

南華大學

財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION
INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT
NAN HUA UNIVERSITY

台灣加權股價指數與中國概念股股價指數
之關聯性研究

A RESEARCH ON THE RELATIONSHIP
BETWEEN TAIWAN WEIGHTED STOCK INDEX AND
CHINA-CONCEPT STOCK INDEX

指導教授：徐清俊 博士
ADVISOR：PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：林侑羲
GRADUATE STUDENT：YU-HSI LIN

中華民國九十六年七月

南 華 大 學

財 務 管 理 研 究 所

碩 士 學 位 論 文

臺灣加權股價指數與中國概念股股價指數之關聯性研究
A Research on The Relationship between Taiwan Weighted
dex and China-Concept Stock Index

研究生：林侑羲

經考試合格特此證明

口試委員：

施 孟 隆

白 宗 民

徐 清 俊

指導教授：

徐 清 俊

系主任(所長)：

邱 魏 頌 正

口試日期：中華民國九十六年五月二十五日

謝 辭

時光荏苒，研究所的兩年求學生涯，在本篇論文完成的同時，也即將劃下了句點。首先要感謝我的指導老師徐清俊教授。這段日子以來，徐老師不論在學問上與生活上，都給予我莫大的幫助。從擬定論文方向、文獻蒐集、建立模型、結論分析乃至於整體架構的建立，以及用心做事情的方法，老師對我總是和顏悅色的指正，盡其所能的提供最好的意見。在此我要向徐老師致上最深的敬意。

所上還有許多值得尊敬的師長們，在修業期間傳授給我們最專業的知識，在浩瀚無涯的財務金融領域中，指引我們一盞盞的明燈。尤其是我的口試委員白宗民教授與施孟隆教授，在論文口試的過程中給我許多珍貴的意見，使此篇論文更加的完整與充實。也感謝邱魏所長給我的指教，還有在這段時間不斷給我鼓勵的許鈺珮教授、張瑞真教授、盧永祥教授以及所辦公室的秘書素英姐，總是適時的指引我正確的觀念，讓我能夠順利完成碩士學位的修習。

此外也要感謝好朋友承彥、榕殷、元甫、文馨、國安、前勝、佳玲、志豪、英峰、雯津、英慈、阿吉以及所有同窗的伙伴們，在我遇到任何困難時都會伸出援手；還有一些曾經幫助過我的學長與學弟妹，因為有大家的陪伴，我多了兩年豐富而快樂的回憶。緣分使我們來到這裡相識，這份得來不易的友誼相信會歷久彌新。

最後要感謝我的家人，你們是我持續在學業上努力的精神支柱，若沒有你們無怨無悔的付出，對我悉心的照料與栽培，我還是個永遠長不大的孩子。因為你們的支持，使我不論在任何地方，都能感受到溫暖與希望。如果日後的我在社會上能夠獲得些許成就，這份榮耀我會獻給我的曾祖父、祖父母、爸媽以及我的姊妹們。

林 侑 義 謹誌
南華大學財務管理研究所
中華民國 九十六年 七月

南華大學財務管理研究所九十五學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：台灣加權股價指數與中國概念股股價指數之關聯性研究

研究生：林 侑 義

指導教授：徐 清 俊 博士

論文摘要內容：

台灣地區對中國大陸的投資比重佔了我國對外投資總額的半數以上，故中國概念股的數量與產業項目與日俱增。過去的研究大多是討論各產業類股與整體台股指數，或台股與大陸股市間的關聯性，而本文首度將中概股的股價指數，以類股的概念研究其與大盤指數的關係。

本文以 EGARCH 模型解釋台股指數與中概股指數報酬序列之間的波動異質性與關聯性，研究期間自 2001 年至 2005 年，共 1,238 筆日資料。研究結果顯示，台股指數報酬會受到本身前期與前期中概股指數報酬影響。而台股指數的報酬波動，也同時受到自身前期的報酬波動與中概股指數的報酬波動影響，亦即兩種指數報酬之間有明顯的波動外溢效果，顯示當股市中訊息發生所帶來的衝擊，中概股指數的反應會間接影響台股指數的報酬率。

關鍵詞：中國概念股、股價指數、EGARCH 模型。

Title of Thesis: A Research on The Relationship between Taiwan Weighted Stock Index and China-concept Stock Index

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

Graduate date: July 2007

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: Yu-Hsi Lin

Advisor: Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

Most researches on Taiwan's stock market mainly focus on the relationship with individual industry or with mainland China. This study, however, attempts to view the China-concept stocks as a specified industry category and employs the EGARCH(1,1) model to discover the spill-over effect between China-concept stocks and the whole market. The study period is from 2001 to 2005 with 1,238 daily stock prices.

The results suggest that the return and the variance of return of the market are influenced by previous returns and the variance of return of both China-concept stocks and the market itself. In other words, there is a significant spill-over effect between two return indexes. This implies that the return of total Taiwan stock index will be indirectly affected as a new information arrived at the China-concept stocks.

Keywords : China-concept stocks, stock price index, EGARCH model.

目 錄

準碩士推薦函	ii
論文口試委員審定書	iii
版權宣告	iv
謝辭	v
中文摘要	vi
英文摘要	vii
目錄	viii
表目錄	ix
圖目錄	x
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	4
第三節 研究目的	5
第四節 論文架構	6
第二章 文獻探討	7
第一節 台灣產業類股關聯性相關之文獻回顧	7
第二節 國內股價指數與國外股市連動相關之文獻探討	9
第三節 中國概念股相關之文獻回顧	11
第四節 文獻探討總結	14
第三章 研究設計	16
第一節 研究流程	16
第二節 資料來源與樣本說明	18
第三節 研究方法	18
第四章 實證結果	25
第一節 基本統計量分析	25
第二節 單根檢定	27
第三節 共整合檢定	27
第四節 自我相關檢定與 ARMA 模型配適	28
第五節 異質性檢定	30
第六節 EGARCH 檢定	31
第七節 本章總結	32
第五章 結論與建議	34
第一節 本文結論	34
第二節 後續研究建議	36
參考文獻	37

表目錄

表 1-1	台商在大陸投資概況	3
表 4-1	變數基本統計量	26
表 4-2	股價指數原始資料單根檢定結果	27
表 4-3	股價指數一階差分後單根檢定結果	27
表 4-4	台股加權股價指數與中國概念股股價指數共整合檢定結果	28
表 4-5	台股加權股價指數與中國概念股股價指數自我相關檢定結果	29
表 4-6	ARMA 模型配適結果	29
表 4-7	台股加權股價指數與中國概念股股價指數異質性檢定結果	30
表 4-8	台股加權股價指數與中國概念股股價指數 ARCH-LM 異質性檢定結果	30
表 4-9	GARCH 模型配適結果	31
表 4-10	EGARCH 模型配適結果	31
表 4-11	台股加權股價指數與中國概念股股價指數 EGARCH 檢定結果	32

圖目錄

圖 3-1	研究流程圖	17
圖 4-1	股價指數分配圖	26

第一章 緒論

第一節 研究背景

中國大陸自二十世紀後期開始實施經濟對外開放的政策以來，經貿快速擴張，到 1997 年中國已成為引進外資最多的開發中國家。由於中國大陸具有市場廣大、勞力廉價以及人口眾多等競爭優勢，故於近十幾年以來，大中華經濟圈已然逐漸成為世界經濟的焦點之所集，並在總體經濟環境中具備了舉足輕重的角色。而與中國大陸在血緣、種族、文化以及地理位置具有高度相關性的台灣，自然也很難脫離此一經濟及資本變動趨勢。我國內廠商以直接、間接方式投資於中國大陸的金額逐年成長，且其中部分廠商已將生產基地轉移至對岸從事生產製造業務，而營收方面也大多對中國大陸市場依賴甚深，形成台灣股市中的一股獨特的跨類股族群——中概股。於其中不僅有塑化、水泥、紡織等傳統產業廠商大舉參與西進大陸的行動，也有諸如電子、網通、生技等高科技產業廠商加入投資設廠的行列，由上游廠商帶動中下游廠商同步朝向大陸前進，且其規模有逐年擴大的跡象。因此中國大陸市場已在我國經濟環境中扮演了動見觀瞻的角色，其一舉一動均會直接衝擊到台灣廠商的營收獲利狀況，再進一步地影響台灣股市的動向。

根據投審會統計，台灣從 1991 年到 2002 年 11 月，經該會核准國內廠商赴中國大陸間接投資案件計 26,497 件，金額為 251.78 億美元，佔我對外投資總額的 42.18%，為台商海外投資最多的地區。由於經濟體系的緊密關聯，台灣、大陸、香港兩岸三地的企業相互投資，逐漸形成所謂的「中國概念股」（簡稱中概股），本文所提及之「中國概念股」，乃是指台灣中國概念股，係指依「公開發行公司從事大陸地區投資處理要點」規定之投資方式直接或間接從事大陸地區投資，並經經濟部投資審議委員會依

「在大陸地區從事投資或技術合作許可辦法」核准投資金額累計達新台幣伍仟萬元以上之上市或上櫃公司。

根據經濟部投資事業處所統計(表 1-1)，1991 年至 2006 年 6 月，經濟部核准大陸投資總額合計 508.19 億美元，累計件數為 34,971 件。截至 2006 年 1-6 月止，大陸投資占我國對外投資比重高達 52.32%。此外，根據中國大陸「對外經濟貿易合作部」統計(見表 1-1)，累計至 2006 年 6 月底止，台資企業在大陸投資總數為 70,256 個，實際金額為 428.16 億美元，居外人投資第 7 位，次於香港、英屬維京群島、日本、韓國、德國及美國；惟許多台商以第三地(維爾京群島、香港及新加坡等地)公司的名義赴大陸投資，故台商實際投資可能高於現有統計。

