國立政治大學經濟學系碩士論文

指導教授： 饒秀華 博士

徐士勛 博士

國立政治大學
National Chengchi University

台灣八大產業之風險報酬抵換關係

研究生：辛盈盈

中華民國一〇二年六月

謝誌

很難想像自己能夠完成這篇論文，在這段期間遇到許多挫折，原來想過要中途放棄，幸好有老師及同學們的開導及幫助讓我能夠走完這條漫長的路。要感謝的人實在太多了。首先要感謝的就是我的指導教授饒秀華老師，即使是最基礎的問題都能不厭其煩的替我解答疑惑，在我想放棄時，要不是有鼓勵我堅持下去及教導我面對問題應該有的態度，這篇論文是不會完成的。再來要感謝的就是徐士勛教授，老師在我遇到處理資料發生疑惑時提供我建議，並細心地提醒我寫論文要注意的地方及技巧。另外，老師也會適時的鼓勵讓我在論文的進度上及面對口試更有自信心。同時也感謝口試委員們提供寶貴的意見讓這篇論文有疏漏的地方能夠有完善的改進。除此之外，也要感謝和我一起同甘共苦的好朋友:許紹偉、李洸慶、許正揚。許紹偉不論在計量軟體的協助上及論文修改的方面都是義不容辭讓我十方感動，我會永遠記得我們一起研究軟體到半夜的那一個夜晚。李洸慶及許正揚也在我有需要幫忙時都適時的伸出援手，非常感謝大家都十分幫忙才能成就這一篇論文的誕生。非常喜歡我們每次 meeting 完聊天的時光，在這一年裡對彼此都更加了解，感情也更好了，我會珍惜這一年大家在一起的時光，也希望未來大家都有很好的成就及美好的未來。

辛盈盈 謹誌於政治大學經濟研究所

中華民國一零二年六月

國立政治大學 National Chengchi University

摘要

研究結合台灣八大產業類股為橫斷面資料和跨期資本定價模型(ICAPM)的風險溢酬之抵換關係。以雙變量 GARCH 模型去估計與時鉅變的市場風險因子各股與市場超額報酬的條件共變異數。並以條件共變異數代表風險值去估計八大類股風險報酬的關係，實證研究顯示在未限制各類股風險報酬關係之斜率一致下，大部分產業估計出的斜率(相對市場風險趨避係數)幾乎都不顯著，在此情形下，不符合其 ICAPM 理論的高風險高報酬的推論;但在限制各類股風險報酬關係的斜率一致下所估出的斜率可得到正向顯著關係,則符合 ICAPM 理論的高風險高報酬關係。除了探討市場風險因子與各大類股的風險報酬關係之外,我們另外也加入了其他影響投資機會風險因子對各類股超額報酬的關係，更進一步強化 ICAPM 模型，我們以三個狀態變數對各類股超額報酬的條件共變異數當作投資機會風險因子。分別為違約利差、股價殖利率、去掉時間趨勢的短期利率。在同時考慮市場風險因子和投資機會風險因子對各類股超額報酬的關係,發現原本市場風險與報酬關係系數值維持正向顯著,也發現投資風險因子對各類股超額報酬關係也都顯著並符合經濟上的合理性:短期利率風險因子為負向顯著，違約利差風險因子、殖利率風險因子為正向顯著。

國立政治大學 National Chengchi University

目錄

謝誌 I

摘要 II

目錄 III

圖表目錄 IV

第一章 緒論 1

第一節 研究背景 1

第二節 研究動機與目的 4

第三節 研究流程與架構 4

第二章 文獻回顧 5

第一節 資本定價模型 5

第二節 其他影響超額報酬的因素 12

第三節 台灣產業風險溢酬關係實證 16

第四節 金融海嘯下風險值變化 17

第三章 資料來源與簡介 20

第四章 模型介紹與研究方法 23

第一節 模型介紹 23

第二節 研究方法 29

第五章 實證結果分析 33

第一節 基本統計量分析 33

第二節 實證結果分析 46

第六章 結論與建議 51

第一節 結論 51

第二節 建議 53

參考文獻 55

國立政治大學 National Chengchi University

圖表目錄

表 5-1 報酬率基本統計量 35

表 5-2 單根檢定結果表 36

表 5-3 ARCH-LM test 檢定統計量 37

表 5-4 相關係數分析表 38

表 5-5 市場風險衝擊與波動的持續性表 39

表 5-6 $\sigma_{im,t}$敘述統計量 40

表 5-7 $\beta_{i,t}$敘述統計量 43

表 5-8 未限制斜率一致下的相對風險趨避係數A_i估計 47

表 5-9 限制斜率相同下的相對風險趨避係數 A 估計 48

表 5-10 市場風險因子係數A與影響投資機會風險因子係數B_x估計 50

圖 1-1 研究架構流程圖 5

圖 5-1 報酬率時間趨勢圖 35

圖 5-2 $\sigma_{im,t}$時間趨勢圖 41

圖 5-3 $\beta_{i,t}$時間趨勢圖 45

國立政治大學 National Chengchi University

第一章 緒論

第一節 研究背景

股票市場中大家最關注影響報酬率的因素，而風險與報酬的不論在理論是和實證上都有相當密不可分的關係。以理論上最為大家所熟知的資本資產訂價(CAPM)模型，為基於風險資產期望收益均衡基礎上的預測模型之一。傳統 CAPM 模型解釋系統風險是為一解釋資產超額報酬的唯一因子。當股票市場景氣熱絡時，也就是股票市場呈現漲多跌少的情況時，擁有高系統風險因子的單個個股或股票組合較低系統風險的資產組合的獲利狀況還佳；反之，在股票市場景氣慘綠時，股票市場呈現跌多漲少時，高風險因子的資產組合損失程度更大，此時，低風險因子得投資組合可提供一個避險機會。CAPM 給出了一個非常簡單的結論：只有一種原因會使投資者得到更高回報，那就是投資高風險的股票。因此大量實證論文去印證 CAPM 的可靠性。但是，卻出現了一部分違反 CAPM 理論的結果。之後，理論上又把 CAPM 的一些假設做了改變，其中，Merton(1973)提出的跨期資產定價模型(ICAPM)可用來衡量跨期的風險與報酬之間的關係。

風險因子在傳統 CAPM 理論上已不為固定的值，許多研究都證實風險因子的變數如β值或者是資本資產報酬的變異數或與市場的共變異數都會隨著時間而改變，而不是一個固定的常數。甚至發現報酬的波動變異在面對正向資訊或是負向資訊時會呈現不對稱的衝擊反應。而本身財務序列資料大多有波動群聚的特質，亦即大波動伴隨大波動，小波動伴隨小波動。股價的波動度難以預測，因此，股價波動度的影響因素及特性也是許多文獻探討的重點。由於股價波動度難以預測造成傳統 CAPM 理論顯然在現代金融市場中已經式微。我們應該考慮風險因子的時間變動性再去探討風險與報酬的關係才會更有探討價值，因此，有許多文獻利用各

種模型方法去捕捉股價波動的變異性。

ICAPM 的理論為: 投資人在多期模型中，資產在不同時期不同狀態下會有不同的價格，資產報酬的變化屬於動態性質，Merton（1696,1971,1973）認為投資者會作跨期的資產選擇，如果投資機會隨著時間改變，則在連續時間模型下，投資者除考慮當期的資產報酬也預期未來的資產報酬，並將與預測未來市場報酬有關的變數也納入考慮中。

Merton(1973)以 ICAPM 理論模型市場超額報酬主要可以兩個方面來預測:一為市場與資產組合的共變異數。二為以代表投資機會的狀態變數與資產組合的共變異數來預測。因此，在均衡條件下，投資者持有資產 i 的報酬是該資產的期望報酬率R_i。期望報酬包括了系統風險（ρ_{im}）的報酬以及總合投資機會集合中不確定變動的風險報酬。

雖然提出了 ICAPM 理論修正了傳統 CAPM,我們照理應該可以更加確定風險與報酬之間的關係，那就是高風險高報酬的關係。但是,卻還是有文獻顯示並無一定關係，甚至出現負向顯著關係。Bali(2008)使用 ICAPM 來估計跨期的美國各產業預期報酬與市場風險因子之間的關係，在未考慮橫斷面資料一致性時，估計結果每個產業有出現不顯著且正負不一致的關係。但在考慮橫斷面資料一致的因素後，證實了所有產業都符合高風險高報酬的關係，也就是正向關係，並且具有顯著力。除了市場風險因子外，另外考慮了其它投資機會的狀態變數加入，也得到了符合經濟理論上對資產報酬的關係。

根據股超額報酬與市場投資組合的共變異數所代表的風險值去預測個股超額報酬為 ICAPM 的建構基礎。因此，共變異數常被做為風險管理的衡量值，而斜率值則代表為平均相對市場風險趨避程度。許多文獻發現資本資產報酬的變異數及共變異數是隨時間變動的。因此我們考慮市場風險因子應考慮條件共變異數。了解台灣各類股的市場風險因子的特性也是投資人不可不關心的一項指標。

Bali(2008)以條件共變異數當做市場風險因子，並觀察各產業條件共變異數之持續性，如此可用來判斷各類股對於市場風險衝擊的持續性。本文以台灣八大產業類股作為橫截面資訊探討市場風險因子與各類股超額報酬的關係是否如同ICAPM理論的高風險高報酬的特性並且觀察各類股對於市場條件共變異數的持續性程度之大小。

由於台灣各類股隨著產業特性不同，報酬波動性可能也隨之不同，詹前浩(2002)探討台灣金融、電子營建、百貨貿易類股價指數與股價報酬波動的不對稱效果。發現研究報酬波動比較，電子類股的波動度會最大，次為營建業，百貨業類股最小。因此，影響台灣各類股報酬的市場風險因子對報酬率的關係也有可能隨之不同。台灣八大產業的風險值特性也是本文所想要探討的重點之一，了解了各大類股的風險值特性可能對於以產業做為投資組合的風險分散指標的投資客來說有增加類股投資分配相關資訊的幫助。

金融海嘯在2008年爆發，並且影響力迅速蔓延全球，讓投資人在此段期間都遭蒙不小損失，許多文獻也證實其系統風險值在金融海嘯時都有顯著的改變。其中，謝明霖(2009)研究台灣八大產業類股及其主要個股隨時間改變的系統風險β值，研究發現金融海嘯事件是類股及各股的β值，除塑膠石化類股以及兆豐金、開發金外，其它類股與個股皆發生結構性轉變。顯示台灣大部分產業的系統風險值都在金融海嘯下發生改變。而既然台灣大部分產業相關文獻的實證結果都顯示系統風險值在金融海嘯時期會有顯著改變，本文也另外觀察期金融海嘯時期間的系統風險值是否有顯著變動。

本文一開始選擇用雙變量GARCH模型中的BEKK模型估計台灣八大各類股產業的市場風險因子，及其它投資機會影響各類股報酬率的風險因子，我們先未考慮橫斷面資料一致性去估計各產業單獨對市場風險因子的關係，依據估計的結果觀察我們是否可以在股市呈現空頭或多頭情形下，依照個別產業類股的風險溢酬特

性，進而提供投資人相關投資決策做來規避風險或增加獲利性。畢竟，在面對風險下投資不同類股是投資者非常熱烈討論的議題。再來考慮橫斷面資料一致性，我們估計所有各類股都適用的個別產業對市場風險因子和報酬的關係是否符合 ICAPM 的理論。

第二節 研究動機與目的

一、探討台灣八大產業所代表風險值的條件共變異數及條件β值特性，並觀察是否在金融海嘯時期的風險值在八大產業中有明顯改變。

二、藉由 ICAPM 理論為架構，在未限制各類股斜率一致的風險報酬關係時，分別探討台灣八大類股對於風險與報酬的關係，並以此觀察各類股受到市場風險影響的程度，提供投資人在面對風險下做出正確的投資組合以達到損失最小。

三、在考慮所有產業橫斷面資料的一致性下，也就是台灣八大產業的市場風險因子的斜率控制在一個固定參數下，是否符合高風險高報酬的特性

四、除了針對市場風險對個股的超額報酬關係，另外增加影響未來投資機會的總體變數的風險因子下，其市場風險因子與各類股報酬的關係是否會改變，並且探討其他投資機會的總體因素的風險因子和各類股報酬率的關係是否具有經濟合理性關係。

第三節 研究流程與架構

第一章　緒論:包含研究背景、研究動機與目的及研究架構，提出本篇論文所想要探討的問題，並描述本篇論文的主要概念。

第二章　文獻回顧:提出文獻確立其財務理論基礎為架構，在引用相關文獻探討其依照財務理論為基礎的實證結果及結論做為本篇論文做實證的參考解釋。

第三章　資料來源與描述:對於所要探討的範圍及變數的樣本資料來源、期間做出詳細的介紹。

第四章　研究方法與模型介紹:本文利用雙變量 GARCH(1,1)去估計所需要的風險因子,並對所估出的風險因子對各類股報酬利用迴歸分析探討問題。

第五章　實證結果與分析:對於實證結果做出經濟上之分析，並探討各類股報酬的對於風險因子的敏感度。

第六章　結論:對於本文的研究動機的問題做出結論。並探討本篇實證的改進之處。

圖 1-1 研究架構流程圖

第二章 文獻回顧

第一節 資本定價模型

資本資產訂價模式(CAPM)由Sharpe(1964)、Lintner(1965)以及Black(1972)所發展出來，其目的是在協助投資人決定資本資產的價格，市場均衡時，證券報酬率與證券的市場風險（系統性風險）間的存在一正向線性關係，也就是該模型主張風險性資產的期望超額報酬決定該資產的風險溢酬，資產的預期報酬和市場風險之間存在正向線性關係。CAPM 所考慮的是不可分散的風險（市場風險）對證券要求報酬率之影響，假定投資人可作完全多角化的投資來分散可分散的風險（公司特有風險），故此時只有無法分散的風險(市場風險)，才是投資人所關心的風險，因此也只有這些無法分散的風險才是獲得風險貼水的重要因素。CAPM 所引伸出的一個重要結論：只有投資高風險的股票才能使投資者得到更高回報。

夏普發現個股或者股票組合的預期回報率(Expected Return)的公式如下：

$$\bar{r_a} = r_f + \beta_a * (\bar{r_m} - \bar{r_f})$$

其中，$\bar{r}_a$是個股或投資組合的期望報酬率

r_f是無風險回報率，

$\beta_a = \frac{cov(\bar{r}_m, \bar{r}_a)}{var(\bar{r}_a)}$，為個股或投資組合之市場風險

$\bar{r_m}$是市場期望回報率 (Expected Market Return)，

$(\bar{r_m} - \bar{r_f})$是股票市場溢價 (Equity Market Premium).

