

南華大學

財務管理研究所碩士論文

ATHESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

以修正後 $\beta$ 條件化模型評估金控公司系統風險

USING MODIFIED BETA CONDITIONED MODEL TO

ASSESS THE SYSTEMATIC RISK OF FINANCIAL

HOLDING COMPANY

指導教授：徐清俊 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：林嘉峰

GRADUATE STUDENT: CHIA-FENG LIN

中華民國九十四年七月

# 南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

以修正後  $\beta$  條件化模型評估金控公司系統風險

研究生：林嘉峰

經考試合格特此證明

口試委員：

施孟隆

徐清俊

梁雪富

指導教授：徐清俊

所 長：徐清俊

口試日期：中華民國 九十四年五月二十九日

# 南華大學財務管理研究所九十三學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：以修正後 $\beta$ 條件化模型評估金控公司系統風險

研究生：林嘉峰

指導教授：徐清俊 博士

## 論文摘要內容：

自從 1960 年代資本資產定價理論(Capital Assets Pricing Model,CAPM)問世後，CAPM 的諸多相關假設便一直備受爭議，本研究欲藉由模型的修正，以臺灣股票市場中 21 檔分類股之條件與非條件系統風險與類股報酬率之間的關係，來證明 CAPM 於理論上的重要性，進而使上述基於 CAPM 所發展而來的指標與研究方法能繼續使用。同時利用該修正後模型，以金融類股指數報酬率做為市場報酬率之替代變數，研究各金控公司之系統風險於金控成立前後之改變狀況。研究期間自 1997 年 1 月至 2004 年 8 月。研究方法為二階段迴歸法、條件化模型及事件研究法。研究結果顯示非條件化模型中系統風險與報酬率無顯著關係，條件化模型則兩者間具有同向關係；此外金控公司成立後多數較原先未成立前之系統風險為高。

關鍵字：資本資產定價模型、條件化 $\beta$ 、金控、系統風險、 $\beta$ 。

**Title of Thesis** : Using Modified Beta Conditioned Model to Assess The Systematic Risk of Financial Holding Company

**Name of Institute** : Institute of Financial Management, Nan Hua University

**Graduate date** : June 2005

**Degree Conferred** : M.B.A.

**Name of student** : CHIA-FENG LIN

**Advisor** : Ph.D. Ching-Jun Hsu

## **Abstract**

This paper examines the relationship between conditional and unconditional systematic risk against stock return for twenty-one categories in Taiwan's stock market. The study period starts from Jan. 1997 to Aug. 2004 and key data are retrieved from AREMOS and TEJ. This paper uses the two-stage regression method, conditional model and event study. The results show that there has no significant relationship between unconditional systematic risk and equity return. However, a significant two-way relationship exists between conditional systematic risk and equity return. In addition, most financial holding companies have higher system risk than ever.

**Keywords** : CAPM, conditional  $\beta$ , Financial Holding Company, system risk,  $\beta$ .

# 目 錄

論文口試委員審定書	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	iv
表目錄	v
圖目錄	vi
第一章 緒論	1
第一節 研究背景與動機	1
第二節 研究目的	3
第三節 論文架構	4
第二章 文獻回顧	6
第一節 系統風險值為固定	6
第二節 系統風險值為非固定	11
第三節 文獻回顧小結	16
第三章 研究方法	17
第一節 資料範圍及來源	19
第二節 資本資產定價理論	22
第三節 市場模式	23
第四節 模型修正	25
第五節 事件研究	29
第四章 實證結果	31
第一節 模型修正	31
第二節 金控公司系統風險	37
第三節 小結	42
第五章 結論與建議	47
第一節 研究結論	47
第二節 後續研究建議	50
參考文獻	51

## 表目錄

表 2-1	$\beta$ 係數為固定之文獻	10
表 2-2	$\beta$ 係數為非固定之文獻	15
表 2-3	文獻探討研究成果比較	16
表 3-1	各金控公司選取樣本標準	20
表 3-2	各金控公司旗下子公司	21
表 4-1	市場報酬率對類股報酬率解釋能力及各類股系統風險值	32
表 4-2	各類股無風險利率估計值及非條件下與系統風險值變動之係數	34
表 4-3	條件化模型下與系統風險值與報酬率變動之估計係數	36
表 4-4	平均市場超額報酬率為正及對稱性檢定結果	37
表 4-5	金控成立前後系統風險及變異係數改變狀況	39
表 4-6	各金控股相關估計值	40
表 4-7	系統風險值是否改變之檢定結果	42
表 4-8	條件與非條件模型類股間系統風險值與報酬率變動之估計係數	44
表 4-9	各金控公司成立前後系統風險值及其是否改變之檢定結果	45
表 A-1	各金控公司營運概況	54
表 A-2	各金控公司基本資料	55

# 圖目錄

圖 1-1 論文架構圖	5
圖 3-1 研究流程圖	18
圖 4-1 各類股系統風險直方圖	33
圖 4-2 金控成立前後系統風險改變狀況	38

# 第一章 緒論

資金成本(Cost of Capital)的估計，一直是各大企業最關心的話題，無論公司以何種方式融通資金，例如保留盈餘、銀行借款、發行公司債或商業本票及股票上市，皆產生資金成本，因此資金成本的估計在公司決策中扮演了極重要的角色；在個人投資或公司的理財活動方面，必要報酬率也是一個重要課題，倘若估計有誤，則不論對公司或個人都將造成巨額的損失。資本資產定價理論(Capital Assets Pricing Model;CAPM)問世之後，一直被奉為資金成本或必要報酬率估計模型之圭臬，但隨著時代的變遷與產業的巨變，1960年代所發表的理論是否還能適用於現今這個多變的投資環境，或是可利用其他修正的方式來延續該模型的適用性將是本文的探討重點。本章將簡述本論文之研究背景、動機與目的，並介紹本論文之論文架構。

## 第一節 研究背景與動機

自從 Markowitz(1952)在 1952 年發表「投資組合選擇」後，探討風險與報酬率間關係之研究便不斷被更新。Sharpe(1964)、Lintner(1965) and Mossin(1966)等學者於 1960 年代建構出資本資產定價理論，使風險與報酬率之概念更加具體化，其模型用於評估證券的預期報酬率與系統風險間的關係，認為系統風險為不可分散風險，以  $\beta$  表示之，代表投資報酬率隨市場風險溢酬之波動程度。至於非系統風險則可藉由多角化投資而分散殆盡。

資本資產定價模型在財務領域中被廣泛使用，也是財務教材中用於研究風險與



報酬間關係最重要的理論基礎，但資本資產定價模型本身為使研究方便，於是對投資環境做了許多完美的假設，而這些假設一直以來備受學界與業界爭議，因這些假設與真實世界有明顯的不同，若基於這些完美的假設下來解釋真實世界複雜的投資環境，則所得之結果勢必與真正的結論有極大的差異，因此陸續有學者檢驗該模型的有效性及適用性。

為修正資本資產定價模型中諸多不合理的假設，後續已有許多修正的估計模型問世。在過去文獻中已有許多討論修正模型估計的文章，但多針對國外股票市場研究，而各國投資環境迥異，適用之模型也就不同，尤其在臺灣股票市場投資環境詭譎難辨，且極易受政經情勢所影響，類股中齊漲齊跌現象履見不鮮，即使業績良好之公司仍亦受同類股中其他公司之負面消息影響而致股價受挫。且本國在此領域中之研究多利用增加解釋因子方式(如公司規模、市占率...等)來企圖提高模型解釋效果，於模型修正領域則尚待探索。因此本文試圖針對臺灣股票市場，將資本資產定價模型修正，並根據 Pettengill, Sundaram and Mathur(1995)等提出之修正後模型加入事件研究法進一步實證。

在實務方面，近年來國內產業結構改變劇烈之產業，當屬金融業為第一。金融業自 2001 年立法院三讀通過金融控股公司法後，於當年度年底開始至今，已陸續成立 14 家金融控股公司，其中 7 家係以銀行為主體，包括第一、華南、中信、兆豐、建華、玉山、台新金控；3 家以保險業為主體，包括國泰、富邦、新光金控；以投資銀行(中華開發)、證券(日盛)、證金公司(復華金控)、票券(國票金控)公司為主體者各 1 家。金控公司販售之商品不再如以往只侷限於單一種類，各金控公司或縱向合併，或橫向合併，分別利用其旗下多家子公司進行多角化的經營模式，以交叉行銷(cross selling)方式擴展公司客戶來源，透過子公司間的客戶資料整合，向消費者銷售其他子公司的金融商品，使客戶與金控公司間來往的層面及頻率更廣泛，提供

眾多金融商品滿足客戶一次購足的需求，同時降低經營成本(cost saving)，並增加整體金融營運績效及國際競爭力(capital efficiency)，使金融業的經營模式更加複雜與多樣化。林相君(2003)指出金融控股公司成立的目的均著眼於藉由大型化、國際化及專業化提昇其金融競爭力。而為了獲取合理利潤並達永續經營的目標，3C<sup>1</sup>的執行成效則是衡量金控整合成果的關鍵因素。而這樣的經營模式對公司之系統風險是否有所影響，亦將是本研究之探討重點。

## 第二節 研究目的

依過去研究顯示，個別證券或投資組合之 $\beta$ 值會因其他因素而有所變動，影響因素如時間、報酬型態或政經情勢，甚至同一證券投資組合使用不同資料頻率所獲之 $\beta$ 值亦有所不同； $\beta$ 值是一個多變且難以預測的系統風險估計值，因此以Sharp(1964)等學者提出之資本資產定價理論來對資產做評價時，模型的解釋能力勢必不如預期。尤其該模型為使研究背景單純化，對投資環境中的種種完美假設與現實更是不符，利用模型所得之結論與現實的結果勢必誤差更大。因此Dremam(1992)與Grinold(1993)就曾提出 $\beta$ 對於資產報酬的評估是沒有用的。

各國學者在發展如何正確預估報酬率與風險間關係一向不遺餘力，但因各國投資環境不同，尤其我國股票市場投資散戶眾多，市場籌碼凌亂，又易受政經情勢影響，因此儘管國外的相關研究已陸續推出，但適用國外的估計模型未必見得適用於台灣這多變的股票市場。綜觀資本資產定價模型之有效性受爭議處確實頗多，但 $\beta$ 之有效性是否如部分學者所言已經無用，或是可再利用其他修正的條件來證明CAPM

---

<sup>1</sup> 即 cross selling、cost saving 及 capital efficiency。

仍是有效的，將是本文的研究重點。本文試圖採用資本資產定價模型為基礎，針對模型中假設市場風險溢酬為正的前提進行修正，區分市場超額報酬率為正或負的條件下，系統風險與證券報酬率間的關係；並利用修正後的條件化模型，對金控公司成立前後的系統風險加以探討。

金融控股公司法成立後，國內銀行吹起一股整併風潮，在金融業合併所產生的橫向效果與規模效應下，許多金融業者紛紛急欲找尋合適標的進行合併案成立金融控股公司；而各家金融控股公司旗下公司的組成屬性也多有不同，或為壽、產險業，或為證券業、票券業、創投……等。因此本文意欲就金控公司成立後，探討金控成立前後對公司系統風險是否有所改變。

本文之研究目的如下：

1. 探討在傳統的單因子模型下，系統風險與證券報酬率間之關係。
2. 探討在區分市場超額報酬率為正或負的條件化模型下，系統風險與證券報酬率間之關係。
3. 利用區分市場超額報酬率為正或負的條件化模型，引入事件研究法探討金融控股公司於成立前後，不同的經營模式對公司的系統風險是否造成顯著的改變。

