非系統風險都無關為止。而雖然多因子定價模式比單因子的 CAPM 更有解釋力, 但在選擇因子來配適現存資料而不注意經濟理論上, 會引發兩個危險性: (1) 因有資料挖掘 (data-snooping) 的誤差, 所以模型可能會過度配適 (overfit) 資料, 因而無法預測未來的資產報酬;

⁴可參閱 John Y. Campbell, Andrew W. Lo, A. Craig MacKinlay (1997) 的 *The Econometrics of Financial Markets*。

(2) 實證上, 模型可捕捉由市場不效率或投資者不理性所引起的規則, 此情況仍會繼續配適資料。

第 3 章

研究方法

使用追蹤資料 (Panel Data 或 Longitudinal Data) 於經濟研究過程比單純使用縱斷面或橫斷面資料有以下兩點優勢: (1) 追蹤資料通常給研究者更多的資料訊息, 增加自由度, 且降低解釋變數間共線性的情形, 因此能增進計量估計的效率; (2) 追蹤資料允許研究者分析無法單純由縱斷面或橫斷面資料所解決的統計問題。

3.1 追蹤資料結合性檢定

假設我們擁有 N 個個體及 T 時期的樣本觀察值 $y_{it}, x_{itk}, i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T, k = 1, \dots, K, y$ 被假設為某向量 X 及參數 θ 的條件機率分配試驗的隨機結果, 即 $f(y|X, \theta)$ 。當我們使用追蹤資料時, 最後的目標是使用可獲得的訊息來推估 θ , 例如, 假設 y 是 X 的線性函數, 因此欲跑 NT 個觀察值的最小平方迴歸式時, 需假設迴歸參數的值能共同捕捉到橫斷面及縱斷面的訊息, 受限的模型 (restricted model) 是結合模型 (pooled model), 表現相同的參數會隨時間經過或不同公司而改變的行為方程式, 而未受限的模型 (unrestricted model) 則表現不同參數隨時間經過或不同公司仍會相同的行為方程式, 而大部分的經濟應用都傾向於以結合 (pool) 時間數列 (time-series) 的形式, 即採用個別個體 (N) 很大而期間 (T) 很短的短期追蹤資料 (Short Panel) 的樣本, 本論文的資料樣本亦是短期追蹤資料的形式。如果此假設無法成立, 則結合的最小平方估計式 (pooled least-squares estimates) 將導致錯誤的推論, 因此, 我們第一步通常需檢定隨機的結果 y 變數在 i 及 t 間是否固定不變。最常使用的方法及是共變數分析檢定 (analysis-of-covariance test)。

一般線性追蹤資料模型如下

$$\begin{aligned} y_{it} &= \alpha_{it}^* + X'_{it}\beta_{it} + u_{it}, & i &= 1, \dots, N \\ & & t &= 1, \dots, T \end{aligned} \quad (3.1)$$

α_{it}^* 為常數, $\beta'_{it} = (\beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{kit})$ 為 $1 \times K$ 的向量, $X'_{it} = (x_{1it}, \dots, x_{kit})$ 為 $1 \times K$ 的外生變數向量, 誤差項 $u_{it} \sim (0, \sigma_u^2)$ 。

而估計迴歸係數有兩方面需被檢定: (1) 迴歸的斜率項係數是否為同質 (homogeneous); (2) 迴歸的截距項係數是否也是同質。檢定過程有三個主要的步驟:

1. 檢定斜率項是否皆一致, 但截距項則否。即檢定

$$H_0 : y_{it} = \alpha_{it}^* + X'_{it}\beta + u_{it} \quad (3.2)$$

2. 檢定截距項是否皆一致, 但斜率項則否。即檢定

$$H_0 : y_{it} = \alpha^* + X'_{it}\beta_i + u_{it} \quad (3.3)$$

3. 檢定斜率項及截距項在不同的個體 (individual) 及時期 (times) 是否皆為同質。即檢定

$$H_0 : y_{it} = \alpha^* + X'_{it}\beta + u_{it} \quad (3.4)$$

因斜率項不同時結構已經改變, 所以就算截距項相同但斜率項不同也不具有意義, 因此應忽略第 3.3 式。由第 3.1 式未受限的 (unrestricted) 模型及第 3.2 式的個體平均值 (individual-mean 或 cell-mean), 和第 3.4 式的結合迴歸式來看 (pooled regression)。令

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it} \quad (3.5)$$

$$\bar{X}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T X_{it} \quad (3.6)$$

為第 i 個個體 (individual) 的 y 及 X 的平均值, 用最小平方估計第 3.1 式的未受限制模型的 β_i 及 α_i^* 可得

$$\hat{\beta}_i = W_{XX,i}^{-1} W_{Xy,i}, \quad \hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}_i' \bar{X}_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (3.7)$$

其中

$$\begin{aligned} W_{XX,i} &= \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(X_{it} - \bar{X}_i)' \\ W_{Xy,i} &= \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' \\ W_{yy,i} &= \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)' \end{aligned} \quad (3.8)$$

在共變數分析的術語裡, 第 3.7 式及稱做組內估計式 (within-group estimate), 第 i 組 (ith-group) 的殘差平方和為 $RSS_i = W_{yy,i} - W_{Xy,i}' W_{XX,i}^{-1} W_{Xy,i}$, 而未受限的殘差平方和為

$$R_1 = \sum_{i=1}^N RSS_i \quad (3.9)$$

而最小平方迴歸式的個體平均值 (individual-mean) 的參數估計值為

$$\hat{\beta}_w = W_{XX}^{-1} W_{Xy}, \quad \hat{\alpha}_i^* = \bar{y}_i - \hat{\beta}_w' \bar{X}_i, \quad i = 1, \dots, N \quad (3.10)$$

其中

$$\begin{aligned} W_{XX} &= \sum_{i=1}^N W_{XX,i} \\ W_{Xy} &= \sum_{i=1}^N W_{Xy,i} \end{aligned}$$

令

$$W_{yy} = \sum_{i=1}^N W_{yy,i}$$

則第 3.2 式的殘差平方和為

$$R_2 = W_{yy} - W_{Xy}' W_{XX}^{-1} W_{Xy} \quad (3.11)$$

而第 3.4 式結合模型 (pooled model) 以最小平方法算出的參數估計式為

$$\hat{\beta} = T_{XX}^{-1}T_{Xy}, \quad \hat{\alpha}^* = \bar{y} - \hat{\beta}\bar{X}, \quad i = 1, \dots, N \quad (3.12)$$

其中

$$T_{XX} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(X_{it} - \bar{X}_i)'$$

$$T_{Xy} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)'$$

$$T_{yy} = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)(y_{it} - \bar{y}_i)'$$

$$\bar{y}_{..} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T y_{it} \quad \bar{X}_{..} = \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T X_{it}$$

結合的殘差平方和為

$$R_3 = T_{yy} - T_{Xy}'T_{XX}^{-1}T_{Xy} \quad (3.13)$$

在假設 $\mu_{it} \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$ 下, F 檢定可用來檢定第 3.2 式及第 3.4 式的限制式。實際上此二式可看成第 3.1 式的各種線性限制式, 例如, 假設異質截距項及同質斜率項 (即第 3.2 式) 可被改寫成第 3.1 式而受 $(N - 1)K$ 條線性限制式所支配

$$H_1 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

而假設相同的截距項及斜率項 (即第 3.4 式) 亦可改寫成第 3.1 式而受 $(K + 1)(N - 1)$ 條線性限制式所支配

$$H_2 : \alpha_1^* = \alpha_2^* = \dots = \alpha_N^*$$

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

因此共變數分析檢定的應用與根據線性迴歸的殘差平方和普通假設檢定是一致的。

未受限制的殘差平方和 R_1 可由 σ_μ^2 分解成自由度為 $NT - N(K + 1)$ 的卡方分配, 而允許參數在每個 i 間改變的可解釋到的平方和增量可由 $(R_3 - R_1)$ 來估計, 在 H_2 下, 受限的殘差平方和 R_3 可由 σ_μ^2 分解成自由度為 $NT - (K + 1)$ 的卡方分配, 且 $(R_3 - R_1)/\sigma_\mu^2$ 的卡方分配自由度是 $(N - 1)(K + 1)$, 因 $(R_3 - R_1)/\sigma_\mu^2$ 與 R_1/σ_μ^2 是獨立的, 所以 F 統計量是

$$F_2 = \frac{(R_3 - R_1)/[(N - 1)(K + 1)]}{R_1/[NT - N(K + 1)]}$$

其可用來檢定 H_2 , 如果 F_2 是不顯著的, 即接受截距項及斜率項係數不隨時間經過而改變, 則我們就使用結合的資料 (pooled data) 及估計第 3.4 式的單條方程式, 相反地, 如果 F 值是顯著的, 則未來的目標是要找出造成斜率項或截距項產生異質性的原因。

