

國立政治大學經濟學系

碩士學位論文

市場風險與個別國家風險對台灣股市的影響

(按產業分)

A study of the market risk and the country specific
risk impacts on Taiwan stock market

(By industry)

指導教授：饒秀華 博士、徐士勛 博士

研究生：魏武興

中華民國一百零一年七月

謝誌

2012年夏日，在這多雨的木柵，歲月的光輪嘎嘎作響，兩年，論文從無到有竟是轉眼之間，其中的艱澀甜美，那樣的鮮明。而本論文得以完成，首先要感謝指導教授 饒秀華教授這一年來的悉心指導，從論文的方向到每一步研究方法的精闢講解，都讓我受益良多，老師的和藹就像母親一樣溫暖，特別感謝老師的提攜之情。同時感謝共同指導教授 徐士勛教授給的諸多建議，尤其在細節的部分，讓此篇論文能修整的較為完備，並且感謝口試委員 陳釗而教授提供的寶貴意見與指點。我很慶幸能遇到這些好老師，激盪了我的想法，而寫論文的過程則是一個很寶貴的經驗，對於教授們的感謝之心，致上我最誠摯的謝意。

研究所這兩年，我看到了很多不一樣的人事物，我會珍惜在這期間的收穫，也感謝每一位曾經出現在我眼前的人，都豐富了我的眼界；謝謝家人在背後的支持；謝謝朋友、同學們，曾經為了一個目標一起奮鬥過；謝謝仲霖，在論文最後緊要關頭的5月，一起熱血單車環島；謝謝同門夥伴靜涵、宗泰的合作與包容。曾經的點點滴滴，如今已成為記憶中的緬懷，而我會帶著這些年習得的敲門磚，奉獻給這個社會。最後，獻上我最喜歡的幾句話，取自於明朝 楊慎的臨江仙。

“青山依舊在，幾度夕陽紅

古今多少事，都付笑談中”

魏武興 謹誌於
政治大學經濟研究所
中華民國 101 年 7 月

摘要

本研究主要探討台灣各類股在不同貨幣單位之下，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。我們考慮的有市場風險與國家特殊風險的影響，其中市場風險為整體經濟情勢帶來的風險；而國家風險代表一個地區的獨有風險，像是政治、經濟、社會等因素所帶來的風險。在衡量風險報酬抵換關係方面，我們藉由資本資產訂價模型的概念來做實證研究，並且藉由對角 BEKK 模型來做報酬與風險的條件共變異數的估計。我們先估計出市場風險與報酬之間的關係，爾後再加入國家風險因子的影響，並比較在不同貨幣單位之下的估計結果，而此結果亦能代表匯率風險的影響。

實證結果顯示，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，且在不同的貨幣單位下得到的結果也有所差異，表示匯率的確會對風險報酬關係造成影響，甚至讓風險係數從負值轉為正值，故也顯示了匯率風險的存在。研究也顯示了國家風險對於各類股的影響係數皆不大，表示台灣地區的風險尚屬穩定。而本研究或許可幫助投資人在面對風險時，能藉由各類股風險報酬關係的反應來選擇最適的投資組合。

關鍵字：對角 BEKK、台灣各類股、風險報酬、匯率風險

Abstract

This study investigates the various types of stock in Taiwan under the different monetary unit, between risk and return trade-off relations, in order to investigate the characteristics of various types of shares in Taiwan in the face of risk situations. We consider the impact of market risk and country-special risk, the risks of market risk for the economic situation; country risk represents a country risk, the risks such as political, economic, social and other factors. We have empirical research done by the concept of the capital asset pricing model, and the conditions covariance estimated by the diagonal BEKK model. We first estimate the relationship between market risk, and then add the impact of country risk factors, and compare the estimation results under different monetary unit, and this results in representing the exchange-rate risk.

The empirical results show that the various stocks in the face of risk response is inconsistent, which financial stocks for the greatest impact on stocks are subject to risks, and the market risk coefficient is significantly negative, difference the theory. Other stocks in the relationship between risk and returns, positive and negative results, so we can learn to face the same risks under various types of shares have different reactions, and in a different currency unit the results also different, it also shows the existence of exchange-rate risk. The study also shows the country risk coefficient of various types of shares were weak effects. This research to help investors in the face of risk, by the reactions of all kinds shares the risk and return relationship to select the optimal portfolio.

Keyword: diagonal BEKK、stock、risk and return、exchange-rate risk

目 錄

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 研究流程架構.....	5
第二章 文獻回顧	6
第一節 資本資產訂價模型的文獻探討.....	6
第二節 多變量 GARCH 的文獻探討.....	11
第三節 股票市場風險報酬關係的文獻探討.....	18
第三章 模型與研究方法	22
第一節 模型介紹.....	22
第二節 研究方法.....	26
第四章 資料簡介與來源	30
第一節 八大類股簡介.....	30
第二節 資料來源.....	37
第五章 實證結果與分析	39
第一節 基本統計量分析.....	39
第二節 實證結果分析.....	51
第六章 結論與建議	64
第一節 結論.....	64
第二節 建議.....	68
參考文獻	69
附錄	72

表目錄

【表 2-1】資本資產訂價模型文獻.....	9
【表 2-2】資本資產訂價模型文獻.....	10
【表 2-3】國內股票市場風險報酬關係的研究文獻.....	20
【表 2-4】國內股票市場風險報酬關係的研究文獻.....	21
【表 5-1】統計特徵.....	39
【表 5-2】單根檢定結果表.....	44
【表 5-3】相關係數表.....	45
【表 5-4】ARCH-LM test 檢定統計量與顯著性表.....	46
【表 5-5】二元 BEKK 模型的平均數方程式配適結果表.....	48
【表 5-6】二元 BEKK 模型的參數估計結果表.....	49
【表 5-7】殘差檢定表.....	50
【表 5-8】市場風險估計結果表.....	51
【表 5-9】市場風險衝擊與波動的持續性表.....	54
【表 5-10】國家風險係數的估計表.....	56
【表 5-11】國家風險衝擊與波動的持續性表.....	58
【表 5-12】市場風險與國家風險估計結果表.....	60
【表 5-13】國家風險係數比較表.....	63

圖目錄

【圖 1-1】研究架構圖	5
【圖 3-1】研究方法流程圖	29
【圖 5-1】超額報酬率時間趨勢圖	41
【圖 5-2】八大類股超額報酬率與 MSCI-US 的共變異數圖	53



第一章 緒論

第一節 研究背景

台灣隨著國際化的發展，國際資金移動迅速與經濟結構變化等影響，股票市場報酬的波動性更趨劇烈，而對於財務經濟的領域來說，股票市場的風險與報酬之間的關係一直以來都是非常熱門的研究領域，由於股票市場受許多外部因素影響而存在各種投資風險，而風險的衡量主要分為系統風險(Systematic risk)與非系統風險(Non-Systematic risk)。系統風險主要是由政治、經濟等總體社會變數對投資產生影響之風險，如兩岸關係、景氣波動等使整體市場受到影響，因此系統性風險為無法規避的風險；而非系統性風險則是企業獨有的風險，例如公司股價會因公司經營管理、財務或意外狀況影響，非系統風險可利用分散投資方式加以規避，故投資人衡量投資風險多以系統風險為主要考量。而過去關於國際資金流動的風險與市場整合是諸多學者研究的主要議題，大多的文獻皆是藉由 Sharpe(1964)提出的資產訂價模型(capital asset pricing model, 簡稱 CAPM)來進行風險報酬之間抵換關係的衡量，而實證上也多藉此模型的概念來做延伸探討。

在文獻上對於解釋股票報酬的影響因素，常以 Merton(1973)所提出的跨期資本資產訂價模型(Intertemporal capital asset pricing model, 簡稱 ICAPM)來做研究，此模型亦為傳統的 CAPM 理論模型所調整延伸而出，根據 Merton(1973)所發表的跨期資本資產訂價模型(ICAPM)可用來衡量跨期的風險與報酬之間關係，而此模型主要估計出股票的超額報酬與市場投資組合的共變異數之間的關係，使用此模型估計出的係數即是影響市場投資者的平均風險趨避程度。而文獻上也常探討使用 ICAPM 的架構來估計出的風險報酬之間的抵換關係是否具有顯著性，並且估計出市場投資組合的風險趨避，例如 Bali(2008)用 ICAPM 來估計跨期的預期報酬與風險之間具有正向的顯著關係等。而許多先前對於財務金融方面的實證

文獻也常以資產報酬的波動為研究主體，如 Baillie(1991)的實證研究上發現資本資產報酬的變異數與共變異數會隨時間變動(Time-Varying)而非固定的常數，之後亦有許多研究針對報酬的波動來做探討，Ghysels(2005)的實證研究上也發現波動變異在面對報酬為正值或負值時，具有波動不對稱(Volatility Asymmetric)的衝擊反應，而針對波動不對稱的解釋主要有 Christie(1982)指出當股價受到負面訊息衝擊而下跌時，公司權益資本相對於債務資本的比率下降，而使得整體的財務槓桿程度變大，因而增加了公司的風險程度，當風險程度增加時將增加報酬的波動性，故相較於好消息而言，負面消息的衝擊將對資產報酬波動的影響較大。而財務的時間序列資料也大多有 Mandelbrot(1963)所稱的波動群聚(volatility clustering)的特質，亦即大波動往往伴隨著大波動、小波動伴隨小波動。而 Bollerslev(1994)的研究指出報酬波動的群聚現象與其厚尾分配有關，亦有些學者認為波動的群聚現象來自於對資產的不確定性與風險所造成的。¹故藉由先前的許多財務時間序列方面的文獻，可幫助我們在做實證研究時更加了解資料的特性，以便做出最適的決策。

對於全球化的投資來說，投資國外的股市將會產生匯率風險的暴露，即使投資人可以在交易國外股市跟在國內交易股市相比之下沒有額外的交易成本，也將會面對兩國之間的匯率風險。我們的焦點在於不同的貨幣單位之下風險報酬之間的關係差異，對於許多實證使用跨國際間的資本資產訂價模型通常都忽略了不同貨幣單位的匯率風險對於風險報酬之間造成的潛在差異。而大多數的研究都在同一個貨幣單位之下來衡量風險報酬之間的關係，或者是假設風險報酬之間的關係在不同的貨幣單位之下仍然維持相同的關係。²

而追溯先前的研究可能是基於購買力平價的假設之下，所以沒把匯率變動的影響考慮在內，但實際上，雖然全球經濟情況相互影響，財務市場逐漸整合，商

¹ Wooldridge(1998), "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances," *Econometrica*, 96, 116-131

² Harvey(1991), Ferson and Harvey(1993), Bekaert and Harvey(1995), De Santis and Gerard(1997), Cavaglia et al. (2002).

品市場卻還是有許多運輸成本，且勞工被限制在國際間的移轉，消費風險的承擔對各地區來說是有差異的，所以實質匯率經常有別於匯率平價的情況，且誤差可能有相當的波動性 Rogoff(1996)。此外，名目匯率的波動時常有別於未拋補利率平價的預測，由此顯示了匯率的風險溢酬是會隨著時間變動的。例如 Engel(1996)、Bansal(1997)以及 Backus(2001)的研究皆顯示了匯率隨時間變動的現象並且試圖去估計出匯率的風險溢酬。因此在不同的貨幣單位之下，匯率的動態對於風險報酬之間的影響是有其重要性的，故本研究也將根據諸多文獻所提的特性來針對股票報酬與波動之間的抵換關係來做探討。



第二節 研究動機與目的

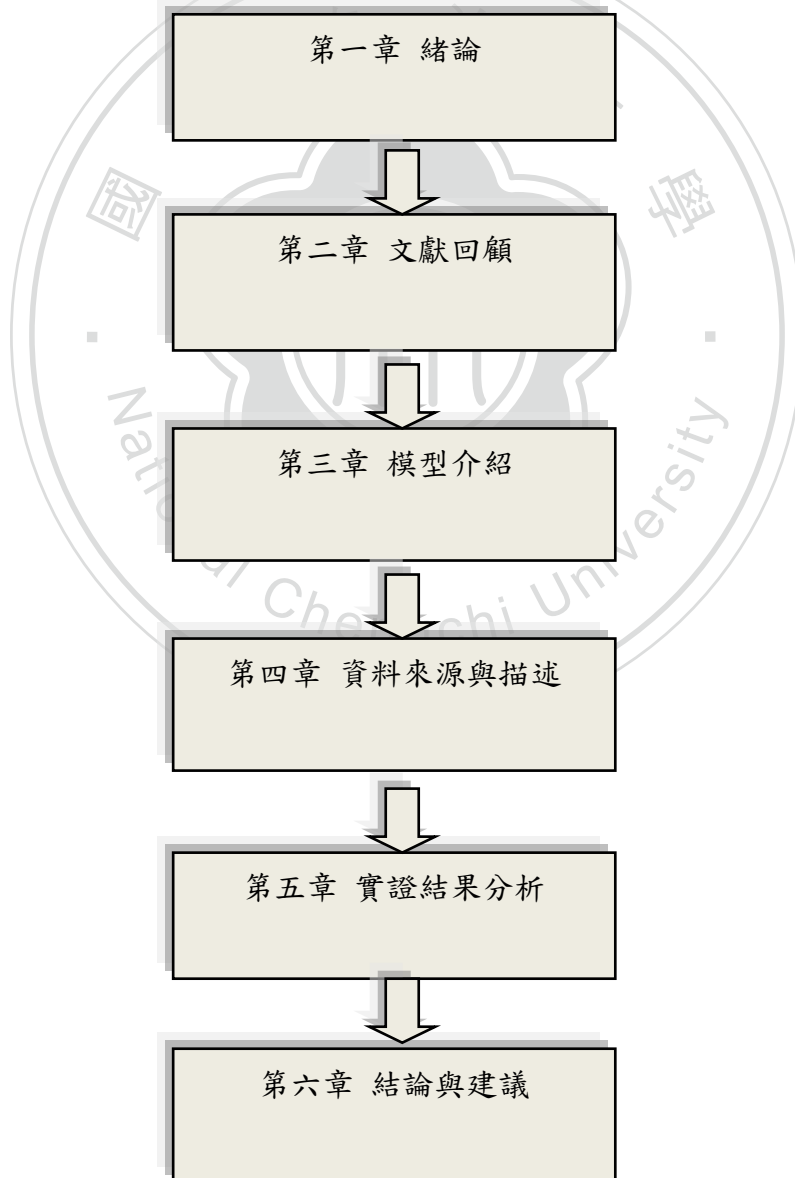
古羅馬劇作家普勞圖斯(Plautus)的一句諺語：“A mouse never entrusts his life to only one hole.”，亦即狡兔三窟，表示連老鼠都懂得分散風險了。而唐吉軻德(Don Quixote)的作者塞萬提斯(Miguel de Cervantes)也說過：「智者未雨綢繆，不會冒險把雞蛋全放在同一個籃子裡。」(It is the part of a wise man to keep himself today for tomorrow and not to venture all his eggs in one basket.)。由此可知分散風險的重要性，而股票投資一直都是眾多投資人選擇的投資方式之一。而對於台灣的股票市場可區分為各種不同的類股，如何能在市場風險之下做出正確的選擇來規避風險，故在風險下做選擇來投資各種不同類股則是相當重要且被關注的議題。

而台灣的股票市場一直是國內研究者愈探討的主要標的市場，對於台灣的股票市場主要可區分成八大類股，³而本研究藉由資本資產訂價模型的理念架構，針對台灣的八大類股來進行風險報酬之間關係的探討，藉此研究可深入了解台灣八大類股對於風險報酬之間的關係，亦可了解各種不同類股的特性，其中藉由多變量 GARCH 模型來估計出各類股與市場報酬的共變異數，並以資本資產訂價模型的概念，來找出各類股與市場風險之間的牽連關係，由此估計出來的結果我們可判斷各類股受到風險影響的程度，可幫助我們投資人在風險情況下做為投資各類股判斷的依據。

³ 八大類股為根據台灣經濟新報(TEJ)資料庫來區分

第三節 研究流程架構

本研究之內容主要分為六個章節，第一章為緒論，包含研究背景、研究動機與目的以及研究架構；第二章為文獻回顧，主要針對國內外文獻中使用資本資產訂價模型來做風險衡量的文獻來做整理與簡介，其中共分三小節，分別為資本資產訂價、多變量 GARCH 模型與台灣股票市場的研究來探討；第三章為論文主要使用的模型與研究方法的介紹；第四章為資料來源與描述，主要為台灣八大類股的簡介與研究變數資料的選取與來源；第五章為實證研究結果與分析，對研究的結果做出分析與解釋；第六章則為結論與建議。



【圖 1-1】研究架構圖

第二章 文獻回顧

第一節 資本資產訂價模型的文獻探討

傳統的資產訂價理論最早是由 Sharp(1964)、Lintner(1965)與 Mossin(1966)所提出資本資產訂價模型，此理論模型即是依據平均-變異效率(mean-variance efficiency)來建立的基礎模型，而模型主張風險性資產的期望超額報酬決定於該資產的風險溢酬，且資產的預期報酬和市場風險之間存在著正的線性關係，而 CAPM 有許多的前提假設包括：(1)投資者效用決定於期望報酬與變異數；(2)完全市場且不存在稅和交易成本；(3)同質性預期：所有投資者對投資標的之期望報酬與風險的看法相同；(4)無借貸限制。但此模型有諸多的假設難以實現在現實資產的情形。

由 Sharpe(1964)提出的 CAPM 模型：

$$E(r_i) = \beta E(r_m), \text{ 其中 } \beta = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{\text{Var}(r_m)}, \quad (2.1)$$