### 第三節 論文架構

本論文共分為五個章節討論：

第一章敘述研究動機及目的、並說明本文之論文架構且加以圖示。

第二章提出國內外相關的實證與文獻加以探討並以表格精簡整理。

第三章為研究方法，介紹本論文所使用的估計模式，包括資本資產定價模型(CAPM)、市場模式(Market Model)對模型的修正方式及事件研究法。

第四章為實證結果之分析與討論，首先對本文所採取之樣本資料加以說明，再以第三章所提出之研究方法對樣本加以驗證。

第五章為結論與建議，說明研究結果可能的原因，並對後續研究者提出建議。

本文架構如圖 1-1：

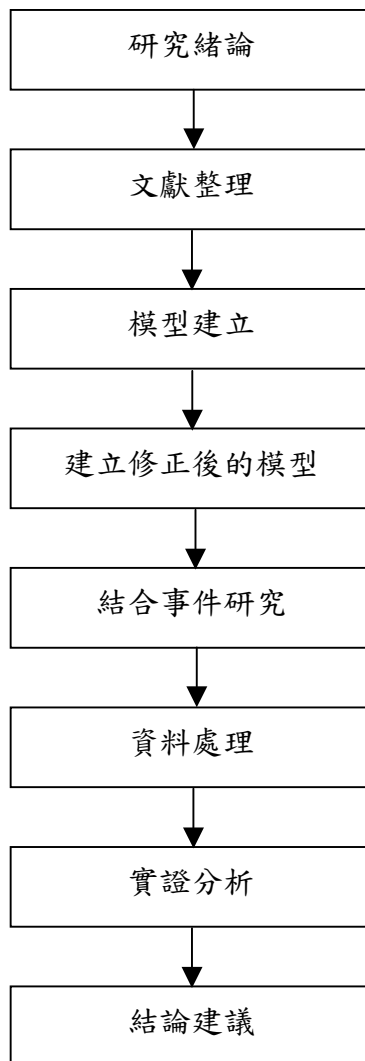


圖 1-1 論文架構圖

## 第二章 文獻回顧

在探討系統風險值中，過去文獻曾以不同之估計模型、估計期間及不同樣本頻率.....等觀點討論過 $\beta$ 值，本章則以 $\beta$ 值為變動之假設與否，將過去國內外文獻以此為原則進行區分，並在各節最後以表格加以整理。

### 第一節 系統風險值為固定

王毓敏(1992)以民國 76 年至 79 年為研究期間，共選取 70 家台灣證券交易所上市之普通股股票，採用 Gombola & Kahl 的方法及標準來區分 $\beta$ 係數的時間序列行為模式，共分為固定係數模型(constant coefficient model)、隨機漫步模型(random walk model)、隨機係數模型(random coefficient model)及一階自我迴歸模型(autoregressive model)，藉此檢驗 $\beta$ 係數的時間序列行為模式，研究結果顯示 70 家股票中， $\beta$ 係數屬於固定係數之公司家數為 0。

麥海浩(1999)探討平均報酬與以簡單迴歸所估計之 $\beta$ 值之間的關聯性，並使用傳統的橫斷面迴歸模式(cross-section regression model)分析平均報酬與 $\beta$ 值之間的關聯性；另外加入了公司特性來探討與公司股價報酬率間的關係，加入的公司特性有：負債權益比、市場價值、成交量、盈餘市價比、淨值市價比及營收市價比等六個公司特徵變數，亦使用 Fama and MacBeth(1973)的橫斷面迴歸模式來分析之間的關聯性。最後並比較傳統迴歸模式與多因子模式對平均報酬率之解釋能力。實證結果顯示以簡單迴歸來估計 $\beta$ 係數對個股平均報酬率，其解釋能力不足，而加入公司特性

的多因子模型其解釋能力顯著高於傳統簡單迴歸，但解釋能力亦不高。

許時淦(2000)探討影響股價報酬率之事件是否影響公司 $\beta$ 的估計，研究期間自民國83年9月至87年12月，將樣本期間主觀的分為空頭-多頭-空頭市場三階段，結果發現同一公司，在不同期間下，其 $\beta$ 估計值顯著不同。在假設 $\beta$ 係數為固定下，文中以市場模式、三因子模式估計 $\beta$ 係數，三因子模式中加入規模因子及淨值市價比因子。結果顯示市場模式估計出之 $\beta$ 係數須經修正後，才能使 $\beta$ 估計值反應出公司基本面之變化情形。三因子模式中，規模因子及淨值市價比因子的估計係數並不顯著，亦需經過修正，否則公司的權益成本的估計容易高估。

楊踐為(1996)探討股票交易週轉率與系統風險之穩定性的問題，利用單一因子的資本資產訂價模式，將資產報酬率定義為市場報酬率領先落後期之函數，作者並假定落後期為 $-20\sim+20$ 天，抽樣期間為民國80年至84年隨機抽樣100家上市公司。實證結果發現當領先落後期趨近於0時，單一因子的訂價模式較為適用，當領先落後期越來越從0向兩邊擴散時，此訂價模式的效力也跟著遞減；另外亦發現在各年度裡， $\beta$ 的領先落後期時有變動，呈現不穩定的狀態。同時作者發現無論是高交易週轉率公司或是低交易週轉率公司的 $\beta$ 值皆呈現相當穩定的狀態；作者並加以檢定週轉率的高低與公司 $\beta$ 值的關係，結論顯示兩者無關。

楊踐為與陳玲慧(1996)以民國66年1月至83年12月台灣股上上市公司為研究樣本，探討在不同景氣市場時，系統風險與無風險利率是否一致的問題。以CAPM模式加入市場行情之虛擬變數來進行研究。結論為CAPM無法顯示在不同市場景氣下各別股票報酬與大盤指數間之互動關係。個別股票之 $\beta$ 值在多頭市場與空頭市場下不盡相同；而以單一 $\beta$ 市場模式不具解釋或預測個別股票報酬之能力，為明瞭股票報酬與系統風險間關係，則須使用更為複雜之模型。

蔡佳賓(2000)以紐約證券交易所的股票為實證樣本，利用的不同模式與資料型態去估計  $\beta$  係數，並比較其間差異點，最後應用於公司股利宣告事件研究上。樣本選取為 1995 年 1 月 3 日至 1999 年 12 月 31 日之紐約證券交易所四個產業共 241 家公司之日、週、月資料，採用市場模式及三因子模式，計算不同資料型態之  $\beta$  值。三因子模式中加入公司規模及交易量對  $\beta$  係數估計的影響。實證結果顯示  $\beta$  係數會隨著估計報酬的期別增加而增加；於全部樣本下，月  $\beta$  係數平均值大於日、週  $\beta$  係數平均值，週  $\beta$  係數平均值則又大於日  $\beta$  係數平均值；公司規模、交易量與  $\beta$  係數呈顯著的正向關係。在  $\beta$  係數為固定的前提下，由三因子模式中得知  $\beta$  係數與公司規模、交易量成正相關，公司規模或交易量越大，則估計出的  $\beta$  係數也越大。

謝志鴻(2002)藉由探討市場超額報酬率為正或負的條件下  $\beta$  值對國際股市間投資組合報酬率的關係，並將市場景氣區分為(1)多、空頭市場，(2)漲、跌市場，(3)大幅漲、跌市場等三種不同市場景氣條件下，實證  $\beta$  和國際股市報酬率、個別國家報酬率之間的關係。選取樣本共 14 國國際股市，其中亞洲 9 國、歐美 5 國，希藉由一全球化的投資，分散非系統風險。實證結果發現當市場超額報酬率為負之條件下  $\beta$  和報酬率有顯著的負向關係。另外在多空頭市場景氣條件下之  $\beta$  和 14 國國際股市報酬率、亞洲 9 國股市報酬率之關係方面，只有在空頭市場條件下之  $\beta$  和報酬率之間有顯著負向關係，而在多頭市場條件下之  $\beta$  和報酬率之間則有正向關係但不顯著。歐美 5 國股市報酬率和條件  $\beta$  之關係皆無明顯顯著的正向或負向關係。

Fletcher(1997)研究 1975 年 1 月至 1994 年 12 月英國股票市場，以 FTA(Financial Times All Share Index)做為市場替代變數，30 天英國國庫券為無風利率替代變數，當在非條件下  $\beta$  和報酬率無顯著關係，而在市場超額報酬為正或負的條件區分下， $\beta$  和報酬率間則有顯著同向關係。

Fletcher(2000)探討 1970 年 1 月至 1998 年 7 月間，以 18 國國際股市(澳洲、奧地利、比利時、法國、丹麥、加拿大、德國、義大利、香港、荷蘭、日本、新加坡、西班牙、瑞典、瑞士、英國、挪威和美國)為研究對象，MSCI 指數做為市場報酬率替代變數，美國三個月期國庫券利率做為無風險利率，在非條件下的報酬率和 beta 沒有顯著正向關係，但在條件下報酬率和 beta 之關係，則得到報酬率和 beta 在市場超額報酬率為正時兩者關係亦為正，市場超額報酬率為負時兩者關係則為負。同時以歐州市場做檢驗，發現歐洲市場在區分市場超額報酬率為正或負之條件下具有顯著的元月效應。

Hodoshima, Gomez and Kunimura(2000)研究日本股票市場，於 1956-1995 年、1966-1975 年、1976-1985 年及 1986-1995 年各期間，使用橫斷面的迴歸方法探討報酬率與 beta 間的關係，發現在未區分正或負的市場超額報酬率條件下的 beta 與報酬率兩者間無顯著關係，而將市場超額報酬率區分為正或負時，發現 beta 和資產報酬率間亦有顯著的正向或負向關係；截距項在市場超額報酬率為正或負的條件下有顯著不同；非條件下與市場超額報酬率為正的條件下有顯著的元月效應。

Pettengill, Sundaram and Mathur(1995)以 1926 年 1 月至 1990 年 12 月間的股票月報率，CRSP 的平均加權指數為市場的代表變數，三個月期國庫券利率為無風險利率，測試在條件下實際報酬率和 beta 間關係是否為對稱，以及 beta 和報酬率間是否存在長期正的抵換關係，結果發現當市場超額報酬率為正時，實際資產報酬率和 beta 間有顯著正向關係；反之則有顯著負向關係；實證支持 beta 和平均報酬率有正的抵換關係，並發現有強烈的元月效應。

$\beta$  係數過去為固定之研究部份，研究模型如 CAPM、市場模式等單因子模型或多因子模型等，將不同影響因子如市場景氣、公司規模、淨值市價比或交易量等加



入討論，實證發現多因子模型之解釋能力較單因子模型為高。參見表 2-1。

表 2-1  $\beta$  係數為固定之文獻

研究方法	作者	結論
單因子模型	王毓敏(1992) 楊踐為(1996) 麥海浩(1999) 許時淦(2000) 蔡佳賓(2000)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 系統風險呈不穩定狀態</li> </ul>
多因子模型	楊踐為、陳玲慧(1998) 麥海浩(1999) 許時淦(2000) 蔡佳賓(2000)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 在不同景氣情勢下，<math>\beta</math> 之差異極大</li> <li>● 多因子模型解釋能力顯著高於單因子，但其解釋力亦不高</li> </ul>
二階段迴歸	Pettengill, Sundaram and Mathur(1995) Fletcher(1997) Fletcher(2000) Hodoshima, Gomez and Kunimura(2000) 謝志鴻(2002)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 非條件下 beta 和報酬率無顯著關係</li> <li>● 區分市場額報酬率為正的條件下，實際報酬率與 beta 間的關係顯著為正</li> <li>● 區分市場額報酬率為負的條件下，實際報酬率與 beta 間的關係顯著為負</li> <li>● 在區分市場超額報酬率為正的條件下證券報酬率有顯著的元月效應</li> </ul>