同時，中國大陸已如預期於 2001 年 12 月正式加入 WTO(World Trade Organization，世界貿易組織)，成為世界貿易組織第 143 個會員國，並承諾將在五年之內調降關稅及取消進出口配額。此對台資企業而言，雖然將有更多的外資競爭者加入市場，但以大陸龐大的內需環境及人工成本優勢下，仍會是利多於弊。另一方面，政府對於「戒急用忍」政策的鬆綁，大幅放寬大陸投資限制，亦加速企業登陸的腳步。依據統計，赴大陸投資家數持續成長，截至 2001 年止，共有 413 家上市櫃公司已揭露大陸投資資訊，佔全體上市櫃公司總家數之 44.27%，較 2000 年之 330 家再增加 83 家，成長幅度達 25%。同時，此數字尚不包括目前大陸廠正在籌備中的公司，而在政府取消原來個案投資金額 5000 萬美元的上限及陸續開放投資項目後，送件家數及金額勢必掀起另一波高峰。因此，可預見未來引領台灣股市的將是陸續回收投資損益的中國概念股。

表 1-1 台商在大陸投資概況

類別 年份	經濟部核准核備資料				中共對外宣布資料		
	數量 (件)	金額 (億美元)	平均投資規模 (萬美元)	占我對外總投資比重 (%)	項目數 (個)	協議金額 (億美元)	實際金額 (億美元)
1991	237	1.74	73.48	9.52	3,884 [◎]	35.37 [◎]	8.64 [◎]
1992	264	2.47	93.56	21.78	6,430	55.43	10.50
1993	1,262 [#]	11.40	90.33	40.71	10,948	99.65	31.39
	8,067 ^{##}	20.28					
1994	934	9.62	103.02	37.31	6,247	53.95	33.91
1995	490	10.93	223.00	44.61	4,778	57.77	31.62
1996	383	12.29	320.95	36.21	3,184	51.41	34.75
1997	728 [#]	16.15	221.78	35.82	3,014	28.14	32.89
	7,997 ^{##}	27.20					
1998	641 [#]	15.19	236.97	31.55	2,970	29.82	29.15
	643 ^{##}	5.15					
1999	488	12.53	256.72	27.71	2,499	33.74	25.99
2000	840	26.07	310.36	33.93	3,108	40.42	22.96
2001	1,186	27.84	234.74	38.80	4,214	69.14	29.79
2002	1,490 [#]	38.59	258.99	53.38	4,853	67.41	39.71
	3,950 ^{##}	28.64					
2003	1,837 [#]	45.95	250.08	53.66	4,495	85.58	33.77
	8,268 ^{##}	31.04					
2004	2,004	69.40	346.31	67.24	4,002	93.06	31.17
2005	1,297	60.07	463.15	70.62	3,907	103.58	21.52
2006	519 [◎]	35.63	685.93	66.53	1,743	-	10.40
合計	34,971	508.19	141.31	52.32	70,256	-	428.16

資料來源：經濟部投資業務處，2006年8月4日

附註：(1)[◎]含1991年以前投資者，1993、1997及2002年因補辦許可投資案增加，致投資金額劇增。

(2)[◎]2006年僅記錄元月至六月份。

(3)[#]為新申請；^{##}代表補辦許可。

第二節 研究動機

隨著中國大陸市場快速成長，經濟實力與日俱增，以及獲利大幅揚升等種種因素，中國概念股成為近年來台股熱門話題。過去不被投資人注意的傳統產業股，如鋼鐵、塑化、水泥等等，在中國市場需求的加持下，營收成長表現相對突出，去年以來成長幅度甚至超過大部份的電子股。中國大陸快速成長的經濟實力是中國概念股躍升為台股主流的主因。以台灣經驗為例，在過去 1970~1980 年代，台灣經濟呈現高度成長、資金不斷湧入、企業加速投資的蓬勃榮景，因此造就當年台灣股市由 2、3 千點攻上萬點的大行情。目前，中國大陸亦正處於資金簇擁、市場加速成長、重大建設持續動工等有利環境。在快速成長的經濟實力造就下，中國大陸投資潛力因此大幅揚升。而多年來，台灣上市公司中深耕大陸市場有成者，由於一方面能同步享受中國經濟成長所帶來的企業高成長，一方面又因為在中國市場的獲利已經開始浮現，因此成為台股的投資主軸。

就投資型態而言，台商投資亦已由個別設廠，發展為成片開發，或由龍頭企業帶動相關企業一起赴大陸投資，逐漸形成集團化的發展趨勢。此現象除與國內產業同業會紛紛組團赴大陸考察或以團隊方式投資大陸有關外，由於中下游業者衍生供應來源的地區移轉，而使多數以供應原料為主的中大型企業不得不赴大陸投資；另產業關聯性高的產品製造商外移，帶動其他廠商外移等連鎖效應，則是另一不可忽略的原因。由此可知，大陸市場的磁吸效應正不斷擴散著。經過多年的投資，台灣上市公司大陸投資的績效開始顯現，績效反映在台灣赴大陸投資的上市上櫃市公司股價上，使得中國概念股已經成為現階段最受矚目的焦點，深受法人及一般投資人的重視。

2006 年三月兩岸經貿會談後，彼此關係進展加速，政府開放來台觀光的既定方向與同年六月份兩岸達成四項包機直航協議，顯示出兩岸關係正往樂觀的方向前進，未來包括開放觀光、放寬大陸投資限制乃至於三通，都可能在一兩年內推動，在美國

經濟成長趨緩下，中國可望成為下一個推動台灣出口成長的動力。2006 年第一季，中國 GDP(Gross Domestic Product, 國內生產毛額)成長率達 10.2%，預料第二季也能維持相同的成長速度，人民銀行對下半年的預估值，第三季與第四季分別為 9.6%與 9.3%，貨幣政策勢必要繼續緊縮，而人民幣升值的速度也可能加速。目前中國人民平均儲蓄率仍達六成以上，消費佔整體 GDP 比重不足四成，因此鎖定中國內需市場的中概類股，未來五年內，內需消費市場可望成為帶動 GDP 成長的主力，因此未來中概股的表現應值得投資人重視。

在台灣企業赴中國大陸投資狀況如此熱絡的同時，法人與投資人首要關心的即是如何獲取利潤。中國概念股的股價在台灣股市的表現是否能如預期般的成長，或是在投資的過程中因為成本降低而提高營運績效。過去的研究文獻中，大多僅以各類型的產業類股與大盤股價指數相比較；較少單獨談論中國概念股。本文欲以類股的概念來分析中概股與加權台股指數的關聯性，如果中國概念股的股價指數與台灣證券交易所加權股價指數之間，有顯著的連動關係或是資訊傳遞的作用，我們就可以利用兩者之間的市場效率性以及指數領先落後的情形，研究其中的相互影響效果，並且以中國概念股的股價指數預測大盤的走勢，提供投資人在制訂投資決策時的參考。

第三節 研究目的

台商投資大陸多年，營運績效已慢慢顯現，不論就收益面或潛在成長性而言，中國概念股都將是未來的明星投資標的股。以如此發展趨勢來看，在未來的台灣股市中，中國概念股可望成為最重要的類股。但由於兩岸複雜的政治情勢，常左右投資大眾的信心，因此本文將探討中國概念股與台灣股市間的連動情形，茲將本研究之研究目的彙整如下：

- (一)探討中國概念股股價指數與台灣證券交易所加權股價指數，是否呈現定態(Stationary)的現象，以了解兩種股價指數之間的相關程度。
- (二)以 Johansen(1988)所提出的共整合(Cointegration)模型檢定中國概念股股價指數與台灣證券交易所加權股價指數之間，是否具有長期穩定的均衡關係，進而了解其指數報酬的異質性，以及訊息影響的效果。
- (三)以 EGARCH 模型分析中國概念股的股價指數與台灣加權股價指數間的長期關係，探討當市場上產生衝擊與資訊不對稱的情形時，兩種指數的變化狀況。

第四節 論文架構

本研究共分為五章，各章內容概要說明如下：

第一章 緒論

說明本研究之研究背景、研究動機與研究目的。

第二章 文獻探討

中國概念股股價指數與台灣證券交易所加權股價指數的相關文獻回顧，進一步瞭解兩者之間的相互影響現象，提供研究理論的基礎。

第三章 研究設計

包括單根檢定、共整合檢定、異質性檢定與ARMA模型配適、一般化自我迴歸條件異質變異數模型(GARCH)、修正後的不對稱GARCH模型(EGARCH)，以及其他相關數學計量模型。

第四章 實證結果

根據第三章的研究方法並依照本研究所分類的資料形式進行分析，並提出實證研究結果。

第五章 結論與建議

根據本研究的實證結果進行彙總說明，並提出建議以供後續研究參考。

第二章 文獻探討

本文為了瞭解中國概念股的股價指數與台灣加權股價指數之間的關聯性與市場效率性，以下將目前國內外學者對於本文相關的研究作初步的分類：第一部分為台灣產業類股的相關研究文獻，第二部分是台灣股價指數與國外股市連動關係之文獻探討，第三部分彙整以中國概念股為研究主軸的文獻回顧，第四部分是文獻的總結，以及說明本文研究的主要方向。

第一節 台灣產業類股關聯性相關之文獻回顧

柯菁菁(1996)以 ADF 單根檢定與 Johansen 共整合檢定法探討產業內同產品廠商之股價關係與產業間上、下游之相互關聯性。研究結果發現：生產同產品廠商的股價間是否具有長期穩定的均衡關係，可藉由該項產品佔公司營業收入的比重來決定；即產品所佔的營業收入比重愈大，長期穩定的均衡關係就愈明顯。

何威翰(1997)以 Hisao 因果關係檢定法研究個人電腦產業之上、中、下游廠商的股價是否具有關聯性。同時探討總體經濟情勢的變化是否會影響到電腦產業公司的股價報酬率。實證結果如下：(1)上游廠商對中游和下游的影響較為明顯，而下游產業對上游與中游的影響較小；顯示個人電腦產業（即下游廠商）的成長並無法明顯帶動上、中游廠商的股價。(2)除了個人電腦產業外，其餘產業的公司股價均會受到該產業景氣變動的影響。

