

私立東海大學經濟學系碩士班碩士論文

指導教授：陳文典 老師

追蹤資料分析法於產業類股異常報酬之應用

— 主機板、營建業為例

研究生：楊閔翔

中華民國九十二年七月

謝 誌

經過數月的研究、撰寫後，提出此碩士論文成果。雖然仍有許多不足之處，但期間的過程讓學生受益良多。特別感謝指導教授陳文典老師，本研究在其細心的指導下才得以完成，期間學生受益匪淺；深感榮幸有此良師相伴。此外感謝口試委員呂明哲老師、廖國宏老師予以觀念上的指正及教導。

在研究所期間榮幸地認識昭元同學，以至能在完成論文的過程中彼此互相砥礪加油，並給我許多誠心的建議。並感謝大學同學威呈、建樺、品立、瑞宏、育宗…等，不時給予問候與打氣，在學生寂寞的求學路途中，注入一劑溫暖的友情。

最後，感謝父母二十多年來，對我學業全力的支持，沒有您們點滴的付出，也就沒有今日的成果。謹將此成果獻給我摯愛的父母。

楊閔翔

于東海經研所

2003/7/2

摘要

本研究利用靜態與動態追蹤資料分析法，分析產業類股是否有異常報酬的產生，在本研究中吾人認為，投資者在資產購買的過程中，是以相同類型的資產作為思考的對象，取代傳統以個別資產為考慮對象，在分析的過程中，吾人對同一產業不同的資產以 Pooliability 檢定方式，歸類出同一群體的標的，再以追蹤資料分析法，分析其異常報酬的情形。從結果分析：(I)主機板產業比營建業更有效率，尤其是異常報酬的資訊。(II)過去報酬是有解釋能力的；不管是日或週資料，這代表股票市場的資訊有遞延的效果。(III)在市場無效率，有異常報酬產生時，這個異常報酬對股價走勢有相當良好的解釋能力，在週資料時更是明顯。

目錄

第一章 緒論	01
第一節 研究動機與目地.....	01
第二節 研究架構.....	02
第二章 文獻探討	03
第三章 理論模型	06
第一節 資本資產定價模型(CAPM).....	06
第二節 靜態追蹤資料模型與 CAPM.....	12
第三節 動態追蹤資料模型與 CAPM.....	15
第四章 研究方法，追蹤資料模型	17
第一節 靜態 one-way 追蹤資料模型.....	17
第二節 動態追蹤資料模型.....	24
第五章 實證結果	34
第一節 研究樣本與期間定義.....	34
第二節 資料實證分析.....	36
第六章 結論與建議	54
第一節 結論.....	54
第二節 後續研究建議.....	55
參考文獻	56
中文部份.....	56
國外文獻.....	56
附錄	59
附錄一 單一時間序列分析結果.....	59
附錄二 動態追蹤資料兩階段分析結果.....	63

表次

表一之一：Pool test.....	37
表一之二：外生性檢定(Hausman Test).....	37
表二：主機板靜態追蹤資料(日).....	38
表三：營建業靜態追蹤資料(日).....	39
表四：九十年空頭與多頭靜態分析(日).....	40
表五之一：固定效果下，個別效果檢定.....	41
表五之二：隨機效果下，個別效果檢定.....	41
表六之一：主機板靜態追蹤資料(週).....	42
表六之二：營建業靜態追蹤資料(週).....	43
表七：九十年空頭與多頭靜態分析(週).....	43
表八：工具變數檢定(Sargan test).....	44
表九之一：主機板動態追蹤資料(日)(one-step).....	45
表九之二：營建業動態追蹤資料(日)(one-step).....	45
表十：九十年空頭與多頭動態分析(日).....	46
表十一：動態追蹤資料(週)(one-step).....	47
表十二：九十年空頭與多頭動態分析(週).....	47
表十三：序列相關檢定.....	48

圖次

圖一：大盤指數.....	40
圖二：價格資訊估計圖(日)(精英、德寶).....	49
圖三之一：財務資訊估計圖(日)(皇昌).....	50
圖三之二：財務資訊估計圖(日)(根基).....	50
圖三之三：財務資訊估計圖(日)(德寶).....	51
圖三之四：財務資訊估計圖(日)(日勝生).....	51
圖三之五：財務資訊估計圖(日)(華固).....	51
圖四之一：財務資訊估計圖(週)(精英).....	52
圖四之二：財務資訊估計圖(週)(建碁).....	52
圖四之三：財務資訊估計圖(週)(華固).....	53
圖四之四：財務資訊估計圖(週)(皇昌).....	53

第一章：緒論

第一節：研究動機與目的

自 Sharpe 在 1964 年提出資本資產定價模型(CAPM)，數十年來仍為各方研究的重點，其影響深遠的程度不言而喻。CAPM 有兩個主要的結果；首先：證券的預期報酬率與系統風險 β 值存在線性關係，第二：系統風險 β 值為解釋股票橫斷面預期報酬率的唯一因子。自然的這兩個結果成為各方標靶，每一個研究的學者都想留下一抹痕跡。尤其是第二點，研究的文獻更是幾乎將公司財務報表上，能拿來做實證的都徹底掃描一番，華麗的程度令人眩目。綜觀國內外的研究，研究的對象都是「整個市場」，且大都專注於橫斷面資料所產生的異常報酬效果(anomaly)，而忽略了系統風險 β 對資產彼此間的外溢效果，以及資產本身的價格風險。而大多數研究的樣本頻率都是以「月」資料為研究樣本，在分秒變化的股票市場，不禁讓人懷疑其不足。

本研究動機是以一個投資人的角度而言，若其真正進入了證券市場，在其手中的證券可能只有少數幾張，甚至只有一張證券。但投資人關心的股票，必定不只有他手中那一張而已，而是一整群與他手中那一張有關係的股票，但沒有相關程度的股票，投資人是不会耗費心力的。因此我們不分析整個市場，而是以同一產業且類型相近的股票為研究樣本，並且用以日與週為資料頻率。進而利用追蹤資料(panel data)分析方法，將證券間外溢效果計算進來，並且分析證券個別的價格風險對其報酬率的影響。

本文的研究目的並不試圖在 CAPM 模型中，再尋找任何新的解釋變數。而是利用最平凡且最容易得到的資訊，公司規模(Size)與本益比(P/E ratio)，在還未有人嚐試過的追蹤資料分析方法上，探討 CAPM 模型所假設的效率性，在不同的產業間(傳統產業與高科技業)是否不同。在市場無效率而產生異常報酬時，我

們要看看，這個異常報酬的變數，能否有助於解釋股價變化。

第二節：研究架構

本研究共有六章。不同章次的研究架構如下：第二章回顧研究 CAPM 模型相關文獻。第三章先論述傳統 CAPM 模型，進而探討以追蹤資模型分析 CAPM 的模型設定。第四章則是本文的研究方法，也就是以追蹤資料理論的推導及估計方式，以靜態與動態動追蹤資料方法，各別論述。第五章是我們的實證結果。第六章是本研究的結論與後續研究建議。

第二章：文獻探討

在 Sharpe(1964)、Lintner(1965)與 Black(1972)相繼提出的資本資產定價模型(CAPM)對於研究報酬率與風險有深遠的影響。CAPM 以市場投資組合(market portfolio)為中心(單一解釋因子)，在效率的假設與效用理論下，求出資產的訂價均衡模式。下一章我們將會有詳盡推導。

在後續文獻裡，對 CAPM 模型有兩大研究方向。首先，針對資產「橫斷面(cross-section)訊息的探討，其次是由 Ross(1976)提出「多因子」套利定價模型(APT)後，與 CAPM 單因子模式之間的比較。

本文的研究方向是以探討橫斷面訊息為主。所謂橫斷面訊息是指各別資產透露出的資訊；以股票證券市場而言，一般都以公司的財務資料做為橫斷面訊息，例如公司規模(size)、負債(leverage)、淨值市價比(BE/ME)、本益比(P/E)；這些訊息所產生的效果稱「異常報酬(anomaly)」。不過以往的時間序列分析方法卻未能將資產間互相影響的效果包含進去；而若用橫斷面分析法則需承擔「測量誤差(measure error)」，因為其必需要兩個過程，以第一次的估計值做為解釋變數再進行另一次估計。這些方法都未能有效的利用橫斷面訊息，因此本研究以追蹤資料(panel data)分析方法，充分有效利用這些資訊集合(information set)，且在本文以前並未有以相同的研究方式探討 CAPM。以下將就以 CAPM 橫斷面訊息相關文獻加以論述。

探討這方面的文獻相當的多，將只論述一些關鍵性文獻。Banz(1981)首先提出「規模效果(size effect)」，他發現證券規模也就是證券市場價值(在外發行股數乘於股價)有助於解釋橫斷面訊息。其實證結果發現，規模小的證券因風險相對比規模大的證券較高，會擁有較高的平均報酬；市場 β 值較大。

Bhandari(1988)利用公司負債；也就是所謂的槓桿(leverage)作用，結合證券報酬率與風險，利用 CAPM 實證發現負債並無顯著的效果。

Stattman(1980)與 Rosenberg、Reid、Lanstein(1985)發現公司淨值(book value)與市值(market value)比；也就是所謂的 BE/ME，在美國市場與證券報酬有正向關係。Chan、Hamao 與 Lakonishok(1991)發現 BE/ME 在日本也有顯著的影響。

Basu(1983)發現盈餘收益率(earnings-price ratios, E/P)，有助於解釋橫斷面訊息。Bleiberg (1989)利用 S&P 500 指數，且將證券依本益比(P/E ratio)高低加以分類，實證結果發現本益比高的未來報酬率會比本益比低的未來報酬低；這也就是所謂的本益比效果。不過 Jaffe(1989)以 NYSE 交易所為樣本；也就是使用道瓊工業指數的實證結果，發現本益比效果不存在。

Fama 與 French(1992)整合之前所提，所有的橫斷面效果做了一次統合研究。利用 Fama 與 MacBeth(1973)橫斷面的迴歸模型；也就是在兩次估計方式，發現在橫斷面的迴歸裡，市場 β 值對證券報酬沒有解釋能力；且結合規模與淨值市價比的模型稀釋了本益比效果，也就是 Size 與 BE/ME 的解釋能力較佳。

國內的文獻方面邱素姬(1990)以民國七十年到七十八年上市的月資料為樣本，並以偏態係數為迴歸係數之一。實證結果發現投資報酬與風險正相關在台灣並不顯著；CAPM 模型在台灣不適用。

張尊悌(1994)以 Fama 與 French 在 1992 年進行實證研究所建構三因子模式來探討台灣股市民國八十年至八十四年間平均股票報酬率之影響研究。實證結論以台灣股市存在高風險高報酬、低風險低報酬現象，而規模因子與權益帳面值對市值比並不能解釋報酬率間關係。總之台灣股市僅以 CAPM 是無法全然解釋。

胡玉雪(1994)以民國七十五以前已於台灣證券交易所上市公司之製造業為對象，探討本益比、淨值對市值比及公司規模對超額報酬的解釋能力；並就各變數間的相互關係進行研究。利用 SUR 方法，以季資料實證後發現，淨值對市值的效果最好，且能吸收其它變數的解釋能力。

許維真(1996)也是以 Fama 與 French 在 1992 的模型，以民國七十三至八十四年為期間。實證結果發現每股盈餘變異係數、 β 值、公司規模、淨值對市值比對股票報酬率的解釋能力不顯著。

盧麗安(1996)以公司規模、本益比、淨值對市值比，探討對股票報酬的解釋能力。在其研究期間；民國七十五至八十四年，台灣存在規模效果與淨值對市值比效果，但不存在本益比效果。

顏明賢(2000)以民國七十五至八十七年間，七十二家上市公司為樣本，以 GMM 方法，並以 Fama 與 MacBeth(1973)橫斷面的迴歸模型為基礎，做實證研究。發現台灣股票市場，公司規模、淨值對市值比、負債比及負本益比為比較有解釋能力指標。

許時淦(2000)對「突發事件」的影響，加以修正 CAPM 模型。且使用折現法及 Fama 與 French 三因子模式進行權益成本估計。實證發現突發事會影響 β 值的估計，以市場模型估計權益成本時，指數報酬率估計方式影響權益成本估計結果深遠。

第三章：理論模型

第一節：資本資產定價模型(CAPM)

1-1. CAPM 基本假設

Sharpe(1964)基於 Markowitz 的投資組合理論，提出資本資產定價模型 (Capital Asset Pricing Model, CAPM)，對此模型研究與探討的文獻至今仍未停歇，可見其影響之深遠。不過 CAPM 本身並不是一個艱澀難懂的理论，由經濟學效用理論出發，在投資者各自擁有不同的「無異曲線」下；也就是不同的風險偏好下，僅以「市場投資組合」為解釋因子，建構出資本資產的定價定模式。在真實的世界裡，影響定價的因子當然是不一而足。不過誠如 1976 年諾貝爾經濟學獎得主佛利德曼(Milton Friedman)所言：「對於一個理論的假設所生的質疑，不在於假設本身是否描述了事實，因為假設從來不符合事實；而在於理論能否有效的趨近我們所要的目的。而這個質疑的答案在於：理論運作的結果是否能提供充分準備的預測。」

因此為了便於瞭解真相，模式必須被簡化，在複雜的真實世界中抽絲撥繭，將影響資產定價的因素鎖定於幾個重要因素。根據 Shape(1993)，在 CAPM 的架構下，共有以下幾點假設。

- (I) 投資者是「單一期間」分析投資組合之標準差及預期報酬率來評估該投資組合之績效。
- (II) 投資人是永不知足的，當存在兩個其他條件相同的投資組合時，投資人一定選擇預期報酬率較高那一個投資組合。
- (III) 投資人對於存在兩組其他條件都相同的投資組合時，投資人一定選擇「標準差」較低的那一組投資組合。

(IV)個人資產是可以無限分割的，所以投資人可以就他所想要的僅購買資產的一小部份。

(V)資本市場是「完整」的。

(VI)投資人具有同質性的預期(homogeneous expectations)，這意謂著所有投資人對所有證券的預期報酬率，標準差及其變異數具有相同的認知。

總之，在這些假設這下，市場將是「完全的市場(perfect)」，沒有任何摩擦(frictions)來阻礙投資。以 Fama(1970)對效率市場定義而言，在這些假設下的市場為「強式效率市場」。

1-2. 效率市場假說

Fama(1970)定義效率市場為「所有證券價格皆充分反應了現有可得資訊的市場」，其前提為「資訊成本」與「交易成本」為零。依照市場效率性強、弱的不同，Fama 將其分為三類：弱式(weak form)、半強式(semistrong form)、強式(strong form)。

(I)弱式(weak form)：目前之證券價格充份地反應了證券過去的情報如價格資訊。因此，技術分析在弱式效率市場假設下，投資者並不能因此而獲得超額利潤。

(II)半強式(semistrong form)：目前證券價格充份地反應了所有「已公開」的情報(如財務報表)。因此，投資者無法經由分析這些情報而獲得較佳之投資績效。

(III)強式(strong form)：目前之證券價格充份地反應了「已公開」及「未公開」之所有情報。因此，及使投資者擁有了所謂的「內幕消息」，也無法獲取超額報酬。

本文研究的重點，著重在弱式效率的假設；也就是過去的證券價格是否對現有的報酬有影響，並搭配其它特徵變數，檢定在 CAPM 下，其在追蹤資料分析方法

下，對股票報酬率的解釋能力，有無違反 CAPM 的假設。

1-3. CAPM 模型推導

在 CAPM 的世界裡我們可以簡單地決定「效率投資組合(efficient portfolios)¹」的風險與報酬率之間的關係。若有一「市場投資組合(market portfolio)」，其期望報酬率為 $E(r_M) = \bar{r}_M$ ，且市場存在一「無風險利率」 r_f 。則效率投資組合可以用一簡單的線性關係來表示[Sharpe(1964)]：

$$\bar{r}_p = r_f + \frac{\bar{r}_M - r_f}{\sigma_M} \sigma_p \quad (1)$$

其中 $E(r_p) = \bar{r}_p$ 、 σ_p 分別為效率投資組合的報酬率、標準差(風險)。且這個由 \bar{r}_p 與 σ_p 所構的「直線」，稱為「資本市場線(Capital Market Line)」。

須要留意的是，資本市場線只能應用在效率投資組合。進一步將推導 CAPM 對單一證券的應用。若一投資組合有 α 的比例投資於市場投資組合(market portfolio)； $1-\alpha$ 的比例投資於單一證券 i ，可知

$$\begin{aligned} \bar{r}_p &= \alpha \bar{r}_M + (1-\alpha) \bar{r}_i \\ \sigma_p^2 &= \alpha^2 \sigma_M^2 + (1-\alpha)^2 \sigma_i^2 + 2\alpha(1-\alpha) \sigma_{iM} \end{aligned}$$

由此可得 $(d\bar{r}_p/d\alpha) = \bar{r}_M - \bar{r}_i$ ，且由隱函數定理得知

$$2\sigma_p \frac{d\sigma_p}{d\alpha} = 2\alpha\sigma_M^2 - 2(1-\alpha)\sigma_i^2 + 2(1-2\alpha)\sigma_{iM}$$