在假設異質截距項但同質斜率項 H_1 下, 3.2 式的殘差平方和 $R_2 = W_{yy} - W'_{Xy} W_{XX}^{-1} W_{Xy}$ 可由 σ_μ^2 分解成自由度為 $N(T - 1) - K$ 的卡方分配, 所以 H_1 的 F 統計量為

$$F_1 = \frac{(R_2 - R_1)/[(N - 1)K]}{R_1/[NT - N(K + 1)]}$$

如果 F_1 是顯著的, 即斜率項會隨時間經過而改變, 則檢定結果就到此為止; 而如果 F_1 是不顯著的, 即斜率項不會隨時間改變, 我們可接著去擴展找出造成截距項異質性的原因。

如果 H_1 被接受, 我們亦可由條件檢定 (conditional test) 來檢定同質截距項

$$H_3 : \alpha_1^* = \alpha_2^* = \dots = \alpha_N^* \quad \text{given } \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

未受限制的殘差平方和現在是 R_2 , 而受限的是 R_3 , 殘差平方和由第 3.4 式減至第 3.2 式的量為 $(R_3 - R_2)$, 在 H_3 下, R_3 可由 σ_μ^2 分解成自由度為 $NT - (K + 1)$ 的卡方分配, 而因 R_2/σ_μ^2 與 $(R_3 - R_2)/\sigma_\mu^2$ 是獨立的, 且 $R_3 - R_2$ 的自由度為 $N - 1$, 所以 H_3 的 F 統計量為

$$F_3 = \frac{(R_3 - R_2)/(N - 1)}{R_2/[N(T - 1) - K]}$$

最後我們由表 3.1 來總結共變數分析檢定。¹

¹以上結合性檢定過程可參閱 Cheng Hsiao 的 Analysis of Panel Data (1986)。

表 3.1: 同質性與否的共變數檢定

變異來源	殘差平方和	自由度	均方和
組內截距與斜率皆異質	$R_1 = \sum_{i=1}^N (W_{yy,i} - W'_{Xy,i} W_{XX,i}^{-1} W_{Xy,i})$	$N(T-K-1)$	$R_1/N(T-K-1)$
斜率固定截距異質	$R_2 = W_{yy,i} - W'_{Xy,i} W_{XX,i}^{-1} W_{Xy,i}$	$N(T-1)-K$	$R_2/[N(T-1)-K]$
普通截距與斜率皆同質	$R_3 = T_{XX,i} - T'_{Xy,i} T_{XX,i}^{-1} T_{Xy,i}$	$NT-(K+1)$	$R_3/[NT-(K+1)]$

3.2 固定效果模式: 最小平方虛擬變數法

此模式假設 μ_i 是被估計的固定參數, 而殘存的隨機干擾項 ν_{it} 是相同且獨立的分配, 即 $\nu_{it} \sim iid(0, \sigma_\nu^2)$, x_{it} 在所有 i 與 t 間亦與 ν_{it} 獨立。可將 3.1 式改寫成下式

$$y = \alpha L_{NT} + X\beta + u = Z\delta + u \quad (3.14)$$

其中 y 是 $NT \times 1$, X 是 $NT \times K$, $Z = [L_{NT}, X]$, $\delta' = (\alpha', \beta')$, L_{NT} 是數值皆為 1 的 NT 維向量 (vector)。可再將 3.14 式改寫成下式

$$y = \alpha L_{NT} + X\beta + Z_\mu \mu + \nu = Z\delta + Z_\mu \mu + \nu \quad (3.15)$$

其中 Z 是 $NT \times (K+1)$ 的矩陣, Z_μ 是 $NT \times N$ 的個別虛擬變數矩陣。將方程式 $y = X\beta + \nu$ 乘以 Q , 是因為主要效果在 μ , 而只剩 ν , 無異質變異數的問題, 因此可用 OLS 轉換模型而得下式

$$Qy = QX\beta + Q\nu \quad (3.16)$$

其中 $Q = I_{NT} - P$, P 為 Z_μ 的投射 (projection), 即 $P = Z_\mu (Z'_\mu Z_\mu)^{-1} Z'_\mu$, $Z_\mu = I_N \otimes L_T$, I_N 是 N 維的單位矩陣 (identity matrix), L_T 是數值皆為 1 的 T 維向量 (vector), $Z_\mu Z'_\mu = I_N \otimes J_T$, J_T 是數值皆為 1 的 $T \times T$ 的矩陣, P 與 Q 有三點特性: (1) P 與 Q 為對稱且自乘不變 (symmetric idempotent) 的矩陣, 即 $P' = P$, $P^2 = P$; 這也表示 $\text{rank}(P) = \text{tr}(P) = N$, $\text{rank}(Q) = \text{tr}(Q) = N(T-1)$; (2) P 與 Q 直交 (orthogonal)

, 即 $PQ = 0$; (3) P 加 Q 為單位矩陣 (identity matrix), 即 $P + Q = I_{NT}$ 。所以 $PZ_\mu = Z_\mu$, $QZ_\mu = QL_{NT} = 0$, 即 3.15 式乘上 Q 後, 消除了個別效果 (individual effect), 而 $\tilde{y} = Qy$ 且 $\tilde{X} = QX$, 所以 OLS 的估計值為

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

其變異數為 $\text{var}(\tilde{\beta}) = \sigma_\nu^2(X'QX)^{-1} = \sigma_\nu^2(\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}$, 如果有許多廠商, 即 N 很大, 則 3.15 式將會損失很多自由度, 因 3.15 式包含了 $(N - 1)$ 個虛擬變數, 而過多的虛擬變數將會造成共線性的問題。且固定效果的估計值並無法估計時間不變 (time-invariant) 下的任何效果, 因其已經由 Q 矩陣的轉換而將時間不變的變數給排除掉了。如果 3.15 式是正確的模型, 則當 $\nu_{it} \sim iid(0, \sigma_\nu^2 I_{NT})$ 時, 最小平方虛擬變數法 (least squares dummy variables, LSDV) 即是最佳線性不偏 (the best linear unbiased, BLUE) 估計值。

當 μ_i 是固定下, 可利用聯合檢定來檢定此效果。在虛擬假設 $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{N-1} = 0$ 下, 可利用 Chow Test 來檢定, 受限的殘差平方和 (RRSS) 是用 OLS 的結合 (pooled) 模型, 而未受限的殘差平方和 (URSS) 是利用最小平方虛擬變數法的模型, 檢定統計量如下

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

3.3 隨機效果模式

為避免固定效果會損失過多自由度的問題, 可將個別效果 μ_i 假設成隨機的, 隨機效果模式下, $\mu_i \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$, $\nu_{it} \sim iid(0, \sigma_\nu^2)$, 且 μ_i 與 ν_{it} 獨立; 另外, X_{it} 亦與 μ_{it} 獨立。由 $\mu = Z_\mu\mu + \nu$ 可計算變異數共變數 (variance-covariance) 矩陣

$$\begin{aligned} \Omega &= E(\mu\mu') = Z_\mu E(\mu\mu') Z_\mu' + E(\nu\nu') \\ &= \sigma_\mu^2(I_N \otimes J_T) + \sigma_\nu^2(I_N \otimes I_T) \end{aligned}$$

