

國立政治大學社會科學院經濟學系

碩士論文

個別國家與全球股市超額報酬與風險抵換關係之探討

-- 以台灣及韓國為例

The Intertemporal Risk-Return Relations of Country-Specific Portfolios
and World Market Portfolios-Empirical Evidences of Taiwan and Korea



研究生：蔡靜涵

指導教授：饒秀華 博士、蕭明福 博士

中華民國 101 年 6 月

致謝辭

回想兩年前剛考上第一志願政治大學的時候，抱著期待又興奮的心情來到台北，因為有數不清的動機支持著我，所以才能如願以償，時光如梭，轉眼間已經要畢業，真正離開學生生活了。完成論文對碩士來說是必經之路，然而這條路上，充滿艱辛及考驗，希望將此成果展現，獻給背後最支持我的家人，總是為我們盡心盡力，謝謝你們，擁有你們的支持鼓勵還有滿滿的愛，是我這輩子最大的幸福。

首先，由衷感謝我麼恩師饒秀華教授，感謝您對我在人生旅程上的指導，不只是課業上的問題，還有人生的職涯規劃，每次與老師討論過程當中，收穫良多，而且老師非常親切，常與我閒話家常聊聊生活小事，我因您的鼓勵，不只順利完成論文，更是領悟了人生的道理，我想，能跟著老師作研究，一定是我的福份。

同時要感謝共同指導蕭教授明福，以及口試委員陳教授釗而，感謝老師在百忙之中撥冗指導，提供許多寶貴的意見及指正，讓學生獲益匪淺，使本篇論文更加完善。另外，感謝科管所的許教授牧彥，讓我在作國科會專案研究的同時，學到了不只是產業的創新分析，更重要的是學習的精髓及態度；感謝師大李教授妮妮及台藝大顏教授綠芬。

在這段期間裡，我要特別感謝幾個讓我在艱難的時候還能堅持下去的摯友，謝謝你們伴我度過最後兩年的學生生活。謝謝經研所的學長姐們，在我碩一剛加入這個新環境時，帶我認識台北；謝謝經研所同班的摯友們，沒有你們我的生活哪能完美，哪能有千千百百則精彩故事，這些我們永遠都不會忘記；謝謝經研所的學弟妹們包容我們這群有著很多奇人異事的學長姊；謝謝同門師兄弟與我一起切磋論文進度，互相幫助，一同 meeting；謝謝英語演講社的所有社員，那些一起出遊瘋狂的日子，是我最珍貴的回憶，謝謝你們在我最焦頭爛額的時候，拯救我的心靈；謝謝課務組的長輩們，在這工作的一年裡，給我許多生活上及未來職場上的建議，還有人生道理的領悟及分享；謝謝佩蒂，我碩班最要好的朋友，能夠認識你真的很幸福，我們一起同甘共苦，互相談吐心事或者所有不愉快，一起

以不同名義為由吃遍台北早午餐，謝謝你給我生活上許多幫助，這份特別的友情，是任何人都無法給予，謝謝妳；謝謝大鼻，我碩班最要好的好夥伴兼好姊妹，總是一眼看穿我當下的心情，在乎我的想法，善解人意，我最喜歡英語演講社社課當中與你一起帶活動締造佳績，只要我們在一起就無人能敵，謝謝你總是耐心的陪著我，謝謝你；謝謝小綠，我們一起從東海上來，分享許多生活上的小事，延伸出對未來的規劃及對任何事的看法，你總是不吝嗇給予朋友協助，謝謝你跟我分享過的每一句話，以及每一次一起渡過的時間；最後謝謝 S，謝謝你給我一種滿足，讓我在碩班生活再寫出另一個世界。

我將完成這本論文的喜悅及感激的心與最親的你們分享，並典藏這份著作背後所有無可取代的珍貴回憶。

蔡靜涵 謹誌於政治大學經濟研究所

中華民國一零一年六月

摘要

近年來由於市場型式為開放主體，在財務整合，商品區隔的環境下，投資人在進行投資時，應考量全方面的訊息，亦即國家內外部所有會影響股票市場的風險因子。而風險與報酬之間是否存在抵換關係，一直以來皆為備受討論的議題，從過去的文獻當中，研究者多以變異數作為衡量風險的代理，再透過各種不同的研究方法來估計風險報酬係數，但實證上並未獲得一致的結果。本文以 1981 年 1 月至 2008 年 7 月為研究期間，台灣與韓國之股價指數月資料為樣本，所使用之模型參考 Turan G. Bali & Liuren Wu(2010)的研究論文，利用簡化過後的雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)模型進行估計，探討台灣與韓國股票市場跨期收益與風險之關係。本文主要分為三大部分，首先先將台灣及韓國的股價指數以美元計價，針對全球市場觀察其風險以及持續性，並且利用共變異數來判別兩國股市分別為高風險或是低風險，再者，將台灣及韓國的股價指數分別以自己國家之幣別計算，將計算出之殘差估計個別國家股市風險，看是否兩國家內部的非經濟因素，例如：政治及軍事等，會影響股市的表現。最後一部份為前兩部分的整合，比較個別國家風險與全球市場風險對台灣及韓國股市的影響以及超額報酬與風險之間的抵換關係。實證結果顯示，不論就台灣或者是韓國而言，全球市場風險的風險與報酬係數皆為正向顯著，其中又以台灣之係數較為高，透露出若在承擔相同的全球市場風險時，台灣的投資人會較韓國的投資人要求較高的報酬。在匯率風險方面，本文採 Turan G. Bali & Liuren Wu(2010)所使用的研究方法，將風險與報酬的抵換關係建立在不同國家的幣別之下進行估計，由結果發現，若以美元為單位來衡量風險報酬係數，則不論是台灣或韓國，在全球市場風險下，係數皆較小；若以個別貨幣來衡量，其台灣的風險與報酬抵換係數較大，韓國之係數則是由正值轉變為負值，代表匯率確會對市場風險值有所影響，匯率風險是可以被定價的。

Abstract

In recent years, due to the opening of the markets, there are more and more choices in the investments. Investors should consider all aspects of information in this world with financial market integration but goods market segmentation. The intertemporal relation between risk and return in the stock market has been one of the most extensively studied topics in financial economics. The risk-return coefficients across different currency denomination change when considering different specification for the conditional covariance process. We used the bivariate BEKK-GARCH (1,1) model as the basic used in the reference by Turan G. Bali & Liuren Wu (2010) estimating the risk-return coefficients and measuring how this risk aversion estimate varies with different currency denominations.

We started our analysis using monthly data from January 1981 to July 2008 on the Standard & Poor's 500 index, Taiwan stock exchange corporation and Korea composite stock price index. This article was divided into three parts. First, we computed monthly returns on the indices based on U.S. dollar denomination and calculated the excess returns as the index return minus the short-term interest rate. Second, we estimated the conditional covariances between the excess returns on the world market portfolio and the excess returns on two country indices using a bivariate GARCH specification. Third, we estimated the common relation of the equations implied by the international version of the intertemporal capital asset pricing model between the expected excess returns on those two country indices and the corresponding conditional covariances. After repeating the above procedure and estimating the intertemporal risk-return relation under different currency denomination, the empirical results showed that the risk-return coefficients in the world market portfolio was significantly positive in Taiwan and Korea. We also

found that the coefficient was different based on different currency denominations on behalf of the exchange rate risk can be priced.



目錄

第一章 緒論.....	10
第一節 研究背景與動機.....	10
第二節 研究架構與流程.....	12
第二章 理論基礎與文獻回顧.....	15
第一節 理論基礎.....	15
第二節 文獻回顧.....	16
第三章 研究方法.....	23
第一節 常態檢定.....	23
第二節 單根檢定.....	24
第三節 自我相關檢定.....	26
第四節 ARCH 模型.....	27
第五節 單變量 GARCH 模型.....	28
第六節 雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)模型.....	30
第七節 跨期性資產訂價模型.....	36
第四章 資料分析與實證結果.....	40
第一節 資料來源與描述.....	41
第二節 資料基本分析.....	43
第三節 模型配適.....	48
第四節 實證結果分析.....	55
第五章 結論與建議.....	61
參考文獻.....	64

圖目錄

圖 1-1 研究架構流程圖	14
圖 4-1 台灣加權指數股票超額報酬率圖	45
圖 4-2 南韓綜合股價指數超額報酬率圖	45
圖 4-3 美國標準普爾 500 指數超額報酬率圖	45



表目錄

表 4-1 研究變數代號	42
表 4-2 各國股票市場超額報酬之敘述統計量	43
表 4-3 使用資料之單根檢定表	47
表 4-4 相關係數矩陣表	48
表 4-5 使用資料在 AR(P)模型，P=0 至 10 時之 AIC 值.....	49
表 4-6 平均數方程式之係數表	51
表 4-7 條件變異數與共變異數方程式之係數表	53
表 4-8 經配適後之模型檢查	54
表 4-9 全球市場風險之風險報酬係數表	55
表 4-10 全球市場風險持續性表	56
表 4-11 個別國家風險之風險報酬係數表.....	57
表 4-12 個別國家風險持續性表	58
表 4-13 全球市場與個別國家風險比較表	60

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

近年來，隨著全球金融市場自由化的來臨，金融市場間關聯性日益密切，1987年10月美國紐約股市大崩盤，引起全球股市呈現同方向大幅度的變動，之後隨著經貿的發展，國際經濟環境有了很大的變遷，如金融市場的國際化、國際投資盛行，以及國際資訊網路的發達與低傳播成本等，種種因素均使得國際主要股市間的關係密切的聯繫在一起。因此如何了解金融資產的行為以規避金融市場極端波動的風險，已成為學術界與實務界研究的重要課題。雖然過去已有許多學者曾針對國際股票市場的互動性與關聯性做過相關探討，但大多將研究重心放在國際間重大的經濟事件，看是否會影響國際股票市場的波動性，而過去的研究中，多數皆發現同區域內的國家，各國股票市場間有強烈的連結，如有重大事件發生，之後市場之間的依存度也有增加的情形。

另外，風險與報酬之抵換關係一直是財務理論重要的一部份，一般認為在既定的期間內，股票的風險若愈大，投資人所要求的期望報酬就愈高，然而，過去的文獻的實證結果顯示股票市場報酬與風險存在著正或負相關兩種極端的情況，例如，French et al.(1987)、Campbell & Hentschel(1993)、Bansal & Lundblad(1999)以及 Salman(2002)利用一般化平均數自我迴歸條件異質變異數模型(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean, GARCH-M)發現期望報酬與條件變異數存在正向的抵換關係，而 Baillie & DeGennaro(1990)與 Nelson(1991)發現的結果相反，為負向之抵換關係。過去對於風險與報酬的關係通常使用單一市場來進行檢定，亦即在早期的分析裡，研究者皆假設個別市場與全球市場是相互區隔的，但近年來，全球資本市場已經漸漸地從相互區隔趨向整合階段，Bekaert & Harvey(1995)提出證據說明全球資本市場有整合的趨勢，因此若不考量

全球市場可能會導致實證結果有所偏誤。Xing & Howe(2003)以英國為研究對象，首度將個別國家的股票市場和全球股票市場報酬相關性同時納入考量，發現風險與報酬間的抵換關係為正向。

在進行研究之前，需先確定誰來扮演全球市場的角色，美國為世界金融中心，大部分早期文獻的實證結果皆顯示美國在國際股市中扮演著領導者的角色。Eun & Shin(1989)運用向量自我迴歸模型(Vector Autoregression, VAR)探討美國、加拿大、英國、法國、德國、日本、澳大利亞、瑞士與香港等九個國家股市之間的互動關係，研究指出美國股市的變動會迅速且明確地傳遞到世界其他市場，反映美國在世界經濟主導地位。Fisher & Palasvirta(1990)也對 23 個國家股市之間進行相關性的研究，實證結果顯示美國股市相較於其他國家，更明顯地居於領先的位置。因此本研究將美國股票市場作為全球股市的代理，研究台灣，韓國股市分別與全球股市的關聯性。另外，一個國家的股市同時也會受到各國自己其他內部非經濟的因素所影響，李毓洵(1990)以多元時間序列模型分析美國、台灣、日本、韓國及香港五國股市間的動態關係，樣本期間為 1983 年至 1989 年，實證結果發現台灣、日本及韓國三國的股價指數並未受美國股市前一期的影響，原因為各國國家內的市場因素影響力大於國際因素。Cheung & Mark(1992)、簡士煌(2005)也都發現各國會受到國內因素影響如金融政策管制，因而與國際間的連動相關性下降。於是本研究也將分析到底為全球市場風險對國家的股票報酬影響較大，亦或是個別國家風險，例如：政治因素，軍事因素等，對於國家的股票報酬影響較大。其中，選定之對比研究國家為韓國的原因在於，韓國的經濟發展模式與台灣較為相似，同為亞洲四小龍，在國際市場上是台灣強勁的貿易對手，且台灣與韓國出口至美國的產品結構相當雷同，值得一提的是韓國在經歷 1997 年的亞洲金融風暴後，如今已經脫胎換骨，其科技產業三星當時還是瀕臨險境的危險企業，才歷經短短幾年股價就呈倍數成長，並且在國際上具有一定的地位，故將韓國納入研究，作為本文重要的探討對象。

從過去文獻實證發現許多經濟、財務時間序列之統計資料皆呈現高狹峰分配(leptokurtic distribution)、厚尾(fat tail)以及具有波動群聚性(volatility clustering)的現象，因此 Engle(1982)提出 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)模型，繼而 Bollerslev(1986)將傳統的 ARCH 模型進一步擴展，建構一個更能捕捉報酬率隱含波動度之 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)模型，由於 GARCH 系列模型為一個固定參數化的隨機過程(stochastic processes)，因此相對容易將模型加以擴充與改良，在 Bollerslev, Chou & Kroner(1992)；Ewing & Malik(2005)以及 Hansen & Lunde(2005)等文獻中認為 GARCH 系列模型成為財務、經濟領域中用來探討報酬率的隱含波動度(implied volatility)最具代表性之計量方法之一。