由資本市場線可知，其斜率為

$$\frac{d\bar{r}_p}{d\sigma_p} = \frac{d\bar{r}_p/d\alpha}{d\sigma_p/d\alpha}$$

故將先前的結果代入後可得

¹ 可參閱 Danthine 與 Donaldson(2001)。在以預期報酬與變異數的「效率前緣投資組合」下，其預期報酬超過擁有最小變異投資組合的預期報酬，那麼此投資組合稱「效率投資組合」。

$$\frac{d\bar{r}_p}{d\sigma_p} = \frac{(\bar{r}_M - \bar{r}_i)\sigma_p}{\alpha\sigma_M^2 - (1-\alpha)\sigma_i^2 + (1-2\alpha)\sigma_{iM}}$$

若在只投資於單一證券情況下，則 $\alpha = 1$ ，再配合資本市場線後可得

$$\frac{(\bar{r}_M - \bar{r}_i)\sigma_M}{\sigma_M^2 - \sigma_{iM}} = \frac{\bar{r}_M - r_f}{\sigma_M}$$

據此，整理後可得單一證券的 CAPM 模型

$$\bar{r}_i = r_f + (\bar{r}_M - r_f) \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$$

斜率 $(\sigma_{iM} / \sigma_M^2)$ 的部分以 β_i 定義，上式可改寫成

$$\bar{r}_i = r_f + (\bar{r}_M - r_f)\beta_i \quad (2)$$

而 β_i 就是所謂的 β 係數；也就是證券 i 的「系統風險(systematic risk)」。 $(\bar{r}_M - r_f)$ 為市場投資組合高於無風險利率的部分，稱為「市場風險溢酬」，代表投資人承擔市場風險所需要的補償；而市場風險溢酬與證券 β 係數的乘積，亦即 $(\bar{r}_M - r_f)\beta_i$ 稱之為第 i 種證券的「風險溢酬」。由此可知，任何證券的預期報酬率等於「無風險利率」加上該證券「風險溢酬」，而證券風險的大小則由 β 值來衡量。(2)式又稱為「證券市場線(security market line, SML)」。

總之，CAPM 可歸納出幾點意涵：

- (I) 個別證券之預期報酬率只與系統風險 β 係數有關。
- (II) 市場均衡時，風險愈高的證券，其預期報酬率愈高。
- (III) 預期報酬率與系統風險 β 係數呈「正向」的線性關係。

1-4. 市場模型(market model)

由(2)式可以知道，一個效率的投資組合，其所有「可分散(diversifiable)」的風險，都已經被消除了，剩下的只有無法消除的系統風險(市場風險)；因此對一個效率的投資組合而言，系統風險就是其全部的風險。這個結果很清楚讓我們知道，在不失一般性(generality)下，我們可利用一個「市場模型」來替代 CAPM。

在市模型中，證券 i 的報酬率是市場報酬率與一隨機干擾項(random error)的線性組合 [根據 Danthine 與 Donaldson(2001)]：

$$r_i = a + \beta_i r_M + u_i \quad (3)$$

其中 a 為截距項，且 $\beta_i = \sigma_{iM} / \sigma_M^2$ 。隨機干擾項有三個基本的假設

(I) u_i 與 r_M 無相關性，亦即 $\text{cov}(u_i, r_M) = 0$

(II) $E(u_i) = 0$

(III) u_i 與 r_M 獨立，推得 $E(r_i | r_M) = a + \beta_i r_M$

CAPM(2)式可改寫如下：

$$\bar{r}_i = r_f(1 - \beta_i) + \beta_i \bar{r}_M + u_i$$

藉由殘差平方合極小²，可得：

$$a = \bar{r}_i - \hat{\beta}_i \bar{r}_M$$

$$\hat{\beta}_i = \frac{\sigma_{iM}}{\sigma_M^2}$$

所以，在此市場模型可以說是以 CAPM 為基礎，所衍生的「估計模型」。本文往後的實證研究也是以此模型(3)式出發。

Sharp(1993)指出，雖說一般而言，自然地我們會將 CAPM 與市場模型聯想在一起，畢竟兩個模型都提到了 β 值，並也都牽扯上市場。但其內涵還有微妙的不同。首先，市場模式是一個「要素模式(factor model)」，而 CAPM 是一個描述證券價格如何形成的均衡模式。而且，市場模型是以「市場指數」為解釋因子，而 CAPM 是以「市場投資組合」。但實務上市場投資組合難以精確地認定，所以一般都以市場指數替代。

由(3)式，可推得

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\epsilon_i}^2$$

因為 β 值是根據 CAPM 理論來衡量風險，故進一步探索是有必要的。由上式可知，一個證券的總風險 σ_i^2 可被分離成兩個部分， $\beta_i^2 \sigma_M^2$ 為「系統風險(市場風險)」，

²可參閱許時淦(2000)

σ_{ei}^2 為「特有風險(unique risk)」或「非系統風險」。特有風險與 β 值無關，這意謂著，沒有理由使具有較高「特有風險」的證券相對存在著較高的預期報酬。因此，根據 CAPM 理論，投資人的報價來自於承擔市場風險而非特有風險。

1-5. 異常報酬效果(Anomaly Effect)

在 CAPM 模型或市場模型中，最重要的「預測變數(prediction)」，就是符合由 Markowitz 所提出「平均與變異(mean-variance)」效率的「市場投資組合」。若這個市場投資組合是「效率」的，那麼隱涵了 β 值已充分解釋、描述了預期報酬 r_i 「橫斷面(cross-section)」的訊息。市場投資組合或市場指數是所有投資人(或個別證券)共同面對的風險，而在 CAPM 裡以這個系統風險代表了證券面對的所有風險，這一點也是在 Sharp(1964)在提出 CAPM 模型後，各方一直研究與挑戰的焦點。證券報酬橫斷面的訊息，是指個別證券所釋放出來的資料；一般而言是以財務資料為主，如公司規模、本益比、淨值對市值比、負債…等，若這些資訊也股票報酬率也有影響的話，稱為「異常報酬」。Fama 與 French(1993)研究發現，造成此異常現象可能的原因，包括 CAPM 的定式錯誤(specification error)；也就是可能遺漏了某些風因子，或市場不具效率性所造成的。

Banz(1981)首先提出「規模效果(size effect)」。他發現以股票市值(在外發行股數乘於股價)加入 CAPM 模型後，對股票報酬率有良好的解釋能力。他發現規模小的公司因為經營風險較規模大的公司較高，因此投資人可獲得較高的報酬率。

Ball(1978)指出，影響預期報酬的未知因子(unnamed factor)，盈餘收益率(earnings-price ratios, E/P)是一最佳且全能(catch-all)的替代(proxy)因子。一般而言高風險與高預期報酬的證券，擁有較高的盈餘收益率。Basu(1978)以 CAPM 模型為基礎加入盈餘收益率做實證研究，發現盈餘收益率對預期報酬的解釋也有幫

助。

衡量異常報的指標實在非常多，而其研究的文獻也多不勝數，因此本文並無意對所有指標都進行測試；而且這也不是本研究的重點。本研究是著重於利用不同過去的方法，追蹤資料分析方法來探討 CAPM。加上資料型態的問題，也讓我們無法選用一些指標，許多的財務資料可能最多只有以「季」來衡量的資料型態；並且可能難以取得，如淨值市價比，若以投資人的角度而言，在這變化迅速證券市場上，可能較難以有效充分利用。因此本研究選定盈餘收益率(E/P)與公司規模(size)來做為在追蹤資料分析方法下，測試異常報酬的風險因子與過去的研究結果是否相同。

在加入規模效果的模型，可如此設定

$$r_i = a + \beta_i r_M + \beta_{i,size} SIZE + u_i$$

至於盈餘收益率，借由其倒數可得「本益比」，因此我們將利用本益比進行實證，在加入本益比後模型成爲

$$r_i = a + \beta_i r_M + \beta_{i,PE} PE + u_i$$

下一節將進入本文的研究重點，利用追蹤資料分析方法來研究 CAPM 模型。

第二節：靜態追蹤資料型與 CAPM

CAPM 模型最常被討論就在於對「橫斷面」的效果無法衡量。在上一段裡提到，利用一些財務資訊做為在橫斷面風險衡量的指標，然而過去分析這些橫斷面訊息的方法，卻無法將橫斷面「互相影響」的效果包涵進去。因此追蹤資料能使用最大資訊情報(information)的優勢並未被利用。因此本研究要利用追資料的分析方法，在包含最多的資訊情報下，分析 CAPM 的實證結果。

若以時間序列的觀點而言，一條單一時間序列的資料，在時間拉長下雖說可包含較多的資訊，但早期的資料「衰退(decay)」的速度相當快，因此在變化快速

證券市場上這些資訊相對就比較沒用。在股票市場上，股票之間相互影響的效果可說是非常明顯的；尤其是龍頭股，常常因其變動而帶動其它個股的變化，而在單一時間序列上就無法包含這個效果。因此本文使用追蹤資方法分析有以下幾個理由：

(I) 包含最多的資訊集合(information set)。

(II) 以時間的觀點而言，追蹤料能使用「完整」的「近期」資訊。

(III) 能充分的包含不同證券間的「外溢效果」。

市場模型以追蹤資料的模型可如此描述：

$$\begin{aligned} r_{i,t} &= a + \beta r_{M,t} + u_{it} \\ &= a + \beta r_{M,t} + \mu_i + v_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

首先我們可以注意到最明顯的不同是在隨機干擾項 u_{it} 的部分；包含了一個不可觀察到的「個別效果 μ_i 」。個別效果可以說是經理人的能力、企業文化…等等，可以說是在一般的財務資訊外，其它一些難以觀察的特殊效果。這也是本研究的一個重點之一，我們想要看看，在反應迅速輸贏一瞬間的證券市場上，投資人對其投資的標地是否也存這些無法估計的效果？其中 $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ ，而 μ_i 則要看他的效果而定，若是一種「固定」效果，那麼 μ_i 是一個隨證券不同而不同的一個常數項、截距項；若 μ_i 是一種「隨機」效果，則 $\mu_{it} \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ 。再來我們可以觀察到解釋與被解釋變數有兩個下標單位(unit)與時間，這表示我們把不同證券的時間序列資料，全部合攏(pool)在一起計算。 β 值不隨公司同而改變的設計是本研究特點之一，Hoogstrate(2000)指出，事實上這也是個取捨(trade-off)的問題，爲了能把不同證券的外溢效果納入估計值中；且對 β 值的估計也比隨證券不同而改變的要好，我們必需要有如此的設計。雖然這會讓此模型的應用層面相對較小；如多因子的「套利定價(APT)」模型下，均衡後的「風險溢酬」就無法估計；因爲既然我們假設所有估計的證券的 β 值一樣，也就是假設所有估計的證券風險是相同的，因此也就無利用 β 進一步去計算均衡後的風險溢酬。當然這必需

在一定的條件下，在下一個章節研究方法中，會有更詳盡的討論。

在實際的操作上，我們是以一群可以 Pool 的證券進行估計的。當然這是要在合乎邏輯以及統計條件下，如相同性質產業在合乎統計檢定後，我們再利用模型估計。過去文獻的分析方法，通常都是市場中所有可納入計算的證券拿來進行分析，或許這可以對全部的證券檢定其對模型的適用性，不過在「實用性」上是有待商榷的。對一般的投資人(尤其是以散戶居多的台灣市場)投資的證券標的，可能只有幾個，甚或只有一個。而法人操作的標的，相信也不會太多，至少不會是整個市場。因此本模型以產業做為劃分的方式，在相同的產業裡，利用 CAPM 模型對其定價模式、風險加以探討。市場上的「資訊」多如牛毛，但大多數人所關心的無非只是幾個重要訊息(當然是與自身投資標的相關)，而在追蹤資料模型如此設計上，就能充分且完整的利用重要資訊。投資人在實際的操作上，可能只投資一個證券，但其關心的證券絕不只一個，例如若投資華碩；那麼他關心的可能是整個主機板產業，但不會是營建產業。因此本模型以更合理的方式來估計風險 β 值，將投資人對不同證券，但相同產業的風險「外溢」的效果也計算進來，而在這種投射的心理下，設定其 β 值為相同是相當合理的。

上一節所提到的異常報酬效果，這裡也要使用追蹤資料分析方法，做相同的研究，參考 Fama(1993)³模型修改後可如此表達

$$r_{i,t} = a + \beta_M r_M + \beta_{size} SIZE_{i,t} + \beta_{PE} PE_{i,t} + \mu_i + v_{it}$$

由於本研究選定的兩個指標基本上都以「股價有關」，且是以外生變數來處理，因此對於 SIZE、PE 將會以 Hausman Test 檢定其是否為外生參數。而個別效果也會以 Lagrangian Test 檢定其是否顯著。在下一章將會有詳細的推導。

過去報酬對現在報酬的影響一直是令人感興趣的話題，也直關乎效率市場假說，因此下一節也對此加以探討。而這也是本文在計量方法上最為複雜的一環，在研究方法上會有詳盡的推導。

³ 本模型將淨值市值比換成成本益比，且在規模不做相減動作。

第三節：動態追蹤資料模型與 CAPM

對於財務的實證分析而言，最困難的一點往往是不知道或無法觀測到，影響報酬與風險之間均衡重要的變數、參數是什麼。就 CAPM 而言，利用最容易取的大盤指數做為一個重要的影響變數，而後續的研究文獻，基本上也都是朝這個方向進行的；不管是對異常報酬的探討，或者是 Ross(1976)提出多因子模式的套利定價模型(APT)，目的都是要找到開起這個秘密的鑰匙。

不過即使有如此多的文獻描述這些現象，但關於過去報酬對預期酬的影響卻是付之闕如的。在 CAPM「效率市場(efficient market)」假說下，過去報酬對預期報酬是沒有任何解釋能力的，但我們不禁要反問自己，過去報酬一個如此簡單且有利的風險因子，真的對預期報酬沒有影響嗎？因此本文將用動態追蹤資料分析方法來檢視「效率市場假說(efficient market hypothesis)」。

本文研究的想法是由 Mei(1994)的自我迴歸模型來的，但實際操作上則大不相同。Mei 以時差變數(過去報酬)做為要素(factor)，再進一步利用動態追蹤資料方法分析其在套利定價模型的應用。本研究將過去報酬視為一個風險因子，若在效率假說下，則這個風因子應當會在過去被消化完，對現今報酬不會有影響，在此想法下測試效率市場假說。

在上一節有提到異常報酬的靜態追蹤資料模型，本節的動態追蹤資料模型直接與異常報酬一起測試，看看異常報酬是否會受過去報酬的影響而有所改變。

$$r_{i,t} = a + \sum_{l=1}^m \alpha_l r_{i,t-l} + \beta_M r_M + \beta_{size} SIZE_{i,t} + \beta_{PE} PE_{i,t} + \mu_i + v_{it}$$

由計量論理可知，不管是 β 值還是 α 值都是一個「偏微(partial)」值；也就是說由迴歸的角度來看，其對 r 的影響力是很純、很乾淨的。而不管是規模、本益比還是過去報酬，由另一個角度來看，就是一種「分割」的效果，將本來全部由市場指數解釋的因分離出來。那麼在動態模型裡，我們還可以進一步觀察到，證券

資訊「釋放(release)」的速度，若時差變數對證券有極顯著的影響的話，我們可以判斷這個證券釋放資訊的速度是很緩慢的，甚至可能是被經營者刻意隱藏起來，因此證券容易有爆漲、爆跌的情形。至於落後的期數要多少期，目前並文獻有論述，因此若對於證券的日資料報酬率，我們將用一週的交易日五期做為落後期數；週資料則用四期，而後再去檢視其統計上的顯著性。

第四章：研究方法，追蹤資料模型

爲什麼要使用追蹤資料(panel data)來分析呢？過去的文獻⁴有指出幾點優點如下：

- (I)對於個體的異質性(individual heterogeneity)能有效的掌控。追蹤資料分析方法基本上就是允許個體(individual)、廠商(firm)之間存在著異質性。但時間序列分析與 cross-section 分析方法，卻無法解決異質性的問題，而導致估計結果上的會有誤差(biased)的風險。
- (II)追蹤資料能提供更多的資訊情報(informative data)，且擁有更多的自由度，以及更有效率。
- (III)追蹤資料對於動態調整(dynamics of adjustment)的研究，比 cross-section 擁有更好的能力。
- (IV)對於一些單純由 cross-section 分析或時間分析不容易定義(identify)、測量(measure)的效果，追蹤資料分析有更好的能力。
- (V)比起單純由 cross-section 或時間序列分析建立的模型，追蹤資料可以建構、測試，擁有更複雜行爲的模型。

這一章共分爲兩節，主要是介紹追蹤資料的數理方法。第一節是靜態模型；第二節是較爲複雜的動態模型。

第一節：靜態 one-way 追蹤資料模型

1-1. 模型理論推導⁵

1-1-1. 個別效果爲固定效果下的靜態追蹤資料

⁴可參閱 Hsiao(1986)；Baltagi(2001)