由上式我們可知市場風險係數是用 β 值來衡量。Beta 係數是用以度量一項資

產系統風險的指針，是用來衡量一種證券或一個投資組合相對總體市場的波動性（volatility）的一種風險評估工具。而實證結果的支持由 Fama and MacBeth (1973)以 1926-1968 年 NYSE 上市公司股票為樣本，結論皆支持 CAPM:β值是唯一能影響預期報酬的因素，且為線性正向的抵換關係。但往後許多實證研究發現，CAPM 中的 β 值難以確定， Dybving and Ross（1985）及 Hansen and Richard（1987）提出了條件 CAPM 的理論基礎，其主要認為資產之風險溢酬會隨著經濟情勢或企業營運狀況的不同而有所變動，因此 CAPM 中的 β 不再是固定的，而是會隨著時間所改變。Akdeniz et al.（2003）以門檻 CAPM 理論發現以 NYSE 為代表的美國股市發現國庫券利率高於門檻值時，大部分產業相較於國庫券利率低於門檻值時，其系統風險相對較高，證實了β 會隨著國庫券利率的改變而變動。以門檻 CAPM 理論作實證結果，不只發現 β 值存在動態變化更發現風險報酬關係存在顯著非線性關係。Huang 在（2003）檢測台灣股票市場的 CAPM 理論β值除了發現其值會隨時間變動之外，也證實其樣本公司有 CAPM 的高風險高報酬的特性。

除了β值不為固定值外，此模型有許多限制假設，不符合現實情況，例如假設投資者的投資期限相同且不考慮投資計劃跨期之後的情況，而市場上的投資者數目眾多，他們的資產持有期間不可能完全相同，且現在進行長期投資的投資者越來越多，隨著金融市場日趨複雜化，假設也就不符合現實的情況。而其中假設投資者可以不受限制地以固定的無風險利率借貸，這一點也不符合現實狀況。陳文玲(1991)在資本資產定價模式於台灣股票市場之實證研究藉著檢定 CAPM 對市場模式之參數所隱含的限制式，以台灣股票資料所形成的投資組合實證，結果發現：以各種不同的檢定統計量於各子期是否拒絕 CAPM 的結果並不相同。從整個研究期間來看，Sharpe CAPM 無法解釋臺灣股價行為。楊明栽(1997)以台灣證券市場為研究樣本，以月資料、週資料、季資料三種資料型態去印證 CAPM 是否適用於台灣股市，研究結果發現並不顯著，因此判斷此一期間之臺灣股票市場，系統風

險並不是唯一的影響因素。

我們知道傳統 CAPM 理論的假設只考慮單期的情況，但現實中投資者在做決策時會追求跨期消費極大化。針對 CAPM 缺點 Merton(1973)提出跨期資本定價模型(ICAPM)以極大化跨期的消費為基礎將單期模型擴大維多期模型，建立一個動態的投資組合資產訂價理論，並且考量未來投資組合的變動而加入避險資產組合，對於風險的衡量更加理想，建立了一個結合連續時間的投資組合與資產定價模型，提出了一个跨期 CAPM(ICAPM)。跨期性 CAPM 可說是傳統 CAPM 的不同就是在市場均衡時，投資者持有資產 i 的期望報酬除了包括系統風險溢酬(ρ_{im})外，也包含了總合投資機會中不確定風險溢酬。這比傳統 CAPM 更符合實際的經濟環境。而以 ICAPM 衡量橫斷面的資產報酬可以下式表示:

$$E_t\left[r_{t+1}^i\right] = \lambda_t cov_t\left[r_{t+1}^i, r_{t+1}^m\right] + r_t' cov_t\left[r_{t+1}^i, s_{t+1}\right], i = 1,2, \ldots . N$$

其中，r_{t+1}^i為資產 i 的超額報酬，r_{t+1}^m為市場資產組合的超額報酬，s_{t+1}為為描述投資機會集合的 k×1 向量狀態變數(state variables)，

$\lambda_t cov_t\left[r_{t+1}^i, r_{t+1}^m\right]$代表市場風險溢酬，$r_t' cov_t\left[r_{t+1}^i, s_{t+1}\right]$代表避險資產組合風險溢酬。在 ICAPM 的多期模型下，上式代表投資者預期報酬的補償除來自於承擔市場風險外，也包含承擔投資機會集合不利的變動之風險。本文即以此式子做為架構之一以進行台灣八大產業的實證分析。

近年來財務時間序列文獻中關於風險因子的動態型態捕捉，已朝向多變量 GARCH 模型發展，而資產組合間可能具有報酬波動的相互影響關係，從這些資產報酬之間的共變異數來了解其中的波動性代表風險相關值作為參考指標。Bollerslev，Engle，and Wooldridge(1988)利用多變量 GARCH-in-mean 模型估計美國股票、債券、國庫券報酬率的條件共變異數當作風險變數去探討市場風險溢酬關係。不同多變量 GARCH 模型主要建構的差別在於其隨時間變動的條件共變異的形式不同。Polasek(2001)使用 BEKK 模型來預測股票指數的波動，主要針對

MSCI 北美、歐洲及亞太指數的報酬波動來做預測，實證結果顯示風險與報酬具有顯著抵換關係，並且可藉由多變量模型來抓取報酬的波動。Bali(2008)利用雙變量 GARCH 模型估計各產業報酬率與市場報酬率之間的條件共變異系數來做為系統風險去探討風險報酬關係。

ICAPM(跨期資本定價模型)依據風險趨避者的角度理論上市場風險與超額報酬的跨期關係應呈正向關係。Merton (1973)在 ICAPM 加入受風險趨避係數影響的跨期資產避險組合但在關於探討市場風險與超額報酬的跨期關係的相關實證文獻中，隨著後續相關的實證研究隨著不同的樣本時期、資產組合及計量方法及模型，其研究結果沒有一致的結論，風險報酬關係出現正負不一致、甚至不顯著的情況。Campbell(2001)指出股票預期報酬與條件波動之間的關係不一致的主要原因在於模型假設的差異，指出非線性的估計方式對於預測市場報酬並未優於線性估計方程式，且預期報酬與波動之間依靠條件變異數的設定。

有關發現正向關係的相關文獻中，French，Schwert，and Stambaugh(1987)認為報酬與不可預測的波動為負向關係，這個關係也可代表事前條件波動和事前報酬為正向關係的間接證據。更進一步以美國股市的日資料以 GARCH-in-mean 模型波動與報酬的關係，發現為正向顯著關係。Bollerslev，Engle，and Wooldridge(1988)利用多變量 GARCH-in-mean 模型估計美國股票、債券、國庫券報酬率的條件共變異數當作風險變數去探討市場風險溢酬關係，並發現是微小但顯著的正向抵換關係。Scruggs(1998)發現文獻上傳統 CAPM 模型的市場風險報酬的單因子模型有不一致的結論。因此，以跨期資本資產訂價模型(ICAPM)為架構，加入長期政府債券的超額報酬代表影響市場超額報酬的第二因子，並且利用條件雙變量 EGARCH-in-mean 模型去估計資產報酬條件變異的風險值，發現其市場條件變異與超額報酬之抵換關係為正向。另外，也說明加入第二因子再估計風險報酬關係對其市場風險報酬關係的顯著性會造成極大的影響，證實傳統 CAPM 的單因子模型優於加入其他影響投資機會與市場報酬的共變異數的 ICAPM 模型。Guo

and Whitelaw(2006)建構 ICAPM 模型，以 GMM 法進行參數估計，發現市場風險與報酬呈現正向關係，並發現相對風險係數與投資人的風險趨避有關係。Ghysel，Santa-clara and Valkamov(2005)以介紹了一個新的衡量風險估計值-以過去的每日報酬平方加權平均去預測每月變異數，也就是 MIDAS 為模型估計的條件變異數當做風險值發現風險報酬關係為顯著正向關係。並且再比較 GARCH-in-mean 模型及移動視窗(rolling window)所估計的條建風險值，發現 MIDAS 最對風險值做出最好的解釋力，也因此代表 MIDAS 方法能估計出最正確的正向風險報酬關係。

關於負向關係的相關文獻中，Campbell(1987)以衡量期限結構的狀態為資訊變數，以美國為主的月資料，探討 1959 年至 1979 年和 1979 年至 1983 年，以不同利率期限結構預測股票、債券、國庫券的超額報酬。並印證是否符合資本定價模型的理論。除了發現其風險值β值隨著時間會改變外，風險報酬的關係除了在短期利率期限結構為正向關係，大部分的條件化的平均報酬與波動都為負相關。Glosten， Jagannathan，and Runkle(1993)利用修正後的 GARCH-M 模型:(1)考慮季節趨勢的波動(2)正面和負面的未預期報酬率的變動對條件化波動有不同的影響性(3)以名目利率去預測條件變異，估計以美國股票市場的月頻率資料得到負向的風險報酬抵換關係。whitelaw(1994) 利用四個財務變數:一年期國庫券殖利率、Baa-Aaa 違約利差、商業本票-國庫券利率差及股利收益率去估計美國股票市場報酬的一階及二階動差，其變數能對期望報酬及波動度做良好的預測。並發現報酬與風險為負向關係。Brandt and kang(2004)以向量自我回歸建購股票報酬之條件化平均數及波動度，研究同期與跨期之報酬及風險關係，發現在同期為負向關係，跨期則為正相關，並發條現條件化報酬平均數與波動度隨景氣循環變化。

而風險報酬關係為不顯著的文獻: Baillie and DeGennaro(1990) 利用 GARCH-in-mean 模型去估計美國股票市場上條件化變異數或標準差與報酬的抵

換關係，發現不論是日報酬率或越報酬率的資料下，其抵換關係都十分微弱，其結果建議投資人可考慮其他估計風險的方法可能會以資產組合報酬率的變異數代表風險還更適合。Campbell and Hentchel(1992)認為當報酬為負時會使波動回饋程度增加，報酬為正時波動回饋程度會減弱，因此利用 QGARCH 模型去預測其不對稱型式的 GARCH-in-mean 為架構的風險報酬抵換關係，其結果在兩段不同的樣本期間為一正一負不一致的情形，但都不顯著。Harrison and Zhang(1999)以半無母數密度估計及蒙地卡羅法去檢驗隨時間長短不同下預期股價報酬及條件化波動的關係，發現一年到兩年的期間長度(長期)存在正向顯著關係，而一個月的期間長度(短期)不存在顯著的風險報酬關係。

關於台灣股市 ICAPM 的相關探討，李美樺(2007)利用 ICAPM 結合橫斷面分析，探討台灣股票市場預期超常報酬與條件化波動間的動態關係，利用 GMM 法(一般動差法)進行參數估計，實證結果顯示台灣股市在市場風險溢酬及避險資產組合之風險溢酬為顯著負相關，顯示台灣股市可以提供投資人一個避險的機會。林庭瑄（2009）探討台灣加權股價指數之風險和報酬間的關聯性。以每日超額報酬平方(MIDAS)、移動視窗(rolling window)以及 GARCH-M 三種估計方法計算出報酬的條件變異數做為風險因子，以 ICAPM 為架構去估算平均報酬係數以及代表性投資人的風險趨避係數以判斷風險和報酬之關係。實證結果顯示台股加權股價指數的預期報酬和風險呈現正相關，而三種估計報酬的條件變異數方法中，以 MIDAS 估計最為顯著。

Bali(2008)使用 ICAPM 來估計跨期的預期報酬與風險之間的關係，並加入橫斷面因素及時間序列的二維資料，藉由 bivariate GARCH 模型來估計條件共變異數來代表風險因子，估計美國不同產業在 1926 年到 2002 年的報酬率與其條件共變異數的在限制斜率關係相同下，利用 WLS 方法(加權最小平方法)估計出風險報酬的抵換關係，其代表係數為正向且顯著的，這符合 CAPM 理論所說的風險越大，報酬率越高。另外，在加入除了代表市場風險的共變異係數外，也加入了其他總

體經濟變數代表其他投資機會下可能影響報酬的狀態變數，在控制各產業間具有相同系數下，其代表的總體經濟變數估計出的係數不只都可做出經濟上合理的解釋並且呈現顯著的結果。

近年來有許多相關的研究指出，股票溢酬及相關風險值具有隨時間變動(time-varying)的特徵，為了更能正確解釋風險值的特性及預測。Engle(1982)與 Bollerslev(1986)的 ARCH 與 GARCH 模型允許條件變異數隨時間變動，建構出適合在分析財務資料中印證理論的動態行為。French，Kenneth，schwert and Stambaugh(1987)以美國股票市場為研究對象，利用 GARCH 模型估計事前波動和 GARCH-in-mean 模型去估計事前的風險溢酬和波動關係，發現比利用單變量(ARIMA)模型更能驗證正的預期風險溢酬和波動關係。Bollerslev et al(1988)利用多變量 GARCH 估計美國股市的條件變異數，發現預期報酬會隨著風險值的改變而改變，也就是β值會隨時間變化，在利用 MGARCH 所估出的條件風險值去估計期預期報酬，探討其結果而之後更有許多建立風險因子的估計模型出現，且多採用雙變量 GARCH 去估計，而雙變量 GARCH 模型之間的差異在於描述其隨時間變動的條件共變異數的形式不同。有 Bollerslev、Engel、Woolgridge(1988)提出的 VECH 模型，Bollerslev(1990)提出的固定條件相關係數模型(CCC)模型，此模型是原本著重在條件共變異數的估計移轉到條件相關係數方程式上，而之後由 Engle(2002)所提出的動態條件相關係數模型(DCC)模型則是放寬 CCC 模型的固定相關假設。Baba、Engle、Kraft、Kroner(1991)提出的 BEKK 模型這些模型之後許多文獻探討風險與報酬關係常使用的估計模型。宋曉軍(2009)利用各種不同的多變量 GARCH 模型探討亞洲地區股市間的股價波動溢出、非對稱性及動態相關係數的發展軌跡，並發現以 DCC 模型估計亞洲各市場間的動態相關性最有效。

第二節 其他影響超額報酬的因素

傳統 CAPM 為單因子模式，也就是報酬率只受市場風險因子影響。但是許多學

者認為非系統性風險也有助於解釋股價報酬率的變化，β值並非唯一的解釋變數。許多文獻開始探討許多影響其股價超額報酬的因素，實證結果也顯示還有許多因子對股價超額報酬有顯著影響。為了補強CAPM中系統風險因子無法解釋的部分。往後有許多理論以 CAPM 為延伸去發展出更多關於資本定價模型的相關理論。Fama and French (1992)探討影響美國股票平均報酬率的因素，研究發現其β值無法有效解釋，推翻純以β值為唯一因素來解釋股票報酬率的傳統資本資產訂價模型。並歸納出公司規模(SIZE)與帳面市值比(book equity to market equity ratio, BE/ME)兩項因素能有效個別公司股票平均報酬率的變異情形。Fama and French (1993)認為與規模及帳面權益對市值比有關的溢酬是對風險的補償，故而再進一步建構與該二特徵相關之風險因子（SMB，HML），並與市場投資組合（$R_m - R_f$)共同組成三因子模型。模型設定認為超額報酬率可由三個因子決定：市場風險（$R_m - R_f$)、市值因子(SMB)、帳面市值比因子(HML)，而研究結果顯示資產報酬率的變動可由此三個風險因子決定。模型以下列式子表示：

$$\mathrm{E}(R_{it}) - R_{ft} = \beta_i\left[E(R_{mt}) - R_{ft}\right] + s_i^E(SMB_t) + h_i^E(HML_t)$$