為獲得 GLS 估計值, 需先求得 $NT \times NT$ 維度的 Ω^{-1} , 而 J_T 可轉換成 $T\bar{J}_T$, I_T 轉換成 $(E_T + \bar{J}_T)$, 及 $E_T = (I_T - \bar{J}_T)$,

$$\begin{aligned}\Omega &= E(\mu\mu') = E((Z_\mu + \nu)(Z_\mu + \nu)') \\ &= T\sigma_\mu^2(I_N \otimes \bar{J}_T) + \sigma_\nu^2(I_N \otimes E_T) + \sigma_\nu^2(I_N \otimes \bar{J}_T) \\ &= (T\sigma_\mu^2 + \sigma_\nu^2)(I_N \otimes \bar{J}_T) + \sigma_\nu^2(I_N \otimes E_T) \\ &= \sigma_1^2 P + \sigma_\nu^2 Q\end{aligned}$$

利用先前所提過的 P 與 Q 的三種特性, 可獲得

$$\begin{aligned}\Omega^{-1} &= \frac{1}{\sigma_1^2} P + \frac{1}{\sigma_\nu^2} Q \\ \Omega^{-1/2} &= \frac{1}{\sigma_1} P + \frac{1}{\sigma_\nu} Q\end{aligned}$$

事實上, $\Omega^r = (\sigma_1^2)^r P + (\sigma_\nu^2)^r Q$, r 可為任意的純量。

Swamy 和 Arora (1972) 建議可利用跑兩條迴歸式的方式求得 σ_ν^2 及 σ_1^2 。第一條是組內的 (Within) 迴歸式

$$\hat{\sigma}_\nu^2 = [y'Qy - y'QX(X'QX)^{-1}X'Qy]/[N(T-1) - K]$$

第二條是組間的 (Between) 迴歸式

$$\hat{\sigma}_1^2 = [y'Py - y'PZ(Z'PZ)^{-1}Z'Py]/(N - K - 1)$$

將 3.14 式 $y = Z\delta + \mu$ 乘上 Q 與 P 可得下面轉換後的方程式

$$\begin{pmatrix} Qy \\ Py \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} QZ \\ PZ \end{pmatrix} \delta + \begin{pmatrix} Q\mu \\ P\mu \end{pmatrix}$$

且誤差項的平均值為 0 而變異數共變數矩陣為

$$\begin{pmatrix} \sigma_\nu^2 Q & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 P \end{pmatrix}$$

而我們可經由跑下面的迴歸式將截距項 α 給消除掉

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

其中 $QL_{NT} = 0$ 且 $(P - \bar{J}_{NT})L_{NT} = 0$ ，而誤差項的平均值為 0，變異數共變數矩陣為

$$\begin{pmatrix} \sigma_v^2 Q & 0 \\ 0 & \sigma_1^2 (P - \bar{J}_{NT}) \end{pmatrix}$$

可推得 GLS 的估計值為

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_{GLS} &= [(X'QX)/\sigma_v^2 + X'(P - \bar{J}_{NT})X/\sigma_1^2]^{-1} \\ &\quad \times [(X'Qy/\sigma_v^2) + X'(P - \bar{J}_{NT})y/\sigma_1^2] \\ &= [X'QX + \sigma_v^2 X'(P - \bar{J}_{NT})X/\sigma_1^2]^{-1} \\ &\quad \times [X'Qy + \sigma_v^2 X'(P - \bar{J}_{NT})y/\sigma_1^2] \\ &= [W_{XX} + \phi^2 B_{XX}]^{-1} [W_{Xy} + \phi^2 B_{Xy}] \end{aligned}$$

其中 $W_{XX} = X'QX$ ， $B_{XX} = X'(P - \bar{J}_{NT})X$ ， $\phi^2 = \sigma_v^2/\sigma_1^2$ ，而 $\text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) = \sigma_v^2 (X'QX + X'(P - \bar{J}_{NT})X\sigma_v^2/\sigma_1^2)^{-1} = \sigma_v^2 [W_{XX} + \phi^2 B_{XX}]^{-1}$ ，組內的 β 估計值為 $\tilde{\beta}_{Within} = W_{XX}^{-1}W_{Xy}$ ，組間的 β 估計值為 $\hat{\beta}_{Between} = B_{XX}^{-1}B_{Xy}$ ，而 $\hat{\beta}_{GLS}$ 即是由 $\tilde{\beta}_{Within}$ 與 $\hat{\beta}_{Between}$ 加權平均而成

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

其中

$$W_1 = [W_{XX} + \phi^2 B_{XX}]^{-1} W_{XX}$$

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

這是由 Maddala (1971) 所證，其有兩點值得注意：(1) 如果 $\sigma_v^2 = 0$ ，則 $\phi^2 = 1$ ，且 $\hat{\beta}_{GLS}$ 會退化成 $\hat{\beta}_{OLS}$ ；(2) 如果 $T \rightarrow \infty$ ，則 $\phi^2 \rightarrow 0$ ，且 $\hat{\beta}_{GLS}$ 會傾向於 $\tilde{\beta}_{Within}$ 。

而當 W_{XX} 比 B_{XX} 大很多時, $\hat{\beta}_{GLS}$ 會接近於 $\tilde{\beta}_{Within}$; 相反地, 當 B_{XX} 比 W_{XX} 大很多時, $\hat{\beta}_{GLS}$ 會傾向於 $\hat{\beta}_{Between}$ 。換言之, 組內的估計值忽略了組間的變動, 而組間的估計值忽略了組內的變動。而 OLS 估計值給組內的和組間的變動相等的權重。

Taylor (1980) 提出有限樣本 one-way 的誤差項模型結論。他比較組內的估計值與 Swamy-Arora 的 GLS 估計值, 發現以下三點結果: (1) 在所有自由度少的情況下, GLS 比 LSDV 更有效率; (2) GLS 的變異數從不超過 Cramer-Rao 下限的 17 % 以上; (3) 較具有效估計值的變異數不必然就會產生較有效的 GLS 估計值。²

3.4 固定效果與隨機效果的比較

要選擇固定效果或是隨機效果並不容易, Mundlak (1961) 及 Wallace 和 Hussain (1969) 提議用固定效果模型好; 但 Balestra 和 Nerlove (1966) 則建議用隨機效果模型好。而由我們前面的推導可知, 在固定效果模式下 β 係數的變異數為 $\text{var}(\tilde{\beta}) = \sigma_v^2 (X'QX)^{-1}$, 而在隨機效果模式下的 β 係數的變異數為 $\text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) = \sigma_v^2 (X'QX + X'(P - \bar{J}_{NT})X\sigma_v^2/\sigma_1^2)^{-1}$, 即 $\text{var}(\tilde{\beta}) \geq \text{var}(\hat{\beta}_{GLS})$, 且當公司家數 N 很大時, 固定效果模式將會損失很多的自由度, 因此, 一般皆認為隨機效果模式會比固定效果模式好。

²可參閱 Badi H. Baltagi 的 *Econometric Analysis of Panel Data* (2001)。

第 4 章

實證研究

因追蹤資料法比單純使用橫斷面或時間數列模型，能提供更多的訊息情報，因此本研究嘗試使用追蹤資料來捕捉台灣股市不易觀察到的異常報酬現象，看看台灣的電子產業市場訊息是否都能及時公開，市場亦否充分公開競爭到讓投資人無法操縱股價的變動，即內幕消息是否有助於投資人獲取超額報酬。但由於財務性的資料在實證分析上並不容易顯著，且每家公司的股票理應都會有自己的 β 值，因此本研究將具有相近 β 值的公司合併成爲同一組，並通過結合性檢定同組內所有公司的 β 值爲一致，即通過結合性檢定後，同組內公司的 β 值可視爲是一致的，且不會隨著時間經過而改變，當這些具有相同行爲方程式的公司合併起來做分析時，就更能從中萃取資訊，捕捉到異常報酬了。

4.1 樣本來源與選擇

本研究的樣本是取自台灣經濟新報資料庫，期間自民國 89 年元月至民國 92 年 5 月底止的月資料，以台灣股市上市的電子業中報酬率、市值與本益比等三個變數在本研究期間中無缺乏資料的挑出 36 家公司，此 36 家公司依序爲：建通、圓剛、友通資訊、新巨、光群雷、興勤、零壹、建準、旺詮、百容、大毅、品佳、研揚、精技、精元、統懋、憶聲、良得電、偉詮電、強茂、可成、世平、三商電、環科、佳能、兆赫、億光、光罩、禾伸堂、正崴、合勤、亞旭、思源、毅嘉、美律、東訊等。