## 第二節 系統風險值非固定

王毓敏(1992)以民國 76 年至 79 年為研究期間，共選取 70 家台灣證券交易所上市之普通股股票，採用 Gombola & Kahl 的方法及標準來區分  $\beta$  係數的時間序列行為模式，共分為固定係數模型(constant coefficient model)、隨機漫步模型(random walk model)、隨機係數模型(random coefficient model)及一階自我迴歸模型(autoregressive model)等四種，藉此檢驗  $\beta$  係數的時間序列行為模式。其研究結果 70 家股票中，屬於自我迴歸模型者有 45 家，屬於隨機係數模型者則有 25 家。基於此現象，在進行研究時必須對  $\beta$  加以進行合適的調整。而  $\beta$  經過調整後，CAPM 的解釋能力並未提高，因此作者判定 CAPM 不適用於臺灣股票市場。

李俊緯(2000)認為  $\beta$  是由市場模式推導而得，就統計學而言，市場模式即為一條迴歸式， $\beta$  為迴歸係數，因為  $\beta$  必須和迴歸係數一樣為固定值，也因此過去的許多研究中，皆以  $\beta$  為穩定的假設著手進行研究。但作者認為  $\beta$  並非穩定，故希望探討台灣股市  $\beta$  係數的穩定性，以及  $\beta$  是否會因市場指數、市場報酬率與時間的改變而有顯著的差異。研究期間為民國 80 年至 87 年之日、週、月資料。實證發現不論是何種資料， $\beta$  係數皆呈不穩定狀態。另該文探討  $\beta$  是否會因市場報酬變動而有顯著差異方面，大部分類股均呈顯著的結果，顯示  $\beta$  確實會因市場報酬的不同而顯著不同。在探討  $\beta$  是否受時間因素影響而有顯著差異方面，月資料中機電類股、造紙類股與紡織類呈顯著的情況，表此三種類股  $\beta$  會因時間不同而有所改變，其它類股則不顯著。

呂寶珍(2002)探討亞洲金融危機前後，臺灣股票市場結構改變，公司規模與隨時間變化系統性風險之關係。利用異質市場模式，將市場條件波動與殘差項分別考

慮 GJR GARCH 與一般化自我迴歸條件異質變異數模型(General Autoregressive Conditional Heteroscedasticity,GARCH),以比較市場模式所估計之固定 $\beta$ 及異質市場模式之與時變動(Time-varying) $\beta$ 差異與估計績效。選取資料樣本期間自民國 80 年 1 月 1 日至民國 90 年 12 月 31 日之日資料。實證結果上發現臺灣股票市場系統風險並非為固定不變而是呈現與時變動的狀態,且規模越大的公司其平均系統風險越大;金融危機後,小規模投資組合與大規模投資組合間的系統風險差異擴大;大規模公司的波動與大盤呈同方向變動。

林佩蓉(2002)選取民國 84 年 1 月 1 日至民國 89 年 9 月 10 日共 21 支分類股,將每一類股當成一投資組合,因投資標的已分散至各類股,故其非系統風險已被分散殆盡,毋須再納入模型中考量。作者以 GARCH(1,1)及卡爾曼濾嘴模型(Kalman Filter Model),分別檢測樣本資料的 $\beta$ ,結果發現不論何種模型, $\beta$ 皆呈現不穩定的狀態,且多數類股都適用於 GARCH(1,1)模型,僅汽車、營造、建材三種類股較適用於卡爾曼濾嘴模型。

周志隆(1991)認為過去對 $\beta$ 的研究皆假設迴歸條件變異數為固定數,對此不合理狀況,作者延用 Engle 提出的 ARCH 模型對臺灣股票市場進行檢測,分別以 ARCH、GARCH、ARCH-M 及 GARCH-M 模型,檢測台灣股市自民國 60 年至 79 年之週資料及民國 76 年至 79 年之日資料,期間內的 $\beta$ 值是否呈變動的狀態,並加以探討風險波動的持續性;另外作者將(1)經濟結構改變、(2)交易量及(3)漲跌停板限制因素加入 GARCH 模型中探討。實證的結果發現所引用的因素皆不影響 GARCH 效果,意即加入研究中引用的因素後,GARCH 效果仍存在。在週資料方面,股價報酬據 ARCH 及 GARCH 效果,同時發現股價報酬具有 IGARCH 模型的特性,表示當期的訊息對所有期間的預測變異數都有持續重要的影響。日資料方面則得到的結果為八種分類指數及加權股價指數均具 GARCH 效果。

許時淦(2000)探討影響股價報酬率之事件是否影響公司 $\beta$ 的估計，研究期間自民國 83 年 9 月至 87 年 12 月，分別利用市場模式及三因子模式希望透過離群值偵測模式排除非基本面的因素，將異常報酬加以修正後估計 $\beta$ ，進而求得趨近公司基本面的系統風險值與權益成本值，運用合理的權益成本，來求得公司基本面的真正價值；另作者區分多空頭市場，探討不同市場景氣下 $\beta$ 是否一致。結果發現事件因素造成股票報酬率之跳動會影響 $\beta$ 之估計，以股票報酬率為變數之 CAPM 或市場模式在估計 $\beta$ 值時，應將股票報酬率受事件影響的不正常跳動透過離群偵測模式予以修正，才能使 $\beta$ 估計值反應公司合理的 $\beta$ 值。

蔡佳賓(2000)以紐約證券交易所的股票為實證樣本，利用的不同模式與資料型態去估計 $\beta$ 係數，並比較其間差異點，最後應用於公司股利宣告事件研究上。樣本選取為 1995 年 1 月 3 日至 1999 年 12 月 31 日之紐約證券交易所四個產業共 241 家公司之日、週、月資料，採用市場模式、GARCH 及離群偵測模式分別計算不同資料型態之 $\beta$ 值，實證結果顯示 $\beta$ 係數會隨著估計報酬的期別增加而增加，於全部樣本下，月 $\beta$ 係數平均值大於日、週 $\beta$ 係數平均值，週 $\beta$ 係數平均值則又大於日 $\beta$ 係數平均值；公司規模、交易量與 $\beta$ 係數呈顯著的正向關係。三種模式(市場模式、GARCH 及離群偵測模式)中以離群偵測模式的配適性最高。

Brooks, Faff, and McKenzie(1998)以二十三個澳洲投資組合為對象，研究自 1974 年至 1996 年之月報酬資料，以 M-GARCH 模型、Schwert and Seguin(1990)延伸市場模式及 Kalman filter 模型估計澳洲產業之 $\beta$ 變化，並以均方誤差(Mean Squared Error)及平均絕對誤差(Mean Absolute Error)來比較估計模式之優劣。實證顯示 Kalman filter 模型較能捕捉其他訊息對系統風險的影響，其模型評估績效亦最佳。

Episcopos(1996)利用 EGARCH-M 模型，研究加拿大多倫多股票市場報酬率與多倫多產業投資組合報酬率隨時間變動的波動  $\beta$  值，並以 Schwert and Seguin(1990)異質市場模式估計產業投資組合指數的  $\beta$  值。實證結果顯示當投資組合的平均  $\beta < 1$  時，市場波動與投資組合變動的係數  $< 0$ ；當投資組合的平均  $\beta > 1$  時，市場波動與投資組合變動的係數  $> 0$ 。另外，公司規模不同的股票其係統風險間的差異在市場波動期間會擴大。

Groenewold and Fraser(1999)研究澳洲股票市場二十三個產業投資組合 1967 年至 1994 年之月報酬資料，利用遞迴歸式(recursive regressions)、滾動迴歸式(rolling regressions)及卡爾曼濾嘴模型(Kalman filter)，實證顯示除了 Kalman filter 模型發現約有一半以上的產業  $\beta$  值呈不穩定，遞迴歸式與滾動迴歸式結果為幾近所有產業  $\beta$  值皆不穩定。

Schwert and Seguin(1990)認為股票報酬之變異數會隨時間改變，故建立一股票報酬異質變異性的市場模式，分別應用 OLS 及 WLS 分析股票報酬異質性的特性，結果發現除了小規模投資組合外，其餘投資組合變異數及共變數的變動與市場報酬變異數的變動成一定之比例。

$\beta$  係數在非固定研究領域裡，常見之研究模型如 GARCH、離群偵測模式、異質市場模式及卡爾曼濾嘴模型等，諸多模型中依過去實證結果發現適用性較高的以卡爾曼濾嘴模型較佳，其餘數種模型則分別在不同解釋觀點或不同的觀察市場各有其解釋能力。參見表 2-2。

表 2-2  $\beta$  係數非固定之文獻

研究方法	作者	結論
隨機漫步模型 隨機係數模型 一階自我迴歸模型	王毓敏(1992)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● <math>\beta</math> 並非為一穩定值</li> </ul>
Nonparametric Kernel Method	李俊緯(2000)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 無論日、週、年資料 <math>\beta</math> 皆不穩定</li> <li>● 市場指數的高低對 <math>\beta</math> 係數並無顯著影響</li> <li>● 月資料中，機電類、造紙類與紡織類股 <math>\beta</math> 係數會隨時間而變動，其餘類股則變動程度不顯著</li> </ul>
異質市場模式	Schwert and Seguin(1990) Brook,Faff,and Mckenzie(1998) 呂寶珍(2002)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● <math>\beta</math> 非定值，且規模大的公司其平均 <math>\beta</math> 值亦高</li> <li>● 大規模公司的波動與大盤呈同向變動</li> <li>● 除了小規模投資組合外，其餘投資組合變異數及共變數的變動與市場報酬變異數的變動成一定之比例</li> </ul>
GARCH、ARCH	周志隆(1991) Episcopos(1996) Brook,Faff,and Mckenzie(1998) 許時淦(2000) 蔡佳賓(2000) 林佩蓉(2002)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 當投資組合的平均 <math>\beta &lt; 1</math> 時，市場波動與投資組合變動的係數 <math>&lt; 0</math></li> <li>● 當投資組合的平均 <math>\beta &gt; 1</math> 時，市場波動與投資組合變動的係數 <math>&gt; 0</math></li> <li>● 公司規模不同的股票其係統風險間的差異在市場波動期間會擴大</li> <li>● 不同期間下，同一公司具有不同 <math>\beta</math> 係數</li> </ul>
卡爾曼濾嘴模型	Brook,Faff,and Mckenzie(1998) Groenewold and Fraser(1999) 林佩蓉(2002)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● 相較於離群偵測模式與 GARCH、ARCH，卡爾曼濾嘴模型評估績效最佳</li> </ul>
離群偵測模式	許時淦(2000) 蔡佳賓(2000)	<ul style="list-style-type: none"> <li>● <math>\beta</math> 係數應透過離群偵測模式加以修正，才能得到真正的估計值</li> <li>● 離群偵測模式的配適性較市場模式與 GARCH 為高</li> </ul>

### 第三節 文獻回顧小結

綜上所述， $\beta$  係數過去之研究可分為其值是否為固定與非固定兩大類，固定假設之模型有 CAPM、市場模式或多因子模式等，非固定假設之模型則有 GARCH、離群偵測模式、異質市場模式及卡爾曼濾嘴模型等；然在  $\beta$  為非固定之假設研究領域裡，由上述之文獻可知本國已有許多論著出現，且該領域中之研究所獲得的結論並未有一致的定論。但在  $\beta$  為固定的部份，臺灣目前的文獻多從增加其他解釋因子著手，修正模型雖已有所見，但多針對國外的股票市場，針對臺灣市場進行研究的修正模型至今仍尚不多見，故本文將以  $\beta$  係數為固定之假設，利用 Pettengill, Sundaram and Mathur(1995)使用之二階段迴歸，對資本資產定價模型中隱含市場超額報酬率為正之不合理部份加以修正，並藉由該條件化模型，應用於探討國內金融控股公司成立前後系統風險改變狀況之研究。