其R_{ft}表示時間 t 的無風險收益率；R_{mt}表示時間 t 的市場收益率；

R_{it}表示資產 i 在時間 t 的收益率

$\mathrm{E}(R_{it}) - R_{ft}$是市場風險溢酬;$SMB_t$為市值(Size)因子；$HML_t$為时间 t 的帳面市值比(book—to—market)因子

除了三因子模型外，Rose(1976)年提出多因子模式的套利定價理論(APT)。其理論也是一種資本資產定價的模型，模型說明資本資產的收益率是各種因素綜合

作用的結果，並不只受到證券組合內部的風險因素影響，推論股票期望報酬受到 K 個因素的影響，且實證結果顯示 APT 在風險與報酬關係的解釋能力較 CAPM 為佳。其實 APT 就是 CAPM 模型的延伸模型，不過是認為股價超額報酬應由更多總體經濟因子解釋。下列式子為 APT 模型設定:

$$\mathrm{E}(R_{i,t}) = R_{f,t} + \beta_{i,Fk}[E(R_{Fk,t}) - R_{f,t}]$$

$\mathrm{E}(R_{i,t})$為第 i 個資產在第 t 期的期望報酬

$R_{f,t}$為無風險利率

$[E(R_{Fk,t}) - R_{f,t}]$為第 k 個風險因子的風險溢酬

$\beta_{i,Fk}$為第 i 個資產對第 k 個共同風險因子的敏感度

至於影響個股期望報酬率的因素，Chen , Roll and Ross(1986)提出了四項總體經濟的重要變數包括：產業的生產值、違約風險貼水的變動額:為美國 AAA 與 Baa 等級公司債兩者間到期報酬率之差額、長短期利率的差額、長期與短期政府公債兩者間到期報酬率之差額、非預期的通貨膨脹率。之後，開始集中研究各種總體經濟影響因子對風險溢價關係的顯著性，而研究證據顯示這些變數對股票報酬有顯著影響。Whitelaw(1994)指出 Baa-Aaa 公司債殖利率差(yield spread)、商業本票與國庫券之殖利率差、一年期國庫券殖利率、股利率等因素對股價波動性有很強的預測力。鄭燕茹(2004)以美國 NYSE 普通股股票為研究樣本，探討公司規模、帳面市值比、益本比、股利收益率與股利發放率對股價的影響，研究結顯示就短期投資期間而言，益本比與帳面市值比分別為最佳與次佳的解釋變數，其餘三項變數於短期並不具解釋能力;投資期間延長對因子解釋能力改善的程度不一，益本比、帳面市值比與股利收益率均隨投資期間延長而解釋能力越佳，而公司規模與股利發放率的效果則不因投資期間長短而有所變化。

因此，除了單純探討資產定價模型對台灣股市的影響是否符合理論外，還有許多狀態變數會影響台灣股市的股價。陳翠玲(1990)以經濟景氣循環分做三期探討影響台灣股價指數的可能總體經濟因子，每一期影響股價的總體因子不一定相同，在第一期中，主要受工業生產指數、匯率、貨幣供給額及物價指數影響。在第二期中，主要受匯率、前一期貨幣供給額及進出口值影響。在第三期中，主要受貨幣供給額、 售物價指數及進口值影響。李家宜（1999）採用條件 CAPM 模型，針對台灣 1991 年至 1998 年證券市場資料做實證分析，重新檢驗傳統 CAPM 模型，發現股票指數風險對投資組合報酬具顯著的解釋能力，兩者間呈正向關係。並探討其他總體經濟變數對投資組合報酬的影響，發現市場貼水風險對投資組合期望報酬的影響，無論以期限貼水或違約貼水衡量皆呈現負向關係，總體因素對投資組合報酬的影響，以通貨膨漲率及工業生產成長率最為顯著，實證結果顯示總體經濟變動風險與投資組合報酬呈現正向關係。洪銓(2002)以實證研究結果顯示在實證早期市場波動性佔整體股價波動性的比重很大，可以利用市場波動性去預測股價。但後期公司面風險成為股價波動性的主要成分後，單單利用市場波動度去預測股價準確度會大大降低。因此，我們假如能更考慮多面性的其它因素的波動度，我們才能更準確得去預測股價的風險溢酬。李嘉芳(2003)利用考慮 GARCH 效果，並以 Fama and French 三因子模型探討影響台灣股票市場與資訊電子業的系統性風險與非系統性風險的影響程度，研究發現股票的非系統性風險隨時間有增加的趨勢，其中在亞洲金融風暴時其更提高了台灣股票市場受非系統性風險影響的程度，除此之外也發現對於非系統性風險的波動程度而言，資訊電子類股領先於整個上市股票市場。在 1990 年代開始，非系統性風險占總風險的比例皆大於 50%，這表示非系統性風險對報酬變動的影響有超過市場風險(系統性風險)的趨勢。表示總體面風險增加，投資人會要求投資組合給予一正向風險貼水。蕭碧珍（2003）利用 1999~2002 年之十年期政府公債殖利率與 31-90 天期融資性商業本票殖利率之利差月資料，建立長短期殖利差與台股指數漲跌之 Logit 模型關

係式。實證結果顯示，長短期殖利率差與三個月後之台股指數漲跌關係密切；且進一步進行下一年度台股指數漲跌是否可利用長短期利差來預測，實證結果顯示，利用長短期利差所估計出之台股指數月均值漲跌準確性相當高。楊麗玲（2005）將 ICAPM 模型中除了系統性風險，另外也納入了非系統性風險變數，包括股利率和流動性貼水，研究將影響股價報酬的股利率及流動性貼水(短期信用利差)納入模型中，實證結果得出利用股利率的走勢，可以用來預測無風險利率政府和市場報酬率走勢，另外，「市場報酬率」的變動，受到電子股價指數報酬率和股利率兩因素的影響，投資人可以利用此兩因素的歷史資料來增加對市場報酬率的預測。

第三節 台灣產業風險溢酬關係實證

國內研究台灣不同產業股票風險報酬關係的研究不勝枚舉，他們嘗試利用不同多變量 GARCH 模型去跑實證。詹前浩(2002)使用 AR-GARCH 模型來探討金融、電子營建、百貨貿易類股價指數與股價報酬波動得的不對稱效果。研究發現金融類股與電子股負向資訊發生時股價調整的速度較快而正向資訊時的調整速度較慢。在報酬波動的部分不但受到前期條件變異數的影響也受到前期正向及負向資訊影響，在負向資訊發生時報酬波動較大，正向較小。營建類股則呈現相反的狀況。百貨類股則在報酬波動上正向及負向資訊所造成的波動並無太大的差異。報酬波動比較上，電子類股的波動度會最大，次為營建業，百貨業類股最小。曾莞盈(2008) 採用 DCC--MVGARCH 模型來探討台灣股票市場中各大類股對數報酬之間的動態相關性。研究結果發現採用動態相關係數來衡量不同類股對數報酬率彼此的影響較固定相關係數更能掌握相關性的變化。電子與機電類股對數報酬率動態相關性最高，電子與營建類股對數報酬率動態相關性最低。瞭解類股對數報酬率之間的動態相關性後，可進一步經由投資標的轉換來進行避險操作。謝明霖(2009)以雙變量非均齊條件變異數模型估計臺灣股市之八大類股及相關個股之

系統風險，再利用結構轉變檢定探討美國次級房貸危機、我國第 2 次政黨輪替以及全球性金融海嘯等重大事件，是否同時造成各類股與個股之股票報酬率與β係數發生結構性轉變。隨時間變動β係數估計之實證結果顯示，類股β係數之平均數，除金融保險類外皆在 1 以下，可以推論在樣本期間，多數類股的系統風險低於市場。類股或個股之隨時間變動系統風險因為納入前期變異數而更精確掌握承擔總體環境變化的風險。β係數結構轉變檢定結果不盡相同，不完全符合 CAPM 指出股票報酬率與β係數是正向關係。因此評估臺灣股票市場報酬率，有必要考慮系統風險以外的因素。科博倫(2010) 本研究以台灣股票市場之八大類股股價指數做為比較風險值估測模型的研究對象，主要評估 GARCH 模型、TGARCH 模型與 EGARCH 模型在估計風險值之預測能力。而台灣大部分的產業均是以 EGARCH（1,1）為最適模型，亦即存在槓桿效果（leverage effect）。

魏武興(2012)則使用多變量 GARCH 中的 BEKK 模型估計條件共變異數，並以條件共變異數代表市場風險，研究台灣各類股風險報酬之間的抵換關係，以此來探討台灣各類股在面對風險情況下的特性。其研究結果顯示各大類股在面對風險的反應不一致，其中金融類股為受風險影響最大的類股，且其市場風險係數為顯著的負值，跟理論上風險報酬為正向關係不同。而其他類股在風險與報酬關係上，有正也有負向的結果出現，故我們可得知在面對相同風險之下，各類股有其不同的反應。

第四節 金融海嘯下風險值變化

從 2007 年的 7 月的美國次級風暴開始埋下爆發金融海嘯的種子，歐美國家房市惡化程度加重、金融業持續降低財務槓桿，使相關金融產品的價格更趨下滑，歐美大型金融機構陸續爆發財務危機、倒閉。2008 年 9 月雷曼兄弟宣布破產、美林投資銀行被美國銀行併購等事件揭開全球股市大崩盤的序幕。金融海嘯使全球各國股市巨幅震盪，投資人損失慘重。美國三大股市更有在十日內跌了一成的情。台灣加權股價指數也從 2008 年 9 月 6813 點一路狂跌到十月底的最低點 4110

點，跌了將近 4 成，顯示台灣股市也受到了極大的影響。

謝明霖(2009)研究台灣八大產業類股及其主要個股隨時間改變的系統風險β值，樣本期間自 2007 年 1 月 2 日至 2008 年 12 月 31 日的日資料，選擇美國次房貸危機引爆、我國第 2 次政黨輪替以及全球性金融海嘯等重大事件發生的關鍵時刻，進行 Chow-Test，針對金融海嘯的報酬率與β值的結構性轉變，發現報酬率除了電機類股外，其它類股及個股皆發生結構性轉變。至於β值除塑膠石化類股以及兆豐金、開發金外，其它類股與個股皆發生結構性轉變。而由於報酬率與β值結構性轉變的結果並不一致，不完全符合 CAPM 指出股票報酬率與β值是正向關係。

繆岳娟(2012)研究在金融海嘯期間，歐、美之股市波動對台灣股票市場的傳遞效果。研究期間為 2004 年 4 月 22 日至 2011 年 12 月 31 日之日資料。經實證結果顯示歐、美股市對台灣股票市場報酬率有正向影響，這也代表歐、美股市對於台股報酬率具有領導作用，具有報酬波動的驅動力，另外也發現股票市場報酬具有波動不對稱的情形，不對稱的原因發現是負消息的出現(股市空頭時)或金融海嘯發生時，風險將提高。許多文獻都有探討報酬波動不對稱的現象，不對稱的現象主要是因為投資人對於負面消息的反應通常會大過於正面消息造成報酬率跌幅程度不同，投資人面對負面消息時風險趨避程度會增加，因此負面消息的衝擊程度會大於正面消息。魏石勇(2011)以台灣上市上櫃公司作為股票市場研究樣本，依規模分為大型股、中型股、小型股，發現並非各類規模都有波動不對稱的現象，但在金融海嘯後波動不對稱現象都有顯著的發生。且金融海嘯後大型股的波動不對稱顯著變小反映大型股的資訊取得相對容易使大型股波動不對稱性較小型股低。

朱家慧(2011) 研究美國股票市場風險與超額報酬間之關係，使用 skew generalized t (SGT) 分配捕捉金融時間序列資列具有偏態、厚尾及高峽峰之特徵並配合移動視窗法(rolling window)來估出風險值。樣本資料為美國股票市場

2004 年至 2010 年期間之日資料。在未考慮金融海嘯時期，風險值與超額報酬間存在正向抵換關係，且依已實現波動依天期會有不同的解釋能力強度，太短或太長天期之已實現波動對報酬不具解釋能力， 30、60 及 90 天之已實現波動與超額報酬間呈正向相關。而在考量金融海嘯期間之影響後，結果發現無論使用何種風險衡量變數，都難以解釋超額報酬之變化。此文獻證實美國股市風險溢酬關係，在金融海嘯時期其關係會發生改變。從原本符合高風險高報酬的特性轉變為沒有存在顯著關係。

袁淑芳, 李進生, 林佳慧(2011)探討台灣股票市場以風險報酬關係分析當面對不同的總體經濟事件對市場衝擊的影響。實證結果發現：不同事件類型對報酬和波動度關係影響是不一致的。不同類型事件不只單對報酬率及其波動度(風險值)有影響，同時會對報酬率與波動度的關係會產生不同的影響。當市場面對不可預測的、壞的及政治的事件影響較為顯著且為負向關係。其中事件包括了會計資訊揭露、經濟新聞、金融危機、政治事件等。

國立政治大學 National Chengchi University

第三章 資料來源與簡介

本文以 ICAPM 模型為架構探討台灣八大產業類股對於風險與報酬的關係。台灣八大類股的報酬率是取自於台灣經濟新報資料庫。採用市值加權計算後而得的各大產業的報酬率。而代表市場風險的變數則是以美國標準普爾指數(S&P 500)代表台灣金融市場所面對的市場風險。會選擇美國標準普爾指數做為代表市場風險的原因是標準普爾 500 指數覆蓋的所有公司，都是在美國主要交易所，如紐約證券交易所、Nasdaq 交易的上市公司。與道瓊斯指數相比，標準普爾 500 指數包含的公司更多，因此風險更為分散，能夠反映更廣泛的市場變化。標準普爾 500 指數是由標準·普爾公司 1957 年開始編製的。最初的成份股由 425 種工業股票、15 種鐵路股票和 60 種公用事業股票組成。從 1976 年 7 月 1 日開始，其成份股改由 400 種工業股票、20 種運輸業股票、40 種公用事業股票和 40 種金融業股票組成。它以 1941 年至 1942 年為基期，基期指數定為 10，採用加權平均法進行計算，以股票上市量為權數，按基期進行加權計算。與道瓊工業平均股票指數相比，標準普爾 500 指數(S&P 500 指數)具有採樣面廣、代表性強、精確度高、連續性好等特點，被普遍認為是一種理想的股票指數期貨合約的標的。再者，美國的股市變動易會牽動到台灣股市的變動，也就是說美國股市對於台股的影響有一定程度的影響，因此，我們將以 S&P 500 指數當作是台灣股是面對的市場風險因子。S&P 500 指數的資料選取為台灣經濟新報資料庫。

