

國立臺灣大學社會科學院經濟學系在職專班

碩士論文

Mid-Career Master Program

Department of Economics

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master Thesis

台股多面向連動性分析

Multi-Factor Analysis of Co-movement of

MSCI Taiwan Index

陳彥禎

Chen, Yen-Jen

指導教授：林建甫 博士

Advisor : Lin, Chien-Fu, Ph.D.

中華民國 101 年 10 月

October, 2012

國立臺灣大學碩士學位論文

口試委員會審定書

台股多面向連動性分析

Multi-Factor Analysis of Co-movement of

MSCI Taiwan Index

本論文係陳彥禎君（學號 P99323011）在國立臺灣大學經濟學系在職專班完成之碩士學位論文，於民國 101 年 10 月 6 日承下列考試委員審查通過及口試及格，特此證明



口試委員：

林建甫

(指導教授)

林金龍

郭平以

高月霞

## 誌謝

終於也到了即將畢業的時候，本篇論文能完成，首要感謝指導教授 林建甫老師，老師除了自研究題目、文字修辭、論文寫作等過程中，不厭其煩地教導外，更是扮演了亦師亦友的角色，老師的「研究生便當會」更成為研究所生涯中最鮮明的記憶之一，除了學問外，也得從旁學習老師的視野與風骨，實受教良多，在此對老師致上最深的敬意與謝意。

此外，誠摯地感謝口試委員 林金龍老師與 高月霞老師 及 郭平欣老師細心地審閱學生的論文，給予諸多寶貴的意見與建議，使得本文的內容能更周延完善。

兩年多的學生生涯，要感謝的人還有好多，好比柏公、博士、姿宜、美雅、小容、詩凱等熱心人士的火力支援，讓班上同學不致陷入負效用遞增的痛苦迴圈當中，是你們讓班上效用最大化的；還有查米、佑佑、思吟、智凱、珮君、EVEN 等人的付出及巧思，使班上事務能順利運作或凝聚，好在有你們，才有機會這 2 年過得精采；而派排的直爽熱血、香瓜的冷笑話時間、典哥的才思敏捷，也是班上活力的重要來源，而大俠與懿君爽朗燦爛的笑容，澄如、成燁的認真，春蘭、超人、東和、雙君、成燁等人的隨和開朗，都是班上的重要資產，當然，還有我的小天使芝蘭，你的大正製藥保力達 P 與「冰火」一路保佑我取得學業與 CFA 執照，相信未來我的「小小」天使也會帶給妳一樣的好運的；上述我提及或礙於篇幅未述及的好友們，與你們同班，是我的榮幸、也是我最美好的回憶。

最後，要感謝家人的支持；爸、媽、哥，雖然我沒常掛在嘴上，但你們是我的模仿對象；假如我的努力與為人處事有任何令人稱讚之處，那都是來自於你們的身教言教，感謝你們！現在終於順利畢業，謹此著作獻給我摯愛的家人，及所有關心我的人。

陳彥禎 謹誌

台灣大學經濟學研究所

中華民國 101 年 10 月

## 中文摘要

本研究以還原除權息之 MSCI 台股指數為基礎，以單根檢定、共整合、誤差修正模型、向量自我迴歸模型、Granger 因果分析等方式進行多面向關聯性分析，分別探討台股與國際股市（主要為金磚四國）連動性、金融面變數、實質面變數、以及行為及資訊不對稱面變數之關聯性。

結果發現 2001 年之前的台股與國際股市並不具共整合現象，分散投資是可行的策略；2001 年之後台股與金磚四國等股市呈現共整合現象，中國市場領先台股且對所有市場皆有單向 Granger 因果關係，代表大陸股市可作為我們投資台股之參考，但於 2001 年後分散投資的效果也因大陸與國際股市連動程度提高而有所遞減。

金融面變數部分以 M1B 對台股影響最顯著，而匯率、利率、通膨間有連動關係；實質面變數部分則以銅價對於台股影響最顯著，工業生產指數則可用作景氣確認之指標；而在行為及資訊不對稱面變數的部份，可由董監持股變化觀察到資訊不對稱之現象，而由 VIX 指數可發現，股票市場由恐慌調整回正常之情況可能需時 1 個月以上，而美債十年期殖利率比黃金更適合當作恐慌情緒的觀察指標。

關鍵詞：MSCI 台股、共整合、自我迴歸向量、貨幣供給 M1B、金磚四國、油價、VIX

## Abstract

The main purpose of this study is to focus on the correlations of MSCI Taiwan gross return index with certain international stock indexes (i.e. Brazil, Russia, India, China, or “BRIC”, and U.S.) and pre-defined factors. The type of factors under the scope of this study can be categorized into financial market factors, real business factors, and other factors and the study methodologies adopted within this paper are Unit root test, Vector Autoregression Model, Johansen’s cointegration model, and Granger Causality Test.

The findings of this study conclude that there was no correlation among the stock indexes in Taiwan, U.S., and BRIC prior to 2001, therefore investors can benefit from a diversified portfolio consisted of stock indexes of these markets. Since 2001, however, the stock markets among Taiwan, U.S., and BRIC have become more correlated and it appears that Taiwan’s stock index started to follow the stock index of China, according to the Granger Causality Test conducted in this study. With an increased degree of correlation; however, the benefit of diversification among these countries starts to diminish

This study also discovers that M1B has the most significant impact among financial market factors on the movement of Taiwan’s stock index even though certain degree of correlation does exist between Taiwan’s stock index and other financial market factors such as exchange rate, interest rate, WPI, or CPI.

Among the real business factors, the one with most significant impact on Taiwan’s stock index is the price of copper, and we can use industry production index as a good indicator to assess the overall economic condition.

Last but not least, for the other factors, we noted the reflection of asymmetric information through observing the change in the key controlling shareholders’

ownership in a publicly traded company, and it would take more than one month for the stock market to recover from the impacts caused by irrational market reactions. In addition, the yield of U.S. 10-year T-Note is a better indicator than gold's price when investors want to gauge the degree of fear in Taiwan's stock market.

Key words : MSCI Taiwan index, Vector Autoregression Model, Johansen's Cointegration Model , M1B, BRIC , Oil price, VIX



# 目 錄

口試委員會審定書.....	i
誌謝.....	ii
中文摘要.....	iii
英文摘要.....	iv
目錄.....	vi
圖目錄.....	viii
表目錄.....	ix
附錄.....	x
第一章 緒論.....	1
1.1 研究背景與動機.....	1
1.2 研究目的.....	3
1.3 研究架構.....	7
第二章 相關理論基礎與文獻回顧.....	9
2.1 國際股市與台股之連動性.....	9
2.1.1 理論依據.....	9
2.1.2 相關文獻說明.....	11
2.2 金融面變數與台股連動性.....	13
2.2.1 理論依據.....	13
2.2.2 相關文獻說明.....	15
2.3 實質面變數與台股之連動性.....	17
2.3.1 理論依據.....	17
2.3.2 相關文獻說明.....	18
2.4 市場行為及資訊不對稱變數與行為與台股之連動性.....	20
2.4.1 理論依據.....	20

2.4.2 相關文獻說明.....	22
第三章 實證模型與資料說明.....	23
3.1 實證流程說明.....	23
3.2 實證變數說明.....	25
3.3 實證研究方法.....	28
3.3.1 單根檢定.....	28
3.3.2 共整合檢定與誤差修正模型.....	30
3.3.3 向量自我迴歸模型.....	31
3.3.4 Granger 因果關係檢定.....	32
第四章 實證結果分析.....	35
4.1 單根檢定.....	35
4.2 共整合檢定.....	37
4.2.1 共整合向量個數檢定.....	37
4.2.2 誤差修正模型.....	40
4.3 向量自我迴歸模型.....	41
4.4 Granger 因果關係檢定.....	45
第五章 結論與建議.....	58
5.1 結論.....	58
5.2 後續研究建議.....	58
參考文獻.....	60

# 圖目錄

圖 1-1	美元實質購買力示意圖.....	4
圖 1-2	研究架構.....	8
圖 3-1	實證流程圖.....	24



## 表目錄

表 1-1	金磚國家於 2000 年後的黃金十年.....	3
表 3-1	變數符號對應表.....	27
表 4-1	單根檢定結果.....	35
表 4-2	共整合測定最適落後期間及結果彙整表.....	39
表 4-3	VECM-2000 年之後國際股市連動性.....	40
表 4-4	VECM-實質面變數對台股影響.....	41
表 4-5	2000 年前之國際股市自我迴歸向量分析.....	42
表 4-6	金融面變數與台股之自我迴歸向量分析.....	43
表 4-7	行為及資訊不對稱面變數與台股之自我迴歸向量分析.....	44
表 4-8	台股與其他股市因果檢定(2000 年前) .....	46
表 4-9	因果關係方向彙整(2000 年前).....	47
表 4-10	股與其他股市因果檢定(2001 年後).....	48
表 4-11	因果關係方向彙整(2001 年後).....	49
表 4-12	與金融面變數因果關係檢定.....	50
表 4-13	與金融面變數因果關係彙整.....	51
表 4-14	與實質面變數因果關係檢定.....	52
表 4-15	與實質面變數因果關係彙整.....	53
表 4-16	與行為及資訊不對稱面變數因果關係檢定.....	54
表 4-17	與行為及資訊不對稱面變數因果關係彙總.....	55
表 4-18	VECM---各面向重要變數彙總.....	56
表 4-19	各面向重要變數因果關係彙總.....	57

## 附錄

附錄表 1-1	金磚四國興起前共整合分析模型與最適落後期數.....	63
附錄表 1-2	金磚四國興起前軌跡與最大特性根檢定結果(1995/01~2000/12).....	63
附錄表 1-3	金磚四國興起後共整合分析模型與最適落後期數(2001/01-2012/06).....	64
附錄表 1-4	金磚四國興起後軌跡與最大特性根檢定結果(2001/01-2012/06).....	64
附錄表 1-5	金融面變數共整合分析模型與最適落後期數.....	65
附錄表 1-6	金融面變數軌跡與最大特性根檢定結果.....	65
附錄表 1-7	實質面變數共整合分析模型與最適落後期數.....	65
附錄表 1-8	實質面變數軌跡與最大特性根檢定結果.....	66
附錄表 1-9	行為及資訊不對稱面變數共整合分析模型與最適落後期數.....	66
附錄表 1-10	行為及資訊不對稱面變數軌跡與最大特性根檢定結果.....	67
附錄表 1-11	2000 年前之國際股市自我迴歸向量最適落後區間選取.....	67
附錄表 1-12	金融面變數與台股之自我迴歸向量最適落後區間選取.....	68
附錄表 1-13	行為及資訊不對稱面變數與台股之自我迴歸向量最適落後區間.....	68
附錄表 1-14	重要變數匯總整合分析模型與最適落後期數.....	69
附錄表 1-15	重要變數匯總整合分析模型共整合分析.....	69