張裕波(1997)使用向量自我迴歸模型與 Granger 因果關係檢定法探討台灣電子產業上、中、下游之股價關聯性。研究結果指出：(1)在對股價的影響力方面，電子產

業上游最大，中游次之，下游廠商則最小；(2)電子類股上游廠商的股價對其本身的解釋能力很高，而中、下游的廠商較無法影響上游。故電子類股的上游廠商在該產業中具有領導地位；(3)台灣的電子產業類股上、中、下游之間存在股價的連動關係，上游對中、下游的影響較大，其衝擊大部分持續在一個星期以內。

蔣繼賢(1998)以 ADF 單根檢定和 EG 兩階段共整合模式，研究 IC 產業之各生產階段的股價關聯性。其實證結果發現：(1)IC 產業各階段廠商的加權股價指數呈現 I(1)序列；(2)IC 設計與 IC 光罩兩產業間具有連動性，表示目前國內的 IC 設計廠商與光罩代工產業的合作關係十分密切；(3)台灣 IC 產業可以藉由上游或中游的股價走勢預測下游廠商的股價變化情形。顯示台灣 IC 產業的上、中、下游廠商垂直分工的情況十分明顯。

林俊亨(1998)利用 Johansen 共整合檢定、ECM 誤差修正模型以及 Granger 因果關係檢定，探討股價報酬變動對台灣資訊電子業上、中、下游廠商的傳遞效果。研究結果如下：(1)台灣資訊電子業中，僅中、下游廠商的股價具有長期穩定的均衡關係；(2)在股價的日資料與週資料都顯示出，中游產業的股價報酬變動均會影響下游廠商的股價報酬。

蔡莉芸(2002)以因果關係檢定與變異數分解研究電子類股、金融類股與台股指數之相關性。認為金融類股與電子類股前一期的表現會影響到台股指數，同時電子股對於台股指數有明顯的指標作用；若電子股表現強勢時，未來台股指數極可能會產生同向的反應。

魏志鴻(2002)採用 Granger 因果關係檢定、衝擊反應分析以及變異數分解，探討台灣股市六大類股之間的關聯性。研究結果如下：(1)不論落差期數為何，金融與電子產業的股價反應均領先其他食品、造紙、塑化與紡織類股；(2)台灣加權股價指數

的六大類股中，電子類股對其他產業的影響力最大，同時電子類股的外生性與內生性亦最強。相對的紡織類股對於大盤指數的影響力則為最弱。

由以上相關的研究文獻可得知，國內各類股產業的股價指數會分別因相異的產業特性、景氣循環、分工狀況以及經營模式，而與整體的加權股價指數有不同程度的連結與關聯性。而部分廠商將生產單位移至中國大陸之後，上中下游的產業鍊會形成橫跨海峽兩岸的情形，台灣目前的投資環境與股市生態，在中國概念股的比重持續增加，與過去相較也產生很大的差異性。因此瞭解中國概念股的特質，才能加以分析其股價指數與大盤之間的互動關係與影響程度。

第二節 國內股價指數與國外股市連動相關之文獻探討

Ng, Cheng and Chou(1991)以 ARCH 模型探討由美國股市報酬率波動性的外溢效果，分析股市跨國投資在波動性傳遞扮演的角色，研究對象為美國、日本、台灣、韓國、泰國等股市，研究期間為 1986 年至 1988 年的日資料。實證結果發現美股報酬率波動性對台灣、韓國股市無顯著外溢現象。但是在日本、泰國政府改革資本市場以促進跨國投資後，美國股市報酬率波動性對日本、泰國股市外溢效果則顯著增加。

Cheung and Mak.(1992)以 Granger 因果關係檢定法研究全球股市變動的因果關係，研究對象為美國、日本、澳洲、香港、台灣、韓國、馬來西亞、菲律賓、新加坡和泰國等股市，研究期間為 1977 年至 1989 年的股價週報酬率資料，實證結果為：(1)美國股市領先台灣、韓國及泰國以外的所有亞太新興股市；日本股市領先香港、新加坡和泰國等股市；(2)全球性因素對亞太新興股市的影響，比區域性因素大。

Chowdhury(1994)以 GARCH 模型探討各國股市連動關係，研究對象為美國、日

本和亞洲四個新興工業國家香港、新加坡、台灣、韓國等六國股市，研究期間為 1986 年至 1990 年的日資料。實證結果得知香港與新加坡股市間存在顯著的連結性，美國與日本之間亦顯示出顯著的連結性；但是台灣及韓國兩股市對國外市場之訊息並不敏感，較不受其他國家訊息影響。

蔡玠施(1994)以 GARCH-M 模型研究台灣、日本、香港、新加坡與韓國股市，使用 1982 年至 1993 年的日資料，其結果顯示全球股市崩盤後，台、港、日股市具相互波動效果；而且台、韓以及新加坡股市連動與整合度上升。

劉宗達(1994)以 Granger Causality 的方法對大陸股市進行研究，研究對象為美國、日本、香港、台灣、中國大陸股市，研究期間為 1991 年 1 月至 1993 年 10 月股市月資料，實證結果發現：美國領先大陸股市變動 7 個月；另外，大陸股市領先日本股市變動 6 個月，大陸股市領先台灣股市變動 4 個月。

劉興唐(1997)以狀態空間模型研究美國股市與亞洲各國股市（台灣、香港、日本、韓國、印尼、泰國與馬來西亞）的連動關係，研究樣本為 1995 年至 1997 年的股市日資料。其研究結果如下：(1)美國道瓊指數佔有市場領導者的地位，而那斯達克指數的影響力僅次於美國道瓊指數；香港在亞洲股市中的影響力最大；(2)台灣股市主要受到美國道瓊指數、那斯達克指數以及港股影響。

胡峻毓(1999)以向量自我迴歸模型(VAR)研究歐美、亞洲與台灣等 16 個國家的股市連動現象，實證結果指出美國股市領導全球市場；而日本股市與已開發國家股市的連動現象，優於與新興國家的股市連動；同時印尼股市對東南亞國家股市的影響較為強烈。

黃培哲(2001)以 VAR-GARCH 模型，針對兩岸三地股市之動態關聯與波動傳遞機

制作一深入分析，實證結果如下：(1)台灣與上海股市間存有交互的報酬外溢效果。隨著大陸股市升溫，來自全球各地的資金陸續搶進大陸股市，其中當然包括與大陸經貿關係日益密切的台股資金，而兩岸股市資金在檯面下的互通，也使得台灣與上海股市報酬間存有一定程度的連動。(2)香港為兩岸三地股市中最主要的資訊輸出者。其中原因不外乎香港在兩岸經貿交流，長期扮演著居中緩衝的關鍵角色，再加上它的經濟體系比較自由開放，使得資金可輕易流至台灣與大陸股市。(3) 在兩岸三地股市中，波動傳遞亦具有不對稱的特性，與 Koutmos、Booth et al 與 Kanas 等學者的實證結果相同。

張巧宜(2003)使用分數共整合模式來研究上海、深圳、香港與台灣等兩岸四地股票市場的連動關係，並與傳統整數共整合來進行比較，實證結果發現：(1)深圳 B 股、上海 B 股以及台灣與香港有分數共整合的關係；(2)深圳 B 股和上海 B 股有整數共整合的關係存在；(3)在兩岸四地股票市場中，大多數都不具有共整合關係，因此投資人可藉由多角化投資，達到分散風險的目的。

根據以上的文獻可以看出，兩岸三地的股票市場彼此的關係已日趨緊密，上海、香港、深圳的股市報酬率與台灣加權股票市場之間的報酬率已有不少研究指出具有一定程度的關聯性。再加上國內企業赴中國大陸投資業已形成一種趨勢，因此中國概念股對於台灣的股市而言，其重要性自然水漲船高；以下再就中國概念股相關的研究文獻作討論。

第三節 中國概念股相關之文獻回顧

尤義明(1996)利用 GARCH 模型探討兩岸三地資本市場間的因果關係，以及彼此間股票市場報酬率與波動性的外溢效果。研究結果發現：(1)兩岸三地，除了深圳與

上海股市間是呈單向影響關係外，其他市場間都是呈現強烈回饋的因果關係；(2)台灣與香港間報酬率外溢效果是雙向的，但波動性外溢效果是單向的；(3)台灣與深圳間的資金移轉與經濟連動性較上海強；(4)香港與深圳資金往來頻繁，但是大陸股市非預期性波動並不會外溢到香港股市；(5)上海與深圳股市的報酬率與波動性外溢效果都是雙向的。

黃國忠(1999)針對赴大陸地區投資的台商公司來進行研究，結果發現：(1)早期進入大陸投資的台商，如輪胎、鞋業、及電子產業，其台商的報酬率高達 50%以上；(2)雖然大陸自 1998 年起，出口衰退，但若人民幣貶值會造成更嚴重的影響。但若是出現微幅貶值，將有利於以傳統外銷為主的中概股。

楊朝成(2000)主要探討上市公司的股票報酬率，與其基本面決定因素間之關係，是否會受到公司大陸投資決策之影響而有所不同。本研究不同於過去將大陸投資決策視為外生變數的做法；認為投資大陸與否乃是一內生的決策變數。因此本研究乃將公司是否赴大陸投資當作因變數，同時，採取二階段模型來做研究，第一階段探討影響上市公司赴大陸投資的公司本身因素為何，並估計此一決策之機率；第二階段在條件機率下探討公司基本面變數對股票報酬率的影響是否受大陸投資決策影響而有所不同。研究發現當公司保留盈餘佔總資產比率越高、外銷比重越高、設立時間越長，赴大陸投資的機率越大。而公司基本面變數對股票報酬率的影響並不會因公司是中概股或並非中概股而有太大的差異。同時，經研究證實，台灣股市確實存在淨值市價比的現象。