⁵ 可參閱 Baltagi(2001)

追蹤資料在其模型上會包含兩個下標；個別單位與時間。可如此表示：

$$y_{it} = a + X_{it}'\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

以本文而言 i 定義為不同公司； t 為時間， β 的維度是 $K \times 1$ ， a 是常數項。若不同公司有其不同的特質或其經理人有特殊能力、亦或其特別受投資者信賴…等。那麼可能會有一個無法觀察、衡量的效果。因此干擾項 u_{it} 將包含一個無法觀察的「個別效果」。

$$u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

個別效果 μ_i 是隨(分析)時間不變的， v_{it} 是剩餘的干擾項、殘差項。再利用向量型式表示。

$$y = aI_{NT} + \mathbf{X}\beta + u = Z\delta + u = Z\delta + Z_\mu\mu + v \quad (5)$$

其中， $Z = [I_{NT}, \mathbf{X}]$ 、 $\delta' = [a', \beta']$ ， y 與 \mathbf{X} 的維度分別是 $NT \times 1$ 、 $NT \times K$ 。最為關鍵的矩陣 $Z_\mu = I_N \otimes \iota_T$ ， I_N 是一個維度為 N 的單位矩陣、 ι_T 是一個全部數值為一且為是 $T \times 1$ 的矩陣。由(5)可看出，由於殘差項包含 μ ；產生序列相關，若使用傳統迴歸方法，則係數的估計是會有誤差的。所以必以一些方法來校正，在追蹤資料的處理上通常都以「殘差的共變異矩陣(covariance-matrix)」來處理，所以必需了解一些殘差的性質。令 $P = Z_\mu(Z_\mu'Z_\mu)^{-1}Z_\mu'$ 且 $Z_\mu Z_\mu' = I_N \otimes J_T$ ， J_T 是一個數值全部為一且是 $T \times T$ 的矩陣， P 可再縮減成 $I_N \otimes \bar{J}_T$ ， $\bar{J}_T = J_T / T$ 。可看出 P 是種「平均」的效果；每一家公司時間長度 T 的平均。以時間的平均代表不同公司的獨特性。因此與平均數的差距(deviation)可如此表示 $Q = I_{NT} - P$ 。 P 與 Q 在處理追蹤資料問題上，為一關鍵技巧，其有三種重要的性質：(I)對稱(symmetric)且自乘不變(idempotent)即 $\text{rank}(P) = N$ ， $\text{rank}(Q) = N(T - 1)$ 、(II) P 與 Q 為直交的(orthogonal)，即 $PQ = 0$ 、(III) P 、 Q 和為單位矩陣。

若 μ_i 為非隨機的、固定的效果， X 為外生的解釋變數；即 X_{it} 、 v_{it} 相互獨立，且 $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ 。可利用 Q 來除去 μ_{it} ；以摒除 μ_{it} 所造成的序列相關。

$$Qy = QX\beta + Qv$$

再利用一般迴歸方法；最小平方法(OLS)求解，可得：

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

且 $\text{var}(\tilde{\beta}) = \sigma_v^2 (X'QX)^{-1}$ 。特別注意的是，在個別效果為固定的情形下， Z_μ 是個別效果虛擬變數矩陣(dummy matrix)，由此可知在公司家數 N 變多時，(1)式將包含很多虛擬變數；因此也將損失許多「自由度」。在將個別效果 μ_{it} 視為「隨機」的情況下，將可避免此問題。

對於個別效果 μ_{it} ，我們可利用簡單的聯合檢定來測試，其是否顯著。在虛無假設 $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{n-1} = 0$ 下，可設計出 Chow test：

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

RRSS 為受限制下的殘差平方和、URSS 為未受限制下的殘差平方和。

1-1-2. 個別效果為隨機(random)下的靜態追蹤資料：

為了避免損失自由度的問題，將個別效果視為「隨機的」。在固定效果下，利用 Q 將 μ_{it} 摒除在估計方法之外，而在隨機效果下，將設計一個變異數與共變異數矩陣(variance-covariance matrix)，再利用 GLS 估計參數。在隨機效果下 $\mu_{it} \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ 且 $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ ，因此變異數與共變異數矩陣為：

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

由此可知我們假設其為「同質變異(homoskedastic variance)」，且其序列相關性僅存在於同一個別、公司。 $\text{var}(u_{it}) = \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$ for all i and t 且共變異數矩陣為：

$$\begin{aligned} \text{cov}(u_{it}, u_{js}) &= \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2 && \text{for } i = j, t = s \\ &= \sigma_\mu^2 && \text{for } i = j, t \neq s \end{aligned}$$

為了得到 GLS 方法的估計值，必需求得 Ω^{-1} 。令 $E_T = I_T - \bar{J}_T$ ，則 Ω 變成：

$$\Omega = T\sigma_{\mu}^2(I_N \otimes \bar{J}_T) + \sigma_v^2(I_N \otimes E_T) + \sigma_v^2(I_N \otimes \bar{J}_T)$$

收集相同項後，可得：

$$\Omega = (T\sigma_{\mu}^2 + \sigma_v^2)(I_N \otimes \bar{J}_T) + \sigma_v^2(I_N \otimes E_T) = \sigma_1^2 P + \sigma_v^2 Q$$

此處的 P 、 Q 依然具備之前所提的「三種特性」。因此在 $\Omega\Omega^{-1} = I_{NT}$ 且 P 、 Q 的特性下可推導出 Ω^{-1} 、 $\Omega^{-1/2}$ 為：

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

在為求得差殘變異數為 σ_v^2 下，利用 $\sigma_v\Omega^{-1}$ 乘上(5)式求 GLS 估計值。不過在實際的操作上 σ_{μ}^2 、 σ_v^2 是不可得的，本文使用 Swamy 與 Arora 所建議的「兩迴歸式」的方法，求 σ_1^2 、 σ_v^2 的估計值。

所謂的兩迴歸式就是分別利用，隨機個別效果追蹤資料裡 Within 與 Between 迴歸式。Within 迴歸式可利用 Q 乘上(5)式後求得；進一步可得 σ_v^2 估計值。

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

若以不同個別、公司的「平均值」，代表不同公司的特性，那麼矩陣 Q 就有扣除平均值的功能；因此利用 Q 所求得的值稱 Within。Between 迴歸式正好相反，是利用不同個別的平均數來跑迴歸；亦即 $\bar{y}_i = \alpha + \bar{X}_i'\beta + \bar{u}_i$ ，可由 P 乘上(5)式求得。

因此 σ_1^2 的估計值 $\hat{\sigma}_1^2$ 為：

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

至此已可利用 GLS 方法求解 β 估計值：

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

其中 $W_{XX} = X'QX$ 、 $B_{XX} = X'(P - \bar{J}_{NT})X$ 、 $\varphi^2 = \sigma_v^2 / \sigma_\mu^2$ ，其中 $P - \bar{J}_{NT}$ 的設計是爲了消除常數項； $QI_{NT} = 0$ 、 $(P - \bar{J}_{NT})I_{NT} = 0$ ，常數項於事後再求即可。並可分別求得 Within 與 Between β 的估計值， $\hat{\beta}_{Within} = W_{XX}^{-1}W_{Xy}$ 、 $\hat{\beta}_{Between} = B_{XX}^{-1}B_{Xy}$ 。其中並有兩點特性 (I) 如果 $\sigma_\mu^2 = 0$ 則 $\varphi^2 = 1$ ，那麼利用最小平方法即可；亦即 $\hat{\beta}_{GLS}$ 會退化爲 $\hat{\beta}_{OLS}$ 。(II) 如果 $T \rightarrow \infty$ 則 $\varphi^2 \rightarrow 0$ ，那麼 $\hat{\beta}_{GLS}$ 會趨近於 $\hat{\beta}_{Within}$ 。注意的是 Within 的估計值相等於在固定效果下的估計值。

由以上的推導得知，Within 的估計值忽略了 Between 的變異；相同的 Between 的估計值也忽略了 Within 的變異。而 OLS(在追蹤資料分析方法下)與 GLS 最大的差別就在 OLS 給與 Within 與 Between 一樣的權重；GLS 則不相同。事實上由之前的推導可看出 $\text{var}(\hat{\beta}_{Within}) - \text{var}(\hat{\beta}_{GLS})$ 爲一個「半正定」的矩陣，不過 $T \rightarrow \infty$ 時，這兩個變異數會趨近於相同。

1-2. 結合性(poolability)、外生性及個別效果檢定

1-2-1. Pool or Not Pool

在追蹤資料的分析領域裡 Pool 或 Not Pool 一直是研究的焦點之一；也就是估計參數到底是要「限制」不隨個別不同而改變，或是任其因個別的不同而改變。這兩者的好壞，也是一直有文章一直加以探討。首先針對的是，要不要 Pool 的問題，本研究利用一個簡單的 Chow test 檢定統計量，做爲衡量的準則。若追蹤資料的型態是如此： $y_i = Z_i\beta_i + u_i$ ，在虛無假設 $H_0: \beta_i = \beta$ 的限制；與未限制的對立假設下，分別計算其「殘差和」，可設計出一個檢定統計量趨近於 F 分配⁶。

$$F = \frac{(RSS_{Pool} - RSS_{uPool}) / (N-1)(K+1)}{RSS_{uPool} / (NT - N(K+1))} \sim \mathbf{F}((N-1)(K+1), NT - N(K+1))$$

⁶ 可參閱 Wooldridge(2001,p.171~p.172)

其中 RSS_{Pool} 是虛無假設下的殘差的總和、 RSS_{uPool} 是在分別跑迴歸下的殘差和、 K 代表解釋變數的個數。但根據 Baltagi(1981)模擬指出，Chow test 發生「型一錯誤」的頻率很高；這原因是在做 Chow test 時，假設 $u \sim N(0, \sigma^2 I_{NT})$ 。若有異質變異情型時，型一錯誤就比較容易發生，此時就可使用 Roy-Zellner test⁷來測度是否可 Pool。

爲什麼要 Pool？有一個重要的動機、理由就是：在 Pool 以後就可求得更好且更真實(reliable)的估計值。以往的研究都以參數的 MSE(mean squared error)，做爲一個基準(benchmark)來衡量 Pool 與 Unpool 的好壞。在通過 Chow test 下；可以 Pool 的情況下，一般研究都是 Pool 後的估計值比較好，因此本研究也是依循這一點，在檢視其應用在股票市場的解釋能力。如果不能 Pool，在某些條件下，其實在 Pool 後其估計值，也是比較好的。Hoogstrate(2000)指出，這之間是有取捨(trade-off)關係存在的。因爲如果在 Pool 不是真的情況下，也是用 Pool 後的方式去估計，那麼可能會有一些「偏差(bias)」的存在，但參數的「變異數」會比未 Pool 的估計值小。因此這之間的取捨，就得看研究者是否可以接受誤差的存在。不過 Hoogstrate(2000)模擬結果表示，若在樣本數變大； $T \rightarrow \infty$ 、 N 固定，在不能 Pool 下，使用 Pool 去估計，則 MSE 會急速的加大。因此類似本研究的資料型態時(時間長度較長)，能不能 Pool 就要特別小心。

1-2-2. 個別效果檢定

個別效果是否存在於股票市場，也是本研究討論的焦點之一。雖說理論上而言，在時間長度拉長的狀況下，個別效果是不容易顯現的，但本文亦試著去實證其結果。個別效果的檢定，可利用 Breusch 與 Pagan(1980)所設計的(LM test)Lagrange multiplier test 去檢定個別效果是否存在。在虛無假設 $H_0 : \sigma_{\mu}^2 = 0$ 下，可推導出一檢定統計量趨進於 χ_1^2 分配。

⁷ 可參閱 Baltagi(2001,p.55)

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

差殘 \tilde{u} 是 Pool 之後，利用 OLS 方法所得到的殘差。

1-2-3. 外生檢定

本研究假設，解釋變數與殘差之間是「無相關性」的；也就是解釋變數為外生參數，在下一章節動態模型下，也是延用此假設。在解釋變數為外生性的假設下，不僅是爲了估計上的不偏(因爲 μ_i 的存在)；也符合本研究實證資料的特性。

在虛無假設 $H_0 : E(u_{it} / X_{it}) = 0$ 下，採用 Hausman(1978)所建議的比較 $\hat{\beta}_{Within}$ 與 $\hat{\beta}_{GLS}$ 。因爲 $\hat{\beta}_{Within}$ 是摒除 μ_i 之後的估計值，所以不管 H_0 是真或假， $\hat{\beta}_{Within}$ 會是 β 不偏且具一致性的估計量， $\hat{\beta}_{GLS}$ 則不然。因此在虛無假設 H_0 下，設計一個檢定統計量 $\tilde{q}_1 = \hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within}$ 且 $\text{plim } \tilde{q}_1 = 0$ 、 $\text{cov}(\tilde{q}_1, \hat{\beta}_{GLS}) = 0$ 。兩個已知條件

(I) $\hat{\beta}_{GLS} - \beta = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}Xu$ 、(II) $\hat{\beta}_{Within} - \beta = (X'QX)^{-1}X'Qu$ 。根據這兩個

已知條件，可推導出三個結果：

$$(I) E(\tilde{q}_1) = 0$$

$$\begin{aligned} (II) \text{cov}(\hat{\beta}, \hat{q}_1) &= E[(\hat{\beta}_{GLS} - E(\hat{\beta}_{GLS}))(\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within}) - E(\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{Within})] \\ &= \text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) - \text{cov}(\hat{\beta}_{GLS}, \hat{\beta}_{Within}) \\ &= (X'\Omega^{-1}X)^{-1} - (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X\Omega^{-1}E(uu')QX(X'\Omega^{-1}X)^{-1} \\ &= (X'\Omega^{-1}X)^{-1} - (X'\Omega^{-1}X)^{-1} = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (III) \text{var}(\tilde{q}_1) &= \text{var}(\hat{\beta}_{Within}) - \text{var}(\hat{\beta}_{GLS}) \\ &= \sigma_v^2(X'QX)^{-1} - (X'QX)^{-1} \end{aligned}$$

在虛無假設下，根據以上條件，可得到 Hausman 檢定統計量：

$$m_1 = \tilde{q}_1'[\text{var}(\tilde{q}_1)]^{-1}\tilde{q}_1 \sim \chi_K^2$$

K 是解釋變數個數。

第二節：動態追蹤資料模型

本文動態模型，是引用 HOLTZ-EAKIN(1988)模型與 Arellano and Bond(1991)的動態追蹤資料模型。在 HOLTZ-EAKIN(1988)的模型為：

$$y_{it} = a_i + \sum_{l=1}^m \alpha_{il} y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \beta_{il} x_{it-l} + \theta_i \mu_i + v_{it} \quad (i=1, \dots, N; t=1, \dots, T) \quad (6)$$
$$\mu_i \sim \text{IID}(0, \sigma_\mu^2) \quad v_{it} \sim \text{Ind}(0, \sigma_{v, it}^2)$$

其中殘差項 $u_{it} = \theta_i \mu_i + v_{it}$ ， μ_i 為「不可觀察(unobserved)」的「個別效果」；且 v_{it} 與 μ_i 均為「隨機變數」； v_{it} 為「無序列相關(serially uncorrelated)」且獨立；但可能是隨時間、個別而異質變異(heteroskedasticity)。 a_i 、 $\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{im}$ 、 $\beta_{i1}, \dots, \beta_{im}$ 、 θ_i 分別為此對 y_{it} 的線性估計式中的常數項；時差變數 y_{it} 與解釋變數 x_{it-l} 和個別效果 μ_i 的係數(coefficients)。

2-1. 統計上的性質：

(6)式為一估計方程式(projection equation)。其殘差項 u_{it} 「應該、必需」滿足著幾個「直交條件」。

$$E[y_{it} v_{is}] = E[x_{it} v_{is}] = E[\mu_i v_{is}] = 0 \quad (t < s) \quad (7)$$

由一般的計量理論可知：(7)式為一般估計上的必要條件；解釋變數與殘差之間的相關係數必需為零(uncorrelated)，否則估計的「一致性(consistent)」將不可得。所以往後的求解過程，也將依循此「線性限制條件」。由(6)可知道， μ_i 為我們無法掌控的；既無法觀測且為一隨機變數。因此若 μ_i 「消失」，那麼在估計參數方面將會相對簡單。要使 μ_i 消失，最單純的想法，當然是對(6)式做「差分」動作。不過在此之前，將先修改、簡化(6)式。在 HOLTZ-EAKIN(1988)文章中理論部份，一直是在(6)式下進行推理的；亦即在解釋變數係數方面是隨時間而變的，但這在實證上卻一是大問題。事實上即使是 HOLTZ-EAKIN 本人，其文章的「實證

模型」，也避開了這個問題。因其有關統計上的性質；穩定(Stationary)與效率(Efficiency)的問題。相關的討論可參閱 Hansen(1982)、White(1982)、Arellano and Bond(1991)與 Ahn and Schmidt(1995)。