(2.1)式為 CAPM 模型的基礎架構，其中 r_i 為資產的超額報酬，為資產的報酬減去無風險資產的報酬率； r_m 為市場投資組合的超額報酬率；而 $\text{Cov}(r_i, r_m)$ 為資產的超額報酬與市場投資組合超額報酬的共變異數；且 $\text{Var}(r_m)$ 為市場投資組合的變異數。

$$\text{也可寫成 } E(r_i) = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{\text{Var}(r_m)} E(r_m) \quad (2.2)$$

$$E(r_i) = \frac{E(r_m)}{\text{Var}(r_m)} \text{Cov}(r_i, r_m)$$

$$E(r_i) = \frac{E(r_m)}{\text{Var}(r_m)} \sigma_{im}$$

$$\text{令 } \frac{E(r_m)}{\text{Var}(r_m)} = A_i$$

故也可重新寫為：

$$E(r_i) = A_i \sigma_{im} \quad (2.3)$$

其中(2.3)式為資產與市場超額報酬的共變異與資產超額報酬的抵換關係。

由此推導我們可發現由 Sharpe(1964)所提出的模型概念為風險性資產的期望超額報酬受到市場風險的影響，然而且此模型僅考慮單期的情況，但對於投資者在做資產組合選擇時會將未來的投資機會加入考慮來進行跨期的投資選擇以追求跨期消費極大化，故針對 CAPM 的缺點 Merton(1973)提出了跨期的資本資產訂價模型(Intertemporal CAPM，簡稱 ICAPM)，此模型以極大化跨期的消費效用為基礎將原來單期的模型拓展為多期的模型，來建立一個連續時間動態的投資組合理論資產訂價之架構。而在文獻上藉由資本資產訂價模型來做風險報酬衡量的研究也不勝枚舉，且 GARCH 模型在資本資產訂價模型的估計方面已被廣泛的應用，像是 Mandelbrot(1963)與 Fama(1965)指出在金融市場時間序列的資料中，資產價格與報酬率皆呈現波動群聚(volatility clustering)的現象，即大波動出現時通常伴隨著大波動，而小波動出現後即跟隨著小波動。而實證上 Guo (2005)以 ICAPM 模型估計出股票市場風險與報酬為正向關係，且估計的相對風險係數與投資人風險趨避有關。而 Malliaropulos(1997)在未拋補利率平價(covered interest parity)的假設下，針對七個已開發國家對匯率風險影響股票市場報酬來做研究，結果顯示匯率風險對股票市場的波動有顯著的影響。而 Tai(2001)針對亞洲四國做實證研究也發現匯率市場對股票市場有顯著的影響，多數的研究皆顯示匯率市場風險對於股票市場報酬有其重要影響。

在過去文獻上對於對於市場風險與超額報酬的跨期關係已有許多討論，對於風險趨避者理論上應呈正向關係，但實證研究的結果卻出現風險報酬抵換關係正負不一致的情況、甚至不顯著的結論。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，並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式，且預期報酬與波動之間的關係依靠條件變異數的設定。而 Brandt(2007)也認為造成此差異的原因來自於實證方法的假設限制，像是假設風險與報酬之間關係為固定，而此假設與真實動態的市場並不一致。在風險與報酬之間關係的研究方面，Valkanov(2005)與 French(1987)

皆發現條件預期報酬與波動之間有正向的關係;而 Campbell(1987)與 Whitelaw (1994)的研究卻發現風險與報酬之間存在負向的關係,而當風險與報酬出現負向的抵換關係時,代表了風險越低反而風險貼水越高的情形,與 CAPM 理論上的結果有所不同。而下方【表 2-1】與【表 2-2】為資本資產訂價的文獻整理。



【表 2-1】資本資產訂價模型文獻

French(1987)	<p>使用 CAPM 檢驗美國股價報酬與股票市場的波動性之間的關係，研究發現被預期的市場風險溢酬與股票報酬的波動是正相關的，同樣發現未被預期的股票市場報酬與未被預期的股票報酬波動的變化是負相關的，這個負向的關係提供了間接的證明被預期的風險溢酬與波動性是正相關的。</p>
Bollerslev(1988)	<p>使用 CAPM 來針對美國國庫券，債券與股票市場估計出風險報酬之間的關係，實證經由 GARCH-M model 的估計發現條件共變異數會隨著時間變動且非模型假設的常數型態，亦即隱含了風險溢酬也會隨著時間而改變，而系統風險 β 也將隨著時間所改變，且研究結果發現被預期的報酬或是風險溢酬顯著的受到報酬的二階動差影響，表示資產報酬與市場的共變異數可顯著的衡量風險溢酬。</p>
Baillie(1990)	<p>研究使用 GARCH-M 來檢驗股票投資組合的預期報酬與風險之間的關係。實證結果顯示，不論資料頻率是每月或每日的，預期報酬與變異數之間的關係只有非常小的顯著關係存在，其建議若只依靠報酬變異來對預期報酬做估計其關係是不可靠的，必須考慮其他更多的風險衡量因子。</p>
Glosten(1993)	<p>研究美國股票市場風險與報酬的關係，研究使用修正後的 GARCH-M 模型，亦即在模型設定上允許未預期的報酬在正或負時將受到條件變異不同的影響，實證發現預期股票超額報酬與預期報酬的條件變異數有負向關係，且在條件變異向下修正時對未被預期的報酬有正向的影響；但在條件變異向上修正時對未被預期的報酬有負向的影響。而實證也發現使用每日報酬的資料將會比每月報酬的資料在條件變異的持續性上較高。</p>

【表 2-2】資本資產訂價模型文獻

De Santis(1997)	使用 International CAPM 檢測世界主要八個國家的股票市場，且研究國際間財務市場的逐漸整合對風險的影響，實證結果經由 GARCH 過程來估計風險，發現國際間的多角化投資的預期獲利逐漸縮減，且國家地區風險對各國股票報酬的影響是不顯著的，表示國際間的財務市場相互影響更趨緊密且逐漸整合當中。
Gerard(2003)	主要針對東南亞五個主要地區研究財務市場是否整合，研究使用 ICAPM 來衡量地區風險與全球市場風險對不同地區市場的影響，並藉由 multivariate GARCH(1, 1)來估計模型變數。其研究結果顯示全球市場風險對各個市場皆有顯著的風險溢酬，但地區風險只有部分地區是顯著的，且會受到匯率風險的影響，而其研究結果發現亞洲市場並不完全整合。
Ghysels(2005)	採用 ICAPM 來研究跨期的股票市場報酬與條件共變異數之間的關係，並使用 MIDAS 的估計方式來預測條件變異數。實證結果得到股票市場風險與報酬具有顯著的正向關係，並指出報酬的波動性在面對股票報酬為正值或負值時有不對稱的反應，且負面訊息的衝擊通常一開始影響較大，但是效果也較短暫。
Bali(2008)	使用 ICAPM 來估計跨期的預期報酬與風險之間的關係，且加入橫斷面因素的考量，並藉由 bivariate GARCH 模型來檢測條件共變異數是否隨著時間變動，以 1926 年到 2002 年各種不同產業的每月報酬資料且在橫跨各種不同產業同時估計其斜率限制相同之下，亦即將各種不同產業一起估計其風險與報酬之間的關係，實證結果顯示風險報酬之間的抵換關係呈現正向關係且高度的顯著，且估計出的市場風險溢酬亦為正的且同樣具有高度顯著。

第二節 多變量 GARCH 的文獻探討

晚近對於財務時間序列的資料而言，已朝向多變量 GARCH 模型發展，許多資產之間可能具有報酬波動的相互影響關係，故可藉由這些資產報酬之間的共變異數來了解其中的波動性與彼此之間的相關性作為參考的指標，而這種連動的關係則可藉由 Multi-GARCH 模型來做描述，而文獻上針對多變量 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。而根據過去的文獻，多變量 GARCH 模型比較常見的可分為以下幾種：

(1) VECH 模型

由 Bollerslev、Engel and Wooldridge(1988)所提出，此模型是單變量 GARCH 模型的延伸，而多變量均數方程式可一般化的表示為以下形式：

$$Y_t = \Pi X_t + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (2.5)$$

$$\text{vech}(H_t) = C + \sum_{i=1}^q A_i \text{vech}(\varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i}) + \sum_{j=1}^p B_j \text{vech}(H_{t-j}) \quad (2.6)$$

其中 Y_t 是 $N \times 1$ 維的應變數向量； Π 是 $N \times K$ 維的均數方程式之係數矩陣； X_t 是 $K \times 1$ 維的均數方程式中之自變數向量； ε_t 是 $N \times 1$ 的均數方程式之迴歸殘差向量； ψ_{t-1} 是過去已知的資訊集合。而 H_t 則代表 ε_t 的 $N \times N$ 維共變數矩陣； C 為參數向量，而 A_i 與 B_j 為 $(N(N+1)/2 \times N(N+1)/2)$ 矩陣，且 N 個變數的多變量 GARCH 模型會有 $N(N+1)/2$ 條共變異數方程式，且有 $((p+q)[N(N+1)/2]^2 + N(N+1)/2)$ 個參數需要估計，若以二元變數的 VECH 模型為例，則將會 21 個參數需要估計。下方為矩陣型式表示的 VECH 模型：

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{12} \\ c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & \dots & \dots \\ \dots & a_{21} & \dots \\ \dots & \dots & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & \dots & \dots \\ \dots & b_{21} & \dots \\ \dots & \dots & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (2.7)$$

其中「 \dots 」為省略的參數符號，而此模型在估計上有過多的參數需要估計，故在估計上有其複雜度，且當樣本數不夠大時，將使估計出來的參數會產生偏誤與失去有效性。且此模型無法保證每一期的條件變異數矩陣為正定的。

(2) 對角 VECH 模型 (Diagonal VECH model)

由於 VECH 模型需要估計的參數過多，故 Bollerslev、Engel and Wooldridge(1988)進一步提出對角 VECH 模型，以二元變數形式的矩陣表示如下：

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{21,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \\ c_{12} \\ c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{21} & 0 \\ 0 & 0 & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{21} & 0 \\ 0 & 0 & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (2.8)$$

而對角 VECH 模型即是在參數上做限制，使得非對角元素為 0，此即是設定每個條件變異數只受到其落後期所影響，而不受到其他變數的影響，因此可大幅的減少估計參數的數目。而此模型需要估計的參數數目為 $((p+q+1)N(N+1)/2)$ 個，以二元的變數來說對角 VECH 模型只需估計 9 個參數，相較於 VECH 模型來的實用許多，但此模型仍然無法保證共變異數矩陣正定的性質。

而我們將式(2.8)的 $h_{11,t}$ ， $h_{12,t}$ ， $h_{22,t}$ 的參數整理出以下形式：

$$h_{11,t} = c_{11} + a_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}h_{11,t-1} \quad (2.9)$$

$$h_{12,t} = c_{12} + a_{12}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{12}h_{12,t-1} \quad (2.10)$$

$$h_{22,t} = c_{22} + a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}h_{22,t-1} \quad (2.11)$$

其中 c_{ij} 為常數項參數； a_{ij} 為前一其未預期的衝擊係數； b_{ij} 為前一期波動影響係數。

(3) BEKK 模型

BEKK 模型首先由 Baba、Engle、Kraft、Kroner 四人在 1991 年所合著的一篇未發表論文(working paper)，故文獻上習慣取其性的第一個字母組合為 BEKK，後來該文正式發表時，作者雖只剩下 Engle 和 Kroner(Engle and Kroner, 1995)，但在習慣上仍然被稱為 BEKK model。而此模型主要有兩大優點，其中一個優點為需要估計的參數變少，另一優點則是保證共變異數矩陣符合正定(Positive Definiteness)，下方(2.12)式為 BEKK 模型的型式：

$$H_t = CC' + \sum_{i=1}^q A_i(a_{t-i}a'_{t-i})A_i' + \sum_{j=1}^p B_j H_{t-j} B_j' \quad (2.12)$$

其中 C 、 A_i 、 B_j 皆為 $N \times N$ 的矩陣，相較於 VECH 模型來說，此模型的參數矩陣模式是將 ARCH 項和 GARCH 項變數包夾在待估參數中間，而此方法可以達到讓參數矩陣具有正定性的目的。我們將(2.12)式改以 BEKK(1, 1)的形式寫成如下：

$$H_t = CC' + A_1(a_{t-1}a'_{t-1})A_1' + B_1 H_{t-1} B_1' \quad (2.13)$$

相較於 VECH 模型，雖然參數估計數目減少許多，但即使用 BEKK(p, q)的形式仍須估計 $((p+q)N^2 + N(N+1)/2)$ 個參數，所以當變數增加時，此模型的估計仍然相當複雜。我們將雙變量的 BEKK(1, 1)模型以矩陣形式表示之：

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ \cdot & c_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ \cdot & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.14)$$

由(2.14)式的矩陣型式中，我們將 $h_{11,t}$ 、 $h_{12,t}$ 、 $h_{22,t}$ 的參數整理出以下形式：

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + c_{12}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1} \quad (2.15)$$

$$h_{12,t} = c_{11}c_{12} + c_{12}c_{22} + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{12}a_{21} + a_{11}a_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{12}h_{11,t-1} + (b_{12}b_{21} + b_{11}b_{22})h_{12,t-1} + b_{21}b_{22}h_{22,t-1} \quad (2.16)$$

$$h_{22,t} = c_{12}^2 + c_{22}^2 + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{12}b_{22}h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} \quad (2.17)$$

$$h_{21,t} = h_{12,t}$$

然而從(2.15)-(2.17)式可看出 BEKK 形式的條件共變異數由於參數常常組合在一起的，故我們較難從落後期的影響來直觀的找出未預期衝擊與波動的影響。



(4) 對角 BEKK 模型 (Diagonal BEKK model)

我們可從上述 BEKK 條件共變異數展開的型式可知，因其參數常相乘組合在落後期的影響項上，對於落後期的波動或衝擊無法直接由參數來解釋，而對角 BEKK 即針對此一問題發展而生。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，而此限制可大幅降低參數估計的數量，亦能使得落後期的波動或衝擊可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。

下方為對角 BEKK 的矩陣形式：

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ \cdot & c_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ \cdot & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \quad (2.18)$$

而我們可將(2.18)式的 $h_{11,t}$ 、 $h_{12,t}$ 、 $h_{22,t}$ 的參數整理出以下形式：

$$h_{11,t} = (c_{11}^2 + c_{12}^2) + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} \quad (2.19)$$

$$h_{12,t} = (c_{11}c_{12} + c_{12}c_{22}) + a_{11}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{11}b_{22}h_{12,t-1} \quad (2.20)$$

$$h_{22,t} = (c_{12}^2 + c_{22}^2) + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}^2 h_{22,t-1} \quad (2.21)$$

$$h_{21,t} = h_{12,t}$$

爾後仍有許多多變量 GARCH 的模型推陳出新，像是 Bollerslev(1990)所提出的固定條件相關係數模型(Constant Conditional Correlation model，簡稱 CCC 模型)，即是將多變量 GARCH 在條件共變數方程式的重點轉移到條件相關係數方程式上，但仍然以 GARCH 模型的形式來建構條件方程式，而 Engle(2002)所提出的動態條件相關係數模型(dynamic conditional correlation model，簡稱 DCC 模型)則是放寬 CCC 模型的固定相關假設，即允許相關係數也可以隨時間變動。而本研究將使用對角 BEKK 模型來做為估計的主要模型，即是看中此模型在參數簡化上的優點，且此模型對於共變異的衝擊或波動較可以經由估計係數直接觀察，將有利於我們對於估計風險與報酬之間關係的探討。

而在文獻上也常藉由多變量 GARCH 模型來做探討的研究，在針對資產報酬與風險之間關係的研究中，亦常藉由多變量 GARCH 模型來做條件共變異數的估計並以此來當作衡量風險與報酬的關係變數。例如 Polasek(2001)使用 BEKK 模型來預測股票指數的波動，主要針對 MSCI 北美、歐洲與亞太指數的報酬波動來做預測。從實證的結果顯示出風險與報酬具有顯著的抵換關係，並且可藉由多變量的模型來抓取報酬的波動，而從中獲取利潤。而 Phylaktis(2004)使用 ICAPM 模型來研究能源市場的風險報酬關係，並藉由多變量 GARCH 模型來檢驗匯率風險對能源市場的影響，實證結果顯示市場風險與匯率風險具有顯著的影響，並且匯率風險溢酬會隨著時間在不同的市場中具顯著的影響，且認為 ICAPM 若忽略匯率風險的影響將會使得估計產生偏誤。Fang(2005)也使用 BEKK-GARCH(1, 1)模型來針對美國與澳大利亞地區的股票與債券市場外溢效果來研究，實證結果顯示兩地區皆存在股票報酬波動的外溢效果，且兩地區的股票報酬會影響各自的債券市場。

而在多個模型的比較上，VD Skintzi(2007)比較在風險預測上相關的 11 個模型且考慮在股票、債券的風險值估計，研究期間為 1989 年 1 月到 2003 年 12 月並使用 NASDAQ Index 與美國跟英國的政府公債來當作研究標的，實證結果指出 GARCH 模型在股票與債券的動態相關結構上有較佳的估計結果，其中 DCC 模型在股票的風險預測上有較佳的表現，而 Diagonal BEKK 模型在債券的風險預測上

有較佳的表現。爾後亦有 Polasek(2005)亦針對 MSCI 北美指數報酬來比較在 GARCH 與 asymmetric GARCH 和 BEKK 三種模型在風險情況下的波動性預測，實證結果對於風險值(Value at Risk)的估計與預測上 BEKK 有較佳的波動預測結果，且雙變量 BEKK 模型具有最佳的模型配適程度。

針對亞洲股市方面的研究中有 Jincui Xu(2008)研究藉由 Sequential-BEKK 模型來針對中國股票與全球的股票市場相關性做探討，而實證的結果中國 A 股與 B 股的相關性隨時間遞增，其中 B 股與全球股票市場的相關性相對 A 股與全球市場的相關性來的高，且 B 股與香港股票市場的相關程度也較 A 股來的高，但整體中國的股票市場與世界的股票市場相關性相對較低，而在亞洲金融危機之後韓國股市與中國股市之間的相關性較金融危機之前來的相對較高。