葉嵩生、沈筱玲與林書賢(2002)以共整合模式及向量自我迴歸模型，探討 47 家赴大陸投資之國內資訊電子業者之股價指數與國內股市、中國大陸股市及美國那斯達克股市間之連動性及相互影響關係，並分析中國投資概念股中，六大產業類股(主機板、硬體設備、電腦組裝、通訊網路、電源供應器及印刷電路板)股價指數間之連動

性及相互影響關係。研究結果發現：(1)由共整合檢定可知，中國投資概念股尚未與國內股市、美國股市及中國大陸股市形成共整合市場；(2)相關係數矩陣、Granger 因果關係檢定及預測誤差變異數分析，皆支持中國投資概念股與國內股市、美國股市間存在極高的相互依存關係；(3)由共整合檢定可知，中國投資概念股之六大產業類股存在一共整合向量，為一整合市場，彼此的股價指數間具有長期共同移動關係；(4)由誤差修正模型可知，六大類股間存在五個誤差修正模型，顯示中國投資概念股各類股間長、短期股價具有密切的動態調整關係，其中以電腦組裝類股最具有影響其他類股的能力，因果關係檢定及預測誤差變異數分析亦支持此實證結果。

楊雅晴(2001)採事件研究法驗證國內上市公司進行大陸投資的宣告效果，將樣本區分為電子產業與非電子產業，藉以釐清不同產業對進行投資宣告知股價影響效果，本研究並進行累積異常報酬率差異分析。研究結果為：(1)當國內上市公司進行大陸投資宣告，在宣告當日會有顯著正向異常報酬；(2)非電子業進行大陸投資宣告，在宣告當日會有顯著正向異常報酬，但電子業進行大陸投資宣告，在宣告當日無顯著正向異常報酬；(3)規模較小的上市公司進行大陸投資宣告之正向累積異常報酬顯著大於規模較大的公司；(4)市場景氣對大陸投資宣告並不具解釋能力。

李宜蓉(2001)採單根檢定、共整合檢定、Granger 因果關係檢定、預測誤差變異數分解及衝擊反應分析來對美國道瓊工業指數、日本日經 225 指數、香港恆生指數、台灣發行量加權平均指數以及大陸上海 B 股指數之五國股市日資料進行實證分析。研究發現：(1)五國股市間並無長期共同趨勢存在；(2)美國股市領先香港、台灣、日本，日本東京股市領先台灣、香港；(3)兩岸三地股市在香港回歸後，互動增強，台灣總統大選後，互動稍減，在兩岸加入 WTO 之後，互動再度增強；(4)兩岸三地股市變動衝擊效果主要使得本身股市發生正向反應外，對美國股市的衝擊，台灣、香港股市亦出現正向的衝擊反應。

陳怡君(2003)使用共整合檢定與誤差修正模型，研究中國概念股指數、台灣證券交易所加權股價指數、紐約道瓊工業股價指數、那斯達克股價指數、上海綜合股價指數與香港恆生股價指數之傳導及股價互動過程，以及對中國概念股股價會產生影響的變數。發現中國概念股股價確實會因母公司赴大陸投資的投資損益情形而有影響，其顯著性檢定顯示大陸投資損益佔母公司稅前盈餘、大陸投資對稅前 EPS 貢獻度、大陸投資損益均會影響中國概念股股價。同時也提出台灣市場與美國市場的連動程度更勝於大陸，除了台灣在國際經貿體系中扮演一重要的角色外，因為大陸經濟開放與法規制定的腳步有待加強，因此台灣中國概念股的上市公司應更掌握美國的經貿動態。

綜合以上研究，可以發現到中國概念股的重要性，隨著企業赴大陸投資的數量與金額逐漸增加，對於台灣加權股價指數的影響也會擴大。然而中國概念股股價指數與台灣加權股價指數之間是否存在長期穩定而均衡的關係，也將是本文所欲研究的重點之一。

第四節 文獻探討總結

由以上的文獻中可以初步得知，在亞太地區的總體經濟環境之中，各國股票市場之間的關聯性確實存在；只是影響程度的大小隨著各國國情、主要產業、政治環境與地理特性等而有所不同。然而台灣與中國大陸之間複雜而微妙的情勢，使得中國概念股與台灣本土股市之間的關係更加難以解釋。

目前台灣地區對中國大陸的投資比重已經佔了我國對外投資總額的半數以上，而國內企業在內地投資設廠的比例也是逐年升高，中國概念股的數量與產業項目與日遽增。因此中國概念股股價指數對於台灣證券交易所加權股價指數的影響，以投資者的角度而言應有絕對的參考價值。

而過去的研究文獻大多是討論各類型的產業類股與整體台灣股價指數之間的關聯性，或是中國大陸股市的行情對中國概念股的股價影響。而本文將中國概念股的股價指數，以類股的觀點研究其與整體大盤指數的關係。所以探討中概股的股價指數與台灣股價指數之間的連動性，以及兩者之間資訊傳遞與相互影響的效果，進而解釋其產生的現象，提供予國內的投資人參考，對於中國概念股的投資策略有所幫助，將是本文研究的主要課題。

第三章 研究設計

此章說明本文實證部分之研究方法，共分為三節，第一節為本文之研究流程；第二節為資料的來源與樣本特性；第三節為研究方法之敘述，包括單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、向量自我迴歸模型、GARCH 模型以及修正後的 EGARCH 模型等做初步的介紹。

第一節 研究流程

本文將對所收集到之時間數列，亦即中國概念股的股價指數和台灣加權股價指數之指數數列，進行ADF單根檢定，目的在檢定其是否為恆定數列。若檢定結果為接受單根，表示此時間數列不為恆定時間數列，則必須對數列進行差分，再做單根檢定；若以一階差分後，再以單根檢定結果拒絕單根則表示此數列為恆定數列，且服從 $I(1)$ 型態，其中1表示一階差分後具有恆定性質。

經由單根檢定產生一恆定的時間數列之後，本研究以下列方法進行檢定，分別為共整合檢定和EGARCH模型。若存在共整合關係，表示兩變數在長期有一共同趨勢，不論變數是否穩定，只要具共整合關係，其線性組合必為穩定；反之，若變數不具共整合關係，則兩變數不具長期連結性(Long-run Link)。故檢測中國概念股的股價指數與台灣加權股價指數間是否存在有共整合性，也就是在研究兩者間是否有長期穩定之連結性，亦即若數列中的隨機趨勢項(Stochastic Trend)有共同的走勢，則各變數間在長期下便有一定的均衡關係。如果指數變數間有此特性，表示兩種指數之間有預測走向的功能存在。

最近探討市場波動性效果的相關性研究大部分皆採用允許異質變異的GARCH模型，如Moosa and Al-Loughani(1994)和Al-Lough and Chappell(1997)。本文同時考慮中概股指數與台股指數兩個時間數列的交互關係，將兩種股價指數一起加入模型中，並以修正後的EGARCH模型來探討兩指數之波動關係，來判斷中概股指數與台股指數之間交互影響的效果(參照圖3-1)。

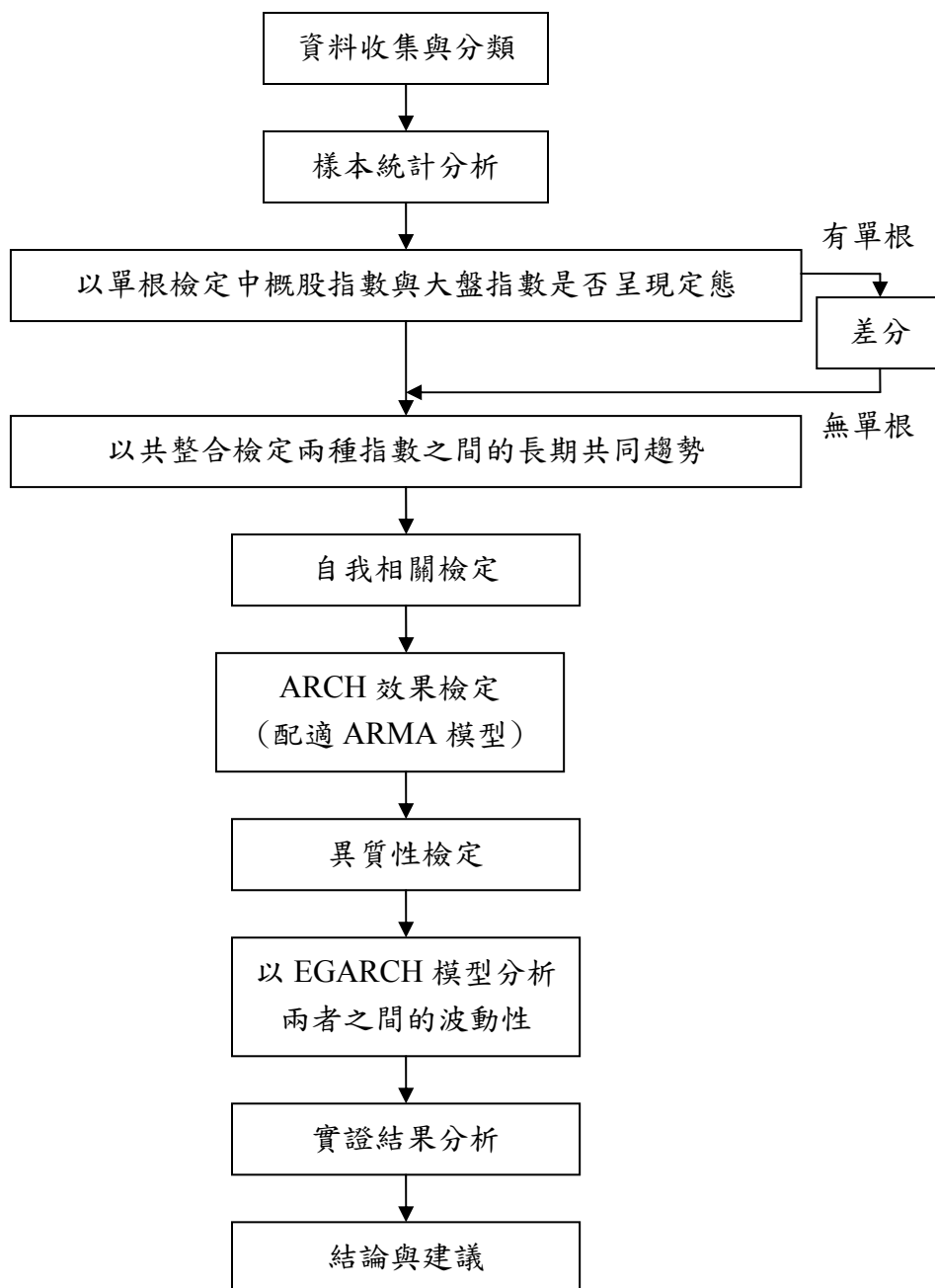


圖 3-1 研究流程圖

第二節 資料來源與樣本說明

本文是以中國概念股股價指數與台灣證券交易所加權股價指數數列為研究對象。加權台股指數的研究資料是從2001年1月1日起至2005年12月31日止共五年的股價指數，實證資料為每日收盤價的日資料，共1,238筆，資料來源為台灣證券交易所。而中國概念股的股價指數，是取自於TEJ台灣經濟新報資料庫，資料期間也是2001年1月1日起至2005年12月31日止，共五年1,238筆的每日收盤價。