本節將過去對此領域之研究成果做一比較，列表於表 2-3：

表 2-3 文獻探討研究成果比較

研究假設	研究結果
$\beta$ 係數為固定之研究	1. 模型解釋能力普遍偏低。 2. 個股實際報酬率與間的關係並不顯著，但區分市場超額報酬率為正(負)的條件後，實際報酬率與 $\beta$ 間的關係亦顯著為正(負)。
$\beta$ 係數為非固定之研究	$\beta$ 非固定值，且配適效果以卡爾曼濾嘴模型為最佳。

### 第三章 研究方法

自從 Shape(1964)與 Lintner(1965)發表了資本資產定價理論，預期證券投資報酬率與市場系統風險  $\beta$  值的線性關係，後續研究及實證便不斷推陳出新，CAPM 中假設系統風險為固定不變雖不盡合理，但卻也為後世相關研究開啟了一道曙光。為了突破模型假設中諸多不合理的缺失，許多估計系統風險之技術陸續出現。由過去的文獻資料中可得知，即使在同一投資組合中， $\beta$  係數的估計亦會因不同的模式、不同的估計期間或不同的樣本頻率而產生不同的結果。在假定  $\beta$  係數為固定的模型中有資本資產定價理論(CAPM)及市場模式(Market Model)，市場模式為以 CAPM 為理論基礎所發展而來，兩者之差異為 CAPM 以市場風險溢酬為投資組合之影響因子，而市場模式則以市場投資組合為影響因子，本文將以此單因子模型為基礎，對模型加以修正，並探討修正前與修正後兩模型中系統風險與報酬率之關係，最後並應用事件研究法探討金控成立後金控公司之系統風險是否改變。

而本文之研究流程為利用二階段迴歸求算各類股及各股之系統風險，再區分出市場超額報酬率為正或負的條件，以此條件對 CAPM 做出修正，之後加入事件研究法探究金控公司在成立前後之系統風險改變狀況。本文之研究流程整理如圖 1-2。



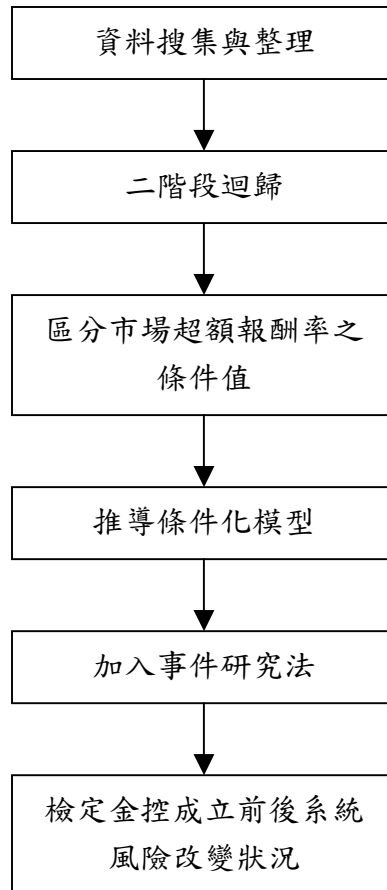


圖 3-1 研究流程圖

## 第一節 資料範圍及來源

在模型修正方面，將臺灣股票市場中共 21 檔分類股各視為一個特定的投資組合，因臺灣股票市場加權指數為各股之市值加權所得，故以加權指數報酬率為市場報酬率，無風險利率選擇方面，因考量本文應用於金控公司之系統風險改變狀況，故選取官股成份較重、相較於其他銀行經濟風險較低的三商銀平均牌告利率為替代變數，為便於探討金控成立後的系統風險狀況，選取樣本自 1997 年日本率先修正了獨占禁止法對純粹控股公司的限制，使金融機構得以金融控股公司的方式來作跨業經營開始，至 2004 年 8 月 31 日止；其中在事件研究法上，事件前期的選取以 1997 年至各公司成立金控掛牌交易前最後一個交易日，事件後期的樣本則採自金融控股公司法通過後陸續成立的 14 家金控公司掛牌交易當日至 2004 年 8 月 31 日。而為求更適切的反應金融類股中個股與市場的反應關係，故探討金控公司成立前後的系統風險是否改變時，市場報酬率改以金融類股加權指數為替代變數。

本研究之樣本資料各類股及金控公司股票收盤價格取自 AREMOS 經濟統計資料庫，無風險利率則取自 TEJ 台灣經濟新報。

金融控股公司法成立前各金控公司之標的選取以其所佔資本額比例較高或為主併公司者為選取對象，事件點以金控公司掛牌交易日期為主；各公司之事件前後標的及事件點日期詳列如表 3-1：

表 3-1 各金控公司選取樣本標準

事件前期標的	事件點	事件後期標的
第一商業銀行股份有限公司 (2802)	92/01/02	第一金融控股股份有限公司 (2892)
華南商業銀行股份有限公司 (2803)	90/12/19	華南金融控股股份有限公司 (2880)
中華開發工業銀行股份有限公司 (2804)	90/12/28	中華開發金融控股股份有限公司 (2883)
國泰人壽保險股份有限公司 (2805)	90/12/31	國泰金融控股股份有限公司 (2882)
國際票券金融股份有限公司 (2813)	91/03/26	國票金融控股股份有限公司 (2889)
中國信託商業銀行股份有限公司 (2815)	91/05/17	中國信託金融控股股份有限公司 (2891)
富邦產物保險股份有限公司 (2817)	90/12/19	富邦金融控股股份有限公司 (2881)
新光人壽保險股份有限公司 (2818)	91/02/19	新光金融控股股份有限公司 (2888)
復華證券金融股份有限公司 (2821)	91/02/04	復華金融控股股份有限公司 (2885)
交通銀行股份有限公司 (2824)	91/02/04	兆豐金融控股股份有限公司 (2886)
華信商業銀行股份有限公司 (2839)	91/05/09	建華金融控股股份有限公司 (2890)
玉山商業銀行股份有限公司 (2840)	91/01/28	玉山金融控股股份有限公司 (2884)
台新國際商業銀行股份有限公司 (2844)	91/02/18	台新金融控股股份有限公司 (2887)
日盛證券股份有限公司 (6014)	91/02/05	日盛金融控股股份有限公司 (5820)

註：( ) 內為該股於臺灣股票交易市場之代號

表 3-2 各金控公司旗下子公司

金融控股公司名稱	旗下子公司
第一金融控股公司	第一銀行、明台產險、一銀證券、建弘證投信
華南金融控股公司	華南銀行、華南永昌證券、華南產險、華南票券、華南永昌證投信
中華開發金融控股公司	中華開發工業銀行、菁英證券、大華證券
國泰金融控股公司	國泰人壽、國泰世紀產險、國泰銀行、世華銀行
國票金融控股公司	國際票券、國票綜合證券
中國信託金融控股公司	中國信託商業銀行、中信銀綜合證券、中信保險經紀人公司、中信創投公司、中國信託資產管理公司
富邦金融控股公司	富邦銀行、富邦證券、富邦產險、富邦人壽、富邦證投信、台北銀行
新光金融控股公司	新光人壽、新壽證券、新壽保險經紀人公司
復華金融控股公司	復華證金、復華證券、復華銀行、復華期貨、金復華證投顧、金復華投信、復華創業投資公司、復華資產管理公司、復華財務管理公司
兆豐金融控股公司	交通銀行、倍利國際證券、中興票券、中國國際商業銀行、中國產險、兆豐國際證投信
建華金融控股公司	華信銀行、建華證券、建華客服科技公司、建華管理顧問公司、建華創業投資公司、建華人壽保險代理人公司、建華財產保險代理人公司、建華行銷顧問公司
玉山金融控股公司	玉山銀行、玉山證券、玉山票券、玉山創業投資公司、玉山保險經紀人公司
台新金融控股公司	台新銀行、台新票券、台證證券、台新資產管理公司、台新行銷顧問公司
日盛金融控股公司	日盛證券、日盛銀行

## 第二節 資本資產定價理論

資本資產定價理論一直是學術界與實務界用來分析證券期望報酬與風險的主要理論模式。Markowitz 於 1952 年提出之投資組合理論中，主張投資者是根據投資組合期望報酬與變異數來篩選投資組合，若投資人只追求期望報酬極大，並不是一個正確完美的決策，應同時考慮期望報酬與報酬的變異數，而報酬的變異數就是在不確定狀況下衡量風險的指標，此即「平均數-變異數」法(Mean-Variance rule)之要義。

平均數-變異數法經由 Sharpe(1964)、Lintner(1965) 及 Mossin(1966)等學者之後續研究，發展出資本資產定價理論，探討市場上各種證券均衡價格之決定，並應用於投資人或公司對證券投資的必要報酬率之衡量。其模型之假設如下：

1. 投資者均為風險規避者，其投資目的為使其財富效用最大化。
2. 投資報酬率呈常態分配。
3. 市場為完全競爭市場，投資者皆為價格接受者，且對風險性資產報酬具有同質預期。
4. 投資期間為單期。
5. 投資人可以無風險利率無限制的借入或貸出資金，並用以投資於風險性證券。
6. 所有證券可無限制的細分並進行交易，例如 0.001 股亦可於市場上交易。
7. 無通貨膨脹且利率水準亦維持不變。
8. 買賣證券時無稅負及交易成本。
9. 資訊取得無礙。

在市場均衡的狀況下，個別證券或投資組合之報酬率為市場無風險利率加風險溢酬，可以下式表示：

$$R_{i,t} = R_f + \beta_i [E(R_{m,t}) - R_f] + \varepsilon_{i,t} \quad (3-1)$$

其中：

$R_f$  為無風險利率

$R_{i,t}$  為第  $t$  期第  $i$  種證券或投資組合之報酬率

$\beta_i$  為系統風險值

$E(R_{m,t})$  為第  $t$  期期望市場報酬率

$\varepsilon_{i,t}$  為第  $t$  期第  $i$  種證券或投資組合之估計誤差項

(3-1)式中殘差項應滿足下述條件： $E(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$  且  $E(\varepsilon_{i,t}, R_{i,t}) = 0$ ，即殘差項與獨立變數間之短暫自我相關應為 0。當違反上述條件時，會導致固定的  $\beta$  產生偏誤與非固定的情形；而殘差項與證券報酬之自我相關會使 CAPM 中市場報酬的風險測量產生偏誤，造成最小平方估計成為非不偏與效率的估計值。

### 第三節 市場模式

Sharpe(1964)以 CAPM 之理論基礎出發，建立單一指數市場模式(Single Index Market Model)，說明利用投資組合使風險降低的原因，其假設投資組合報酬取決於

市場報酬率，可以下式表示：

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3-2)$$

其中：

$R_{i,t}$  為第  $i$  種證券於第  $t$  期之報酬率

$\alpha_i$  為第  $i$  種證券之截距

$R_{m,t}$  為第  $t$  期市場報酬率

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

(3-2)式須符合  $Cov(\varepsilon_{i,t}, R_{m,t}) = 0$ 、 $Cov(\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{i,t+1}) = 0$ 、 $E(\varepsilon) = 0$  且  $\varepsilon$  服從常態分配。藉由上述市場模式之假設，可由最小平方法估計出  $\beta$  係數。