而會以台灣整個上市的電子業作爲選取資料的對象，是因爲家數最多，比較容易找到行爲方程式較接近的廠商，使之通過結合性檢定，且礙於研究的限制，僅能挑選小於研究期間 41 期

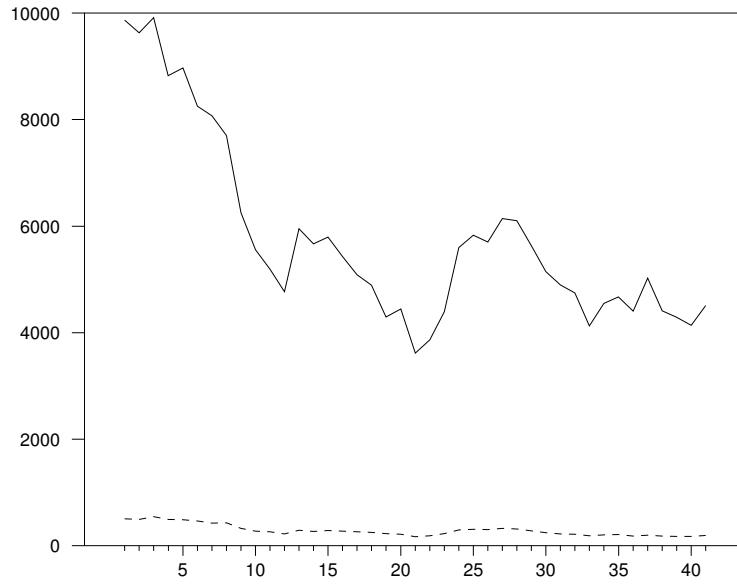


圖 4.1: 民國 89 年元月至 92 年五月大盤與電子類股指數走勢圖

的公司家數，所以才只用 36 家公司來代表高科技產業，不過此 36 家公司已經包括了上游的零件原料、中游的二極體和被動元件、中下游的電源供應器和電腦週邊及下游的電子通路、資訊服務等等各個不同的電子產業類別，可參閱表 5.11 這些公司的產業類別，會選取電子業各個不同的產業型態為的是盡可能的代表台灣整個高科技業，且也利於本研究找尋相近行為方程式的廠商。

圖 4.1 是本研究期間 41 期的大盤與電子類股走勢圖，可看出在民國 89 年 2 月時大盤攻破萬點大關，而電子類股此時也走上五百多點行情，但隨著全球網路科技泡沫化的影響，在 89 年中時指數開始往下滑，且自此起的三年多中一直處於十分低迷的狀態，直至 92 年五月底大盤指數已崩至 4500 點左右，而電子類股也剩不到 200 點。

4.2 實證過程

本論文追蹤資料的 CAPM 定價模型如下

$$R_{it} = \alpha + \beta_M M_{it} + \beta_{SIZE} SIZE_{it} + \beta_{pe} PE_{it} + \mu_i + \nu_{it}$$

其中 R_{it} 是公司的報酬率, M_{it} 是台股加權指數的報酬率, $SIZE_{it}$ 是單位為億萬元的公司市值, PE_{it} 是公司的本益比, μ_i 是觀察不到的個別效果, ν_{it} 是剩餘的干擾項。

而要形成 APT 的多因子定價模型, 首先, 先將此 36 家公司各家的報酬率合起來求因子, 且根據 Roll 和 Ross (1980) 提出 3 或 4 個因子數是最適的論點, 決定使用 3 個因子, 利用因子分析的主成分法抽出 3 個因子, 以此 3 個因子替換掉 CAPM 模型的大盤指數變數, 再加上原來的市值及本益比兩個變數就可形成追蹤資料的 APT 多因子定價模型

$$R_{it} = \alpha + \beta_1 f_{it}^1 + \beta_2 f_{it}^2 + \beta_3 f_{it}^3 + \beta_{SIZE} SIZE_{it} + \beta_{pe} PE_{it} + \mu_i + \nu_{it}$$

其中 f_{it}^1 、 f_{it}^2 及 f_{it}^3 分別為由全部公司的報酬率一起抽出的三個因子, 其餘同上所述。

不論是 CAPM 或 APT, 公司報酬率皆會受系統性風險及非系統性風險的影響, 差別是公司的非系統性風險部分彼此不相關, 即每家公司本身非系統性風險的部分僅會影響自己內部, 不會影響別家公司; 而系統性風險卻相關, 各家公司皆會受到相同的系統性風險影響, 即個別公司的系統性風險及總報酬會彼此相關。本論文 CAPM 模式中的系統性風險以台股加權指數的報酬率代表, 因每家公司皆會受大盤的影響; 而 APT 模式的系統性風險部分則用 36 家公司的報酬率抽出來的 3 個因子代表, 因每家公司皆無法避免受這 3 個因子共同的影響。非系統性風險的部分就是公司自己的市值與本益比, 各公司的這兩個變數都只會影響本身自己, 並不會影響到其他公司。

財務經濟學家通常認為市場的預期報酬是 $R_M = R_f +$ 風險貼水, 因此本論文 CAPM 中的大盤指數報酬率及 APT 中由各家公司報酬率一起抽出的 3 個因子, 皆需扣除無風險利率後, 才能代表整個市場的超額報酬。本文係採用央行的短期融通利率做為無風險利率的替代變數,¹ CAPM 的大盤指數報酬率及 APT 的三個因子都先平減過央行的短期融通利率後才帶入方程式做分析的。

¹本研究會以我國央行的短期融通利率作為無風險利率的替代變數係因 (1) 台灣國庫券採不定期、不定量發行, 資料不完整, 故不適用。(2) 隔夜拆款利率 (TIBOR) 雖極近為無信用、違約及通貨膨脹風險之利率, 且流動性大, 但極易受到央行的干預, 亦不適用。(3) 央行是統領一國金融機構體系、控制全國貨幣供給、實施國家貨幣政策的最高金融機構, 其信用極可靠, 故可將其利率視為無風險利率。

4.3 追蹤資料的分組結果

爲能使用追蹤資料進行異常報酬的估計，首先，必需先通過結合性檢定的門檻，因此吾人以結合性檢定爲基礎，根據其 F 值針對 36 家公司於予分群，把行爲方程式較接近的公司歸爲同一類，使能一一通過 Chow Test。而因 APT 的變數比 CAPM 多，要求通過檢定的條件也就比 CAPM 嚴格，因此只要在 APT 模式下的組群能通過結合性檢定，則相同族群在 CAPM 下也亦能通過檢定，所以只要針對 APT 模式來進行分組即可。

爲了客觀的知道哪些公司的行爲方程式是較接近的，先將各公司的 APT 模式分別跑一縱斷面的簡單迴歸，再將 $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_{SIZE}, \beta_{pe}$ 等五個係數較接近的公司併爲同一組，就可進行結合性檢定了。36 家公司 APT 模式的簡單迴歸係數可參見表 5.2，由此表可看出 β 係數在統計水準 5 % 下具統計顯著性的並不多，在 APT 模式有五個變數下，36 家公司共有 180 個係數，總共僅有 56 個係數爲顯著的而已，在公司規模變數下，36 家公司只有 5 家公司是顯著的；而本益比變數只有 8 家是顯著的，異常報酬變數爲顯著的比例並不高，可見使用傳統方法並不容易捕捉到異常報酬。

而分組通過結合性檢定的結果如表 5.1，可看出第一到四組的家數比較多，也就是這些組有較多行爲方程式相似的公司；而第五到八組都僅有兩家公司的行爲方程式較接近的而已；但禾伸堂、品佳、及新巨等 3 家的行爲方程式與其他各家差異過大，因而無法併入並通過檢定。由表 5.11 公司產業分類的結果亦可知，由最上游的零件原料供應到最下游的電子通路及資訊服務，分組結果顯示相同產業的公司併成同一組並無法順利通過結合性檢定，相同產業類別的公司不見得其行爲方程式就會相近，因此分組結果才會呈現各組皆包含了不同產業公司的情形，如皆屬於中游被動原件廠的旺詮、興勤、大毅就分屬一、二組，但也從事被動原件的禾伸堂就因其異常報酬行爲差異過大，而導致無法合併的結果；第一組家數最多的組別甚至已包含了上、中、下游各個不同階段的廠商，可見異常報酬行爲的差異與廠商所從事的產業型態並無關係。