# 第一章 緒論

## 1.1 研究背景與動機

「QE3 點火，外資大買現貨，空頭回補力道將被逼出，台指期有望拉高結算」、「美股紅通通，推動台股大漲」、「油電雙漲，股市重挫」、「恐慌指數飆，避險資產黃金一枝獨秀，台股綠油油」...於資訊爆炸的時代，如上述的標題不斷出現在我們每日生活周遭，從財經網站、新聞頻道、報章媒體等皆充斥著各式各樣的訊息；股票市場的起伏，之所以吸引目光及注意，自然是因其幾為我國投資者最熟悉之投資市場；由 2012/8 的證交所統計資料顯示，當月份股權交易總金額約新台幣 3.41 兆元，其中有 3.33 兆元是來自於直接股票交易，比例約 97.63%，ETF 或受益憑證等商品的比重相對較低，由此歸納出股票交易確是我國股權交易市場中最主要之商品，且相較於公債市場，股票市場亦有資訊公開，買賣方便等優勢，運用股票市場進行投資者，亦為數甚眾，是故其對於資本市場之重要性不言可喻。

台灣屬於淺碟型開放經濟，在遇到國際性衝擊之下，影響也會較大，比如近幾次石油危機、911 事件以及近期歐債危機、金融海嘯等，都對台股帶來大幅度的波動。

以 1995 年到 2012 年期間之台股資料亦呈現震盪劇烈之態勢，指數橫跨了萬點高峰與 4000 點之低谷，每個投資者都可說經歷了市場的「震撼歷練」洗禮。

惟高度波動性並不妨礙台灣股票市場發展，雖近期有證所稅及國際景氣不明因素影響台股成交量能，但台灣股市參與者仍眾，於證交所 2012/08 的統計資料顯示，台灣股市的有效開戶數已正式突破了 900 萬人，而以同期戶政司人口統計來說，台灣目前居民約 2300 餘萬人，故參與證券市場交易的「股民」幾乎達到了總人口的 40%，如考量扣除尚未具行為能力之人口，該比例將更高，不難想像股票投資在台灣之熱度，彷彿已成全民運動。

是故每天與台股相關的資訊與新聞，自然而然會有著廣大的收視人口，而這

些新聞及資訊也同步帶給了研究機構以及股市分析者最好的素材來源，但當各種形形色色的分析與資訊充斥於週遭之時，投資人處理資訊的面向即逐步從原本的「資訊不足」，逐漸轉移到如何處理「資訊爆炸」的問題，亦即，投資人應如何過濾及篩選這些資訊，成為越來越重要的課題。

俗話說：「股市是經濟的櫥窗」，其代表股票市場不僅為整體經濟情勢的縮影，更是對未來前景的預期，那麼，各種的報導或新聞就是對於「經濟的櫥窗」不同的解讀角度或觀點，如同看圖說故事一般，人們可以依照己身之經驗、認知進行解讀，但至於到底漲跌的原委為何？就是一個見仁見智的問題了；當然，影響股市的原因可以有千千百百種，本研究試圖以一些常常被提起的指標或變數作為分析，來觀察期與台股之關聯性，初步分為四個面向進行關聯性分析，分別是：

- (一) 台股與國際股市關聯性分析
- (二) 台股與金融面變數關聯性分析
- (三) 台股與實質面變數關聯性分析
- (四) 台股與行為及資訊不對稱面變數關聯性分析

以過往研究文獻觀之，以臺灣股市關聯性作為研究標的之文獻可以說不勝枚舉，其中有許多皆以臺灣股市加權指數當作研究標的，但該指數卻忽略了公司發放現金股利的影響因素；因為股價之報酬應等於持有指數成份股之報酬，而持有指數成份股的報酬應包含資本利得以及股利所得兩部分，因此當採樣公司發放股利時，指數應進行還原及調整，才不會低估了包含資本報酬及股息收益的完全報酬率，比如 Roger Clarke and Meir statman (2000) 之研究發現 1998 年的道瓊收盤於 9181 點，但假如考量還原自 1896 年起的除權息及複利效果，道瓊實際的點數應為 652,230 點，差了 71 倍之多，其差異可見一般。其他研究雖亦有考量還原股息之因素，卻又因臺灣證券交易所於 2003 年才開始編制還原除權息之台股指數，而受限於資料期間不足的問題；故本論文與其他論文最大的不同之處，即是選用摩根士丹利國際資本公司(Morgan Stanley Capital International，簡稱 MSCI)歷史資料庫中的完全報酬指數作為研究標的，來研究還原除權息後之台股，於 1995~2012 年

間與其他變數的關連性，可同時考量還原報酬以及資料期間之問題。而在資料週期方面，由於國際各國間股市休市的日期並不相同，若選取日資料勢必將某些國家的部份資料刪除造成偏誤，影響研究結果。而週資料的部分 MSCI 的歷史資料

表 1-1 金磚國家於 2000 年後的黃金十年

金磚國家於 2000 年後的黃金十年（單位：億美元；UN 數據）						
地區	2010 年	2010 年	2005 年	2005 年	2000 年	2000 年
	GDP	GDP(%)	GDP	GDP (%)	GDP	GDP (%)
全世界	630,490	100	457,190	100	322,440	100
BRIC	115,390.50	<b>17.72</b>	50,368.50	<b>10.48</b>	26,979.50	<b>7.96</b>
中國	58,786.30	9.32	23,027.20	5.04	11,928.40	3.70
印度	17,290.10	2.74	8404.70	1.84	4677.90	1.45
俄羅斯	14,798.20	2.35	7645.70	1.67	2597.20	0.81
巴西	20,878.90	3.31	8820.40	1.93	6447.30	2.00

庫僅提供非會員最近四年之歷史週資料，就本文所欲探討國際股市連動性部分，即無法分析金磚四國興起後之影響性，對研究造成侷限；有鑑於此，故本文以 1995/01~2012/06 之月資料作為研究基礎，以分析股市之連動關係。

## 1.2 研究目的

金磚四國 (BRIC：按序分別指巴西、俄羅斯、印度、中國等四國) 之名稱，最早是於西元 2001 年由高盛證券分析師 Jim O'Neil 所提出，而於 2003 年，高盛更發表名為「與金磚四國一起夢想：通向 2050 之路」之研究報告，該份報告主要預測西元 2050 年世界前六大之經濟體，其預測於西元 2050 年時中國將取代美國及日本，成為世界第一大經濟體，而之後依序是美國、印度、日本、巴西與俄羅斯；雖然該份報告亦有受人詬病之處，比如未考慮這些國家的法制程度、行政廉潔、治安等影響經濟發展之重要因素，且該份報告出具前，高盛已於四國股市大量投資，使得該份報告推出的時點亦受質疑，但不可否認的，在名詞易記且該些國家確實具有經濟發展之條件下，中、俄、印、巴逐漸成為新興市場的代名詞，受到

市場熱錢的追捧，成為市場上近年最重要的投資標的之一，而該四國的經濟受到外來資金的湧入、投資，亦逐漸發展，由上所列表 1-1，可觀察到金磚四國於 2000 年之後的十年間，其於世界的總經濟產值佔比，已從 2000 年的 7.96% 上升到西元 2010 年的 17.72%，成長確不容小覷。

自 Markowitz (1952) 之投資組合理論之後，其後 Grubel (1968) 提出投資者從事國際投資組合可帶來風險分散效果之論點，故國際資本市場整合 (capital market integration) 與否的議題，成為我們關注的重點；本文擬在探討台灣往日與歐美先進國家股市連動的現象，是否也會發生在逐步崛起的金磚國家身上。

故台股與國際股市之關聯性，即為我們所欲探討的第一個議題，希望能透過研究，對於投資人進行跨國投資時，起到參考之作用。

金融面的變化，與股市的關聯亦息息相關，舉例來說，匯率相對於該國的出口，扮演著關鍵的角色，諸多研究也都聚焦匯率與經濟發展的關係上，而股市的表現自然與經濟發展有其相關性；歐元之父羅伯特·孟代爾 (Robert A. Mundell)，於 2012 年 9 月之福州論壇中，發表其對美國施行新一波量化寬鬆的看法，其表示現在全球一半以上的 GDP 由匯率支持，並且隨著大陸經濟總量的增加，其建議進一步加強人民幣的作用，使美元、歐元、人民幣三種貨幣建立起一種相對穩定的國際貨幣體系，可見在其心目中，未來世界的經濟必須仰賴歐、美、亞三地的代



資料來源：[www.DollarDaze.org](http://www.DollarDaze.org)

圖 1-1 美元實質購買力示意圖(1971~2009)

表性貨幣進行清算及運作，故匯率對於經濟的影響也是我們研究的標的。

另外，利率與貨幣供給相對於股市的變化的重要性也值得吾人關注，此點由歐美等國央行的利率決策會議，重要性已不下於任何經濟數據的發表可見端倪；以往市場關注的是央行的利率政策，但於 2008 年的次貸風暴後，美國利率已來到降無可降的水準，故於其後，央行是否實行貨幣寬鬆 (Quantitative Easing, 簡稱 QE) 已轉而取代利率的調整成為市場最熱門的話題；所謂貨幣寬鬆乃央行透過公開市場操作，向市場注入流動性，當市場資金充裕時將引導利率走低並刺激銀行願意將其貸出，進而以消費或投資等形式刺激實體經濟，但貨幣寬鬆並非無副作用，因為其往往會讓貨幣貶值，容易造成通貨膨脹之壓力，使實質購買力下降，依調查機構 Dollardaze 的統計 (可見上圖 1-2)，美元的實質購買力從 1971 年到 2009 年為止僅剩下約五分之一。

由於金融政策對於股市榮枯扮演著相當重要的作用，故如貨幣供應、利率、通膨等金融面變數對於股市變化的關係，也成為本文第二個欲探討之面向，希望能由其與台股之間連動關係，辨識其傳導途徑及因果關係，以供投資人參考。

除考量金融面變數之外，我們亦不容忽略實質面衝擊對於經濟的影響性，而考量實質面的衝擊時，生產要素價格的變化對於經濟或股市的衝擊是我們所關心的重要因素，而能源即為其一。

人類對能源的需求及利用，可追溯到工業革命，煤碳是此期最為重要的能源。以蒸汽機、煤碳和鋼鐵為主導因素的技術革命推動了經濟發展，直到 20 世紀中，煤碳依然是世界上最重要的燃料；但近半世紀，石油的煉製與開採技術進步後，其已取代煤成為消耗量最大的能源，而石油化工和交通業的發展也使得石油對世界經濟和日常生活的影響越來越大，但也因石油產量供需常受到氣候、戰爭、與政治的左右而較易產生較大的波動，故油價的變化也對經濟與股市帶來衝擊。