而國內的文獻中較少使用 BEKK 模型來衡量風險報酬之間的抵換關係，但亦有陳依婷(2010)藉由雙變量 GARCH(1,1)-BEKK 模型來探討台灣與中國大陸股、匯市價格報酬波動的傳遞效果分析，實證結果顯示台灣的股價報酬具有領先反映大陸的股價報酬情形，且台灣與中國大陸匯價報酬波動具有反向傳遞的效果，即當期中國大陸匯價報酬會受到前期台灣匯價報酬的負向影響，而台灣與中國大陸的匯價報酬波動皆會影響對方的股價報酬波動，即前期中國大陸匯價報酬對當期台灣股價報酬具有負向的影響，而台灣匯價報酬與中國大陸股價報酬雙方具有相互傳遞的影響效果，顯示台灣與中國大陸間資金往來熱絡，分別影響雙方的外匯市場與股票市場。綜上所述，雖然在國內較少研究使用 BEKK 模型，而對角 BEKK 模型更是難以找到其相關的實證文獻，然而 BEKK 模型在多變量 GARCH 模型中仍是熱門的研究模型之一，而本研究將使用對角 BEKK 模型來作為估計參數的主要模型。

第三節 股票市場風險報酬關係的文獻探討

資本資產訂價模型提供了理論的基礎讓投資者在報酬不確定下能夠針對資產做出評價，且資產的預期報酬受到市場投資組合的條件共變異數的影響。而根據過去對股票報酬的文獻研究，股票報酬存在著過度反應⁴(Overreaction)的現象，亦即股價對於未預期或是突發的重大事件會有過度反應的現象，亦有文獻指出股價也存在短期反應不足⁵(Underreaction)的現象，表示過去表現好的股票會繼續有好的報酬表現，此即是顯示股票存在著動能。且亦有研究指出，股票的交易量對股價的表現是有價值的資訊，如 Naik(1998)使用股票週轉率來找出股票報酬與流動性溢酬(liquidity premium)間的關係，實證結果顯示在橫斷面時間序列資料上兩者存在顯著的相關。而在過去對於系統風險與股票報酬之間關係的研究文獻上，亦有實證文獻發現系統風險與股票平均報酬關係並不顯著的結果，如 Vishny(1994)與 Sloan(1995)的實證結果發現系統風險與股票平均報酬之間的關係不顯著的情形。

在國內的文獻研究如李美樺(2007)以國內上市公司為研究對象，分別使用 Fama-French 三因子模型和跨期資本資產訂價模型來估計出風險報酬之間的關係，研究結果顯示使用 Fama-French 三因子模型時，預期資產報酬與條件變異數之間存在動態的關係，且其關係隨時間變化有正也有負呈現不一致的情況，但使用跨期資本資產訂價模型來估計時，預期報酬與風險之間存在顯著的負向關係。而 Campbell(1987)使用一般動差法來估計風險報酬之間的關係，實證結果顯示預期報酬與其條件變異數之間存在顯著的負向關係。而在 Nelson(1991)的研究與 Scruggs(1998)的研究皆使用 EGARCH 模型來估計風險報酬之間關係，皆得到預期報酬與報酬的條件變異數之間存在顯著的負向關係。故在實證上對於風險報酬間的抵換關係是否為正向或是負向皆有其實證的結果存在。而楊麗玲(2005)

⁴ De Bondt and Thaler(1985), "Does the Stock Market Overreact?,"

⁵ Titman (1993), "Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency."

藉由 ICAPM 的風險-績效衡量方法來找出資產報酬與風險的關係，其研究方法引入向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model，簡稱 VAR)探討攸關股價報酬之經濟變數互動的情形已即可預測股價報酬的指標，其資料期間為 1994 年 11 月到 2002 年 12 月的月資料，從研究的實證結果顯示，台灣股票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。李美樺(2007)也探討台灣股票市場的預期超額報酬與條件波動間的動態關係，研究藉由一般動差法(GMM)來進行參數估計，並由 ICAPM 來做分析，研究期間為 1998 年 1 月至 2006 年 12 月的月資料，實證結果顯示市場風險溢酬及避險資產組合之風險溢酬為顯著負相關，表示台灣股票市場仍可提供投資人避險的機會，且證明當橫斷面的資訊增加，確實有助於衡量市場風險與報酬間之動態關係。而下方【表 2-3】與【表 2-4】為國內股票市場風險報酬關係的研究文獻整理。

【表 2-3】國內股票市場風險報酬關係的研究文獻

<p>蔡佳宏(1998)</p>	<p>針對台灣股票市場與外匯市場關係進行研究，其運用一般化動差估計式(GMM)來建構迴歸式，並利用 GARCH 模型進行分析。實證結果顯示，金融保險類、水泥類、造紙類，此三類股最不受匯市風險的影響，而塑膠化工、營建類、食品類及紡織類受到當期匯市報酬率的負向資訊影響，營建類則較不受到匯市風險的影響。</p>
<p>詹前浩(2002)</p>	<p>研究使用 AR-TGARCH 模型來探討金融、電子、營建、百貨貿易類股的股價指數與股價報酬波動的不對稱效果。研究發現金融類股與電子類股在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，在報酬的波動部分有明顯的不對稱情形；而營建類股反而在正向資訊時的調整速度較快，在負向資訊時調整較慢；而百貨類股在正負向資訊的衝擊波動並無太大的差異。</p>
<p>王冠閔(2004)</p>	<p>研究使用 GARCH 模型來估計動態相關係數並研究台灣股匯市與美國股市之間是否存在外溢效果及蔓延效果。實證的結果顯示美國股市單向影響台灣的股市及匯市，而台灣的股市與匯市之間存在相互影響的雙向因果關係。</p>
<p>邱建良(2004)</p>	<p>研究以雙變量 GARCH(1, 1)模型來估計與時變動的系統風險，並研究台灣各類股在空頭或多頭市場的表現。實證結果發現各類股在空頭市場的系統性風險皆大於在多頭市場，表示各類股報酬在空頭市場下的變動較為敏感。</p>

【表 2-4】國內股票市場風險報酬關係的研究文獻

曾莞瑩(2008)	研究使用 DCC-MVGARCH 模型探討台灣股票市場中六種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報酬率彼此間的影響較使用固定相關係數更能掌握其變化，且發現電子與機電類股報酬率的動態相關性最高，而電子與營建類股的報酬率動態相關性最低，投資人可藉由彼此的連動關係進行避險的操作。
謝明霖(2009)	研究使用雙變量非均齊條件變異數模型估計台灣股市之八大類股及相關個股之系統風險，實證結果顯示除了金融類之外各類股的系統風險皆低於市場，亦即系統風險值小於 1，而相關類股的個股之間波動情形幾乎相同。
林庭瑄(2009)	針對台灣加權股價指數報酬率資料分別以每日超額報酬平方(MIDAS)、移動視窗(rolling window)以及 GARCH-M 三種估計方法來估算出平均報酬係數以及風險趨避係數以判斷風險和報酬之關係。實證結果則顯示最近十年來，台股加權股價指數的預期報酬和風險，確實呈現正相關的趨勢。
柯博倫(2010)	研究以用各種 GARCH 模型來配適台灣的八大產業類股，而實證結果發現台灣大部分的產業均是以 EGARCH(1,1)為最適模型，其較能捕捉台灣股票市場的特性，亦即台灣的股票市場存在槓桿效果(leverage effect)。

第三章 模型與研究方法

第一節 模型介紹

對於研究不同市場股票之間的影響，若單純使用單變量 GARCH 模型來做分析，容易忽略不同市場之間的互動關係，故本研究將使用雙變量的模型同時考慮兩市場波動的相依性。而在關於多變量 GARCH 的文獻中，BEKK model 也是經常被引用的模型之一，其改善了 VECH 模型可能產生非正定的結果，而對角 BEKK 模型則簡化了 BEKK 模型在參數估計上的複雜。故本研究將使用由 Engle and Kroner(1995)提出的對角 BEKK 模型(Diagonal BEKK model)來做估計，此模型的參數矩陣模式是將 ARCH 項和 GARCH 項變數包夾在待估參數中間，而此方法可以達到讓參數矩陣具有正定性的目的，且對角 BEKK 模型的待估參數較一般 BEKK 模型來的少，故在估計上較為容易。而根據 Bollerslev(1992)的研究指出，對於財務金融時間序列的資料而言，GARCH(1,1)模型已經能捕捉其條件波動特性，像是波動的群聚性(volatility cluster)、厚尾(heavily tailed)的現象，所以我們將設定模型為 GARCH(1,1)的形式來做估計。

我們將 Diagonal BEKK model 以 N 變數 GARCH(1,1)的形式寫成如下：

$$H_t = CC' + A_t(\varepsilon_{t-i}\varepsilon'_{t-i})A_t' + B_j H_{t-j} B_j' \quad (3.1)$$

其中， H_t 為 $N \times N$ 矩陣的條件共變異數

$\varepsilon_t \varepsilon_t'$ 為 $N \times N$ 矩陣的 ARCH 項(ARCH term)

H_{t-j} 為 $N \times N$ 矩陣的 GARCH 項(GARCH term)

C, A, B 為 $N \times N$ 矩陣參數

而本研究主要以雙變量的對角 BEKK model 且 GARCH(1, 1) 的形式來估計共變異數，可表示為以下矩陣形式：

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} &= CC' + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (3.2)$$

而對角 BEKK 模型為修正原始 BEKK 模型的幾項缺點衍生而成的，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，而此限制可大幅降低參數估計的數量，亦能使得落後期的波動或衝擊可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。

我們可將(3.2)式的 $h_{11,t}$ 、 $h_{12,t}$ 、 $h_{22,t}$ 的參數整理出以下形式：

$$h_{11,t} = C_{11} + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} \quad (3.3)$$

$$h_{12,t} = C_{12} + a_{11} a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + b_{11} b_{22} h_{12,t-1} \quad (3.4)$$

$$h_{22,t} = C_{22} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}^2 h_{22,t-1} \quad (3.5)$$

$$h_{21,t} = h_{12,t} \quad (3.6)$$

對於模型的平均數方程式選模的考量方面，我們不僅考慮各類股超額報酬自我相關落後期的影響，並且考慮各類股與市場投資組合的交叉相關的影響，如此可看出各類股與市場投資組合之間是否有外溢效果的影響。

而模型的 mean-equation 以下列方程式表示：

$$R_{i,t} = c_0^i + \sum_{n=1}^p a_n^i R_{i,t-n} + \sum_{l=1}^q b_l^i R_{m,t-l} + \varepsilon_{i,t} \quad (3.7)$$

$$R_{m,t} = c_0^m + \sum_{n=1}^p a_n^m R_{i,t-n} + \sum_{l=1}^q b_l^m R_{m,t-l} + \varepsilon_{m,t} \quad (3.8)$$

其中， $R_{i,t}$ 表示各類股的超額報酬率，各類股以 i 來表示

$R_{m,t}$ 表示市場投資組合的超額報酬率，市場投資組合以 m 來表示

a_n^i 、 a_n^m 表示各類股落後期的影響；而 b_l^i 、 b_l^m 表示市場落後期的影響

$\varepsilon_{i,t}$ 與 $\varepsilon_{m,t}$ 分別為殘差項

而模型的 variance-equation 則將對角 BEKK(1,1) 的矩陣型式簡化後改以方程式模式表示，⁶ 此簡化主要是將其參數歸類整理，改為以較容易觀察的型式來表示，而變異數方程式皆以 GARCH(1,1) 的模式來表示。

我們可將 $h_{11,t}$ 、 $h_{12,t}$ 、 $h_{22,t}$ 的參數整理出以下形式：

$$h_{11,t} = \sigma_{i,t}^2 = \gamma_0^i + \gamma_1^i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \gamma_2^i \sigma_{i,t-1}^2 \quad (3.9)$$

$$h_{12,t} = \sigma_{im,t} = \gamma_0^{im} + \gamma_1^{im} \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{m,t-1} + \gamma_2^{im} \sigma_{im,t-1} \quad (3.10)$$

$$h_{22,t} = \sigma_{m,t}^2 = \gamma_0^m + \gamma_1^m \varepsilon_{m,t-1}^2 + \gamma_2^m \sigma_{m,t-1}^2 \quad (3.11)$$

其中， $\sigma_{i,t}^2$ 表示第 i 類股的條件變異數； $\sigma_{m,t}^2$ 表示市場投資組合 m 的條件變異數；

而 $\sigma_{im,t}$ 表示第 i 類股與市場投資組合 m 的共變異數； γ_0 為常數項參數； γ_1 為前一期未預期的衝擊係數； γ_2 為前一期波動影響係數。

⁶ 改以 bivariate GARCH(1,1) 的形式來表示

在模型的估計上，我們將使用最大概似函數來估計此雙變量 GARCH 函數，而通常概似函數一般皆假設為常態分配，但財務的時間序列資料常呈現厚尾分配的情況，故我們將使用更貼近資料分配的 bivariate student-t 分配來當作模型的分配，我們將假設此模型殘差為(3.12)式：

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} R_{i,t} - c_0^i - \sum_{n=1}^p a_n^i R_{i,t-n} - \sum_{l=1}^q b_l^i R_{m,t-l} \\ R_{m,t} - c_0^m - \sum_{n=1}^p a_n^m R_{i,t-n} - \sum_{l=1}^q b_l^m R_{m,t-l} \end{bmatrix} \quad (3.12)$$

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} h_{i,t}^2 & h_{im,t} \\ h_{im,t} & h_{m,t}^2 \end{bmatrix} \quad (3.13)$$

其 ε_t 表示模型的殘差，而(3.13)式的 Σ_t 表示模型的共變異數矩陣，對於模型的分配我們將使用 bivariate student-t 分配來當此模型估計的分配，而 bivariate student-t density 分配函數為：

$$f(\varepsilon_t | \mathcal{F}_{t-1}) = \frac{\gamma((v+2)/2)}{\pi^{(v-2)/2} \gamma(v/2)} |\Sigma_t|^{-1/2} \left(1 + \frac{\varepsilon_t^T \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t}{v-2}\right)^{-(v+2)/2} \quad (3.14)$$

其中 \mathcal{F}_{t-1} 表示過去已知的訊息集合； $\gamma(\cdot)$ 表示 gamma 函數； v 表示自由度，以 t-distribution 來適當的描述資料的厚尾情況將能更貼近實際結果，因此我們可以得出模型的概似函數為：

$$\mathcal{L}(\Theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[2 \ln \frac{\pi^{(v-2)/2} \gamma(v/2)}{\gamma((v+2)/2)} + \ln |\Sigma_t| + (v+2) \ln \left(1 + \frac{\varepsilon_t^T \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t}{v-2}\right) \right] \quad (3.15)$$

其中 Θ 表示向量的參數，而 T 表示資料的觀察數。而 Bollerslev(1987)、Hsieh(1989) and Nelson(1991)也使用了厚尾的分配來做 GARCH 模型的估計，像是 student-t 分配或是一般誤差分配(generalized error distributions)，並以此分配來估計匯率資料或是股票報酬率資料。

第二節 研究方法

(一)、研究方法主要估計步驟:

本研究方法參考 Bali(2010)的作法，我們的模型將先進行各類股與市場風險的條件共變異數估計，故使用對角 BEKK(1,1)模型來估計條件共變異數，其中條件共變異數以 GARCH(1,1)的型式來表示，而共變異數當中我們只關心共變異數項，亦即各類股超額報酬率與市場投資組合超額報酬率的共變異數，之後我們將以此共變異數來當作市場風險係數的估計。

本研究藉由 CAPM 模型的概念所建立的風險報酬關係的模型，其中我們所要衡量的風險價格 A_i 為某一特定期間且係數為不隨時間變動的常數，而將 CAPM 擴展為跨國的考量將可考慮到國際間的財務市場是否整合的概念，而我們將在 international ICAPM 的架構下研究風險報酬抵換關係是否顯著，並且針對在不同貨幣單位下的估計來做比較，以此顯示匯率風險對風險報酬關係的影響，其中我們將使用的貨幣單位為新台幣與美元來衡量匯率風險的影響。而本研究將建立跨期風險報酬的關係的方程式來估計風險報酬之間的抵換關係。其中我們藉由對角 BEKK 模型來估計各類股超額報酬與市場投資組合超額報酬之間的共變異數，而此共變異數的係數可當作市場投資組合的風險價格。首先我們建立簡單的跨期風險與報酬關係的模型為:

$$R_{i,t}^k = c_i^k + A_i^k \sigma_{im,t}^k + e_{i,t}^k, i = 1, 2, \dots, 8 \quad (3.16)$$

其中 $R_{i,t}^k$ 表示各類股的超額報酬率，而 A_i^k 表示市場風險與各類股超額報酬的關係係數，亦可視為市場風險價格，而上標 k 皆代表在不同的貨幣單位下的估計。

再來除了考慮市場風險會影響各類股的報酬率表現外，在此我們加入了國家風險也可能會影響報酬率的考量，而國家風險則代表了一個地區的政治，經濟，社會等因素對各類股報酬率的影響，此部分衡量國家風險的估計方式則參考了 Bali(2010)的做法:

首先我們將各類股超額報酬除了受到市場風險影響的因素之外皆視為受到國家風險的影響，故先使用迴歸估計各類股超額報酬在市場超額報酬的影響之下，我們將迴歸的殘差取出來當作國家風險的影響，亦即將各類股受市場風險影響之外的因素皆歸類為國家風險的影響，而此殘差表示國家風險獨立於市場風險的影響：

$$R_{i,t}^k = a_i^k + b_i^k R_{m,t}^k + E_{i,t}^k \quad (3.17)$$

其中 $R_{i,t}^k$ 為各類股的超額報酬； $R_{m,t}^k$ 為市場投資組合的超額報酬；而上標 k 皆代表在不同的貨幣單位下的估計。而我們將取出 $E_{i,t}^k$ 來代表國家風險對各類股的影響，而將此國家風險當成另一個影響各類股超額報酬的因子，並以相同於市場風險的估計方式使用對角 BEKK 模型來估計出各類股與國家風險的共變異數，⁷我們將估計出的國家風險共變異數標示為 $\omega_{iz,t}^k$ ，並以此當作國家風險因子。若以方程式來表示各類股超額報酬受到國家風險的影響：

$$R_{i,t}^k = c_i^k + B_i^k \omega_{iz,t}^k + e_{i,t}^k, i = 1, 2, \dots, 8 \quad (3.18)$$