一個國家的股票報酬率波動持續性可能因為該股票市場受到國內外重大事件(金融或非金融事件)所影響，使短期波動劇烈，因此投資人除了關心其資產持有期間的報酬率大小之外，若能充分了解經濟事件與波動率之間的相關性，並透析事件衝擊會對波動率帶來什麼樣的影響，在投資之前即知道金融資產報酬率隱含波動度未來可能的走向，則較容易掌握股票或其他金融資產價格變動的幅度，進而調整投資組合，提升資金配置效率(allocation efficiency)。

第二節 研究架構與流程

本研究共分為五個部分，分述如下：

第一章 緒論

說明研究背景與動機、研究目的與方法，確立本文所探討的問題與範圍，提出研究架構與流程，為本研究作一概念性敘述。

第二章 理論基礎與文獻探討

說明本研究所使用之理論基礎，且將國內外相關文獻實證中，以相同模型探討風險與報酬係數及市場整合之相關研究，加以整理與比較。

第三章 研究方法

針對所要探討的研究內容選擇適當的研究方法，並說明本研究所使用之計量實證方法，包含單根檢定、常態檢定、序列自我相關檢定及雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)模型設定等。

第四章 實證分析與結果

首先說明本研究所採用的樣本資料、期間及來源，並對選取之資料作一特性及敘述性統計的描述，其次配適模型，並將實證結果作一分析，了解其風險與報酬係數背後的意義，以達到本文的研究目的。

第五章 結論與建議

綜合實證結果，分析歸納出結論，提出可能的解釋，並提供投資人在作趨勢判斷及配適投資組合時的依據，最後對後續研究者提出建議。



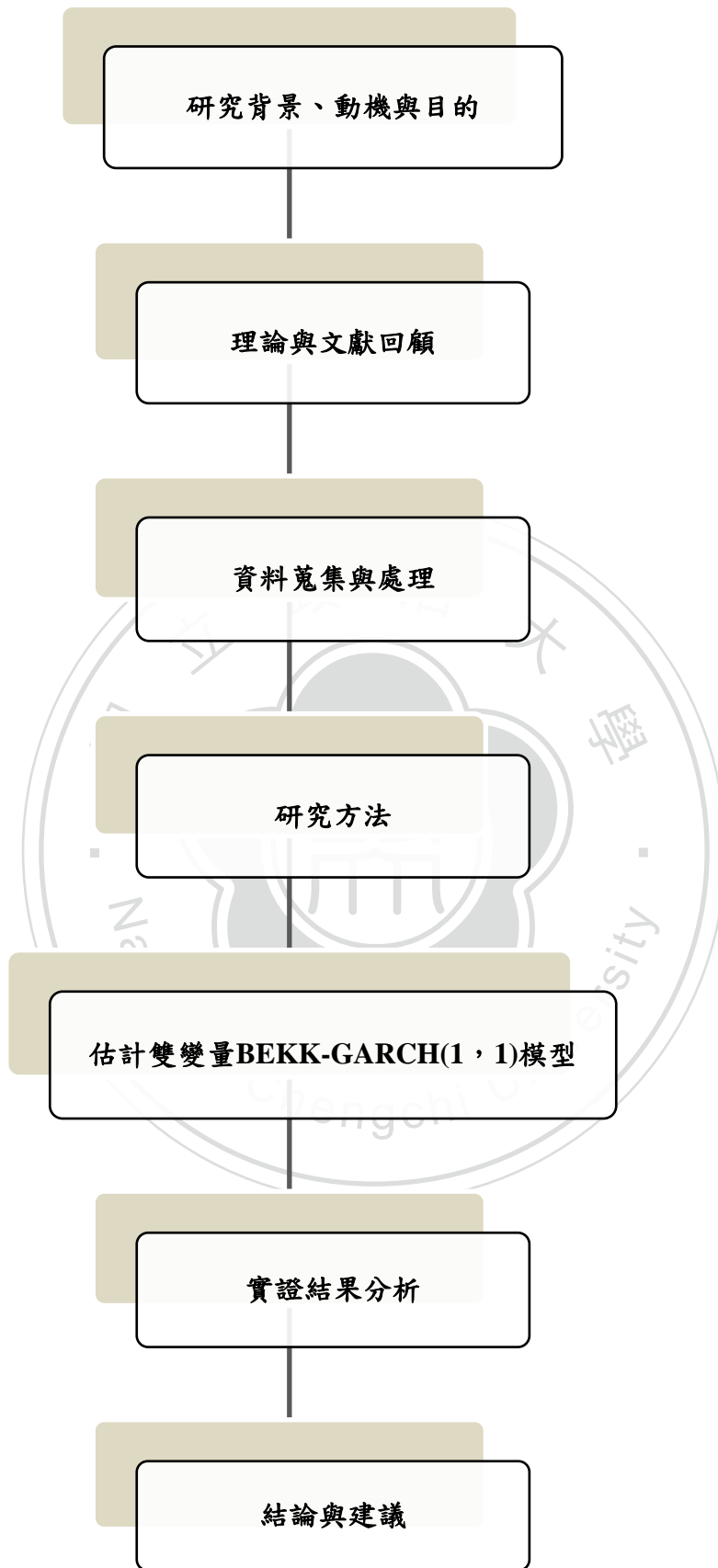


圖 1-1 研究架構流程圖

第二章 理論基礎與文獻回顧

第一節 理論基礎

在一般財務計量模型中最常被引用的資產訂價模型大致上分為兩種，一種為 1960 年代 Sharpe(1964)、Lintner(1965)與 Mossin(1966)以 Markowitz(1952)所提出之投資組合理論為基礎而發展出的資本資產訂價模型(Capital Asset Pricing Model, CAPM)，即在完全競爭市場的假設之下，當證券市場達成均衡時，個別證券的期望報酬與市場系統風險存在線性相關，且市場系統風險為解釋期望報酬的唯一因素，但其理論面與實證面仍有爭議之處。於是 Ross(1976)基於 CAPM 模型中的缺點提出的多因子套利訂價模型(Arbitrage Pricing Model, APT)，認為市場若有效率，則無風險套利的機會不可能持續存在，且股票的期望報酬率受系統內共同因子¹所決定，不單單只有受系統風險的影響，而本研究採用前者。

傳統的 CAPM 模型只假設投資人考慮一期之下，來預期資產的正常報酬，忽略投資期間的變化，但由於實際上投資人在作投資組合的決策時，理當會衡量未來的消費及投資機會以作出最適決策，因此以跨期模型來描述資產訂價問題較為恰當，當然，跨期的消費和投資組合選擇的問題為非線性的設定，也較難推導，為了解決此問題，Merton(1973)提出了一個考慮多期以及連續時間的投資組合資產訂價理論，跨期性 CAPM 可以說是傳統靜態 CAPM 的概化模型，在均衡條件下，投資者持有資產的報酬是該資產的期望報酬率。期望報酬包括了系統風險的報酬以及總合投資機會集合中不確定變動的風險報酬，即非系統風險，投資人在多期的模型中，資產在不同日期及狀態下都會有相異的價格，因此，由於資產報

¹ Chen, Roll & Ross(1986)利用多因子訂價模型，檢測可以視為股票市場中共同因子的總體經濟變數，結果顯示長短期政府公債到期收益率、未預期通貨膨脹率、預期通貨膨脹變動率、違約風險貼水、工業生產指數成長率皆可作為解釋股票報酬的基本因素。

酬的變化屬於動態性質，Merton 將 CAPM 延伸為跨期資產訂價模型(Intertemporal CAPM)，特別針對 CAPM 模型中的單期模式及平均-變異效率(mean-variance efficiency)假設提出修正。投資人開始會接收新的投資訊息，並藉由他們對於投資機會(包括各類資產組合報酬率及條件變異數)的預期，不斷修正投資組合的配置。

本文使用 Merton(1973)所提出之 ICAPM(Intertemporal Capital Asset Pricing Model) 來作風險報酬抵換關係的估計，此模型最常被當作財務計量模型所使用的資本資產定價方式。本文首先先估計台灣、韓國及全球股票市場之股票超額報酬率，估計出個別國家與全球市場之間的共變異數之後，再利用此共變異數之係數當作全球股票市場投資組合的風險價格，進行研究分析。

第二節 文獻回顧

本文以跨期資產訂價模型(Intertemporal Capital Asset Pricing Model, ICAPM)為基礎貫穿全文，此章節主要將過去國內外文獻作一統整，分作兩小節，第一節為探討個別國家股票市場與全球股票市場間區域的整合關係，第二節探討風險與報酬之抵換關係。

1. 股票市場間之整合關係

Sharpe 等人(1964)的 CAPM 模型確立了資產報酬與風險的基本關係，資產的超額報酬是由資產報酬與市場報酬之共變異數所決定，在此模型下之資產訂價為靜態模式，投資者對於消費與資產組合是單期的決定，考慮一期的決策及變異數不隨時間改變的設定，但此設定並不符合實際情況，於是之後的學者將時間因素納入模型，將模型逐漸演化成跨期性的資產訂價模型。

而對於時間序列資料，傳統的計量經濟學假定其變異數齊一，Engle(1982)在研究英國通貨膨脹率時，發現到通膨率的變異狀況會隨著時間經過而變化，並

非固定常數，因此 Engle 提出了自我相關條件異質變異模型 (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH)解決了殘差項的平方具有自我相關且異質變異數的問題，Engel 將條件變異數會隨著時間變動而改變的現象納入考慮，其模型設定的主要目的，在於為了使時間序列資料之異質變異數的特性確實的表現在模型中。之後的學者 Bollerslev(1986)保留了 Engle(1982)之 ARCH 模型移動平均的部分，並將落後期數的條件變異數加入 ARCH 模型，擴充為一般化 GARCH 模型(Generanlized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)。

Bollerslev et al.(1988)利用多變量非均齊條件變異數模型(Multivariate Generanlized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, MGARCH)估計美國 1959 年至 1984 年債券、股票之條件變異數，實證結果發現當風險改變時，預期報酬也會因此而改變，亦即在 CAPM 模型中，市場上的系統風險值 β 會隨著時間而變化，於是他提出 ARCH-in-mean(ARCH-M)模型，將條件變異數放入預期報酬中，探討其影響。而 Chou(1988)進一步也將 GARCH 模型中的條件平均式條件變異，把 GARCH 模型改寫為 GARCH-in-mean(GARCH-M)，此模型也在之後對資產報酬率與風險的研究上被廣泛地應用。本節針對以跨期資產訂價模型為理論基礎，多變量 GARCH 家族模型為估計方法之國內外文獻，一一作整理及探討，討論在過去文獻當中，股票市場的區隔及整合關係。

在國外的文獻當中，Cheung & Lee(1993)研究韓國股票市場與北美市場、世界股票市場及太平洋市場間之整合關係，樣本期間為 1982 年至 1989 年。實證結果發現，韓國只受到韓國自己本國的因素所影響，並不受其他股票市場的影響。造成韓國股市與其他地區股市低度整合的因素，可能與韓國 1992 年之前對國內投資及外資投資韓國多有限制且資本流動受限有關係。Hardouvelis et al.(2006)則以歐盟國家為研究對象，研究其貨幣聯盟及股票市場的整合，提出兩階段的方式，以多變量 GARCH-in-Mean 估計 ICAPM 模型，首先先利用多變量 GARCH 估計出模型中共同的參數，再來將這些參數代入，探討歐盟與其他工業國家之整合情

形，實證結果顯示出拉丁美洲致力在市場自由化前不拒絕市場為完全整合的虛無假設，但阿根廷、巴西與墨西哥等拉丁美洲國家，以及印度、馬來西亞、韓國與泰國等亞洲國家在自由化前則顯示出拒絕市場為完全整合之假設，代表開放前後這些國家之市場為整合，可能的原因為市場具有區隔性。Tai(2007)探討亞洲新興股票市場在自由化後是否為世界股票市場的一份子，在購買力平價未成立的條件下，以動態完全參數型資產訂價模型，採用多變量 GARCH-M 模型估計參數。實證結果顯示出，六個亞洲新興國家(印度、韓國、馬來西亞、菲律賓、台灣及泰國)對外國之持股限制取消之後，除了菲律賓具有區隔性外，其他五國皆已有整合現象，亦即國家間會相互影響及整合。

在國內的文獻當中，周賓鳳，周行一，史綱(2002)以 CAPM 模型為架構，研究 1985 年至 1996 年期間亞洲新興股市與開發國家股市的整合關係。實證結果顯示出在考量亞洲新興市場後，世界資本市場並不存在整合的關係，而導致此結果的原因可部分歸諸於亞洲新興市場在 1980 年代的匯率風險，然而，在考慮匯率風險過後，研究發現亞洲新興股市卻在 1991 年後變得與世界存在整合關係。李家如(2007)利用 Hardouvelis et al.(2006)所提出的兩階段方式以多變量 GARCH-in-Mean 估計 ICPAM 模型，以拉丁美洲及亞洲共八個國家作為研究對象，樣本期間採自 1988 年 7 月至 2006 年 10 月。實證結果顯示智利在市場自由化前無拒絕市場為完全整合的虛無假設，阿根廷、巴西及墨西哥等拉丁美洲國家，以及亞洲的印尼、馬來西亞、韓國、泰國在自由化前則拒絕市場為完全整合之假設，顯示開放前後這些國家之市場並未整合，可能是市場具有區隔性。

2. 風險與報酬間之抵換關係

風險與報酬之間關係密切，從投資的觀點來看，不論是市場或股票報酬波動性的掌握與了解可以讓投資人對於所關心的報酬有更明確的體認。Poterba & Summers(1986)與 French et al.(1987)指出資產報酬率與其風險之間存在正向關係，