著名的例子即是石油危機；20 世紀總共發生了三次石油危機，雖說是石油危機，但比起 2000 年之後的石油波動，卻又顯得小巫見大巫；於 2000 年之前，油價突破 40 美元已被視為是天價，但油價在 2000 年之後的漲幅更驚人，2003 年美

國紐約期貨交易所原油價格達到平均每桶 31.1 美元，2004 年即漲到每桶 41.4 美元，之後 2005 年 8 月 30 日達到 71 美元，於 2008 年 7 月 3 日更是創出了 145 美元每桶的天價。

中間雖然亦有如貨幣政策、戰爭、低率環境等因素干擾，但我們還是可以觀察到油價的價格持續處於高檔且波動相當劇烈，而究竟石油價格的上升是持續著對經濟造成傷害，還是該傷害會隨著廠商改用節能技術或替代能源等方式而減低，其對股市的影響又是什麼？亦納入本研究討論之範圍。

而除了原油外，有著「工業生產之母」之稱的銅與維繫工業命脈的電力，也在生產的過程中扮演著關鍵的角色，因近代的發展與工業或電子業的發展息息相關，故本文第三個研究面向，是將實質面的經濟變數納入股市的關聯性分析，以觀察對於台股的變化影響。

經過上面三個面向的分析，還有一點是我們尚未考慮到的，此即交易行為及資訊不對稱可能對股市造成的影響，因為我們發現投資人在接收或解讀資訊時，容易因資訊不對稱或各式各樣的心裡陷阱使得人無法進行理性的分析與判斷，造成投資人做出非理性的行為，很多時候，市場的行情反應人的行為或認知限制，更甚於新資訊的變化衝擊，近期有許多行為財務學方面的研究已提出諸多觀察與解釋，是故本文於分析股市連動性時，亦將市場上一些可供觀察投資人行為的指標納入變數之中，構成本文第四個研究面向：行為及資訊不對稱面變數與台灣股市的衝擊，冀望以以上四個面向之分析來歸納其對台股之影響如何，並歸納之。

### 1.3 研究架構

本文的論文架構如圖 1-3 所示：

第一章為緒論，主要是說明本文的研究動機及背景，並說明想達到的研究目的及匯整論文架構。

第二章為文獻回顧與探討，於此章介紹研究之理論依據以及文獻探討。

第三章為實證模型與資料說明，於此章介紹所使用之計量方法及研究流程，並說明參數資料及選取來源。

第四章為實證結果分析，主要為討論各變數與台股之間的連動關係以及因果關係。

第五章為結論、限制與建議，主要敘述研究之結論、研究之限制及未來的建議方向。



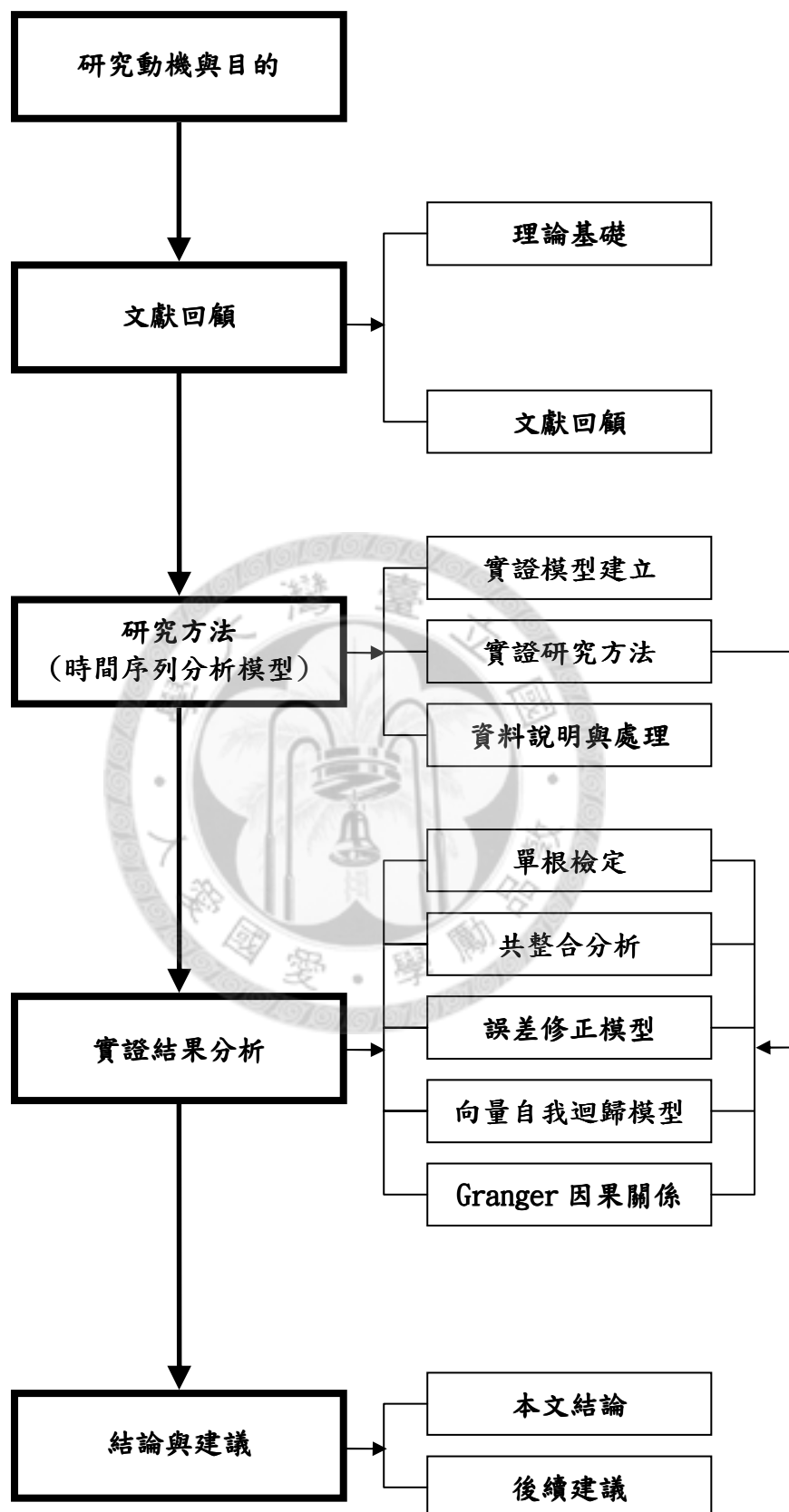


圖 1-2 研究架構

## 第二章 相關理論基礎與文獻回顧

### 2.1 國際股市與台股之連動性

#### 2.1.1 理論依據

##### (一) 國際投資組合理論：

隨著國際間的開放與貿易進展，國際化的投資組合已漸成趨勢，探討國際資本市場間彼此關聯程度的變化，也成為許多國內外學者致力的目標。

其間的演進，以早期的美國學者Markowitz (1952) 以及Sharpe (1964) 為始，其研究單一國家（美國）的投資分散行為是否可有效降低風險，並主張投資人可藉由購買多種國內資產所組成的投資組合，規避股票總風險中的非系統風險 (unsystematic risk，也稱為特定風險)，以達到分散風險以及提高資產報酬率之目的，而分別提出了投資組合選擇理論 (Portfolio Selection Theory) 以及資本資產定價模型 (Capital Asset Pricing Model：CAPM) 之新觀念。

而隨著時間推移，到了1968年，學者Grubel 認為：國內資產投資組合仍無法規避國內個別資產的共同風險－系統風險 (Systematic Risk)，因此若要將投資風險進一步降低，就需更進一步將投資組合理論應用到國際資本市場上，其證實由11個國家證券市場所組成的投資組合理論效率前緣，相較 Markowitz 所提出的單一國家（美國）證券所組成的投資組合效率前緣有更好的表現，也帶出組合分散風險國際化的重要性，遂開啟了後續對於國際資本整合的各項研究。其後由於國際投資分散風險理論的研究引起諸多學者的意見分歧，於是產生了國際市場投資組合的整合市場理論 (Intergrated Market Theory) 與區隔市場理論 (Segmented Market Theory) 之爭。

##### (二) 市場區隔理論與市場整合理論：

###### (1) 市場區隔理論

雖然投資人可經由國際投資組合的方式分散風險而獲利，然而個別國家現存

的資本流動限制或貿易障礙會形成藩籬，使得國際投資分散風險的效率受到影響，故而主張國際資本市場本質仍為區隔的市場；各國資本市場均為獨立的個體，其間的報酬率互異、相關性低，換言之，在均衡時，各國的資本市場線 (Capital Market Line) 處於不同之位置上，因而在考慮投資組合時，可針對不同區隔的市場加以考量，以分散投資的風險，其亦認為政府管制是造成國際資本市場區隔的主要因素。

## (2) 市場整合理論

認為國際資本市場是由許多相通或高度相關的個別資本市場整合而成的，除了受到個別國家因素 (Specific National Factors) 的影響，並同時受到國際因素 (International Factors) 的影響而有高度的相關性，在均衡時各國的股票報酬處於同一條資本市場線上，表示國際市場的報酬率已能充分解釋任何單一市場的報酬率，換句話說，全球市場適用同一個風險溢酬 (Risk Premium) 標準，而每一個國家只要知道其與該共同市場的敏感度 (貝他值)，即可求得該國應有的系統性報酬，雖然其中存有殘差項，但此殘差項可歸因於彼此相互獨立的國家因素，因此認為雖然國際投資可分散這一類的風險，只是分散的效果不如區隔市場理論支持者所認為之大，故其主張國際市場為一整合的市場型態。

除了上述的市場區隔理論及整合理論外，實際上國際市場可能介於兩種理論之間，也就是雖然國際市場的資本流動加快趨向整合，但國與國之間的藩籬尚因地理位置、文化、宗教等種種因素形成了差異性，故其後發展出了弱勢區隔理論與溫和區隔理論，分別介紹如下

## (3) 弱勢區隔理論與溫和區隔理論：

(A) 弱勢區隔理論：以 Solnik (1974) 等學者為代表，Solnik 主張弱勢區隔理論，他在整合市場理論的假設下，將傳統的資本資產訂價模式 (CAPM) 擴展到國際投資領域，導出了國際資產訂價模式 (International Asset Pricing Model; IAPM)，認為在國際資本市場中，若將匯率和購買力風險同時加以考慮，那麼經過避險程序的國際投資組合將優於未避險的國際投資組合。

(B) 溫和區隔理論：Errunza and Losq (1985) 等學者則認為國際證券市場的關係並不穩定，絕對的區隔或絕對的整合不存在，不同時期環境的變動均會影響各國權益市場原來之結構關係，認為應以連續性的時間變化來解釋國際股市之間的關係比較合適。