八大類股我們以台灣經濟新報所分類為依據，選取其中八類產業，此八大產業為營建業、水泥業、食品業、塑化業、紡織業、電機業、造紙業，我們以每月底的收盤指數為轉換為報酬率，而 S&P 500 指數也是為月資料所轉換為報酬率。資料期間為 2002 年 5 月到 2011 年 12 月，共 116 筆月資料。而報酬率的計算方式為下列公式:

國立政治大學 National Chengchi University

$$r_{it} = \left(\frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}}\right) \times 100$$

r_{it}代表第 i 類股在第 t 期之月報酬率

$P_{i,t}$代表第 i 類股在第 t 期的月底收盤價

我們以超額報酬率來探討風險溢酬關係，所以我們將報酬率和無風險利率相減即可得出超額報酬率，台灣各大類股的無風險利率我們以台灣銀行銀行一年期定存利率為代表，而美國無風險利率我們則以三個月期國庫券利率為代表，我們以下列公式表示超額報酬率:

$$R_{i,t} = r_{i,t} - r_{f,t}$$

$r_{f,t}$代表無風險月利率

$R_{i,t}$代表第 i 類股在第 t 期的超額報酬率

另外，我們考慮了除了市場風險因子外，也考慮了其他影響投資機會狀態變數（State Variables）的風險因子來捕捉除了市場風險因子外影響股價波動度的其他因素成分，本文參考 Bali(2008)選取其中三個情況變數和八大類股的條件共變異數做為影響超額報酬率的改變未來投資機會的風險因子變數:

(一) 違約利差(DEF_t):

以台灣經濟新報資料庫的商業本票次級市場(91-180 天)和銀行承兌匯票次級市場(91-180 天)相減為代表。違約利差(default spread)是指相同融資期限的融資工具因為品質的不同，造成融資成本的差異。等級較差的債券利率大於等級較佳的債券利率，這樣投資人才有投資等級較差的債券誘因，也就是所謂的風險貼水。當這兩種利率差異變大時，代表投資者偏好體系較佳的發行對象所發行的債券，體系較差的發行公司因而需支付比之前更高的風險溢酬，此也代表可能整體經濟景氣處於不樂觀的情況，因此對報酬率有負面影響效果。違約利差變大代表

要給投資人更高的風險貼水。因此，我們認為違約利差與類股的條件共變異數也是影響股價超額報酬的一風險因子。

（二）股利殖利益率(DIV_t):

以台灣上櫃股票加權平均殖利率資料做為市場平均股利收益率，也是常被用來判斷市場風險水準的工具之一，Lamont (1998)以組合美國 S&P 指數的公司股利收益率資料做研究，分析結果發現若公司採用發放較多現金股利的政策，則隨後該公司整體報酬的表現相對較佳，股利收益率與報酬率間呈正向關係。因此，我們把股利收益率與八大類股之條件共變異數納入影響個股股價的一投資風險因子。Campbell and Ammer (1993)則從 VAR 模型分析股票市場報酬決定因素，結果發現預期的股利率是影響股票報酬的最重要因素。

（三）短期利率($RREL_t$):

為去掉時間趨勢的短期利率，台灣資料以台灣一銀一個月期定存利率與其前十二個月的平均相減，代表短期利率的一項變數。利率是使用資本的報酬，其變動與股價的互動關係非常密切。利率與股價的關連性，理論上，當利率上升時，股價將會下跌；利率下跌時，股價則會上漲，亦即，資金市場上利率的升降與股價水準之間始終維持著負相關性。利率高低對企業經營成本影響甚大，因負債比率偏高，利息支出相對較重，利率上升時，公司成本負擔增加，營業收入及利潤相對降低，股利自然減少，股價間接反應下跌，反之亦然。 我們知道在金融市場中，資本定價與短期利率有極大程度的關係。利率變動影響著股價報酬率，因此，了解短期利率的動態趨勢也有助於觀察金融市場的風險價格。短期利率的波動性影響著金融商品價格的波動性，不論是資產定價或風險管理，都需要考慮利率變動對股價超額報酬的影響，若能發現利率波動與各股超股超額報酬的條件共變數與其個股超額報酬的關係，將有助於投資決策的選擇。

第四章 模型與研究方法

模型與研究方法估計估計與進行步驟:

(一)、模型介紹

1. 跨期資本定價模型(ICAPM)的推導與介紹

2. 介紹雙變量對角 BEKK 模型並設定為 AR(1)-GARCH(1，1)去捕捉 ICAPM 的市場風險值(條件共變異數)

(二)、研究方法

3. 估出條件共變異數後，介紹聯立系統估計方法並以加權最小平方法估計以八大產業為橫斷面資訊的 ICAPM 模型中風險溢酬關係的系數(相對風險趨避係數)

$$R_{t+1} = C_i + A\sigma_{im,t+1} + e_{i,t+1}\text{(只考慮市場風險)}$$

$R_{t+1} = C_i + A\sigma_{im,t+1} + B\omega_{ix,t+1} + e_{i,t+1}$(考慮市場風險和規避未來投資機會變動風險)

第一節 模型介紹

跨期資本定價模型(ICAPM)推導:

Merton(1696,1971,1973)認為投資者會作跨期的資產選擇，如果投資機會隨著時間改變，則在連續時間模型下，投資者除考慮當期的資產報酬也預期未來的資產報酬，並將與預測未來市場報酬有關的變數也納入模型中。下面為推導 ICAPM 的過程:

資本市場供給面:

假設資產報酬的動態性質為Itô隨機過程:

$$\frac{dP_i}{P_i} = \alpha_i dt + \sigma_i dz_i \qquad (4.1)$$

α_i為的 i 個資產之期望報酬，σ_i為的 i 個資產的變異數

假設機會集合改變的動態為下列式子

$$\mathrm{d}\alpha_i = a_i dt + b_i dq_i \qquad (4.2)$$

$$\mathrm{d}\sigma_i = f_i dt + g_i dx_i \qquad (4.3)$$

其中，dq_i，dx_i是標準 Wiener 隨機過程，

而投資者 k 的偏好設定為下:

$$\mathrm{Max} E_0\left[\int_0^{T^k} U^k[c^k(s), s]ds + B^k[W^k(T^k), T^k]\right] \qquad (4.4)$$

其中，E_0為在當期財富$W^k(0)$和存續期間(T^k)下得條件期望值

U^k為投資者 k 的效用函數

B^k為終期財富的效用函數

預算限制式則如下式表示:

$$\mathrm{dW} = \sum_{i=1}^{n+1} w_i W \frac{dP_i}{P_i} + (y - c)dt \qquad (4.5)$$

其中，$w_i = \frac{N_i P_i}{W}$為財富投資在的 i 個資產的比例，N_i為持有的 i 個資產的數量，y 為工資所得

將(4.1)式代入(4.5)式可得到下列式子:

$$\mathrm{dW} = [\sum_{i=1}^{n} w_i(\alpha_i - r) + r]Wdt + \sum_{i=1}^{n} w_i W dz_i + (y - c)dt \qquad (4.6)$$

資產市場需求面:

另 X 為x_i得 m 維狀態變數向量，X 的動態Itô隨機過程為:

$$dX = F(X)dt + G(X)dQ \qquad (4.7)$$

F為向量$[f_1, f_2, \dots, f_m]$，G為對角元素為$[g_1, g_2, \dots, g_m]$的對角矩陣，dQ為 vector Wiener process$[dq_1, dq_2, \dots, dq_m]$。從投資者的最適條件可導出下列需求函數得式子:

$$w_i \mathrm{W} = \mathrm{A} \sum_{j=1}^{n} v_{ij}(\alpha_j - r) + \sum_{k=1}^{m} \sum_{j=1}^{n} H_k \sigma_j g_k \eta_{jk} v_{ij}, \mathrm{i} = 1,2, \dots, \mathrm{n} \qquad (4.8)$$

$$\mathrm{A} = -\frac{U_c}{U_{cc} \cdot \frac{dc}{dW}}, H_k = -\frac{dc/dx_k}{dc/dW}$$

式(4.8)等號右邊的第一項代表投資者對風險性資產的需求，第二項代表對做為規避投資機會變動風險的資產需求

當需求與供給達到均衡時，考慮投資機會隨時間改變，當以利率為唯一的狀態變數來描述機會集合的改變時，可推導出多期模型下個別預期資產報酬:

$$\alpha_i - r_f = \frac{\sigma_i[\rho_{iM} - \rho_{in}\rho_{nM}]}{\sigma_M(1-\rho_{nM}^2)}(\alpha_M - r_f) + \frac{\sigma_i[\rho_{in} - \rho_{iM}\rho_{nM}]}{\sigma_n(1-\rho_{Mn}^2)}(\alpha_n - r_f) \qquad (4.9)$$

ρ_{iM}為第 i 個資產與市場報酬的相關係數

ρ_{in}為第 i 個資產與狀態變數的相關係數

ρ_{nM}為市場報酬與狀態變數的相關係數

由式(4.9)是我們可知道第 i 個資產的預期報酬的補償除了來自承擔市場風險,還包含了承擔投資機會集合不利的風險。

而以 ICAPM 衡量橫斷面的資產報酬可以下式表示:

$$E_t[r_{t+1}^i] = \lambda_t cov_t[r_{t+1}^i, r_{t+1}^m] + r_t' cov_t[r_{t+1}^i, s_{t+1}], i = 1,2, \dots . N \qquad (4.10)$$

其中，r_{t+1}^i為資產 i 的超額報酬

r_{t+1}^m為市場資產組合的超額報酬

s_{t+1}為描述投資機會集合的 k×l 向量狀態變數(state variables)

$\lambda_t cov_t[r_{t+1}^i, r_{t+1}^m]$代表市場風險溢酬

$r_t' cov_t[r_{t+1}^i, s_{t+1}]$代表跨期避險資產組合溢酬

λ_t為市場相對風險趨避係數

r_t'跨期避險資產組合之相對風險趨避係數

本文即以式(4.10)做為架構之一去做台灣八大產業的實證分析

ICAPM 理論和一般傳統 CAPM 理論的單因子關係式不同的主要差別為認為投資人在不同期間的總體經濟因素或市場因素等特徵可以反映投資機會，當投資機會跨期變動時，長期下，投資人會考慮到整個持有期間的財富水平及投資機會的變化，此時投資者會採取措施規避投資機會的不利變動，所以會有資產組合的對沖跨期風險以影響其資產組合的報酬率。Merton 證明在跨期的狀態下，資產超額報酬不只取決於市場風險，還包括了影響投資機會的各種狀態變數的風險。

本篇論文主要研究不同產業間的報酬率受市場風險因子的影響關係是否為和 ICAPM 理論的結果一致，而由於產產報酬序列資料之三大特點為: 因時而變，群聚與厚尾現象，因此 ARCH-GARCH 模型最適合去捕捉此特性。Bolleslev(1986)將 ARCH 過程擴充為一般化 ARCH 過程，簡稱為 GARCH 過程。由於本篇研究主要以個股報酬率和美國 S&P 股價指數的條件共變異系數代表市場風險因子，我們利用雙變量 GARCH 模型去捕捉其條件共變異數的型態。在大部分情形之下，使用高階 GARCH(p,q)模型(p>1,q>1)之解釋能力並未顯著增加，且國內外文獻亦證實運用 GARCH(1,1)模型即能捕捉股市波動之過程與特性，包括波動的群聚性、厚尾的現象，此為本文選用(p=1,q=1)之理由。我們參考 Bali(2008)將模型設定為 AR(1)-GARCH(1,1)模型來做估計市場風險因子。模型設定如下頁:

$$R_{i,t+1} = \alpha_0^i + \alpha_1^i R_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \qquad (4.11)$$

$$R_{m,t+1} = \alpha_0^m + \alpha_1^m R_{m,t} + \varepsilon_{m,t+1} \qquad (4.12)$$

$$E_t\left[\varepsilon_{i,t+1}^2\right] \equiv \sigma_{i,t+1}^2 = r_0^i + r_1^i \varepsilon_{i,t}^2 + r_2^i \sigma_{i,t}^2 \qquad (4.13)$$

$$E_t\left[\varepsilon_{m,t+1}^2\right] \equiv \sigma_{m,t+1}^2 = r_0^m + r_1^m \varepsilon_{m,t}^2 + r_2^m \sigma_{m,t}^2 \qquad (4.14)$$

$$E_t\left[\varepsilon_{i,t+1}\varepsilon_{m,t+1}\right] \equiv \sigma_{im,t+1} = r_0^{im} + r_1^{im} \varepsilon_{i,t}\varepsilon_{m,t} + r_2^{im} \sigma_{im,t} \qquad (4.15)$$

$R_{i,t+1}$代表各類股的超額市場報酬，各類股以 i 表示

$R_{m,t+1}$代表市場投資組合的超額報酬率，以 S&P 500 指數超額報酬以 m 表示

α_1^i、α_1^m為落後一期的影響，

$\varepsilon_{i,t+1}$、$\varepsilon_{m,t+1}$為殘差項，

$\sigma_{i,t+1}^2$為第 i 類股的條件變異數、$\sigma_{m,t+1}^2$為市場投資組合 m 的條件變異數，

$\sigma_{im,t+1}$為第 i 類股與市場投資組合 m 的條件共變異數，

r_0為常數參數項、r_1為前一期未預期的衝擊係數，r_2為前一期波動影響的係數。

除此之外，我們除了研究市場風險因子對個股超額報酬影響外，也加入其他投資機會影響各大類的超額報酬關係，也就是不同產業間的報酬率受其他投資風險因子的影響關係。因此，我們一樣利用相同方法對本文的三個狀態變數和各類股超額報酬設定 AR(1)-GARCH(1,1)模型，以下列式子表示:

$$R_{i,t+1} = \alpha_0^i + \alpha_1^i R_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1} \qquad (4.16)$$

$$x_{t+1} = \alpha_0^x + \alpha_1^x x_t + \varepsilon_{x,t+1} \qquad (4.17)$$

$$E_t\left[\varepsilon_{i,t+1}^2\right] \equiv \sigma_{i,t+1}^2 = r_0^i + r_1^i \varepsilon_{i,t}^2 + r_2^i \sigma_{i,t}^2 \qquad (4.18)$$

$$E_t\left[\varepsilon_{x,t+1}^2\right] \equiv \sigma_{x,t+1}^2 = r_0^x + r_1^x \varepsilon_{x,t}^2 + r_2^x \sigma_{x,t}^2 \qquad (4.19)$$

$$E_t\left[\varepsilon_{i,t+1}\varepsilon_{x,t+1}\right] \equiv \omega_{ix,t+1} = r_0^{ix} + r_1^{ix} \varepsilon_{i,t}\varepsilon_{x,t} + r_2^{ix} \sigma_{ix,t} \qquad (4.20)$$