4.4 CAPM 與 APT 實證結果比較

由於家數較多的第一至第四組的 CAPM 及 APT 結果都相同, 因此本節僅分析第一、二組的結果 (參閱表 5.3 至表 5.6), 第三、四組的結果可參閱表 5.7 至表 5.10。

由表 5.3 (A) 可得, 在 CAPM 固定效果模式下, 第一組公司的預期報酬率可由下式求得

$$\hat{R}_{it} = -2.908 + 1.051M_{it} + 0.197SIZE_{it} + 0.136PE_{it}$$

同理, 由表 5.4 (A) 亦可得, 在 APT 固定效果模式下, 第一組公司如下式的預期報酬率

$$\hat{R}_{it} = 1.876 + 0.018f_{it}^1 + 0.089f_{it}^2 - 0.066f_{it}^3 + 0.104SIZE_{it} + 0.02PE_{it}$$

其餘各組各效果的平均報酬方程式皆亦可如上兩式表達, 就不再贅述。

由表 5.2 中的 p 值可看出一、二組公司跑個別簡單迴歸時的 β 係數多半是不具統計顯著性, 然而由表 5.3 至表 5.6 中的 p 值又可看出經由使用追蹤資料的分析後, 不論是 CAPM 或 APT 模式的係數大部分都變為統計顯著性, 這是因為追蹤資料有捕抓資訊的優點, 當把行為方程式較接近的公司併在同一組且通過結合性檢定後, 就很容易捕抓到不易顯現的異常報酬現象。

由於 β 係數是股票報酬對風險反應的程度, β 愈高所需承擔的風險也愈高。而本益比通常都被用來評估公司的獲利能力或對未來的預期, 因此對公司而言, 比率愈高愈好, 表示未來成長會愈來愈高; 但就投資者而言, 是指為購買公司未來一元的盈餘所需付出的成本, 也就是投資者欲獲得一元的利潤所需投資的金額, 所以比率愈小愈好, 表示為獲得相同的報酬, 所需投資的金額愈小。當資產組合的本益比比市場平均本益比還高時, 就稱此為高本益比或成長型股票投資組合; 相反的, 當投資組合的本益比低於市場指數時, 就稱它為低本益比或價值投資組合。

證券的預期報酬是要補償其風險, 由表 5.3 及表 5.5 可看出, 兩組不論是在固定效果或隨機效果模式下, CAPM 的市場系統性風險係數 β_M 皆高於一, 且在 5 % 的統計水準下皆為

顯著，表示在 CAPM 模式下，我國上市電子業的股票報酬率與市場風險呈正向的線性相關，且當市場波動 1 % 時，這些公司的波動會超過 1 %，此結果與 Black, Jensen 和 Scholes (1972) 及 Fama 和 MacBeth (1973) 的實證結論認為股票報酬與系統風險間的確存有線性正相關一致，皆支持 CAPM 理論；但 Lakonishok 和 Shapero (1986) 和 Fama 和 French (1992) 的實證結論卻認為股票報酬與系統風險間並無顯著的正向關係，陳鵬福 (1979) 的實證結果也發現台灣的股票市場股票報酬率與 β 值並無顯著正向關係，即系統風險對台灣股票報酬並無解釋能力。

而此兩組的非系統性風險部分，CAPM 的 β_{SIZE} 和 β_{pe} 係數皆高於 APT 的 β_{SIZE} 和 β_{pe} 係數，表示公司的異常報酬現象在 CAPM 模式下比 APT 模式敏感，這是因為 APT 的三個因子比 CAPM 僅有大盤指數一個因子的系統性風險，稀釋掉更多非系統性風險的部分，但由於值皆很小，所以不論是 CAPM 還是 APT，公司的異常報酬敏感度都算小。

且本研究結果發現本益比及市值與公司的報酬皆呈正相關，表示當公司的本益比愈高，報酬也就愈高，蔡德淵 (2000) 也發現台灣股市「漲時重勢，跌時重質」，存在本益比效果；王慶昌 (1992) 則發現台灣股票報酬率與本益比間的關係並不明顯。而吾人也發現台灣的電子公司規模愈大，報酬也愈高，這點結果與文獻上大部分贊同公司規模愈大，報酬愈低的論點剛好相反，這是因為台灣的電子業具有規模經濟 (economies of scale)，大公司可隨著生產經營規模的擴大，經濟效益呈加速發展的態勢，大型企業因此可以降低生產成本，提高利潤，翁靜婷 (2000) 也發現台灣電子廠商購併後的經營具有成本效率，原因是購併後可促進綜效 (Synergy)，也能擴大自己的市場佔有率，使市場形成獨占或寡占，達到提高利潤的目的；余昭賢 (1997) 也發現台灣股市沒有規模效果；顧廣平 (1994) 卻發現台灣股市存有規模效果，因此規模效果是否存在台灣的股票市場，應視研究方法及樣本的選取而有不同結論。

一般都以判定係數 (R^2) 來判斷模型配適度的好壞，由表 5.3 及表 5.4 第一組的 CAPM 及 APT 兩模式的判定係數可再發現，APT 模式的固定效果下，組內的 (within) 及全面的 (overall) 判定係數皆高於 CAPM 模式下的，而 APT 組間的 (between) 判定係數雖小於 CAPM 的，但差異很小；而隨機效果模式下，APT 的組間的及全面的判定係數雖小於

CAPM 的, 但差異也很小, 可是 ATP 組內的判定係數卻高出 CAPM 的許多, 總結來看, 第一組的 APT 模式解釋力比 CAPM 好。且由於 CAPM 的系統性風險 M_{it} 是大盤指數報酬率, APT 的系統性風險 f_{it}^1 、 f_{it}^2 及 f_{it}^3 三個因子是由 36 家公司的報酬率共同抽出來的, 所以 APT 這三個因子比大盤指數與這 36 家公司的報酬率相關性會更高, 因此本研究的 APT 模式對公司報酬率的解釋力比較強是很合理的。

再看表 5.5 及表 5.6 第二組的結果, 固定效果模式下的結果與第一組相同, 皆是 APT 組內的及全面的判定係數高於 CAPM 的, 而 APT 組間的判定係數比 CAPM 的只小一些; 但在隨機效果下, APT 組內的及全面的判定係數高出 CAPM 的許多, 但 APT 組間的判定係數只小 CAPM 一點, 此組也印證了 APT 模式的解釋力的確比 CAPM 好, 可見 Fama 和 French 的三因子模式對台灣的電子產業亦有很好的解釋能力。但早期黃士文 (1989) 亦先以主成分分析法萃取總體經濟的三個代表性因子 (繁榮因子、物價因子及包含失業率和房屋建築數量的第三因子), 用來解釋台灣民國 67 年至 77 年的 40 家上市公司股價, 解釋能力比 CAPM 和 APT 都明確。

再看每個表檢定當時間不變下個別效果是否存在的結果, 在虛無假設 $H_0 : \mu_i = 0$ 下, 兩組不論是在 CAPM 或 APT 下, F 檢定的 p 值在統計水準 5 % 下皆不具有統計顯著性, 表示本研究所選取的樣本公司並無明顯的個別效果, 即同組內公司的個別公司特性或經理人的管理能力等等並無明顯的不同或好壞, 也由於每組都有通過結合性檢定, 代表每一組內的公司其行為方程式是相當接近的, 因此很難在同組內的公司找到差異極大的公司特質。而站在投資者的角度, 如果手上所擁有的是我們研究中某一組公司股票的投资組合, 因此投資組合內的所有公司並無特別公開的特質可觀察到, 所以他就無法根據組內某家公司任何的資訊來影響他的報酬率, 即他無法利用基本面的消息來獲得超額報酬, 也由於同組內的公司差異性都不大而無法達到風險分散的效果了。