### 2.1.2 相關文獻說明

Chung and liu (1994) 曾以 Johansen 的共整合檢定程序來檢驗美股與亞洲五國 (日本、台灣、新加坡、韓國、香港) 間的共整合關係，結果發現六地的股市間具有兩個共整合關係，其亦發現美國與台灣可能分屬不同的共整合關係，而大部分的變數於偏離趨勢後，回復均值的調整速度大致上來說是一致的，但透過衝擊反應分析可發現，日本及美國等與國際股市連結性較佳的股市，對於短期內的波動回復均值的速度較快，而其他國家股市反應的速度雖大致一致，但相比日美等國仍屬較慢，探討原因有可能是其具有某些未影響日美，但影響該些國家之共通性 (比如地理位置、文化等因素)，而其後 Roca and Shepherd (1998) 的研究以東協五國 (ASEAN：馬來西亞、菲律賓、泰國、印尼、新加坡等五國) 的股市是否有共整合性為研究標的，其運用 Johansen and Juselius 的最大概似估計方法發現亞洲各國並不具有單一共整合關係，其中新加坡股市並不受其他股市影響 (除了菲律賓以外)，而這樣的結論也隱含投資人假如將投資分散在東協五國，因其仍未具共整合性而使得風險仍可互抵，投資人依然可以透過分散投資達到分散風險的效果。

陳思寬(2007)以共整合分析及誤差修正模型、Granger 因果分析東亞各國間的股市連動關係；而 Wang and Iorio (2007)則關注大陸股市與國際股市的連動性，其在資產訂價模型 (CAPM) 的架構下，研究與大陸市場相關的三個指數 (A、B、H 股) 其整合關係，並使用 Jorion and Schwartz 的模型來將其與香港股市及其他國際股市相比，來探討大陸股市與國際股市的整合、區隔關係；於研究結論部分，陳思寬發現在相關性方面，就東亞各國的股票市場分析，結果發現東亞十國間確實

具有共整合關係，除日本、韓國與中國股市之外，其他東亞各國的股票市場皆會 Granger 影響印尼股市；印尼、韓國、菲律賓與泰國股市則 Granger 影響台灣股市，而其他國家股市間則較無顯著的因果關係存在；而 Wang and Iorio 對於大陸股市的研究則發現大陸 A 股於 1995-2004 年間相對其他股市，是最與國際股市區隔 (segmentation) 的市場；但在其中的部份期間，A 股與 H 股、A 股與 B 股仍具有高度的整合關係，但對於香港回歸後，B 股與 H 股是否更為整合的假設，研究結果並無法提供支持。

綜觀上述文獻，對於 Roca、Chung 及 Wang 來說，其研究結果不同程度的指出適度分散投資，對於投資組合的效率提升仍然是有幫助的，即使是在看似高度整合的大陸 A、B、H 股，分散投資仍能起到分散風險的效果，此一部分也支持了弱勢市場區隔的理論，另陳思寬發現東亞十國間確實具有共整合關係，其中台灣受印尼、韓國、菲律賓與泰國之影響最顯著。



## 2.2 金融面變數與台股之連動性

### 2.2.1 理論依據

#### (一) 貨幣供給

資金動能往往是我們在股票市場中，常常列入重要觀察指標的重要因素，換言之，資金的充沛與否與股市榮枯有著密不可分的關係，股價指數上升，往往也會考慮市場的量能是否充足，而市場資金的充沛程度往往對於市場的量能產生影響。當貨幣供給增加，產生流動性增加與利率下降的現象，投資人於資產組合調整的過程中，可使金融性資產需求大增，促使股票價格上漲。同理，當貨幣供給減少，產生流動性不足的現象時，此時會盡可能將貨幣保留在手中，並將流動性較小的資產轉換成貨幣，使得金融性資產需求減少，股票價格隨之下跌，該點可以 Friedman 的現代貨幣數量學說為代表。

Friedman 的現代貨幣數量學說：個人的收入只能用在 4 種地方---買商品（或勞務）、買債券、買股票、持有貨幣，以方程式表達如下：

$$\frac{M^D}{P} = f(Y_p, r_b - r_m, r_e - r_m, \pi^e - r_m) \quad (2.1)$$

其中各項簡寫代表如下：

$Y_p$ ：恆常所得，即未來所有預期所得的現值；也就是長期平均所得

$r_b$ ：債券預期報酬率

$r_m$ ：貨幣的預期報酬率

$r_e$ ：股票的預期報酬率

$\pi^e$ ：預期通貨膨脹率

Friedman 認為人們對交易的決策通常會與預期未來的平均所得有關，而非取決於當期的所得，假如持有貨幣的報酬相對於其他選擇而言變大了，則人們持有貨幣的意願上升，若其他資產相對於貨幣的報酬率提高，則人們會選擇以其他方式保有財富，降低貨幣需求，而貨幣對於股市的衝擊可分為直接效果與間接效果

兩部分，分述如下

(1) 直接效果：

因名目貨幣供給的變動，使投資人的資產結構失去原有平衡（擁有比原來需要更多的貨幣），促使投資人調整手中流動性（將多出的貨幣轉移至其他投資），該過程將直接使得擁有股票的意願受到影響，此乃直接效果。

(2) 間接效果：

透過經濟活動的變化，影響企業預期利潤及利率水準，進而影響到股票價格，即為間接影響效果。

(二) 物價水準

物價上揚往往與景氣上升並行，而股價常會在景氣趨旺時攀升，故物價與股價常有相同走勢；一般消費者物價指數 (CPI) 係用來衡量一般家庭實際購買之一籃子消費性商品及勞務之組合，衡量其價格相對變動情形，而躉售物價指數 (WPI) 則是站在生產者端，以生產者所面對實際採購商品的物價狀況之衡量指標，與消費者物價指數不同的地方在於其並不包含勞務在內；由於物價是經濟活動最終的濃縮資訊，可反映消費支出型態的變遷，以及社會大眾對於商品及勞務價格所願購買的資訊，因此觀察通貨膨脹亦是投資人重要的工作之一，消費者物價指數年增率穩定地成長，在市場供需適時的調整下，可為企業創造利潤，股價可望上漲。相反的，若消費者物價指數不斷且持續地上漲，易造成通貨膨脹的壓力，使得消費者的實質購買力下降，且降低消費數量，進一步影響到企業的獲利，股價可能因此而下跌。

Fisher (1930) 指出在一完善的資本市場中，名目報酬率為均衡實質報酬率，加上完全預期通貨膨脹率之和；但若是在一個無法完全預期的情況中，則名目報酬率可表達為均衡的預期實質報酬與市場預期通貨膨脹率之和。此稱為費雪效果 (Fisher Effect)，以公式表示如下：

$$1 + R = (1 + r)(1 + \pi^e) \quad (2.2)$$

其中：

$R$ ：為名目利率

$r$ ：代表實質利率

$\pi^e$ ：代表通貨膨脹率或預期通貨膨脹率

而由於資產的名目報酬率，會隨著通貨膨脹率的變動而變動，因此隱含了股價水準與通貨膨脹存在正向的關係。

Fama (1981) 的研究結果顯示名目報酬率與預期通貨膨脹率或非預期的通貨膨脹率均為負相關。其理由是當預期物價上漲時，市場預期利率將會攀升，使得未來的實質現金流量減少，而減少的幅度大於實質風險貼水減少的幅度，造成股價下跌。

## 2.2.2 相關文獻說明

國內文獻部分，汪建南、李光輝 (2004) 以 VAR 及 Granger 等方式衡量貨幣政策對於各項管道(如銀行授信、股價等) 傳導的影響性，其關注貨幣政策的傳導路徑以何種方式影響實體經濟，於實證結果部分，汪建南、李光輝研究發現在貨幣政策傳遞上，主要還是經由利率管道的變動，對實質經濟活動產生影響，這一部分隱含了機會成本的概念，當央行以貨幣方式壓低利率，投資的機會成本即下降，對於促進投資及經濟發展產生正面的影響，但透過誤差修正後發現，貨幣政策依然會透過銀行信用管道及股價管道對實體經濟產生影響，而貨幣供給對於股市的影響性，則以實驗組及參照組的方式來比較 M1B 及 M2 的傳導效果，結果發現 M1B 的傳導效果幾乎是 M2 的 1.15 倍，由此可見對於股市的衝擊仍屬 M1B 較為直接。

國外文獻部分，Mohamed and Rohilina (2009) 試圖以單根檢定及共整合檢定、誤差修正模型及變異數分解等方法分析馬來西亞的股市受到總體經濟變數的影響，這些影響包括通膨、貨幣供應量、名目有效匯率等，研究期間選用亞洲金融

海嘯發生前後期的月資料分開做比較；於台灣部分，Nieh and Yau (2009) 在變數間的關係可能並非線性的假設下，使用 Enders and Granger 所提倡的門檻型誤差修正模型來檢驗台日之間的匯率變動對於兩國股票市場的變化；而晚近的研究，Hsing (2011) 則使用指數型 GARCH 來檢驗南非的股票市場與所選取的總體變數間之關聯性；而於實證結果部分，Mohamed and Rohilina 發現股價指數與總體經濟變數間存在有共整合關係，而通膨、貨幣供應及匯率會顯著影響馬來西亞股市，該結果建議該國政府若要採取股市穩定措施，應從上述的三個面向著手。Nieh and Yau 的研究則支持台日之間的股市及匯率有長期的均衡現象，然而在台灣還觀察到了非對稱性的門檻型共整合現象，該研究亦發現美元、台幣及台股間，有一長期非對稱性的均衡關係。而 Hsing 的研究結論則發現南非股價指數與實質 GDP、貨幣供應的速度、美國股市呈現正相關，而與國內的政府赤字、國內的實質利率、名目匯率、國內的通膨率、美國公債殖利率呈現負相關，隱含該國若要維持穩健的股票市場，應追求國內的經濟成長、謹守財政紀律、提高貨幣供應量並降低利率及適度讓貨幣貶值，以上三份研究報告共同地指出匯率對於國家的股市的影響佔關鍵地位，而由 Mohamed、Hsing 的研究亦可觀察到，貨幣供給及通膨亦是影響股票市場所需考量的因素之一。

而後，陳鳳琴 (2012) 使用門檻自我迴歸及動態門檻自我迴歸等方式探討台灣股、匯市與美國股市間是否存在長期均衡關係，並檢驗市場間的外溢效果。實證結果顯示，台灣股市與匯市、台灣股市與美國股市及台灣匯市與美國股市兩兩市場間均存在長期不對稱共整合關係，透過 Granger 因果檢定發現美國股市對台灣股、匯市具有領先影響力的外溢效果。