第三節 研究方法

一、單根檢定

傳統的迴歸模型是建立在資料數列呈穩定的型態，且假設殘差項為白噪音，如果我們將非定態的資料，直接進行傳統的迴歸分析，則可能導致假性迴歸(spurious regression)的結果；所謂的假性迴歸，是指模型雖然有很高的解釋能力(R^2)，且T統計量也很顯著，但其結果卻不具任何的經濟意義。因此在作時間序列之各項統計分析，必須先判定資料結構是否為定態，這種檢定稱為單根檢定(Unit Root Test)，以避免產生假性迴歸的問題。本研究使用兩種單根檢定的方法，分述如下：

(一)ADF(Augmented Dickey-Fuller)單根檢定，其檢定模型如方程式(3-1)所示：

$$\tau_{\mu} : \Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3-1)$$

其假設檢定為：

$H_0 : \gamma = 0$ (序列存在單根，非定態)

$H_1 : \gamma \neq 0$ (序列不存在單根，定態)

若所研究的變數呈現非定態的時間序列，則要經過差分使其達成定態。

(二) PP 非參數單根檢定法(Phillips and Perron)

PP 單根檢定以調整 AR(1)模型中 γ 係數的 t 統計量來捕捉殘差項的序列相關。由於落後期數不易決定，Phillips and Perron(1988)提出無母數校正檢定法(non-parameter correction method)，校正後的統計量仍為標準的 Dickey-Fuller 分配，故可以查 Dickey-Fuller 的臨界值。首先計算 Dickey-Fuller 統計量，其模型如公式(3-2)：

$$t_{PP} = \frac{\gamma_0^{1/2} t_b}{\hat{\omega}} - \frac{(\hat{\omega}^2 - \gamma_0) T s_b}{2\hat{\omega}^2} \quad (3-2)$$

並利用無母數統計法加以調整，以消除分配中對誤差項因模型設定時所產生額外的變數，PP 單根檢定 t 統計量如公式(3-3)所示：

$$t_{PP} = \frac{\gamma_0^{1/2} t_b}{\hat{\omega}} - \frac{(\hat{\omega}^2 - \gamma_0) T s_b}{2\hat{\omega}^2} \quad (3-3)$$

其中 t_b 為 β 之 t 統計量， s_b 為 β 之標準差，虛無假設及對立假設分別為 H_0 ：有單根及 H_1 ：無單根。

二、共整合檢定

若數列 X_t 為具有單根之非恆定序列，經過 d 次差分成恆定序列，則稱其為整合級次(Order of Intergrate) d 之序列差分後成為恆定序列，即 $X_t \sim I(d)$ 。然而以差分的方式來將數列轉為定態序列再進行迴歸分析，會喪失原始數列間可能存在之長期均衡關係，因而產生了不恰當的結論，為了避免此缺點，Engle and Granger(1987)提出了兩階段共整合分析。

而所謂共整合的觀念是指，若兩變數原本不屬於恆定時間數列，故其線性組合也不會屬於恆定型時間數列，但變數之間具有某些經濟關係而存在一種組合型態式屬於恆定型的數列，則將說明兩變數間具有共整合關係。

令 X_t 為 $n \times 1$ 之向量時間序列，其向量 X_{it} 均為 $I(d)$ 之序列，若存在一向量 α 使得 $\alpha X_t \sim I(d-b)$ ， $b > 0$ ，則向量 X_t 之變數間具有共整合之關係，表示為 $X_t \sim CI(d,b)$ ， α 稱為共整合向量(Cointegrating Vector)由於變數間可能存在一個以上的共整合關係，因此 α 可為矩陣，即由 r 個獨立的共整合向量所組成， $r \leq n-1$ ，此 r 即稱為共整合秩(Cointegrating Rank)。

Engle and Granger(1987)考慮 $d=b=1$ 之情形，此時長期均衡誤差(Equilibrium Error) $Z_t = \alpha X_t$ 為 $I(0)$ 之序列，建議下列方式進行共整合檢定。第一步驟是對(3-4)式以OLS估計共整合向量。

$$X_{it} = \alpha_1 + \sum_{j=2}^n \beta_j X_{jt} + \varepsilon_t \quad (3-4)$$

(3-4)式稱為共整合迴歸(Cointegrating Regression)。當變數之間具有共整合關係時，其係數之估計具有一致性，且殘差項屬於恆定數列，因此第二步驟是以上兩式之殘差項進行ADF檢定：

$$\varepsilon_t = \gamma \varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^m \Delta \varepsilon_{t-j} + v_t \quad (3-5)$$

其中 v_t 為白噪音。若檢定結果拒絕殘差項具有單根，則表示變數之間的共整合關

係成立。若檢定的結果顯示台股加權股價指數與中概股股價指數有共整合關係，則進一步對所選變數進行自我相關檢定。

三、自我相關檢定與異質性檢定

若變數間存在序列相關與波動群聚之非線性相依的現象，時間數列模型通常利用模型等式右邊增加應變數自我相關的落後階數來解決序列相關的問題。而股價指數的資料有序列相關和條件變異數可能隨時間變動之情況，此點不但表示變異數不具齊一性，且變異數之間似乎存在某種關係，為了描述此叢聚的特性。Engle(1982)提出自我迴歸條件異質變異(Autoregressive conditional Heteroskedasticity, ARCH)模型，將條件變異設定為落後 q 階的殘差平方之線性函數。

(一)自我相關檢定

Yang and Brorsen(1993)指出若報酬存在條件異質變異數，此時必須考慮報酬存在自我相關的問題，否則會得到不一致的參數估計值。因此以自我迴歸模型來建立報酬率的條件平均數方程式：

$$R_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad i = 1, \dots, n \quad (3-6)$$

迴歸式中殘差項 ε_t 若不為白色噪音(white noise)或有線性相關，則其平方項會受到干擾，所以在檢定ARCH效果之前，須先判定殘差項是否有無一階或高階自我相關，在此採用Ljung-Box Q test(1978)：

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{j=1}^m \frac{r_j^2}{(T-j)} \sim \chi^2(m) \quad (3-7)$$

其中 T 為樣本數， m 為自我相關階數， r_j 為第 j 個自我相關係數， $Q(m)$ 為近似於自由度為 m 的 χ^2 分配。虛無假設及對立假設為： $H_0: \varepsilon_t$ 無自我相關及 $H_1: \varepsilon_t$ 有自我相關。

(二)ARCH 效果檢定

Engle(1982)提出以LM統計量作為檢定ARCH效果的工具。其檢定方式可分為以下三步驟：

a.先利用最小平方法估計殘差項， $\varepsilon_t = Y_t - \beta X_t$

b. ε_t^2 為被解釋變數， ε_t^2 的落後項為解釋變數得一輔助迴歸式：

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i} + v_t \quad (3-8)$$

c.以輔助迴歸式計算 $(T-q) \times R^2$ ， T 為樣本數且 $(T-q) \times R^2 \sim \chi^2(q)$ ，LM檢定的虛無假設為 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$ ，當統計量超過臨界值時，則應拒絕虛無假設，即表示存在ARCH 效果。

四、一般化自我迴歸條件異質變異數(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, GARCH)模型

在財經的實證上發現許多時間序列資料的變異數是不固定的，而是隨著時間的改變而改變，但傳統上計量模型都假設變異數為固定，所以為了描述股價指數波動具有波動叢聚的現象，Engle(1982)提出自我迴歸異質條件變異數(ARCH)模型，此模型允許條件變異數為過去殘差值的函數，使條件變異數並非固定常數而是隨時間改變。而 Bollerslev(1986)則是將過去殘差及條件變異數加入條件變異數方程式中，使其模型更能縮減估計的參數個數，並有很好的估計效果，此模型稱為一般化自我迴歸異條件變

異數(GARCH)模型。Bollersler(1986)GARCH(1,1)模型之架構為：

$$\text{平均數方程式} \quad R_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-9)$$

$$\text{條件變異數方程式} \quad h_t = w + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (3-10)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

其中 h_t 為模型殘差之異質條件變異數，其受過去誤差干擾項 ε_{t-1} 的影響，以及自身過去條件殘差變異數 h_{t-1} 之影響。

五、修正後之 EGARCH 模型

國外學者Nelson(1991)認為GARCH模型在設定上仍有若干的缺失存在，將三項缺點列出如下：

- 1.GARCH模型無法解釋現在的波動性與未來指數的波動呈現負向關係。
- 2.GARCH模型在條件變異數中，對參數限制不能為負數，有可能破壞了條件變異數的動態過程，無法將條件變異數隨機波動的行為納入考慮。
- 3.GARCH模型無法解釋前期的衝擊對當期條件變異數的影響持續時間。