投資證券的風險可分為系統風險(system risk)與非系統風險(unsystem risk)兩部份。前者來自市場，因為風險來源是由市場所帶來，對所有產業的影響也是全面性的，故系統風險又稱為不可分散風險；而後者的風險來自於公司自身或產業面所影響，其風險可藉由多角化投資來避免，故非系統風險又稱為可分散風險。投資組合之變異數如下：

$$\sigma_p^2 = Var \left[ \sum_{i=1}^n W_i (\alpha_i + \beta_i R_m + \varepsilon_i) \right] = \left( \sum_{i=1}^n W_i \beta_i \right)^2 \theta_{n+1} + \sum_{i=1}^n W_i \theta_i \quad (3-3)$$

在等額的投資下，各證券的投資比重  $W_i = 1/n$ ，則(3-3)式為：

$$\sigma_p^2 = \left( \sum_{i=1}^n W_i \beta_i \right)^2 \theta_{n+1} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{\theta_i}{n} \right) \quad (3-4)$$

當證券數目增加時， $n$  亦變大， $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{\theta_i}{n} \right)$  會漸漸變小，當  $n$  很大時，則  $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{\theta_i}{n} \right)$  會

趨近於零，同時當  $n$  趨近於無窮大時， $\left( \sum_{i=1}^n W_i \beta_i \right)^2 \theta_{n+1}$  會收斂，此時投資風險為：

$$\sigma_p^2 = \left( \sum_{i=1}^n W_i \beta_i \right)^2 \theta_{n+1} \quad (3-5)$$

由式(3-4)、(3-5)可知，非系統性風險可藉由增加投資證券的數目而降低，投資組合的風險因而降低，只剩下系統性風險。

#### 第四節 模型修正

資本資產定價模型主張個別證券或投資組合報酬率只與系統風險有關，因非系統風險能經由多元化的投資組合而被分散殆盡，因此依據證券市場線，期望報酬率為無風險利率與風險溢酬乘上系統風險值的總和，方程式為：

$$E(R_{i,t}) = R_{ft} + \beta_i \left[ E(R_{mt} - R_{ft}) \right] \quad (3-6)$$

其中：



$R_{ft}$  為第  $t$  期之無風險利率

$E(R_{ft})$  為第  $t$  期個別證券或投資組合的期望報酬率

$R_{ft}$  為第  $t$  期無風險利率

$E(R_{mt})$  為第  $t$  期期望市場投資組合報酬率

$\beta_i$  為個別證券或投資組合之市場風險

(3-6)可改寫為：

$$E(R_i) = \alpha_0 + \alpha_1 \beta_i \quad (3-7)$$

其中  $\alpha_0 = R_{ft}$ ， $\alpha_1 = E(R_{mt} - R_{ft})$ ，因為 CAPM 假設期望市場超額報酬率為正值，在風險和報酬率為正的抵換關係下，市場的期望報酬率將大於無風險利率，否則投資人將全部持有無風險性資產，在期望市場超額報酬率為正的情況下，代表個別證券或投資組合的期望報酬率和  $\beta$  之間為同向關係。

Fama and French(1992)實證發現  $\alpha_1$  沒有顯著異於 0，甚至實際市場超額報酬可能為負值。而過去對 CAPM 的檢驗是使用實際報酬率來代替期望報酬率，因此可在市場報酬率和無風險報酬率之間做一修正來檢視  $\beta$  與報酬率之間的關係。

本文實證研究採二階段迴歸分析法，假設  $R_{mt}$  為穩定分配，誤差項  $\varepsilon_{it}$  為獨立且具有相同分配，平均數為 0，誤差項  $\varepsilon_{it}$  與  $R_{mt}$  共變數為零，由單因子模型先估計出  $\beta_i$ ，單因子模式如下：

$$R_{it} = R_{ft} + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (3-8)$$

其中：

$R_{it}$  為第  $t$  期個別證券或投資組合的報酬率

$R_{mt}$  為第  $t$  期市場投資組合報酬率

$\varepsilon_{it}$  為隨機誤差項

之後利用 Fama and MacBeth(1973)的橫斷面迴歸分析，將(3-8)式所求算出之  $\beta_i$  代入式(3-9)，再以最小平方法估計出  $\alpha_0$  和  $\alpha_1$  係數， $\alpha_0$  和  $\alpha_1$  即為非條件下之報酬率與  $\beta$  間的係數估計值。

$$R_{it} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t} \beta_i + \varepsilon_{it} \quad (3-9)$$

CAPM 模型中市場報酬率總是大於無風險利率，在此假設下沒有投資人會持有無風險資產，因此若實際市場報酬率大於無風險利率， $\beta$  和報酬率之間應該是正向的關係，但若實際市場報酬率小於無風險利率，則  $\beta$  和報酬率之間應該是負向的關係。

Pettengill et al.(1995)提出在條件下  $\beta$  和報酬率的關係，將模型修正為：

$$R_{it} = \alpha_{0t} + A^+ D_{+-} \beta_i + A^- (1 - D_{+-}) \beta_i + \varepsilon_{it} \quad (3-10)$$

其中  $D_{+-}$  為虛擬變數，當市場超額報酬率為正時， $D_{+-} = 1$ ；當市場超額報酬率為負時， $D_{+-} = 0$ ， $\beta_i$  為由式(3-8)估計出之系統風險值， $A^+$  為在正市場超額報酬率

條件下之風險溢酬估計值， $A^-$  為在負市場超額報酬率條件下之風險溢酬估計值。

因為  $A^+$  為在市場超額報酬率為正條件下估計而得，故預期  $A^+$  係數為正； $A^-$  為在市場超額報酬率為負條件下估計而得，故預期  $A^-$  係數為負。故 Pettengill et al.(1995) 以單尾  $t$  檢定檢驗市場超額報酬率為正條件下， $\beta$  與報酬率間是否有顯著正向關係；市場超額報酬率為負條件下， $\beta$  與報酬率間是否有顯著負向關係，建立之虛無假設如下：

$$H_0 : A^+ = 0$$

$$H_1 : A^+ > 0$$

$$H_0 : A^- = 0$$

$$H_1 : A^- < 0 \tag{3-11}$$

Pettengill et al. (1995)認為上述條件關係並不能保證風險與報酬率為正的抵換關係，在證明  $\beta$  與報酬率為正的抵換關係需有兩個假設前提，即（1）平均市場超額報酬率為正。（2）風險溢酬在市場超額報酬率為正或為負之條件下存在對稱性。而對稱性之檢定則以雙尾  $t$  檢定來驗證：

$$H_0 : A^+ - A^- = 0$$

$$H_1 : A^+ - A^- \neq 0 \tag{3-12}$$

## 第五節 事件研究

本文將利用第三節修正之條件化模型，套用於事件研究之理論，探討金融控股公司成立前後系統風險值是否改變。估計期間取自 1997 年日本率先修正了獨占禁止法對純粹控股公司的限制使金融機構得以金融控股公司的方式來做跨業經營；事件期間或事件窗口(event period or event window)則為各公司成立金控日期至 2004 年 8 月底。

利用(3-10)，事件日期前之投資報酬率為：

$$R_{it} = D_b R_f^b + D_b A^b D_{+-}^b \beta_i^b + D_b A^b (1 - D_{+-}^b) \beta_i^b + \varepsilon \quad (3-13)$$

事件日期後之投資報酬率則為：

$$R_{it} = (1 - D_b) R_f^a + (1 - D_b) A^a D_{+-}^a \beta_i^a + (1 - D_b) A^a (1 - D_{+-}^a) \beta_i^a + \varepsilon \quad (3-14)$$

其中：

$R_{it}$  為第  $i$  種資產於第  $t$  期報酬率

$D_b$  為虛擬變數，代表事件發生之前，即金控成立前

$(1 - D_b)$  則為金控成立之後

$R_f$  為無風險利率，以上標  $b$  與  $a$  區分事件前與事件後

$A$  為市場超額報酬，以上標  $b$  與  $a$  區分事件前與事件後

$\beta_i$  為資產之系統風險估計值，以上標  $b$  與  $a$  區分事件前與事件後

$\varepsilon$  為殘差項。

將(3-13)與(3-14)合併可得：

$$\begin{aligned}
 R_{it} &= D_b R_f^b + (1 - D_b) R_f^a + D_b A^b D_{+-}^b \beta_i^b + (1 - D_b) A^a D_{+-}^a \beta_i^a \\
 &\quad + D_b A^b (1 - D_{+-}^b) \beta_i^b + (1 - D_b) A^a (1 - D_{+-}^a) \beta_i^a + \varepsilon \\
 &= R_f^a + (R_f^b - R_f^a) D_b + D_b A^b D_{+-}^b \beta_i^b + A^a D_{+-}^a \beta_i^a - D_b A^a D_{+-}^a \beta_i^a \\
 &\quad + D_b A^b \beta_i^b - D_b A^b D_{+-}^b \beta_i^b + A^a \beta_i^a - A^a \beta_i^a D_{+-}^a - A^a \beta_i^a D_b + A^a \beta_i^a D_{+-}^a D_b + \varepsilon \\
 &= R_f^a + (R_f^b - R_f^a) D_b + A^a \beta_i^a + (A_b \beta_i^b - A_a \beta_i^a) D_b + \varepsilon \\
 &= R_f^a + (R_f^b - R_f^a) D_b + A^b D_b \beta_i^b + A^a (1 - D_b) \beta_i^a + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{3-15}$$

(3-15)即為將事件研究法結合至(3-10)之新模型，為獲知金控成立前後公司系統風險值是否改變，因此利用(3-15)建立虛無假設：

$$\begin{aligned}
 H_0 : \beta_i^b &= \beta_i^a \\
 H_1 : \beta_i^b &\neq \beta_i^a
 \end{aligned} \tag{3-16}$$

若檢定結果顯著拒絕虛無假設，則表示金控公司成立前後其系統風險確實有所改變，若不拒絕則表示金控成立前後公司的系統風險並無顯著改變。

## 第四章 實證結果

本章針對第三章所提之研究方法，對 1997 年至 2004 年 8 月 31 日止之臺灣股票市場 21 檔分類股及 14 家金融控股公司進行驗證。首先利用 21 檔分類股之樣本來對 CAPM 進行修正，以期能使該模型適用於臺灣股票市場。在驗證模型的適用性後，續以該模型加入事件研究，探討金控公司的系統風險改變狀況。

### 第一節 模型修正

在各類股系統風險值方面，利用(3-2)式得各類股系統風險值及大盤指數解釋能力列表於表 4-1，表中 p 值顯著表示該變數與自變數間確有其相關，但模型之解釋能力不高表示可能應變數除了受自變數影響外，尚須其他解釋因子或對原始模型做修正才能對應變數之變動提出合理解釋。

由表 4-1：市場報酬率對類股報酬率解釋能力及各類股系統風險值及圖 4-1：各類股系統風險直方圖可知在系統風險值方面，最大者為電子類，其次分別為電器電纜類股、金融保險類股及機電類股，該四檔類股所占市值較其它類股為重，故其類股報酬率亦隨市場超額報酬率波動程度較高。而其他系統風險較低者如玻璃陶瓷類、汽車類、百貨貿易類、鋼鐵類及觀光類股，推估其原因為佔市值比重較低或其基本面穩定，故與市場報酬率波動程度較低。