在落後期數 y_{it-l} 之係數 α_l 、解釋變數 x_{it-l} 之係數 β_l 為「穩定(stationary)」且為了估計上的「效率(efficiency)」下，令其分別為 α 與 β 。為了模型上的簡潔，對於 x_{it-l} ，將不再設計其有落後期數 l ，直接用 x_{it} 來做為模型的解釋變數。這並不會對原模型的意涵有太大的改變，因為有將 x_{it-l} 視為「外生參數(exogenous)」或「事先給定(predetermined)」下，有無落後期數並無太大差別。而對個別效果 μ_i 之係數 θ_i ，將令其為一；亦即不再對此參數作估計，以簡化模型。而常數也改成不隨時間變動。因此(6)式可改寫成：

$$y_{it} = a + \sum_{l=1}^m \alpha_l y_{it-l} + \beta x_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (i=1, \dots, N; t=1, \dots, T) \quad (8)$$

由(8)式開始進行「差分」動作。將 y_{it} 與(8)式相減；在 $a - a = 0$ 可得：

$$y_{it} - y_{it-1} = \sum_{l=1}^m \alpha_l (y_{it-l} - y_{it-l-1}) + \beta (x_{it} - x_{it-1}) + v_{it} - v_{it-1} \quad (9)$$

對於式子(9)，首先必需先留期時間的問題。因為 y_{it-l-1} 的關係，參數能被估計的條件為： $t \geq m + 2$ ，推得 $T \geq m + 2$ 。(9)式雖解決了 μ_i 在估計上，所帶來的問題，不過其可產生了新的麻煩。由(9)式可看到 $y_{it-l} - y_{it-l-1}$ 與 $v_{it} - v_{it-1}$ 產生了「序列相關(serial correlation)」。因此必需利用「工具變數(instrumental variables)」，來對(9)式進行估計，並且使用式子(7)之限制，來製造工具變數矩陣。

2-2.GMM 估計方法：

因為估計步驟與方法稍嫌煩雜，因此本文分成幾個程序來進行估計；以逐步的方式，來推導本文的方法。在這之間最大的不同，是在「工具變數矩陣」的設計。本文的估計方法，是利用「一般動差法(GMM)」來進行的。在式子(7)的限制下，製造出不同的工具變數矩陣，進而利用 GLS 與 2SLS 或 3SLS 方法，的到

不偏(un-biased)、一致(consistent)且有效率(efficiency)的估計值。

2-2-1. 只有一期 y_{it} 的時差變數為解釋變數時：

此一形式，也是在動態追蹤資料裡，最常見的。在穩定 ($|\alpha| < 1$) 的狀況下求得統計量。可得其方程式如下：

$$\Delta y_i = \Delta y_{i,-1} \alpha + \Delta v_i \quad (i = 1, \dots, N; t = 3, \dots, T) \quad (10)$$

其中。因為 $\Delta y_{i,-1}$ 與 Δv_i 之間存在著相關性，必需利用工具變數來求解，否則一致性的估計量，將不可得。由計量理論可知，工具變數的選擇的標準，必需是：與 Δv_i 的相關性(correlation)為零；但與 $\Delta y_{i,-1}$ 的相關性卻越高越好⁸。由式子(7)可看出此工具變數的選則依據。可得線性限制式：

$$E[(\Delta y_i - \Delta y_{i,-1} \alpha) y_{i,t-j}] = E[\Delta v_i y_{i,t-j}] = 0 \quad (j = 2, \dots, t-1; t = 3, \dots, T) \quad (11)$$

這裡特別要留意期數的問題，時間至少要有三期以上；這是因為差分所導致的。可借 $\Delta y_{i,-1}$ 與 $y_{i,t-j}$ 來理解。這限制式也是一般觀念上的理解，在 $t-3$ 期以的 y_i ，自然如 $t-1$ 、 $t-2$ 以後的殘差 v_i 無關，因為此殘差正是 y_i 所無法解釋的部份。至此工具變數矩陣即呼之欲出了。在此之前先說明限制式「數目」的問題。由(11)式可看出 y_i 與殘差的不相關性，是隨時間的增加而增加的；亦即 $y_{i1}, y_{i2}, y_{i3}, \dots$ 。限制式的數目 $L = [(T-2)+1] \times (T-2) \times (1/2)$ ，整理後可得 $L = (T-1) \times (T-2) \times 1/2$ ，遵循限制式(11)且 $E[Z_i' \Delta v_i] = 0$ ，可得工具變數矩陣 Z_i

$$Z_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}] & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & [y_{i1}, y_{i2}] & & & \vdots \\ \vdots & & [y_{i1}, y_{i2}, y_{i3}] & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & \dots & 0 & [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT-2}] \end{bmatrix} \quad (12)$$

⁸ 可參閱 Fomby, Hill, Johnson (1984)

可知 Z_i 為一個 $(T-2) \times L$ 的矩陣。將 Z_i 與(10)式相乘則可初步得到，可用來估的方程式。

$$Z_i' \Delta y_i = Z_i' \Delta y_{i-1} \alpha + Z_i' \Delta v_i$$

由此已經可以利用 GLS 法，得到一個符合「一致性(consistent)」的估計量 $\hat{\alpha}$ 。不過若 v_{it} 為「異質變異(heteroskedasticity)」。與違反我們前題假設下，則效率上卻不是最好的。Ahn and Schmidt(1995) 與 Baltagi (p.132,2001)稱之為「前置的第一階段一致性估計量(preliminary one-step consistent estimator)」。而效率問題則需由殘差著手，計算出所謂的兩階段(two-step)估計量。但這兩種方法都是服合異質變異下的一致性(heteroskedasticity-consistent)

首先將先把(10)式改寫成「向量」形態。

$$\Delta \mathbf{y} = \Delta \mathbf{y}_{-1} \boldsymbol{\alpha} + \Delta \mathbf{v} \quad (13)$$

$\Delta \mathbf{y}$ 為一個 $N(T-2) \times 1$ 的矩陣。 v_{it} 雖無序列相關但可為異質變異；不過在此必須忽略其可能為異質變異，以求得一加權矩陣。在此利用可求得 $\Delta \mathbf{v}$ 的「共變異矩陣(covariance-matrix)」Baltagi(p.132, 2001)。

$$E[\Delta \mathbf{v} \Delta \mathbf{v}'] = \sigma_v^2 (I_N \otimes G) \quad (14)$$

式子(14)為 $N(T-2) \times N(T-2)$ 的矩陣。 $I_N \otimes G$ 為「等冪的」Idempotent，其中 G 為 $(T-2) \times (T-2)$ ；且為一相當特殊之矩陣。

$$G = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 2 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & -1 & 2 \end{bmatrix} \quad (15)$$

再將 Z_i 改寫成向量的形態。可得 $Z = [Z_1', Z_2', \dots, Z_N']'$ ， Z 為 $N(T-2) \times L$ 的矩陣。 Z 為一個相當龐大且繁瑣的陣列；這也是追蹤資料特色之一。為了有助於往後推導過程之了解與程式設計上的方便性，將寫出 Z' 的形態，以幫助往後思考。

$$Z' = \begin{bmatrix} y_{11} & & 0 & y_{21} & & 0 & y_{N1} & & 0 \\ & y_{11} & & & y_{21} & & & \vdots & y_{N1} \\ & y_{12} & & & & y_{22} & & \vdots & y_{N2} \\ & & \ddots & & & & & \vdots & \\ & & & y_{11} & & & y_{21} & & y_{N1} \\ & & & y_{12} & & & y_{22} & \vdots & y_{N2} \\ & & & \vdots & & & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & & & y_{1T-2} & 0 & & y_{2T-2} & \vdots & 0 & & y_{NT-2} \end{bmatrix} \quad (16)$$

將 Z' 與式子(13)相乘，可得：

$$Z'\Delta\mathbf{y} = Z'\Delta\mathbf{y}_{-1}\boldsymbol{\alpha} + Z'\Delta\mathbf{v} \quad (17)$$

由(14)式可知，式子(17)可得到一個「轉換矩陣 ω 」，以處理 G 所產生的「異質變異(heterogeneity)」。

$$\omega = (Z'(I_N \otimes G)Z)$$

由 ω^{-1} 與(17)式，可得前置的第一階段(one-step)一致性估計量 $\hat{\alpha}_1$ ：

$$\hat{\alpha}_1 = [(\Delta\mathbf{y}_{-1})'Z\omega^{-1}Z'\Delta\mathbf{y}_{-1}]^{-1} (\Delta\mathbf{y}_{-1})'Z\omega^{-1}Z'\Delta\mathbf{y} \quad (18)$$

Hansen(1982)指出，最佳的(optimal)GMM 估計量，應用 Ω^{-1} 來取代 ω^{-1} 。

$$\begin{aligned} \Omega &= Z'(\Delta\mathbf{v})(\Delta\mathbf{v})'Z \\ &= \sum_{i=1}^N Z'_i(\Delta v_i)(\Delta v_i)'Z_i \end{aligned} \quad (19)$$

利用 GMM 法的好處之一，就是無需知道 v_i 的分配，且對 v_i 並無特別的限制。因此對(19)式中的 Δv_i ，可用(13)式求得。 $\Delta\hat{v}_i = \Delta y_i - \Delta y_{i-1}\hat{\alpha}_1$ ，因此可得 $\hat{\Omega}$ ，進而求得 Arellano and Bond (1991)的兩階段(two-step)GMM 估計量 $\hat{\alpha}_2$ 。

$$\hat{\alpha}_2 = [(\Delta\mathbf{y}_{-1})'Z\hat{\Omega}^{-1}Z'\Delta\mathbf{y}_{-1}]^{-1} (\Delta\mathbf{y}_{-1})'Z\hat{\Omega}^{-1}Z'\Delta\mathbf{y}$$

$\hat{\alpha}_2$ 的變異數(variance)為：

$$\text{var}(\hat{\alpha}_2) = [(\Delta\mathbf{y}_{-1})'Z\hat{\Omega}^{-1}Z'(\Delta\mathbf{y}_{-1})]^{-1}$$

至此完成了最一般化的動態追蹤資料(以時差一期為解釋變數且為穩定之模型)

的求解過程。至於有關「假設檢定」則在往後幾個章結再述。在下一段裡，將推導為繁瑣的模型；以多期時差為解釋變數。基本上的推導與理論都大同小異，不過矩陣的維度將以倍數的增加，這也是追蹤資料的一大特色！

2-2-2.有 m 個 y_{it} 時差變數：

參照(13)式，拿掉 x_{it} 即得此模型：

$$y_{it} = a + \sum_{l=1}^m \alpha_l y_{it-l} + \mu_i + v_{it}$$

相同的對其差分，以消除 μ_i 。可得：

$$\Delta y_i = \sum_{l=1}^m \alpha_l \Delta y_{i,-l} + \Delta v_i$$

爲了處理上的方便性，合攏常數項與落後項。令 $W_i = [\Delta y_{i,-1}, \Delta y_{i,-2}, \dots, \Delta y_{i,-m}]$ 、

$Y_i = \Delta y_i$ 、 $V_i = \Delta v_i$ 、 $B_i = [\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_m]'$ 。其中 Δv_i 爲一個 $[T - (m + 2) + 1] \times 1$ 的向量。

由此式可知，因爲有 m 個落後項的關係，所以在 $T \geq m + 2$ 時才有足夠的「工具變數」來定義。合攏後可得下列形式：

$$Y_i = W_i B_i + V_i \quad (20)$$

在仍舊依循限制式(7)下，可得到新的線性限制條件。

$$E[\Delta v_i y_{i,t-j}] \quad [t = (m + 2), \dots, T; j = (m + 1), \dots, (t - 1)]$$

因此可建構出新的「工具變數矩陣」 Z_i

$$Z_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{im}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,m+1}] & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & [y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,T-m-1}] \end{bmatrix}$$

Z_i 爲一個 $(T - m - 1) \times \{[m + (T - m - 1)] \times (T - m - 1) \times 1/2\}$ 的矩陣。接下來與上一段落進行類似的動作，將(20)式「堆疊(stack)」起來，以向量的形態來表示。分別以不同的符號代表令：

$$\begin{aligned}
\mathbf{Y} &= [Y_1, \dots, Y_N]' && ((T-m-1)N \times 1) \\
\mathbf{B} &= [B^*] && (m \times 1) \\
\mathbf{V} &= [V_1, \dots, V_N]' && ((T-m-1)N \times 1) \\
\mathbf{W} &= [W_1, \dots, W_N]' && ((T-m-1)N \times m)
\end{aligned}$$

向量 \mathbf{B} 因為本文之模型為穩定且為了估計上的效率，所以「係數」不會因個體的不同而改變⁹，所以 $B_1 = B_2 = \dots = B_N = B^*$ 。可得堆疊後的模型：

$$\mathbf{Y} = \mathbf{WB} + \mathbf{V} \quad (21)$$

相同的，可由直交條件(7)設計出「堆疊」後的工具變數矩陣 $\mathbf{Z} = [Z'_1, Z'_2, \dots, Z'_N]'$ ，可知 \mathbf{Z} 是一個列行為 $[(T-1) \times (T-m-1) \times 1/2 + 1]N \times (T-m-1)$ 。因此將 \mathbf{Z} 乘上(21)，利用二段估計(two-step)法，可得到我們所需的估計量。方法步驟與之前相同。先求出第一階段 \mathbf{B}_1 的「一致性估計量」。

$$\hat{\mathbf{B}}_1 = [\mathbf{W}'\mathbf{Z}(\mathbf{Z}'(I_N \otimes G_{T-m-1})\mathbf{Z})\mathbf{Z}'\mathbf{W}]^{-1} (\mathbf{W}'\mathbf{Z})(I_N \otimes G_{T-m-1})(\mathbf{Z}'\mathbf{Y}) \quad (22)$$

再由(22)式來求最佳的(optimal)、有效率的估計量。從(22)式可得 Ω 的估計量。

$$\hat{\Omega} = \mathbf{Z}'(\hat{\mathbf{V}}\hat{\mathbf{V}}')\mathbf{Z}$$

所以有效率且一致的估計量為：

$$\hat{\mathbf{B}}_2 = \left[\mathbf{W}'\mathbf{Z}(\hat{\Omega})^{-1} \mathbf{Z}'\mathbf{W} \right]^{-1} (\mathbf{W}'\mathbf{Z})(\hat{\Omega})^{-1} (\mathbf{Z}'\mathbf{Y}) \quad (23)$$

2-2-3. 加入其它變數 x_{it}

首先必需注意 x_{it} 是一個，列行為 $k \times T$ ；亦即我們共放入 k 個變數。 x_{it} 將被視為「嚴格的外生變數(strictly exogenous)¹⁰」； x_{it} 與 v_{it} 的期望值為零。

$$E[x_{it}v_{is}] = 0 \quad \text{for all } t, s$$

式子(9)即是差分後本段落的模型。將之改寫成下式：

⁹ 係數不同的模型，可參考 HOLTZ-EAKIN(1988)的模型。

¹⁰ 也可視為視為「事先給定(predetermined)」，在工具變數上會略有不同。可參見 Arellano and Bond (1991)。

$$\Delta y_i = \sum_{l=1}^m \alpha_l \Delta y_{i,-l} + \beta \Delta x_i + \Delta v_i$$

相同的，爲了運作上的簡便，將再改寫上式。令 $\Pi_i = [\Delta y_{i,-1}, \dots, \Delta y_{i,-m}, \Delta x_i]$ 、

$B_i = [\alpha_1, \dots, \alpha_m, \beta]'$ 、 $Y_i = \Delta y_i$ 、 $V_i = \Delta v_i$ 。因此可得合併後的式子：

$$Y_i = \Pi_i B_i + V_i \quad (24)$$

在直交條件 $E[y_{it} v_{is}] = 0$ for $t < s$ 與 $E[x_{it} v_{is}] = 0$ for all t, s 下，可創造出一個新的

「工具變數矩陣 Z_i 」。

$$Z_i = \begin{pmatrix} [y_{i1}, \dots, y_{im}, x_{i1}, \dots, x_{m+1}] & & \mathbf{0} \\ & \ddots & \\ \mathbf{0} & & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-m-1}, x_{i1}, \dots, x_{T-m}] \end{pmatrix}$$

Z_i 列行數爲：

$$D = (T - m - 1) \times \{[(m + k(m + 1)) + ((T - m - 1) + k(T - m))] \times (T - m - 1) \times 1/2 + 1\}$$