而第三、四組的結果大致上與第一、二組的結果差不多, 都是 APT 的解釋能力比 CAPM 強, 且同組內的公司皆無個別效果。總結而論, 由這四組家數較多的組別來看, 站在本研究的立場, 分組後每一組的公司皆是行為方程式較相近的, 有利於我們捕捉異常報酬的現象, 同時

也幫我們印證了 Fama 和 French 的三因子模式對台灣的電子業市場保有很好的解釋力；但如站在投資人的立場，由於每一組的投資組合皆無個別效果存在，因此他就無法觀察到投資組合內某家公司是否有異常狀況，而將會提高其投資風險。其餘第五組到第八組都僅有兩家公司通過結合性檢定，由於家數過少，就不適合利用追蹤資料法作分析了。

第 5 章

結論與後續研究建議

5.1 結論

本論文主要是利用追蹤資料法的優點嘗試捕捉台灣股市不易顯現的異常報酬現象，由於追蹤資料有以下兩項優點：(1) 可提供更多的訊息情報；(2) 允許研究者分析無法單純由縱斷面或橫斷面資料所解決的經濟問題。因此使用追蹤資料來分析 CAPM 及 APT 的市場效率性，比原本 CAPM 及 APT 僅使用橫斷面的資料型態下，能幫助我們萃取更多資訊。

總結來說，本論文的研究對象在研究期間有以下幾點結論：(1) 原本各家單獨的簡單迴歸 β 係數大都不具統計顯著性，而在每一組皆經過嚴格的結合性檢定後，再使用追蹤資料法做分析，就使分組後的整組 β 係數幾乎都具統計顯著性，充分利用了追蹤資料的優點；(2) 不僅印證 Fama 和 French 的三因子模式對台灣的電子業市場有很好的解釋能力，且每一組 APT 模式的解釋能力都比 CAPM 強，亦證實了多因子模式比單因子模式好的理論；(3) 每一組的個別效果皆不存在，投資大眾如握有本研究中的某組投資組合，將不利於做風險的分散。

5.2 後續研究建議

雖然本論文使用追蹤資料有捕捉到台灣高科技產業的異常報酬現象，但尚有以下兩點遺憾，後續研究者如有興趣可嘗試改進：(1) 由於本研究期間僅有 41 期，而因研究的限制，廠商家數必需小於時間期數，導致能採用的公司無法過多，如果能使用更多期數（即利用更高頻的資料），但時間長度愈短（愈易通過結合性檢定），則就能採用更多家公司，也就愈能符合追蹤資

料期間愈短愈好 (Short Panel) 的要求了; (2) 礙於要通過結合性檢定的門檻, 才能將行為方程式接近的公司併在一起做分析, 造成在分組的部分有四組都僅有兩家的公司數而已, 而兩家公司的數目並不適合用追蹤資料做分析, 甚為遺憾, 後續研究如能找到行為方程式更接近的廠商, 而使每一組的家數能平均分配應會更完美。

參考文獻

- [1] 陳鄔福 (1979), 資本資產訂價模式應用於台灣股票市場之研究, 政治大學企業管理研究所碩士論文。
- [2] 黃士文 (1989), 總體經濟因素與股價關係, 淡江大學管理科學學系碩士論文。
- [3] 王慶昌 (1992), 上市公司財務比率與股票報酬關係之研究, 臺灣大學財務金融研究所碩士論文。
- [4] 余昭賢 (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, 交通大學管理科學研究所碩士論文。
- [5] 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, 交通大學管理科學研究所碩士論文。
- [6] 翁靜婷 (2000), 企業購併行為對技術效率行為之影響, 東吳大學經濟研究所碩士論文。
- [7] 蔡德淵 (2000), 台灣股市漲時重勢、跌時重質之實證研究, 成功大學企業管理研究所碩士論文。
- [8] 陳師群 (2001), 三因子 *CAPM* 模式之交叉項效果, 台灣大學財務金融研究所碩士論文。
- [9] 顏明賢 (2001), 非條件資產定價因子之分析, 中央大學產業經濟研究所碩士論文。
- [10] 汪子淵 (2002), 日本股票市場的因子探討, 東華大學國際經濟研究所碩士論文。

- [11] Balestra, P. and Nerlove, M. (1966), Pooling cross-section and time-series data in the estimation of dynamic model: The demand for natural gas, *Econometrica*, 34, 585 ~ 612.
- [12] Banz, R. W. (1981), The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks, *Journal of Financial Economics*, 9, 3 ~ 18.
- [13] 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.
- [14] Beggs, J. J. (1986), Time series analysis in pooled cross-sections, *Econometric Theory*, 2, 331 ~ 349.
- [15] Bhandari, L. C. (1988), Debt/Equity ratio and expected common stock returns : Empirical evidence, *Journal of Finance*, 43, 507 ~ 528.
- [16] Chan, L. K. , Hamao, Y., and Lakonishok, J. (1991), Fundamentals and Stock Returns in Japan, *Journal of Finance*, 46, 1739 ~ 1764.
- [17] Chen, N., Roll, R. and Ross, S. (1986), Economic Forces and the Stock Market, *Journal of Business*, 59, 383 ~ 403.
- [18] Connor, G. and Korajczyk, R. (1988), Risk and Return in an Equilibrium APT: Application of a New Test Methodology, *Journal of Financial Economics*, 21, 255 ~ 290.
- [19] DeBondt, W. F. M. and Taylor, R. H. (1985), Does the stock market overreact, *Journal of Finance*, 40, 793 ~ 805.

- [20] Fama, E. F. and French, K. R. (1970), Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, *Journal of Finance*, 25, 383 ~ 420.
- [21] Fama, E. F. and James, D. M. (1973), Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, 81, 607 ~ 636.
- [22] Fama, E. F. and French, K. R. (1992), The Cross-section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance*, 47, 427 ~ 486.
- [23] Fama, E. F. and French, K. R. (1995), Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, *Journal of Finance*, 50, 131 ~ 155.
- [24] Fama, E. F. and French, K. R. (1996a), The CAPM Is Wanted, Dead or Alive, *Journal of Finance*, 51, 1947 ~ 1958.
- [25] Fama, E. F. (1996b), Multifactor Portfolio Efficiency and Multifactor Asset Pricing, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31, 441 ~ 465.
- [26] Jeffrey, J., Donald, B. K. and Randolph, W. (1989), Earnings Yields, Market Values, and Stock Returns, *Journal of Finance*, 44, 135 ~ 148.
- [27] Jegadeesh, N. and Titman, S. (1993), Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, 48, 65 ~ 91.
- [28] Kothari, S. P., Jay, S. and Richard, G. S. (1995), Another look at the cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance*, 50, 185 ~ 224.
- [29] Lakonishok, Josef and Shapiro, A. C. (1986), Systematic risk, total risk and size as determinants of stock market returns, *Journal of Banking and Finance*, 10, 115 ~ 132.

- [30] Lakonishok, Josef, Andrei, S. and Robert, W. V. (1994), Contrarian investment, extrapolation, and risk, *Journal of Finance*, 49, 1541 ~ 1578.
- [31] Lawrence, H. S. (1986), Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values ?, *Journal of Finance*, 41, 591 ~ 601.
- [32] Lehmann, B. and Modest, D. (1988), The Empirical Foundations of the Arbitrage Pricing Theory, *Journal of Financial Economics*, 21, 213 ~ 254.
- [33] 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.
- [34] Louis, K. C. C., Yasushi, H. and Josef, L. (1991), Fundamentals and Stock Returns in Japan, *Journal of Finance*, 46, 1739 ~ 1764.
- [35] Maddala, G. S. (1971), The use of variance components models in pooling cross section and time series data, *Econometrica*, 39, 341 ~ 358.
- [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. (1961), Empirical production function free of management bias, *Journal of Farm Economics*, 43, 44 ~ 56.
- [40] Roll, R. and Ross, S. (1980), An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory, *Journal of Finance*, 35, 1073 ~ 1103.