表 4-1 市場報酬率對類股報酬率解釋能力及各類股系統風險值

類股	系統風險值	Prob.	R <sup>2</sup>	F 值
金融保險	0.940181	0.0000	0.655940	1.00202
水泥窯製	0.875226	0.0000	0.498365	1.00000
塑膠化工	0.920506	0.0000	0.662872	1.00068
營造建材	0.888522	0.0000	0.413268	1.00525
機電	1.089776	0.0000	0.606800	1.00609
食品	0.807566	0.0000	0.491237	1.00125
造紙	0.867079	0.0000	0.397236	1.00023
紡織纖維	0.926576	0.0000	0.617030	1.00005
電器電纜	1.017533	0.0000	0.843080	1.00069
玻璃陶瓷	0.799599	0.0000	0.373543	1.00100
鋼鐵	0.734890	0.0000	0.373654	1.00031
汽車	0.774972	0.0000	0.370288	1.00039
觀光	0.664224	0.0000	0.293397	1.00040
百貨貿易	0.735345	0.0000	0.451520	1.00269
水泥	0.906638	0.0000	0.452814	1.00345
塑膠	0.936018	0.0000	0.581415	1.00706
電機機械	0.840836	0.0000	0.633473	1.00023
化學工業	0.861804	0.0000	0.575281	1.00382
橡膠	0.910310	0.0000	0.489168	1.00132
電子	1.104385	0.0000	0.794720	1.00580
運輸	0.858941	0.0000	0.447036	1.00426

註：表中各類股 beta 值在  $\alpha=1\%$  顯著水準下均顯著

而類股之系統風險間大小如下圖 4-1 所示：

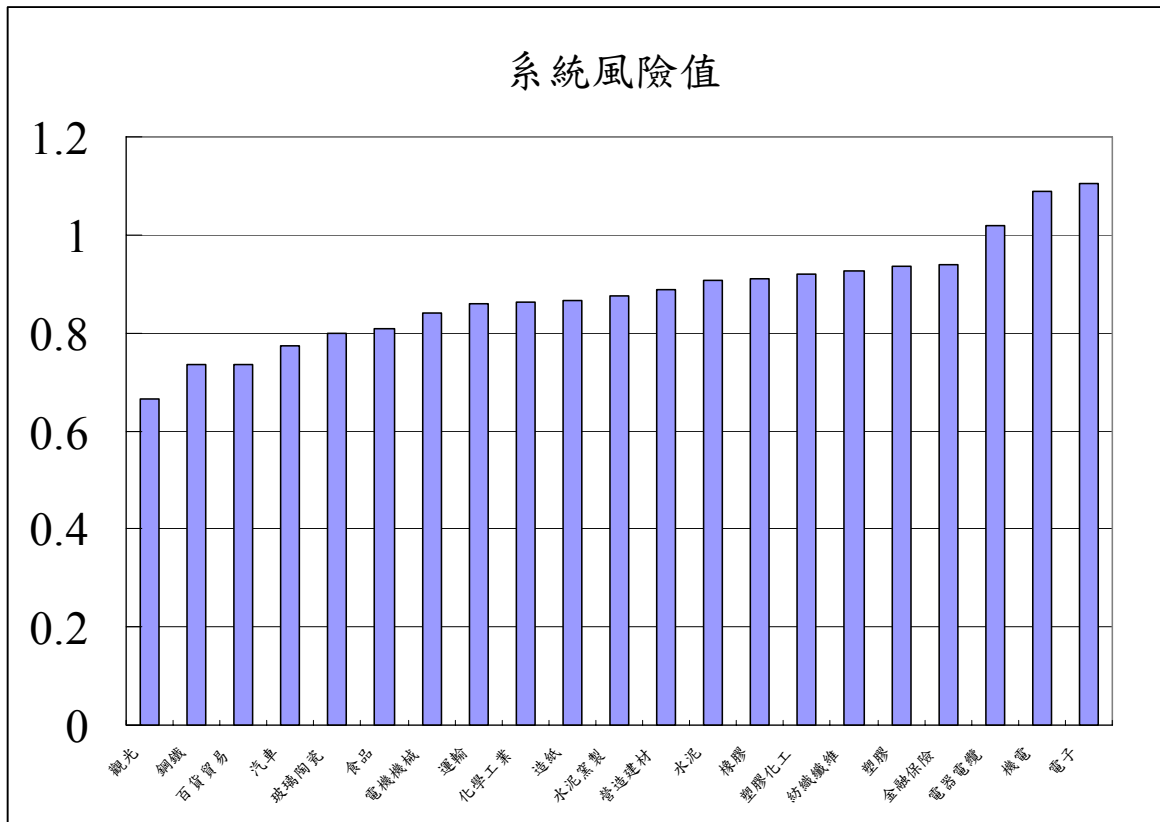


圖 4-1 各類股系統風險直方圖

根據表 4-1：市場報酬率對類股報酬率解釋能力及各類股系統風險值中各類股之系統風險值，代入(3-5)式以橫斷面迴歸分析法估計無風險利率及市場超額報酬率係數，得到各類股無風險利率及非條件下與系統風險值變動之估計值，列表於表 4-2，由表中可知在非條件模型下，利用式(3-11)檢定結果僅電子類、電器電纜類股系統風險值與該類股報酬率有顯著正向關係，其餘各類股報酬率與系統風險值則無顯著的正或負向關係。電子及電器電纜類股屬於報酬率波動較大的股票，故即使在非條件化模型中，類股超額報酬率與系統風險間亦具有較其他類股顯著的正向關係。若能將市場超額報酬率為正或負的條件區分出，則其他類股不顯著的現象或許可獲得改善。



表 4-2 各類股無風險利率估計值及非條件下與系統風險值變動之係數

類股	$\alpha_0$	$\alpha_1$
金融保險	-0.000143	0.000571
水泥窯製	-0.000200	0.000213
塑膠化工	0.000180	0.000373
營造建材	-0.000299	-0.000125
機電	0.000421	-0.000896
食品	-0.000280	-0.000701
造紙	-0.000052	0.004501
紡織纖維	-0.000088	0.008973
電器電纜	-0.000088	0.000021**
玻璃陶瓷	-0.000210	0.001897
鋼鐵	0.000229	-0.002007
汽車	0.000191	0.000089
觀光	-0.000311	0.000364
百貨貿易	-0.000073	-0.000154
水泥	-0.000188	-0.000091
塑膠	0.000294	-0.005808
電機機械	-0.000088	0.000920
化學工業	-0.000056	0.040761
橡膠	0.000157	0.000036
電子	0.000569	0.000964***
運輸	0.000107	-0.000065

註： \*\*表示在  $\alpha=5\%$  顯著水準下顯著，\*\*\*表示在  $\alpha=1\%$  顯著水準下顯著。

而修正之條件化模型則由(3-10)式求得，表 4-3 為區分市場超額報酬率為正或負之條件下與系統風險值變動之係數，顯示各類股中條件化修正後模型之迴歸估計係數  $A^+$  及  $A^-$  在 5% 顯著水準內均呈顯著，表示在市場超額報酬率為正條件下，各類股報酬率與系統風險間有顯著正向關係；在市場超額報酬率為負條件下，各類股報酬率與系統風險間則有顯著負向關係。

表 4-3 條件化模型下與系統風險值與報酬率變動之估計係數

類股	A <sup>+</sup>	A <sup>-</sup>
金融保險	0.011639	-0.01811
水泥窯製	0.010460	-0.01876
塑膠化工	0.011214	-0.01827
營造建材	0.009722	-0.01827
機電	0.012973	-0.01667
食品	0.008107	-0.01913
造紙	0.009488	-0.01850
紡織纖維	0.010710	-0.01798
電器電纜	0.012957	-0.01751
玻璃陶瓷	0.008017	-0.01928
鋼鐵	0.006946	-0.02036
汽車	0.006883	-0.19409
觀光	0.003688	-0.02112
百貨貿易	0.004783	-0.01958
水泥	0.011404	-0.01854
塑膠	0.012045	-0.18349
電機機械	0.008116	-0.01853
化學工業	0.008932	-0.01845
橡膠	0.009809	-0.01795
電子	0.013091	-0.01659
運輸	0.009789	-0.01881

註：表中所有值在  $\alpha=5\%$  顯著水準內均呈顯著

Pettengill et al.(1995)進一步指出欲證明系統風險與報酬率間有正的抵換關係所需的兩個條件：(1)平均市場超額報酬率為正及(2)對稱性檢定結果列表如表 4-4，其結果也都符合預期，即平均市場超額報酬率為正，對稱性檢定結果在  $\alpha=5\%$  標準下  $A^+$  與  $A^-$  兩者間具有對稱性。

表 4-4 平均市場超額報酬率為正及對稱性檢定結果

	計算值	t 值	結果
平均市場超額 報酬率	0.0097	1.8727	其值大於 0 且在 $\alpha=5\%$ 下達顯著水準，符合條件
對稱性檢定 $A^+ - A^- = 0$	-0.025200	-1.2299	在 $\alpha=5\%$ 標準下接受虛無假設，故兩者具對稱性

由本節之實證結果可知在條件下市場超額報酬率為正時，實際報酬率與  $\beta$  之間有明顯顯著的正向關係，而市場超額報酬率為負時，實際報酬率與  $\beta$  之間有明顯顯著的負向關係。本研究成功地將資本資產定價模型修正為區分出市場超額報酬率為正或負的條件下之狀況，並證實在市場超額報酬率為正或負時，各類股之系統風險與類股報酬率具有同向關係。

## 第二節 金控公司系統風險

在金控公司成立前後之驗證方面，首先對各公司成立前後之系統風險及風險與報酬率間做一比較，由表 4-5 及圖 4-2 可看出除了中信金及富邦金外，本文實證結果有高達 12 家金控公司在成立金控後其系統風險值較成立前為高，且變異係數方面

所有公司也都提高至少一倍以上。推估可能的原因為金控成立後，各子公司風險全由母公司承擔，致使報酬之標準差提高，而金控公司紛紛成立，短期內彼此壓縮獲利，最終造成各公司平均報酬率降低，致使變異係數較原先為高。或許在長期經營下，各公司獲利穩定之後，變異係數可能會有所回穩。

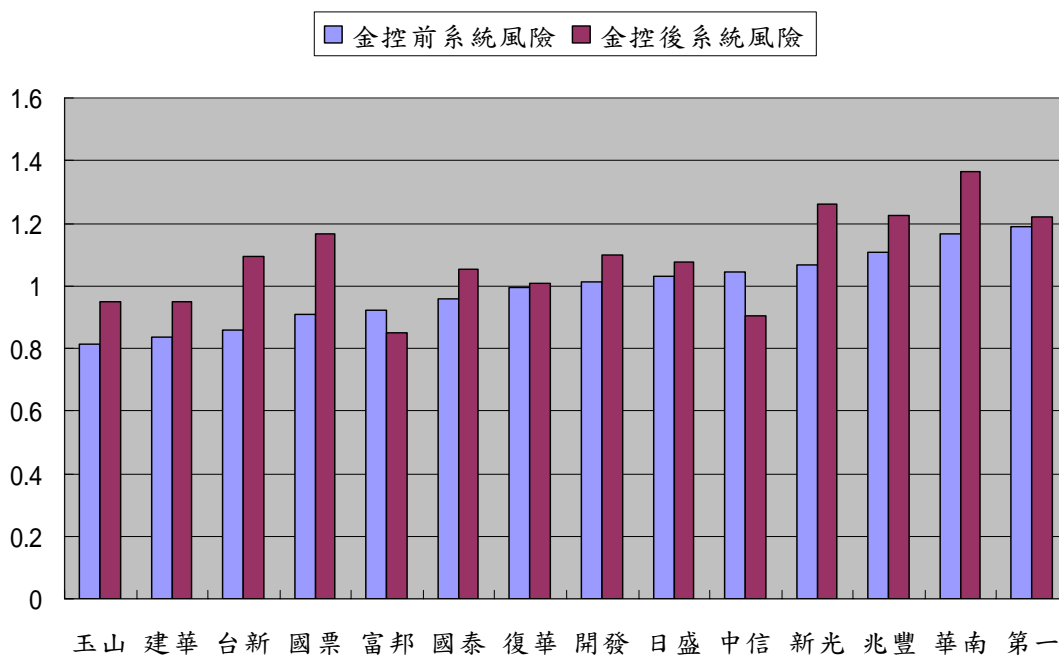


圖 4-2 金控成立前後系統風險值改變

表 4-5 金控成立前後系統風險及變異係數改變狀況

	金控成立前			金控成立後		
	$\beta$	變異係數	樣本數	$\beta$	變異係數	樣本數
第一	1.188008	-3.879578	1571	1.220877	-10.51857	411
華南	1.166276	-3.427357	1316	1.363315	-10.45478	658
開發	1.011143	-3.792476	1332	1.099352	-8.183306	658
國泰	0.958372	-3.640865	1323	1.054786	-9.812580	658
國票	0.909960	-3.733294	1374	1.165026	-11.36105	608
中信	1.043570	-3.947888	1410	0.905251	-9.902951	572
富邦	0.922318	-3.799825	1315	0.851215	-12.90988	458
新光	1.068417	-3.692762	1352	1.261845	-11.24227	632
復華	0.9944673	-3.667437	1346	1.008579	-9.486766	636
兆豐	1.107812	-3.757845	1346	1.224297	-9.533797	636
建華	0.834854	-4.306632	918	0.948642	-9.653441	578
玉山	0.813214	-4.262211	878	0.947724	-10.27432	641
台新	0.858217	-4.385388	833	1.094224	-12.15953	633
日盛	1.029320	-4.748563	1329	1.075190	-9.397613	635