$R_{i,t+1}$代表各類股的超額市場報酬，各類股以 i 表示

x_{t+1}代表狀態變數

α_1^i、α_1^x為落後一期的影響，

$\varepsilon_{i,t+1}$、$\varepsilon_{x,t+1}$為殘差項，

$\sigma_{i,t+1}^2$為第 i 類股的條件變異數、$\sigma_{x,t+1}^2$為狀態變數的條件變異數，

$\omega_{ix,t+1}$為第 i 類股與狀態變數的條件共變異數，

r_0為常數參數項、r_1為前一期未預期的衝擊係數，r_2為前一期波動影響的係數。

在參數估計上我們使用最大概似估計法來估計雙變量 GARCH 函數:

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} R_{i,t} - \alpha_0^i - \alpha_1^i R_{i,t-1} \\ R_{m,t} - \alpha_0^m - \alpha_1^m R_{m,t-1} \end{bmatrix} \quad \text{or} \quad \begin{bmatrix} R_{i,t} - \alpha_0^i - \alpha_1^i R_{i,t-1} \\ x_t - \alpha_0^x - \alpha_1^x x_{t-1} \end{bmatrix} \qquad (4.21)$$

$$V_t = \begin{bmatrix} \sigma_{i,t}^2 & \sigma_{im,t} \\ \sigma_{im,t} & \sigma_{m,t}^2 \end{bmatrix} \quad \text{or} \quad \begin{bmatrix} \sigma_{i,t}^2 & \sigma_{ix,t} \\ \sigma_{ix,t} & \sigma_{x,t}^2 \end{bmatrix} \qquad (4.22)$$

$$\mathcal{L}(\Theta) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{N}[\ln(2\pi) + \ln|V_t| + \varepsilon_t^T V_t^{-1}\varepsilon_t] \qquad (4.23)$$

Θ代表為式(4.21)-式(4.22)所代表的變異數矩陣及殘差向量集合，ε_t代表殘差變異向量，V_t代表為條件共變異數矩陣,

在最大概似估計法下，我們假設ε_t的條件分配服從常態，N 為每一條式子的月資料觀察值個數。

對於不同市場股票之間的影響，本研究將使用多變量 GARCH 模型中 BEKK 模型以同時考慮量市場波動的相依性，亦即兩個市場之間報酬率的條件共變異數。多變量 GARCH 模型中的 VECH 模型有無法產生正定的條件共異系數的可能,而 BEKK 模型能夠保證條件共變異係數為正定。BEKK 模型優點不只能使共變異數矩陣符合正定也可使所需要估計的參數變少。但是其估出的條件共變異數的參數常常組合在一起，故我們較難從落後期的影響來直觀的得找出未預期衝擊與波動的影響。為了解決其缺點，我們以對角 BEKK 模型估計。

Kroner(1995)提出對角 BEKK 模型，此模型的參數矩陣是將 ARCH 項和 GARCH 像變數包夾在待估參數中間，對角BEKK模型的待估參數較一般BEKK模型來的少，因此在估計上較容易。對角 BEKK 的概念即是限制參數矩陣為對角矩陣，其他非對角的參數均限制為0，但常數項參數例外，此限制可大幅降低參數估計的數量，亦能使落後期的波動或衝擊可以經由參數估計結果來觀察，同時還能保持共變異數矩陣具有正定的優點。

下方為Diagonal BEKK model 以N變數GARCH(1，1)的形式:

$$H_t = CC' + A_i(a_{t-i}a'_{t-i})A'_i + B_jH_{t-j}B'_j \qquad (4.24)$$

而本研究主要以雙變量BEKK的對角BEKK model GARCH(1，1)來估計共變異數，下方其矩陣形式:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ . & c_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ . & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \qquad (4.25)$$

我們將(4.25)式的 $h_{11,t}$、$h_{21,t} = h_{12,t}$、$h_{22,t}$ 的參數整理為下列形式:

$$h_{11,t} = (c_{11}^2 + c_{12}^2) + a_{11}^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11.t-1} \qquad (4.26)$$

$$h_{12,t} = (c_{11}c_{12} + c_{12}c_{22}) + a_{11}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{11}b_{22}h_{12.t-1} \qquad (4.27)$$

$$h_{22,t} = (c_{12}^2 + c_{22}^2) + a_{22}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}^2 h_{22.t-1} \qquad (4.28)$$

第二節 研究方法

估計出條件共變異數後，我們利用聯立估計法估計出各大類股跨期的風險與溢酬關係，所謂的聯立估計，所謂的聯立方程系統就是包含一組未知數的方程式組。利用一些多元估計法可以對系統進行估計，這些方法考慮到方程式的相互依存關係。我們利用系統估計方法同時估計方程中所有未知參數，這種同步方法允許對

相關方程的系數進行約束並且使用能解決不同方程殘差相關的方法。

考慮到若一個系統，含有 K 個方程，可以下列矩陣表示:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & X_k \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \vdots \\ \delta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ u_k \end{bmatrix} \qquad (4.30)$$

其中，y_i為第 i 個方程的 T 維應變數向量，T 為樣本觀測值個數，X_i表示為第 i 個方程的$\mathrm{T} \times k_i$階解釋變量矩陣，有常數向量則X_i的第一列全為 1，k_i表示第 i 個方程解釋變量個數(包含常數項)，δ_i表示第 i 個方程的k_i維係數向量，i=1, 2, . . . , k。可以簡單表示為下列式子:

$$\mathrm{Y} = \mathrm{X}\Delta + \mathrm{u} \qquad (4.31)$$

其中，$\mathrm{m} = \sum_{i=1}^{k} k_i$, $\Delta = (\delta_1' \ \delta_2' \dots \delta_k')'$是m 維向量

聯立方程系統殘差的共變異數矩陣$\mathrm{KT} \times \mathrm{KT}$ 矩陣 V，在考慮 K 個方程間的殘差存在異質變異、同期相關、每個殘差方程存在自我相關的情況下，我們的共變異數矩陣以下列形式表示:

$$\mathrm{V} = \sum \otimes \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11}\Omega_{11} & \sigma_{12}\Omega_{12} & \dots & \sigma_{1k}\Omega_{1k} \\ \sigma_{21}\Omega_{21} & \sigma_{22}\Omega_{22} & \dots & \sigma_{2k}\Omega_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{k1}\Omega_{k1} & \sigma_{k2}\Omega_{k2} & \dots & \sigma_{kk}\Omega_{kk} \end{bmatrix} \qquad (4.32)$$

其中，Ω_{ij}是第 i 個方程殘差和第 j 個方程殘差的自相關矩陣

接著，我們以加權最小平方法來解決聯立方程的異質變異問題，方程式的權重為

被估計的方程式的變異數的倒數，來自未加權的系統參數估計值。

下列式子為加權最小平方法的估計值:

$$\hat{\Delta}_{WLS}=\left(X'\hat{V}^{-1}X\right)^{-1}X'\hat{V}^{-1}Y \qquad (4.33)$$

其中，$\hat{V}=diag(s_{11},s_{22},\dots,s_{kk})\otimes I_T$是 V 的一致性估計量，V 中的元素$\sigma_i^2$的估計值為$s_{ii}$為:

$$s_{ii}=\frac{(y_i-X_i\hat{\delta}_{i,LS})'(y_i-X_i\hat{\delta}_{i,LS})}{T}\text{，}i=1,2,\dots,k \qquad (4.34)$$

在第一小節中，我們利用對角 BEKK 模型估出各類股與代表整體市場的 S&P 500 超額報酬的條件共變異數後，再以八大產業類股代表一條系統方程利用加權最小平方(WLS)所估計出的風險溢酬(條件共變異數$\sigma_{im,t+1}$與各股超額報酬$R_{i,t+1}$)的關係式，以下列式子表示:

$$R_{i,t+1}=C_i+A_i\sigma_{im,t+1}+e_{i,t+1},\ \mathrm{i}=1,2,\dots\dots\dots,8 \qquad (4.35)$$

其中A_i代表第 i 類股的市場風險相對趨避係數，$A_i\sigma_{im,t+1}$代表第 i 類股的市場風險溢酬

除了將配適每一產業對應的風險溢酬關係外，我們將式（4.35）風險相對趨避係數估計值A_i在聯立方程中限制為A，也就是限制各大類股都為同一程度的風險報酬關係。其關係為下列式子:

$$R_{t+1}=C_i+A\sigma_{im,t+1}+e_{i,t+1},\ \mathrm{i}=1,2,\dots\dots\dots,8 \qquad (4.36)$$

除了單純看各大類股的市場風險因子與我們也加入其他可能影響其超額報酬的投資風險因子，並仿照上式作法限制各大類股都為同一程度的風險報酬關係，我

們以下列式子表示:

$$R_{t+1} = C_i + A\sigma_{im,t+1} + B\omega_{ix,t+1} + e_{i,t+1}, \mathrm{i} = 1,2, \ldots\ldots\ldots,8 \qquad (4.37)$$

此一式子可以對應到 ICAPM 衡量橫斷面的資產報酬的式(4.10)，探討台灣八大產業類股是否有符合 ICAPM 的理論。

國立政治大學 National Chengchi University

第五章 實證結果與分析

第一節 基本統計量分析

(一)、報酬率基本統計量分析

表 5-1 報酬率基本統計量

	營建業	金融業	水泥業	機電業	食品業	紡織業	造紙業	塑化業	s&p 500
Mean	0.931642	0.127627	1.38532	0.181205	1.455937	0.792831	0.637528	1.321634	0.241767
Median	-0.08376	-0.36551	2.462528	0.21032	1.356995	0.867761	-0.86364	2.206884	0.894833
Maximum	50.74154	26.37205	30.87574	13.51231	21.89765	25.23304	37.1515	17.16886	10.7723
Minimum	-50.8995	-26.1599	-36.8971	-18.1519	-23.0624	-26.6524	-30.2574	-24.2355	-16.8269
Std. Dev.	12.99192	8.390382	10.8891	6.806261	8.045387	8.824142	10.37444	7.53167	4.6184
Skewness	0.170543	-0.14872	-0.36644	-0.35815	-0.08916	-0.13654	0.688957	-0.64628	-0.63793
Kurtosis	5.891465	4.21082	3.983175	2.841036	3.297203	3.498771	5.185407	3.713004	4.157317
Jarque-Bera	40.97173	7.513671	7.268035	2.602092	0.580626	1.562845	32.26081	10.53212	14.34145
Probability	0	0.023358	0.02641	0.272247	0.748029	0.457754	0	0.005164	0.000769

八大類股中，平均報酬水泥、食品、塑化業較高，金融、機電業較低。平均報酬率為食品類股最高，最低的為金融業，顯示在 2002～2011 年間長期投資食品類股有相對於其他產業較高的報酬率表現，此現象可能是因為資料範圍包括金融海嘯時期，當面對經濟景氣衰弱時，民生用品或食品等產業可能受到的衝擊會相對其他產業影響較小，有時甚至可能有反循環的趨勢。就風險方面來探討，我們可觀察標準差的數據 。首先，由於 S&P 500 股價指數代表整體股票市場的股票投資組合，一般而言會被視為已分散掉非系統風險的投資組合，所以我們可觀察到 S&P500 超額報酬的標準差，即總風險為 4.6184%，因為其八大產業類股的超額報酬相較於整體股票市場而言還包含了非系統風險，可能為產業面因子的風險等...，因此我們發現 S&P500 標準差會比八大產業類股超額報酬小。食品業的報酬率標準差也相對較小，這也代表了報酬率的波動幅度較小，顯示為八大產業中

較穩健的類股。而營建業的標準差為八大類股中最大的，機電業的標準差最小，代表營建業的波動度最大且投資風險最高，機電業的波動度最小且投資風險相對較低。我們知道台灣的機電業其本業及上、下游產業產值及出口值約各佔台灣總產值及總出口值的一半，是台灣相當重要的產業。我們知道台灣的機電業已為台灣發展成熟的產業，隨著科技創新及人們對於科技產品的需求大幅增加，國內機電業也更具有競爭優勢，且更加蓬勃發展。因此，機電業的營運狀況較穩定，報酬率的波動度較小為合理的情況。而營建業波動度較大的原因可能是由於近十年來，台灣房地產市場面臨炒房情形，雖然使得房價飆漲，但隨之承受風險也相對增加，營建業風險也不免淪為受波及的產業，廠商數目過多且多為不成熟的公司，過度競爭結果早使得市場呈現高度風險卻不具對等報酬。當面臨重大經濟衰退或事件，更會成股價大幅波動，因此投資風險相對高。再偏態係數方面，營建、造紙業為右偏分配，其他都為左偏分配，代表個股的報酬呈現不對稱的現象。峰態係數所有產業都為高峽、厚尾分配。而 J-B 統計量也可得知大部分產業都拒絕常態分配的假設。這也呼應大部分金融時間序列資料的三大特性：厚尾、高狹峰及不對稱性。

國立政治大學 National Chengchi University

圖 5-1 報酬率時間趨勢圖

除了探討報酬率的基本統計量外，我們還須探討報酬率波動性的序列資料，這樣才能捕捉到資產報酬變動風險，對於投資人而言，風險就是偶發事件所帶來的資產損失，如何規避風險一直是財務金融所最重視且最難預測的。我們知道財務金融資料，當一個衝擊或事件發生常會造成資產價格的波動群聚性，通常大波動會伴隨大波動，小波動伴隨小波動。因此，我們可觀察八大產業的報酬率間序列圖是否有波動群聚性現象。首先，我們觀察報酬率無明顯的時間趨勢關係，由此可初步判定資料為平穩的。再來，我們發現八大類股都有大波動出現伴隨大波動，小波動出現伴隨小波動的情形。這和許多金融市場的實證研究結果相同:市場的波動性並非固定不變，有存在與時俱變的波動性，各期波動性都可能存在自我相關的情況，大波動伴隨大波動，小波動伴隨小波動，也就是波動性叢聚現象。由此，我們推測八大產業報酬率的條件變異數可能有異質變異的情況。另外，我們發現金融海嘯時期，2008 後期到 2009 間各大產業的報酬率除了食品及塑化業外都面臨相當大的報酬率波動幅度。由此可知，金融海嘯在台灣大部分產業類股的股價也不免受到衝擊。

當一時間序列資料存在恆定性單根的現象，也就是資料為非定態數列時，一但受到外生衝擊，隨時間經過將會有累積恆常性影響，使得序列資料發散而遠離長期平均水準，這可能會有虛假回歸的現象，也就是回歸估計結果的判定係數很高，但 Durbin-Watson 值(D-W 值)很低的狀況，造成分析結果錯誤。為了驗證各大報酬率無明顯的時間趨勢關係，我們對報酬率做單根檢定。

表 5-2 單根檢定結果表

	營建業	金融業	水泥業	機電業	食品業	紡織業	造紙業	塑化業	s&p 500
ADF statistic	-6.735***	-8.656***	-8.977***	-7.498***	-9.208***	-8.708***	-8.747***	-9.388***	-6.904***

註:1. H_0:存在單根現象(資料有非定態現象) H_1:不存在單根現象(資料為定態)