## 2.3 實質面變數與台股之連動性

### 2.3.1 理論依據

#### (一) 石油

考量台灣經濟為小型開放經濟體且如石油等能源為重要生產投入之狀況下，外在要素價格的變化不可避免地將衝擊國內的經濟；而探討諸如要素價格變動或技術變動對於經濟的影響，於經濟學理論中，實質景氣循環模型(Real Business Cycles Model)應運而生，其主張只有技術面或供給面的變動才會影響經濟，其中尤以供給面之外生衝擊對景氣循環能更具解釋力，由於台灣經濟規模屬於淺碟型經濟，其往往扮演國際要素價格之接受者，以原油來說，其價格變動之衝擊，往往透過生產成本上升及通貨膨脹等方式影響經濟，進一步對台灣景氣循環造成影響。

#### (二) 銅、工業生產與用電量：

銅，俗稱紅金，一直被認為是商業金屬之代表，是全球使用量僅次於鐵及鋁的金屬，銅的應用極早，在古代即已有以銅應用製造的物品，而無論在歷史或科技上的應用，銅均具有極重要的地位，也是國際貿易上交易最熱絡的商品之一；因銅產量豐富，價格波動相對原油來的穩定，因此，其價格的波動主要反映的是需求端的變化，且因其具有延展性、良好的強度、抗腐蝕性及對電流及熱能之良好導性等特質，故為工業生產所不可或缺的原料，而工業生產往往又與景氣息息相關，因而當經濟景氣時，工業生產銅需求增加，從而帶動銅價上升，經濟蕭條時，銅需求萎縮，從而促使銅價下跌。

而與銅相似，現階段工業生產中，對於電力的要求及消耗皆鉅，是故電力消費與銅價，都是能夠觀察景氣溫熱的指標之一；雖然僅觀察電力消費，容易有忽略能源效率改進而使得工業用電不增反減的事實，但由於台灣目前正轉型邁入以服務業為主之經濟，而服務業較難取得即時之生產資料，故將用電量納入觀察指標，恰可彌補此項不足，故將電力消費亦納為考量之變數。

### 2.3.2 相關文獻說明

國內外對於能源價格衝擊經濟的研究，集中在油價對經濟或股市的連動部分，Sadorsky (1999) 使用向量自我迴歸模型研究油價對於股票市場的衝擊，其研究結果顯示原油的價格及波動性皆顯著的對股票報酬產生影響，其中原油市場於 1986 之後產生了結構性改變，而於其後，其發現原油價格的變動相較於利率更能解釋股票市場的誤差變異，同時發現原油價格的波動對於經濟有不對稱之效果。

爾後，Park and Rattia (2007) 則是研究油價變化對於美國及 13 個歐洲國家的股票報酬之影響，其蒐集 1986/01~2005/12 間的資料，使用變異數分解來解釋其影響大小；而晚近的研究，Le and chang (2011) 藉著衝擊反映分析及變異數分解分析來研究 1986/01~2011/02 間日本、新加坡、南韓、馬來西亞等四地股市受到油價的衝擊反映；實證結果部份，Park and Rattia 發現若為原油之出口國，油價與該國的景氣呈現明顯正向關係的現象，其以歐洲國家中的挪威為例，其油價變動可解釋該國股市 6% 的變異，而對美國外的其他歐洲國家而言則相反，原油價格的波動顯著地與該些國家股市產生負向的衝擊；相較於利率的波動，油價變動更能解釋各國股市的變動性，此外研究尚發現，在美國及其中八個歐洲國家，當油價上升後其後短期實質利率亦升高的情況；可見油價對金融市場的影響不只一個面向，油價高升所帶來對於通膨的期待，亦為各國央行必須審慎面對的問題，而常見的作法，是透過升息吸收市場上多餘的資金，避免發生惡性通膨的現象。Le and chang 的研究則發現亞洲各國受到油價的衝擊反應各異，其中油價與日本股市呈現正相關，而與馬來西亞股市間則呈現負相關，但油價對於新加坡與南韓的影響卻不顯著，其研究另顯示這些股票市場中的無效率性，也減緩了油價變動對於股市的衝擊。

爾近之研究，陳虹均、郭炳伸、林信助 (2012) 研究油價以何種方式衝擊台灣經濟，其利用臺灣 1981 年到 2009 年的能源價格，建構數種對稱與不對稱性之價格變動測度，再以 Granger 因果關係檢定探討能源價格變動與臺灣其他相關的總體

經濟變數間的關係；並透過自我迴歸分配落後模型(Autoregressive Distributed Lag Model, ARDL) 模型處理變數落後期間不一致的問題，以評估能源價格變動與臺灣實質產出之間的長期關係，結果其發現能源價格波動相較臺灣的總體經濟體系具有外生性。能源價格本身所處的價格水準高低對於臺灣總體經濟變數並沒有顯著的影響力，但是能源價格波動率卻對實質GDP有顯著的負向衝擊。另外，ARDL 模型估計結果則顯示能源價格波動與臺灣實質GDP之間存在一個反方向變動的長期均衡關係，代表對於企業或廠商而言，原油價格的高低並非是影響實質產出的主要因素，而是因原油價格波動太大，廠商來不及適應而出現衝擊。



## 2.4 市場行為及資訊不對稱與台股之連動性

### 2.4.1 理論依據

#### (一) 行為財務學 ( Behavioral Finance ) :

傳統經濟學是奠基於人的「理性行為」上而推展開來的一系列理論，好比說人會依照期望值來進行選擇行為，但在實際社會中，我們會發現在很多層面人並非理性的，比如舉 Kahneman and Tversky 於 1979 年發表的展望理論 ( Prospect Theory ) 中的例子來說明的話，Kahneman and Tversky 觀察到人們不喜歡風險，因此會偏好結果確定的選擇，舉例來說，當人遇到下面兩種狀況：

#### 狀況一：

賭局 A：33%的機會得到 2,500 元，66%的機會得到 2,400 元，1%的機會得到 0 元。

賭局 B：確定得到 2,400 元。

問卷結果顯示有 82%受訪者選擇賭局 B。

#### 狀況二：

賭局 A：33%的機會得到 2,500 元，67%的機會得到 0 元。

賭局 B：34%的機會得到 2,400 元，66%的機會得到 0 元。

問卷結果顯示有 83%受訪者選擇賭局 B。

一般於經濟學中選擇期望值越高的結果應能帶給理性行為者越高的效用，但由上述兩個例子可以了解到人們喜歡確定的結果更勝於期望報酬更高的不確定結果，故 Kahneman and Tversky 指出期望效用理論 ( expected utility theory ) 無法完全描述個人在不確定情況下的決策行為，因為人的理性是有限的 ( bounded rationality )，人們無法在每一種情境下都能夠很清楚的、精確的去衡量利得和風險，所以人們的選擇往往受制於諸多非理性因素，而無法依傳統經濟理論「理性」的用期望值的方式來衡量該如何選擇。

中間影響的因素不勝枚舉，比如個人所得狀態、偏好、社會規範、外在環境等等都會造成影響，故所有決策行為都無法用單一行為模式或模型涵蓋，存在著

不確定性，不過也有許多人都容易有的心理陷阱，可以從行為財務學中歸納，並應用於股市分析與後續行為推論。

Kahneman and Tversky 的理論也開啟了後續學者對於行為財務學的諸多研究，行為財務學原為科學的一部份，相較於傳統理論，其較著重於用來改善財務決策的心理以及經濟原理之應用，而且它並未排斥合理的經濟概念與原理；換句話說，行為財務學最大的課題並非去定義理性行為或將某些決策視為不正常，而是站在觀察人的行為的角度上，去反向思考一個問題：人們為何會有偏離理性行為的選擇？並提出相對應的理論來解釋人的種種選擇行為，試圖讓理論與實務能夠更為一致。

因此，人們的行為會有使用拇指法則、從眾、框架效果等行為偏誤，比如當股市恐慌時，假如投資人一味地尋求趨避風險，將使得選擇權市場的賣權價格大幅上揚，換算回來的隱含波動率指數 VIX 即會升高，而當恐慌時，在債券市場也會出現 Fly to quality 的現象，使得高品質公債的價格節節上升，拉高債券市場中高低品質公債的利差，而這一部分則以美國十年期公債的收益率為代表，當美國十年期公債的價格升高，代表市場可能出現避險的需求，而使得美國十年期公債換算回來的殖利率降低，而黃金亦是市場避險的重要標的，當市場出現恐慌氣氛時，黃金往往也會是避險資金的良好去處，故當股市下跌時，往往可以看到黃金市場出現相反的走勢。

## (二) 資訊不對稱 (Asymmetric Information Theory) :

當交易的一方握有另一方所不知道的資訊時，即產生所謂的「資訊不對稱」問題，擁有內部資訊的人可能會運用該資訊而得利，比如經濟學中傳統的檸檬車理論即為一例；但除此之外，資訊不對稱亦可用來解釋當前社會上的許多制度安排，比如以股票市場來說，公司內部人（比如董監事或大股東）若掌握外部人所不知的消息，有可能會使用其優勢先行買賣股票，因而使得股價發生變化，而資訊不對稱現象除了在股市及保險市場上被廣泛應用外，在現代金融領域亦充斥諸多例子，尤其在新興市場和東南亞地區乃至中國大陸，企業騙貸、出口騙退、銀行

呆帳的涌現，無不與此緊密相關。

#### 2.4.2 相關文獻說明

而探討股市情緒與利率變動之影響性部分，Suliman (2005) 使用 GARCH 法研究在金融危機產生恐慌時，美國利率波動性與傳染效果 (contagion effects)，其研究區間為 1993~1998，因其中間包含了兩個金融危機，分別是 1994 的墨西哥披索危機及 1997 年的亞洲金融危機，傳統理論顯示傳染效果較容易在有公開傳遞管道且具共整合現象之國家間發生，而 PPP 及 IRP 則認為國內的通膨或多或少反映了一些來自外國匯率衝擊的影響；研究結果顯示雖然美國的利率波動並非系統性的受到國外金融危機的影響，但墨西哥披索危機的影響，相對於亞洲金融危機更容易影響美國的利率，歸納其原因是在 NAFTA (北美自由貿易協定) 簽訂後，美墨間的資本流動整合性提高所致，而且與亞洲國家的浮動匯率政策相比，墨西哥的固定匯率政策在發生恐慌或失調時其匯率將顯的更不合理，也對資本移動產生了刺激的效果。

Norden and Weber (2009) 則是以 VAR 及共整合等方法，來檢驗 2000-2002 年間 CDS 報價與債市、股市的關係，其分別檢驗日、週、月的資料，結果發現股票報酬領先 CDS 報價及債券的利差，而 CDS 的報價領先債券的利差變化，且 CDS 報價對於股市的敏感度高過於對於債市的敏感度，最後，CDS 報價對於股市的波動提供了比債券更高的解釋度，但該現象主要發生在美國股市，於歐洲地區的廠商該現象並不明顯。