其中 B_i^k 表示國家風險與各類股超額報酬的關係係數，亦可視為國家風險價格。而我們可藉由此方程式來觀察出國家風險對於各大類股超額報酬的影響程度。

最後我們將市場風險與國家風險同時考慮為影響各類股超額報酬率的因素：

⁷ 將 $E_{i,t}^k$ 取出當作國家風險的時間序列資料來重新估計，將此序列以 z 代號來表示，並以對角 BEKK 模型來重新估計，參考(3.7)-(3.11)式改寫為下方的平均數方程式與變異數方程式：

$$R_{i,t} = c_0^i + \sum_{n=1}^p a_n^i R_{i,t-n} + \sum_{l=1}^q b_l^i R_{z,t-l} + \varepsilon_{i,t}$$

$$R_{z,t} = c_0^z + \sum_{n=1}^p a_n^z R_{i,t-n} + \sum_{l=1}^q b_l^z R_{z,t-l} + \varepsilon_{z,t}$$

$$\omega_{i,t}^2 = \gamma_0^i + \gamma_1^i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \gamma_2^i \omega_{i,t-1}^2$$

$$\omega_{iz,t} = \gamma_0^{iz} + \gamma_1^{iz} \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{z,t-1} + \gamma_2^{iz} \omega_{iz,t-1}$$

$$\omega_{z,t}^2 = \gamma_0^z + \gamma_1^z \varepsilon_{z,t-1}^2 + \gamma_2^z \omega_{z,t-1}^2$$

$$R_{i,t}^k = c_i^k + A_i^k \sigma_{im,t}^k + B_i^k \omega_{iz,t}^k + e_{i,t}^k, i = 1, 2, \dots, 8 \quad (3.19)$$

其中 $R_{i,t}^k$ 表示在不同貨幣單位下各大類股的超額報酬率； $\sigma_{im,t}^k$ 表示在不同貨幣單位下市場風險因子； $\omega_{iz,t}^k$ 表示在不同貨幣單位下國家風險因子，而 A_i^k 表示市場風險與各類股超額報酬之間的關係係數； B_i^k 表示國家風險與各類股超額報酬之間的關係係數。由此同時估計市場風險與國家風險的結果可觀察風險與報酬之間的抵換關係變化，並比較在不同貨幣單位下風險係數的差異。



(二)、研究方法主要估計流程圖：

先藉由對角 BEKK 的模型來估計條件共變異數，再來建立風險報酬關係的方程式來估計出市場風險與超額報酬間的關係，以比較台灣八大類股在不同貨幣單位之下市場風險報酬係數的差異，再來加入國家風險因子來觀察對各類股報酬率的關係，最後同時考慮市場風險與國家風險對各類股超額報酬的風險報酬關係，並以不同貨幣單位之下的估計對風險報酬係數的差異來描述匯率風險的影響。



【圖 3-1】研究方法流程圖

第四章 資料簡介與來源

第一節 八大類股簡介

一、水泥窯業類

水泥為最基本建材，早期營建業快速成長時曾有一段風光歲月，但台灣面對房價迅速飆漲後的餘屋過多問題，加上水泥業屬高資金密集度產業，且水泥業屬區域性產業，不易移轉至海外；此外，水泥原料石灰石開採破壞水土及景觀，水泥製造時消耗大量的煤及電力，種種因素都影響水泥業的發展。近來水泥業的利多主要在政府公共工程方面；綜觀說，水泥股仍算是穩定但發展性不夠的類股。

二、食品類股

近年食品工業的產值雖然未能有大幅度的增長，但食品產業的價值並未消失，只是移轉至其他如餐飲或鮮食等更能滿足消費者需求的新產業。而在經營內需市場的部份，因為台灣食品市場已是一個成熟的市場，因此未來的趨勢將會持續朝向在產品特質上往高附加價值、強調品牌、產品分化的現象發展。高附加價值產生新的商品形態，隨著通路的發展亦帶動了相關連產如製造、物流業的成長。

而台灣目前已加入 WTO，食品業者可利用國際資源與市場，加速企業發展，並積極拓展海外市場。且近年來全球消費逐漸重視飲食健康，帶動保健食品發展的契機。而鮮食產業的出現，對於製造與製程的衛生安全管控與產品品質的講究，都較傳統市場規劃嚴格，也造成了食品製程技術上快速的彈性調整與進步。另外在包材上的開發與應用如純喫茶包裝上的吸管插孔等，都是用傳統的商品加上「創意」來延伸舊商品的生命與價值。而我們可以看到許多食品廠商在從事上游和下游垂直的供應鏈整合，也可以看到大型食品業者亦開始從事多角化的跨行投資，都是為了增加食品產業的附加價值。

三、塑化類

塑化股其實包含了塑膠股及化工股，但由於塑膠的本質是石化工業，因此和稱為塑化股。在石化原料中，以乙烯的下游衍生物最多，用途最廣，因此是石化業股價的重要指標。石化廠屬於資本及技術密集的產業，建廠期間約二至五年，因此折舊費用高，必須提高生產效率來降低固定成本，故一旦產能過剩，經常導致股價競銷，故產品價格波動大(尤其以苯乙烯 SM 最為明顯)，也因此股價之漲跌空間亦都較大。

以石油與天然氣為原料的石化產業，由於上、中、下游的龐大產值，在台灣整體經濟發展中扮演極重要的角色，不僅是民生基礎工業，甚至連高科技產業發展都必須依賴石化塑膠產品，作為關鍵性的材料。依據中華民國工業分類(CIC)，石化產業的範圍包括石化本工業及石化依賴工業，且約有 95% 以上的有機化學品來自石油化學產業。

石化產業既是民生基礎工業，也是技術與資本密集產業，更是高科技產業重要的一環，不過這種產業深受全球化的影響，各項產品的供需與市場價格都深受國際市場需求的影響，所以價格常會劇烈的波動，因而連帶使得國內的廠商長期面對成本不易控制的困擾，且我國主要石化基本原料供需缺口仍須大量仰賴進口，才能解決嚴重不足的供給量。

對於石化產業具有高度的產業關聯性，其產品範圍廣泛，不僅民生用品，另外，汽車，資訊，機電等高科技產業也須使用大量石化材料，我國很多外銷產業的原材料都是由石化產業所提供，以電腦為例，一部電腦經分解後，其中至少有 80% 是石化產業所生產的產品，若沒有該產業的貢獻，就不可能有一部完整電腦的成型，由此可見該產業的不可或缺性。

目前台灣石化業最大的市場在大陸，需求量已超過台灣的內需市場。這主要是中國經濟開放，讓原在台灣已難生存的石化下游加工業在大陸找到了新的生存空間。當台灣的石化產業伴隨下游產業外移對岸，在中游的化學材料及上游的化學原料也隨之擴大出口比例，而能保持一定之成長。

四、紡織類

目前台灣的紡織業的發展涵蓋纖維、紡紗、織布、染整及成衣服飾等五大類，已成為具競爭力的垂直整合體系。不過，目前因為產業的發展已經達到成熟型的階段，因此必須面臨相當嚴苛的轉型階段。而台灣紡織業的競爭力在於它”小而全”的產業體系，除擁有生產原料的石化上游工業的利基外，人造纖維原料量足，價格及品質也好，中游的織布和染整業在品質設計和染整做得好，所以下游織布業的優勢正建基於中、上游的一貫體系。

而紡織類產業群聚的現象甚為明顯，其上、中、下游產業因資本投入及勞工需求等屬性不同，在產業規模上具有很大的差異性。上游纖維業屬於資本密集及自動化生產，而中、下游的紡紗、織布、染整及成衣服飾業，則因勞工依賴度較高，所以平均每人年產值較小。

現在紡織業在下游的成衣及服飾業在越南及中國大陸的低價競爭下，經營日益困難。故我國的紡織類的產值正面臨結構面的轉變，漸漸以中、上游為發展重心，造成產業價值鏈逐漸縮短。

目前台灣紡織產業最大的隱憂就是市場競爭，獲利薄弱，資金募集困難，勞動力不足，工資太高，研發及設計能力不足等。而未來紡織業最重要的關鍵在於策略面，由其應從行銷，生產和產品發展的三方面同時著手，才能發揮既有的競爭優勢。

五、機電股

機電產業是典型的技術密集產業，為國家的樞紐工業，屬於資本密集產業，該產業的發展，常被用來衡量國家產業進步的程度。而當前產業進入全球化的今天，機電產業已面臨多元化的挑戰，尤其在歷經全球不景氣與國外低價競爭的情況下，國內機電類的獲利及生存空間已經嚴重受到影響。目前我國的機電業大致可分為重電業，工具機業，汽機車與自行車零組件業，家

電照明和電線電纜業等類別。⁸

機電業有幾項顯著的特性，其產業包含範圍非常廣泛且產品類別非常多，自小零件至大的機器皆包括在內，像是產業關聯度高，舉凡民生工業用品，醫療用品，運輸工具，機械工業，甚至高精密的航太國防工業等，也都需要採用鑄造方式來生產相關零件，且其技術層次高的特質，可帶動機械，電子，電纜，資訊，化工，材料與自動控制等工業的成長，達到整體產業升級的目的，所以在科技產業中能表現國家工業技術水準及品質的整體展現。

全球主要工業生產國都相當重視機電產業的發展，這是因為機電產業為整體製造業的基礎，各產業的發展，可擴大機械市場的需求，帶動機械產業的成長；反過來說，機械產業的茁壯，則可提供其他產業價廉質優的機械設備，增強其他產業的競爭力，進而加速整體工業的發展，故機電產業是製造業重要的一環，更是整體製造業的磐石，所以素有工業之母的美譽，

台灣的機電產業，在前有歐美強敵，後有中國大陸與東南亞追兵的激烈競爭，在此困境之下，目前國內機電類掌握趨勢，引進新製造技術且應用各種自動化，高速化及電腦化的機器，產業逐漸往創新，整合，升級，轉型與國際化發展，來因應市場需求，並提升競爭力。由於已屬成熟的產業，因此一般而言公司營運狀況穩定且少有特別針對該類股的重大的利多或利空消息。

六、造紙類

台灣林業資源缺乏進口依賴度高，台灣全年的各類紙品總產量達四百五十萬噸以上，消費量達四百九十萬噸以上，無論由生產或消費面來看，台灣的紙品的人均量水準與世界各國相比都屬高水準。雖倚賴進口紙漿、原木與廢紙等，但以台灣的造紙技術屬亞洲一流，以及高回收率，造紙業仍維持產業的成長。環保趨勢以及林業生長循環期長，資源有侷限性：紙品的消耗與

⁸ 游啟源〈產業百科全書-股市萬用手冊〉

一國經濟發展的程度有相當大的關係，經濟發展中的國家，造紙產業的需求成長可出現高於經濟成長的曲線。由於進口依賴度高，進口主要以紙漿、廢紙為主，且大多以美元計價，雖近期美元有反彈，但近兩年來的弱勢，美國紙業大廠以成本提高為主要理由來調整各類紙品價格，以美金計價的國際紙漿價格調漲，台灣的紙漿公司亦僅能隨之上漲，但無法完全反應，故紙漿價格仍呈緩升格局中。

七、營建類

營建業是一特殊的產業，就像是原料加工業，把原料買進來後加工再出售，中間賺取合理的價差利潤。一旦原料成本上揚，如果景氣維持不墜，建商當然可以反應較高的成本順利出售，不過當景氣反轉的時候，這些取得高成本的建商不見得就能夠轉嫁出去，由於大多建商都是向銀行融資，翻開財務報表，負債比率一家都是比一家高，當景氣好時當然不會受到影響，當景氣有疑慮的時候，建商的資金壓力就會浮現，如果推案賣不出去，到時候也就只有降價出售，甚至賠錢換現金來減輕銀行的貸款壓力，屆時建商的獲利必定會受到壓縮。

而營建業投資大，具有賺多賠多的特性。台灣在民國七十年代，經濟起飛後，房價自然上漲，但其漲幅之不合理，建商的炒作以及官商勾結畢竟難辭其咎。如此一來變造成了許多爆發的地主與建商，更創造了一時的經濟榮景，但目前房價貴到大家買不起，在加上空屋率大增，建商不止血本無歸，長期下來積壓的利息，更成了無比沉重的負擔，尤其當初透過不當管道超貸者，傳出財務危機後，牽連之廣，更是可怕，甚至貸款銀行股價都受到影響。營建股與其他類股的廣大連動性十分值得注意，因為其原料需求甚至融資貸款數額都十分龐大。

再者，目前台北市精華的土地越來越難找，這些建商少了好的原料做加工，未來獲利勢必也會受到影響。除非政府對都市更新計畫大刀闊斧的積極實施。然而在現在一地難求之下，手中持有龐大土地資產的資產股也就會跟著水漲船高。

八、金融業類

金融股在股市中屬於影響甚廣的類股，因為金融業是大多數產業的資金供應者，當市場放貸者一但經營出現問題，牽連極廣，更重要的是，金融業的股本普遍皆較大，因此金融股股價的漲跌，對於大盤指數的影響較其他股票明顯，再加上同類股之互相關聯，對於加權股價指數之控制力較強，另外由於金融股彼此之間關係密切，因此一有較大的利多，通常會造成滿江紅的情況。

而當市場不景氣及金融危機時企業紛紛發生危機，金融機構首當其衝。且自新銀行開放以來，在過度競爭的情況下，銀行為了追求放款業務的成長，而忽略風險的控管及授信品質，常造成財務槓桿操作失當的現象，使得放款預期變成呆帳，將使銀行的呆帳增加，造成金融機構居高不下的逾放比例，且獲利下降，經營績效走下波。在金融風暴後，銀行對於企業放款業務採相對較不積極的心態，加上國內銀行之利息收入佔總營收比重過高，約佔營收的8成，對利息收入依賴性較高，因此，一但面臨放款成長趨緩，銀行獲利將難以成長。而我國金融機構在政策的管制下，在金融商品的創新方面實在微乎其微。

國泰人壽於一九八九年，股價曾創下一九七五元的天價，這是台灣金融股最燦爛的“鑽石年代”；除了國壽，當時至少還有六檔金融股股價超過一千元，表現傲視其他類股。此後，台灣金融股股價，即江河日下，二十年來再也不曾有任何一檔重返千元榮耀。

在最近二十年之間，台灣金融產業歷經浮沉，每隔一段時間，就出現重創金融產業的利空事件，不論房地產泡沫、東南亞金融海嘯、雙卡風暴、連動債風暴，乃至於美國次貸風暴引發的全球金融海嘯，總是在市場對金融股開始有所期待時，利空就無情地出現，給予金融股一次又一次的重擊。

當前的金融機構在企業與廠商不斷出走的原因下，上門要求貸款將經過銀行內部嚴格的信用評等及產業分析下，大多不敢借款或貸款額度較低，而

銀行主動想借款的企業要不自己保留多餘的現金，要不反應景氣縮小營運規模而不需另增借款，在此情形下金融機構轉為發展消費金融市場是較有利的，因消費金融的客戶群基礎較廣大且個人對利率的議價能力較低，故國內金融機構大多已朝消費金融發展。



第二節 資料來源

本研究以 Merton(1973)的跨期資本資產訂價模型(ICAPM)為基礎，並且參考 Bali and Wu(2010)的研究架構來針對台灣八大類股在不同貨幣單位之下所展現的風險與報酬之間的關係。而本研究所採用的國內八大類股其分類是根據台灣經濟新報資料庫的八大類股分類。研究的主要資料為台灣八大類股超額報酬率與代表市場風險的 MSCI-US 指數超額報酬率，其中 MSCI 指數是摩根士丹利資本國際公司(Morgan Stanley Capital International)所編製的證券指數，指數類型包括產業、國家、地區等，範圍涵蓋全球，為歐美基金經理人對全球股票市場投資的重要參考指數。至於為何我們選擇 MSCI-US 指數當作市場風險的代表，主要是因為 MSCI-US 指數所組成的股票大都是股市中的大型股票，故隱含著業績與財務的穩定且對市場的牽連度較高，相較於美股指數來說 MSCI-US 較能代表一個大方向的市場風險，亦即我們認為美股指數裡小公司造成的波動可能不會影響到台灣的股票市場，而 MSCI-US 指數為較大的公司組成，一旦出現波動，其牽連的程度較高，故此處的市場風險並非為全球的市場風險，而是對台灣而言的市場風險，亦即我們考慮的是會影響台灣為主的市場牽連關係，故研究的整體著重在台灣各類股的探討，而不是市場風險的探討。而在我們研究期間為 1990 年 7 月到 2008 年 6 月的貿易總額來看，美國為台灣的最大貿易夥伴，台灣跟美國的貿易總額(貿易總額為進出口加總且含復運資料)比重為各國之冠，大約佔台灣貿易總額的 18.152 百分比。⁹且有研究指出美國股市對於台股的影响仍是居於主導的地位，即使在亞洲金融危機、網路泡沫化和九一一等重大事件發生時皆對台灣股市有顯著的影響，且美股的連漲與連跌也常牽動台灣股市的漲跌。¹⁰由此可知，美國股市對台灣而言仍然有較大的關聯程度，故本研究將 MSCI-US 指數當作衡量影響台灣的市場風險因子亦是一種合理的考量。