再將(24)「堆疊(stack)」一起，以向量的形態表示。

$$\begin{aligned} \mathbf{Y} &= [Y_1, \dots, Y_N]' && (T - m - 1)N \times 1 \\ \mathbf{B} &= [B^*] && (m + k) \times 1 \\ \mathbf{V} &= [V_1, \dots, V_N]' && (T - m - 1)N \times 1 \\ \mathbf{\Pi} &= [\Pi_1, \dots, \Pi_N]' && (T - m - 1)N \times (m + k) \end{aligned}$$

$$\mathbf{Y} = \mathbf{\Pi B} + \mathbf{V} \quad (25)$$

相同的工具變數矩陣，也與之前的大同小異；只是空間維數增加。因此可得

$\mathbf{Z} = [Z'_1, Z'_2, \dots, Z'_N]'$ ，其列行數爲 $DN \times (T - m - 1)$ 。故可得一階段與兩階段的估計量分別爲：

$$\hat{\mathbf{B}}_1 = [\mathbf{\Pi}'\mathbf{Z}(\mathbf{Z}'(I_N \otimes G_{T-m-1})\mathbf{Z})\mathbf{Z}'\mathbf{\Pi}]^{-1} (\mathbf{\Pi}'\mathbf{Z})(I_N \otimes G_{T-m-1})(\mathbf{Z}'\mathbf{Y})$$

$$\hat{\mathbf{B}}_2 = \left[\mathbf{\Pi}'\mathbf{Z} \left(\hat{\Omega} \right)^{-1} \mathbf{Z}'\mathbf{\Pi} \right]^{-1} (\mathbf{\Pi}'\mathbf{Z}) \left(\hat{\Omega} \right)^{-1} (\mathbf{Z}'\mathbf{Y})$$

2-2-4. 估計與工具變數討論

利用 GMM 方法求解動態追蹤資料，首先遇到的問題就是「工具變數」的選擇問題。工具變數的選擇是彈性與多樣化的；當然不同的選擇，對結果也會有不同的影響。例如 AR(1)動態追蹤資料除了之前(12)式型態的工具變數外，我們也可以加入 $\Delta y_{i,t-1}$ ，成爲工具變數的一部份。詳資討論可參閱 Arellano and Bover(1995)與 Blundell and Bond(1998)。在 Arellano and Bond(1991)文章裡指出：因爲 x_{it} 爲外生且與 μ_i 無任何相關下，不會有過度認定問題，並且只專注關心 $y_{i,t}$ 落後項對解釋變數係數所引起的影響下，可選擇如此工具變數：

$$Z_i^* = \begin{pmatrix} [y_{i1}, \dots, y_{im}] & & \mathbf{0} & \Delta x_{i,m+1} \\ & \ddots & & \vdots \\ \mathbf{0} & & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-m-1}] & \Delta x_{i,T-m} \end{pmatrix}$$

Z_i^* 不僅大量的節少電腦所需要的空間；且是相對有效率的。 Z_i^* 也是本文在實證時所使用的工具變數。雖說 Z_i^* 已經大量減少工具變數的維度，不過 Z_i^* 仍是一個相當龐大的矩陣。即使現今電腦速度以足運算相對較爲巨大的矩陣(軟體本身還是有其侷限性)，但使用完整(full)的工具變數卻也不一定正確；因爲其存在著 overfitting 問題。在 Arellano(2003)文章指出：在一定的公司家數下，使用過多的工具變數會產生 overfitting 的問題。但若此情況是因時間長度較長(相對公司家數)所引起，且無內生變數爲解釋變數，那麼 GMM 估計值的誤差，則是無所謂的。因此此特性正符合本文實證資特性。以股票資料而言，時間序列的長度通常都是很長的；而同一產業公司家數則相對較少。

GMM 有兩個方法(one-sep、two-step)來估計動態追蹤資料模型。不管是否 v_{it} 爲異質變異，一階段、兩階段估計都是具有一致性。但若是在一定的公司家數下，一階段估計似乎是比較可信的(reliable)；特別是在 v_{it} 爲異質變異下。工具變數的選擇既然如此的重要；那麼就必需有一準則去檢定其合適性。接下將介紹一些針對本動態模型的假設檢定。

2-3.Sargan test 與殘差序列相關檢定

在動態模型裡有關 Pool 的問題，在文獻上都是利用 Lag operator 將時差變數處理掉，然後再利用一般模型進行 Pool test。因此在動態裡面依然延用在靜模型裡 Chow test 的結果，有關討論可參閱 Hoogstrate(2000)。

再來將介紹 Arellano(1991)所使用的方法，Sargan test。在虛無假設 H_0 ：工具變數是正確的下，可得一統計量為 chi-square 分配。令 \tilde{v}_1 、 \tilde{v}_2 分別為一、二階段所求得的殘差，可得統計量分別為：

$$S_1 = (\tilde{v}_1 Z^*) \omega^{-1} (Z'^* \tilde{v}_1)$$

$$S_2 = (\tilde{v}_2 Z^*) (\hat{\Omega})^{-1} (Z'^* \tilde{v}_2)$$

特別的是若模型為異質變異，那 Sargan test 要符合一致性，只有在二階段 GMM 估計時。無序列相關一直是本模型重要的假設，在虛無假設 H_0 ：差殘無自我相關性(no autocorrelation)下，可得一統計量逼近(asymptotically)於標準常態分配。詳細推導可參閱 Arellano(1991)與 STATA XT manual(2003)。

第五章：實證結果

第一節：研究樣本與期間定義

1-1.研究樣本

本文研究重點是在，利用追蹤資料分析方法探討其實證結果；除此之外實證的重點則是在「市場效率」部分。之前提過，本研究的重點並不是在整個市場；而是以產業的類別做為研究的分水嶺。我們最想觀察的是 β 值，就是我們以追蹤資分析，市場風險不僅是一個「全市場」的系統風險，並且將不容易觀察的相關產業的風險外溢效果也包含進去，而在這使用最多的資訊情報集合下，不同產業的風險為何；其效率又有何分別。

爲了突顯產業間的不同，本研究選定兩個產業「主機板產業」與「營建業」；也就是一般所謂的電子業與傳統產業。並且挑選兩個測試異常報酬指標「公司規模與(在外發行股數乘於股價)」與「本益比(P/E ratio)」。

主機板產業與營建業都是在台灣證券交易所公開「上市」的股票。但由於本益比有不少公司缺少資料，在經過挑選以後主機板共有六家；營建業有五家，分別是

(I)主機板：精英、華碩、技嘉、微星、友通、建碁。

(II)營建業：德寶、皇昌、根基、日勝生、華固。

營建業的標準是以台灣證券交易所的分類為準，進而在從中挑選；而主機板產業台灣證券交易所並無特別加以分類，事實上台灣的電子製造業，幾乎都跨足許多的產品，並且要在競爭如此激烈的市場只製造單一產品，是有其因難的，因此本文選定主機板產的標準，是以台灣證券交易所中的「公開股市觀測站」中的財務資料爲參考，挑選電子製造業中有製造個人電腦主機板，且在「營收」中爲其主

要營收項目之一。

本文的研究樣本資料歸納如下

(I)資料取自「台灣經濟新報」資料庫。

(II)證券報酬率是以「調整過」的收盤價，取自然對數相減 $r_t = \ln p_t - \ln p_{t-1}$ 。

(III)市場指數報酬率是以「台灣加權股指數」收盤指數，取自然對數相減。

1-2.研究期間

本文研究的資料期間為民國九十年與民國九十一年；分別以證券的「日」與「週」資料做為我們的研究對象。實證方式是對兩個年度分別做研究；不把兩個兩個年度(或者選定更多年度)合併一起做實證有幾個原因：

(I)電腦軟體無法運作。以主機板產業民國九十年日資料而言，六家就共有一千四百六十四筆資料，在動態縱資料裡需要的「工具變數」矩陣，電腦根本就無法負荷。因此在實際操作上，做為做工具變數變數，由理論上「一家」需要 $T - m - 1$ ；即 $244 - 5 - 1 = 238$ 期，只能用 20 期。不過估計的能力已經很好，且能通過 Sargan test。但在週資料時，因總資料數減少的關係，則能使用全部的工具變數矩陣。

(II)Pool 的問題。時間長度一拉長，Pool test 則無法容易顯著，而這個追蹤資料的第一個門坎無法通過，那後續的分析就無法進行。

1-3.產業簡介

本研究主要是針對兩個產業，主機板與營建業；也是所謂的電子業與傳統產業。而這兩個產業也活生生的展現，台灣股票市場從西元 1990 年以來的現象；一個是電子產業中，高度成長且受盡投資人愛戴的電子業，而營建業卻是完全相反的走向，由 80 年代的高峰反轉而下一蹶不振，可以說在近年來是一個快被市

場遺忘的產業。因此借由檢視差異如此巨大的兩個產業，看看彼此間的效率否也有不同。

回顧 PC 市場的發展，在 1993 到 1995 年間，是 PC 市場高度成長的黃金年代。最後則是 1999~2000 年間，受到.com 與千禧年換機的力道所影響，市場重演了一波高度成長的局面。但其後在歐美市場普及率日高的影響下，整體需求降低，使得個人電腦市場榮景不再，但台灣的資訊產業已經是現今台灣經濟成長的動力，也占全球資訊市場舉足輕重的角色；根據資策會 MIC 的報告，我國資訊硬體產品 2002 年全球年產值成長 11.9%，產值達到 47,845 百萬美元。

主機板的領導廠商之一華碩，在 1990 年上市，正是搭這一股資訊的順風車，也開啓台灣主機板的時代。衡量台灣資訊產業好壞，個人電腦的主機板是一個很好的指標，因為一部 PC 的汰舊換新，一定需要一片主機板。根據資策會 MIC 的報告，台灣主機板全球的占有率，一路由 1998 年的 78.3%，成長到 2002 年的 87.78%，說主機板是台灣最有競爭力的產業且是資訊產業的火車頭也不為過。

根據蘇美惠(2002)研究指出，自 1995 年以來營建業產值即呈現下降趨勢，2000 年國內營建業生產總值為新台幣 329,567 百萬元，占國內 GDP 的 3.41%為國內近十年來的新低。營建業的問題可說是千瘡百孔，資金方面由於營建業長期的不景氣，導致被邊緣化，融資成本也就水漲船高漲；加上台灣勞工意識的抬頭，人事成本也隨之提高。所以在房地產泡沫化後，大環境長期對營建業不利，而在近十年電子業風潮下，在證券市場上似乎也是被遺忘在一角。

第二節：資料實證分析

本文的實證首重在「效率」問題。因此在 Pool test 後，就直接利用結合異常報酬的 CAPM 模型，比較一般時間序列分析法與追蹤資料分析法之間的差異。

Pool test 就是將 Unpool 時間序列資料的殘差和與 Pool 後的追蹤資料殘差合做比較，利用 F 檢定，結果如表一。虛無假設 $H_0: \beta_i = \beta$ ，在 5%顯著水準下，

民國九十、九十一年度的日與週資料，除了民國九十一年主機板產業日資料，略為顯著外(但 P-Value 仍大於 0.05)，全部資料都明顯的不拒絕虛無假設。因此可以確定，我們可以使用 Pool 後的追蹤資料進行實證研究，並得到其優點。

由於我們檢定異常報酬的指標是公司規模(SIZE)與本益比(PE ratio)，分別都與證券價格有關，因此將以 Hausman test 檢定其外生性是否顯著。第四章的研究方法利用 $\hat{\beta}_{GLS}$ 與 $\hat{\beta}_{Within}$ 設計出 Hausman test 檢定統計量 m_1 且趨近於卡方分配，在解釋變數有三個之下，自由度為三。由表二可以看出，在虛無假設 $H_0: E(u_{it} | r_M) = E(u_{it} | SIZE_{it}) = E(u_{it} | PE_{it}) = 0$ 下，不管是主機板產業或是營建業，其 P-Value 都相當的大；因此都沒有理由拒絕虛無假設，本研究模型的前提假設也就成立。

表一之一：Pool test

	年度	F 統計量	P-value
主機板	民國 90 年(日)	0.671	0.857
	民國 91 年(日)	1.490	0.074
	民國 90 年(週)	1.245	0.216
	民國 91 年(週)	1.226	0.230
營建業	民國 90 年(日)	0.856	0.681
	民國 91 年(日)	0.955	0.504
	民國 90 年(週)	0.782	0.704
	民國 91 年(週)	1.253	0.228

*虛無假設 $H_0: \beta_i = \beta$

表一之二：外生性檢定(Hausman Test)

	民國九十年		民國九十一年	
	統計量 $\chi^2_{(3)}$	P-Value	統計量 $\chi^2_{(3)}$	P-Value
主機板(日)	0.340	0.953	0.240	0.971
主機板(週)	0.130	0.988	0.440	0.931
營建業(日)	2.670	0.446	1.560	0.668
營建業(週)	2.420	0.490	1.740	0.629

*虛無假設 $H_0: E(u_{it} | r_M) = E(u_{it} | SIZE_{it}) = E(u_{it} | PE_{it}) = 0$

2-1.靜態追蹤資料模型分析

2-1-1.日資料

本研究分析模型

$$r_{i,t} = a + \beta_M r_M + \beta_{size} SIZE_{i,t} + \beta_{PE} PE_{i,t} + \mu_i + v_{it}$$

由資料長度的觀點而言，日資料的時間已經拉的很長了，所以由表二、三可以看出 β Within 與 GLS 與理論的推導的結果一樣，當 $T \rightarrow \infty$ 時 Within 與 GLS 會趨進於相等。而 Between 在此則沒有參考價值。市場指數的 β_M 值，無庸置疑的都極為顯著；不管是否受到市場高度注目。電子類股或是快被世人遺忘的營建股，仍

表二：主機板靜態追蹤資料(日)

		民國九十年			民國九十一年		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
Within	β_M	1.254	31.710	0.000	1.169	33.830	0.000
	β_{size}	0.000	-0.830	0.406	0.000	0.100	0.917
	β_{PE}	0.048	1.920	0.054	0.018	1.000	0.319
	常數項	0.054	0.140	0.892	-0.482	-2.020	0.043
Between	β_M	(drop)			(drop)		
	β_{size}	0.000	-1.140	0.335	0.000	-0.500	0.649
	β_{PE}	0.041	0.530	0.634	0.007	0.460	0.675
	常數項	0.024	0.020	0.983	-0.392	-1.850	0.162
GLS	β_M	1.253	31.720	0.000	1.170	33.940	0.000
	β_{size}	0.000	-1.490	0.137	0.000	-0.230	0.821
	β_{PE}	0.043	1.910	0.056	0.015	1.160	0.247
	常數項	-0.078	-0.250	0.803	-0.423	-2.090	0.037

是受到大盤的左右。有趣的是營建類股的 β_M 值小於一，這與單一時間序列做出來的結果相去不遠¹。

對於 β_M 在風險上有幾種分類： β_M 值大於一時，一般稱為「攻擊型」的股票；多頭市場時領先市場而上，且報酬率優於市場，而若在空頭市場時則相反；損失

¹ 見附錄一

的風險較大。 β_M 值小於一時，稱為「防禦型」的股票；雖在多頭市場無法賺取大於大盤的報

表三：營建業靜態追蹤資料(日)

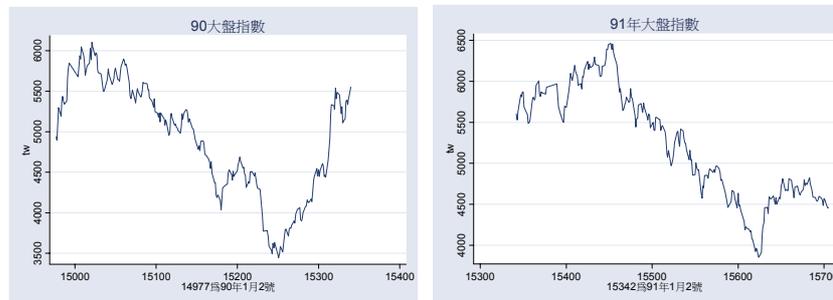
		民國九十年			民國九十一年		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
Within	β_M	0.523	11.320	0.000	0.768	14.080	0.000
	β_{size}	0.000	1.410	0.160	0.000	1.600	0.109
	β_{PE}	0.224	3.970	0.000	0.098	4.840	0.000
	常數項	-1.620	-4.130	0.000	-1.497	-3.150	0.002
Between	β_M	35.935	1.020	0.494	1.460	0.070	0.959
	β_{size}	0.000	0.610	0.653	0.000	0.600	0.655
	β_{PE}	0.058	0.560	0.677	0.065	0.400	0.756
	常數項	-2.711	-1.260	0.426	-0.531	-0.170	0.896
GLS	β_M	0.522	11.300	0.000	0.764	14.050	0.000
	β_{size}	0.000	0.620	0.533	0.000	1.870	0.062
	β_{PE}	0.224	4.570	0.000	0.102	5.410	0.000
	常數項	-1.175	-4.340	0.000	-1.002	-4.160	0.000

酬率，但當市況反轉為下時，卻能減少損失。營建類股是否有如此的抗跌能力，是有點讓人存疑的，有可能有些資訊在靜態模型裡是無法看出。由於營建類股幾乎股價都在面價 10 元下，在台灣股票市場有「漲跌幅」限制下，價位的賺、賠就很小，風險有可能無法真正顯現出來。本文將用動態模型試圖捕捉出這些風險。