有鑑於此，Nelson(1991)經過研究後提出能修正GARCH模型缺點的不對稱GARCH(Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, EGARCH)模型。

當金融指數的波動具有不對稱的效果，如 Black(1976), Schwert(1989)等，他們都發現到負面影響所產生的波動性比正面消息所產生的波動性還大。Campbell and Hentschel (1992)提出一點可能的原因是波動的回饋效果(volatility feedback effect)，由於波動具有持續性，即正面衝擊通常跟隨著正的衝擊，使未來的波動增加、風險增加

的效果使指數走向下跌，而抵消了正的衝擊所帶來的影響，相對的，對負面衝擊而言，波動的回饋效果反而會擴大對負向衝擊的影響，因而造成指數波動的不對稱效果。

$$\text{平均數方程式} \quad R_t = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-11)$$

$$\text{變異數方程式} \quad \log(h_t) = w + \beta \cdot \log(h_{t-1}) + \gamma \cdot \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right] \quad (3-12)$$

其中 R_t ：表示 t 期的指數

ε_t ：表示 t 期的殘差

h_t ：指數的條件變異數，即波動性

γ ：表示符號效應的迴歸係數

根據Nelson(1991)的研究，以及Hamilton(1994)的整理， γ 具有下列性質：

1. $\gamma = 0$ 時，同規模的正向訊息衝擊與負向訊息衝擊(ε_{t-1})具有相同的效果。
2. $-1 < \gamma < 0$ 時，不論是正向或是負向同規模訊息衝擊，都會使指數波動性增加，但是負向訊息衝擊的增加效果較大。
3. 當 $\gamma < -1$ 時，正向訊息衝擊對於指數波動性效果為負，負向訊息衝擊對於指數波動性效果為正。

本研究在檢定台股股價指數是否為中概股股價指數的不偏估計值時，亦同時考慮了波動性異質，和隨時間變動系統性風險溢價因素對於台股指數預測誤差影響。當資料存在自我迴歸異質條件變異時，最小平方估計法可能會喪失效率性，而這種非線性的最大概似估計式可以得到比較有效率的估計結果。在平均數方程式中，台股股價指數不但受到中概股股價指數影響外，同時受到本身條件變異的影響，若將條件變異視為系統風險，則 h_t 經估計的結果顯著異於零，表示台灣股票市場存在隨時間變動的系統性風險溢價。

第四章 實證結果

本章共分為六小節。第一小節先對所欲研究的變數作基本統計量的分析；第二小節針對台股加權股價指數與中國概念股股價指數的原始數列以及一階差分後的報酬序列進行單根檢定，檢驗其是否呈現定態；第三小節對於兩種股價指數進行共整合的測試，以瞭解在市場中兩種指數是否存在長期穩定的均衡關係；第四小節以自我相關檢定兩種報酬數列，檢驗其是否受到自身前後幾期的影響，再針對落後期數做 ARMA 模型的配適；第五小節將兩者進行異質性檢定，分析其報酬序列的殘差是否存在異質性；第六小節將以 GARCH 模型與修正後的不對稱 EGARCH 模型分析兩者之間的波動性。

第一節 基本統計量分析

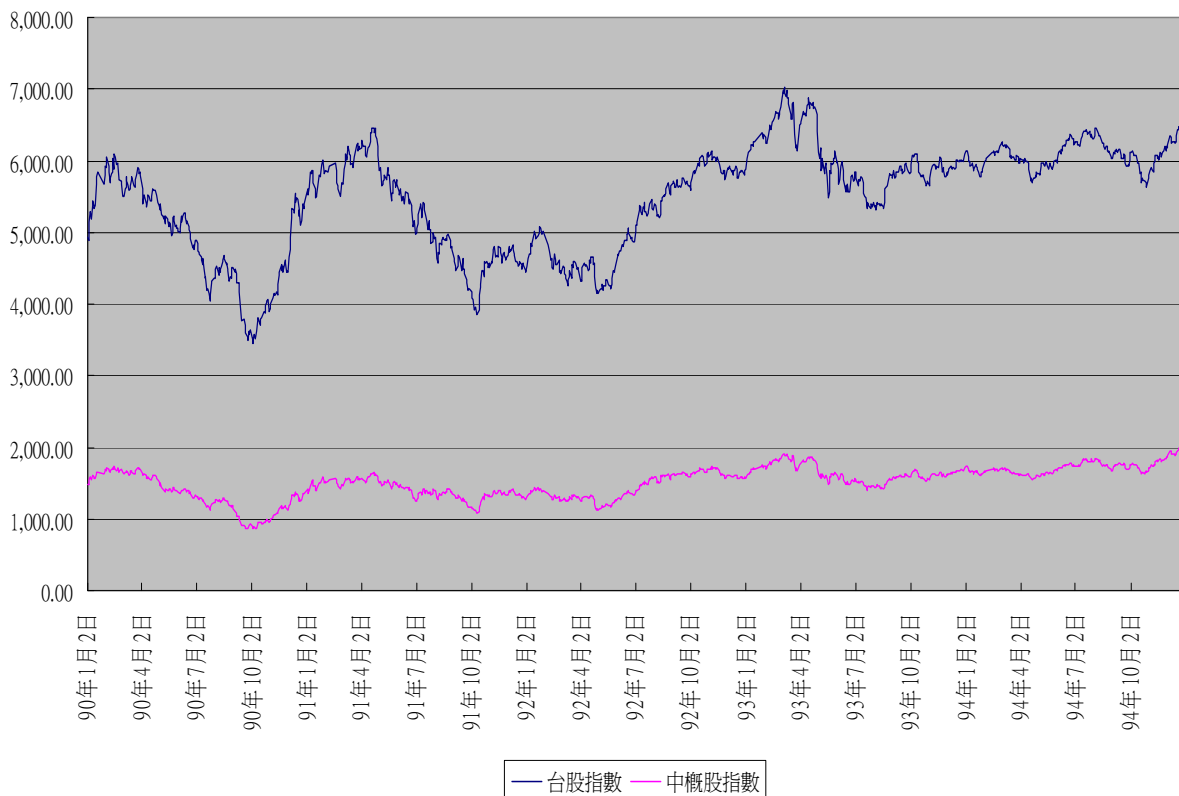
原始的台股加權股價指數與中國概念股股價指數均為時間序列，由圖 4-1 可看出，兩種指數在股票市場中的趨勢相近，顯示兩者之間有一定的關聯性存在，這也就是本文所欲探討的現象。表 4-1 列出了兩種股價指數的基本統計量，在相關係數一欄顯示兩者相關係數超過 0.9，且兩種指數的分配均偏左，峰態係數均小於 3，表示兩種指數數列均不為常態分配。

表 4-1 變數基本統計量

資料期間 2001/01/02~2005/12/30 共 1,238 筆交易日資料		
項目	台股加權股價指數	TEJ 中國概念股股價指數
平均數	5,486.195	1,512.923
標準誤	20.738	6.181
中間值	5,710.43	1,561.005
標準差	729.668	217.468
變異數	532,415.007	47,292.197
峰度	-0.529	0.015
偏態	-0.546	-0.524
範圍	3,587.84	1,152.75
最小值	3446.26	859.25
最大值	7034.1	2012
資料個數	1,238	1,238
相關係數	0.947597573	

資料來源：本研究整理

圖 4-1 股價指數分配圖



第二節 單根檢定

本節分別以 ADF 與 PP 兩種檢定方法，檢定台股加權股價指數與中國概念股股價指數的原始數列是否存在單根，接著再以相同方法檢定一階差分後的指數報酬序列是否呈現定態。若數列為非定態而進行迴歸，將會形成假性迴歸而使檢定結果失去意義。單根檢定的虛無假設為數列具有單根現象，若拒絕虛無假設表示數列呈現定態，無單根現象的存在。以 ADF 檢定而言，在 0.01 的顯著水準之下，其臨界值為-3.4359。由表 4-2 與表 4-3 中可看出，股價指數原始資料的檢定結果無法拒絕虛無假設，但是在一階差分後的指數報酬序列在 0.01 的顯著水準之下，拒絕單根存在的虛無假設，表示兩種股價指數的指數報酬為定態的數列。

表 4-2 股價指數原始資料單根檢定結果

檢定方法	台股加權股價指數	TEJ 中國概念股股價指數
ADF 檢定	-2.327183	-2.468236
PP 檢定	-2.480543	-2.588435

表 4-3 股價指數一階差分後單根檢定結果

檢定方法	台股加權股價指數	TEJ 中國概念股股價指數
ADF 檢定	-33.32831***	-33.15522***
PP 檢定	-33.32831***	-33.10817***

註：***表示在 0.01 的顯著水準下拒絕虛無假設。

第三節 共整合檢定

如果台股加權股價指數與中國概念股股價指數之間具有長期穩定的均衡關係時，應將此關係列入檢定，以避免模型上的偏誤。本研究以 Johansen 方法，對於台股加權股價指數與中國概念股股價指數的原始數列進行共整合檢定，以觀察兩者的長

期關係。檢定結果如表 4-4 所示，考慮時間趨勢與截距項，在 0.05 的顯著水準之下，無法拒絕至少存在一個共整合向量的虛無假設，說明了兩種股價指數之間，存在長期的穩定均衡關係。

表 4-4 台股加權股價指數與中國概念股股價指數共整合檢定結果

Trace 統計量				
虛無假設	特徵值	統計量	5% 臨界值	機率值
None	0.007303	15.67396	18.39771	0.1155
At most 1	0.005368	6.636894	3.841466	0.0100**

註：**表示在 0.05 的顯著水準下無法拒絕虛無假設

第四節 自我相關檢定與 ARMA 模型配適

本文使用 Ljung-Box Q(L-B Q)檢定，測試台股加權股價指數與中國概念股股價指數的時間序列是否存在自我相關的現象。若 Ljung-Box 的 Q 統計量顯著，表示數列存在自我相關。而 Ljung-Box 的估計統計量，1%的臨界值 16.81，5%臨界值為 12.59，10%臨界值則是 10.65。由表 4-5 可看出，台股加權股價指數在第 3 期之後，在 0.1 的顯著水準下無法拒絕無自我相關存在的虛無假設；而中國概念股股價指數在第 4 期後，也呈現顯著的自我相關現象。隱含兩種股價指數數列有著異質性的特徵。因此必須配適 ARMA 模型，來決定最適的落後期數。