而台灣八大類股分為水泥窯業類、食品類、塑化類、紡織類、機電類、造紙類、營建類與金融類，我們先取各類股每月的收盤指數再將其轉換為報酬率的資料，其中八大類股收盤指數資料皆取自於台灣經濟新報(TEJ)，而代表市場風險的 MSCI-US 指數取自於 DATASTREAM，各資料的期間皆為 1990 年 7 月到 2008

⁹ 資料來源:中華民國國際貿易局。

¹⁰ 楊世瑞(2010), “太平洋盆地股市互動與投資策略意涵”

年 6 月共 216 筆月資料。而美國無風險報酬我們以三個月期的美國公債利率來代表，而台灣的無風險利率則以台灣銀行的一年期定存利率為代表，而無風險利率資料同樣皆取自於台灣經濟新報(TEJ)。

由於台灣資金的匯入與匯出主要以美元作為媒介，因此我們針對不同貨幣單位下的估計主要以新台幣跟美元為不同貨幣單位的估計，而轉換貨幣單位的方式主要是將資料從新台幣的貨幣單位下藉由新台幣與美元的匯率來轉換成為以美元為貨幣單位下做估計，其中新台幣與美元的匯率資料取自於台灣經濟新報(TEJ)中的台灣銀行提供的新台幣與美元匯率資料，各資料的期間皆為 1990 年 7 月到 2008 年 6 月共 216 筆月資料。

然而本研究的八大類股報酬率是將其每月的收盤指數轉換為月報酬率的資料，而 MSCI-US 指數也是用同樣的方式將每月指數值轉換為月報酬率，下式為百分比報酬率計算方式：

$$r_{i,t} = \left(\frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \right) \times 100 \quad (4.1)$$

其中， $r_{i,t}$ 表示第 i 類股在第 t 期的月報酬率

$P_{i,t}$ 表示第 i 類股在第 t 期的每月收盤指數

然而我們的研究將使用超額報酬率來做實證研究，故下式為我們將報酬率的資料來轉換為超額報酬率的資料：

$$R_{i,t} = r_{i,t} - \frac{r_{f,t}}{12} \quad (4.2)$$

其中 $r_{f,t}$ 為無風險年利率，故其須轉換為無風險月利率

$R_{i,t}$ 表示第 i 類股在第 t 期的每月超額報酬率

第五章 實證結果與分析

第一節 基本統計量分析：

(1)、資料特徵

在研究開始之前先針對各類股超額報酬率資料的特徵型態詳列於下表中：

【表 5-1】統計特徵

	水泥窯業類	食品類	塑化類	紡織類	機電類	造紙類	營建類	金融類	MSCI-US
Mean(%)	0.024239	0.172277	0.378169	0.109348	0.713705	-0.140033	0.107773	0.099476	0.405406
Median(%)	-0.439219	-0.400839	0.201084	-0.460445	-0.530285	-1.254413	-2.064028	-1.196600	0.687670
Maximum(%)	29.67539	28.93360	30.98103	30.93039	39.84275	44.82782	41.47772	64.21900	10.60531
Minimum(%)	-36.73111	-35.79525	-36.30649	-36.25327	-36.71549	-35.51861	-37.98998	-35.02844	-9.977070
Std. Dev.(%)	9.337684	9.456691	9.361541	10.02982	10.57719	11.14131	12.16790	11.85878	3.893614
Skewness	0.146612	0.107778	0.070182	0.180325	0.259007	0.452334	0.616743	1.740925	-0.265802
Kurtosis	4.197901	4.021762	4.273180	3.675058	4.508579	4.392176	4.162592	10.52544	3.007581
Jarque-Bera	13.7546***	9.8360***	15.1499***	5.4389*	23.1236***	24.3422***	25.9570***	641.4507***	2.390458
LB(5)	1.8394	1.4481	0.7565	1.9807	0.9122	2.7712	3.2719	5.6546	2.1820
LB(10)	7.3957	11.126	10.674	11.197	10.390	9.3389	8.6626	9.6944	6.6556
$LB^2(5)$	21.052***	8.6675	12.621**	18.416***	17.779***	4.1586	7.0537	0.8666	33.743***
$LB^2(10)$	28.918***	12.523	15.488	19.274**	21.206**	4.8520	9.2234	313.327***	54.383***
Observations	216	216	216	216	216	216	216	216	216

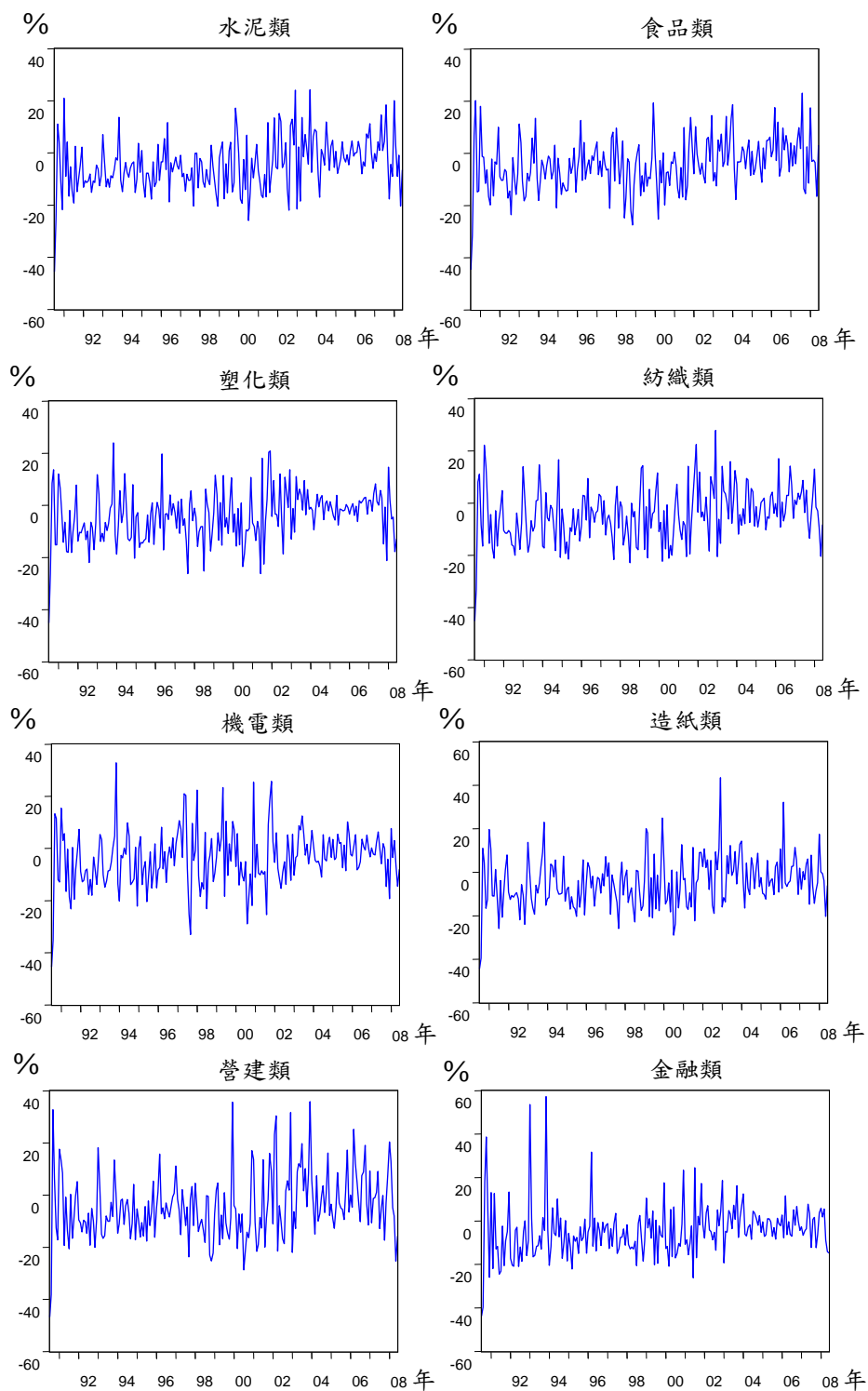
註：1. Ljung-Box Q統計量：LB(5)表示落後5期的殘差Q統計量；LB(10)表示落後10期的殘差Q統計量； $LB^2(5)$ 表示

落後5期的殘差平方Q統計量； $LB^2(10)$ 表示落後10期的殘差平方Q統計量，其虛無假設為不存在自我相關。

2. “*”表示P-value<0.1；“**”表示表示P-value<0.05；“***”表示P-value<0.01

從【表 5-1】中我們可得知在平均數方面，各類股平均超額報酬率除了造紙類之外皆為正數的，且平均報酬率最高的為機電類股，而平均報酬率最低的為造紙類股，此表示以長期投資來看機電類股有較佳的報酬率表現，此結果也相當直觀，乃因機電業為我國的樞紐工業，也是主要發展的產業，故有較高的平均超額報酬率；而造紙類股在此資料期間之內平均超額報酬為負成長，表示造紙類股的報酬率並未優於無風險報酬率。而以最大值與最小值波動來看，金融類股在最大值與最小值的差距最大，表示其報酬率的變動範圍較其他類股大，也顯示金融類股較易受到各種訊息所影響的特性。而就風險方面，我們從各類股報酬率的標準差來看，營建類股的波動性最大，其次為金融類股，波動性最低的為水泥窯業類，其表示營建類股的投資風險相對較高，而水泥窯業類的投資風險相對較低。在偏態係數方面，各類股報酬率皆呈現右偏的資料分配型態，但 MSCI-US 指數呈現左偏的情形。而峰態係數各類股皆為高狹峰的型態，亦即為厚尾分配。而從 J-B 統計量也可得知在虛無假設為常態分配下，各類股報酬率資料分配的型態皆顯著拒絕常態分配。而在 Ljung-Box Q 統計量序列相關檢定方面，各類股皆無顯著的序列相關，但在序列平方相關上除了食品類、造紙類、營建類之外，其他各類股序列平方相關皆有顯著的相關，表示超額報酬的波動可能有自我相關的情形。

(2) 八大類股超額報酬率時間趨勢圖



【圖 5-1】超額報酬率時間趨勢圖

對於時間序列的資料而言，在開始建立模型分析之前因該先觀察資料是否有明顯的時間趨勢，若資料呈現不平穩則需要做差分的處理。而由上圖各類股超額報酬率的時間趨勢圖可發現八大類股的報酬率皆無明顯的時間趨勢，因此可初步判定資料為平穩的，且從圖中我們可以發現在大波動出現時通常伴隨著大波動，而小波動出現後即跟隨著小波動，這即是金融市場上時間序列資料常出現的波動群聚(volatility clustering)的現象，由此可推測此財務時間序列資料的條件變異數可能有異質變異的情況，接著我們再藉由針對資料是否為定態的單根檢定來做定態的檢定。



(3)、單根檢定

對於時間序列的經濟變數而言，Nelson(1982)指出總體經濟變數存在非恆定性單根(unit root)的現象，而所謂恆定性(stationary)定態指的是數列的平均值，變異數與共變異數獨立於時間不因時間變動而變動，若有外生性干擾或衝擊將對定態的時間序列資料只有短暫的效果，此影響將隨著時間的經過而逐漸消失，數列會逐漸回復到長期均衡的水準，呈現穩定的狀態。然而對於總體經濟變數的時間序列資料普遍具有非穩定性(nonstationary)的特徵，當模型為非定態數列時，一旦受到外生干擾或衝擊，隨時間的經過將會累積恆常性的影響，使得序列資料發散而遠離長期均衡的水準，此時，最小平方估計值將不具一致性，且可能產生 Granger and Newbold(1974)所稱的虛假迴歸(spurious regression)的現象，此現象表示迴歸分析結果產生的判定係數(R^2)或調整判定係數(Adjusted R^2)¹¹很高，而 Durbin-Watson(D-W)¹²值很低的現象，其模型的檢定統計量 t 或 F 統計量因過度顯著而拒絕虛無假設的情況，如此錯誤的結果將使得分析不具任何意義。

而檢定資料是否有單根的現象，首先 Dickey and Fuller(1979)提出的檢定方法中對於誤差項假設為白噪音(white noise)，但若誤差項為 ARMA(p, q)的形式時，則誤差項可能具有自我相關的現象，此時無法以一般的 Dickey-Fuller 檢定法來檢定，故 Said and Dickey(1984)提供修正之後的 ADF 檢定(Augmented Dickey-Fuller test)，此檢定加入應變數的落後期數來捕捉自我相關以解決殘

¹¹ 判定係數與調整判定係數是用來解釋模型的配適程度，

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST}, \quad \text{Adjusted } R^2 = 1 - \frac{SSE/(T-K)}{SST/(T-1)}, \quad \text{其中 SST 為總變異, SSE 為殘差平方和.}$$

¹² Durbin-Watson(D-W)檢定為經濟應用上針對誤差項傾向於有序列相關常見的檢定，由 Durbin-Watson(1951)提出，其虛無假設為殘差項無自我相關存在，而其檢定統計量為

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^n (\hat{e}_t - \hat{e}_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n \hat{e}_t^2} \approx 2(1 - \hat{\rho}), \quad \text{其中 } \hat{e}_t = Y_t - \hat{Y}_t, \quad \text{而檢驗統計量是否顯著我們要查}$$

Durbin-Watson 表。

差項序列存在序列相關與異質變異的問題，而我們將以 ADF 檢定來驗證是否存在單根現象，以便確認資料為定態。

【表 5-2】單根檢定結果表

	水泥窯業類	食品類	塑化類	紡織類	機電類	造紙類	營建類	金融類	MSCI-US
ADF statistic	-15.286***	-13.858***	-15.050***	-13.395***	-13.112***	-13.639***	-12.519***	-15.050***	-13.393***

註：“*”表示 P-value<0.1；“**”表示表示 P-value<0.05；“***”表示 P-value<0.01

從【表 5-2】中詳列出各類股超額報酬率的 ADF 數值，由檢定結果可得知各類股超額報酬率皆顯著拒絕非定態的虛無假設，故各類股資料不存在單根，亦即八大類股超額報酬率資料為定態的資料，故我們可以做接下來的估計。

(4)、相關係數分析：

從下方【表 5-3】的台灣各類股與 MSCI-US 指數的相關係數表來看，各類股之間的相關係數與 MSCI 美國指數之間的相關係數皆為正值，且台灣八大類股之間的相關係數介於 0.55 到 0.86 之間，表示各類股之間的股票報酬率會受到其他類股表現的影響，且為正相關的影響關聯性。其中相關係數最高的為塑化類與紡織類的 0.8599，乃因塑化類為上游關鍵性的材料，其用途相當廣泛，而台灣的紡織類已是垂直整合的成熟產業，故對於上、中、下游的產業關聯性與產業群聚現象較為明顯。而相關係數最低的為機電類與水泥窯業類的 0.5570。若考慮各類股跟美國 MSCI 指數之間的相關係數時，我們可發現台灣各類股與其相關係數皆不高，介於 0.008 到 0.15 之間，其中跟美國 MSCI 指數相關係數最高的為機電類股的 0.1487，此結果顯示，因機電類的產業包含範圍非常廣泛且產品類別相當多，自小零件至大的機器皆包括在內，舉凡民生工業用品、醫療用品、運輸工具、機械工業、甚至高精密的航太國防工業等，也都需要採用鑄造方式來生產相關零件，故機電類為我國的主要樞紐工業，為整體製造業的磐石，而美國為我國的主要貿易夥伴，故有此相對其他類股較高的關聯性也相當合理。而相關係數最低的為造紙類股的 0.0082。

【表 5-3】相關係數表

	水泥窯業類	食品類	塑化類	紡織類	機電類	造紙類	營建類	金融類	MSCI-US
水泥窯業類	1.0000								
食品類	0.8064	1.0000							
塑化類	0.7873	0.7667	1.0000						
紡織類	0.8042	0.8252	0.8599	1.0000					
機電類	0.5570	0.6071	0.7324	0.6638	1.0000				
造紙類	0.7804	0.7952	0.7959	0.8526	0.6293	1.0000			
營建類	0.7685	0.7802	0.6992	0.7913	0.5884	0.8081	1.0000		
金融類	0.6862	0.7108	0.7232	0.7321	0.6386	0.6862	0.6973	1.0000	
MSCI-US	0.0241	0.0497	0.0507	0.0686	0.1487	0.0082	0.1080	0.0381	1.0000

(5)、ARCH effect 檢定

一般在建立 GARCH 模型之前要先判斷資料是否存在 ARCH 效果。而我們將使用由 Engle(1982)所提出的 LM 檢定方法來驗證各類股報酬率資料是否存在 ARCH 效果，而 LM 檢定方法的虛無假設為模型的殘差變異數具有同質性。從【表 5-4】的檢定結果來看，八大類股與 MSCI-US 指數皆具有顯著的 ARCH 效果，表示我們可以建立條件異質變異的方程式來做估計，而 Bollerslev(1992)研究發現，使用 GARCH(1,1)模型通常已能充分捕捉到財務時間序列資料的特性，因此在條件變異數方程式上我們將直接使用 GARCH(1,1)的型式來做之後的模型估計。

【表 5-4】ARCH-LM test 檢定統計量與顯著性表

	水泥窯業類	食品類	塑化類	紡織類	機電類	造紙類	營建類	金融類	MSCI-US
F-statistic	4.1590**	2.6318*	4.1228**	4.1114**	3.1332*	3.1982*	8.2425***	4.3363**	3.517794**