2. ***代表 p-value 值<0.01，拒絕虛無假說

由表中顯示的 ADF 值可知檢定結果都顯著拒絕虛無假設，及各類股皆為定態

序列資料。因此我們可以繼續往後的分析。

由報酬率時間序列圖我們觀察有波動群聚性現象，這也顯示有可能各類股報酬率波動性存在殘差具有異質變異性。為了進一步印證我們觀察的結果，因此，我們以 LM 檢定法檢定各類股報酬率資料是否存在 ARCH 效果。ARCH 效果檢定主要檢定誤差項的條件變異數是否隨著時間變動而變動，且變動是否會受前期誤差項影響。

表 5-3 ARCH-LM test 檢定統計量

	營建業	金融業	水泥業	機電業	食品業	紡織業	造紙業	塑化業	s&p 500
F- statistic	7.452***	4.646***	6.3723***	5.128***	3.174**	4.649***	3.235**	4.821***	3.765**

註:1. H_0: 無 ARCH 效果H_1: 有 ARCH 效果

2. **代表 p-value 值<0.05，***代表 p-value 值<0.01，拒絕虛無假說

本文參照 Bali(2008)利用雙變量 GARCH 模型捕捉條件變異數及共變異數。因此，在研究時間序列資料欲進行 GARCH 模型分析之前，我們必須先檢驗是否有 ARCH 效果，才能確更進一步確保資料行態是否適用於 GARCH 模型。由實證表 5-3 皆顯示八大類股及 S&P 500 指數報酬率皆舉有顯著 ARCH 效果，表示我們可以建立異質條件變異方程式做為殘差模型的設定。而一般財務金融時間序列資料以 GARCH(1,1)即可捕捉其變異數特性。故本文以 GARCH(1,1)模型設定來捕捉條件變異數的特性。

相關係數分析:

從下頁的表 5-4 我們可發現台灣八大類股與 S&P 股價指數的相關係數值可觀察到都為正值，其範圍介於 0.17～0.56 之間，其相關性比八大產業彼此之間的相關性低，畢竟台股市場各股之間的彼此相互影響性會比美國股市對各產業股的影響性來說更具有相關性。對其與美國股市相關性最高的為機電業，最低為營建業。因機電業為佔我國產業的重要性是最大的，影響範圍從上游到下游產品隨著近年

來科技及電子產品的快速發展及精益求精，相較於其他產業顯得更具有代表性。更是都與代表全球指標性景氣市場美國的股市連動性可能有其一定的相關程度。而八大產業間彼此的相關係數則介於 0.44～0.82 之間，表示各類股之間的報酬率會受到其他類股的表現，且大部分的產業關聯性都有 0.5 以上的相關性。這也間接顯示在之後的八大風險與報酬的關係估計時，若利用 OLS 估計法去估計每一產業的關係式會產生偏誤的估計，應該利用系統聯立方程估計，也就是包含有考慮彼此產業的相關性再估出正確的產業橫斷面的風險報酬關係較為正確。

表 5-4 相關係數分析表

	S&P500	金融	水泥	食品	機電	紡織	營建	塑化	造紙
S&P500	1								
金融	0.3486	1							
水泥	0.2868	0.6909	1						
食品	0.2718	0.6219	0.7817	1					
機電	0.5585	0.5876	0.5544	0.6043	1				
紡織	0.2863	0.8012	0.8151	0.7819	0.6253	1			
營建	0.1698	0.7315	0.6767	0.6298	0.5421	0.7245	1		
塑化	0.3178	0.4763	0.7361	0.5810	0.5733	0.5903	0.4385	1	
造紙	0.1978	0.7663	0.7913	0.7648	0.5285	0.8123	0.7403	0.5697	1

國立政治大學 National Chengchi University

(二)、市場風險因子衝擊與波動持續性分析

市場風險因子衝擊與波動持續性分析我們藉由雙變量 GARCH 模型估計出了市場風險因子，也就是個股與 S&P 股價指數的條件共變異方程式(5.1)

$$\sigma_{im,t+1} = r_0^{im} + r_1^{im}\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{m,t} + r_2^{im}\sigma_{im,t} \qquad (5.1)$$

市場風險與各類股的未預期的衝擊系數代表r_1^{im}，係數為正代表落後一期的兩變數衝擊會增加本期的共變異程度。r_2^{im}則代表市場風險因子與個股的波動性影響係數，若係數為正的代表落後一期的波動會增本期的波動程度。而$r_1^{im}+r_2^{im}$則代表條件共變異數的動態持續性。當$r_1^{im}+r_2^{im}$較高時代表條件共變異數的持續性會較久。當 GARCH 模型之參數估計值的和$r_1^{im}+r_2^{im}$小於 1，越靠近 1 代表其條件變異影響的持續時間將越長，持續性越大。

表 5-5 市場風險衝擊與波動的持續性表

	r_0^{im}	r_1^{im}	r_2^{im}	$r_1^{im}+r_2^{im}$
營建業	0.821474	0.092207	0.825707	0.917914
金融業	2.821954	0.146519	0.683143	0.829662
水泥業	0.972144	0.12277	0.817736	0.940507
機電業	0.822034	0.099682	0.831655	0.931338
食品業	1.221782	0.074552	0.831276	0.905828
紡織業	2.143847	0.078308	0.795139	0.873447
造紙業	1.232128	0.070724	0.842347	0.913072
塑化業	0.412068	0.14172	0.813575	0.955295

註:1. 市場風險持續性的模型為$\sigma_{im,t+1} = r_0^{im} + r_1^{im}\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{m,t} + r_2^{im}\sigma_{im,t}$

2. 其$r_1^{im}+r_2^{im}$皆小於 1，代表符合 GARCH 模型參數的條件假設

我們由表 5-5 我們可分析各股與風險因子的持續性程度大小，對於八大類股中我們可發現水泥業、塑化業、機電業、營建業系數都很高，尤其以塑化業的持續性最高，顯示塑化業會受到市場風險因子的影響持續性最高。最低的為金融業，表示金融業受到市場風險影響持續性較短。r_1^{im}代表殘差同向變動時對條件共變異數的影響程度，其係數代表受到未預期衝擊對市場風險的影響持續性，我們可發現八大類股中所有產業都為正數，代表落後一期殘差同向變動會增加其條件共變異數。而我們可發現除了金融業、紡織業及的波動持續性係數幅度分別為 0.83、0.87 之外，而其他產業的幅度都在 0.9～0.95 之間，顯示除了金融業與紡織業

相較其他類股的波動持續性小，其他產業的波動持續性都相當大。整體而言，台灣各產業個股報酬率與風險因子的條件共變異數至少都有 0.83 以上，顯示台灣八大類股對市場風險因子的波動持續性都相當長。

(三)、$\sigma_{im,t-1}$、β 值敘述統計量

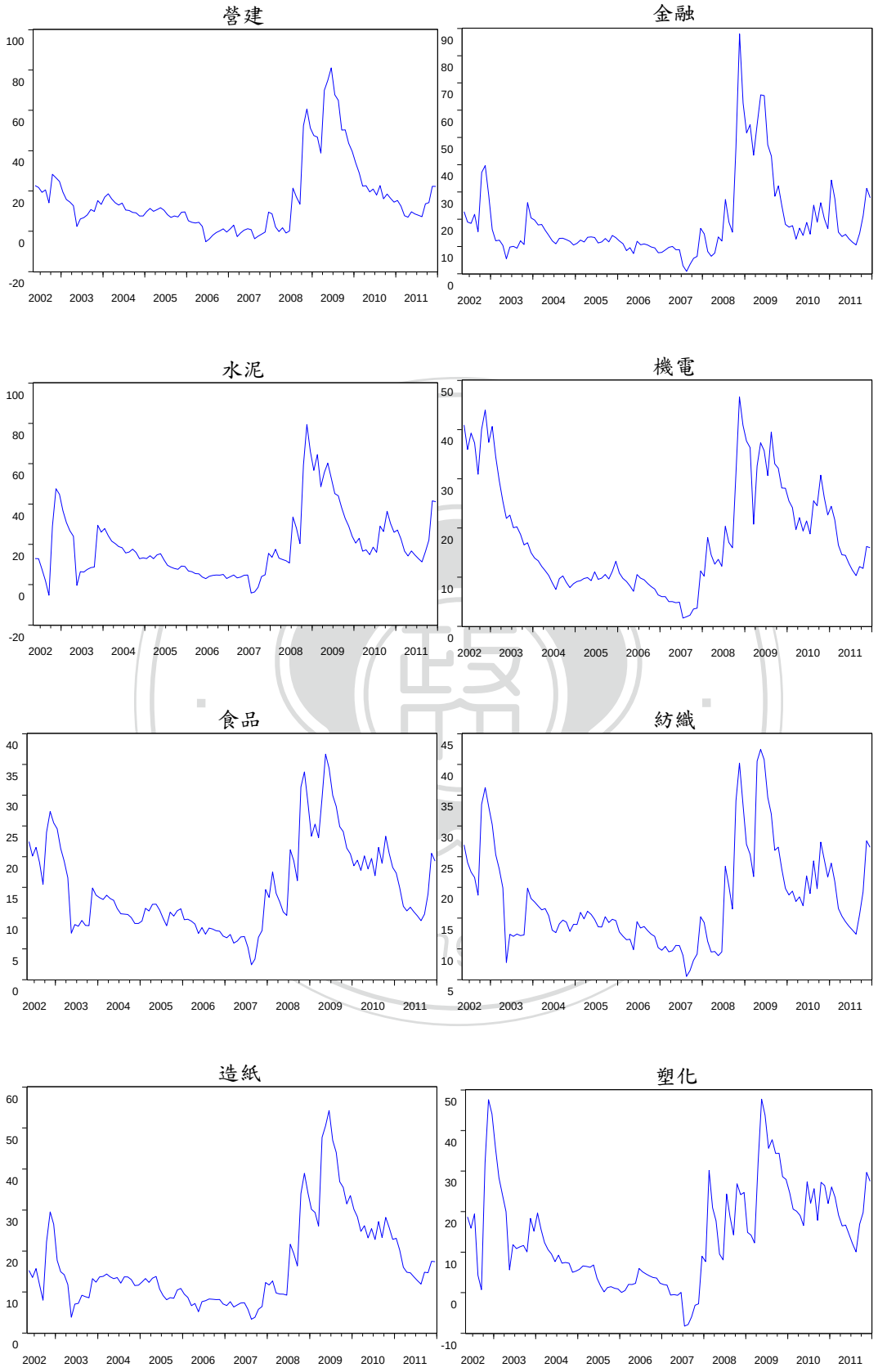
表 5-6 $\sigma_{im,t}$敘述統計量

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.	Skewness	Kurtosis
營建業	16.30864	11.02501	81.02609	-5.21741	17.83267	1.702736	5.65366
金融業	18.89096	13.50945	88.00321	0.879676	14.61973	2.214144	8.333509
水泥業	19.57579	15.46668	79.45706	-5.26487	16.56661	1.270702	4.409688
機電業	18.11667	14.47136	46.64338	1.664751	11.22878	0.747776	2.464377
食品業	14.95665	12.76403	36.65161	2.423515	7.23253	0.83843	3.101033
紡織業	18.10005	15.48493	42.44825	5.518271	8.023107	1.121811	3.803568
造紙業	16.6136	13.32988	54.29166	3.346561	10.7396	1.428912	4.690616
塑化業	14.28809	12.15228	47.74399	-8.24329	12.2797	0.582684	2.834972

表 5-6 代表相關風險係數敘述統計量，我們可以發現各大類股的條件共變異數落在 15～20 之間，而$\sigma_{im,t} = \beta_{i,t} \times \sigma_{m,t}$，條件共變異數越大，$\beta$ 值也隨之增加，由此，本文可利用條件共變異數代表系統風險因子，探討系統風險與超額報酬的關係。而共變異數標準差則以營建業最大，食品業最小。

國立政治大學 National Chengchi University

圖 5-2 $\sigma_{im,t}$時間趨勢圖



由圖 5-2 的八大類股超額報酬率與 S&P 指數超額報酬率條件共變異數圖我們發現大部分產業顯示條件共變異數都維持正值。2008～2010 之間呈現大幅度的波動，這是合理的，原因是全球金融海嘯的發生時間在 2008 年 9 月開始失控，9 月 14 日星期日，雷曼兄弟在美國聯準會拒絕提供資金支持援助後提出破產申請，而在同一天美林證券宣佈被美國銀行收購。這兩件事標誌著接下來這一星期 2008 年 9 月全球股市大崩盤的序幕，2010 年後才有逐漸好轉的趨勢，以出口為經濟成長命脈的台灣，自然難逃全球金融海嘯的波及，所以我們可看到台灣八大產業類股與美國股市的條件共變異數在 2008 年開始大幅上升且波動程度比以往還大。我們也可印證由 Schwert(1990)研究發現景氣循環的階段，對股市波動有影響，特別是在景氣衰退的階段，股市報酬的波動性會較高。而金融業在金融海嘯期間是所有產業中與 S&P 指數的共變異數上升幅度最大，由於金融海嘯的起因是由一連串美國大型金融機構相繼發生財務危機，我國的金融業雖非其他歐美金融業受衝擊嚴重，但由於國內金融機構或多或少有承銷或購買雷曼兄弟等金融公司發行之連動債，我國金融機構難免受到一定直接的衝擊。再加上整體台灣股票市場的重挫、經濟及出口衰退也使得金融業間接受到影響。想當然台灣金融業會比其他產業與美國股市的相關性上升幅度較大，這也代表金融海嘯的衝擊台灣的金融業為受衝擊程度最大的。塑化業在 2007～2008 年之間和 S&P 股價指數呈現負向共變異關係。而在金融海嘯發生之前，造紙業和 S&P 超額報酬共變異數關係的波動幅度最小。