亦即當股票市場的波動增加時，投資人自然會要求報酬隨之增加；Glosten et al.(1993)提出在高風險期間，且在投資人認為自己能夠承擔某種特定風險時，這些投資人可能不會要求太高的風險溢酬，也就是若投資者處於報酬波動性較強且持續增加的期間內，他們可能會希望投資多一點，導致他們對股票的需求雖然為增加的情況，但對所要求的風險溢酬卻降低；DeLong et al.(1990)則提出說明，若投資者並非完全理性，對期望報酬無法做出正確的認知，沒有對較高的風險要求高風險溢酬，也會造成報酬與風險的抵換關係呈現負向的結果。綜合以上所述，由過去的實證研究中，報酬與風險之抵換關係時常出現矛盾結果。Guo & Whitelaw(2005)認為金融市場上風險與預期報酬之間的抵換關係之所以在學術界上有許多異議的原因，在於資產的預期報酬與期條件變異數無法直接由資料中取得，需使用不同的模型例如 GARCH 模型或 GARCH-M(GARCH-in-mean)模型等，因此實證的結果就會受限於模型的假設，造成關聯性不一致的情況發生。而 Brandt & Wang(2006)則認為造成過去文獻對於風險與報酬間的抵換關係結果有所不同的原因在於不同實證方法的限制假設，其中一個假設為，假設風險與報酬之關係為固定，但此與現實不符合；另一種為使用時間序列之市場報酬估計其風險與報酬之抵換關係時，條件化動差無法直接觀察，需先假設估計條件化動差。在國外已有相當多的文獻探討金融市場上報酬與風險的抵換關係，而在國內對此方面探討的文獻較為稀少。本章節以國內外文獻作為區分，依時間順序整理出相關文獻。

在國外的文獻當中，French, Kenneth, Schwert & Stambaugh (1987)提出移動視窗(Rolling window)法，以美國為研究對象，French et al.蒐集了 1928 年至 1984 年的股票市場資料，取移動平均後，以此來預測未來的月報酬率變異數。實證結果顯示，雖然將移動視窗法估計的參數加入跨期資本資產訂價模型來檢驗可得到風險和報酬有正向的關聯性結果，但卻較為不顯著。同時間 French et al.(1987)也用 GARCH-M(GARCH-in-mean)模型來分析風險與報酬之間的關係，結果亦相

同。同樣以美國為研究對象的還有 Campbell(1987)，作者以美國股票交易市場之報酬為研究資料，樣本期間從 1959 年 2 月至 1983 年 11 月，實證結果發現股票報酬與其變異數呈現負相關。Campbell 認為當總體經濟環境產生變化時，應將此變化納入模型中的期望報酬共同考量。Baillie & DeGennaro(1990)利用 GARCH-M(GARCH-in-mean)模型，研究美國股市交易資料，探討股票市場的投資組合平均報酬與其條件變異數之間的關係，分別檢驗日頻率資料跟月頻率資料，實證結果顯示出平均報酬與其條件變異數之間的關聯性為正向關係，但為不顯著，因此他們提出投資人應考慮其他因子來取代投資組合的條件變異數以作為風險之替代變數。Scruggs(1998)以 Merton(1973)的跨期資本資產訂價模型(ICAPM)為架構，用市場超額報酬與長期政府公債的超額報酬建構條件雙因子模型，取代過去文獻常用的條件單因子模型，利用 EGARCH 模型估計資產報酬條件變異數。在條件二因子模型中，市場超額報酬是由兩個重要因素決定：一為條件市場變異數，亦即市場風險；二為市場報酬和描述經濟投資機會的變數之間的共變異數，其中以長期政府公債為狀態變數以描述投資機會集合的改變，實證結果顯示此模型優於條件單因子模型，並得到市場超額報酬和條件市場變異數為顯著正相關的結論。C. Lundblad(2004)利用 GARCH-M(GARCH-in-mean)等 GARCH 系列模型，探討美國股票市場從 1836 年至 2003 年的月超額報酬，發現在跨期資本資產訂價模式(ICAPM)的實證分析上，結果顯示美國股票市場超額報酬與風險之抵換關係為顯著的正相關。而 Ghysels, Santa-Clara & Valkanov(2005)利用每日報酬平方資料 (Mixed data sampling, MIDAS)所估計出的報酬條件變異數來預測未來風險，Ghysels et al.(2005)認為在連續時間的投資組合與資產訂價模型下，每日報酬平方資料 (Mixed Data Sampling, MIDAS)方法比移動視窗(Rolling Window)或 GARCH-M 有較強的解釋力。實證結果發現風險和報酬之間有顯著的正向相關。

此外，從過去的研究裡也可以發現較有趣的結論，例如:Brandt & Kang(2004)利用向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model, VAR)，建立股票預期報酬與

其波動度，以不仰賴外生變數的方法研究同期及跨期之預期報酬與風險關係，實證結果發現，在同一時期裡，預期報酬與風險為負向相關；而在跨期時則為相反，為正向相關，並發現預期報酬和風險會隨著景氣循環而變化，當景氣蕭條時，風險上升，預期報酬也會增加。

最近一篇國外文獻當中，Nam & Krausz(2008)提出過去對於風險與報酬抵換關係正負不一致的結果的原因，作者認為其原因在於忽略未預料波動的衝擊(unexpected volatility shock)，亦即忽略重要解釋變數所帶來的誤差，因而產生風險與報酬為負向的抵換關係。Nam 認為預期的市場風險貼水不只會受到可預料到的市場波動影響，也會受到未預料到波動改變的影響，Nam 使用不對稱非線性平滑轉換 GARCH 模型(Asymmetric Nonlinear Smooth Transition GARCH, ANST-GARCH)來捕捉變異數的槓桿效應，再考慮未預期波動衝擊對理性投資人的影響之後，實證結果即顯示風險與報酬跨期間的抵換關係恆為正向相關。

在國內的文獻當中，卓泰佑(2009)採用實現變幅(Realized Range)與實現變異(Realized Variance)，以及 GARCH 模型等方法，對美國 S&P500 與 NASDAQ-100 指數期貨進行報酬與風險間抵換關係之探討。實證結果顯示，S&P500 之報酬與風險之間存在顯著的正向關係，但此關係在 NASDAQ-100 指數無法找到。另外作者亦利用分量迴歸方法來探討相同研究對象之抵換關係，發現美國股票市場之報酬與風險間的關係在左尾為負向關係，右尾為正向關係，且兩者效果相當，報酬與風險左右尾關係呈現對稱，此結果可對過去研究報酬與風險關係之不顯著結果或負向關係提出合理的解釋。吳顏潔(2011)利用 GARCH-M 模型，以台灣銀行業股票報酬率為研究對象，樣本期間為 2002 年 8 月 21 日至 2010 年 9 月 30 日，探討金融海嘯前後匯率波動所帶來的風險與股票報酬率之間的關係。實證結果發現，台灣的銀行業在面臨事件衝擊時，風險與股價報酬之間的抵換關係為正向顯著關係，亦即與高報酬伴隨高風險的概念相符。同樣發現風險與報酬存在正向抵換關係的還有朱家慧(2011)，作者採用移動式窗法研究美國股票市場風險與超額

報酬之間的關係，樣本期間為 2004 年至 2010 年，實證結果顯示出，美國股票市場風險與超額報酬之間存在正向抵換關係，但已實現波動卻有不同的結果，過短或過長天期之已實現波動對於報酬不具解釋能力，唯有 30 天，60 天及 90 天期之已實現波動與超額報酬間呈現正向相關。此研究由於樣本期間跨越金融風暴，故亦考量金融海嘯過後對於股票市場的影響，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。



第三章 研究方法

本章節介紹實證模型之設定。共分為七小節介紹，第一節為常態檢定，第二節為單根檢定(ADF 檢定介紹)，第三節為自我相關檢定(序列異質性檢定)，第四節為 ARCH 模型介紹，第五節為單變量 GARCH 模型介紹，第六節為雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)模型介紹，最後一節為跨期性資產訂價模型之風險報酬係數介紹。

第一節 常態檢定

Jarque-Bera 檢定量(常態檢定):

此檢定量用來檢定時間數列資料是否符合常態分配, Jarque-Bera 檢定量簡稱 JB 統計量, 主要針對所估計模型的殘差項進行統計檢定, 確定是否符合常態分配, 因此又稱作常態性檢定(normality test)。其 JB 統計量的計算式則為:

$$JB = \frac{T-N}{6} \left[S^2 + \frac{1}{4}(K-3) \right] \quad (3.1)$$

在使用 JB 統計量之前, 必須先計算出迴歸之殘差的偏態係數(skewness)及峰態係數(kurtosis)。其假設檢定如下:

H_0 :被檢定之變數為常態分配

H_1 :被檢定之變數不為常態分配

在選定的顯著水準下, 若 JB 檢定的結果為無法拒絕虛無假設, 則該變數比較可能符合常態分配; 反之, 則該變數不符合常態分配。

第二節 單根檢定

單根檢定的作用為判別一時間序列資料是否為定態²，避免變數之間出「假性迴歸(spurious regression)³」的問題，由於一般實證模型都必須在定態序列資料下進行，因此單根檢定為所有實證研究進行前不可或缺的步驟。因此如果時間序列為非定態，我們就必須以差分來使其為常態；若經由一階差分而成為定態，則稱為有一個單根，時間序列的整合階次為 1，通常記為 $x_t \sim I(1)$ ，若需經過 N 次差分才可使其成為定態，則稱時間序列的整合階次為 N，記為 $x_t \sim I(N)$ 。Dickey-Fuller(1981)提出 DF 檢定法中，假設殘差項 ε_t 為白噪音，但事實上迴歸的殘差項通常存在顯著的自我相關，因此結果備受質疑。Said & Dickey(1984)提出修正後之 ADF 檢定，其方法為在模型中加入被解釋變數的落後項，以除去殘差項序列相關所產生的問題。本研究將以 ADF 檢定法檢定變數是否為常態，而 ADF 檢定法有三種模式，分別為無截距無時間趨勢、有截距無時間趨勢以及有截距有時間趨勢。其模型假設說明如下：

模型一：標準模式-無截距、無趨勢項的隨機漫步(random walk)

$$\Delta R_t = \beta R_{t-1} + \sum_{i=2}^P \gamma_i \Delta R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

² 所謂定態的意義是指長期趨勢下成恆常均值，對於所有的衝擊事件的影響指為短暫，數列的變異數不會隨著時間改變而變動，波動速度也較穩定。倘若一時間數列沒有呈現定態時，則會出現隨機漫步或者趨近於正負無限大的情形。

³ 所謂的假性迴歸，即是用迴歸方法檢定或估計實證模型時，若所採用的時間序列資料變數不是定態，則迴歸結果很有可能讓原本沒有因果關係的變數，出現假的因果關係，也就是出現迴歸係數顯著異於零，且判定係數也很高的現象，在此情況下，迴歸的結果常導致研究的結論發生重大的偏誤。

模型二:截距模式-有截距項、無趨勢項的隨機漫步(random walk with drift)

$$\Delta R_t = \alpha + \beta R_{t-1} + \sum_{i=2}^P \gamma_i \Delta R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

模型三: 截距與趨勢模式-含截距項、趨勢項的隨機漫步(random walk with drift and draft)

$$\Delta R_t = \alpha + \delta_t + \beta R_{t-1} + \sum_{i=2}^P \gamma_i \Delta R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

上述三式分別為 ADF 檢定法中的三種模式。其中， Δ 為原始資料之一階差分， α 為常數項， δ 為時間趨勢項， β 為自我迴歸係數， γ 為最適落後期數， γ_i 為相對之 ΔR_{t-i} 係數，且 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。

ADF 的假設檢定為:

H_0 :表此時間數列存在單根現象(即此一數列呈現非定態現象)

H_1 :表此時間數列不存在單根現象(即此一數列呈現定態現象)

當 ADF 檢定拒絕虛無假設時，表示此時間序列為定態；反之，若不拒絕虛無假設則為非定態，即存在單根性質，須進一步經過適當地差分才適用於迴歸分析及統計檢定。

第三節 自我相關檢定

Ljung-Box Q 統計量(自我相關檢定):

在傳統的時間序列模型中，有著誤差項必須服從白噪音過程的假設，也就是資料無序列相關。而檢定數列是否存在自我相關和異質性有以下兩種方法，一種為 Box-Pierce 檢定，另一種為改進 Box-Pierce 檢定之檢定統計量以適用於小樣本的之情形所發展出的 Ljung-Box 檢定(1978)，現今皆多以此作為序列相關檢定方法，本文亦採用後者來進行 ARCH 效果檢定，確定股票超額報酬波動是否存在異質變異數，若殘差變異數列 ε_t 的變異數具有 ARCH 效果，則可進行配適 GARCH 模型。其 Q 檢定的計算式則為：

$$Q(p) = \frac{T(T+2) \sum_{i=1}^p \delta(i)^2}{(T-i)} \sim \chi^2(p) \quad (3.5)$$

假設檢定為：

H_0 : 此序列資料不存在序列相關(無 ARCH 效果)

H_1 : 此序列資料存在序列相關(有 ARCH 效果)

若 Ljung-Box 變數序列 Q 統計量顯著拒絕虛無假設，則表示此序列具有顯著自我相關，各期間的波動性並不相等，會隨時間變動，亦即此序列具有條件異質變異的現象，若用一般傳統時間序列模型進行估計將會造成偏誤，所以必須使用可以處理異質變異特性的時間序列模型來進行估計。