註：“*”表示 P-value<0.1；“**”表示表示 P-value<0.05；“***”表示 P-value<0.01

(6)、選模方式與模型配適結果：

在要進行估計之前我們必須先針對模型來做配適，在前面的檢定中我們已知變數資料具有 ARCH 效果，故我們可使用 BEKK 模型且 GARCH(1, 1) 的型式來進行估計，然而我們必須先對模型的平均數方程式來配適模型，首先藉由各變數的 ACF 與 PACF 來做落後期數的初步判定，接著進行係數的估計並且刪除不顯著的係數，並且進行 Q test 來確認模型的配適是否已不存在自我相關，在自我相關選定落後期，之後我們再做台灣各大類股超額報酬率與 MSCI-US 指數超額報酬率之間的交叉相關落後期選擇，此交叉相關是藉由交叉相關落後圖來做判斷，同樣的我們經過係數是否顯著的判斷來考慮模型的配適，而再考慮模型自我相關與交叉相關後，我們從模型中藉由 AIC¹³ 與 SBC¹⁴ 準則來選定數值最小的模型且對數概似函數值最大的模型來做為最佳的配適模型。

下方的【表 5-5】展示模型配適的結果與相關統計量，從模型的平均數方程式配適結果來看，除了機電類與營建類之外大部分的類股皆有受到市場投資組合 MSCI-US 指數的外溢效果影響，而影響的落後期數各類股呈現不一致的情形，在模型的配適度上我們可以看到 Adjusted R^2 的配適程度皆不高，這也顯現了財務時間序列資料不易捕捉其動態的特性。而【表 5-6】為模型估計的參數結果表。

¹³ Akaike(1973)提出 AIC(Akaike's Information Criterion)準則，此準則在於比較各種模型的配適度，同時也考慮模型的精簡程度。若 AIC 值越小則模型的配適度越佳，而當模型包含相同數目的參數時，AIC 判斷的準則為選取 R^2 最大的模型。

¹⁴ Schwarz and Bayesian(1978)由貝氏方法的觀點提出 SBC 的準則，該準則可克服自我迴歸階次高估的問題，而 SBC 值越小表示模型的配適度越佳。

【表 5-5】二元 BEKK 模型的平均數方程式配適結果表

	配適模型形式	配適度		統計量	
		R^2			
水泥窯業類	$R_t = c_0 + a_7 R_{t-7} + a_{10} R_{t-10} + b_4 R_{m,t-4}$	R^2	0.1124	AIC	12.66562
		Adjusted R^2	0.0992	SBC	12.89179
	$R_{m,t} = c_0^m + a_8^m R_{m,t-8}$	R^2	0.0223		
		Adjusted R^2	0.0175		
食品類	$R_t = c_0 + a_1 R_{t-1} + a_{10} R_{t-10} + b_5 R_{m,t-5}$	R^2	0.0828	AIC	12.70376
		Adjusted R^2	0.0692	SBC	12.92993
	$R_{m,t} = c_0^m + a_8^m R_{m,t-8}$	R^2	0.0220		
		Adjusted R^2	0.0172		
塑化類	$R_t = c_0 + a_7 R_{t-7} + a_9 R_{t-9} + b_6 R_{m,t-6}$	R^2	0.0908	AIC	12.67531
		Adjusted R^2	0.0774	SBC	12.90071
	$R_{m,t} = c_0^m + a_8^m R_{m,t-8}$	R^2	0.0197		
		Adjusted R^2	0.0149		
紡織類	$R_t = c_0 + a_1 R_{t-1} + a_7 R_{t-7} + b_5 R_{m,t-5}$	R^2	0.0836	AIC	12.82746
		Adjusted R^2	0.0701	SBC	13.05210
	$R_{m,t} = c_0^m + a_8^m R_{m,t-8}$	R^2	0.0218		
		Adjusted R^2	0.0170		
機電類	$R_t = c_0 + a_1 R_{t-1} + a_7 R_{t-7}$	R^2	0.0385	AIC	12.91064
		Adjusted R^2	0.0291	SBC	13.11923
	$R_{m,t} = c_0^m + a_8^m R_{m,t-8} + b_1^m R_{e,t-1}$	R^2	0.0749		
		Adjusted R^2	0.0659		
造紙類	$R_t = c_0 + a_{10} R_{t-10} + b_1 R_{m,t-1}$	R^2	0.0729	AIC	13.08101
		Adjusted R^2	0.0638	SBC	13.29102
	$R_{m,t} = c_0^m + a_8^m R_{m,t-8}$	R^2	0.0220		
		Adjusted R^2	0.0172		
營建類	$R_t = c_0 + a_1 R_{t-1} + a_7 R_{t-7}$	R^2	0.0759	AIC	13.19247
		Adjusted R^2	0.0669	SBC	13.40107
	$R_{m,t} = c_0^m + a_8^m R_{m,t-8}$	R^2	0.0218		
		Adjusted R^2	0.0171		
金融類	$R_t = c_0 + a_7 R_{t-7} + a_9 R_{t-9} + b_4 R_{m,t-4}$	R^2	0.0423	AIC	12.90307
		Adjusted R^2	0.0281	SBC	13.12847
	$R_{m,t} = c_0^m + a_8^m R_{m,t-8}$	R^2	0.0161		
		Adjusted R^2	0.0113		

註：各類股與 MSCI-US 下方括弧內為其代號

【表 5-6】二元 BEKK 模型的參數估計結果表

	水泥類	食品類	塑化類	紡織類	機電類	造紙類	營建類	金融類
Mean equation								
c_0	-1.6993**	-4.3045***	-1.0574	-4.0280***	-2.0869***	-1.9108*	-3.1674***	-1.8132**
a_1		0.1446**		0.1922***	0.1625**		0.2342***	
a_7	0.2579***		0.1722***	0.1586**	0.1548**		0.1139*	0.1650***
a_9			0.1823***					0.1280**
a_{10}	0.1441**	0.1411**				0.1854***		
b_1						0.5373***		
b_4	0.3863***							0.3888***
b_5		-0.3894**		-0.3817**				
b_6			0.4029***					
c_0^m	-2.5593***	-2.517***	-2.6031***	-2.5659***	-2.3359***	-2.5202***	-2.6770***	-2.5571***
a_8^m	0.1504**	0.1545**	0.1131*	0.1412**	0.1410**	0.1532**	0.1270**	0.0962
b_1^m					0.0602***			
Diagonal BEKK(1,1) equation: Volatlity equation (3.3)及(3.5)								
c_{11}	3.6901	-0.0498	2.9611	4.5642	3.5002	22.297	6.4428	-0.2055
c_{12}	-0.0301	-0.0944	-0.0275	0.0634	0.1231	-0.2913	0.2802	0.1822
c_{22}	0.5539	0.4913	0.6706	0.6529	0.9155	0.6222	0.8440	0.6834
a_{11}^2	0.0425**	0.0003	0.0806***	0.0231	0.0552***	0.0146	0.0283**	4E-08
a_{22}^2	0.1215***	0.1412***	0.1199***	0.1707***	0.1223***	0.1714***	0.1651***	0.1717***
b_{11}^2	0.9112***	1.0024***	0.8836***	0.9237***	0.9028***	0.7812***	0.9194***	0.9944***
b_{22}^2	0.8451***	0.8281***	0.8434***	0.7947***	0.8250***	0.7922***	0.7885***	0.8096***

註：“*”表示 P-value<0.1；“**”表示表示 P-value<0.05；“***”表示 P-value<0.01

(7)、配適模型後檢定

在模型配適之後，我們藉由 Ljung-Box Q 統計量與 Q^2 統計量來檢驗模型的殘差是否已經無自我相關與殘差波動的自我相關，從【表 5-7】中統計量的檢驗結果來看，各類股與 MSCU-US 指數的殘差皆無顯著的拒絕不存在自我相關的虛無假設，表示在模型配適之後殘差項已無顯著的自我相關情形，故可知模型的配適是正確且合適的。

【表 5-7】殘差檢定表

	水泥窯業類	食品類	塑化類	紡織類	機電類	造紙類	營建類	金融類	MSCI-US
LB(5)	2.7313 (0.741)	5.5395 (0.354)	5.7266 (0.334)	3.0354 (0.695)	1.8049 (0.875)	3.1995 (0.669)	3.6258 (0.604)	4.6721 (0.457)	4.7871 (0.442)
LB(10)	12.047 (0.282)	15.900 (0.103)	8.8877 (0.543)	11.035 (0.355)	10.993 (0.358)	12.732 (0.239)	13.090 (0.219)	13.947 (0.124)	6.8798 (0.737)
$LB^2(5)$	1.5204 (0.911)	4.2278 (0.517)	1.8485 (0.870)	2.9893 (0.702)	1.9650 (0.854)	0.4616 (0.993)	2.3209 (0.803)	0.4808 (0.993)	0.6121 (0.987)
$LB^2(10)$	6.2672 (0.792)	10.236 (0.420)	4.5970 (0.916)	8.8065 (0.551)	2.3624 (0.993)	1.7909 (0.998)	5.9759 (0.817)	1.0650 (0.999)	2.1656 (0.995)

註：1. Ljung-Box Q 統計量：LB(5)表示落後5期的殘差Q統計量；LB(10)表示落後10期的殘差Q統計量； $LB^2(5)$ 表示

落後5期的殘差平方Q統計量； $LB^2(10)$ 表示落後10期的殘差平方Q統計量，其虛無假設為不存在自我相關。

2. 各數值下方括弧內為其P-value值。

第二節 實證結果分析

(一)、市場風險與報酬估計結果

我們藉由(3.10)式把估計出來的各類股與市場的條件共變異數代表市場風險($\sigma_{im,t}^k$)，並根據(3.16)式來衡量市場風險與各類股報酬之間的抵換關係，亦可將此係數(A_i^k)視為風險價格，其中上標 k 表示在不同的貨幣單位下的估計。

$$R_{i,t}^k = c_i^k + A_i^k \sigma_{im,t}^k + e_{i,t}^k \quad (3.16)$$

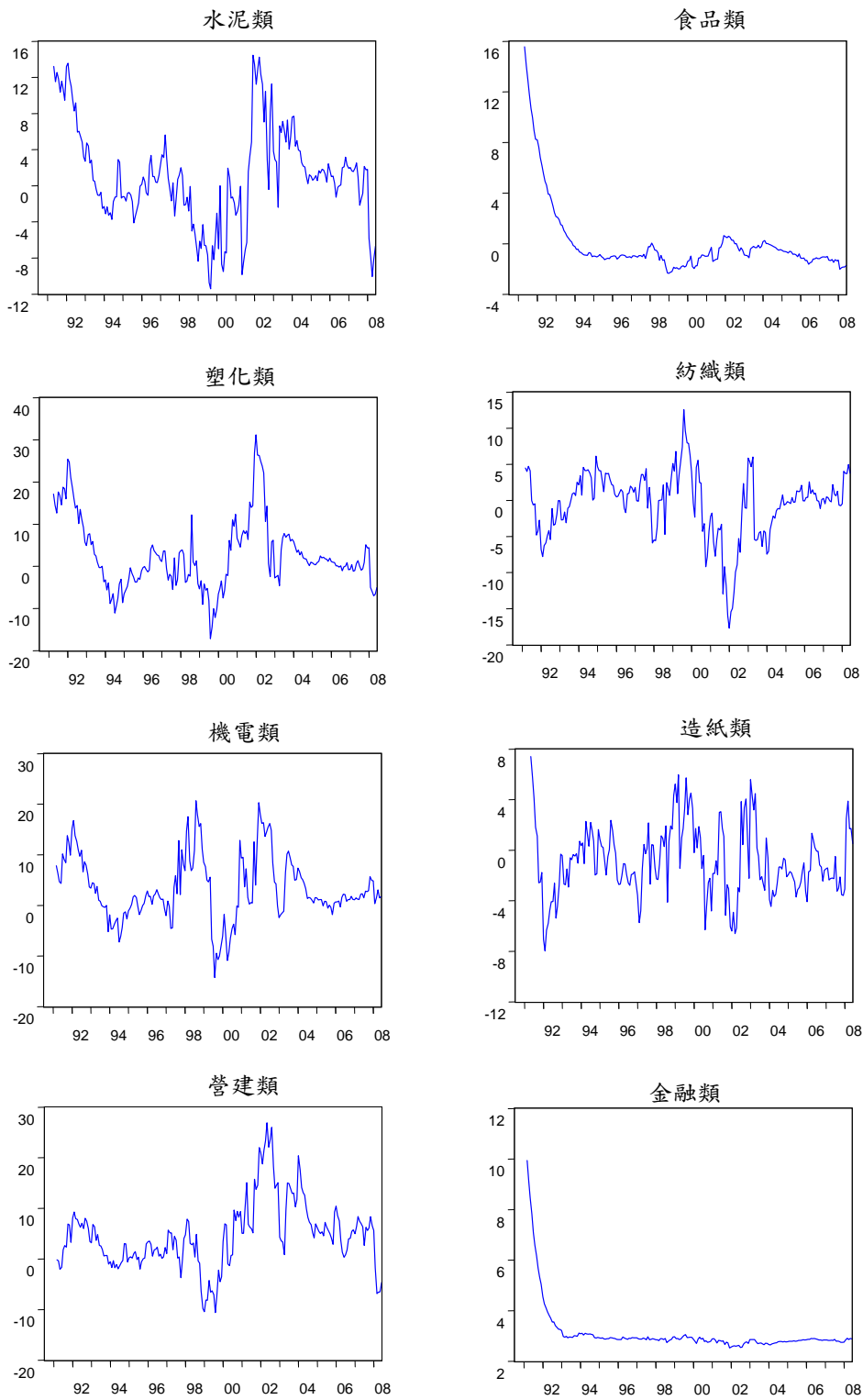
【表 5-8】市場風險估計結果表

新台幣				
	Coefficient A_i^k	Std. Error	t-Statistic	Prob.
水泥類	-1.206452	0.350792	-3.439225	0.0007
食品類	-0.500214	0.240136	-2.083045	0.0385
塑化類	0.027230	0.079888	0.340858	0.7336
紡織類	-0.224633	0.146449	-1.533865	0.1266
機電類	-0.084776	0.110975	-0.763920	0.4458
造紙類	-0.387732	0.281358	-1.378075	0.1697
營建類	0.340656	0.122469	2.781575	0.0059
金融類	-1.907622	0.637060	-2.994416	0.0031
美元				
	Coefficient A_i^k	Std. Error	t-Statistic	Prob.
水泥類	-0.294478	0.120061	-2.452734	0.0150
食品類	-0.085744	0.200371	-0.427928	0.6692
塑化類	0.124955	0.080192	1.558197	0.1207
紡織類	-0.168517	0.105447	-1.598116	0.1115
機電類	0.051190	0.120697	0.424120	0.6719
造紙類	-0.198829	0.121971	-1.630133	0.1046
營建類	0.233498	0.083367	2.800859	0.0056
金融類	-1.097772	0.367654	-2.985881	0.0032

由【表 5-8】估計的結果可看出以新台幣為單位來衡量風險報酬係數時，在 1% 的顯著水準之下，其中水泥窯業、金融類係數值都呈現顯著負值，與理論上不符合，只有營建類呈現顯著正值，符合理論風險報酬關係的說法。而其中金融類的風險報酬係數受風險的影響最大且為顯著負值，這意味了當市場風險越大時，金融類的股票報酬表現反而相對較差，與理論上承擔風險越大報酬因該越高的說法不同，可能因金融類的股本較大且為市場資金供應者，對於市場整體風險牽連相對較高而有此結果。而營建類股則為顯著正值中受風險影響最大的類股，表示營建類股在承擔較高的市場風險時所獲得的報酬也較高，符合理論上的說法。

而由美元的估計結果來看，以不同的貨幣單位來衡量風險報酬係數即是把匯率的影響納入考量，由估計的結果可看出，以美元為單位來衡量風險報酬係數時，在 1% 的顯著水準之下，金融類係數值呈現顯著的負值，也與資本定價模型的理論結果不同；而營建類呈現顯著正值，符合理論上的說法；而水泥窯業在美元的估計結果將變的不顯著。而在考慮匯率風險方面，其中機電類由原來以新台幣為單位的負值係數轉為正值的係數，在市場風險係數方面，金融類仍然維持影響最大的顯著負值，但數值比以新台幣為單位時受風險影響較小，而營建類也同樣維持顯著正值中受風險影響最大的類股，但數值也比以新台幣為單位時受市場風險影響較小，由係數值的影響來看，除了塑膠化工類之外，其他的七大類股在以美元為單位時受市場風險係數的影響都較以新台幣為單位時較小，故使用不同的貨幣單位來衡量風險報酬之間的關係時，的確會對市場風險值造成影響。

由下頁的【圖 5-2】八大類股超額報酬率與 MSCI-US 的共變異數圖可觀察出，金融類股都維持在正值的共變數關係，且從 1993 年後都相當平穩；而其他各類股皆有正向或負向的共變關係，除了造紙類股正向和負向的波動較小之外，其他各類股的共變關係皆有較大的波動，以塑化類股的波動較大；而食品類股在 1994 年之後的波動非常小，表示其與市場風險沒有一定的共變關係，故其共變關係較其他類股微弱。



【圖 5-2】八大類股超額報酬率與 MSCI-US 的共變異數

(二)、市場風險衝擊與波動的持續性

我們可以藉由(3.10)式的估計結果來觀察，未預期的衝擊對市場風險與各類股的影響係數 γ_1^{im} ，若兩者殘差為同向變動時，而 γ_1^{im} 係數為正值，表示落後一期的衝擊會增加本期的共變異程度；而 γ_2^{im} 則可觀察落後期的波動對本期的波動的影響，最後 $\gamma_1^{im} + \gamma_2^{im}$ 可顯示條件共變異數的動態持續性，可用來判斷各類股對於市場風險衝擊的持續性，故當 $\gamma_1^{im} + \gamma_2^{im}$ 較高時，條件共變異數的持續性會較久：

$$\sigma_{im,t} = \gamma_0^{im} + \gamma_1^{im} \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{m,t-1} + \gamma_2^{im} \sigma_{im,t-1} \quad (3.10)$$