表 4-5 台股加權股價指數與中國概念股股價指數自我相關檢定結果

	台股加權股價指數	TEJ 中國概念股股價指數
檢定期數	Q統計量	Q統計量
L-B Q(1)	9.7743	6.7073
L-B Q(2)	10.651*	7.9885
L-B Q(3)	10.683*	10.667*
L-B Q(4)	10.789*	10.694*
L-B Q(5)	10.955*	10.830*
L-B Q(6)	11.047*	12.914**
L-B Q(7)	11.135*	12.968**
L-B Q(8)	16.139**	13.866**
L-B Q(9)	16.161**	15.202**
L-B Q(10)	18.176***	15.961**
L-B Q(11)	18.667***	16.924***
L-B Q(12)	23.568***	16.950***

註：*表示 0.1；**表示 0.05；***表示 0.01 的顯著水準。

ARMA 模型的配適結果如表 4-6 所示，本文根據其結果來選擇殘差項的落後期數，取 AIC 值與 SC 值最小者作為最適期數。由表 4-6 中的 AIC 值與 SC 值相比較可得知，ARMA(2,1)的 AIC 值與 SC 值相對於其他期數而言較小。因此本研究決定決定台股加權股價指數與中國概念股股價指數的殘差項落後影響期數為 ARMA(2,1)。亦即在股價指數報酬的時間序列中，落後 2 期與前 1 期的殘差項對於當期的指數報酬率都會產生影響。因此接下來必須討論其殘差項中是否存在異質性的問題。

表 4-6 ARMA 模型配適結果

	AIC 值	SC 值
ARMA(1,0)	-7.341885	-7.326458
ARMA(1,1)	-7.340767	-7.324199
ARMA(1,2)	-7.339123	-7.318412
ARMA(2,1)	-7.346984	-7.327261
ARMA(2,2)	-7.346877	-7.322008
ARMA(3,1)	-7.345725	-7.320840

第五節 異質性檢定

本文使用 Q^2 檢定以及 Engle(1982)所提出的拉式乘數(Lagrange Multiplier, LM)的檢定方法，來檢定台股加權股價指數與中國概念股股價指數的報酬序列殘差項的變異數是否具有條件異質變異性的現象。若 Q^2 統計量顯著，表示報酬序列拒絕無異質性的虛無假設，亦即異質性存在；相同的若 LM 檢定的 F 統計量顯著，表示此序列具有條件異質變異性的現象。檢定結果可參照表 4-7 與表 4-8。

表 4-7 台股加權股價指數與中國概念股股價指數異質性檢定結果

	台股加權股價指數	TEJ 中國概念股股價指數
檢定期數	Q^2 統計量	Q^2 統計量
L-B Q^2 (1)	13.201***	13.021***
L-B Q^2 (2)	32.195***	33.716***
L-B Q^2 (3)	53.877***	63.464***
L-B Q^2 (4)	64.232***	70.116***
L-B Q^2 (5)	71.652***	72.032***
L-B Q^2 (6)	90.119***	82.018***
L-B Q^2 (12)	174.61***	147.54***

註：***表示在 0.01 的顯著水準之下無法拒絕虛無假設。

表 4-8 台股加權股價指數與中國概念股股價指數 ARCH-LM 異質性檢定結果

	F 統計量	機率值	R^2	機率值
LM test (1)	13.29292	0.000278	13.17237	0.000284
LM test (2)	14.88291	0.000000	29.13340	0.000000
LM test (6)	10.25636	0.000000	58.92339	0.000000
LM test (12)	10.25636	0.000000	58.92339	0.000000

根據實證結果可以得知，台股加權股價指數與中國概念股股價指數的報酬序列存在自我相關與條件異質變異的關係，故描述其指數報酬序列的模型中，必須考慮自我相關與條件異質等現象，使用 GARCH 族模型是較為適合的解釋。

第六節 EGARCH 檢定

本研究欲以 GRACH 族模型來研究台股加權股價指數與中國概念股股價指數之間的波動性與影響效果，首先必須對兩種指數報酬率變動的 AR 及 CH 期數配適加以檢定。其最適的落後期數配適，本文是以 AIC(Akaike's Information Criterion)及 SC(Schwarz's Criterion)兩準則來判定，所配適模型的 AIC 值與 SC 值取其最小者，為最適落後期數。初步以 GARCH 模型檢定的配適結果如表 4-9 所示：

表 4-9 GARCH 模型配適結果

	AIC 值	SC 值
GARCH(1,1)	-7.471838	-7.438680
GARCH(1,2)	-7.470399	-7.433096
GARCH(2,1)	-7.469513	-7.432210
GARCH(2,2)	-7.468804	-7.427356

由表 4-9 可知，GARCH(1,1)所檢定出的 AIC 值與 SC 值最小，若進一步以修正後的不對稱 EGARCH 模型檢定兩種股價指數的報酬序列，其配適結果如下表 4-10 所示：

表 4-10 EGARCH 模型配適結果

	AIC 值	SC 值
EGARCH(1,1)	-7.459463	-7.422159
EGARCH(1,2)	-7.457848	-7.416400
EGARCH(2,1)	-7.457843	-7.416395
EGARCH(2,2)	-7.456234	-7.410641

根據表 4-10 所列出的 EGARCH 模型所配適出的 AIC 值與 SC 值，可以瞭解台股加權股價指數與中國概念股股價指數，兩者的報酬序列最適模型皆為 EGARCH(1,1)。

本文針對台股加權股價指數與中國概念股股價指數，使用 EGARCH(1,1)模型來探討兩種股價指數報酬率的關聯性，其檢定結果如表 4-11 所示：

表 4-11 台股加權股價指數與中國概念股股價指數 EGARCH 檢定結果

變數	估計值	標準差	Z 統計量	機率值
CHI_{t-1}	0.813527	0.008949	90.90384***	0.0000
TSI_{t-1}	-0.205723	0.065654	-3.133442	0.0017
C	2.12E-05	0.000130	0.163084	0.8705
<i>Intercept</i>	-0.205723	0.065654	-3.133442***	0.0017
α	0.134488	0.024691	5.446873***	0.0000
γ	0.026597	0.012192	2.181496**	0.0291
β	0.990374	0.005581	177.4568***	0.0000

註：**表示 0.05 顯著水準，***表示 0.01 顯著水準。

$$TSI_t = c_0 + c_1 CHI_{t-1} + c_2 TSI_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\log(h_t) = w + \beta \cdot \log(h_{t-1}) + \gamma \cdot \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{2/\pi} \right]$$

由表 4-11 中可知當期台股加權指數報酬 TSI_t 明顯的會受到前期中概股股價指數報酬 CHI_{t-1} 以及前期台股指數報酬 TSI_{t-1} 之影響，而在條件變異方程式中， α 與 β 在 0.01 的顯著水準下異於 0，表示報酬的波動同時受到前期報酬衝擊與本身前期的影響。而 γ 在 0.05 的顯著水準之下也不等於 0，顯示訊息衝擊的產生對於報酬波動會產生不對稱的效果。

第七節 本章總結

本文欲研究台股加權股價指數與中國概念股股價指數，利用修正後的不對稱 EGARCH 模型，分析兩種股價指數間的關聯性。在這之前必須經過單根檢定、共整合測試、自我相關與異質性檢定的方法，以及 ARMA 模型的配適，才能確定所使用

的模型可以解釋所欲探討的問題。

在單根檢定的過程中，可以發現台股加權股價指數與中國概念股股價指數的原始數據是非定態的時間序列，但在一階差分過後，數列由股價指數轉換成報酬率，檢定的結果拒絕存在單根的虛無假設，因此兩種指數的報酬序列呈現定態。而共整合的檢定顯示，台股加權股價指數與中國概念股股價指數之間至少存在一個共整合向量，亦即兩種指數在股票市場中存在長期穩定的均衡關係。

根據自我相關的檢定結果可以得知，台股加權股價指數與中國概念股股價指數的報酬存在自我相關的現象，此時必須考慮報酬存在條件異質變異數的問題，否則會得到不一致的參數估計值。而在異質性檢定中發現兩種股價指數的報酬序列存在條件異質性的現象，表示殘差項的變異數隱含著訊息不對稱的影響效果，因此必須使用 GARCH 族模型來探討其報酬的波動性。

經過模型的配適選擇以 EGARCH(1,1)來分析兩個報酬序列，由平均數方程式的估計結果顯示，台股指數的報酬除了受到本身前期的影響之外，也受到前期中概股指數報酬的影響。而由變異數方程式的估計結果顯示，在報酬波動的外溢效果方面，台股指數的報酬波動，會同時受到自身前期的報酬波動以及中概股指數的報酬波動影響，亦即兩種指數報酬之間存在明顯的波動外溢效果。

第五章 結論與建議

第一節 本文結論

目前台灣地區對中國大陸的投資比重已經佔了我國對外投資總額的半數以上，而國內企業在內地投資設廠的比例也是逐年升高，中國概念股的數量與產業項目與日遽增。因此中國概念股股價指數對於台灣證券交易所加權股價指數的影響，必然不可與剛起步時同日而語。

而過去的研究文獻大多是討論各類型的產業類股與整體台灣股價指數之間的關聯性，或是中國大陸股市的行情對中國概念股的股價影響。本文首度將中國概念股的股價指數，以類股的觀點研究其與整體大盤指數的關係。以計量模型探討中概股的股價指數與台灣股價指數之間的連動性，以及兩者之間報酬波動與相互影響的效果，進而解釋其產生的現象。