而股票市場波動度對於股市的變動之預測部分，Whaley (1993) 考量波動率來提出相對應的投資組合避險策略，其以 S&P100 指數選擇權為例，說明波動率指數之建構方式與避險應用，並指出 VIX 指數與 S&P100 指數呈負相關；再由模擬波動率指數之衍生性商品之避險效果，說明波動率指數可在不影響其他風險參數的情況下，有效規避投資組合受大盤波動增加所導致的 vega 風險。

爾後，Fleming (1998) 則使用 ARCH 等方法來檢驗 S&P 100 選擇權的隱含波動率是否能對股市未來的波動性做出預測，其結果發現 S&P 100 選擇權的隱含波動率是一個偏高的誤差估計變數，但其中涵括了未來股市波動的資訊，而隱含波動率相較於歷史波動率，更適合拿來當作事前的估計變數，而這些發現，支持修正誤差後的線性模型可以當成一個有效的市場波動性估計式。



### 第三章 實證模型與資料說明

#### 3.1 實證流程說明

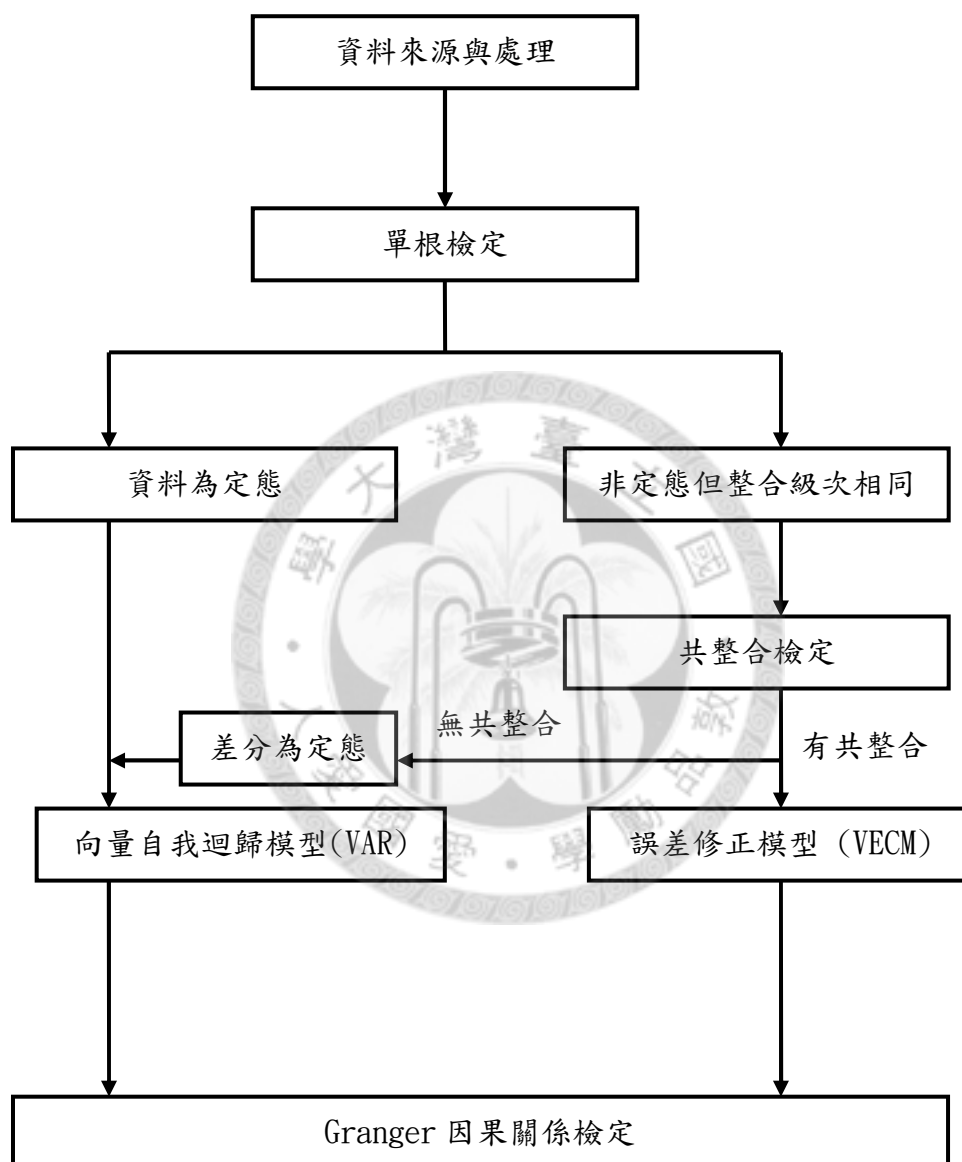


圖 3-1 實證流程圖

本文使用時間序列資料分析方法，依四面向分析台股與變數間之關聯性，研究流程整理如圖 3-1；本文首先對所有非百分比性質之資料取自然對數處理，以減少資料異質變異所帶來之影響，再以單根檢定檢測資料是否定態，後續進行共整合檢定、誤差修正模型，以及向量自我迴歸模型等以驗證影響變數，最後再以

Granger 因果分析研究變數與變數間的因果關係。

## 3.2 實證變數說明

因所欲觀察變數為台灣加權指數，國際股市關聯性部分選用金磚四國以及美國之股價指數；金融面關聯性部分為躉售物價指數、消費者物價指數、五大行庫平均存款利率、台幣兌美元匯率與 M1B 貨幣供給；實質面關聯性部分選用西德州原油、LME 3 個月期高級銅遠期契約價格、不包含個人用電之我國電力消費量、我國工業生產指數、核發建照面積等作為變數，另考量實質面變數易有景氣週期之循環關係，故將該系列變數進行季節性調整；最後一塊為行為及資訊不對稱面變數，選用 VIX 指數、黃金價格、美國十年期公債殖利率、董監持股市值等作為觀察變數；其中除股價指數類之資料來自於 MSCI 之資料庫外，其餘變數為透過 TEJ (台灣經濟新報) 之資料庫所取得，茲將變數說明如下。

### (一) 股價指數

本文所選取的加權股價指數，為 MSCI 網站還原除權息之總報酬指數，以台灣、美國、大陸、印度、巴西、俄羅斯等國之總報酬指數為研究主體。

### (二) 躉售物價指數、消費者物價指數

物價變動會影響消費者的實質購買力，物價的高低對於一國的經濟的穩定性有重要的影響，所以為總體經濟變數中重要的一環。在本研究將使用躉售物價指數，消費者物價指數的變動率，來代表通貨膨脹，以研究物價對股價的影響。

### (三) 匯率

匯率乃為衡量一個國家，國際貿易與資金移動變化的金融工具。在本研究所選擇的匯率變數，以美元兌新台幣 (NTD/USD) 的即期匯率做分析。

### (四) 利率

利率可以看成資金的成本，可及時反映一國的短期資金供需情形，本研究選用國內五大公營行庫之平均存款利率作分析。

### (五) 貨幣供給額

大多數國家多以 M1 作為其貨幣供給之代表，而在台灣之貨幣供給額則以 M1B 為代表。當 M1B 上升時，代表市場上的資金較為充沛，容易替股票市場帶來資金動能，進而影響股價的變化。

#### (六) 西德州原油

本文以西德州原油作為研究之變數，其主要供給來自加拿大及墨西哥灣，該地區所生產的石油為高等級的輕甜石油（輕甜代表其中的雜質及二氧化硫含量低），應用廣泛，除反映美國之原油供需狀況外，亦為我們最熟悉的原油指數之一。

#### (七) 銅

以全球最大之金屬交易所—倫敦金屬交易所 (LME) 的 3 個月期銅遠期契約報價為研究標的，於工業生產及交易上，該交易所也佔市場大宗，故以其所提供之銅價作為研究變數。

#### (八) 電力消費

因主要觀察經濟發展與產業用電之關聯性，故以國內扣除個人用電之電力消費量作為研究標的，觀察電力消費與股價之間的關係。

#### (九) 核發建照面積、工業生產指數

該指標亦為我國經建會作為領先指標的組成標的之一，因房市又被稱為房地產的火車頭，故使用核發建照面積做為研究變數可讓我們觀察房地產的變化；另外現代經濟的基礎之一即為工業，工業的表現往往關係到景氣的榮枯，故亦將其納入變數之中觀察是否也會對股市造成影響。

#### (十) VIX 指數

VIX 指數 (Volatility Index) 為美國芝加哥選擇權交易所(CBOE)於 1993 推出，該指數利用標普五百指數選擇權交易資料，以插補法加權平均後處理得到，VIX 指數可代表當時市場上對未來股價指數波動率之'共通看法，因此 VIX 又被稱為「投資人恐慌指標(The investor feargauge)」，法人也常利用 VIX 指數來作為避險的指標，因台股易受美股消息面影響，故本文以 VIX 指數研究之。

表 3-1 變數符號對應表

變數名稱	代號	變數名稱	代號
台灣股市	TW	躉售物價指數	WPI
美國股市	US	西德州原油	OIL
大陸股市	CHA	銅	COP
印度股市	IND	電力消費	ELC
巴西股市	BAS	工業生產	PRO
俄羅斯股市	RUS	核發樓地板面積	HOU
利率	INT	恐慌指數	VIX
消費者物價指數	CPI	董監持股	MHR
貨幣供給	M1B	美國十年債利率	TY
匯率	NTD	黃金	GD

資料來源：股市指數來自 MSCI 網站，其他變數來自台灣經濟新報(TEJ)

#### (十一) 黃金

本文使用紐約黃金現貨價作為研究標的，因其報價歷史可追溯到時間較早，可彌補紐約黃金期貨推出期間較晚，使得研究期間不足之問題，且國際黃金市場標的物幾乎統一，皆以成色 995 之黃金作為計價標的，是故以紐約黃金現貨價格作為研究標的，亦有充分之代表性。

#### (十二) 美國十年期公債殖利率

傳統經濟學裡，債券市場是資金供需的市場，債券利率代表的是借貸資金的價格（成本），所以，債券利率的變化也會反映借貸市場的供需情形；惟美國十年期公債因其交易市場規模龐大且由具有國際準備貨幣身分的美國政府作為擔保，而另有資金避風港之稱，故以美國十年期公債殖利率作為市場恐慌情緒之變數。

#### (十三) 董監持股

以台灣董監作為大股東之代表，以其持有台灣股票市場的市值，作為大股東對於台灣股市及景氣信心程度的測量變數。

最後整理各變數及所對應之代號如上表 3-1

### 3.3 實證研究方法

#### 3.3.1 單根檢定

由於時間序列資料的特徵是不確定的，為避免資料出現發散問題，因此我們在使用時間序列變數進行實證分析時，必須確定變數的定態特徵；假如外來的衝擊對於時間序列只會存在暫時的影響，隨著時間的經過，衝擊的效果將逐漸消失，使得時間序列重新回到長期的平均水準，此序列稱為定態 (stationary) 的時間序列；但是，若隨著時間的經過，較遠期的過去資料對於現在的影響卻依舊存在，表示此時間序列具有長久的記憶，則稱此變數為非定態 (nonstationary) 的時間序列。