在異常報酬方面，由表二、表三來看，以追蹤資料分析，公司規模對報酬率是沒有影響的。但在單一時間數列分析上則隨公司不同，有的有影響有的沒有。追蹤資料的分析結果與以往一些國內的研究不同，如胡玉雪(1994)、盧麗安(1996)。若以效率的角度來看，公司規模在本研究中，市場對公司規模反應是很有效率的，而這個理由可能是，在追蹤資料的分析中， β_M 包含了各家的外溢效果，已經很有效率的把規模效果包含進去了，這也就解釋了，在單一時間數列上的結果。

圖一是民國九十、九十一年的大盤指數日資料。可以看出九十一年幾乎是一個大空頭。本益比可以說是投資人對股票「未來」的一種評價，營建業在兩個年度裡本益比對報酬率都有極為顯著影響，但主機板只有在九十一年不顯著。由效率的角度而言，營建業的 β_M 無法有效的反應出公司應有的盈餘訊息，這與單一時間數列的結果就大不相同了。而主機板在兩個年度出現了不一致的結果，但由於九十年包含了兩個完全相反走勢，可能對我們的估計有所影響，因此將化分兩個不同的走勢進一步估計。這兩個空頭與多頭的分隔點，剛好是美國 911 事件，

圖一：大盤指數



因此以民國 90 年 10 月前後，分別再進行一次估計，結果為表四。營建業的結果是差不多的，但有趣的是主機板產業，跟民國 91 年比較可知，在空頭市場時市場表現的很有效率，但在多頭市場卻沒效率。

表四：九十年空頭與多頭靜態分析(日)

		民國九十年(空頭)			民國九十年(多頭)		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
主機板 (GLS)	β_M	1.333	26.810	0.000	1.130	17.07	0.000
	β_{size}	0.000	-1.040	0.300	0.000	-1.450	0.148
	β_{PE}	0.023	0.850	0.397	0.088	2.250	0.025
	常數項	0.291	0.78	0.435	-0.825	-1.590	0.112
營建業 (GLS)	β_M	0.502	8.670	0.000	0.544	6.920	0.000
	β_{size}	0.000	1.270	0.203	0.000	-0.950	0.344
	β_{PE}	0.200	2.870	0.004	0.249	3.720	0.000
	常數項	-1.205	-3.280	0.001	-0.987	-2.410	0.016

可見得，不管市場上的情況如何，對於營建業而言，市場無法快速的消化反應其公司資訊。但對主機板而言，空頭市場時投資人個個拿著放大鏡在檢視其公司獲利狀況，相對的市場對其任何消息也就迅速的反應了。在多頭市場時，或許主機板是台灣的明星產業，長久以來投資人對其總是抱著高度的期待，並且在多頭市場時，不僅好消息會特別多，投資人也似乎樂於相信，因此市場也就顯得效率不彰，或許這也是為什麼會有泡沫化的原因之一吧？單就此實證結果，投資人要購買營建業個股時，似乎應再三思量；而在多頭市場則是更需要一顆沈著穩重的心。在下一段本文將把股個價格風險切割出來，看看是否有產生變化？

Beliberg(1989)實證結果指出，本益比低的公司所獲取的報酬率較本益比高的公司所獲取的報酬率高；也就是所謂的「本益比效果」。由資料得知，營建業的本益比比主機板業低的多。一般而言在市況熱絡的多頭市場裡，投資人比較容易獲得報酬，若就我們的分析結果而言，在靜態分析裡，營建業的 β_M 都是小於一的，可見其無法獲得比享有高本益比的主機板，更高的報酬率。單就這兩個產業間的比較，本益比效果也就沒有存在。

在本研究的追蹤資料模型裡，有一個特殊的效果，個別效果 μ_i 。這是一個無法真正求得的一個數值，但可以利用 Lagrangian test(LM test)與 F 聯合檢定其是

表五之一：固定效果下，個別效果檢定

	民國九十年		民國九十一年	
	統計量 F	P-Value	統計量 F	P-Value
主機板(日)	0.850	0.516	0.260	0.936
營建業(日)	0.940	0.442	0.570	0.683

表五之二：隨機效果下，個別效果檢定

	民國九十年		民國九十一年	
	統計量 $\chi^2_{(1)}$	P-Value	統計量 $\chi^2_{(1)}$	P-Value
主機板(日)	0.360	0.547	1.930	0.165
營建業(日)	0.820	0.364	1.590	0.207

否存在。固定效果下，虛無假設 $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_{n-1} = 0$ ；隨機效果下，虛無

假設 $H_0 : \sigma_\mu^2 = 0$ 。由表五可以看出，個別效果在股票市場裡似乎是不容易顯示的。個別效果代表公司一些特質，可能是企業文化、經理人能力…等，由投資人的角度來看，代表投資人給予了這家公司一些特別的評價，而影響了其投資報酬率。由我們的實證資料來看，在變化莫測的股市場裡，個別效果可能只是一個華麗的幻想。原因有可能是，資料長度的問題，因為在資料長度拉長的情形下，個別效果不太容易展現；但本研究其實也曾將資料長度縮減成爲一個月的日資料，結果也是一樣。再來就是，或許個別效果有存在，但由日資料看不出來，而需要頻率(frequency)更短的資料，必竟股票市場反應是相當迅速的。特別留意的是個別效果，與效率問題是不相關的，即使其爲顯著也不代表市場沒有效率，反之亦然。

2-1-2 週資料

股價週資料應該隱含著一層意義，就是這個價格是「反應完」一週內所有資訊後，所產生的價格。換句話說，若市場是具效率性，那麼以週資料，這個比日資料遞延五天的價格，應當是要消化完所有資訊情報。

週資料雖然已經減少了許多的資料長度(一家個股長度爲 52 筆)，但以統計的角度來看，資料長度仍是很長，因此估計上 Within 與 GLS 仍是趨進於相等。所以在此就只列出 GLS 的 β 估計值；而 Between 仍不具備意義也就不列出了。

表六之一：主機板靜態追蹤資料(週)

		民國九十年			民國九十一年		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
GLS	β_M	1.313	17.400	0.000	1.162	15.810	0.000
	β_{size}	0.000	-1.530	0.127	0.000	-0.160	0.876
	β_{PE}	0.253	2.340	0.019	0.081	1.300	0.194
	常數項	-1.126	-0.740	0.459	-2.159	-2.250	0.025

由表六之一、六之二兩個週資料實證結果看出，並未與日資上有太多的差

別，在追蹤資料分析上，公司規模對股票報酬率依舊是沒有什麼影響力，但單一

表六之二：營建業靜態追蹤資料(週)

		民國九十年			民國九十一年		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
GLS	β_M	0.563	6.430	0.000	0.797	6.590	0.000
	β_{size}	0.000	0.530	0.597	0.001	1.840	0.065
	β_{PE}	0.956	4.150	0.000	0.491	5.260	0.000
	常數項	-5.056	-3.850	0.000	-4.927	-4.090	0.000

時間序列迴歸在營建業兩個年度卻有比較大的差別，在空頭市場時，以週資料來看似乎效率較差的反而增加了，這一點將利用與上一段一樣的方法，將民國九十年分割來檢視看看。本益比方面，營建業仍舊是無效率的。由表七分割的結果看

表七：九十年空頭與多頭靜態分析(週)

		民國九十年(週)(空頭)			民國九十年(週)(多頭)		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
主機板 (GLS)	β_M	1.624	16.530	0.000	0.924	7.76	0.000
	β_{size}	0.000	-1.080	0.279	0.000	-1.23	0.220
	β_{PE}	0.216	1.650	0.098	0.331	1.98	0.048
	常數項	0.089	0.050	0.961	-2.450	-1.05	0.293
營建業 (GLS)	β_M	0.550	4.820	0.000	0.571	3.690	0.000
	β_{size}	0.000	1.060	0.288	0.000	-0.420	0.676
	β_{PE}	0.888	2.610	0.009	1.186	3.480	0.001
	常數項	-5.192	-2.880	0.004	-5.335	-2.050	0.040

出在多頭市場時，主機板一樣是沒有效率的。有趣的是空頭時，本益比對主機板報酬率的影響卻越趨顯著(民國九十一年時也有這樣的情況，P-Value 值降低)。若以效率的觀點來看，週資料似乎沒有完全反應一週的資訊；但從另一角度來看，在價格反應的週期愈長下，本益比對判斷股價似乎愈有幫助。相同的，對於營建業在效率上的確是讓人怯步，但若對於投資於營建業的投資人而言，注意本益比的變化，是相對重要的。

那麼在週資料裡的個別效果 μ_i ，實證的結果一樣是不顯著的，實證結果就不贅述了。

在靜態的追蹤資料分析裡，公司規模對股票酬率都沒影響力；而本益比則有一定的解釋能力，但本益比低會有較高報酬率，這種所謂的「本益比效果」，在我們分析的兩個產業裡是沒有存在的。下一節本研究將，利用個別股票本身過去報酬這個風險因子；也就是將其抽離 β_M ，看看對報酬率的解釋能力會產生怎樣的變化。

2-2.動態追蹤資料模型分析

動態模型首先會遇到的問題，可能就是自我迴歸的期數到底要怎麼決定？在追蹤資料理論裡，目前還未有文獻。因此我們只能借由「事後(ex-post)」的檢定，看其影響顯不顯著。

由第四章研究方法可知，利用 GMM 方法處理動態模型必需使用「工具變數」，因此工具變數選則的正確與否就相當的重要。由於軟體上的限制無法使用理論上，完整的工具變數矩陣。不過適當工具變數矩陣的情況下，對於估計上的準確性不會有太大影響。而這個選擇的標準就是 Sargan test。一個證券是 20 期。表八，在虛無假設 H_0 ：工具變數是正確下，得到一卡方分配統計量。明顯的全

表八：工具變數檢定(Sargan test)

	民國九十年		民國九十一年	
	統計量 χ^2	P-Value	統計量 χ^2	P-Value
主機板(日)	1458.300	1.000	1481.600	1.000
主機板(週)	276.440	1.000	314.910	1.000
營建業(日)	4064.010	1.000	1122.560	1.000
營建業(週)	235.920	1.000	251.060	1.000

部都不拒絕虛無假設。要特別說明的是，表八是只有一階段(one-step)估計的值。

Arellano(1991)模擬結果指出，一階段的估計值是比較可信的(reliable)，因此往後動態模型的研究也都以一階段(one-step)為主。而兩階段(two-step)的結果會放在附錄二參考。

2-2-1 日資料

本文以一星期的天數五天，做為自我迴歸的期數。整體來看過去報酬對報酬率的影響，似乎沒有一定的規律；也就是沒有說一定那一期一定會有影響，但不可否認的，過去報酬還是有一定的解釋能力。就分析期間而言，市場是否具備效率，就有待商榷了。

表九之一：主機板動態追蹤資料(日)(one-step)

	民國九十年			民國九十一年		
	係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
α_1	0.072	3.530	0.000	0.015	0.780	0.437
α_2	0.012	0.610	0.541	-0.045	-2.330	0.020
α_3	-0.039	-1.910	0.056	-0.015	-0.790	0.428
α_4	0.049	2.370	0.018	-0.002	-0.120	0.903
α_5	0.034	1.650	0.099	-0.020	-1.060	0.290
β_M	1.239	30.960	0.000	1.163	33.680	0.000
β_{size}	0.000	-0.520	0.601	0.000	-0.090	0.931
β_{PE}	0.047	1.860	0.063	0.019	1.080	0.282

表九之二：營建業動態追蹤資料(日)(one-step)

	民國九十年			民國九十一年		
	係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
α_1	-0.201	-5.980	0.000	0.236	9.650	0.000
α_2	-0.715	-20.980	0.000	-0.091	-3.360	0.001
α_3	0.210	6.960	0.000	0.044	1.570	0.117
α_4	-0.227	-6.810	0.000	-0.021	-0.810	0.418
α_5	-0.296	-8.720	0.000	-0.045	-1.710	0.088
β_M	1.201	22.000	0.000	0.862	16.070	0.000
β_{size}	0.001	3.750	0.000	0.000	0.750	0.455
β_{PE}	-0.301	-3.800	0.000	0.100	4.690	0.000

仔細觀察後，對主機板而言其本益比似乎被過去報酬這個風險因子解釋了。但對營建業而言，價格風險因子的加入，似乎沒有分擔掉多少風險。對於民國九十年，我們依舊再分開成兩部分，看看多頭與空頭市場對個股的影響。由表十的

表十：九十年空頭與多頭動態分析(日)

		民國九十年(日)(空頭)			民國九十年(日)(多頭)		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
主機板	α_1	0.089	3.620	0.000	-0.051	-1.310	0.191
	α_2	0.016	0.670	0.506	-0.064	-1.650	0.099
	α_3	-0.016	-0.670	0.501	-0.146	-3.660	0.000
	α_4	0.071	2.900	0.004	-0.070	-1.780	0.076
	α_5	0.039	1.610	0.107	-0.003	-0.070	0.947
	β_M	1.309	25.120	0.000	1.061	15.500	0.000
	β_{size}	0.000	0.110	0.914	0.000	0.660	0.510
	β_{PE}	0.006	0.200	0.844	0.019	0.370	0.710
營建業	α_1	-0.038	-1.100	0.270	-0.023	-0.400	0.686
	α_2	-0.371	-10.270	0.000	-0.096	-1.720	0.085
	α_3	-0.300	-8.940	0.000	0.171	3.500	0.000
	α_4	0.134	3.790	0.000	-0.266	-4.980	0.000
	α_5	-0.321	-9.200	0.000	0.094	1.640	0.101
	β_M	0.288	4.360	0.000	0.650	7.770	0.000
	β_{size}	0.014	22.950	0.000	0.006	2.610	0.009
	β_{PE}	-4.899	-26.190	0.000	0.259	2.560	0.010

結果告訴我們，對主板而言價格這風險因子加入後，不管在多頭或空頭市場，似乎就解釋掉了異常報酬的現象，這與效率假說是有矛盾的，因為過去報酬是在比弱式效率市場更沒效率才有解釋能力，而財務資料在弱式效率市場是存在的，但對本模型而言，主機板產業卻是打破了這個規則。不過對營建業而言卻是沒有影響，反而更突顯異常報酬現象；規模效果在民國九十年非常顯著，但倒是有一點，營建業的 β_M ，與靜態模型時相同，為防禦型的股票。但可以看出，營建業似乎較難以捉摸且效率不彰，或許也是投資人對其對之卻步的原因吧？

表十一：動態追蹤資料(週)(one-step)

		民國九十年			民國九十一年		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
主機板	α_1	0.036	0.820	0.413	-0.117	-2.790	0.005
	α_2	-0.074	-1.770	0.076	-0.074	-1.630	0.103
	α_3	0.021	0.480	0.628	-0.107	-2.600	0.009
	α_4	-0.024	-0.570	0.571	0.031	0.750	0.455
	β_M	1.162	14.310	0.000	1.164	15.190	0.000
	β_{size}	0.000	0.440	0.662	0.000	0.220	0.827
	β_{PE}	0.424	3.080	0.002	0.105	1.210	0.224
營建業	α_1	-0.037	-0.660	0.507	0.038	0.690	0.490
	α_2	0.112	1.980	0.048	0.006	0.110	0.909
	α_3	-0.015	-0.260	0.792	0.069	1.230	0.217
	α_4	-0.282	-5.040	0.000	-0.117	-2.150	0.032
	β_M	0.516	5.840	0.000	0.895	7.400	0.000
	β_{size}	0.002	1.560	0.119	0.003	1.890	0.059
	β_{PE}	1.042	4.000	0.000	0.437	4.230	0.000

表十二：九十年空頭與多頭動態分析(週)

		民國九十年(週)(空頭)			民國九十年(週)(多頭)		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
主機板	α_1	0.034	0.660	0.510	0.097	0.740	0.458
	α_2	-0.083	-1.760	0.078	-0.182	-1.410	0.159
	α_3	0.009	0.180	0.856	-0.268	-1.490	0.136
	α_4	0.031	0.660	0.508	-0.252	-1.590	0.111
	β_M	1.427	12.000	0.000	0.876	5.790	0.000
	β_{size}	0.000	0.960	0.336	0.000	0.930	0.350
	β_{PE}	0.368	2.150	0.031	0.360	0.810	0.417
營建業	α_1	-0.054	-0.790	0.429	-0.220	-1.710	0.088
	α_2	0.116	1.690	0.091	-0.224	-1.900	0.058
	α_3	-0.037	-0.530	0.599	-0.331	-2.770	0.006
	α_4	-0.269	-3.940	0.000	-0.408	-3.790	0.000
	β_M	0.436	3.370	0.001	0.260	1.790	0.073
	β_{size}	0.003	1.130	0.258	0.038	2.930	0.003
	β_{PE}	0.943	1.590	0.112	1.267	2.570	0.010

2-2-2 週資料

週資料，動態分析結果如表十一、十二，得知過去報酬依然有影響力，可見週資料這個價格資訊並未很有效率的消化一週內的訊息，仍有殘留的資訊，但依然是沒有規律的。而本益比似乎有跟靜態分析一樣，比較容易在週資料顯現出來，機主板業最為明顯，由表十一、十二我們可以看出本益比似乎透露出一些訊息。我們提過，追蹤資料的分析使用了完整的資訊情報；且以時間的觀點而言，更是大量且有效的利用近期的訊息。由於本益比為「正」的值，因此由表六可以看出，本益比似乎有透露出「反轉」的訊息。我們知道，在九十年時正是由電子類股帶動多頭產生。我們將會在下一段利用圖形說明。