表 5-7 $\beta_{i,t}$的敘述統計量

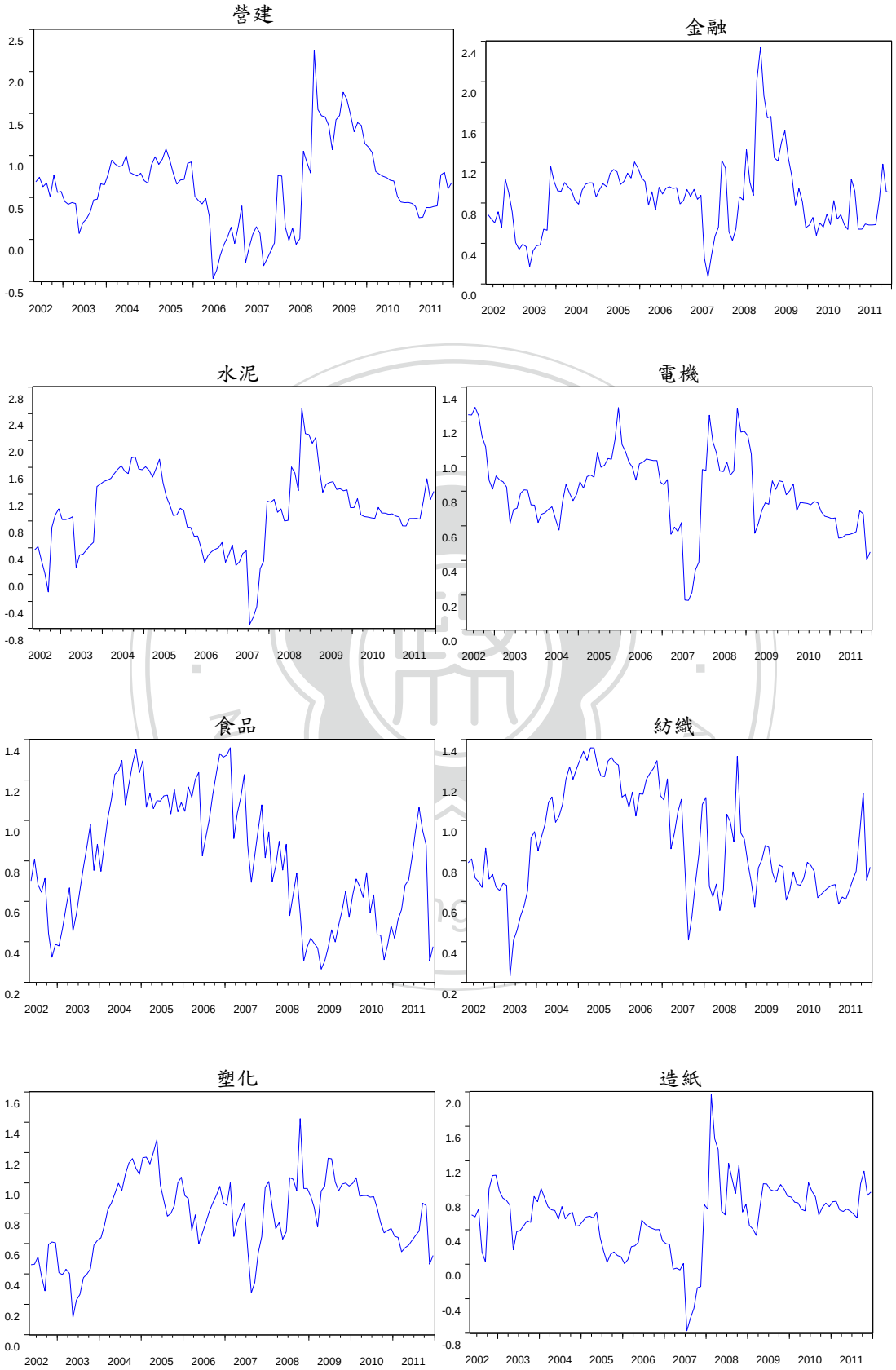
	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std.	Skewness	Kurtosis
營建業	0.621057	0.666558	2.253455	-0.46479	0.487878	0.315955	3.410236
金融業	0.854703	0.874997	2.336727	0.066375	0.355065	1.00337	5.737591
水泥業	0.818501	0.77377	2.344616	-0.38137	0.454861	0.245728	3.885893
機電業	0.805954	0.810516	1.283104	0.169455	0.224899	-0.21468	3.427351
食品業	0.725571	0.69177	1.21949	0.194691	0.214088	-0.05761	2.544695
紡織業	0.886399	0.820446	1.359086	0.230964	0.258543	0.165515	2.064059
造紙業	0.782282	0.830527	1.424217	0.113131	0.252101	-0.27141	2.671455
塑化業	0.544733	0.604174	1.964312	-0.77346	0.393691	-0.35526	5.099794

本文除了以$\sigma_{im,t-1}$-各類股與 S&P 的條件共變異數代表整個台灣股市所面臨的市場風險外，我們另外也觀察典型 CAPM 理論最常探討代表系統風險的 Beta 值，但我們利用雙變量 GARCH 模型去捕捉其動態性。$\beta_{i,t}$=$\sigma_{im,t}/\sigma_{m,t}$，計算一段特定時間內，個別資產報酬受到系統風險影響的大小，亦即市場報酬變動時，個別資產之預期報酬率同時發生變動的程度，即投資該資產所須承擔的系統風險。當β值絕對值等於 1 時，代表個股之變動的幅度等於整體股市上漲之幅度，當β值絕對值小於 1 時，代表個股變動的幅度低於指數其風險較低，當β值絕對值大於 1 時，代表個股變動的幅度高於指數，即風險較高。因此，在景氣好(總體股票市場指數上升時)，應買進 β 值較高的股票(β 值大於 1)可以提高收益，在景氣差時 (總體股票市場指數下降)，應買進 β 值較低的股票(β 值小於 1)以規避風險。本文的β值為條件共變異數與條件市場風險因子變異數所計算出，比一般傳統單期 CAPM 計算出的β值更具有可靠性，因為我們考慮了跨期時間相關性，而 CAPM 中的β值平均值在台灣各大類股中都小於 1 說明台灣八大類股在樣本期間的風險收益率小於代表整個市場投資組合的風險，顯示各大類股為相對低市場風險的投資組合，但是，各大類股的報酬率的標準差都大於 7%以上，但是β值卻小於 1(市場系統風險不大)，顯示可能要多留意八大產業的非系統風險，非系統風險

是指企業特有之風險一般來說，由個別人、個別企業或個別行業等可控因素帶來的，非系統風險可由投資可藉由多角化投資來分散其風險。其中，紡織業的β值最大，塑化業的β值最低。顯示紡織業長期而言在景氣差時（總體股票市場指數下降），受衝擊程度是八大類股中最大的，而塑化業是最低的。因此，建議當景氣低迷時，投資塑化業可能會是一個較好的選擇。營建、水泥、塑化都有β值為負值的情況，顯示此三產業類股有某一區間不符合高風險高報酬特性，也就是當美股指數報酬(市場風險)越高，則反而類股的報酬越低。

國立政治大學
National Chengchi University

圖 5-3 $\beta_{i,t}$時間趨勢圖



上圖為八大類股的β的時間趨勢圖，我們發除了營建、水泥、造紙業有負的β值外，其他產業皆為正數，且營建、金融、造紙業在金融海嘯發生期間，β值都上升到 2 以上，且上升幅度都相當大，顯示此三大產業類股在金融海嘯期間不只高風險高報酬的特性(β值為正)，且其報酬的變動幅度會比 S&P 股價指數大，也就是當 S&P 股價指數跌 1%時，此三大產業類股會跌超過 2%上，我們估計可能在金融海嘯期間投資此三大產業類股的投資客可能損失慘重。而食品業在金融海嘯期間，雖然β值也為正數，但是時間趨勢圖卻和其他產業趨勢呈現相反的狀況，我們發現總體而言為下降的趨勢，而且係數在 0.4 左右上下波動，波動幅度不大，這顯示食品業等相關民生用品的產業，可為反循環的指標產業。也就是當景氣低迷時，投資食品類股為一可以避險的投資產業。

第二節 實證結果分析

(四)、未限制斜率下的市場風險與報酬關係

我們藉由(5.1)式把估計出的$\sigma_{im,t-1}$各產業與市場的條件共變異數代表市場風險，並以式(5.2)代表市場風險與各類股報酬率的抵換關係，也可將此係數式為A_i視為相對風險趨避係數。

為了比較魏武興(2011)利用 OLS 所估計出八大產業不同的風險與報酬關係，本文在這小節也利用聯立系統估計法估計八大產業之風險報酬關係。首先我們在未限制斜率的情況下，也就是每一種產業都設有一條式(5.2)的限制式，並且以先前介紹的聯立系統估計法估出每一產業的市場風險與超額報酬的抵換關係:

$$R_{i,t+1}=C_i+A_i\sigma_{im,t+1}+e_{i,t+1} \qquad (5.2)$$

表 5-8 未限制斜率一致下的相對風險趨避係數A_i估計

	CoefficientA_i	Std. Error	t-Statistic	Prob.
營建業	0.080689	0.06801	1.186429	0.2358
金融業	0.043351	0.054009	0.80266	0.4224
水泥業	0.044656	0.06114	0.730401	0.4653
機電業	-0.03413	0.057651	-0.59194	0.554
食品業	0.042064	0.104128	0.403963	0.6863
紡織業	0.116692	0.103025	1.132658	0.2577
造紙業	0.177499**	0.089241	1.988982	0.047
塑化業	0.085145	0.057298	1.486004	0.1376

註: **代表 p-value 值<0.05

由表 5-8 可觀察大部分產業除了造紙業在 0.05 顯著水準下為顯著並符合高風險高報酬關係外,其他各大類股都呈現不顯著的情形。比較魏武興(2011)所估計出的實證結果為每一產業都有顯著的正負不一致關係不一致,本文顯示市場風險對於大部分類股超額報酬並無解釋能力。也就是我們對於台灣大部分各類股面對高風險高報酬的理論在各類股未限制相同斜率下是無法成立的。

(五)、限制斜率相同下的的市場風險與報酬關係

由於上面式子的風險報酬關係是做為比較的用途所估計出的結果,但實際上,風險與報酬關係所代表的係數是代表投資人本身的市場相對風險趨避程度,其風險趨避程度通常為一個固定不容易隨著產業改變的值,因此我們再利用各產業的市場風險—風險關係方程式限制同一斜率下用加權最小平方法去估計系數,也就是考慮橫斷面一致性,並考慮自我相關、異質變異及截面同期相關性誤差的因素去估計下列式子:

$$R_{i,t+1}=C_i+A\sigma_{im,t+1}+e_{i,t+1} \qquad (5.3)$$

表 5-9 限制斜率相同下的相對風險趨避係數 A 估計

	Coefficient A	Std. Error	t-Statistic	Prob.
	0.055928**	0.024019	2.328524	0.0201

註: **代表 p-value 值<0.05

由市場風險係數及修正完自我相關、異質變異及截面同期相關性誤差的 t 統計量我們得知係數為正且顯著。係數A為 0.056，t 統計量為 2.328524，P-value 值為 0.0201,在顯著水準 0.05 下為顯著。係數為正符合高風險高報酬的理論。比較(5.2)是我們利用不同產業的特性所形成的投資組合使得橫斷面資訊，有助於衡量市場動態風險與報酬的關係。換句話說，考慮所有截面資料的彼此相關性並且限制斜率相同去估計比單純個別產業估計出的風險因子係數更有顯著性。因此，同時利用橫截面產業間報酬率序列資料和限制各產業間的市場風險因子與報酬率的斜率不只能印證資產訂價模型下的風險溢酬關係，更能得到具有符合經濟意義且具有顯著性的風險—報酬係數。

（六）、加入可能影響報酬率的總體經濟變數

除了市場風險因子外，我們還加入其他造成可能改變投資意願造成各股產業報酬率改變的因素，也就是情況變數（State Variables），許多文獻證實能夠影響景氣循環的相關指標都可以做為預測市場風險溢酬關係。在此，由式(5.4)的 ω_{ix}代表影響投資機會的風險因子。本文參考 Bali(2008)所選取的其中三個情況變數作為對超額報酬的條件共變異數當作ω_{ix}，這三個情況變數分別為商業本票次級市場(91-180 天)和銀行承兌匯票次級市場(91-180 天)相減代表違約利差-以 DEF 表示、台灣上櫃股票加權平均殖利率代表市場平均股利收益率-以 DIV

表示，股息收益為投資人觀察對投資組合的獲利情況的一個重要指標，因此，股息收益率越高，對投資組合在市場上的需求增加，供給減少，伴隨而來的就是股價上升，報酬率就越高。去掉時間趨勢的相對短期利率台灣一銀一個月期定存利率與其前十二個月的平均相減，以 RREL 表示。利率是使用資本的報酬，其變動與股價的互動關係非常密切，因此我們考慮短期利率為合理的情況變數。而 RREL 代表短期利率波動度影響股價報酬的因素。我們同樣以 BEKK 模型得到這兩個總體變數因子和各產業間的條件共變異數代表ω_{ix}，以下列表示模型設定:

$$R_{i,t+1} = \alpha_0^i + \alpha_1^i R_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

$$x_{t+1} = \alpha_0^x + \alpha_1^x x_t + \varepsilon_{x,t+1}$$

$$E_t\left[\varepsilon_{i,t+1}^2\right] \equiv \sigma_{i,t+1}^2 = r_0^i + r_1^i \varepsilon_{i,t}^2 + r_2^i \sigma_{i,t}^2$$

$$E_t\left[\varepsilon_{x,t+1}^2\right] \equiv \sigma_{x,t+1}^2 = r_0^x + r_1^x \varepsilon_{x,t}^2 + r_2^x \sigma_{x,t}^2$$

$$E_t\left[\varepsilon_{i,t+1}\varepsilon_{x,t+1}\right] \equiv \omega_{ix,t+1} = r_0^{ix} + r_1^{ix} \varepsilon_{i,t}\varepsilon_{x,t} + r_2^{ix} \sigma_{ix,t}$$

$R_{i,t+1}$代表各類股的超額市場報酬，各類股以 i 表示

x_{t+1}代表狀態變數

α_1^i、α_1^x為落後一期的影響，$\varepsilon_{i,t+1}$、$\varepsilon_{x,t+1}$為殘差項，$\sigma_{i,t+1}^2$為第 i 類股的條件變異數、$\sigma_{x,t+1}^2$為狀態變數的條件變異數，$\omega_{ix,t+1}$為第 i 類股與狀態變數的條件共變異數，r_0為常數參數項、r_1為前一期未預期的衝擊係數，r_2為前一期波動影響的係數。

我們想探討是否加入影響投資機會的風險因子對市場風險因子的系數及其顯著性是否會因此改變，因而違反資產訂價模型理論，因此我們得到式(5.4):

$$R_{i,t+1}=C_i+\mathrm{A}\sigma_{im,t+1}+B_x\omega_{ix}+e_{i,t+1} \qquad (5.4)$$

表 5-10 市場風險因子係數A與影響投資機會風險因子係數B_x估計

	A	B_x
DEF_t	0.049335**	1.496539***
	(0.0285)	(0.0017)
DIV_t	0.078458***	0.412968***
	(0.0016)	(0.0004)
$RREL_t$	0.060056**	-1.09653**
	(0.0128)	(0.0446)

註:括弧內為 p-value，**代表 p-value 值<0.05，***代表 p-value 值<0.01

最後，我們以 Merton(1973)的 ICAPM 模型加入跨期避險資產組合ω_{ix}，從表 5-12 我們得知A係數在加入三個情況變數對台灣各大類股的條件共變異數後不只還是維持正向關係並且具有顯著性，更加證實了資本訂價模型的風險—報酬關係。市場風險因子越大，產業個股報酬率越高，即使在不同產業亦適用。而關於RRELω_{ix}代表短期利率與與產業個股報酬率的條件共變數和報酬率間為顯著負向關係，而且相對市場風險因子來說影響度較大，有超過 1，且具有負向關係。其他二個風險因子所代表的係數B_x則為正向顯著，這與 Bali(2008)所得的實證結果相似。RRELω_{ix}為短期利率風險因子與各股超額報酬為負向關係，和 Merton(1973)以利率去描述跨期避險需求的結果一致。代表短期利率與產業個股報酬條件共變異程度越大，也就是描述未來投資機會改變之一的短期利率風險因子風險越高，個股超額報酬減少，顯示利率風險因子提供一個投資人避險機會的參考指標。再來我們可以看到另外兩個風險因子 DEF、DIV 的B_x係數也都為顯著的，並且都為正向關係，這顯示此兩個影響投資的風險因子，風險越高，台灣八大產業類股的超額報酬也越高，而且 A 係數還是維持顯著正向關係。這也更進一步證實台灣八大產業在樣本資料時期的超報酬期望報酬除了包括市場風險溢酬外，也包含了總體經濟變數中投資機會的不確定風險溢酬，也代表以八大產業為橫斷面資料是符合跨期資本定價模型，且各類股超額報酬與市場風險為正向抵換關係。