檢視變數的定態與否，常見的就是單根檢定，其假設一個變數  $X_t$  必須經過  $d$  次差分 (difference) 始能成為一個定態序列 (stationary series)，則此變數的整合級次 (integrated order) 為  $d$ ，以  $I(d)$  表示。而  $I(0)$  代表變數無需經過差分，本身就是一定態序列，但  $I(1)$  是經過差分一次後為定態之時間數列，俗稱單根；因傳統最小平方法皆假設變數資料為定態，茲將定態之時間序列變數的性質羅列如下：

$$E(X_t) = E(X_{t-s}) = \mu_x \quad (3.1)$$

$$\text{var}(X_t) = \text{var}(X_{t-s}) = \delta^2_x \quad (3.2)$$

$$\text{cov}(X_t, X_{t-s}) = \text{cov}(X_{t-j}, X_{t-j-s}) = \gamma^2, \forall t, t-s, t-s-j \quad (3.3)$$

其中  $\mu_x$ 、 $\delta^2_x$ 、 $\gamma^2$  都是有限的常數項，亦即定態變數的平均數、變異數和自我共變數都必須是有限的常數項。

實際上，許多經濟資料，如所得、物價、貨幣供給及財務資料等時間序列資料，大多具有非定態性質，而 Granger and Newblod (1974) 發現當變數具有非定態性質時，若採用迴歸方法來估計變數間因果關係，很可能產生假性迴歸現象。假性迴歸係指迴歸結果有可能使原本毫無關係的變數間出現假的因果關係，亦即迴歸係數顯著異於零，且判定係數  $R$  很高，但  $D-W$  值很低的現象；比如說我們觀察到明尼蘇達州的降雪量與美股出現高度正相關的迴歸結果時，因單一地區之降雪

量與股市間很難聯想到其有任何經濟關係，故很可能即為假性迴歸現象。是以使用時間序列變數進行實證時，必須先確定變數是定態或非定態，而最常見就是採取單根檢定 (unit root test) 進行調整。

本文進行實證研究，須先檢定各變數資料是否符合無單根定態要求。本文分別採取 Dickey 與 Fuller (1981) 的 ADF 檢定和 Phillips 與 Perron (1988) 的 PP 檢定法。

### (一) Augmented Dickey-Fuller 檢定

Dickey 和 Fuller (1979) 以 AR (1) 模型檢定數列是否定態，稱為 Dickey-Fuller 單根檢定法 (簡稱 DF)。DF 檢定法僅為 AR (1) 模式，一般經濟變數除本身可能有自我相關外，其殘差項也可能存在序列相關，不符合白噪音過程，並不適用。為解決這個問題，Dickey 與 Fuller (1981) 在原始 DF 檢定法的迴歸式中加入 p 期落後項，修正移動平均項造成的白噪音問題，此即 ADF 單根檢定。其檢定模型為：

$$(a) \text{無截距項及時間趨勢項: } \Delta Y_t = rY_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+j} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

$$(b) \text{具有截距項但無趨勢項: } \Delta Y_t = a_0 + rY_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+j} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

$$(c) \text{包含趨勢項與截距項: } \Delta Y_t = a_0 + rY_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+j} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

虛無假設皆假設變數存在單根現象，一旦無法拒絕虛無假設，就表示時間序列具有單根現象，即可判定時間序列狀態為非定態，必須再經由差分過程，直到序列資料達到定態。

### (二) Phillips 及 Perron 檢定

ADF 檢定法是建立於殘差項為相同獨立分配 (identical independent distribution) 的假設，Phillips (1987) and Perron (1988) 採用非參數法 (nonparametric) 來修正 ADF 檢定中殘差項所形成的異質性與序列相關問題。PP 檢定法是 DF 檢定的延伸，除考慮 ADF 探討殘差項自我相關問題外，PP 檢定法更考慮迴歸殘差項可能存在移動平均與異質情況，故可參考 DF 作為 PP 檢定之統計檢定量臨界值。與 ADF 相同，其模型設定亦依資料之截距項及時間趨勢項有無，分

成三種迴歸模型如下：

$$(a) \text{無截距項及時間趨勢項: } Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$(b) \text{具有截距項但無趨勢項: } Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

$$(c) \text{包含趨勢項與截距項: } Y_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta}(t - T/2) + \tilde{\delta} Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

虛無假設為  $H_0: \delta = 0$ ，若檢定結果拒絕虛無假設，表示不夠證據顯示存在單根，該時間序列資料在特定信賴水準下為定態；反之，則為非定態。

### 3.3.2 共整合檢定與誤差修正模型

面對非定態序列通常採差分作為解決方法，雖可解決非定態問題，卻也容易使變數間隱含的長期資訊被消除，使得實證結果可能出現誤差。而為避免數列必須經過差分才能成為定態，Granger (1981) 提出將多個非定態變數經過線性組合後，若該組合呈現一定態關係，則原先迴歸出現的結論亦可視為一長期穩定的關係，此種修正過程即稱為「共整合」。

Engle 與 Granger (1987) 提出的二階段式共整法雖然容易做，但卻有其限制，故本研究採 Johansen and Juselius (1991) 的最大概似估計法來估計及檢定共整合向量，以確定序列之共整合關係存在與否。Gonzalo (1994) 也指出相較於 Engle 與 Granger 的「二階段共整合分析法」，Johansen and Juselius 以最大概似估計法所估得參數估計值，亦具有不偏性、效率性、分配具對稱性。

Johansen 的最大概似估計法是以向量自我迴歸模型 (VAR) 為基礎，利用無共整合限制的向量自我迴歸模型 (Gaussian Vector Autoregressive model)，以最大概似法導出共整合向量之最大概似估計式，並以概似比 (likelihood ratio) 檢定共整合向量個數及共整合關係。Johansen and Juselius (1991) 提出二種檢定共整合向量個數的檢定統計量：最大特性根檢定 (maximal eigenvalue test) 與軌跡檢定 (trace test)，而若兩種檢定出現的結果不一致，應以最大特性根檢定的結果來判斷共整合個數。

令  $X_t$  為  $n \times 1$  的  $I(1)$  向量時間序列，VAR (k)，其向量誤差修正式 (VECM)

為：

$$\Delta X_t = \mu + \Phi D_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi_{t-k} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

$\Delta$  代表差分運算因子， $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ ， $D_t$  為扣除變數後的虛擬變數。

上式顯示存在二種力量可以變動  $\Delta X_t$ ，一為  $\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i}$ ，為  $X_t$  短期自我調整項，當體系出現干擾時，其代表各變數脫離均衡關係的動態調整情形。另一為誤差修正  $\Pi_{t-k}$ ，代表前期失衡對本期調整的衝擊，為一種長期關係。 $\Pi$  為所有落遲項係數的線性組合，又稱為衝擊矩陣 (impact matrix)，其秩 (rank) 決定  $X_t$  的性質，是 Johanson 最大概似法中估計與檢定的核心，也決定了共整合向量的個數。

根據 Granger Representation Theorem 可知：

- (1) 若  $\text{rank}(\Pi) = n$ ， $\Pi$  為全秩(full rank)矩陣， $X_t$  為定態時間序列。
- (2) 若  $\text{rank}(\Pi) = 0$ ， $\Pi$  為零矩陣， $X_t$  為傳統非定態 VARMA(k-1,1,0)，沒有共整合，意即各變數間不存在長期均衡。
- (3) 若  $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ ，則隱含  $X_t$  之間存在  $r$  個共整合向量，使得  $X_t$  線型組合變成定態的時間序列。

根據 Granger Representation Theorem，可將  $\Pi$  分解為  $\Pi = \alpha\beta'$ ，其中的  $\alpha$  和  $\beta$  皆為  $n \times r$  矩陣， $\beta$  的  $r$  個行向量即為共整合向量， $\alpha$  為調整速度。因此整個檢定過程在於確定  $\Pi(\text{rank})$ ，而矩陣  $\Pi$  的虛無假設為：

$$H_0: \Pi = \alpha\beta' \text{ 或 } \text{rank}(\Pi) = r (r < n) \quad (3.11)$$

### 3.3.3 向量自我迴歸模型 (VAR)

傳統的計量模型是建立於先驗 (a priori) 之架構上，等同在因果關係尚未確認之前，即先假設某一變數為另一變數之解釋變數，再來進行迴歸分析，惟如此所得到的實證結果究竟因果關係是否為真，實在啟人疑竇。Sims (1980) 有鑑於此問題之嚴重性，於 1980 年提出 VAR 分析模型，其概念為將一組變數架構成一組迴

歸模式，但此時將每個變數都作為內生變數，同時由於時間數列分析中變數的落差項涵括了所有的訊息，因此也考慮在時間序列的分析中將每一迴歸式中各變數之遞延項加入作為解釋變數。由於 VAR 模型不先預設變數間的因果關係，因此在進行多項變數間之相互關係探討時，可運用此一模型來加以研究。

向量自我迴歸 (VAR) 模型的一般型態可以下列方程式表示：

$$Y(t) = C + \sum_{s=1}^k B(s)Y(t-s) + e(t) \quad (3.12)$$

其中  $Y(t)$  為各變數的  $(n \times 1)$  向量； $C$  為係數向量； $B(s)$  為係數矩陣； $k$  代表遞延期數 (lags)； $e(t)$  為  $Y(t)$  在反應過去  $k$  期  $\{Y(k)\}$  後的最佳線性估計誤差，而且須符合  $e(t) \sim N(0, \sigma_e^2)$ 。

$B(s)$  的第  $i, j$  項元素，所表示的意思為變數  $i$  在第  $t$  期的當日變化會受到在第  $t-s$  期變化的直接影響程度。因此，變數的當日變化情形可視為本身變數遞延效應與其他變數遞延效應所得到的函數。

在 VAR 模型的研究中，我們可藉由直交化過程 (Orthogonal Procedure) 來分解預測誤差變異數 (Forecast Error Variance)，藉由變異數分解值的大小來判定各變數間的相互關係。此外藉由衝擊反應來研究當某一變數以一個標準差的大小自發性干擾時，會引起其他變數對此衝擊的動態反應情形。因此根據衝擊反應函數可以觀察模型內自發性變數，對模型內所有內生變數當期與未來各期的動態影響過程。

### 3.3.4 Granger 因果關係檢定

Granger (1969) 提出因果關係檢定 (Granger Causality Test)，以額外變數的加入能否有效提升原有變數之預測能力 (predictability)，來判斷兩時間序列變數是否存在因果關係，進而檢驗變數間關聯性。兩時間序列變數  $X$ 、 $Y$ ，若  $X$  變數的過去資訊有助於預測  $Y$  變數之未來變化，即包含  $X$  變數過去資訊對  $Y$  變數的預測效果較單獨只由  $Y$  過去資訊來對  $Y$  的預測效果好，若有此狀況，稱  $X$  變數領先