- [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. (1994), On the Cross-Sectional Relation between Expected Returns and Betas, *Journal of Finance*, 49, 101 ~ 122.
- [43] Ross, S. A. (1976), The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory*, 13, 341 ~ 360.
- [44] Seung, C. A. and Stuart, L. (1996), A reformulation of the Hausman test for regression models with pooled cross-section-time-series data, *Journal of Econometrics*, 71, 309 ~ 319.
- [45] Sharpe, W. F. (1964), Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance*, 19, 425 ~ 442.
- [46] Stattman, D. (1980), Book values and stock returns, *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers*, 4, 25 ~ 45.
- [47] 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
- [48] Taylor, W. E. (1980), Small sample considerations in estimation from panel data, *Journal of Econometrics*, 13, 203 ~ 223.
- [49] Thomas, J. C. and Michael, S. R. (1984), Size and Earnings/Price Ratio Anomalies: One Effect or Two?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19, 449 ~ 466.

- [50] Wallace, T. D. and Hussain (1969), The use of error components models in combining cross-section and time-series data, *Econometrica*, 37, 55 ~ 72.

表 5.1: 根據結合性檢定相同行為方程式可分為以下八組

組	別 公 司
第一組	良得電、旺詮、統懋、友通資訊 圓剛、佳能、零壹、建準、億光
第二組	光群雷、興勤、憶聲、大毅 強茂、百容、美律
第三組	光罩、偉詮電、亞旭、可成、世平
第四組	三商電、環科、精技、合勤
第五組	思源、正崴
第六組	研揚、精元
第七組	建通、毅嘉
第八組	東訊、兆赫
其它差異過大而 無法歸類組別	禾伸堂、品佳、新巨

36 家公司通過結合性檢定的分組結果可分成八組, 及 3 家行為方程式差異過大而無法分組的組別, 第一組有 9 家, 第二組有 7 家, 第三組有 5 家, 第四組有 4 家, 第五至八組有 2 家, 及最後無法分組的 3 家。

表 5.2: 36 家公司個別簡單迴歸結果

公 司	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}
光罩	-0.112 (0.001*)	0.150 (0.000*)	0.027 (0.563)	0.121 (0.210)	0.06 (0.315)
禾伸堂	0.203 (0.000*)	0.032 (0.431)	-0.211 (0.000*)	0.036 (0.401)	0.136 (0.018*)
正崴	-0.108 (0.001*)	-0.065 (0.055)	0.302 (0.000*)	-0.072 (0.083)	0.189 (0.015*)
合勤	0.016 (0.573)	-0.131 (0.000*)	0.236 (0.000*)	0.019 (0.641)	0.188 (0.018*)
亞旭	-0.065 (0.066)	0.05 (0.232)	0.119 (0.016*)	0.044 (0.424)	0.158 (0.035*)
思源	-0.066 (0.04*)	-0.045 (0.192)	0.187 (0.000*)	0.183 (0.288)	0.073 (0.381)
毅嘉	0.207 (0.000*)	-0.145 (0.001*)	-0.021 (0.689)	0.121 (0.306)	0.02 (0.849)
美律	0.118 (0.008*)	-0.078 (0.113)	0.002 (0.977)	0.52 (0.019*)	0.109 (0.025*)
東訊	-0.07 (0.032*)	0.049 (0.190)	0.114 (0.013*)	0.088 (0.018*)	-0.033 (0.376)
偉詮電	-0.073 (0.012*)	0.037 (0.273)	0.119 (0.003*)	0.234 (0.01*)	0.015 (0.902)
強茂	0.089	0.004	-0.041	0.051	0.05

續接下頁

承接上頁

公 司	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}
	(0.004*)	(0.893)	(0.318)	(0.558)	(0.705)
可成	-0.073	0.017	0.164	-0.126	0.754
	(0.093)	(0.729)	(0.009*)	(0.389)	(0.098)
世平	-0.13	0.207	-0.013	0.108	0.093
	(0.000*)	(0.000*)	(0.723)	(0.010*)	(0.544)
三商電	0.012	0.009	0.049	0.170	0.011
	(0.722)	(0.803)	(0.284)	(0.084)	(0.955)
環科	0.121	-0.142	0.088	0.117	-0.05
	(0.000*)	(0.000*)	(0.030*)	(0.062)	(0.792)
佳能	-0.015	0.13	-0.09	-0.008	-0.03
	(0.648)	(0.001*)	(0.063)	(0.932)	(0.725)
兆赫	-0.068	-0.057	0.276	0.096	-0.135
	(0.028*)	(0.097)	(0.000*)	(0.103)	(0.493)
億光	0.04	0.079	-0.07	-0.048	0.329
	(0.134)	(0.016*)	(0.053)	(0.514)	(0.008*)
百容	0.152	-0.024	-0.098	0.476	-0.335
	(0.000*)	(0.554)	(0.059)	(0.053)	(0.165)
大毅	0.039	0.064	-0.053	0.028	0.094
	(0.244)	(0.097)	(0.272)	(0.847)	(0.234)
品佳	-0.158	0.261	-0.032	0.188	0.144
	(0.000*)	(0.000*)	(0.490)	(0.439)	(0.513)
研揚	-0.018	0.068	-0.049	0.24	0.41

續接下頁

承接上頁

公 司	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}
	(0.461)	(0.026*)	(0.146)	(0.247)	(0.044*)
精技	0.077	-0.07	0.061	0.157	-0.011
	(0.054)	(0.112)	(0.227)	(0.485)	(0.963)
精元	-0.018	0.031	-0.006	0.004	0.031
	(0.326)	(0.159)	(0.803)	(0.959)	(0.717)
統懋	0.022	0.062	-0.014	0.34	-0.006
	(0.470)	(0.099)	(0.744)	(0.019*)	(0.947)
憶聲	0.042	0.03	-0.012	0.022	0.05
	(0.330)	(0.549)	(0.852)	(0.850)	(0.495)
良得電	0.044	0.048	-0.074	1.142	-0.083
	(0.266)	(0.318)	(0.179)	(0.183)	(0.223)
建通	0.118	-0.08	0.038	0.58	0.421
	(0.005*)	(0.093)	(0.471)	(0.235)	(0.153)
圓剛	0.028	0.114	-0.106	0.667	-0.517
	(0.457)	(0.014*)	(0.056)	(0.166)	(0.106)
友通資訊	0.025	0.126	-0.127	-0.019	0.058
	(0.473)	(0.001*)	(0.009*)	(0.875)	(0.676)
新巨	0.086	-0.17	0.17	0.194	0.67
	(0.008*)	(0.000*)	(0.000*)	(0.504)	(0.004*)
光群雷	0.161	-0.072	-0.059	0.303	0.133
	(0.000*)	(0.115)	(0.313)	(0.402)	(0.688)
興勤	0.185	-0.072	-0.104	0.057	0.458

續接下頁

承接上頁

公 司	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}
	(0.000*)	(0.161)	(0.081)	(0.923)	(0.265)
零壹	0.032	0.047	-0.013	0.085	0.135
	(0.431)	(0.294)	(0.802)	(0.883)	(0.785)
建準	0	0.087	-0.06	0.323	-0.212
	(0.993)	(0.108)	(0.322)	(0.203)	(0.556)
旺詮	-0.015	0.112	-0.051	0.012	0.134
	(0.685)	(0.014*)	(0.336)	(0.932)	(0.104)

註1: () 內的值為 p 值。

註2: * 表示在統計水準 5 % 下為顯著, 在 APT 模式有五個變數下, 36 家公司共有 180 個 β 係數, 總共有 56 個 β 係數在 5 % 的統計水準下為顯著; 而在公司規模變數下, 36 家公司只有 5 家公司是顯著的; 而本益比變數只有 8 家是顯著的。

表 5.11: 36 家公司的產業類別

組 別	公 司	產 業 類 別
1	良得電	零件原料
1	旺詮	被動原件
1	統懋	二極體
1	友通資訊	主機板
1	圓剛	電腦週邊
1	佳能	電子通路
1	零壹	資訊服務
1	建準	零件原料
1	億光	發光二極體
2	光群雷	光電
2	興勤	被動原件
2	憶聲	顯示器
2	大毅	被動原件
2	強茂	二極體
2	百容	零件原料
2	美律	行動通訊產品
3	光罩	光罩
3	偉詮電	IC 設計
3	亞旭	數據機、寬頻
3	可成	機殼
3	世平	電子通路