第四節 ARCH 模型

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。由於一般的計量經濟模型皆須在變異數固定的假設下運作，但實證上能有許多財務資料並不符合此假設。Box & Jenkin(1976)提出自我迴歸整合移動平均模型(Autoregressive Integrated Moving Average, ARIMA)，但此模型仍無法處理變數會隨時間經過而改變的情形。因此，在金融資產波動性探討的方面，許多學者便嘗試將金融變數間序列之特性納入模型中加以考量。Engle(1982)針對變異數隨時間改變而改變之現象，提出自我迴歸條件異質變異數(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH)模型，修正傳統迴歸模型變異係數固定之假設，使條件變異數能隨時間而變動，實證發現此種模型對於資料之變異數能更為準確的加以預測。因此，由 ARCH 發展的一系列模型，至今仍被廣泛地應用在金融市場中的分析。典型的 ARCH(q)模型可表示如下：

$$R_t = x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3.7)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t), \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0$$

$$i = 1, 2, \dots, q$$

其中，

R_t :股票報酬率之超額報酬

$x_t'\delta$:均數方程式

h_t : R_t 之條件變異數，受到 q 期殘差平方項的影響

Ω_{t-1} :至 $t-1$ 期止所有可用之資訊

$a_t|\Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$:至 $t-1$ 期止所有可用之資訊集合下，殘差項服從平均數為 0，變異數為 h_t 的常態分配

第五節 單變量 GARCH 模型

Engel(1982)提出 ARCH 模型，設定條件變異數為一包含過去誤差值平方項的函數，條件變異數於是可隨著時間而變動，而且能捕捉波動叢聚的特性。Bollerslev(1986)由 ARCH 模型延伸，提出一般化自我迴歸條件異質變異數模型 (Generalized ARCH, GARCH)，將過去的殘差項及變異數間同時納入條件變異數的方程式中，修正了 ARCH 模型過長的線性遞延結構，由於 GARCH 模型除了亦能掌握變異叢聚的特性之外，在參數之設定上比 ARCH 模型有較大之彈性與簡約度，因此能比 ARCH 模型更簡潔且有效地處理條件變異數隨時間變動而變動的情況，目前已被廣泛應用於財務金融與經濟之實證分析。其後的延伸模型中對槓桿效果(leverage effect)加以分析者，有 Glosten, Jaganathan & Runkle(1993)的 TGARCH 模型(Threshold GARCH, TGARCH)及 Nelson(1991)的 EGARCH 模型(Exponential GARCH, EGARCH)等。一般化 GARCH(p, q)模型設定如下:

$$R_t = x_t' \delta + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (3.9)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t), \alpha_0 \geq 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0$$

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j \leq 1, i = 1, 2, \dots, q \text{ 及 } j = 1, 2, \dots, p$$

其中， $\sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$ 為 ARCH 效應， $\sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j}$ 為 GARCH 效應

R_t : 股票報酬率之超額報酬

$x_t' \delta$: 均數方程式

h_t : R_t 之條件變異數，受到 q 期殘差平方項以及過去 p 期異質條件變異數的影響

Ω_{t-1} : 至 $t-1$ 期止所有可用之資訊

$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$: 至 $t-1$ 期止所有可用之資訊集合下，殘差項服從平均數為 0，變異數為 h_t 的常態分配

q : ARCH 效應的階數

p : GARCH 效應的階數

對於 GARCH 模型而言，當 $p=0$ 時，GARCH(p, q) 會縮減為 ARCH(q) 模型，且若所有之 β_j 皆為 0，則一個 GARCH 模型即等於一個 ARCH(q) 模型。當 $p=q=0$ 時， ε_t 則為單純的白噪音(white noise)，模型則恢復成一般迴歸模型。GARCH 模

型將過去的殘差平方項及過去的時納入條件變異數方程式中，目的是為了讓時間序列模型在設定時能夠精簡且更有效率，高階的 ARCH 模型可由低階較易被估計的 GARCH 模型來描述，使其能達到時間序列模型所要求的精簡原則。

第六節 雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)模型

當投資的資產市場不只一個時，不同市場間各種資訊的變化或波動變化會對其他市場造成相互的影響，所以本文在此使用雙變量 GARCH 模型，不僅可以運用於聯繫兩市場的變數，以捕捉那些時而相依的條件變異數及條件變異數之動態過程，更可以有效地計算兩國家股票報酬間的相互關聯，估計不同資產報酬間的動態交互關係。

本文根據實證分析所需，再加上 Bollerslev(1986)、McCurdy & Stengos(1992)、Hsieh(1988,1989)、Baillie & Bollerslev(1989)等學者的研究中皆證明 GARCH(1, 1)模型足以描述條件變異數-共變異數之動態，對經濟與財務之時間序列資料也具有極佳的配適力，能捕捉時間序列資料的特性，另外，在國內的文獻中，李碧純(1998)與江昭政(1999)亦認為亞洲新興國家股市報酬有符合 GARCH(1, 1)的特性，因此本文採用雙變量 GARCH(1, 1)模型進行實證分析。

擴充單變量 GARCH 模型至 N 維多變量 GARCH 模型需估計 N 個平均數、N 個變異數以及 $\frac{N^2 - N}{2}$ 個共變異數。以本文之二維變數為例，平均數方程式若為落後一期，則殘差可寫成矩陣形式如下：

$$\varepsilon_{t-1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{bmatrix}$$

而在時間 t 的條件共變異數矩陣可以寫成：

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} & \bullet \\ h_{12,t} & h_{22,t} \end{bmatrix}$$

條件變異數及共變異數方程式為：

$$h_{11,t} = c_{11} + a_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}h_{11,t-1} \quad (3.10)$$

$$h_{22,t} = c_{22} + a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}h_{22,t-1} \quad (3.11)$$

$$h_{12,t} = c_{12} + a_{12}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{12}h_{12,t-1} \quad (3.12)$$

用矩陣來表示的話可以寫成：

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

或以矩陣符號形式表示為：

$$H_t = C + A \otimes \varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}' + B \otimes H_{t-1}$$

其中 A 為 ARCH 係數矩陣， B 為 GARCH 係數矩陣， C 為常數矩陣。

然而，雙變量 GARCH(1,1)對角化模型中， H_t 必須符合正定(positive definite)，在實證分析上，則以人為的方式予以設定。Engle & Kroner(1995)針對對角 VEC 模型⁴中 H_t 難以保持正定的問題提出解決方案，設定模型中的變異數只受本身落後期誤差項平方及前一期變異數所影響，而共變異數只受本身落後期誤差項交叉項及前一期共變異數所影響，BEKK 多變量 GARCH 模型⁵除了能夠確保不同資產報酬間的條件變異數矩陣為一正定矩陣，並能夠有效地減少計算上的複雜性及所需估計的參數個數之外，尚可允許條件相關係數(conditional correlation)隨時間變動而變動。

首先本文先對平均數方程式作適當的配適，而對於模型的選模考量，本文以 AR(p)為基礎模型設定，考慮各國家股票市場超額報酬自我相關落後期的影響。模型的平均數方程式表示為：

$$R_{i,t} = c_0^i + \sum_{n=1}^p a_n^i R_{i,t-n} + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1,2 \quad (3.13)$$

$$R_{m,t} = c_0^m + \sum_{l=1}^q b_l^m R_{m,t-l} + \varepsilon_{m,t} \quad (3.14)$$

其中，

$R_{i,t}$ 表示各國家股票市場之超額報酬率， $i=1$ 為台灣， 2 為韓國

$R_{m,t}$ 表示全球股票市場之超額報酬率

⁴ 對角 VEC 模型為 Bollerslev(1988)為了簡化多變量 GARCH(p, q)模型中的參數個數所提出之模型。

⁵ BEKK 模型，又稱為正定對角 VEC 模型，原始來源文獻是由 Baba, Engle, Kraft, and Kroner(1989) 四人所和住的一篇未發表論文(working paper)；後來該文章正式發表時，作者雖然只剩 Engle 與 Kroner(1995)兩人，但習慣上仍被稱為 BEKK 模型。

c_0^i, a_n^i, b_i^i 為第*i*國家之待估參數係數，*i*=1為台灣，2為韓國

c_0^m, a_n^m, b_i^m 為全球市場投資組合之待估參數係數

$\varepsilon_{i,t-1}$ 與 $\varepsilon_{m,t-1}$ 分別為各國家股票市場與全球股票市場之殘差項

BEKK 模型之矩陣建構如下：

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'A + B'H_{t-1}B$$

其中 C、A 及 B 皆為 N x N 矩陣，且 C 為一上三角矩陣(upper triangular matrix)，

A 為 ARCH 係數矩陣，B 為 GARCH 係數矩陣。

雙變量 BEKK 共變異數矩陣設定為：

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

$h_{11,t}$ 、 $h_{12,t}$ 與 $h_{22,t}$ 亦可整理如下：

$$\begin{aligned}
h_{11,t} &= c_{11}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{21}h_{12,t-1} + b_{21}^2 h_{22,t-1} \\
h_{22,t} &= c_{12}^2 + c_{22}^2 + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{1,t}\varepsilon_{2,t-1} + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{12}^2 h_{11,t-1} + 2b_{11}b_{22}h_{12,t-1} + b_{22}^2 h_{22,t-1} \\
h_{12,t} &= c_{12}c_{11} + a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{21}a_{12} + a_{11}a_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + a_{21}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}b_{12}h_{11,t-1} \\
&\quad + (b_{21}b_{12} + b_{11}b_{22})h_{12,t-1} + b_{11}b_{12}h_{22,t-1}
\end{aligned}
\tag{3.15}$$

其中，

c_{ij} 為常數項

a_{ii} 為各國受到自身過去的衝擊(shock)的影響

b_{ii} 為各國受到自身過去的波動(volatility)的影響

a_{ij} 為衝擊外溢效果(shock spillover effect)，即 i 國股票市場當期之未預期的衝擊會影響下一期 j 國股票市場報酬波動

b_{ij} 為波動外溢效果(volatility spillover effect)，即 i 國股票市場當期報酬波動會影響下一期 j 國股票市場報酬波動

由(3.15)當中，可知在條件變異數方程式中，需要估計的參數個數總共有 11 個，為了要簡化進行實證分析時的參數個數，本研究將採 T.G. Bali & L. Wu(2010) 所使用之簡化過後的雙變量對角 BEKK-GARCH(1, 1)模型，其表示如下：

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

可將 $h_{11,t}$ 、 $h_{12,t}$ 與 $h_{22,t}$ 展開如下：

$$h_{11,t} = c_{11}^2 + c_{12}^2 + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{11}^2 h_{11,t-1} \quad (3.16)$$

$$h_{12,t} = h_{21,t} = c_{11}c_{12} + c_{12}c_{22} + a_{11}a_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + b_{11}b_{22}h_{12,t-1} \quad (3.17)$$

$$h_{22,t} = c_{12}^2 + c_{22}^2 + a_{22}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{22}^2 h_{22,t-1} \quad (3.18)$$

其中，

c_{ij} 為常數項

a_{ii} 為前一期非預期衝擊(shock)之估計係數

b_{ii} 為前一期條件波動對當期條件波動(volatility)的估計係數

關於雙變量 GARCH 模型之估計，本文利用最大概似估計法(QMLE)求算估計值及相對應之變異數估計值，另外，傳統上假定殘差項為常態分配，但是實務上之金融變數的時間序列大多非為常態分配，且實證發現其分配有厚尾現象。所以 Bollerslev 在 1987 年開始改採殘差項為 T 分配來進行估計。

雙變量 T 分配之機率密度函數為：

$$f(\varepsilon_t | F_{t-1}) = \frac{\Gamma((\nu+2)/2)}{\pi(\nu-2)\Gamma(\nu/2)} + |\Sigma_t|^{-1/2} \left(1 + \frac{\varepsilon_t^T \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t}{\nu-2} \right)^{-(\nu+2)/2} \quad (3.19)$$

其中， F_{t-1} 代表的是第 t-1 期的過濾項， $\Gamma(\bullet)$ 為 Gamma 函數， ν 為自由度。

最大概似函數可定義如下：

$$L(\Theta) = -\frac{1}{2} \sum \left[2 \ln \frac{\pi(\nu-2)\Gamma(\nu/2)}{\Gamma((\nu+2)/2)} + \ln |\Sigma_t| + (\nu+2) \ln \left(1 + \frac{\varepsilon_t^T \Sigma_t^{-1} \varepsilon_t}{\nu-2} \right) \right] \quad (3.20)$$

其中， Θ 為(3.13)至(3.14)及(3.16)至(3.18)等五式參數之向量

BEKK 模型的優點在於其能克服條件變異數矩陣正定的問題，而且需要估計的參數較少，因此本研究將採用簡化過後的雙變量對角 BEKK-GARCH(1, 1)對台灣，韓國及全球之股票市場進行實證分析，針對個別國家風險與全球市場風險的風險報酬係數進行關聯性討論，以及驗證全球財務市場的整合，最後再將匯率因素納入模型中共同考量，衡量匯率風險帶來的影響。

第七節 跨期性資產訂價模型

由於本文首要探討的是風險與報酬間的關係，因此我們使用雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)模型之條件共變異數項， $\sigma_{im,t}$ ，當作全球市場風險係數的估計。Merton(1973)所提出之 ICAPM 模型(Intertemporal Capital Asset Pricing Model)最常被使用當作資本資產訂價方式，本研究亦使用此模型來作風險報酬抵換關係的估計。本文首先先估計台灣、韓國及全球股票市場之股票超額報酬率及個別國家與全球市場之間的共變異數，利用此共變異數之係數當作全球股票市場投資組合的風險價格。由 Sharpe(1964)提出的 CAPM 模型可知：

$$E(r_i) = \beta \cdot E(r_m), \quad \beta = \frac{Cov(r_i, r_m)}{Var(r_m)} \quad (3.21)$$

其中，

r_i : 國家 i 的股票市場超額報酬率， $i=1$ 為台灣， 2 為韓國

r_m : 全球股票市場之超額報酬率

$Cov(r_i, r_m)$: 個別國家股票超額報酬與全球市場股票超額報酬之共變異數

$Var(r_m)$: 全球市場股票超額報酬率之變異數

故可將(3.21)改寫為:

$$E(r_i) = \frac{Cov(r_i, r_m)}{Var(r_m)} \cdot E(r_m) \quad (3.22)$$

再將(3.22)進一步調整:

$$E(r_i) = \frac{E(r_m)}{Var(r_m)} \cdot Cov(r_i, r_m) = \frac{E(r_m)}{Var(r_m)} \cdot \sigma_{im} \quad (3.23)$$