註：表中各 $\beta$ 值在 $\alpha=5\%$ 顯著水準下均呈顯著

在加入事件研究部份，利用(3-15)式所估計出之各股估計值如表 4-6：

表 4-6 各金控股相關估計值

公司別	$R_f^b$	$R_f^a$
第一	-0.01238 <sup>***</sup> (0.00156)	-0.002591 <sup>**</sup> (0.017776)
華南	-0.01539 <sup>**</sup> (0.01544)	-0.00402 <sup>***</sup> (0.001258)
開發	-0.01600 <sup>***</sup> (0.008976)	-0.005414 <sup>**</sup> (0.035596)
國泰	-0.01523 <sup>***</sup> (0.004572)	-0.004547 <sup>**</sup> (0.043651)
國票	-0.01344 <sup>***</sup> (0.001577)	-0.003397 <sup>**</sup> (0.032576)
中信	-0.01384 <sup>***</sup> (0.006154)	-0.003702 <sup>**</sup> (0.012225)
富邦	-0.01434 <sup>*</sup> (0.07823)	-0.005062 (0.273451)
新光	-0.01346 <sup>***</sup> (0.004982)	-0.003169 <sup>**</sup> (0.016897)
復華	-0.01252 <sup>***</sup> (0.004725)	-0.002744 <sup>**</sup> (0.024621)
兆豐	-0.01393 <sup>***</sup> (0.005192)	-0.003698 <sup>**</sup> (0.036914)
建華	-0.01345 <sup>**</sup> (0.033582)	-0.00422 <sup>*</sup> (0.078251)
玉山	-0.01170 <sup>**</sup> (0.049810)	-0.003353 <sup>**</sup> (0.024571)
台新	-0.01187 <sup>*</sup> (0.069220)	-0.003397 <sup>**</sup> (0.024459)
日盛	-0.01483 <sup>**</sup> (0.021456)	-0.004652 (0.173722)

註：\*表示 $\alpha=10\%$ 下顯著，\*\*表示在 $\alpha=5\%$ 下顯著，\*\*\*表示在 $\alpha=1\%$ 下顯著

在套入事件研究法加以探討金控公司成立前後的系統風險值是否改變方面，(3-16)式所得檢定結果如表 4-7。

由表 4-7：系統風險值是否改變之檢定結果可知在  $\alpha=5\%$  標準下，顯著拒絕虛無假設之金控公司有第一金、華南金、中信金、新光金、復華金、兆豐金、建華金、玉山金及台新金，即上述公司其系統風險於金控成立前後確實有顯著改變；而開發金、國泰金、國票金、富邦金及日盛金等公司系統風險則沒有顯著的改變。回顧表 3-2 可以發現上述系統風險值無明顯改變之金控公司，其主併公司旗下並未合併或拓展太多與原本業務性質不同之子公司，而系統風險值呈顯著改變者，其旗下子公司多包含創投或投信等相對而言屬於較高風險之產業，故可能間接使系統風險值因金控的成立而造成顯著的改變。



表 4-7 系統風險值是否改變之檢定結果

公司別	t 值
第一	2.046 <sup>**</sup>
華南	1.934 <sup>**</sup>
開發	0.970
國泰	0.178
國票	0.689
中信	1.552 <sup>**</sup>
富邦	1.691 <sup>*</sup>
新光	2.170 <sup>**</sup>
復華	1.972 <sup>**</sup>
兆豐	1.976 <sup>**</sup>
建華	1.837 <sup>**</sup>
玉山	1.974 <sup>**</sup>
台新	1.518 <sup>**</sup>
日盛	2.248

註：\*表示 $\alpha=10\%$ 下顯著，\*\*表示在 $\alpha=5\%$ 下顯著。

### 第三節 小結

本節將統合本章第一及第二節所得之實證數據，將重要之數據結果再以簡表列出，俾能將本研究結果做最有系統之整理。

在本研究中， $\alpha_1$  為非條件下系統風險與證券報酬率間關係之係數值， $A^+$  及  $A^-$  則分別代表在條件下系統風險與證券報酬率間關係之係數值，由表 4-8 可窺知在經過條件化模型的修正後，變數間普遍得到一個更佳解釋能力。

而 Pettengill et al.(1995)指出欲證明系統風險值與報酬率間有正的抵換關係所需之兩個必要條件，本文所得之結果依據表 4-4 也都吻合。

表 4-8 條件與非條件模型類股間系統風險值與報酬率變動之估計係數

類股	$\alpha_1$	$A^+$	$A^-$
金融保險	0.000571	0.011639**	-0.01811**
水泥窯製	0.000213	0.010460**	-0.01876**
塑膠化工	0.000373	0.011214***	-0.01827***
營造建材	-0.000125	0.009722**	-0.01827**
機電	-0.000896	0.012973**	-0.01667***
食品	-0.000701	0.008107**	-0.01913**
造紙	0.004501	0.009488***	-0.01850***
紡織纖維	0.008973	0.010710**	-0.01798**
電器電纜	0.000021**	0.012957**	-0.01751***
玻璃陶瓷	0.001897	0.008017**	-0.01928***
鋼鐵	-0.002007	0.006946***	-0.02036***
汽車	0.000089	0.006883**	-0.19409***
觀光	0.000364	0.003688**	-0.02112**
百貨貿易	-0.000154	0.004783**	-0.01958***
水泥	-0.000091	0.011404**	-0.01854***
塑膠	-0.005808	0.012045**	-0.18349**
電機機械	0.000920	0.008116***	-0.01853***
化學工業	0.040761	0.008932***	-0.01845**
橡膠	0.000036	0.009809**	-0.01795**
電子	0.000964***	0.013091***	-0.01659***
運輸	-0.000065	0.009789**	-0.01881**

註：\*\*表示在  $\alpha=5\%$  下顯著，\*\*\*表示在  $\alpha=1\%$  下顯著

在金控公司成立前後其系統風險是否改變之研究，本節將各公司於金控成立前之系統風險值、金控成立後之系統風險值及其是否改變之檢定結果以表 4-9 簡列。

表 4-9 各金控公司成立前後系統風險值及其是否改變之檢定結果

公司別	金控成立前之 $\beta$	金控成立後之 $\beta$	t 值
第一	1.188008	1.220877	2.046**
華南	1.166276	1.363315	1.934**
開發	1.011143	1.099352	0.970
國泰	0.958372	1.054786	0.178
國票	0.909960	1.165026	0.689
中信	1.043570	0.905251	1.552**
富邦	0.922318	0.851215	1.691*
新光	1.068417	1.261845	2.170**
復華	0.9944673	1.008579	1.972**
兆豐	1.107812	1.224297	1.976**
建華	0.834854	0.948642	1.837**
玉山	0.813214	0.947724	1.974**
台新	0.858217	1.094224	1.518**
日盛	1.029320	1.075190	2.248

註：\*表示  $\alpha=10\%$  下顯著，\*\*表示在  $\alpha=5\%$  下顯著。

在未區分市場超額報酬率為正或負前，相較於其他類股，僅電子類及電器電纜類股其報酬率與系統風險間之相關性可由未區分市場超額報酬率為正或負前之模型來解釋。而區分過市場超額報酬率為正或負之條件後，本文證實了在市场超額報酬

率為正或負時，各類股之系統風險與類股報酬率具有同向關係。

金控公司在成立後之系統風險值普遍高於金控成立前，而在成立前後有顯著改變者計有第一金、華南金、中信金、新光金、復華金、兆豐金、建華金、玉山金及台新金；無顯著改變者則有開發金、國泰金、國票金、富邦金及日盛金。

## 第五章 結論與建議

CAPM 雖然在財務領域中廣泛被應用，但其間種種不合理假設一直以來為學界與實務界所詬病。後續許多學者致力於探討各種解決方法，分別提出市場模式、多因子模型或其他如 GARCH、Kalman filter.....等諸多時間序列模式，而本文則針對 CAPM 中假設市場超額報酬率為正之條件進行修正，將市場超額報酬率區分出為正或為負，利用此條件來衡量系統風險與證券報酬率之相互關係。同時以此修正模型做為基礎，加入事件研究法，探討金融控股公司於成立金控前後系統風險的改變狀況。

樣本採自臺灣股票市場中共 21 檔分類股為市場報酬率之變數，無風險利率以三商銀平均牌告利率為替代變數，為便於探討金控成立後的系統風險狀況，選取樣本自 1997 年至 2004 年 8 月 31 日止；在事件研究法上，事件前期的選取以 1997 年至各公司成立金控掛牌交易前最後一個交易日，事件後期的樣本則採自金融控股公司法通過後陸續成立的 14 家金控公司掛牌交易當日至 2004 年 8 月 31 日。而為求更適切的反應金融類股中個股與市場的反應關係，故探討金控公司成立前後的系統風險是否改變時，市場報酬率改以金融類股加權指數為替代變數。

### 第一節 研究結論

臺灣股票市場 21 檔分類股在未區分市場超額報酬率為正或負之條件下，僅電子類、機電類股系統風險值與該類股報酬率有顯著正向關係，其餘各類股報酬率與系

統風險值則無顯著的正或負向關係，推究其原因為該二大類股其所佔臺灣股票市場加權指數比重較高，因此即使在未區分市場超額報酬率為正或負之條件下，該二大類股依然顯著的與市場超額報酬率相關。

在條件化的資本資產定價理論中，因模型已區分出市場超額報酬率為正或負，故於該修正模型中，所有類股之系統風險值與該類股報酬率皆具有顯著的相關性，即在市場超額報酬率為正時，系統風險值與類股報酬率間亦存在正向關係；市場超額報酬率為負時，系統風險值與類股報酬率間則存在負向關係。

為使本文之研究模型能更適於實務之應用，本文將事件研究法應用於修正後的資本資產定價模型，利用國內 14 家金控公司成立前後之股價報酬率，檢驗各家公司系統風險是否有所改變。實證結果顯示金控成立後，除了中信金及富邦金以外，其他 12 家金控公司之系統風險值均較成立前為高，所有金控公司之變異係數亦都大幅提高，造成此現象可能是因為多數金控公司旗下納入太多與原本經營性質不同之子公司，加以市場上金控公司短時間內成立過多，彼此壓縮獲利，致使系統風險值與變異係數均較原先為高。