本文使用 EGARCH(1,1)模型來解釋台股加權股價指數與中國概念股股價指數的報酬序列之間的波動異質性，同時針對兩種股價指數的時間序列探討其間的關聯性，資料來源包括台灣證券交易所的台股加權指數以及台灣經濟新報 TEJ 資料庫所編製的中國概念股股價指數，研究期間自 2001 年 1 月 1 日至 2005 年 12 月 31 日，共五年 1,238 筆的日資料。

由單根檢定的結果得知台股加權股價指數與中國概念股股價指數的原始數據是非定態的時間序列，但在一階差分之後，兩種指數的報酬序列皆呈現定態。而共整合的檢定結果顯示，台股加權股價指數與中國概念股股價指數之間至少存在一個共整合

向量，亦即兩種指數在股票市場中存在長期穩定的均衡關係。

根據自我相關的檢定指出，台股加權股價指數與中國概念股股價指數的報酬存在自我相關的現象，此時必須考慮報酬存在條件異質變異數的問題。而在異質性檢定中發現兩種股價指數的報酬序列存在條件異質性的現象，表示殘差項的變異數隱含著訊息不對稱的影響效果，因此使用 GARCH 族模型來探討其報酬的波動性，會有較佳的解釋能力。

本文經過各種模型的配適過後，選擇以 EGARCH(1,1)來分析兩個股價指數的報酬序列，其研究結果顯示，台股指數的報酬除了受到本身前期的影響之外，也受到前期中概股指數報酬的影響。而在報酬波動的外溢效果方面，台股指數的報酬波動，會同時受到自身前期的報酬波動以及中概股指數的報酬波動影響，亦即兩種指數報酬之間存在明顯的波動外溢效果。表示當股票市場中訊息發生所帶來的衝擊，中概股指數的反應會間接影響台股指數，也就是大盤的指數報酬。

本研究著重在中國概念股的股價指數對於台灣加權股價指數的影響效果，而研究結果也證實中國概念股指數報酬所隱含的交易訊息，會對下一期的台股加權指數報酬造成影響，因此投資人在台灣股票市場操作的過程中，如果能夠參考中國概念股的表現，以及配合過去已揭露的資訊，作為投資策略的部分參考依據，將可以增加投資人在股市中獲利的機會。

第二節 後續研究建議

本文使用修正後之不對稱 EGARCH 模型來研究台股加權股價指數與中國概念股股價指數之間的關聯性，以期對於投資者的訊息接收與操作策略有所助益。以下對後續研究者提供部分建議：

- 一、本文研究期間為五年，後續的研究可以把市場上的景氣循環變數加入模型中探討，如將市場區分為多頭與空頭，分析台股加權股價指數與中國概念股股價指數之間，在不同景氣環境之下的波動效果。
- 二、在歸類於中國概念股的企業之中，也可就產業類別的不同加以細分。後續研究者可以考慮針對不同產業的中概股表現，對於台股加權股價指數影響能力的強弱加以研究。
- 三、政治因素對於中國概念股的股價影響，以及股票市場中對於政治訊息反應的程度不一，後續的研究者可進一步利用事件研究法，針對不同的政治事件分析其對中概股與大盤指數的影響效果。

參考文獻

中文部份

- 尤義明(1996)，「兩岸三地資本市場波動性外溢效果及因果關係之研究」國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。
- 何威翰(1997)，「台灣個人電腦相關產業關聯性之研究」，淡江大學財務金融研究所碩士論文。
- 吳炳義(2003)，「中概股通過 SARS 考驗—TEJ 中概股指數更新成分股報告」，貨幣觀測與信用評等，第 43 期，35-44 頁。
- 李宜蓉(2001)，「兩岸三地政經情勢變化與股市連動之研究—以香港回歸大陸、台灣總統大選及兩岸加入 WTO 為例」，實踐大學企業管理研究所碩士論文。
- 林俊亨(1998)，「國內產業上中下游之廠商其股價變動相互關聯性之研究」，大葉大學事業經營研究所碩士論文。
- 邱建良、邱哲修與黃紀風(2000)，「國際股票市場共整合與動態關聯性之實證研究」，企銀季刊，第 23 卷，第 4 期，155-177 頁。
- 柯菁菁(1996)，「台灣股市產業別上下游間領先與落後共整合關係之研究」，銘傳大學管理科學研究所碩士論文。
- 胡峻毓(1999)，「國際股市之連結性研究」，元智大學管理研究所碩士論文。
- 張家銘(2001)，「兩岸三通在望，中概股表現略勝大盤」，貨幣觀測與信用評等，第 30 期，47-55 頁。
- 張巧宜(2003)，「美國與台灣股價共移程度研究—分數共整合之應用」，東吳經濟商學學報，民國 92 年 3 月，99-120 頁。
- 張裕波(1997)，「電子股上中下游股價關聯性之研究」，國立中興大學企業管理研究所碩士論文。
- 陳鴻裕(1999)「兩岸股市大幅回升，中概股揚帆待發」，貨幣觀測與信用評等，第 18 期，91-99 頁。

- 陳怡君(2003),「中國概念股與其他指數關聯性之研究」,國立成功大學國際企業研究所碩士論文。
- 黃兆仁(2002),「專題報導--台商與外商在中國大陸投資經營環境分析」,經濟情勢暨產業動態透析,第十六期,57-69頁。
- 黃培哲(2001),「兩岸三地股市動態關聯及波動傳遞機制之研究」,國立雲林科技大學財務金融研究所碩士論文。
- 黃國忠(1999),「專題報導--質優傳統中概股的明天」,統一投資季刊,第三期,55-58頁。
- 楊踐為與賴怡洵(1998),「美日香港與台灣四地股價指數連動關係之研究」,台灣土地金融季刊,第35卷第2期,1-15頁。
- 楊朝成(2000),「台灣上市公司之大陸投資決策與其股票報酬率決定因素之關係之研究」,國科會研究計畫。
- 楊雅晴(2001),「企業赴大陸投資對股價報酬影響之研究」,中國文化大學國際企業管理研究所碩士論文。
- 葉嵩生、沈筱玲與林書賢(2002),「國內資訊電子業中國投資概念股股價指數連動性暨變異數分解之研究」,產業金融季刊第117期,2-23頁。
- 蔡玠施(1994),「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碩士論文。
- 蔡莉芸(2002),「電子類股、金融類股與台股指數之相關性」,企銀報導,第20卷第10期,9-18頁。
- 劉宗達(1994),「大陸股市研究」,國立成功大學企業管理研究所碩士論文。
- 劉興唐(1997),「國際股市連動效應之實證研究—狀態空間模型之應用」,國立中興大學企業管理研究所碩士論文。
- 蔣繼賢(1998),「台灣積體電路產業之股價關聯性」,國立東華大學國際經濟研究所碩士論文。

魏志鴻(2002),「台灣股市六大類股間關聯性之研究」,實踐大學企業管理研究所碩士論文。

羅靖霖(1997),「中國概念股指數選用之探討」,貨幣觀測與信用評等,第2期,57-63頁。

嚴國祐(2000),「兩岸加入世貿組織將引發另一波大陸投資熱」,貨幣觀測與信用評等,第24期,91-99頁。

嚴國祐(2001),「戒急用忍行將鬆綁,中概股超越大盤」,貨幣觀測與信用評等,第27期,73-85頁。

西文部份

Al-Lough, Nabell and David Chappell(1997), "On the Validity of the Weak-Form Efficient Hypothesis Applied to the London Stock Exchange," *Applied Financial Economics*, No. 7, 173-176.

Black, F.(1976), "Studies of Stock Market Volatility Changes," *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, Vol.6, No.1, pp.177-181.

Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.

Campbell and Hentschel(1992), "No news is good news," *Journal of Financial Economics*, Vol.31, pp.281-318.

Cheung, Y.L. and S.C. Mak.(1992), "The Internation Transmission Of Stock Market Fluctuation Between the Developed Markets and Asian Pacific Markets," *Applied Financial Economics*, Vol.15,pp.43-47.

Chowdhury, A.R.(1994), "Stock Market Interdependencies:Evidence from the Asian NIEs," *Journal of Macroeconomics*, Vol.16, pp.629-651.

Crutchley, C.E., E. Guo and R.S. Hansen(1991), " Stockholder Brnfits from Japanese-U.S. Joint Ventures," *Financial Management*, Winter, pp.22-30.

- Engle, R. F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol.50, pp.987-1007.
- Eung, C. and S. Shim(1989), "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, , pp.241-356.
- Fisher, K.P. and A.P Palasvirta(1990), "High Road to a Global Marketplace:The International Transmission of Stock Market Fluctuation," *The Financial Review*, Vol.25 , pp.378-394.
- Hamilton, James D.(1994), *Time Series Analysis*, NJ : Princeton.
- Johansen, S. and K. Juselius(1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, pp.169-210.
- Liu , Y.A. , M.S. Pan , K.C. Chan. and J .C .P. Shieh(1993), "International Transimission of stock Market Movements:vidence on the U.S. and Five Asian Stock Market," Working Paper .
- Maddala,G.S.(2001), "Introduction to Econometrics," New York: Macmillian Publishing Company.
- Moosa, Imad-A, and Nabell Al-Lough(1994), "Unbiasedness and Time Varying Risk Premia in the Crude Oil Futures Market," *Energy Economics*,Vol. 16, No.2, pp.99-105.
- Nelson, D.(1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach," *Economics*, Vol.8, pp.347-370.
- Phillips, P. C. and B. P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.75, pp.335-346.
- Schwert, G.W.(1987), "Why does Stock Market Volatility Change over Time," *Journal of Finance*,Vol.44, pp.1115-1153.
- Schwert, G. W.(1989), "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.7, pp.147-159.

Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality" *Econometrica*, Vol.48(10), pp.1-48.

Yang, S R and Brorsen, B W. (1993) "Nonlinear Dynamics of Daily Futures Prices: Conditional Heterokedasticity of Chaos," *Journal of Futures Markets*, Vol.13, pp.175-191.