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

最後得出:

$$E(r_i) = A_i \cdot \sigma_{im} \quad (3.24)$$

確立期望超額報酬會受到全球市場風險的影響之後，考量到此 CAPM 模型為單期的模型，其所衡量的資產風險價格只針對某一特定期間，且設定係數不隨時間變動而變動，本研究參考 T.G. Bali & L. Wu(2010)，將其模型擴展為國際以及跨期的考量，其模型設定如下：

$$R_{i,t} = c_i + A_i \sigma_{im,t} + e_t \quad (3.25)$$

其中 $R_{i,t}$ 為各國之股票市場超額報酬率， A_i 為全球市場風險之報酬與風險係數，亦即風險價格。

除此之外，本文亦與過去文獻相同，將個別國家風險納入考量，亦即一個國家內部的政治，經濟甚至軍事等因素也會對股票市場的超額報酬率帶來影響。

$$R_{k,t} = a + bR_{m,t} + E_{k,t} \quad (3.26)$$

我們將台灣及南韓的股價指數分別以自己國家之幣別計算，利用迴歸估計各國家在全球市場風險的影響之下，取出全球市場風險不能解釋的部分，換句話說，我們將取出之殘差與各國家股市的超額報酬以相同的雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)的模型進行估計，其共變異數即為個別國家股市風險，標示為 $\omega_{ik,t}$ 。以方程式來表示股市之超額報酬率受個別國家風險的影響如下：

$$R_{i,t} = c_i + B_i \omega_{ik,t} + e_k \quad (3.27)$$

其中， B_i 為個別國家風險之風險報酬係數

進一步的，我們將前兩部分整合，同時納入兩種會影響股票市場超額報酬的風險因子，比較個別國家風險與全球市場風險對台灣及韓國股市的影響，其方程式呈現如下：

$$R_{i,t} = c_i + A_i \sigma_{im,t} + B_i \omega_{ik,t} + e_t \quad (3.28)$$

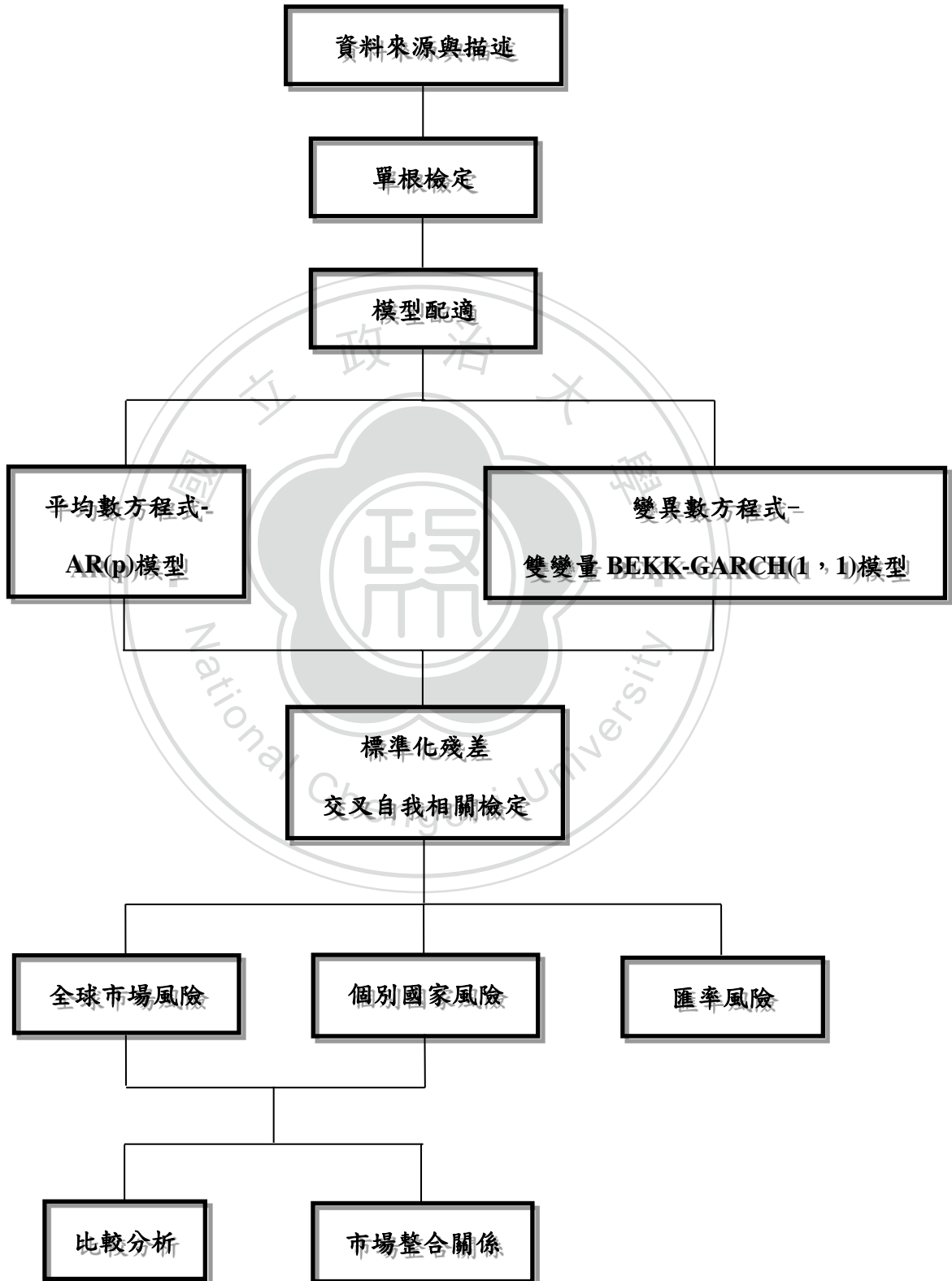
其中， $\sigma_{im,t}$ 為全球市場風險因子， $\omega_{ik,t}$ 為個別國家風險因子。

最後一部分為匯率風險，本文採 T.G. Bali & L. Wu(2010)所使用的研究方法，不將匯率當成額外估計的因子，而是探討在不同國家幣別之下，風險與報酬的抵換關係，藉由此分析得知匯率變動對風險與報酬之抵換關係所造成的影響，並以此提供投資人在進行國際投資時需要注意的資訊。匯率風險之方程式如下：

$$R_{i,t}^k = C_i^k + A_i^k \sigma_{im,t}^k + B_i^k \omega_{ik,t}^k + e_t^k \quad (3.29)$$

其中， $\sigma_{im,t}^k$ 為全球市場風險因子， $\omega_{ik,t}^k$ 為個別國家風險因子， i 為不同國家的標記， k 為不同幣別之下所進行的估計。

第四章 資料分析與實證結果



第一節 資料來源與描述

本文主要研究目的有兩點，一為股票市場的超額報酬⁶與風險間抵換關係並分析個別國家風險與全球市場風險對股市的影響，再者驗證隨著現在全球財務市場的整合，我們不需要建構一個個別國家的投資組合，因為風險與報酬的抵換關係，也就是我們對於風險的定價策略是基於依不同幣別計價而有所不同。研究對象以台灣，韓國及美國為主。樣本期間為 1981 年 1 月至 2008 年 7 月，資料頻率

以月為單位，總共為 331 筆，先計算其股票市場報酬率，即 $r_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \times 100$ ，

其中， $r_{i,t}$ 為第 i 國第 t 期之月股票報酬率， $P_{i,t}$ 與 $P_{i,t-1}$ 為第 i 國第 t 期與第 t-1 期之月股價指數，接著再採用股票市場超額報酬 $R_{i,t}$ 當作研究資料。

加權指數為現今多數市場所使用的計算方式，其方法為賦予每一支股票不同的權數，顯示其在股票市場中不同組成要素的重要性，因此這種方式使股價指數更具有指標性。(附註:影響股票權數的因素包括市價、發行股票總額(資本額)或者已上市的股票總額等等。而採樣的股票，除了全額交割股之外，其他上市股票基本上均列入計算；但是權證、基金、上市可轉換公司債等，理應不屬於計算範圍。)

1. 美國標準普爾 500 指數(Standard & Poor's 500 index, S&P500)代表國際股票市場走勢對台灣股票市場的影響，美國股票市場表現的變動，可能會影響到台灣股票市場同時變動，而美國標準普爾 500 指數報酬率，也是美國股市與台灣股市連動性的代表變數。

⁶ 所謂的超額報酬是指超過無風險利率之報酬，計算方式為股票報酬率減去相對應期間之無風險利率。

2. 台灣發行人加權股價指數(Taiwan Stock Exchange Corporation, TSEC)為台灣證券交易所所編製，以民國 55 年為基期，基期指數設為 100，樣本的蒐集除了特別股與全額交割股之外，其餘所有上市的股票皆包含在內，長久以來跟隨台灣經濟狀況變動，是台灣最熟悉並且具代表性的股票指數。實證資料來源為台灣經濟新報股價資料庫(TEJ)。
3. 南韓綜合股價指數(Korea Composite Stock Price Index, KOSPI)為韓國證券交易所所編製，以 1980 年為基期，基期指數設為 100，為韓國最活躍的交易指標之一。實證資料來源亦為台灣經濟新報股價資料庫(TEJ)。
4. 名目匯率為衡量一國貨幣與另種貨幣的相對價值，即一般在外匯市場所看到的外匯報價，而匯率的改變會影響到國家的股市報酬率。本文以不同的貨幣單位來計算風險報酬係數即是把匯率所帶來的影響納入考量。台幣及韓圓兌美元的名目匯率資料由台灣經濟新報資料庫取得。
5. 無風險利率的部分，在美國通常以國庫券利率作為無風險利率的代理變數，但因為台灣國庫券發行市場規模之小，交易不如美國盛行，若以國庫券利率來衡量無風險利率將會失真，故本研究就台灣而言採用台灣五大行庫一年期存款利率，韓國及美國則分別以南韓三年期公債殖利率，美國三年期公債殖利率作為代理。

表 4-1 研究變數代號

變數	代號
台灣股票市場超額報酬率	$R_{i,t}, i=1$
韓國股票市場超額報酬率	$R_{i,t}, i=2$
全球股票市場超額報酬率	$R_{m,t}$

資料來源:本研究整理

第二節 資料基本分析

表 4-2 各國股票市場超額報酬之敘述統計量

(單位:%)

	$R_{1,t}$	$R_{2,t}$	$R_{m,t}$
觀察資料數量	331	331	331
平均數	1.3176	1.1225	0.7671
中位數	0.5846	0.6936	1.1163
最大值	50.1423	51.1181	14.1553
最小值	-38.9479	-46.8993	-21.8733
標準差	10.6193	9.1871	4.0741
偏態	0.5584	0.4732	-0.5513
峰態	6.4466	8.0684	5.7960
Jarque-Bera	180.4846** (0.0000)	365.5392** (0.0000)	124.2042** (0.0000)
$Q(5)$	2.1131 (0.8333)	2.4369 (0.7861)	7.5867 (0.1812)
$Q(10)$	16.8983 (0.0975)	12.8697 (0.3210)	14.6511 (0.1456)

資料來源:本研究整理

註: 1.超額報酬單位皆為百分比

2.括弧內為P-value

3. $Q(p)$ 為自我相關檢定第1階至第p階皆無自我相關之Ljung-Box Q統計量

4.**代表1%顯著水準下,拒絕虛無假說;*代表5%顯著水準下,拒絕虛無假說

5.Jarque-Bera統計量是針對所檢定之變數進行是否符合常態的檢定,虛無假設為「被檢定的變數為常態分配」

表4-2為台灣，韓國與美國股票指數報酬率之超額報酬的敘述統計結果。在平均數的部分，可發現台灣，韓國與美國的平均超額報酬皆為正值，分別為1.3176，1.1225和0.7671，且標準差分別為10.6193，9.1871和4.0741，即代表投資者投資美國股票的風險較低，投資台灣及韓國的風險較高；超額報酬率最大值與最小值的差距，台灣呈現出極端值差距89.0902，而韓國為98.0174，美國則為36.0286，初步可知樣本期間內，台灣的平均超額報酬較與開發程度大致相同的韓國高，但同時亦擁有較高的波動。

在偏態係數⁷與峰態係數⁸方面，台灣及韓國在估計期間呈現顯著右偏，美國則為左偏；三者皆呈現高峽峰型態以及厚尾的現象。進一步針對三個國家的變數進行Jarque-Bera常態分配檢定，可發現在1%的顯著水準下，都顯示拒絕常態分配的假設。另外在Ljung-Box Q檢定統計量中指出，自我相關檢定第1階至第5階及第1階至第10階皆無自我相關，各股價指數之超額報酬率皆存在顯著線性跨時相依，表示各國的資料均存在ARCH效果，因此支持本研究使用GARCH模型。