而在金控公司成立前後系統風險呈顯著改變者則有第一金、華南金、中信金、新光金、復華金、兆豐金、建華金、玉山金及台新金；無顯著改變者則有開發金、國泰金、國票金、富邦金及日盛金等。參照表 3-2 可發現系統風險值有明顯改變之金控公司其旗下多包含經營風險性較高的投信或創投等公司，而系統風險值無明顯改變之金控公司旗下納入之子公司則多與原先經營性質類似或屬於非高風險之產業。致使本文於實證後有此結果。

針對本文於第一章所提之研究目的，其實證結果所得結論分別為：

1. 在未區分市場超額報酬率為正或負之非條件化模型中，系統風險與證券報酬率間無法獲得一個顯著的相互關係，僅電子類、電器電纜類股系統風險值與該類股報酬率有顯著正向關係。在 21 檔分類股中，這樣的比例明顯偏低，故在未區分條件前之模型，實在無法用以解釋系統風險值與證券報酬率間彼此之關聯性。
2. 在條件化模型下，21 檔分類股在  $\alpha=5\%$  之標準下，可以證實系統風險與類股報酬率是具有同向關係的，當類股之系統風險為正時，市場超額報酬亦為正；反之則為負。
3. 金控成立後，不同的公司其系統風險改變狀況亦有所不同， $\alpha=5\%$  之標準下，系統風險有顯著改變之金控公司有第一金、華南金、中信金、新光金、復華金、兆豐金、建華金、玉山金及台新金；無顯著改變者則有開發金、國泰金、國票金、富邦金及日盛金等公司。

另外本文之研究貢獻如下：

1. 本文針對 CAPM 隱含市場超額報酬率為正之假設加以修正，透過區分市場超額報酬率為正或負之條件化模型以使之符合真實的市場狀況。相較於未修正前的模型，本修正模型在解釋能力上較原始模型為高。透過此修正後模型，由 CAPM 所衍生出之指標、夏普指標.....等，經過相對的修正後也得以繼續沿用而不需全盤推翻。
2. 本文以金控公司為研究標的，利用修正後之條件化模型檢定金控公司成立前後其系統風險是否具有顯著改變。實證結果除了可供其他金融業考慮是否加入金控戰局之考量外，亦可供已為金控之業者投入新產品開發之參考。



## 第二節 後續研究建議

近年來修正 CAPM 之模型可簡略分為系統風險值為固定或非固定兩派，本文乃自系統風險為固定值著手，後續在研究發展上建議如下：

- 1.可繼續致力於增加模型解釋因子，利用因素分析法尋找出其他對證券投資報酬率有所影響的因素，例如市占率、員工數、薪資率.....等，再利用條件化的修正模型來考慮諸多因子於各種狀況下，與證券報酬率間的相關性，以增加解釋能力。
- 2.本文乃利用金控成立前後來探討系統風險之改變，後續研究可朝進入金控市場之先後順序、組成之子公司性質來加以分類，或利用其他產業重大改革事件等繼續加以驗證。
- 3.本文在事件研究法上事件點採用日期為金控成立掛牌交易當日，在效率市場的考量下，後續研究或許可以以財政部核准各公司成立金控日期做為事件點，或在市場傳言出現時即開始認定。
- 4.本文利用修正後之模型加入事件研究法探究金控公司成立前後系統風險改變狀況，後續可進一步深入研究各金控公司成立前後系統風險正負改變方向及幅度之影響。

## 參考文獻

### 中文部份

- 王毓敏(民 81)，「 $\beta$  係數穩定性分析－資本資產訂價模型適用性之實證研究」，淡江大學金融研究所碩士論文。
- 林佩蓉(民 91)，「動態貝他值估計模型之研究」，淡江大學金融研究所碩士論文。
- 林相君(民 92)，「國內金融控股公司成立周年分析」，台灣經濟研究院產經資料庫。
- 李俊緯(民 89)，「台灣股市  $\beta$  係數穩定性之研究- Nonparametric Kernel Method 之應用」，實踐大學企業管理研究所碩士論文。
- 呂寶珍(民 91)，「與時變動市場系統風險之估計-臺灣股票市場之實證」，國立高雄第一科技大學財務管理所碩士論文。
- 周志隆(民 80)，「股票風險波動之研究－異質條件變異數分析法」，國立台灣大學商學研究所碩士論文。
- 麥海浩(民 88)，「公司特性與傳統貝他值(BETA)之研究」，淡江大學財務金融學系碩士論文。
- 許時淦(民 89)，「公司貝它值與權益成本估計之研究」，東海大學管理研究所碩士論文。
- 楊踐為(民 85)，「交易週轉率與系統風險之穩定性探討」，企銀季刊第二十卷第二期，107-115 頁。
- 楊踐為、陳玲慧(民 87)，「臺灣股票之系統風險與無風險利率於不同景氣市場時之穩定性探討」，企銀季刊，第 21 卷第三期，57-71 頁。
- 謝志鴻(民 91)，「條件性  $\beta$  和非條件性  $\beta$  — 以 14 國國際股市為例」，國立雲林科技大學財務金融碩士論文。
- 蔡佳賓(民 89)，「公司貝他值估計之研究－期別與離群效果」，東海大學企業管理學

系碩士論文。

西文部份

- Brooks, R., R. Faff and M. McKenzie(1998), "Time-Varying Beta Risk of Australian Industry Portfolios: A comparison of Modelling Techniques," *Australian Journal of Management* , Vol 23, No 1, June,pp. 1-22.
- Dreman, D.(1992) , "Bye-Bye to beta," *Forbes*, 30, pp. 148.
- Episcopos, A. (1996), "Stock Return Volatility a Time-Varying Betas in the Toronto Stock Exchange," *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol 35, pp. 28-38.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth(1973), "Risk, return and equilibrium," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, pp. 607-636.
- Fama, E. F. and K. R. French(1992), "The cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance*, Vol. 47, pp. 427-465.
- Fletcher, J.(1997), "An examination of the cross-sectional relationship of beta and return: UK evidence," *Journal of Economics and Business*, Vol. 49, pp. 211-211.
- Fletcher, J.(2000), "On the conditional relationship between beta and return in international stock returns," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 9, pp. 235-245.
- Grinold, Richard C.(1993), "Is Beta Dead Again?" *Financial Analysts Journal*, Vol. 49, pp. 28-34.
- Greenewold, N. and P. Fraser(1999), "Time-Varying Estimates of CAPM Betas," *Mathematics and Computers in Simulation*, Vol. 48, pp. 531-539.
- Hodoshima, J., X. G. Gomez and M. Kunimura(2000), "Cross-sectional regression analysis of return and beta in Japan," *Journal of Economics and Business* , Vol. 52, pp. 515-533.

- Lintner, J.(1965), "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolio and capital budgets," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, pp.13-37.
- Markowitz, H. M. (1952), "Portfolio selection," *Journal of Finance*, Vol. 7, pp. 71-91.
- Mossin, J.(1966), "Equilibrium in a capital asset market," *Econometrica*, Vol. 34, pp. 768-783.
- Pettengill. G. N., S. Sundaram and I. Mathur(1995), "The conditional relation between beta and returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 30(1), pp. 101-116.
- Schwert, G. W. and P. J. Seguin(1990), "Herteroscedasticity in Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 45, pp. 1129-1125.
- Sharpe, William F. (1964), "Capital assets prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk," *Journal of Finance*, Vol. 19, pp. 425-442.

表 A-1 各金控公司營運概況

公司	上市股號	成立日期	資產 (億元)	實收資本額 (億元)	淨值 (億元)	董監事持股(2003年4月)
第一金控 Fisrt	2892	2003.1.2	492	382	492	財政部 23.67%，台灣銀行 12.32%
華南金控 Hua Nan	2880	2001.12.19	642	448	581	台灣銀行 31.13%，第一銀行 2.68%，財政部 2.1%
中華開發金控 China Development	2883	2001.12.28	1,677	1,138	1,385	台灣銀行 3.64%，上海商儲 0.62%
國泰金控 Cathay	2882	2001.12.31	1,381	831	1,127	萬寶開發 25.17%，霖園投資 15.33%
國票金控 Waterland	2889	2002.3.26	209	212	208	國華人壽 7.9%，台北銀行 4.61%，中國商銀 4.22%
中國信託金控 Chinatrust	2891	2002.5.17	934	486	791	辜濂淞 7.72%，英商漢怡投資 2.01%
富邦金控 Fubon	2881	2001.12.19	1,719	825	1,514	明東實業 8.02%，蔡明忠 2.08%，蔡明興 1.82%
新光金控 Shin Kong	2888	2002.2.19	247	243	212	台灣新光實業 10.52%，新勝股份有限公司 9.07%
復華金控 Fuh-Hwa	2885	2002.2.4	400	283	373	光華投資 14.59%，台灣土地銀行 6.75%，台灣銀行 6.75%
兆豐金控 MEGA	2886	2002.2.4	1,684	1,105	1,423	財政部 9.94%，郵匯局 2.56%
建華金控 SinoPac	2890	2002.5.9	532	375	448	建弘國際投資 3.79%，錦安投資 2.35%
玉山金控 E.Sun	2884	2002.1.28	239	247	224	玉山銀行 12.54%，國泰人壽 5.20%，萬達投資 3.96%
台新金控 Taishin	2887	2002.2.18	538	403	507	瑞興興業 2.14%，東賢投資 1.41%
日盛金控 Jih Sun	5820	2002.2.5	294	220	289	三盛投資 11.63%，日盛投資 1.69%

資料來源：各公司網站、證券基金會及財政部金融局

表 A-2 各金控公司基本資料

公司	統一編號	董事長	總經理	地址	電話	網址
第一金控 Fisrt	80351999	陳建隆	董瑞斌	臺北市中正區重慶南路一段三十號	(02)23111111	www.firstholding.com.tw
華南金控 Hua Nan	70826764	林明成	許德南	台北市重慶南路1段38號	(02)23713111	www.hnfhc.com.tw
中華開發金控 China Development	70827383	劉泰英	劉泰英	台北市南京東路5段125號12樓	(02)27638800	www.cdibh.com
國泰金控 Cathay	70827406	蔡宏圖	蔡成城	台北市仁愛路4段296號16樓	(02)27087698	www.chatayholdings.com.tw
國票金控 Waterland	80330257	林華德	林華德	台北市敦化北路167號17樓	(02)87127999	www.waterland-fin.com.tw
中國信託金控 Chinatrust	80333992	辜濂淞	羅聯福	台北市松壽路3號18樓	(02)27222002	www.chinatrustgroup.com.tw
富邦金控 Fubon	03374805	俞政	蔡明興	台北市建國南路1段237號	(02)27067890	www.fubongroup.com.tw
新光金控 Shin Kong	80328219	吳東進	鄭弘志	台北市忠孝西路1段66號31樓	(02)23758576	www.skfhc.com.tw
復華金控 Fuh-Hwa	70796749	張昌邦	黃壽佐	台北市忠孝西路1段4號6樓	(02)23497830	www.fuhwa.com.tw
兆豐金控 MEGA	70796754	鄭深池	林宗勇	台北市衡陽路91號10樓	(02)23613000	www.ctnbank.com.tw
建華金控 SinoPac	80333183	洪敏弘	盧正昕	台北市南京東路3段136號9樓	(02)87738888	www.sinopac.com
玉山金控 E.Sun	70796305	黃永仁	侯永雄	台北市武昌街1段77號	(02)23891313	www.esunbank.com.tw
台新金控 Taishin	80328055	吳東亮	王文猷	台北市中山北路2段44號2樓	(02)25366666	www.taishinholdings.com.tw
日盛金控 Jih Sun	70796826	陳國和	趙永飛	台北市松江路68號8樓	(02)25673688	www.jsungroup.com

資料來源：各公司網站、證券基金會及財政部金融局