續接下頁

承接上頁

組 別	公 司	產 業 類 別
4	三商電	資訊服務
4	環科	電源供應器
4	精技	電子通路
4	合勤	數據機
5	思源	軟體
5	正崴	連接器
6	研揚	電腦
6	精元	鍵盤
7	建通	零件原料
7	毅嘉	鍵盤
8	東訊	其它接取設備
8	兆赫	有線電視相關
無法分組	禾伸堂	被動原件
無法分組	品佳	電子通路
無法分組	新巨	電源供應器、電腦週邊

資料來源: 奇摩股市

表 5.3: 第一組的 CAPM 結果

(A) 固定效果模式 (Within): (F 檢定: p 值等於 0.4561)

變數	常數項	β_M	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
					within	between	overall
係數	-2.908	1.051	0.197	0.136	0.407	0.135	0.388
t 值	-1.35	14.33	3.20	3.30	–	–	–
p 值	0.177	0.000*	0.001*	0.001*	–	–	–

(B) 隨機效果模式 (GLS)

變數	常數項	β_M	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
					within	between	overall
係數	-0.262	1.05	0.1	0.161	0.403	0.178	0.399
z 值	-0.15	14.32	2.69	4.32	–	–	–
p 值	0.879	0.000*	0.007*	0.001*	–	–	–

* 表示在統計水準 5 % 下為顯著, 兩效果的三個 β 係數在 5 % 的統計水準下皆為顯著。

表 5.4: 第一組的 APT 結果

(A) 固定效果模式 (Within): (F 檢定: p 值等於 0.4694)

變數	常數項	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
							within	between	overall
係數	1.876	0.018	0.089	-0.066	0.104	0.02	0.650	0.103	0.643
t 值	1.11	1.49	6.34	-4.10	2.18	0.62	–	–	–
p 值	0.266	0.136	0.000*	0.000*	0.03*	0.534	–	–	–

(B) 隨機效果模式 (GLS)

變數	常數項	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
							within	between	overall
係數	2.984	0.017	0.09	-0.066	0.057	0.038	0.649	0.132	0.396
z 值	2.23	1.46	6.39	-4.12	2.01	1.28	–	–	–
p 值	0.026*	0.144	0.000*	0.000*	0.044*	0.201	–	–	–

* 表示在統計水準 5 % 下為顯著, 兩效果除了 β_1 及 β_{PE} 不具統計顯著性外,

其餘的 β 係數在 5 % 的統計水準下皆為顯著。

表 5.5: 第二組的 CAPM 結果

(A) 固定效果模式 (Within): (F 檢定: p 值等於 0.4625)

變數	常數項	β_M	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
					within	between	overall
係數	-4.756	1.064	0.196	0.193	0.409	0.234	0.396
t 值	-1.91	12.16	3.07	5.56	–	–	–
p 值	0.058	0.000*	0.002*	0.000*	–	–	–

(B) 隨機效果模式 (GLS)

變數	常數項	β_M	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
					within	between	overall
係數	-2.331	1.053	0.13	0.194	0.406	0.288	0.399
z 值	-1.05	12.06	2.39	5.8	–	–	–
p 值	0.293	0.000*	0.017*	0.000*	–	–	–

* 表示在統計水準 5 % 下為顯著, 兩效果的三個 β 係數在 5 % 的統計水準下皆為顯著。

表 5.6: 第二組的 APT 結果

(A) 固定效果模式 (Within): (F 檢定: p 值等於 0.8195)

變數	常數項	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
							within	between	overall
係數	0.09	0.109	-0.022	-0.048	0.109	0.063	0.653	0.17	0.65
t 值	0.05	7.69	-1.31	-2.38	2.24	2.16	—	—	—
p 值	0.963	0.000*	0.192	0.018*	0.026*	0.032*	—	—	—

(B) 隨機效果模式 (GLS)

變數	常數項	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
							within	between	overall
係數	1.168	0.11	-0.022	-0.048	0.078	0.068	0.652	0.219	0.65
z 值	0.68	7.78	-1.34	-2.39	1.87	2.45	—	—	—
p 值	0.496	0.000*	0.179	0.017*	0.062	0.014*	—	—	—

* 表示在統計水準 5 % 下為顯著, 除了固定效果模式下的 β_2 及隨機效果模式下的 β_2 及 β_{SIZE} 不具統計顯著性外, 其餘的 β 係數在 5 % 的統計水準下皆為顯著。

表 5.7: 第三組的 CAPM 結果

(A) 固定效果模式 (Within): (F 檢定: p 值等於 0.3469)

變數	常數項	β_M	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
					within	between	overall
係數	-8.497	1.225	0.147	0.130	0.533	0.044	0.516
t 值	-2.80	13.76	4.47	2.76	–	–	–
p 值	0.006*	0.000*	0.000*	0.006*	–	–	–

(B) 隨機效果模式 (GLS)

變數	常數項	β_M	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
					within	between	overall
係數	-5.409	1.225	0.111	0.133	0.530	0.068	0.519
z 值	-1.96	13.69	3.81	2.88	–	–	–
p 值	0.051	0.000*	0.000*	0.004*	–	–	–

* 表示在統計水準 5 % 下為顯著, 兩效果的三個 β 係數在 5 % 的統計水準下皆為顯著。

表 5.8: 第三組的 APT 結果

(A) 固定效果模式 (Within): (F 檢定: p 值等於 0.3669)

變數	常數項	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
							within	between	overall
係數	-4.795	-0.092	0.097	0.078	0.099	0.099	0.703	0.053	0.695
t 值	-1.93	-6.20	5.45	3.83	3.74	2.54	–	–	–
p 值	0.055	0.000*	0.000*	0.000*	0.000*	0.012*	–	–	–

(B) 隨機效果模式 (GLS)

變數	常數項	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
							within	between	overall
係數	-2.605	-0.091	0.097	0.077	0.074	0.100	0.702	0.08	0.697
z 值	-1.16	-6.13	5.45	3.77	3.18	2.64	–	–	–
p 值	0.245	0.000*	0.000*	0.000*	0.001*	0.008*	–	–	–

* 表示在統計水準 5 % 下為顯著, 兩效果的三個 β 係數在 5 % 的統計水準下皆為顯著。

表 5.9: 第四組的 CAPM 結果

(A) 固定效果模式 (Within): (F 檢定: p 值等於 0.2129)

變數	常數項	β_M	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
					within	between	overall
係數	-11.389	1.061	0.144	0.255	0.468	0.932	0.386
t 值	-3.73	10.63	3.23	3.11	—	—	—
p 值	0.000*	0.000*	0.002*	0.002*	—	—	—

(B) 隨機效果模式 (GLS)

變數	常數項	β_M	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
					within	between	overall
係數	-5.922	1.044	0.036	0.332	0.448	0.982	0.444
z 值	-2.47	10.33	1.60	4.30	—	—	—
p 值	0.013*	0.000*	0.110	0.000*	—	—	—

* 表示在統計水準 5 % 下為顯著, 除了隨機效果模式下的 β_{SIZE} 不具統計顯著性外, 其餘的 β 係數在 5 % 的統計水準下皆為顯著。

表 5.10: 第四組的 APT 結果

(A) 固定效果模式 (Within): (F 檢定: p 值等於 0.3061)

變數	常數項	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
							within	between	overall
係數	-4.76	0.053	-0.083	0.111	0.089	0.112	0.701	0.924	0.675
t 值	-1.98	3.23	-4.46	5.15	2.63	1.71	—	—	—
p 值	0.049*	0.002*	0.000*	0.000*	0.010*	0.090	—	—	—

(B) 隨機效果模式 (GLS)

變數	常數項	β_1	β_2	β_3	β_{SIZE}	β_{PE}	R^2		
							within	between	overall
係數	-1.916	0.054	-0.085	0.112	0.033	0.154	0.696	0.963	0.696
z 值	-1.03	-3.32	-4.58	5.21	1.97	2.50	—	—	—
p 值	0.303	0.001*	0.000*	0.000*	0.048*	0.013*	—	—	—

* 表示在統計水準 5 % 下為顯著, 除了固定效果模式下的 β_{PE} 不具統計顯著性外,

其餘的 β 係數在 5 % 的統計水準下皆為顯著。