⁷ 偏態係數為三階主要動差，主要為衡量一群數值資料或某一次數分配之偏斜情況，若係數大於0時，為右偏分配；等於0時，為對稱分配；小於0時，為左偏分配。

⁸ 峰態係數為四階主要動差，主要為衡量一群數值資料或某一次數分配之高峰形狀，若係數大於3時，為高峽峰分配；等於3時，為常態峰分配；小於3時，為低闊峰分配。

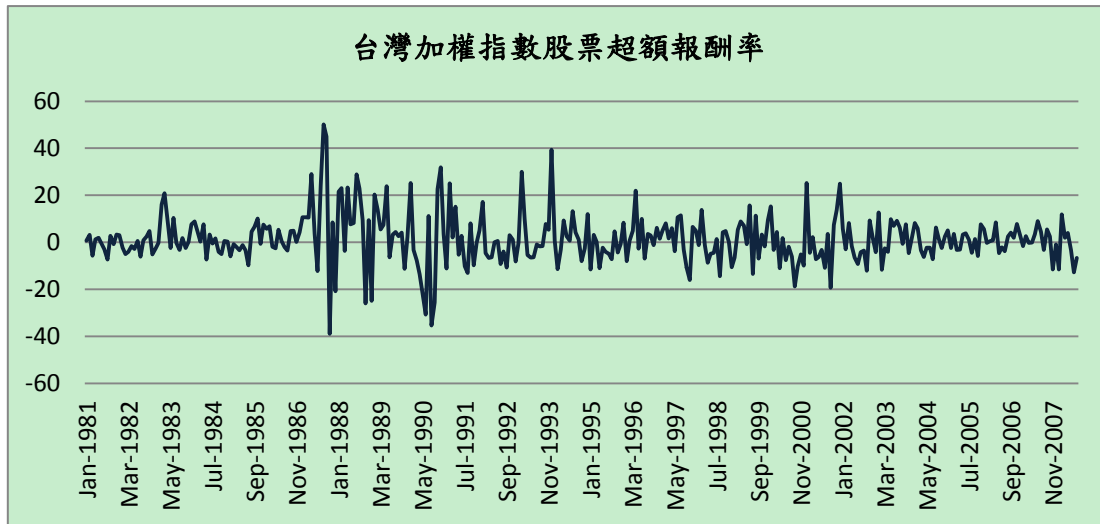


圖 4-1 台灣加權指數股票超額報酬率圖

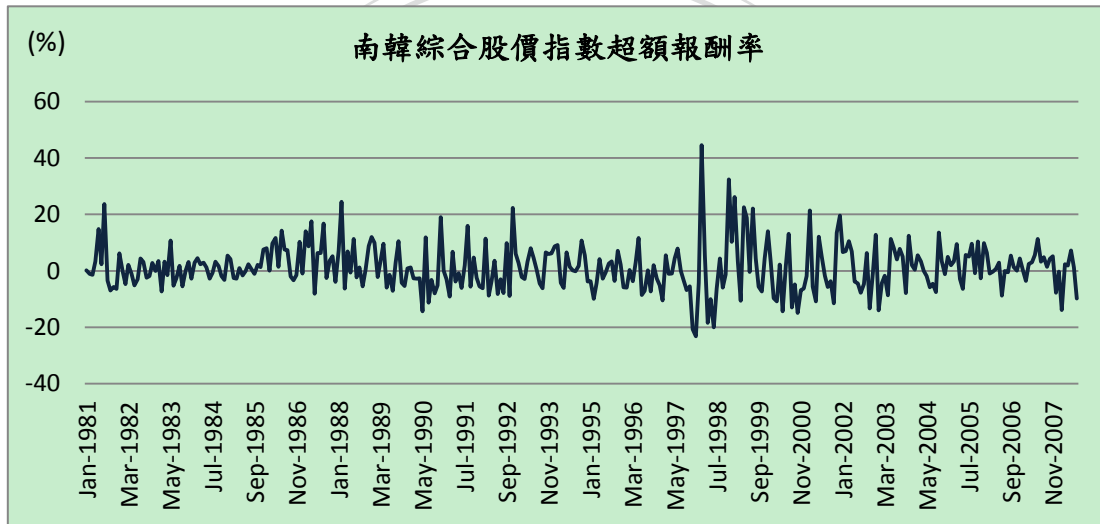


圖 4-2 南韓綜合股價指數超額報酬率圖

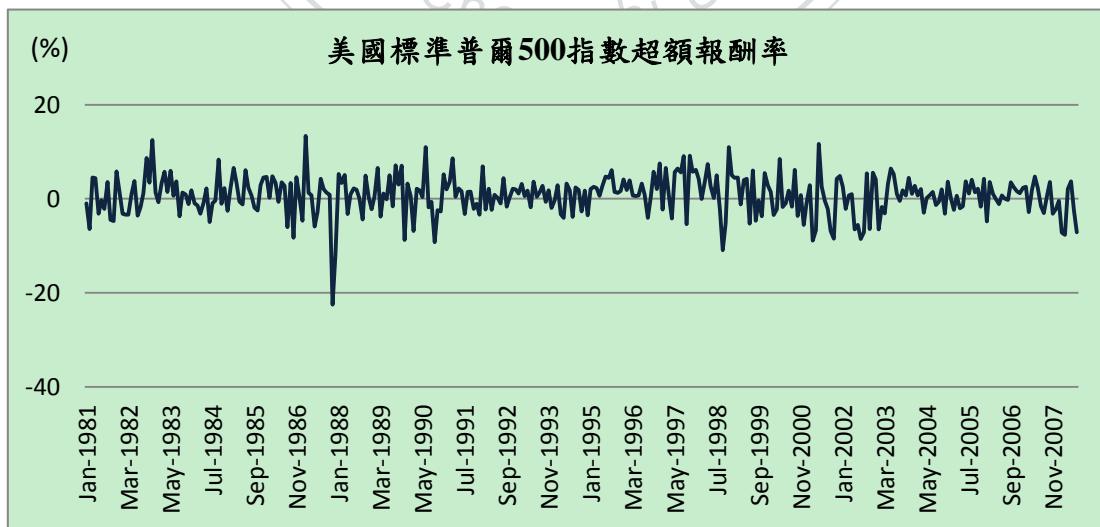


圖4-3 美國標準普爾500指數超額報酬率圖

為了利於後續實證結果分析，在此分別列出台灣加權股價指數超額報酬、南韓綜合股價指數超額報酬及美國S&P500股價指數超額報酬之走勢圖，分別為圖4-1至圖4-3。可觀察到美國與台灣分別在1987年，1991年及1997年前後的波動程度較大；韓國則是在1997年後的波動程度較大，而由三個國家的走勢圖均可看出超額報酬率序列具有波動性叢聚的現象。

初步推估各國股票市場報酬率波動程度較大的時點可能原因如下:1997年7月2日開始發生亞洲金融風暴，泰國宣布放棄原本釘住美元匯率政策，同個時點泰銖兌美元重貶了15%，也使貨幣貶值的恐慌迅速地在亞洲各國的金融市場擴展開來。1997年10月17日，台幣也放棄釘住美元匯率政策，此時台幣隨即大幅貶值，也造成台灣加權股價指數大跌。亞洲金融風暴不僅影響亞洲國家，甚至影響到全球金融市場，過去也有不少文獻探討亞洲金融風暴前後對國際股市所造成的影響。另外在1987年10月19日的全球股市風暴，股價急速下落，風暴的起因在於美國的高財政赤字、高貿易逆差和高外債，由於股票經過連續五年的攀升，「泡沫」早已過分膨脹，美元不斷貶值，聯準會為了對抗通膨而調高利率並緊縮信用條件以及國際協調失誤，在這些因素共同作用下，人們對美國的經濟前景失去了信心，恐慌心理蔓延，才導致華爾街股市一落千丈，連帶著歐洲及亞洲國家也受到相當大的波及。

1.單根檢定

為了確定使用的資料為定態(stationary)，避免假性迴歸的問題(spurious regression) [Granger & Newbos(1974)] 發生，本文在此使用 Augmented Dickey-Fuller單根檢定，檢定的結果呈現於表4-3，可以看出樣本期間內，在顯著水準為5%之下，實證結果皆非常顯著，因此可以確定使用之資料為定態。

表 4-3 使用資料之單根檢定表

	台灣	韓國	全球
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.5449**	-12.1268**	-4.3559**
(ADF檢定統計量)	(0.0000)	(0.0019)	(0.0005)

資料來源:本研究整理

註:1.單根檢定之虛無假設為「此時間數列存在單根現象(即此一數列呈現非定態現象)」

2.括弧內為 P-value

3.**代表 1%顯著水準下，拒絕虛無假說；*代表 5%顯著水準下，拒絕虛無假說

4.於 1%、5%與 10%的顯著水準下，臨界值分別為-3.4500、-2.8700 與-2.5714

2. 相關係數

國際股市之間的互動性，可以由彼此之間的相關係數得知，自從Levy & Sarnat(1970)與Solnik(1974)的研究，國際投資多樣化的理論已漸漸建築在低相關係數的基礎上，而大而盛行。Solnik(1974)所提出的IAPM(International Asset Pricing Model)提供我們一論點，只要跨國間的相關係數很低，就可以透過國際投資的方式因而規避風險，獲取利益。但是如果跨國間的相關係數很高，投資人就無法透過此種方式來規避國內股票市場的風險。過去的文獻Koch & Koch(1991)及Engel & Susmel(1993)實證結果都發現，國際股票市場之間具有正相關，但這些相關係數都不大。

表 4-4 相關係數矩陣表

	$R_{1,t}$	$R_{2,t}$	$R_{m,t}$
$R_{1,t}$	1	0.2403	0.1910
$R_{2,t}$	0.2403	1	0.4525
$R_{m,t}$	0.1910	0.4525	1

資料來源:本研究整理

註: $R_{i,t}$ 為各國家股票市場超額報酬率, $i=1$ 為台灣, 2 為韓國;

$R_{m,t}$ 為全球股票市場超額報酬率

表4-4說明台灣、韓國與全球股價指數超額報酬率之相關性。結果顯示出台灣及韓國與全球之間皆呈現低度正向關係,此外,韓國與全球之間的相關係數為0.4526,其相關程度較台灣與全球來得高一些。由此可分析出台灣與韓國的股票市場雖然跟隨著全球股市變動而呈正向變動,亦即投資人較無法藉由分散投資至本國股票或全球股票來分散風險,但由於皆為低度相關,因此仍可以藉由不同的投資商品。建議投資人進行國際投資時可觀察其相關係數,當兩國之間相互影響程度愈低時,愈有機會獲得投資組合風險分散的益處,尤其是兩國間具有顯著負相關者為最佳風險分散工具。

第三節 模型配適

1. 平均數方程式-AR(p)模型

在第三章的模型介紹中，模型裡的平均數方程式只初步設定為 AR(p)，並未進一步作最適落後期數⁹的挑選，因此在本章節裡將針對適合模型的落後期數作篩選，進行平均數方程式的配適。首先我們利用 AIC(Akaike information criterion) 準則¹⁰ [Akaike(1973)]，衡量各國家與全球超額報酬率平均數方程式之最適落後期數，亦即進行 AR(p)模型之落後期數 p 的選擇，其挑選準則為挑選有最小 AIC 之值的階次，對台灣，韓國及全球股票市場進行配適。表 4-5 即為台灣，韓國及全球股票市場超額報酬率分別在 AR(p)模型之下，p=0 至 10 時的 AIC 值，可以看出台灣股票市場之超額報酬率，AIC 最小值發生在 p=4 時，而韓國與全球之 AIC 值最小皆發生在 p=5 時，所以本研究將利用此基準來進一步描述資料。實證結果如下表所示：

表 4-5 使用資料在 AR(p)模型，p=0 至 10 時之 AIC 值

AR(p), p=	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
i=1, 台灣	8.43	9.09	8.76	7.79	7.68	7.99	8.54	10.01	9.01	8.88	9.16
i=2, 韓國	7.89	7.91	7.88	8.81	9.37	7.37	7.55	7.41	7.90	8.65	8.11
全球	7.18	6.90	7.00	6.56	6.11	5.82	5.99	6.72	6.31	7.29	8.10

資料來源:本研究整理

註: AR(p)模型表示為:(全球市場亦為同樣表示方法)

$$p=0 \text{ 時, } R_{i,t} = c_0^i + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1 \text{ 為台灣, } 2 \text{ 為韓國}$$

⁹ 決定最適落後期數可以修正殘差自我相關的問題，如果落後期數過長，則模型會產生參數過度 (over-parameterization) 的現象，使自由度下降，估計能力下降等問題；反之，若選取的落後期數過短，則又會因為過度簡化參數而產生偏誤，造成模型無法完全修正由移動平均項所造成臨界值放大的缺點，因此落後期數的決定非常重要。

¹⁰ 在時間序列的實證研究中，最常被使用作為求取最適落後期數之依據有由 Schwartz(1973)所發展出的 SC(Schwartz's Bayesian Criterion)準則及由 Akaike(1973)所發展之 AIC(Akaike Information Criterion)法則，本文採用後者，其計算式為 $AIC = \ln(SSE) + 2k/T$ ，其中，T 為樣本總數， $\ln(SSE)$ 為 SSE(殘差平方和)取自然對數，k 為待估參數總數。若 AIC 值愈小，則代表模型配適度愈佳。

$$p=1,2,\dots,10 \text{ 時, } R_{i,t} = c_0^i + \sum_{n=1}^p a_n^i R_{i,t-n} + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1 \text{ 為台灣, } 2 \text{ 為韓國}$$

根據表 4-5 落後期數的篩選之後，平均數方程式之參數估計如表 4-6，由結果可看出台灣在 AR(4)模型下，只有在落後第 1，4 期時係數顯著；韓國與全球在 AR(5)模型下，韓國在落後第 1，3，5 期時係數顯著，全球市場則在落後第 1，2，5 期時係數顯著。故接著在配適各國的平均數方程式時，我們將已挑選過後之落後期數作為解釋變數，考慮各國家股票市場超額報酬自我相關落後期的影響，其方程式如下所示：

$$R_{i,t} = c_0^i + \sum_{n=1}^p a_n^i R_{i,t-n} + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1,2 \quad (4.1)$$

$$R_{m,t} = c_0^m + \sum_{l=1}^q b_l^m R_{m,t-l} + \varepsilon_{m,t} \quad (4.2)$$

由表 4-6 可發現，在所選取的樣本期間內，台灣的股票市場超報酬率分別受到自己國家過去第 1 期與第 4 期的影響，且為正向顯著，故投資人必須相當注意過去股市的表現，以便適時地加以因應與調整股市部位；韓國的股票市場超額報酬率則分別受到自己過去第 1，3 與第 5 期的正向影響，影響之深大代表投資人在進行投資時，須觀察過去的超額報酬資訊；而就全球的股票市場而言，其與自己本身過去的第 1，2 與第 5 期的超額報酬率有正向顯著的關聯。