殘差無序列相關是本模型的重要假設，在虛無假設 H_0 ：差殘無自我相關性 (no autocorrelation) 下，可得一統計量逼近 (asymptotically) 於標準常態分配。檢定

表十三：序列相關檢定

		民國九十年		民國九十一年	
		統計量	P-Value	統計量	P-Value
主機板	一期(日)	-21.820	0.000	-20.890	0.000
	兩期(日)	-0.450	0.654	-0.860	0.387
	一期(週)	-9.550	0.000	-9.160	0.000
	兩期(週)	0.450	0.656	0.990	0.321
營建業	一期(日)	-20.860	0.000	-22.250	0.000
	兩期(日)	8.340	0.000	3.200	0.001
	一期(週)	-10.150	0.000	-9.500	0.000
	兩期(週)	0.210	0.835	-0.780	0.436

結果為表十三。一期代表與時差一期的做檢定；兩期則是時差兩期的。由於是差分後的值所做的檢定，所以時差一期的必定有序相關存在。大多數兩期的檢定都是不拒絕虛無假設；也就是無序列相關。但營建業的日資料卻有序相關存在，不過這並不影響我們不偏的估計；但估計的效率會比較差。

第三節：模型捕捉(fit)股價能力

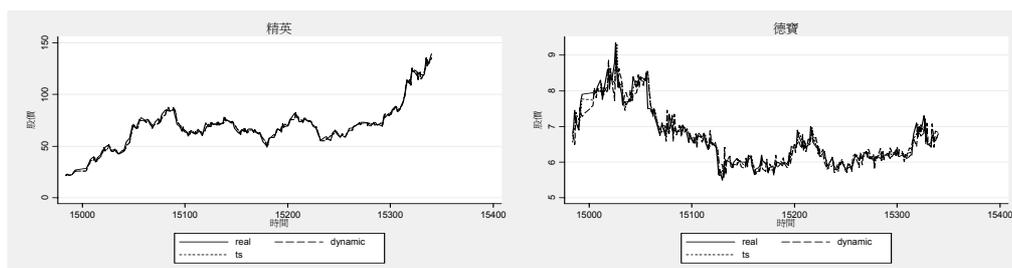
在上一節的資料分中，我們明顯的可以看到，在所謂的傳統產業營建業中在證券市場上是比較沒有效率的。由期在利用動態追蹤資料模型將證券本身的價格資訊分割開後，其公司財務散佈資訊的緩慢愈趨明顯；而且在週資料時，連主機板都有這樣的傾向。我們不禁要問，這些資訊對我判斷股價有何幫助呢？這一節將利用「圖形」來探討這些訊息。

我們要利用的是動態追蹤資料模型。模型裡的時差變數(過去報酬)與大盤是屬於價格的資訊；而公司規模與本益比是屬於財務資訊。以民國九十年的日資料而言，分割的效果使得主機板對財務的訊息更有效率(本益比 P-Value 值升到 0.063)；而營建業卻相反的更沒效率。因此我們是有理由相信是有些訊息被隱藏起來了。

我們要利用在動態模型裡所估計的係數，在樣本中(in-sample)對股價進行預測。不過將分程兩種不同的計算方式；也就是將價格資訊與財務資訊分開，計算出兩個不同的預測值。這是因為，SIZE 與 P/E ratio 雖然對股價有解釋能力，但其資料性質與我們所用的報酬率的方式大不相同，會使估計誤差加大(這個方式在單一時間序列時也採用)。這也就是為什麼我們要使用「圖形」來說明了，而且也有讓人驚奇的結果。我們計算使用的係數只有在統計上顯著的才使用。

首先我們要看，動態模型的價格資訊所估計出來的值與單一時間序列有何差別。因為結果各家都差不多，所以主機板營建業只各列一家。圖二，在左邊

圖二：價格資訊估計圖(日)



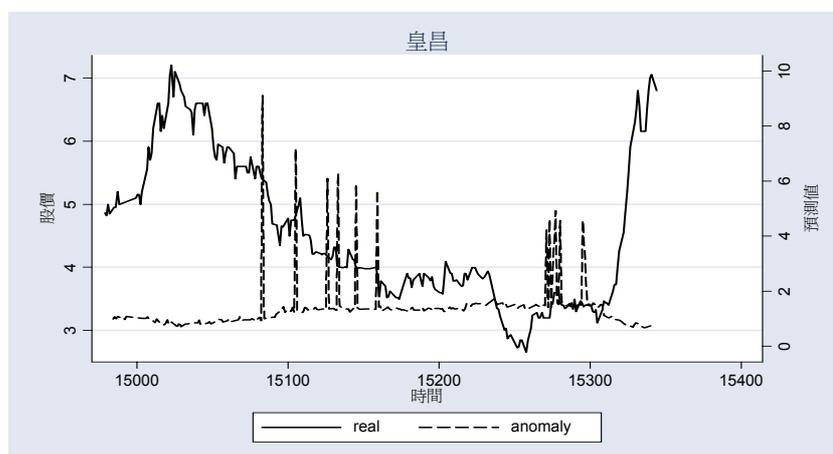
的是主機板的精英；右邊是營建的德寶。圖形中 real 代表真正的股價，dynamic

代表利用動態模型所估計的，而 ts 則是單一時間數列。

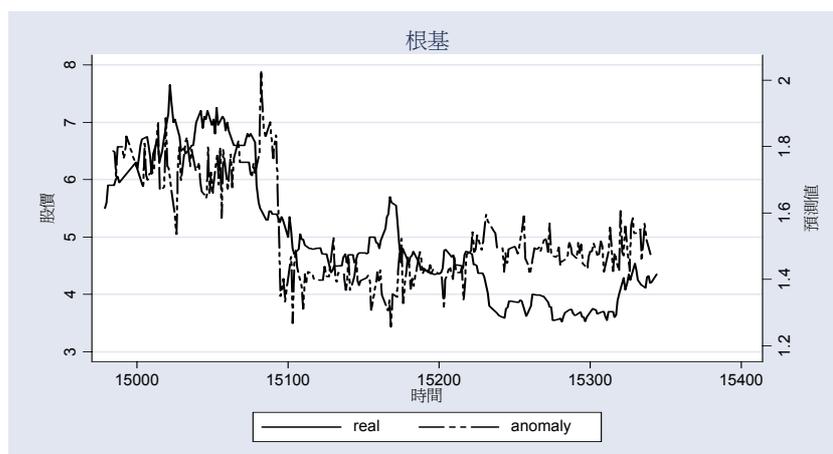
對主機板而言，大盤與價格幾乎就已經解釋掉大部分的資訊了，而動態追蹤資料模型與單一時間數列的差別，在這麼長時間的觀察裡(或許短期會有不同的效果)，似乎不容易辨別。或許是主機板受到市場高度注目的關係。而對營建業，看的出不管是那一個模型，都有會高低估的情況。不過整體而言，不管在那一產業，這些資訊對我們判斷股價都沒有太大幫助。

由於主機板日資料異常報酬都不明顯，這段就沒有主機板的圖形，不過週資料會有分析。利用 $SIZE$ 與 P/E ratio 得到的估計值與實際值做比較。結果圖三。

圖三之一：財務資訊估計圖(日)



圖三之二：財務資訊估計圖(日)

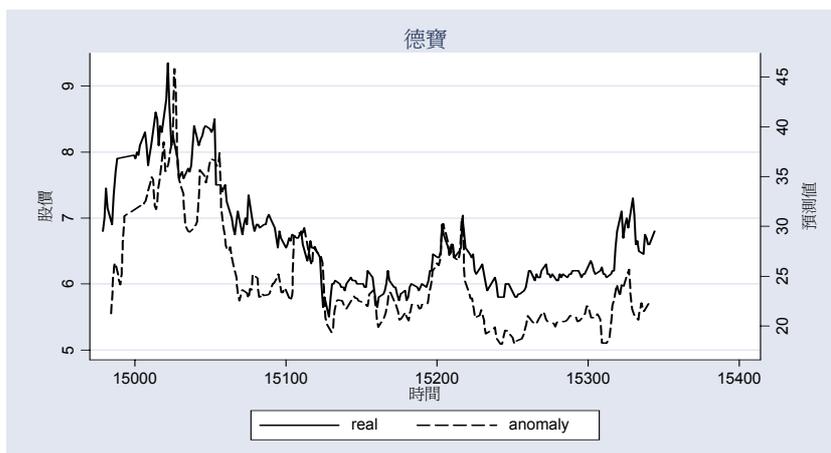


特別留意的是，我們的實證結果規模的係數是「正」，本益比的係數是「負」。而

公司規模的數值都很大，所以規模的大小影響圖形結果。營建業五家中，皇昌、根基相對是小規模的公司，因此受本益比影響較大。

我們可以看到，在圖三裡的每一個圖形，只要有「尖點」的出現，那麼股價

圖三之三：財務資訊估計圖(日)



圖三之四：財務資訊估計圖(日)



圖三之五：財務資訊估計圖(日)

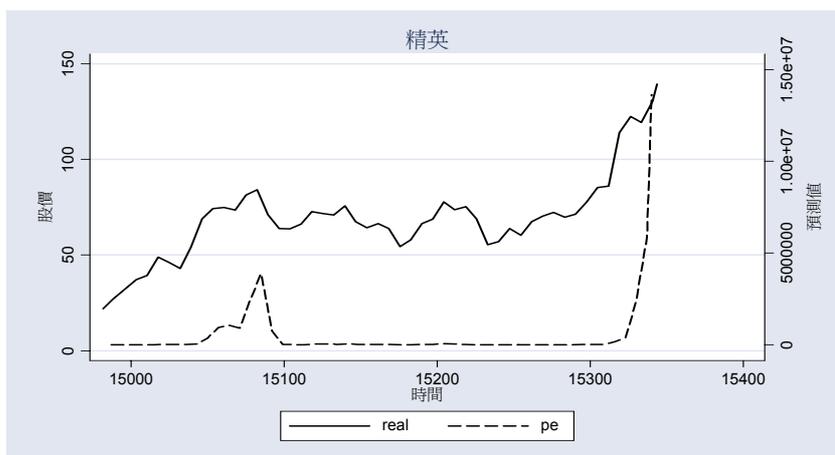


的走勢必出現「反轉」。在規模小的股票，因為 P/E 係數是負的，所以正好與真正的股價呈相反的走向；規模大的則是相同走勢。但相同的是一旦一個大的或是明顯的「尖點」出現，那其後的走勢會在另一個「尖點」出現後改變；可見這個尖點的出現，是一種「長遠」的影響。

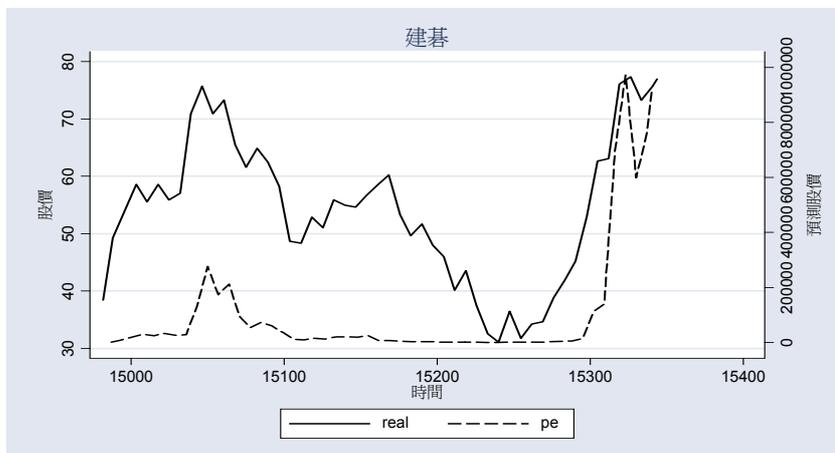
在週資料的動態模型裡，營建業以及主機板都對於 P/E ratio 值，都呈現沒有效率的情形，相同的我們一樣用圖形來解釋其影響力。

圖四由週資料所估計出的畫可以更明顯的看出，一旦「尖點」出現後，其影響有多麼深遠，在下一個「反轉訊號」未在圖形上展露時，股價長久的趨勢幾乎不會受改變，除了建基有一段沒有反應，不過那是美國 911 事件的影響。

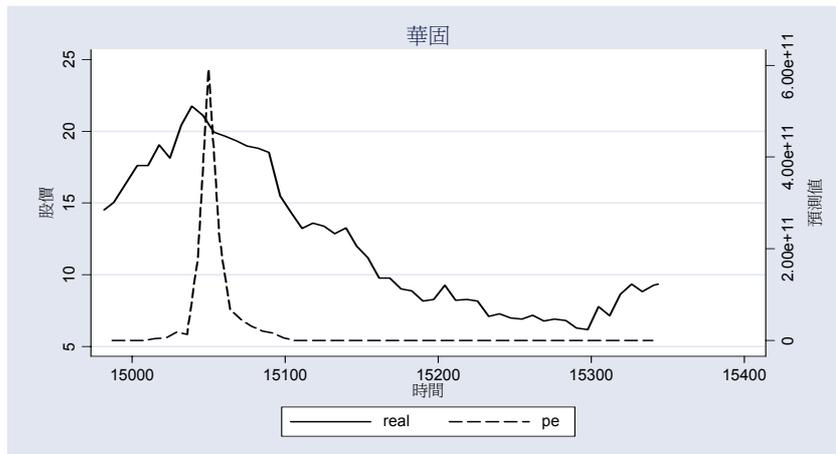
圖四之一：財務資訊估計圖(週)



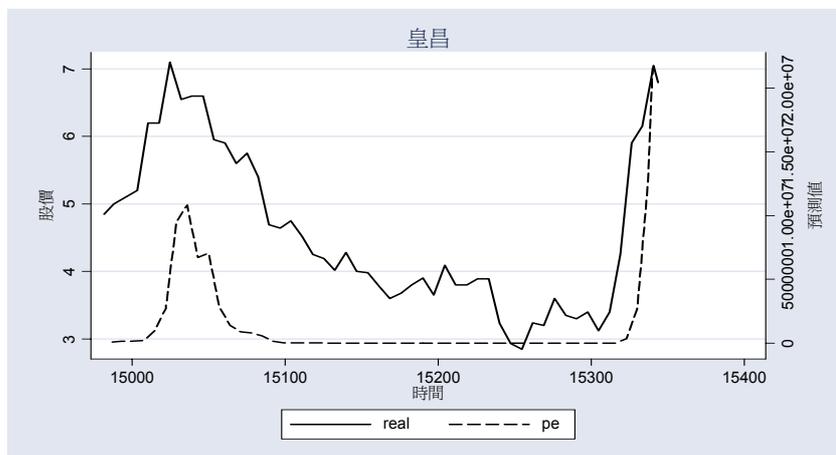
圖四之二：財務資訊估計圖(週)



圖四之三：財務資訊估計圖(週)



圖四之四：財務資訊估計圖(週)



這裡每一個產業我們只列出兩個，特別挑出產業內較有差異性；華固、皇昌規模一大一小，而精英、建碁除了規模大小之別外，在主機板裡，建碁算是比較不同的公司。但結果都是令人滿意的；因此其它類似的圖形便不再贅述。

第六章：結論與建議

第一節：結論

本研究最主要的目的地就是要利用追蹤資料分析 CAPM 模型的市場效率性。在單一時間序列分析方法下，並無法一致性的判斷市場是否具備效率，因為其未具備追蹤資料的優點。追蹤資料使用在 CAPM 模型，最重要有三個優點：

- (I)包含最多的資訊集合(information set)。
- (II)以時間的觀點而言，追蹤料能使用「完整」的「近期」資訊。
- (III)能充分的包含不同證券間的「外溢效果」。

而我們的實證結果也顯示，Fama 所謂的弱式與半強式效率場，似乎在我們的分析期間內有相互矛盾的現象。總結而言，CAPM 在我們的分析期間有幾個現象。

- (I)主機板產業比營建業更有效率，尤其是異常報酬的資訊。
- (II)在多頭市場時，市場比較容易效率不張。尤其是主機板產業。
- (III)過去報酬是有解釋能力的；不管是日或週資料。
- (IV)將資料頻率(frequency)拉長(週資料)，異常報酬常有更容易顯現的趨勢。
- (V)過去價格的風險，在只有 β_M 的 CAPM 模型下，有被隱藏的現象。
- (VI)在市場不效率，有異常報酬產生時，這個異常報酬對股價走勢有相當良好的解釋能力，當圖形產生「尖點」時，市場必有反轉的現象；在週資料時更是如此。

整體而言，若市場發生不效率的情況，那麼借由橫斷面異常報指標，下於股票報酬率的改變，會有良好的解釋能力。可見市場沒效率時，投資人更需小心謹慎；非但大盤會影響報酬率，個股過去的報酬、橫斷面的異常報酬指標也都有顯著影響。