【表 5-9】市場風險衝擊與波動的持續性表

	水泥類	食品類	塑化類	紡織類	機電類	造紙類	營建類	金融類
新台幣								
γ_0^{im}	-0.0462	-0.0944	-0.0414	0.0634	0.0577	-0.2914	0.2679	0.1946
γ_1^{im}	-0.0084	0.0067	0.0948	-0.0629	0.0760	-0.0502	0.0641	-0.0023
γ_2^{im}	0.9041	0.9112	0.8654	0.8569	0.8787	0.7869	0.8654	0.8911
$\gamma_1^{im} + \gamma_2^{im}$	0.8957	0.9179	0.9602	0.7940	0.9547	0.7367	0.9295	0.8888
美元								
γ_0^{im}	0.2515	-0.1915	-0.0107	-0.2043	0.0329	0.8872	0.2659	0.5977
γ_1^{im}	-0.0933	0.0168	0.0886	-0.0988	0.0748	-0.1591	0.0709	-0.0027
γ_2^{im}	0.8411	0.9100	0.8684	0.8142	0.8845	0.2319	0.8726	0.8693
$\gamma_1^{im} + \gamma_2^{im}$	0.7478	0.9268	0.957	0.7154	0.9593	0.0728	0.9435	0.8666

由【表 5-9】中新台幣的持續性係數來看可發現，對於台灣的八大類股之中受到市場風險影響持續性最高的為塑膠化工類，表示塑膠化工類股在受到市場風險的影響將會持續較長的期間，其次為機電類股，而持續性較低的為水泥類、紡織類、造紙類與金融類股，而其中最低的為造紙類股，表示造紙類股在受到市場

風險影響將會持續較短的期間。在衝擊與波動方面，水泥類、紡織類、造紙類與金融類股在未預期的衝擊之下，若殘差同為正或負時，對條件共變異數是負向的影響，表示落後一期的衝擊會降低本期的共變異程度；而食品類、塑化類、機電類與營建類未預期的衝擊對條件共變異數是正向的係數。

由以美元為貨幣單位的估計結果來看，八大類股中受到市場風險影響持續性最高的為機電類股，其次為塑膠化工類，而持續性最低的仍然為造紙類股，此結果跟以新台幣為單位時的估計結果差異不大，只有造紙類股的持續性在以美元為單位時持續性相當低。



(三)、國家風險係數的估計

此國家風險係數是以各類股超額報酬與市場超額報酬的殘差來當作國家特殊風險，並重新用對角 BEKK 模型與各類股估計出來的條件共變異數 $\omega_{iz,t}^k$ ，再以 $\omega_{iz,t}^k$ 當作國家風險因子來衡量對於各類股報酬的抵換關係，亦即國家特殊風險對於各類股的風險價格，可參考(3.7)-(3.11)式的做法：

$$R_{i,t}^k = c_i^k + B_i^k \omega_{iz,t}^k + e_{i,t}^k \quad (3.18)$$

【表 5-10】國家風險係數的估計表

新台幣				
	Coefficient B_i^k	Std. Error	t-Statistic	Prob.
水泥類	0.013079	0.015897	0.822738	0.4116
食品類	-0.063929	0.041020	-1.558458	0.1207
塑化類	-0.002082	0.015457	-0.134718	0.8930
紡織類	0.015353	0.020152	0.761861	0.4470
機電類	-0.009945	0.014524	-0.684724	0.4943
造紙類	0.008182	0.016450	0.497386	0.6194
營建類	0.005058	0.010332	0.489507	0.6250
金融類	-0.023276	0.010943	-2.126954	0.0346
美元				
	Coefficient B_i^k	Std. Error	t-Statistic	Prob.
水泥類	0.018359	0.014358	1.278684	0.2024
食品類	-0.013037	0.015776	-0.826400	0.4095
塑化類	-0.006071	0.017626	-0.344406	0.7309
紡織類	-0.001800	0.017208	-0.104591	0.9168
機電類	-0.022092	0.013190	-1.674985	0.0954
造紙類	-0.006830	0.014442	-0.472944	0.6367
營建類	0.006444	0.009785	0.658615	0.5109
金融類	-0.024600	0.010185	-2.415388	0.0166

由【表 5-10】中的新台幣估計結果來看，在風險係數為正值中受國家風險影響最大的為紡織類，而受國家風險影響中負值最大的為食品類，表示國家風險對於食品類股為負向的影響，其國家風險增加時食品類股報酬受影響減少最多，其中國家風險只有金融類股的為顯著的，且金融類股的國家風險係數為負值，其餘七大類股皆不顯著。

以美元為貨幣單位時，國家風險係數跟以新台幣為單位時同樣只有金融類股在 5% 的顯著水準下為顯著的，而機電類股在 10% 的顯著水準下為顯著的負值。而受國家風險影響最大的為金融類股，且為負向的影響，表示國家風險增加時金融類股報酬受影響減少最多，也與理論上風險報酬關係不大相同。

而我們可以從估計的結果發現，國家風險的影響係數各類股都相當小，且大部分的類股皆不顯著，可能因國家風險為與市場風險獨立的因子，亦即國家風險是在剔除市場風險的影響之外的風險因子。由此結果也顯示，若我們只考慮單獨國家風險的影響將會遺漏重要的變數，而使得估計不顯著或是估計出的風險係數相當小。

(四)、國家風險的持續性估計

我們可以藉由(3.10)式改以國家風險因子來觀察，未預期的衝擊對市場風險與各類股的影響係數 γ_1^{iz} ，若兩者殘差為同向變動時，而 γ_1^{iz} 係數為正值，表示落後一期的衝擊會增加本期的共變異程度；而 γ_2^{iz} 則可觀察落後期的波動對本期的波動的影響，最後 $\gamma_1^{iz} + \gamma_2^{iz}$ 可顯示條件共變異數的動態持續性，可用來判斷各類股對於市場風險衝擊的持續性，故當 $\gamma_1^{iz} + \gamma_2^{iz}$ 較高時，條件共變異數的持續性會較久：

【表 5-11】國家風險衝擊與波動的持續性表

	水泥類	食品類	塑化類	紡織類	機電類	造紙類	營建類	金融類
新台幣								
γ_0^{iz}	5.0114	5.1408	3.4524	7.7613	6.6858	12.1707	12.4401	1.5008
γ_1^{iz}	0.0968	0.0662	0.1062	0.0628	0.0765	0.0748	0.0822	0.0506
γ_2^{iz}	0.8502	0.8819	0.8566	0.8575	0.8555	0.8344	0.8326	0.9313
$\gamma_1^{iz} + \gamma_2^{iz}$	0.9470	0.9481	0.9628	0.9203	0.932	0.9092	0.9148	0.9819
美元								
γ_0^{iz}	4.7278	6.5306	2.6834	5.6932	5.6163	10.7261	11.1987	1.61181
γ_1^{iz}	0.1076	0.0780	0.0780	0.0692	0.0849	0.0911	0.0917	0.0477
γ_2^{iz}	0.8475	0.8570	0.8651	0.8758	0.8599	0.8369	0.8383	0.9342
$\gamma_1^{iz} + \gamma_2^{iz}$	0.9551	0.935	0.9775	0.945	0.9448	0.928	0.93	0.9819

註：國家風險持續性的模型為 $\omega_{iz,t} = \gamma_0^{iz} + \gamma_1^{iz} \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{z,t-1} + \gamma_2^{iz} \omega_{iz,t-1}$

從【表 5-11】的估計結果可看出以新台幣為單位時，金融類的國家風險持續性最高，而造紙類對於國家風險的持續性最低，且八大類股對於國家風險的持續性都高達 0.9 以上。在衝擊與波動方面，受落後期衝擊影響最大的為塑化類股，而八大類股的衝擊係數皆為正向的，表示落後一期的殘差若皆為正數或負數時，對本期的共變異影響為正的且將使條件共變異程度提高。

而以美元為貨幣單位時，八大類股對於國家風險的持續性都高達 0.9 以上，其中持續性最高的為金融類，最低的為造紙類，此結果與新台幣為單位時差異不大。在衝擊與波動方面，受落後期衝擊影響最大的為水泥類股，而八大類股係數皆為正向的，表示落後一期的衝擊對本期的共變異影響為正的且將使條件共變異程度提高。



(五)、市場風險與國家風險同時估計結果

現在我們同時考慮市場風險與國家風險對各類股超額報酬的影響，並估計出報酬與風險之間的抵換關係，參考(3.19)式的估計，其中 A_i^k 為市場風險影響係數，而 B_i^k 為國家風險影響係數。

$$R_{i,t}^k = c_i^k + A_i^k \sigma_{im,t}^k + B_i^k \omega_{iz,t}^k + e_t^k \quad (3.19)$$

【表 5-12】市場風險與國家風險估計結果表

	新台幣		美元	
	A_i^k	B_i^k	A_i^k	B_i^k
水泥類	-1.301699*** (0.0003)	0.031369* (0.0886)	-0.264038** (0.0346)	0.016127 (0.3329)
食品類	-0.555030** (0.0220)	-0.076087* (0.0651)	0.075689 (0.7253)	-0.065642** (0.0497)
塑化類	0.063368 (0.4612)	-0.022447 (0.2535)	0.149683* (0.0764)	-0.018131 (0.3267)
紡織類	-0.252334* (0.0870)	-0.050249* (0.0949)	-0.184623* (0.0834)	-0.029396 (0.2213)
機電類	-0.003513 (0.9756)	-0.048980** (0.0146)	0.097319 (0.4198)	-0.044700** (0.0104)
造紙類	-0.370983 (0.2146)	-0.004528 (0.8620)	-0.196636 (0.1101)	-0.005427 (0.7882)
營建類	0.422259*** (0.0015)	-0.033618* (0.0953)	0.294687*** (0.0016)	-0.028084 (0.1293)
金融類	-1.575251** (0.0238)	-0.014610 (0.2216)	-1.43010*** (0.0004)	-0.029635** (0.0296)

(.)表示 P 值 “*” 表示 P-value<0.1 ; “**” 表示表示 P-value<0.05 ; “***” 表示 P-value<0.01

【表 5-12】若先以新台幣估計的結果來看，在同時考慮市場風險與國家風險所估計出的結果，水泥窯業的風險報酬係數為顯著負值且其國家風險係數為正

值的，表示市場風險提高對於水泥窯業類股的報酬率是不利的，反而國家風險的提高卻對其有利。而食品類、紡織類、機電類、造紙類與金融類的市場風險與國家風險係數都呈現負值，表示不論是市場風險或是國家風險，當風險提高時，對於這些類股都是不利的。而塑膠化工與營建類的市場風險係數為正值的，但其國家風險係數呈現負值，意味市場風險提高對其有利，而國家風險提高對其不利。

在新台幣為貨幣單位，且 5% 的顯著水準之下，水泥窯業、食品類、營建類與金融類的市場風險係數為顯著的，其中只有營建類股為顯著的正值，與資產訂價模型理論上相符合，而水泥窯業、食品類與金融類皆為顯著負值，不符合理論的說法，且金融類受到市場風險的影響最大呈現顯著的負值。而國家風險係數則只有機電類是呈現顯著的，且為負值，亦與理論相違背。若放寬顯著水準為 10%，水泥窯業、食品類、紡織類、營建類與金融類的市場風險係數為顯著的，且仍然只有營建類股為顯著的正值；而水泥窯業、食品類、紡織類、機電類與營建類的國家風險係數為顯著的，且食品類受到國家風險的影響最大，為顯著負值的係數，而水泥業是唯一顯著正值的國家風險係數，其與理論風險報酬關係相符合。

而以美元為貨幣單位的估計結果，水泥窯業的市場風險係數為負值且其國家風險係數為正值；然而食品類、塑膠化工、機電類與營建類的市場風險係數為正值，但國家風險係數為負值；而紡織類、造紙類與金融類的市場風險與國家風險係數都呈現負值。

在美元為貨幣單位，且在 5% 的顯著水準之下，水泥窯業、營建類與金融類的市場風險係數為顯著的，其中營建類為顯著的正值，符合理論的說法，亦即高風險之下有會高報酬；而金融類受到市場風險影響最大且呈現顯著的負值，與理論不符合。而國家風險方面食品類、機電類與金融類皆為顯著負值，其中食品類受到國家風險的影響較大。放寬顯著水準為 10%，水泥窯業、塑膠化工類、紡織類、營建類與金融類的市場風險係數為顯著的，其中塑化類與營建類為顯著正值，符合理論說法。

在考慮匯率風險方面，除了塑膠化工與機電類之外其他六大類股在以美元為

貨幣單位時的市場風險影響都較以台幣為貨幣單位時來的和緩，其中八大類股中食品類跟機電類從以新台幣為單位的市場風險係數負值在以美元為單位時轉為正值的係數，表示在不同的貨幣單位估計下，其風險係數仍然會有差異，亦代表了匯率的風險所造成的影響。

由風險報酬係數在不同貨幣單位之下的變動顯示了風險報酬之間的抵換關係隨著匯率的動態而有不同的風險價格，與李淑靜(2003)研究台灣電子、紡織及金融等三種產業之股票報酬率受匯率風險影響的情況。實證結果指出，匯率波動對股價報酬在電子產業、紡織及金融皆呈現顯著負號的係數，顯示匯率波動的確有其影響力，此外不同的類股對於不同的貨幣單位之下有不同的反應結果，表示匯率對於各種類股的影響程度不同，甚至從風險報酬係數負向的影響轉變為正向的影響，其差異的可能原因為各類股對於貿易的依存度不大相同，故以不同幣值來衡量時所展現的風險報酬係數而有不同，其結果也顯示了匯率對風險報酬之間的抵換關係仍有其重要的影響關係。

而【表 5-13】在同時考慮市場風險與國家風險(3.19)式所估計出的結果跟只考慮國家風險(3.18)式的估計結果來看，在國家風險係數方面有較多類股是顯著的，且其國家風險係數值絕對值普遍較大，表示其為較適當的考慮風險報酬的影響關係，若單獨只考慮國家風險有遺漏重要影響變數之嫌。而對於國家風險而言，其係數仍然偏小，表示不論有無考慮市場風險的影響或是在不同的貨幣單位下，其國家風險對於各類股報酬的影響皆較小，表示在台灣的民主政治環境較穩定，故使得國家風險貼水較小的結果。

【表 5-13】國家風險係數比較表

	新台幣		美元	
	只考慮國家 風險的估計	有考慮國家風與 市場風險的估計	只考慮國家 風險的估計	有考慮國家風與 市場風險的估計
	B_i^k	B_i^k	B_i^k	B_i^k
水泥類	0.013079 (0.4116)	0.031369* (0.0886)	0.018359 (0.2024)	0.016127 (0.3329)
食品類	-0.063929 (0.1207)	-0.076087* (0.0651)	-0.013037 (0.4095)	-0.065642** (0.0497)
塑化類	-0.002082 (0.8930)	-0.022447 (0.2535)	-0.006071 (0.7309)	-0.018131 (0.3267)
紡織類	0.015353 (0.4470)	-0.050249* (0.0949)	-0.001800 (0.9168)	-0.029396 (0.2213)
機電類	-0.009945 (0.4943)	-0.048980** (0.0146)	-0.022092* (0.0954)	-0.044700** (0.0104)
造紙類	0.008182 (0.6194)	-0.004528 (0.8620)	-0.006830 (0.6367)	-0.005427 (0.7882)
營建類	0.005058 (0.6250)	-0.033618* (0.0953)	0.006444 (0.5109)	-0.028084 (0.1293)
金融類	-0.023276** (0.0346)	-0.014610 (0.2216)	-0.024600** (0.0166)	-0.029635** (0.0296)

註：(.)表示 P 值 “*” 表示 P-value<0.1；“**” 表示表示 P-value<0.05；“***” 表示 P-value<0.01

第六章 結論與建議

第一節 結論

對於台灣的股票市場中八大類股的風險報酬關係的探討，本文採用 Engle and Kroner(1995)提出的對角 BEKK 模型來做條件共變異數的估計，並以此估計出的共變異數來架構風險報酬的關係，且著重在風險報酬之間抵換關係的估計，而主要的研究方法則參照 Bali(2010)的做法，在研究的資料不同之下，本研究得到的結果也不太相同。

在研究台灣股市的文獻上，大多探討其系統風險值的變動，像是謝明霖(2009)即研究台灣八大類股的系統風險變動。而本研究藉由資本資產訂價模型來找出各類股與市場風險的條件共變異數與其報酬之間的關係，亦可解釋為各類股的市場關聯性對其預期報酬的影響關係。而我們所衡量的風險因子分成兩種，其一是市場風險，這代表了全球的經濟情勢所對各類股報酬的影響；而另一風險因子為國家風險，這代表了台灣地區的政治、經濟等各種國家的因素對台灣各類股造成的影響。我們先個別的探討風險因子的影響，再將兩種風險因子同時估計以顯示考慮兩種風險的估計結果，而且我們還估計在新台幣與美元的不同貨幣單位之下風險因子對預期報酬的影響，這主要是表示匯率的變動對風險報酬之間關係的影響，我們不把匯率當成額外估計的風險因子，而是將其轉換成貨幣單位的不同所造成的影響，藉由分析在不同貨幣單位下的估計結果，我們可以得知匯率的變動對風險參數的估計所造成的影響。

在同時考慮市場風險與國家風險所估計出的結果，各大類股的反應不一致，其中金融類股的市場風險係數為負值中預期報酬受風險影響最大的，表示其在面對市場風險時，有相較其他各類股較大的反應，且在風險提高時對於預期報酬而言是負向的影響，而謝明霖(2009)也研究出金融類股的系統風險相較其他類股來的大，表示金融類股較易受市場風險影響。而水泥窯業的風險報酬係數為顯著負值且其國家風險係數為正值的，表示市場風險提高對於水泥窯業類股的報酬率是