表 4-6 平均數方程式之係數表

	台灣	韓國	全球
c_0^i	-2.6858** (0.0000)	-2.6909** (0.0000)	
c_0^m			-2.1729** (0.0000)
a_1	0.2026** (0.0002)	0.3153** (0.0000)	
a_3		0.1374* (0.0249)	
a_4	0.1280* (0.0128)		
a_5		0.1901** (0.0069)	
b_1			0.2341** (0.0001)
b_2			0.1406** (0.0005)
b_5			0.2630** (0.0000)

資料來源:本研究整理

註: 1.括弧內為P-value

2.**代表1%顯著水準下，拒絕虛無假說；*代表5%顯著水準下，拒絕虛無假說

2.條件變異數方程式-雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)模型

由於雙變量 GARCH(1,1)對角化模型中， H_t 必須符合正定(positive definite)，BEKK 模型除了能夠確保不同資產報酬間的條件變異數矩陣為一正定矩陣之外，還能夠有效地減少計算上的複雜性及所需估計的參數個數，以及允許條件相關係數(conditional correlation)隨時間變動而變動，因此，本文利用雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)模型進行台灣和韓國分別與全球市場超額報酬率的條件變異數以及條件共變異數之估計，表 4-7 即為模型參數估計結果。表 4-7 中，常數矩陣的元素估計值之 P 值幾乎都顯著¹¹；而 ARCH 係數矩陣或 GARCH 係數矩陣之對角線上的元素估計值所對應之 P 值亦皆顯著。其中，根據本文研究目的，將重點著重在條件共變異數，亦即 $\sigma_{im,t}$ 。模型之方程式如下：

$$E_{t-1}[\varepsilon_{i,t}^2] \equiv \sigma_{i,t}^2 = \gamma_0^i + \gamma_1^i \varepsilon_{i,t-1}^2 + \gamma_2^i \sigma_{i,t-1}^2 \quad (4.3)$$

$$E_{t-1}[\varepsilon_{m,t}^2] \equiv \sigma_{m,t}^2 = \gamma_0^m + \gamma_1^m \varepsilon_{m,t-1}^2 + \gamma_2^m \sigma_{m,t-1}^2 \quad (4.4)$$

$$E_{t-1}[\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{m,t}] \equiv \sigma_{im,t} = \gamma_0^{im} + \gamma_1^{im} \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{m,t-1} + \gamma_2^{im} \sigma_{im,t-1} \quad (4.5)$$

¹¹ γ_0^1 與 γ_0^2 除外。

表 4-7 條件變異數與共變異數方程式之係數表

	台灣與全球	韓國與全球
γ_0^i	4.5052 (0.1128)	3.6119 (0.2091)
γ_1^i	0.1229** (0.0076)	0.1112** (0.0001)
γ_2^i	0.8408** (0.0091)	0.8433* (0.0301)
γ_0^m	0.5199 (0.0996)	0.5243 (0.0607)
γ_1^m	0.0545** (0.0007)	0.0665** (0.0018)
γ_2^m	0.9153** (0.0091)	0.9039** (0.0054)
γ_0^{im}	0.1406** (0.0001)	0.6120** (0.0000)
γ_1^{im}	0.0818** (0.0001)	0.0860** (0.0001)
γ_2^{im}	0.8773* (0.0333)	0.8687** (0.0005)

資料來源:本研究整理

註: 1. 其中 $(\gamma_1^i + \gamma_2^i)$ 及 $(\gamma_1^m + \gamma_2^m)$ 之值皆小於1, 代表符合GARCH模型

參數的條件假設

2. 括弧內為P-value

3. **代表1%顯著水準下, 拒絕虛無假說;

*代表5%顯著水準下, 拒絕虛無假說

在估計完雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)模型之後，需要檢查模型之標準化殘差($\tilde{\varepsilon}_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}$)是否符合白噪音，確定模型使用平均數方程式適當，亦即進行方程式殘差之間的交叉自我相關性檢定，本研究利用聯合 Q 檢定來分析落後五期與落後十期之 Q 值。由表 4-8 可看出，不論是標準化殘差的 Q 值或者是標準化殘差平方項的 Q 值，皆無法拒絕虛無假設，即無法拒絕該變數落後五期及十期無自我相關的現象，代表此模型之標準化殘差已為白噪音且無剩餘的 ARCH 效果，雙變量 BEKK-GARCH(1, 1)模型具配適性。

表 4-8 經配適後之模型檢查

	台灣與全球	韓國與全球
殘差項		
Q(5)	13.7020 (0.8453)	16.0867 (0.7112)
Q(10)	35.4169 (0.6765)	44.6481 (0.2827)
殘差平方項		
Q(5)	13.7248 (0.8442)	16.2618 (0.7003)
Q(10)	35.5381 (0.6713)	45.5520 (0.2521)

資料來源:本研究整理

註: 1.標準化殘差之交叉自我相關檢定的虛無假說為「殘差不具自我相關性」

2.括弧內為P-value

3. $Q(p)$ 為自我相關檢定第1階至第p階皆無自我相關之Ljung-Box Q統計量

4.**代表1%顯著水準下，拒絕虛無假說；*代表5%顯著水準下，拒絕虛無假說

第四節 實證結果分析

1. 全球市場風險

以模型估計出來各國家與全球股票市場之條件共變異數代表全球市場風險， $\sigma_{im,t}^k$ ，以此來衡量全球市場風險與各國家股市超額報酬之間的抵換關係，亦可將係數 A_i^k 視為風險價格。

$$R_{i,t}^k = C_i^k + A_i^k \sigma_{im,t}^k + e_t^k, \quad i=1,2, \quad k=\text{台幣, 韓圓, 美元} \quad (4.6)$$

表 4-9 全球市場風險之風險報酬係數表

A_i^k	k=台幣	k=韓圓	k=美元
i=1, 台灣	0.3407** (0.0059)	0.2904 (0.0864)	0.2229* (0.0145)
i=2, 韓國	0.1994** (0.0000)	0.1501* (0.0325)	0.1013* (0.0427)

資料來源:本研究整理

註: 1.括弧內為P-value

2.**代表1%顯著水準下，拒絕虛無假說；*代表5%顯著水準下，拒絕虛無假說

3.使用之估計法為最大概似估計法

由表4-9可知，在全球市場風險之風險與報酬係數中，台灣及韓國皆為顯著，並且為正向關係，意謂著投資人為風險趨避者，而台灣之風險與報酬係數較韓國來得大，表示投資人如果在面對相同的全球市場風險時，會要求較高的風險溢酬，顯示出台灣的投資人在投資決策態度上較為謹慎且趨避。而若將匯率因素納入考量，亦即將風險報酬係數以不同的貨幣單位來衡量，由表4-9可看出，就台灣而

言，以台幣為單位來衡量風險報酬係數時，全球國家風險係數較大且顯著，但若計價幣別換成美元，則風險與報酬之間的抵換係數較小；韓國亦有相似之結果，全球市場風險報酬係數在美元為基準下衡量為正向顯著，但數值較小，此結果也說明了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，匯率因子對股票市場的超額報酬有一定之影響力。

而以雙變量BEKK-GARCH(1,1)模型來說，共變異數方程式中所有的ARCH係數與GARCH係數的總和即為衡量波動持續性的指標，若此數值愈大，則意外衝擊對波動之影響的持續時間愈久，亦代表條件共變異數收斂至長期之數值將需要更久的時間。條件共變異數之方程式呈現如下：

$$E_{t-1}[\varepsilon_{i,t}\varepsilon_{m,t}] \equiv \sigma_{im,t} = \gamma_0^{im} + \gamma_1^{im}\varepsilon_{i,t-1}\varepsilon_{m,t-1} + \gamma_2^{im}\sigma_{im,t-1}, \quad i=1,2 \quad (4.7)$$

表 4-10 全球市場風險持續性表

變數	γ_0^{im}	γ_1^{im}	γ_2^{im}	持續性係數 $\gamma_1^{im} + \gamma_2^{im}$
i=1, 台灣	0.1406	0.0818	0.8773	0.9591
i=2, 韓國	0.6120	0.0860	0.8687	0.9547

資料來源:本研究整理

註:1.使用之估計法為最大概似估計法

2.本文嘗試用三種幣別進行衡量，結果相差甚微，因此選擇列出使用之幣別為美元的部分

表4-10為由最大概似估計法所估計出的全球市場風險持續性係數，可發現在樣本期間內台灣股票市場的持續性係數為0.9591，較韓國股票市場的持續性係數0.9547來得大，顯示條件變異的持續性高，亦即台灣本國與全球市場之間同向變動的情況會維持較久的時間，而由表4-10亦可發現，決定持續性係數中最主要的來源為係數 γ_2^{im} ，其原因在於本研究所使用之平均數方程式為AR(p)型式，因此

將衝擊面因素蓋過，亦代表全球市場中，上一期的波動若對股票市場之超額報酬的影響很大，下一期的全球市場風險必定也很大。

2. 個別國家風險

本研究將殘差作一適當配適之後，與各國家股市的超額報酬以相同的雙變量 BEKK-GARCH(1, 1) 的模型進行估計，取出之共變異數即為個別國家股市風險，標示為 $\omega_{ik,t}^k$ ，並以此來衡量各股市之超額報酬率與個別國家風險的抵換關係，亦即個別國家風險對於各國家股市的風險價格。

$$R_{i,t}^k = C_i^k + B_i^k \omega_{ik,t}^k + e_t^k, \quad i=1,2, \quad k=\text{台幣, 韓圓} \quad (4.8)$$

表 4-11 個別國家風險之風險報酬係數表

B_i^k	k=台幣	k=韓圓	k=美元
i=1, 台灣	0.0072 (0.2448)	0.0155 (0.4537)	0.0009 (0.1021)
i=2, 韓國	0.0025 (0.9907)	0.0021 (0.5400)	-0.0151 (0.1330)

資料來源:本研究整理

註: 1.括弧內為P-value

2.**代表1%顯著水準下，拒絕虛無假說；

*代表5%顯著水準下，拒絕虛無假說；

3.使用之估計法為最大概似估計法

由表4-11可知，在個別國家風險之風險與報酬係數中，台灣及韓國皆為正向但不顯著。此實證結果與Turan G. Bali & Liuren Wu(2010)發表探討跨期風險與報

酬抵換關係的文章中結果相符，由於個別國家風險不顯著，亦即對股票市場的超額報酬影響較小，所以無法衡量風險的價格。若將個別國家風險報酬係數以不同的貨幣單位來衡量，將匯率的影響納入考量，可發現當以美元為單位來衡量風險報酬係數時，雖然結果不顯著，但數值卻由正數轉為負數，代表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，匯率波動有一定之影響力。

同樣的，我們以共變異數方程式中所有ARCH係數與GARCH係數的總和來衡量波動持續性，若此數值愈大，則表示國家個別風險對股票市場超額報酬的持續時間愈久。條件共變異數之方程式呈現如下：

$$\omega_{i,t} = \gamma_0^{im} + \gamma_1^{im} \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{m,t-1} + \gamma_2^{im} \omega_{i,t-1}, \quad i=1,2 \quad (4.9)$$

表 4-12 個別國家風險持續性表

變數	γ_0^{im}	γ_1^{im}	γ_2^{im}	持續性係數 $\gamma_1^{im} + \gamma_2^{im}$
i=1, 台灣	3.0061	0.0869	0.8856	0.9725
i=2, 韓國	2.5893	0.0797	0.8794	0.9591

資料來源:本研究整理

註:1.使用之估計法為最大概似估計法

2.本文嘗試用三種幣別進行衡量，結果相差甚微，因此選擇列出使用之幣別為美元的部分

實證結果由表 4-12 可知，台灣個別國家風險之持續性係數為 0.9725，而韓國的持續性係數則為 0.9591，台灣較韓國高，代表就國家自己內部因素影響而言，若台灣內部發生會影響股票市場報酬率的事件，其影響的持續期間會較韓國來得久。

3.全球市場風險與個別國家風險之比較

本文在此部分同時將全球市場風險與個別國家風險一起納入考量，並且以不同幣別為計價基礎進行估計，其估計表示如下：

$$R_{i,t}^k = C_i^k + A_i^k \sigma_{im,t}^k + B_i^k \omega_{ik,t} + e_t^k, \quad i=1,2, \quad k = \text{台幣}, \text{韓圓}, \text{美(元)}0$$

實證結果由表 4-13 可知，在此研究期間下，對於研究對象台灣與韓國而言，皆為全球市場風險較個別國家風險顯著，顯示不論是台灣或者韓國，受到全球市場股市的影響較大，而受到個別國家的政治或經濟等因素影響較小，由係數方面來看，兩者全球市場之風險報酬係數均為正數，透露出投資人在承擔較高的全球市場風險時，皆會要求高報酬。

在匯率風險的部分，由表 4-13 可看出，不論是台灣或韓國，以各自貨幣為衡量單位來衡量風險報酬係數時，全球國家風險係數較大且顯著，但若以美元衡量時，風險與報酬之間的抵換係數均較小，顯示出若投資人以美元為計價單位，則在相同風險之下，投資人會減少所要求之風險貼水。另外，就韓國而言，個別國家風險報酬係數雖然不顯著，但在美元為計價單位之下，數值卻由正值轉為負值，代表國家內部風險愈大，投資人會要求較低的風險貼水，本文認為造成係數為負值的原因，可能是在此樣本期間下韓國為貶值的趨勢，因此投資人對於以美元計價之投資組合，可以承受高風險低報酬的情況。然而，在使用不同的貨幣單位來衡量風險報酬之間的關係時，由結果可知，的確會對市場風險值造成影響，因此說明匯率風險是可以被定價的。