第二節：後續研究建議

追蹤資料模型在許多領域中仍是一個發展中的模型，在本文所使用的動態模型更是如此，由期是時間長度的問題。在許多方面，本研究仍有不足之處，僅供幾點讓後續研究者參考。

- (I)可使用多變量模型，與追蹤資料模型比較。
- (II)關於動態追蹤資料時間問題，Judson 與 Owen(1997)建議可用 Anderson 與 Hsiao(1981)模型，或許會有不錯的結果。
- (III)可延伸研究至套利定價模型(APT)。可參考 Mei(1994)、Maria 與 Manuel(2002)、Serlenga 與 Shin(2001)。
- (IV)本研究最遺憾就是沒有找到個別效果 μ_i ，或許可以嘗試不同的產業及方法找出 μ_i 。不過在像我們這種長時間的資料(long-panel)似乎還未有文獻。不過，關於動態的 μ_i ，可參考 Holtz-Eakin(1988)。
- (V)追蹤資料還有一關於「時間」的效果，可延伸研究。

參考文獻

中文部份

- 邱素姬，1989 年，「資本資產訂價模型在台灣股票市場適用性之實證研究」，私立淡江大學金融學研究所碩士論文。
- 胡玉雪，1994 年，「本益比、淨值／市價比及公司規模對股票報酬之影響－相似無關迴歸法之應用」，國立台灣大學商學研究所碩士論文。
- 張尊悌，1995 年，「貝它、公司規模及淨值市價比三因子評價模型之研究：以台灣股票市場為例」，國立清華大學經濟學研究所碩士論文。
- 許維真，1996 年，「何種本益比資料有助於選股－台灣股市橫斷面報酬率影響因素之研究」，國立台灣大學商學研究所碩士論文。
- 盧麗安，1996 年，「財務基本分析與台灣股價表現」，國立中山大學財務管理學研究所碩士論文。
- 顏明賢，2000 年，「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。
- 許時淦，2000 年，「公司貝它值與權益成本估計之研究」，私立東海大學管理研究所碩士論文。
- 蘇美惠，2002 年，「2002 年營建業谷底徘徊」，台灣經研究月刊，第 25 卷第 1 期。

英文部份

- Ahn, S. C. and P. Schmidt, 1995, Efficient estimation of models for dynamic panel data, *Journal of Econometrics* 68, 5-27.
- Arellano, M., 2003, *The Time Series and Cross-Section Asymptotics of Dynamic Panel Data Estimators*, Forthcoming in *Econometrica*.
- Arellano, M. and S. Bond, 1991, Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies* 58, 277-297.
- Arellano, M. and O. Bover, 1995, Another look at the instrumental variables estimation of error-component models, *Journal of Econometrics* 68, 29-51.
- Ball, R., 1978, Anomalies in relationships between securities' yields and yield surrogates, *Journal of Financial Economics* 6, 103-126.
- Baltagi, B. H., 1981, Pooling: An experimental study of alternative testing and estimation procedures in a two-way error components model, *Journal of Econometrics* 17, 21-49.
- Baltagi, B. H., 1995, *Econometric analysis of panel data*, John Wiley.
- Baltagi, B. H., 2001, *Econometric analysis of panel data*, John Wiley.
- Banz, R. W., 1981, The relationship between return and market value of common

- stocks, *Journal of Financial Economics* 9, 3-18.
- Basu, S., 1977, Investment performance of common stocks in relation to their price-earnings ratios: a test of the efficient market hypothesis. *Journal of Financial* 32, 663-682.
- 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.
- Bhandari, L. C., 1988, Debt/Equity ratio and expected common stock returns: Empirical evidence, *Journal of Finance* 43, 507-528.
- Black, F., 1972, Capital market equilibrium with restricted borrowing, *Journal of Business* 45, 444-455.
- Bleiberg, S., 1994, Price-earnings ratios as a valuation tool, in Lofthouse, Stephen, *Readings in Investments*, Wiley, pp.341-351.
- Blundell, R. and S. Bond, 1998, Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics* 87, 115-143.
- Breusch, T.S. and A.R. Pagan, 1980, The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies* 47,239-253
- Chan, L. K., Y. Hamao and J. Lakonishok, 1991, Fundamentals and stock returns in Japan, *Journal of Finance* 46, 1739-1789.
- Danthine, J.P. and J. B. Donaldson, 2001, *Intermediate financial theory*, Prentice Hall, 21-122.
- Fama, E. F., 1970, Efficient capital markets: a review of theory and empirical work, *Journal of Finance* 25, 383-420.
- Fama, E. F. and J. MacBeth, 1973, Risk, return and equilibrium: empirical test, *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- Fama, E. F. and Kenneth R. French, 1992, The cross-section of expected stock returns, *Journal Finance* 47, 427-465.
- Fomby, T. B., Hill, R. C. and S. R. Johnson, 1984, *Advanced econometric methods*, Springer-Verlag.
- Hansen, L., 1982, Large sample properties of generalized method of moments estimators, *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Hausman, J.A.,1978, Specification tests in econometrics, *Econometrica* 46,1251-1271
- Hsiao, C., 1986, *Analysis of panel data*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Holtz-Eakin, D.,1988, Testing for individual effects in autoregressive models, *Journal of Econometrics* 39, 297-307.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. and H.S. Rosen,1988, Estimating vector autoregressions with panel data, *Econometrica* 56, 1371-1359.
- Hoogstrate, A. J., Palm, F. C. and G. A. Pfann, 2000, Pooling in dynamic panel-data

- models: an application to forecasting GDP growth rates, *Journal of Business & Economic Statistics* 18, 274-283.
- Jaffe, J., Keim, D.B. and R. Westerfield, 1989, Earnings yields, market values, and stock returns, *Journal of Finance* 44, 135-148
- Judson, R.A. and A.L. Owen, 1997, *Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists*, Finance and Economics Discussion Series 1997-3, Federal Reserve Board, Washington.
- 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.
- Maria H. F. P. and Manuel J. R. A., 2002, *International Journal of Business* 7, 38-52.
- Mei, J., 1994, *New methods for the arbitrage pricing theory and the present value model*, World Scientific.
- Rosenberg, B., Reid, K. and R. Lanstein, 1985, Persuasive evidence of market inefficiency, *Journal of Portfolio Management* 11, 9-17.
- Ross, S. A., 1976, The arbitrage theory of capital asset pricing, *Journal of Economic Theory* 13, 341-360.
- Serlenga, L. and Y. Shin, 2001, A panel data approach to testing anomaly effects in factor pricing models, No 165 in *Royal Economic Society Annual Conference 2002*.
- Sharpe, W. F., 1964, Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk, *Journal of Finance* 19, 425-442.
- Sharpe, W. F., Alexander, G. J. and J. V. Bailey, 1993, *Fundamentals of investments* 2nd edition, Prentice Hall.
- Stattman, D., 1980, Book values and stock returns, *The Chicago MBA: A Journal of Selected Papers* 4, 25-45.
- STATA XT Manual, 2003, *STATA cross-sectional time-series reference manual* release 8.
- White, H., 1982, Instrumental variables regression with independent observations, *Econometrica*, 50, 483-500.
- Wooldridge, J. M., 2001, *Econometric analysis cross section and panel data*, MIT.

附錄：

附錄一：單一時間序列分析結果

		1-1：民國 90 年主機板日資料			1-2：民國 91 年主機板日資料		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
精英	β_M	1.270	11.63	0.000	1.225	14.40	0.000
	β_{size}	0.000	-1.49	0.137	0.000	2.93	0.004
	β_{PE}	0.094	1.52	0.129	-0.408	-2.82	0.005
	常數項	0.561	0.79	0.432	-2.278	-2.80	0.005
華碩	β_M	1.194	16.61	0.000	1.214	16.11	0.000
	β_{size}	0.000	-0.27	0.788	0.000	-1.54	0.126
	β_{PE}	0.055	0.35	0.726	0.345	1.60	0.112
	常數項	-0.073	-0.06	0.954	-2.293	-1.75	0.081
技嘉	β_M	1.310	15.49	0.000	1.121	14.51	0.000
	β_{size}	0.000	-0.07	0.943	0.000	0.33	0.744
	β_{PE}	0.094	0.65	0.515	-0.051	-0.20	0.838
	常數項	-0.656	-0.60	0.550	-0.314	-0.28	0.776
微星	β_M	1.324	13.98	0.000	1.116	13.38	0.000
	β_{size}	0.000	-0.74	0.460	0.000	2.43	0.016
	β_{PE}	0.103	1.23	0.220	-0.237	-1.83	0.069
	常數項	-0.227	-0.23	0.818	-2.204	-2.48	0.014
友通	β_M	1.190	11.08	0.000	1.167	17.20	0.000
	β_{size}	0.000	-0.72	0.470	0.000	-0.24	0.814
	β_{PE}	0.143	1.39	0.167	0.019	0.31	0.757
	常數項	-0.151	-0.11	0.909	-0.438	-0.65	0.515
建碁	β_M	1.246	11.31	0.000	1.136	10.12	0.000
	β_{size}	0.000	-1.35	0.177	0.001	2.35	0.019
	β_{PE}	0.146	1.24	0.218	-0.344	-2.19	0.029
	常數項	1.368	1.37	0.173	-3.826	-2.42	0.016

附錄一：單一時間序列分析結果

		1-3：民國 90 年營建業日資料			1-4：民國 91 年建業日資料		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
德寶	β_M	0.694	9.350	0.000	0.808	9.180	0.000
	β_{size}	0.003	2.360	0.019	0.002	2.420	0.016
	β_{PE}	-0.932	-1.810	0.071	-0.756	-1.610	0.110
	常數項	-4.796	-2.730	0.007	-1.868	-1.210	0.226
皇昌	β_M	0.522	4.330	0.000	0.756	5.410	0.000
	β_{size}	0.002	0.120	0.902	0.003	1.480	0.139
	β_{PE}	0.139	0.190	0.850	0.132	1.410	0.160
	常數項	-1.290	-0.840	0.404	-3.363	-2.570	0.011
根基	β_M	0.450	4.880	0.000	0.871	6.140	0.000
	β_{size}	-0.002	-0.240	0.812	0.003	1.570	0.119
	β_{PE}	0.592	0.880	0.378	-0.005	-0.070	0.945
	常數項	-2.394	-1.730	0.086	-0.997	-1.010	0.315
日勝生	β_M	0.443	3.370	0.001	0.696	5.490	0.000
	β_{size}	0.001	1.560	0.119	0.000	-0.310	0.755
	β_{PE}	0.241	2.220	0.028	0.107	4.550	0.000
	常數項	-2.875	-2.380	0.018	-0.465	-0.530	0.594
華固	β_M	0.535	5.670	0.000	0.713	6.610	0.000
	β_{size}	0.000	0.110	0.916	0.001	0.860	0.390
	β_{PE}	0.298	2.710	0.007	0.027	0.180	0.854
	常數項	-1.200	-2.280	0.024	-1.608	-1.860	0.065

附錄一：單一時間序列分析結果

		1-5：民國 90 年主機板週資料			1-6：民國 91 年主機板週資料		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
精英	β_M	1.669	8.620	0.000	1.259	7.280	0.000
	β_{size}	0.000	-1.960	0.056	0.001	2.370	0.022
	β_{PE}	0.547	1.920	0.060	-1.626	-2.250	0.029
	常數項	2.373	0.760	0.449	-9.297	-2.480	0.017
華碩	β_M	1.081	6.860	0.000	1.078	5.790	0.000
	β_{size}	0.000	0.120	0.904	0.000	-1.730	0.090
	β_{PE}	0.227	0.280	0.779	2.223	1.850	0.071
	常數項	-3.988	-0.540	0.589	-15.136	-2.050	0.046
技嘉	β_M	1.157	7.490	0.000	1.176	6.600	0.000
	β_{size}	0.000	-0.140	0.891	0.000	0.460	0.648
	β_{PE}	0.615	0.890	0.377	-0.428	-0.330	0.746
	常數項	-4.514	-0.880	0.382	-1.076	-0.180	0.854
微星	β_M	1.570	8.600	0.000	1.122	6.910	0.000
	β_{size}	0.000	-0.900	0.371	0.000	2.370	0.022
	β_{PE}	0.709	1.700	0.095	-0.774	-1.600	0.116
	常數項	-3.523	-0.720	0.476	-9.220	-2.540	0.014
友通	β_M	1.050	5.090	0.000	1.231	8.720	0.000
	β_{size}	-0.002	-0.860	0.393	0.000	-0.380	0.704
	β_{PE}	0.792	1.500	0.141	0.041	0.140	0.887
	常數項	-0.009	0.000	0.999	-1.264	-0.390	0.699
建碁	β_M	1.416	6.630	0.000	0.940	3.830	0.000
	β_{size}	-0.001	-1.720	0.092	0.003	2.180	0.034
	β_{PE}	0.962	1.600	0.116	-1.501	-2.010	0.050
	常數項	7.645	1.550	0.127	-17.646	-2.290	0.026

附錄一：單一時間序列分析結果

		1-7：民國 90 年營建業週資料			1-8：民國 91 年建業週資料		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
德寶	β_M	0.569	5.480	0.000	0.554	2.820	0.007
	β_{size}	0.007	1.310	0.196	0.012	2.610	0.012
	β_{PE}	-1.605	-0.860	0.396	-4.494	-1.930	0.059
	常數項	-11.157	-1.700	0.095	-6.942	-0.940	0.354
皇昌	β_M	0.623	2.720	0.009	0.830	3.030	0.004
	β_{size}	-0.054	-0.600	0.552	0.013	1.370	0.176
	β_{PE}	3.930	0.810	0.421	0.621	1.530	0.132
	常數項	-0.072	-0.010	0.994	-14.627	-2.500	0.016
根基	β_M	0.601	3.590	0.001	1.488	4.450	0.000
	β_{size}	-0.016	-0.490	0.629	0.015	1.760	0.085
	β_{PE}	3.655	1.120	0.267	0.126	0.330	0.742
	常數項	-12.730	-1.910	0.062	-7.333	-1.400	0.169
日勝生	β_M	0.370	1.280	0.205	0.513	1.710	0.094
	β_{size}	0.009	1.710	0.094	0.000	-0.130	0.898
	β_{PE}	1.091	1.950	0.057	0.524	4.240	0.000
	常數項	-15.835	-2.310	0.025	-3.217	-0.720	0.476
華固	β_M	0.710	4.040	0.000	0.609	2.480	0.017
	β_{size}	0.001	0.360	0.717	0.004	0.530	0.602
	β_{PE}	1.139	2.240	0.030	0.305	0.390	0.699
	常數項	-5.486	-2.200	0.032	-6.887	-1.600	0.116

附錄二：動態追蹤資料兩階段(two-step)分析結果

2-1. 兩階段(two-step)實證結果

		民國九十年			民國九十一年		
		係數	統計量	P-Value	係數	統計量	P-Value
主 機 板 資 料 (日 資 料)	α_1	-0.603	-0.380	0.705	-0.662	-1.380	0.166
	α_2	(drop)			-0.371	-0.900	0.371
	α_3	(drop)			(drop)		
	α_4	0.029	0.030	0.975	0.680	0.840	0.399
	α_5	-0.242	-0.430	0.667	(drop)		
	β_M	0.542	0.430	0.665	0.595	1.850	0.064
	β_{size}	0.000	0.670	0.505	0.000	1.090	0.276
	β_{PE}	2.706	1.820	0.069	2.701	1.900	0.058
主 機 板 資 料 (週 資 料)	α_1	1.374	0.810	0.418	0.287	0.640	0.522
	α_2	2.550	1.380	0.167	0.407	0.590	0.557
	α_3	3.269	1.330	0.184	-0.648	-0.930	0.351
	α_4	2.774	1.620	0.106	2.056	1.630	0.104
	β_M	2.077	1.760	0.079	2.103	3.340	0.001
	β_{size}	0.000	1.120	0.264	0.000	-0.040	0.971
	β_{PE}	(drop)			(drop)		
營 建 業 資 料 (日 資 料)	α_1	0.156	0.060	0.949	-0.852	-0.900	0.370
	α_2	0.835	0.270	0.787	(drop)		
	α_3	(drop)			0.362	0.380	0.704
	α_4	1.573	0.560	0.578	(drop)		
	α_5	(drop)			0.136	0.300	0.764
	β_M	0.295	0.290	0.775	(drop)		
	β_{size}	0.053	1.630	0.104	0.039	2.410	0.016
	β_{PE}	(drop)			0.293	1.200	0.228
營 建 業 資 料 (週 資 料)	α_1	-0.437	-0.300	0.765	(drop)		
	α_2	-0.682	-0.840	0.404	-1.364	-0.560	0.573
	α_3	(drop)			-3.187	-1.090	0.275
	α_4	-0.302	-0.300	0.761	-2.362	-0.940	0.348
	β_M	0.284	0.520	0.600	1.166	4.600	0.000
	β_{size}	0.054	2.390	0.017	0.040	2.390	0.017
	β_{PE}	(drop)			(drop)		