第六章 結論與建議

第一節 結論

本文主要針對台灣八大產業類股，八大產業分別為營建、水泥、金融、機電、紡織、造紙、食品、塑化業，以其產業面做為橫斷面資訊探討風險報酬的關係，研究樣本資料 2002 年 5 月-2008 年 12 月的月資料，探討此段時間的八大產業風險報酬的抵換關係是否符合 ICAPM 的結論:高風險隱含高報酬。

我們知道每一個股或是資產組合面對的總風險分可分為系統性風險及非系統性風險，系統性風險又稱為市場風險，是由整個總體經濟環境所引起的，每一類股或不同的資產組合對系統性風險的敏感程度不一樣，但系統性風險無法通過投資組合進行有效的分散，為不可分散的風險。；而非系統性風險主要非系統風險屬於個別風險，是針對個股或某個產業等因素所造成的風險，其非系統性風險主要是由直接影響公司經營能力的因素，例如流動性風險、財務風險、信用風險、經營管理風險等。投資人通常可通過投資多樣化來化解非系統風險。對於我們所要探討的 ICAPM 高風險高報酬的理論主要針對系統風險(市場風險)而言，對於非系統風險則認為可透過多角化投資而對報酬沒有影響。

關於市場風險的研究，許多文獻都發現並不為一固定值，而是隨時間改變，因此，本文利用以美國 S&P500 指數超額報酬當做整體市場，以雙變量 GARCH 模型中的對角 BEKK 模型捕捉 S&P500 指數超額報酬與各類股的條件共變異數當做市場風險因子，並進一步探討 CAPM 理論主要的β值。分析八大產業的條件共變異數與β值的趨勢及特性。

除了探討市場風險因子與各大類股的風險報酬關係之外，我們另外也加入了其他投資機會風險因子對各類股超額報酬的關係，更進一步強化 ICAPM 模型，我們參考 Bali(2008)所選取的其中三個狀態變數對各類股超額報酬的條件共變異數

當作投資機會風險因子。這三個狀態變數分別為:違約利差、股利殖利率、去掉時間趨勢的短期利率。在同時考慮市場風險因子和投資機會因子對各類股超額報酬的關係。除了探討投資風險因子對各類股超額報酬的關係是否有符合經濟合理性的關係外,並觀察市場風險因子的風險溢酬關係是否有隨著其他風險因子增加而改變。

經實證分析結果，我們得知下面整理的結論:

一、 我們利用雙變量 GARCH 模型去捕捉與時鉅變的相關風險值，包括代表市場風險 S&P500 超額報酬與各類股超額報酬的共變異數及其相對的β值，並觀察八大產業的相關風險值的特性，共變異數在大部分產業大部分時間都維持正值，也就是美國股市和台灣八大產業的走勢大部分時間都是正相關的。共變異數的標準差以營建業最大，食品業最小。且發現在金融海嘯時期共變異數呈現大幅度的波動。而金融業在金融海嘯期間是所有產業中與 S&P 指數的共變異數上升幅度最大，可顯示金融海嘯的衝擊台灣的金融業為受衝擊程度最大的。β 值平均值在台灣各大類股中都小於 1 說明台灣八大類股在樣本期間的風險收益率小於代表整個市場投資組合的風險，顯示各大類股為相對低市場風險的投資組合。而 β 值在金融海嘯期間在營建、金融、造紙業大幅上升且超過 2，而食品業卻呈現下降趨勢，代表食品業在景氣低迷時可為一降低投資損失程度的一類股。

二、 在共變異數的衝擊與波動方面，我則發現大我們可發現除了金融業、紡織業及的波動持續性係數幅度分別為 0.83、0.87 之外，而其他產業的幅度都在 0.9～0.95 之間，顯示除了金融業與紡織業相較其他類股的波動持續性小，其他產業的波動持續性都相當大。

三、 由相關風險值(σ_{im}，β 值)的時間序列圖我們發現在金融海嘯時期

大部產業都有大幅度的波動程度，因此除了風險值隨時間變動的特性外，和相關對風險值在景氣衰退或面對亞洲金融風報或金融海嘯等重大經濟事件的研究文獻上發現也會有相當的改變的結果一致。

四、 估計樣本時期內，探討八大類股是否有符合 ICAPM 的結論。以產業面的橫截面資料資訊下探討各大類股風險與報酬關係時，在限制八大產業斜率相同的情形下，我們可以得到符合理論的高風險高報酬的特性。另外，我們以 ICAPM 理論為架構下，加入了其他影響投資機會集合的風險因子，發現其係數都有經濟上的合理性，且為顯著關係，且原本的市場風險因子之係數及其顯著性並沒有因為加入變數後有太大改變。這也代表以台灣八大產業為橫斷面資料下所印證的實證結果是符合跨期資本定價模型的。

第二節 建議

一、 本文以 AR(1)-GARCH(1，1)的均數-變異數方程式，以雙變量 GARCH 中的對角 BEKK 去捕捉期風險值，直接設定模型的缺點可能對於其風險值捕捉的正確程度有待保留，我們可以比較不同的多變量 GARCH 模型如 CCC、DCC、VECH 等不同的模型去建構其條件方程式，其最有效的模型將會提高我們對於 ICAPM 風險與報酬關係的準確性。

二、 而我們選取的樣本資料期間為 2002 年 5 月至 2011 年 12 月，資料總共為 116 筆月資料。對於研究金融時間序列資料而言可能資料筆數不多，我們可考慮改以日資料或者是擴大選取樣本期間增加樣本數使其更能精確捕捉其相關風險值的隨時間改變的動態性，並對於風險溢酬關係的實證結果加以比較是否有不同的結論。

三、 其本文以台灣股票市場中選取期八大產業類股作為橫斷面資訊的來源去探討其風險溢酬關係，但實際上台灣股票市場的產業分類超過八大產業，

我們可以增加其產業面橫斷面資料，再進一步探討所有產業都適用的風險溢酬關係可能可以得到更貼近台灣股票市場風險溢酬關係。我們可以考慮台灣證券交易所所編製的產業別，其產業別分為 31 類，且包含了台灣整體股票市場上市公司的資訊，對於針對台灣各類股所配適的風險溢酬關係更有代表性。

四、 本論文以美國 S&P 500 指數超額報酬和產業類股之共變異數代表市場風險因子會有疏失，我們可以考慮改採用台灣發行量加權股價指數和產業類股之共變異數更能代表其市場風險因子，因為其八大產業的相關資訊都有包括在台灣加權股價指數中，此變數才能更符合市場風險因子的定義。

五、 本文主要探討市場風險因子與超額報酬的關係，可以進一步延伸為 Fama&French 的三因子模型，以 SMB(小公司投資組合報酬率減大公司組合投資報酬率和 HML(高淨值市價比投資組合報酬率減低淨值市價比投資組合報酬率)為變數來描述投資機會風險因子。進一步探討台灣的產業類股是否適用於三因子模型。

國立政治大學 National Chengchi University

參考文獻

楊明栽,「資本資產定價理論在台灣股票市場之實證研究」,1997,淡江大學財務金融研究所碩士論文

詹前浩,2002, 「類股報酬不對稱性及報酬波動之比較」,東海大學經濟系碩士論文

楊亦農 (2009),《時間序列分析經濟與財務上之應用》,台北:雙頁書廊有限公司。

鄭燕茹(2004),「盈餘、股利與股票預期報酬之橫斷面分析」,中央大學企業管理研究所碩士論文

楊麗玲等 (2005),「跨期性資本資產定價-台灣股市實證分析」,中華技術學院學報,頁 32,45-63。

陳文玲 (1991),「資本資產定價模式於台灣股票市場之實證研究」,國立臺灣大學商學研究所碩士論文。

宋曉君 (2009),「多元 GARCH 模型在亞洲股票市場的應用」,廈門大學研究所碩士論文。

李家宜 (1999) -「以條件資產定價模型探討資產報酬的決定因素--台灣股票市場 1991 年至 1998 年實證分析」,東吳大學經濟系碩士論文

李美樺 (2007),「以橫斷面跨期資本資產訂價模型衡量台灣股市報酬與風險之動態關係」,銘傳大學財務金融學系碩士論文。

黃一祥、王元章、何加政、許嘉惠,2003,「台灣股市系統性風險之估計及橫斷面預期報酬之分析」,《財務金融學刊》,第 11 卷第 3 期,1-33 頁。

國立政治大學 National Chengchi University

林庭瑄,2009,「風險報酬之關係－台灣加權股價指數實證」,政治大學國際經營與貿易學系碩士論文

柯博倫,2010,「風險值之估計-GARCH 模型之應用」,臺灣大學農業經濟學研究所碩士論文

謝明霖,雷立芬,2009,「臺灣上市公司隨時間變動系統風險之結構性轉變研究」,台灣銀行季刊第六十一卷第四期

魏武興，2012,「市場風險與個別國家風險對台灣股市的影響(按產業分）」，國立政治大學經濟學系研究所碩士論文

蕭碧珍(2003),「長短期殖利率差與股價指數漲跌關聯性研究----以台灣為例」，交通大學國際經貿學程碩士論文

陳翠玲(1990),「總體經濟因子與股價關係之研究-以台灣股票市場為例」，國立中山大學企業管理研究所碩士論文

洪銓(2002),「台灣股票集中市場成分波動性的實證研究」，國立成功大學企業管理研究所碩士論文

李嘉芳(2003),「獨特性波動之研究－以台灣上市股票為例」，國立中央大學產產業經濟研究所碩士論文

繆岳娟(2012),「金融海嘯期間歐、美股市對台灣股市之不對稱波動傳遞效果」，嶺東科技大學財務金融研究所碩士論文

朱家慧(2011),「風險值與超額報酬抵換關係之探討」，淡江大學財務金融學系研究所碩士論文

魏石勇(2011),「金融海嘯前後波動的動態條件相關下臺股價量關係與規模效應

國立政治大學 National Chengchi University

之影響」，雲林科技大學財務金融系博士班

袁淑芳, 李進生, 林佳慧(2011),「由風險與報酬的關係檢視不同類型事件的衝擊」，管理科學研究 卷期：8 卷 1 期

Akdeniz, L., Altay-Salih, A., & Caner, M. (2003). Time-varying betas help in asset pricing: the threshold CAPM. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, 6(4).

Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of econometrics, 31(3), 307-327.

Bollerslev, T., Engle, R. F., & Wooldridge, J. M. (1988). A capital asset pricing model with time-varying covariances. The Journal of Political Economy, 116-131.

Baillie, R. T., & DeGennaro, R. P. (1990). Stock returns and volatility. Journal of financial and quantitative analysis, 25(2), 203-214.

Brandt, M. W., & Wang, K. Q. (2003). Time-varying risk aversion and unexpected inflation. *Journal of Monetary Economics*, *50*(7), 1457-1498.

Brandt, M. W., & Kang, Q. (2004). On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns: A latent VAR approach. Journal of Financial Economics, 72(2), 217-257.

Bali, T. G., & Peng, L. (2006). Is there a risk–return trade-off? Evidence from high-frequency data. Journal of Applied Econometrics, 21(8), 1169-1198.

Bali, T. G. (2008). The intertemporal relation between expected returns and risk. Journal of Financial Economics, 87(1), 101-131.

Chen, N. F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic forces and the stock market. Journal of business, 383-403.

Campbell, J. Y. (1987). Stock returns and the term structure. Journal of financial economics, 18(2), 373-399.

國立政治大學 National Chengchi University

Campbell, J. Y., & Hentschel, L. (1992). No news is good news: An asymmetric model of changing volatility in stock returns. Journal of financial Economics, 31(3), 281-318.

Campbell, J. Y., & Ammer, J. (1993). What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns. The Journal of Finance, 48(1), 3-37.

Dybvig, P. H., & Ross, S. A. (1985). Differential information and performance measurement using a security market line. The Journal of Finance, 40(2), 383-399.

Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 987-1007.

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. The Journal of Political Economy, 607-636.

French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. Journal of financial Economics, 19(1), 3-29.

Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. the Journal of Finance, 47(2), 427-465

Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. Journal of financial economics, 33(1), 3-56.

Fama, E. F., & French, K. R. (2004). The capital asset pricing model: theory and evidence. The Journal of Economic Perspectives, 18(3), 25-46.

Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. The Journal of Finance, 48(5), 1779-1801

Ghysels, E., Santa-Clara, P., & Valkanov, R. (2005). There is a risk-return trade-off after all. Journal of Financial Economics, 76(3), 509-548.

國立政治大學 National Chengchi University

Guo, H., & Whitelaw, R. F. (2006). Uncovering the risk–return relation in the stock market. The Journal of Finance, 61(3), 1433-1463.

Hansen, L. P., & Richard, S. F. (1987). The role of conditioning information in deducing testable restrictions implied by dynamic asset pricing models. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 587-613.

Harrison, P., & Zhang, H. H. (1999). An investigation of the risk and return relation at long horizons. Review of Economics and Statistics, 81(3), 399-408.

Harvey, C. R. (2001). The specification of conditional expectations. Journal of Empirical Finance, 8(5), 573-637

Huang, H. C. R. (2003). Tests of regime-switching CAPM under price limits. International Review of Economics & Finance, 12(3), 305-326.

Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. The review of economics and statistics, 47(1), 13-37.

Merton, R. C. (1973). Theory of rational option pricing. The Bell Journal of Economics and Management Science, 141-183

Pojarliev, M., & Polasek, W. (2001). Applying multivariate time series forecasts for active portfolio management. Financial Markets and Portfolio Management, 15(2), 201-211.

Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices:A theory of market equilibrium under conditions of risk. The journal of finance, 19(3), 425-442.

Schwert, G. W. (1990). Business cycles, financial crises, and stock volatility (No. w2957). National Bureau of Economic Research.

Scruggs, J. T. (1998). Resolving the puzzling intertemporal relation between the market risk premium and conditional market variance: A two-factor approach. The Journal of Finance, 53(2), 575-603.

國立政治大學 National Chengchi University

Whitelaw, R. F. (1994). Time variations and covariations in the expectation and volatility of stock market returns. The Journal of Finance, 49(2), 515-541.

國立政治大學
National Chengchi University