除了分析個別國家風險與全球市場風險所帶來的影響之外，本文亦探討隨著現在全球財務市場的整合，投資人是否還需要建構一組個別國家的投資組合，根據實證結果顯示，全球市場風險之風險與報酬係數皆為正向顯著，只隨著國家不同而有程度上的差異，然而，個別國家風險的風險與報酬係數皆不顯著，代表個

別國家風險無法衡量出風險價格，驗證了財務市場為全球整合的情況，因此，本文建議投資者可以藉由些微的額外成本來進行全球性的金融市場投資，無須建立個別國家的投資組合策略，因為風險與報酬的抵換關係，也就是我們對於風險的訂價策略是基於依不同幣別計價而有所不同，並非基於個別國家而有所不同。

表 4-13 全球市場與個別國家風險比較表

A_i^k	k=台幣	k=韓圓	k=美元
i=1, 台灣	0.2913* (0.0339)	0.1951* (0.0211)	0.1887* (0.0431)
i=2, 韓國	0.2040* (0.0111)	0.0668 (0.0648)	0.0397* (0.0100)
B_i^k	k=台幣	k=韓圓	k=美元
i=1, 台灣	0.0074 (0.4348)	0.0009 (0.9521)	0.0011 (0.2321)
i=2, 韓國	0.0018 (0.0910)	-0.0006 (0.1998)	-0.0307** (0.0085)

資料來源:本研究整理

註: 1.括弧內為P-value

2.**代表1%顯著水準下，拒絕虛無假說；

*代表5%顯著水準下，拒絕虛無假說；

3.使用之估計法為最大概似估計法

第五章 結論與建議

在財務的領域當中，風險與報酬之間的抵換關係一直以來都是備受討論的議題。資產價格波動性的預測，對於資產評價以及投資組合的選擇而言，亦具有舉足輕重的地位。在 Engle(1982)及 Bollerslev(1986)發展出 GARCH 模型之後，許多對於財務方面的研究陸續地出現。過去的文獻當中，該抵換關係依不同研究方法或地區不同等因素而存在著正負不一致，甚至不顯著的結論，其中，負向的抵換關係表示當資產的風險越低，投資者反而會要求較高的風險貼水。然而在進行股票市場投資之配適組合時，個別國家風險與全球市場風險為投資者一重大考量，股票市場的風險與報酬間的關係不只跟著全球脈絡的走向而改變，亦會受到各國家本身內部因素的影響。Turan G. Bali & Liuren Wu(2010)針對 G7 等七個國家的股票市場，以跨期的角度，探討在個別國家投資組合以及在全球市場投資組合之下，超額報酬與風險之關係，而本研究則以 Turan G. Bali & Liuren Wu(2010)為參考基準，以台灣及韓國為研究對象，作進一步之實證探討。

由本文的實證結果可知，若單純將全球市場風險與個別國家風險分開討論，台灣與韓國的風險與超額報酬之抵換關係皆為正向相關，代表投資人無論是在面對全球市場風險或是個別國家事件所帶來的影響時，會要求較高的風險溢酬，亦即投資人普遍為風險趨避者。就波動持續性而言，台灣的持續性係數皆大於韓國，這部分說明了全球市場及個別國家風險對股票市場的影響持續性較長，收斂至長期超額報酬水準亦需要更久的時間。本研究亦將上述兩種會影響股票市場超額報酬的風險同時納入考量，研究結果顯示出不論就台灣或者是韓國而言，全球市場風險的風險與報酬係數皆為正向顯著，其中又以台灣之係數較為高，透露出若在承擔相同的全球市場風險之下，台灣的投資人會較韓國的投資人要求較高的報酬。在匯率風險方面，本文採 Turan G. Bali & Liuren Wu(2010)所使用的研究方法，不將匯率當成額外估計的因子，而是將風險與報酬的抵換關係建立在不同國家的幣

別之下，藉由此分析得知匯率變動對風險與報酬之抵換關係所造成的影響，由結果發現，若以美元為單位來衡量風險報酬係數，則不論是台灣或韓國，在全球市場風險下，係數皆較小；若以個別貨幣來衡量，其台灣的風險與報酬抵換係數較大，韓國之係數則是由正值轉變為負值，代表匯率的確會對市場風險值有所影響，匯率風險是可以被定價的。雖然目前全球財務市場為整合，國際間的商品市場仍有著區隔的情況，投資者在進行全球性投資時，大多會被限制住，只能投資各國各自的商品，但本文仍建議投資人在進行全球性市場投資時，須將匯率納入考量，設定匯率風險為配置資產組合時之重要變數。

除此之外，本文在樣本期間下驗證了全球市場為整合的關係，風險與報酬之係數亦即風險的定價策略是基於不同幣別計算而有所不同，並非以不同國家作為區分的標準。在此建議投資人可以進行全球性的金融市場投資，建立跨國的投資組合。

由本文結果可知，就韓國而言，在個別國家風險之風險與報酬係數當中，若以韓圓和美元為計價基礎進行估計，其係數為負值，代表因政治、軍事等所造成的國家內部風險愈大，投資人會要求較低的風險貼水，其估計結果與實際情況出現落差，本文認為造成此結果的可能原因有兩點，第一點，在此樣本期間下韓國為貶值的走勢，因此投資人對於以美元計價之投資組合，可能可以承受高風險低報酬的情況；第二點，由於本研究當中在進行風險與報酬之係數估計時，並未將方程式(4.10)使用聯立方程式估計，只利用簡單迴歸估算出其值，因此在結果上可能出現偏誤。根據以上結果，本文提出以下建議：

- (1) 在進行風險與報酬係數估計時，應將方程式(4.10)使用聯立方程式估計，亦即將不同幣別為基礎之下的各條方程式進行聯立，並且設定估計係數 A^k 完全相同，以降低結果出現誤差的可能性。

- (2) 本文依照過去的文獻，使用美國股票市場的資料作為全球股票市場超額報酬率的代理，然而，由最近幾年台灣的主要出口貿易國家排名可知其三大出口國為中國、日本與美國，因此，在全球市場代理資料的使用上，本文建議研究者可將主要出口國家的股票市場報酬值進行加權使用。
- (3) 由於本文採 Turan G. Bali & Liuren Wu(2010)所使用的研究方法，將個別國家的股價指數分別以自己國家之幣別計算，利用迴歸估計各國家在全球市場風險的影響之下取出殘差，再與各國家股市的超額報酬以相同的模型進行估計，將其共變異數設定為個別國家股市風險，但其作法有可能造成估計上的誤差，建議研究者可直接使用實際的總體經濟變數當作個別國家風險的代理，並且多使用不同的模型進行比較分析。



參考文獻

一. 國外文獻

- Bali, T., (2008) “The intertemporal relation between expected returns and risk”
Journal of Financial and Economics, 87(1), 101-131.
- Bali, T.G.,(2010) “The role of exchange rates in intertemporal risk-return relations”
Journal of Financial Economics, 29(8), 1670-1686.
- Baillie, R.T., DeGennaro, R.P. (1990) “Stock returns and volatility” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(2), 203-214.
- Bekaert, G. (1995) “Market integration and investment barriers in emerging equity markets” *The World Bank Economic Review*.
- Black, Fischer, Michael C. Jensen and Myron Scholes (1972) “The capital asset pricing model: some empirical tests” studies in the theory of capital markets. Michael C. Jensen, ed. New York: Praeger, 79-121.
- Black, F., (1976) “Studies in stock price volatility changes. In: Proceedings of American Statistical Association” Business and Economic Statistics, Section, 177-181.
- Bollerslev, T. (1986) “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”
Journal of Econometrics, 31, 307-327.
- Bollerslev, T., Engle, R.F., Wooldridge, J.M. (1988) “A capital asset pricing model with time-varying covariances.” *Journal of Political Economy*, 96(1), 116-131 .
- Bollerslev, T., Wooldridge, J.M. (1992) “Quasi-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances” *Econometric Reviews*, 11, 143-172.
- Bollerslev, T., Zhou, H., (2006) “Volatility puzzles: a simple framework for gauging return-volatility regressions.” *Journal of Econometrics*, 131(1-2), 123-150.

- 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.
- Campbell, J.Y., Hentschel, L., (1993) "No news is good news: an asymmetric model of changing volatility in stock returns." *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- Campbell, J.Y. (1987) "Stock returns and the term structure" *Journal of Financial Economics*, 18(2), 373-399.
- Cheung, Y. L. (1992) "The international transmission of stock market fluctuation between the developed markets and the Asian-Pacific markets" *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- Chou, R.Y., Engle, R., Kane, A., (1992) "Measuring risk aversion from excess returns on a stock index." *Journal of Econometrics*, 52(1-2), 201-224.
- Engle, R.F., Ng, V. (1993) "Measuring and testing the impact of news on volatility" *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- Bradley T. Ewing (2005) "Re-examining the asymmetric predictability of conditional variance: The role of sudden changes in variance" *Journal of Banking and Finance*, 29, 2655-2673.
- Fischer, KP (1990) "High road to a global marketplace: the international transmission of stock market fluctuations" *Journal of Finance*, 25, 371-389.
- French, K.R., Schwert, W., Stambaugh, R.F. (1987) "Expected stock returns and volatility" *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3-29.
- Ghysel, E., Santa-Clara, P., and Valkanov, R., (2005) "There is a risk-return trade-off after all" *Journal of Financial Economics*, 76, 509-548.
- 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” *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Guo, H., Whitelaw, R., (2006) “Uncovering the risk-return relation in the stock market.” *Journal of Finance*, 46, 111-157.
- Harvey, C.R., (1991) “The world price of covariance risk.” *Journal of Finance*, 46, 111-157.
- Harvey, C.R., (2001) “The specification of conditional expectations.” *Journal of Empirical Finance*, 8(5), 573-637.
- Markowitz, Harry. (1952) "Portfolio Selection" *Journal of Finance*, 7(1), 77-99.
- Merton, R.C. (1973) “An intertemporal capital asset pricing model” *Econometrica*, 41 (5), 867-887.
- Nelson, D.B. (1991) “Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach” *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- Ross, Stephen A. (1976) “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing” *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341-60.
- Scruggs, J.T. (1998) “Resolving the puzzling intertemporal relation between the market risk premium and conditional market variance: a two-factor approach” *Journal of Finance*, 52(3), 575-603.
- Salman, F. (2002) “Risk-return-volume relationship in an emerging stock market” *Applied Economics Letters*, 549.
- Sharpe, W.F., (1964) “Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk” *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.
- Whitelaw, R.F., (1994) “Time variations and covariations in the expectation and volatility of stock market returns.” *Journal of Finance*, 49(2), 515-541.

二. 國內文獻

王元章 (1990),「交易量、股價波動性及波動性外溢—台灣股市之實證研究」,中華財務學會 1999 年會暨財務金融學術論文研討會,頁 995-1016。

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。

許怡隆 (1989),「外匯市場風險溢價之探討-異質條件變異術分析法之研究」,國立政治大學國際貿易研究所未出版碩士論文

王英明 (2007),「台股報酬波動與訊息到達之關係研究」,國立政治大學國際貿易研究所碩士論文。

郭俊宏 (2004),「多變量條件變異數模型之比較分析」,國立台灣大學經濟學研究所碩士論文。

蔡明章 (2009),「影響台灣股市波動因素之探討」,台北大學國際財務金融在職專班碩士論文。

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。

卓泰佑 (2008),「報酬與風險抵換關係之分量迴歸分析」,交通大學經營管理研究所碩士論文。

江智德 (1998),「國際資本市場互動關係之研究—GARCH 模型之應用」,國立台灣大學商學研究所碩士論文。

李敏生 (2000),「NASDAQ 股市對於台灣股市報酬率與波動性的影響」,國立交通大學經營管理研究所碩士論文。

李毓洵 (1990),「國際股票市場股價指數關係之實證研究」,國立台灣大學商學研究所碩士論文。

林宏彥 (2009),「次級房貸是件前後台、美、中、港、日各國股價指數間關聯性之研究」,國立雲林科技大學財務金融系碩士班碩士論文。

- 高志宏 (2003),「台灣、日本、南韓股匯市與美國股市相關性之實證研究-GARCH-in-mean 之應用」, 東吳大學經濟學研究所碩士論文。
- 張簡士煌 (2005),「台灣股市與國際股市關聯性之研究」, 朝陽科技大學企業管理研究所碩士論文。
- 黃昭元 (2002),「台灣與周邊國家股票市場之外溢效果-多變量 BEKK-GARCH 模型之應用」, 東海大學經濟系碩士論文。
- 黃瓊葦 (2001),「亞太各國股市關連性與波動性探討」, 台北大學企業管理研究所碩士論文。
- 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。
- 蔡玠施 (1995),「亞洲股市間動態波及效果之實證研究: GARCH 模型之應用」, 國立台灣大學財務金融研究所。
- 趙鵬、曾劍云 (2008),「香港、台北、紐約股市收益及波動溢出效應的實證研究」, 工業技術經濟第 27 卷第 7 期。
- 劉璧如 (2007),「臺灣 50 指數、臺灣 50 指數期貨與寶來台灣卓越 50 指數股票型基金價格與波動關聯之研究」, 銘傳大學財務金融所碩士在職專班碩士論文。
- 謝瑞櫻 (1996),「股價波動之國際傳導效果-以台灣、美國、日本及香港為例」, 元智大學商管研究所碩士論文。
- 葉銀華、蔡麗茹 (1990),「不同波動期間之期望報酬與風險關係的實證研究-不對稱 GARCH-M 模型之應用」, 輔仁管理評論, 第七卷第二期, 頁 161-180。
- 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。
- 吳顏潔 (2011),「金融海嘯前後匯率風險對銀行股價報酬率影響之實證分析」, 國立中央大學產業經濟研究所碩士在職專班碩士論文。

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」,淡江大學財務金融研究所碩士論文。