不利的，反而國家風險的提高卻對其有利。而食品類、紡織類、機電類、造紙類與金融類在新台幣為貨幣單位下，其市場風險與國家風險係數都呈現負值，表示不論是市場風險或是國家風險，當風險提高時，對於這些類股都是不利的。而塑膠化工與營建類的市場風險係數為正值的，但其國家風險係數呈現負值，意味市場風險提高對其有利，而國家風險提高對其不利。且除了機電類股之外的各大類股在新台幣為貨幣單位下，其市場風險係數較國家風險係數影響更大，表示台灣的各大類股受到全球市場的影響程度相對國內的地區風險而言有其更大的影響力。

從匯率風險來看，匯率對預期報酬與風險之間的抵換關係的確會造成影響，像是食品類股跟機電類股從以新台幣為單位的負值市場風險係數改為在以美元為單位時卻轉為正值的係數。此外不同的類股在不同的貨幣單位之下有不同的估計結果，表示匯率對於各種類股的影響程度不同，甚至從風險報酬係數負向的抵換關係轉變為正向的影響，其差異的可能原因為各類股對於貿易的依存度不大相同，故以不同幣值來衡量時所展現的風險報酬係數而有不同，而王冠閔(2004)也研究出台灣股市與匯市之間存在相互影響的關係，且Malliaropulos(1997)與Tai(2001)也證明了匯率的波動會顯著的影響股票市場。

綜觀台灣的股票市場，對於各大類股在面對風險時，其股票報酬的表現呈現不一致的情形。而文獻上對於風險報酬的關係也有許多不同的結論。而本研究的實證結果亦出現各大類股有正有負也有不顯著的風險報酬之間的關係，故我們可從各類股對不同風險的反應中得到風險報酬抵換關係的資訊，從而幫助我們在風險情況下做出最適的投資選擇，並且從風險報酬係數的正負值可幫助我們在面對風險時，慎選不同的類股來做投資組合的策略。

然而經由本文的實證研究結果，對於八大類股在面對市場風險與國家風險時的風險報酬抵換關係的結論整理如下：

1. 對於風險報酬有顯著負號的解釋或許可從兩方面來看，其中對於本文藉由資本資產訂價理論來探討風險報酬的關係，而此理論則是站在投資人的角度，對投資標的而言，若在風險較大的情況下如果沒有提供較高的報酬，則投資人將不會進入投資，故理論上，標的資產承擔風險較大時，應該要給予較高的風險貼水，站在此角度來看，風險報酬出現顯著負號的情形是不合理的。但若站在公司治理的角度來看，對於公司而言，風險情況下將會影響公司的營運績效，尤其若是風險較大的情況下，對於經營管理都將受到負面影響，進而影響公司的經營績效，此時將會反應在公司的股價上，使得在風險情況下公司的股票報酬縮減的情況，這時就符合風險報酬會有負向關係的情形。故同一個現象可從不同角度來看，將會有不同的解釋，而本文主要以資本資產訂價理論的投資人角度為觀點來做探討。

2. 金融類股不管在新台幣或是美元為單位下其為受到市場風險影響最大的類股，且其市場風險係數為受較大影響的負數，代表當市場風險增加時將會對金融類股的股票報酬率有較大的負向影響，可能原因為金融業的股本較大且為市場資金供應者，對於市場整體風險牽連相對較高而有此結果，且從圖 5-2 可知金融類股與市場報酬是唯一皆為正共變異數的類股，表示其與市場牽連程度皆為正相關，亦即當市場風險越大時，金融類股將會受到較其他類股更大的打擊。故當市場風險提高時，因特別注意金融類股受到市場風險影響較大的特性。

而對於金融類股為顯著負號的風險係數，表示其與市場風險之間共變異的程度與其預期報酬之間為負向的關係。故也許在適度的風險承擔之下，會有適當的風險貼水；但當市場不景氣及金融危機時，將使銀行的呆帳增加，造成金融機構居高不下的逾放比例，且投資的獲利下降，經營績效走下波。故當市場風險增加過大時，作為資金貸放者的金融機構首當其衝，而有預期報酬縮減的結果，但此時投資人不願承接風險較大報酬卻縮減的標的，故此結果對於資本資產訂價理論而言是不合理的。

3. 營建類股不管在新台幣或是美元為單位下其市場風險係數為正值中最大的，此即表示營建類股在市場風險增加時對其報酬率有較大的正向影響，即在承擔相同的市場風險下營建類股所獲得的報酬相對較高，其顯著的風險報酬正向關係則符合理論上的說法。
4. 在衝擊與波動方面機電類股與塑膠類股相對其他類股受到市場風險的持續性較高，而造紙類受到市場風險的持續性最低。在市場風險衝擊方面，水泥類、紡織類、造紙類與金融類股在未預期的衝擊之下對條件共變異數是負向的影響，表示落後一期的衝擊會降低本期的共變異程度；而食品類、塑化類、機電類與營建類未預期的衝擊對條件共變異數是正向的影響。
5. 在國家風險方面，只有金融類股較為顯著且為負向的影響，亦即當國家風險增加時，對金融類股的股票報酬將會是負向的影響，但其國家風險係數相對小於市場風險係數的影響。而金融類股在國家風險的持續性上也相對其他類股來的高，亦即國家風險對金融類股的影響相對其他類股來的顯著。
6. 對於資本資產訂價而言，台灣各類股的情形不完全符合理論上風險與報酬之間的正向關係，而是有正也有負向的風險報酬抵換關係，且各類股報酬率對風險的反應程度皆不同，故我們可經由實證的結果來判斷在面對風險時選擇投資的標的。
7. 對於匯率風險而言，本研究是以不同貨幣單位的估計來展現，而在實證的研究結果所顯示出以不同的貨幣單位來估計，確實對風險係數而言有其影響力，且各類股的影響程度不同，甚至出現在不同貨幣單位之下的估計使得風險係數由正轉負的情況，而其中各類股的反應不同可能來自於各類股對於貿易的依存度不同。

第二節 建議

- (1) 本研究選擇的樣本期間為 1990 年 7 月到 2008 年 6 月，而此期間之內發生亞洲金融風暴等事件，故可能對於風險報酬關係的估計會產生不合理論上的假設，建議之後的研究也許可剔除在風險情況過大的金融風暴之下，來做風險報酬關係的探討，亦可分段期間討論，或加入 2008 年 6 月次級風暴之後的期間，也許會得到與本研究不同的結果。
- (2) 對於使用對角 BEKK 模型來做估計，可能有其無法完善的地方，像是模型的配適結果偏低，造成風險報酬係數估計結果不顯著等問題，而 Harvey(2001) 與 Brandt(2007) 則認為造成估計結果的差異在於模型的前提假設不同。故也許對於台灣的股票市場可以考慮其他多變量的模型來做估計，像是二元 EGARCH 模型等具有財務時間序料資料特性的模型，也許可以增進模型的配適結果。
- (3) 對於本研究的實證研究方法為參考 Bali and Wu(2010) 的做法，而其中不同的地方在於估計時對於風險因子的參數採取的估計方式不同，原本文獻是將(3.16)式到(3.19)式的風險係數 A_i^k 與 B_i^k 聯合估計且限制在一個貨幣單位下風險因子是相同的，而允許其常數項有所差別。而在考慮聯合估計且限制因子下的估計方式較困難，故本研究採用的是簡化在各類股皆有其各自不同的風險因子，故也許估計的方式不同而造成估計的結果有所差異的情況。
- (4) 對於市場風險的選取，本研究是採用 MSCI-US 指數來當作市場風險，但從各類股與 MSCI-US 指數的共變異數圖卻發現大部分類股沒有明顯的趨勢，且在正負之間波動，只有金融類股都維持在正值的。故在市場風險因子的選取上，或許之後的研究可考慮以台灣加權股價指數來當作市場風險，亦即當作八大類股的市場風險，而不是全球的市場風險，或許可得到較佳的風險報酬估計結果。

參考文獻

中文文獻

- 王冠閔, 2004, 台灣股匯市與美國股市關聯性探討, 台灣經濟預測與政策, 34:2, 31-72
- 李家如, 2007, 拉丁美洲和東亞新興資本市場之開放、整合與風險-多變量 GARCH-in-Mean 之應用, 中原大學國際貿易系碩士論文
- 李美樺, 杜玉振, 涂登才, 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 2008 年國際學術研討會
- 邱建良, 吳佩珊, 姜淑美, 林佩蓉, 2004, 與時變動系統性風險之研究: 台灣股票多頭與空頭市場之實證, 華岡經濟論叢 第三卷第二期
- 何世宗, 2006, 台灣股市之多空市場及資產訂價因子之實證研究, 國立中央大學產業經濟研究所碩士論文
- 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
- 林淑瑜, 2009, 不對稱條件共變異數矩陣對資產配置與風險控管的意涵, 國立中山大學財務管理研究所博士論文
- 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
- 陳榮昌, 2002, 台灣股票報酬之結構分析, 國立中山大學財務管理學系碩士論文
- 陳依婷, 林澄政, 胡惟喻, 2010, 台灣與中國大陸股、匯市場價各報酬與波動傳遞效果之研究, Journal of China University of Science and Technology, Vol. 43-2010. 04
- 曹淑娟, 2005, 市場波動度與資產相關性的探討-以台灣股票市場為例, 銘傳大學財務金融學系碩士論文
- 曾莞瑩, 2008, 台灣上市股票類股報酬率動態相關之探討, 國立臺北大學統計系碩士論文
- 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
- 楊麗玲, 2005, 跨期資本資產訂價-台灣股市實證分析, Journal of China Institute of Technology, Vol 32-2005.5
- 蔡佳宏, 1998, 台灣股市與匯市間報酬及波動性之外溢效果-GARCH 及 GMM 之應用, 政治大學企業管理學系碩士論文
- 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

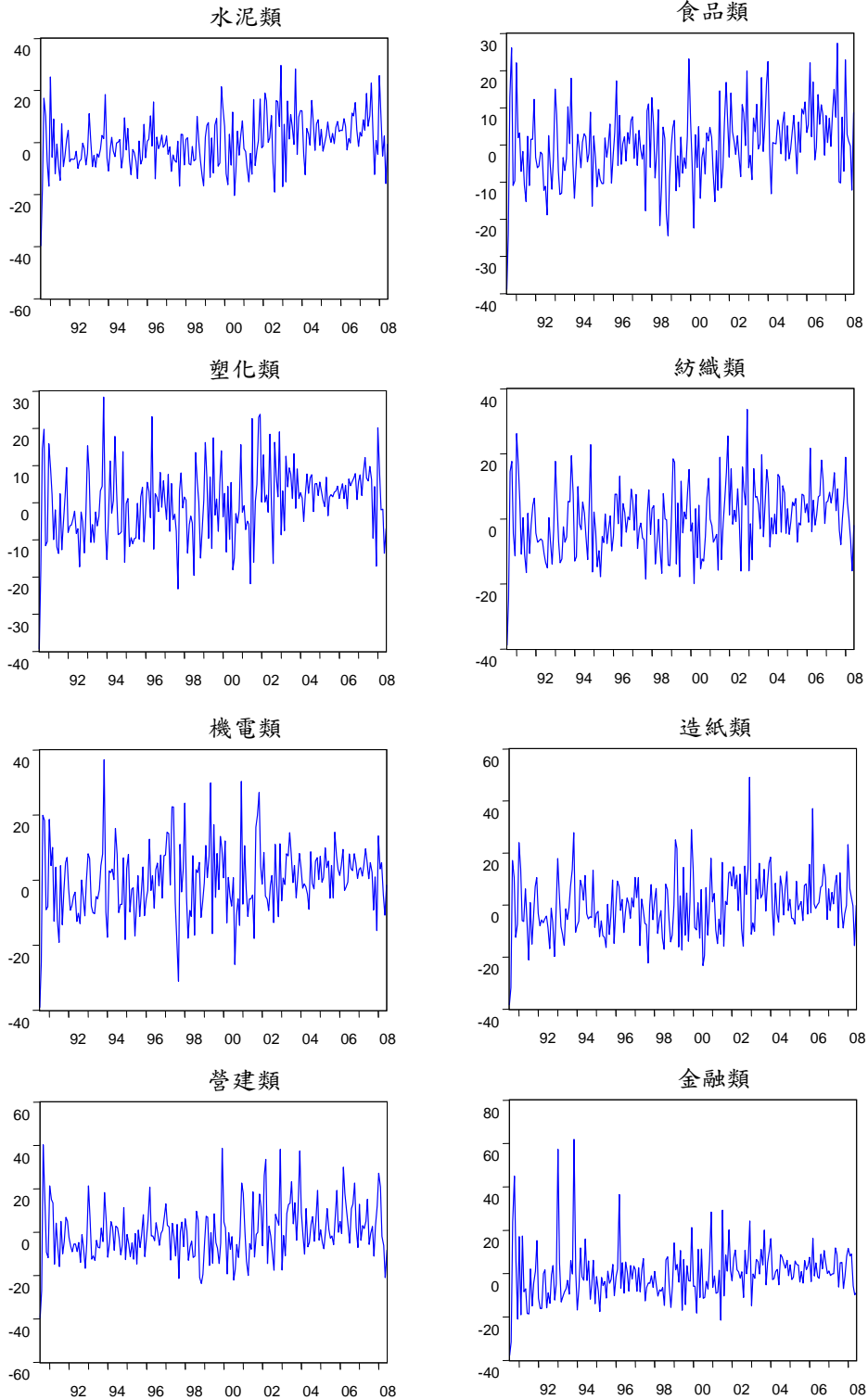
英文文獻

- Bollerslev T.,1986,Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity,Journal of Econometrics 31,307-327
- Bollerslev T.1987, A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return,The Review of Economics and Statistics,Vol.69,No.3, 542-547
- Bollerslev T.,Engle R.F.,Wooldridge J.M.,1988,A capital asset pricing model with time-varying covariances,Journal of Political Economy,Vol.96.No.1,pp.116-131
- Baillie R.T.,DeGennaro R.P.,1990,Stock returns and volatility,The Journal of Financial and Quantitative Analysis,Vol.25,No.2,pp.203-214
- Bekaert G., Hodrick R.J.,1991,Characterizing Predictable Components in Excess Returns on Equity and Foreign Exchange Markets,NBER working papers series,No.3790
- Bekaert G.,1995,The time variation of risk and return in foreign exchange markets. ,Review of Financial Studies,Vol.9,pp.427-470
- Brandt M.W.,Kang Q.,2004,On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns,Journal of Financial Economics 72,217-257
- Bali,T.G.,2008, The intertemporal relation between expected returns and risk, Journal of Financial Economics 87,101-131
- Bali T.G.,Wu Liuren, 2010, The role of exchange rates in intertemporal risk-return relations, Journal of International Money and Finance 29,1670-1686
- Campbell J.Y.,1987,Stock returns and the term structure,Journal of Financial Economics 18,No.2,373-399
- Chou R.Y.,1988,Volatility persistence and stock valuations,Some empirical evidence using GARCH,Journal of Applied Econometrics,Vol.3,279-294
- Campbell R.H.,1989,Time-varying conditional covariances in tests of asset pricing models,Journal of Financial Economics 24,289-317
- Campbell R.H.,1991,,The world price of covariance risk,The Journal of Finance, Vol.XLVI,No.1
- Chou R.,1992,Measuring risk aversion from excess returns on a stock index,Journal of Econometrics 52,201-224
- Campbell R.H.,2001,The specification of conditional expectations,Journal of Empirical Finance 8,573-637
- Engle R.F.,Kroner K.F.,1995,Multivariate simultaneous generalized ARCH, Econometric Theory,11,pp.122-150

- French K.R.,Schwert G.M.,Robert F.S.,1987,Expected stock returns and volatility,
Journal of Financial Economics 19,3-29
- Glosten L.R.,Jaganathan 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,Vol.48,1779-1801
- Gerard B.,Thanyalakpark K.,Batten J.A.,2003,Are the East Asian markets integrated?
Evidence from the ICAPM,Journal of Economics and Business 55,585-607
- Ghyselsa,2005,There is a risk-return trade-off after all,NBER Working Paper
No.10913
- Guo Hui,Whitelaw R.F., 2005, Uncovering the Risk-Relation in the Stock
Market ,The Federal Reserve Bank of ST. Louis, Working Paper 2001-001C
- Merton,R.C.,1973,An intertemporal capital asset pricing model, Econometrica
41,867-887
- Malliaropoulos D.,1997,A multivariate GARCH model of risk premia in foreign
exchange markets,Economic Modelling 14,61-79
- Polasek W.,2001,Applying Multivariate Time Series Forecasts For Active Portfolio
Management,Swiss Society for Financial Market Research,pp.201-211
- Phylaktis K.,Ravazzolo F., 2004,Currency risk in emerging equity markets,Emerging
Markets Review 5,317-339
- Pojarliev M.,Polasek W.,2005,Volatility Forecasts and Value at Risk Evaluation for
the MSCI North America Index,Studies in Classification, Data Analysis, and
Knowledge Organization, Part VI, 482-489
- Ruey S. Tsay,2006,Multivariate volatility models,Time Series and Related Topics
,Vol.52,210-222
- Santis G.D.,Gerard B.,1997,International asset pricing and portfolio diversification
with time-varying risk,Journal of Finance,Vol.52,No.5,pp.1881-1912
- Skintzi V.D., 2007,Evaluation of correlation forecasting models for risk management,
Journal of Forecasting,26,479-526
- Thaler R.,Werner F.M.,De Bondt,1985,Does the Stock Market Overreact?,The Journal
of Finance,Vol.40,No.3,pp.793-805
- Victor Fang,Vincent C.S.Lee,Yee Choon Lim,2005,Volatility Transmission Between
Stock and Bond Markets:Evidence from US and Australia, Lecture Notes in
Computer Science, Volume 3578, 95-102
- Whitelaw R.F.,1994,Time variations and covariations in the expectation and volatility
of stock market returns,The Journal of Finance,Vol.49,515-541

附錄

【附圖 1】八大類股的國家風險 $E_{i,t}^k$ 時間序列圖



【附圖 2】八大類股與國家風險 $E_{i,t}^k$ 的共變異數圖