(Granger cause)  $Y$  變數，或稱  $Y$  變數落後 (does not Granger cause)  $X$  變數，兩變數亦可能存在雙向關係互相領先，或兩者無任何關係。

依上述變數間領先落後概念，Granger 因果關係檢定結果可分為：(1) 單向關係 (unidirectional causality)；(2) 回饋關係 (feedback causality)；(3) 獨立關係 (independency)；(4) 立即因果關係 (instantaneous causality)。Granger 採用線性預測 (linear predictor)，將訊息發生時點納入考量，並以均方誤 (MSE) 作為預測能力優劣之判斷標準。假設兩時間數列變數  $X_t$ 、 $Y_t$ ，如(3.13)、(3.14)二式所示，以數學方式說明 Granger 因果關係檢定方法：

$$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \mu_{1t} \quad (3.13)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i X_{t-i} + \mu_{2t} \quad (3.14)$$

$\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\delta$ ：迴歸係數

$\mu_{1t}$ 、 $\mu_{2t}$ ：具白噪音性質非相關之干擾項

$p$ ：依 AIC 準則決定之最適落後期數

根據 (3.15) 及 (3.16) 式虛無假設成立下之殘差平方和 (residual sum of square) 所求得之 F 統計量來檢定變數間因果關係：

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1 : \text{任一等號不成立} \quad (3.15)$$

$$H'_0 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_p = 0 \quad \text{vs.} \quad H'_1 : \text{任一等號不成立} \quad (3.16)$$

依據是否拒絕(3.15)及(3.16)式中的  $H_0$  與  $H'_0$  虛無假設的 F 檢定結果，將變數間的 Granger 因果關係可能情形分為：

(1) 若無法同時拒絕虛無假設  $H_0$  和  $H'_0$ ，表示  $X_t$  的過去資訊無益於預測  $Y_t$ ； $Y_t$  的過去資訊亦無益於預測  $X_t$ ，則稱  $X_t$  和  $Y_t$  變數相互獨立，不存在因果關係。

(2) 若拒絕虛無假設  $H_0$ ，但無法拒絕虛無假設  $H'_0$ ，表示  $X_t$  和  $Y_t$  變數間存在單向因果關係， $Y_t$  的過去資訊有助於預測  $X_t$ ，而  $X_t$  的過去資訊無益於預測  $Y_t$ ，則稱  $Y_t$  變數領先  $X_t$ ，或  $X_t$  變數落後  $Y_t$ 。

(3) 若拒絕虛無假設  $H'_0$ ，但無法拒絕虛無假設  $H_0$ ，表示  $X_t$  和  $Y_t$  變數間存在單向因果關係， $X_t$  的過去資訊有助於預測  $Y_t$ ，而  $Y_t$  的過去資訊無益於預測  $X_t$ ，則稱  $X_t$  變數領先  $Y_t$ ，或  $Y_t$  變數落後  $X_t$ 。

(4) 若同時拒絕虛無假設  $H_0$  和  $H'_0$ ，表示  $X_t$  的過去資訊有助於預測  $Y_t$ ； $Y_t$  的過去資訊亦有助於預測  $X_t$ ，則稱  $X_t$  和  $Y_t$  變數間存在雙向回饋因果關係。



## 第四章 實證結果分析

### 4.1 單根檢定

傳統實證分析認為所欲分析之時間序列資料須為定態，且殘差項為白噪音 (white noise)，換句話說，外在衝擊對定態時間序列資料僅造成暫時性影響，變數返回平均值不受干擾；實際上，總體時間序列多數屬非定態資料，如下表 4-1 所示。

表 4-1 單根檢定結果

單根檢定 t-statistic	ADF 檢定		PP 檢定	
	原始值	差分值	原始值	差分值
TW	-1.499644	-7.880618***	-1.862536	-7.931535***
US	-2.033308	-9.296493***	-2.319845	-9.305826***
CHA	-0.984358	-7.884148***	-1.054772	-7.885654***
IND	-2.087567	-8.752575***	-2.087567	-8.745008***
BAS	-2.060103	-8.338039***	-1.952523	-8.469796***
RUS	-1.777162	-7.239737***	-1.880790	-7.025146***
INT	-1.769030	-5.875960***	-1.687816	-8.432019***
MIB	-0.492453	-4.095405***	-0.062846	-9.129033***
NTD	-2.585415*	-9.876162***	-2.401954	-9.741168***
CPI	-0.966213	-14.86867***	-0.953142	-14.93394***
INT	-1.769030	-5.878960***	-1.687816	-8.432019***
WPI	-0.855296	-8.182840***	-0.534394	-7.736377***
OIL	-0.971274	-13.48274***	-1.069931	-13.51045***
COP	-0.314515	-12.64234***	-0.660716	-12.96621***
ELC	-1.379887	-11.89808***	-2.432528	-8.21546***
PRO	-0.886740	-23.14579***	-1.146262	-23.09539***
HOU	-2.505223	-14.43386***	-3.758781**	-23.39173***
VIX	-3.871793**	-15.17462***	-3.602425	-17.87734***
MHR	-2.049413	-15.34393***	-2.009126	-15.34393***
TY	-0.535310	-11.59325***	-0.342028	-11.63637***

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1%顯著水準下拒絕虛無假設

由上表我們可發現單根檢定結果如下。

### (1) Augmented Dickey-Fuller 檢定

變數差分前原始值之單根檢定結果，只有部分變數在 10%及 5%顯著水準下為定態數列，其餘所有變數皆無法拒絕單根存在，為非定態數列。將變數原始值採差分處理後再進行單根檢定，觀察表 4-1 可知，所有變數在 1%顯著水準下皆為一階差分定態，是為  $I(1)$  數列。

### (2) Phillip 與 Perron 檢定

變數差分前原始值之單根檢定結果，只有部分變數在 10%及 5%顯著水準下為定態數列，其餘所有變數皆無法拒絕單根存在，為非定態數列。將變數原始值採差分處理後再進行單根檢定，觀察表 4-1 可知，所有變數在 1%顯著水準下皆為一階差分定態，是為  $I(1)$  數列。



## 4.2 共整合檢定

### 4.2.1 共整合向量個數檢定

確定各變數均為  $I(1)$  數列後，接下來判定各變數間是否具有共整合關係，因本研究區分為四面向進行研究，故接下來將對四個面向的變數進行共整合關係檢測，若有共整合關係則以誤差修正模型進行分析，若否，則以向量迴歸自我模型進行分析，最後再以 Granger 進行因果關係分析，依序檢測項目如下：

- (1) 金磚四國興起前後的國際股市共整合檢測
- (2) 金融面變數與 MSCI 台股之共整合檢測
- (3) 實質面變數與 MSCI 台股之共整合檢測
- (4) 行為及資訊不對稱面變數與 MSCI 台股之共整合檢測

而在進行共整合檢測前需先決定最適落後期數及共整合模型，並且檢驗殘差項是否存在自我相關問題。為維持參數估計之一致性，本模型以 AIC 準則判斷最適落後期數。

之後利用軌跡檢定和最大特性根檢定來決定變數間是否存在共整合關係，且瞭解其共整合向量數目。Johansen and Juselius(1992)指出兩者檢定的結果未必一致，當二者不一致時，本研究將採用最大特性根檢定結果，實證結果顯示僅有 2000 年之後國際股市連動性與實質面變數與台股有共整合關係。

#### (一) 金磚四國興起前後的國際股市共整合分析(1995/01~2012/06)

由附錄表 1-1 可知，於金磚四國名詞誕生前的 1995/01~2000/12 期間，依 AIC 準則期最適期間為 4 期，惟由附錄表 1-2 可知經共整合檢定後，發現此段期間台股與該四國股市及美股間並不具有共整合關係，故將於後節進行自我迴歸向量分析。

而由附錄表 1-3 可知，於金磚四國名詞誕生後的 2001/01~2012/03 期間，依 AIC 準則期最適期間為 2 期，且由附錄表 1-4 可知當此時進行共整合檢定，依最大特性根之檢驗結果，台股與該四國股市及美股間具有一長期共整合關係如下式

---

---

共整合關係式 4.1 式

---

---

$$TW_{t-1} = 0.294173RUS_{t-1} + 0.294756CHA_{t-1} - 0.496665IND_{t-1} + 0.729908US_{t-1} - 0.117897BAS_{t-1} + 1.660624$$

---

---

其中俄羅斯、中國、美國與台股呈現正相關，印度及巴西呈現負相關。

(二) 金融面變數與 MSCI 台股共整合分析

由附錄表 1-5 之共整合個數檢定可知測試共整合關係之最適落後期數為一期，惟由附錄表 1-6 可知經金融面變數與台股間並無長期共整合關係，本研究將於後節對金融相關變數進行自我迴歸向量 (VAR) 分析

(三) 實質面變數與 MSCI 台股共整合分析

如附錄表 1-7，實質面變數與 MSCI 台股之最適落後期數分析，依 AIC 準則選擇落後一期，此時進行共整合檢定發現依最大特性根之檢驗結果，由附錄表 1-8 台股與實質面變數具有一長期共整合關係，其中台股與銅價、電力呈現正相關，與油價、核發建照與工業生產呈現負相關。

---

---

共整合關係式 4.2 式

---

---

$$TW_{t-1} = -10.80798OIL\_SA_{t-1} + 8.255734COP\_SA_{t-1} + 79.28758ELC\_SA_{t-1} - 4.727720HOU\_SA_{t-1} - 5.748552PRO_{t-1} - 0.209579TREND(95M01) - 1204.179$$

---

---

表 4-2 共整合測定最適落後期間及結果彙整表

項目	2001 年前之 國際股市連動 性分析	2001 年後之 國際股市連動 性分析	金融面變數與 台股關聯性分 析	實質面變數與 台股關聯性分 析	行為及資訊不 對稱面變數與 台股關聯性分 析
最適落後期間 AIC 準則選取	4	2	1	1	1
是否具共整合 (軌跡測定)	否	否	否	是	否
是否具共整合 (最大特性根)	否	是	否	是	否
共整合數量 (軌跡測定)	0	0	0	1	0
共整合數量 (最大特性根)	0	1	0	1	0

(四) 行為及資訊不對稱面變數與 MSCI 台股共整合分析

由附錄表 1-9 之共整合個數檢定可知最適落後期數為一期，惟經檢定後發現行為及資訊不對稱面變數與台股間並無長期共整合關係 (見附錄表 1-10)，本研究將於後節對行為及資訊不對稱面相關變數進行自我迴歸向量(VAR)分析，最後將行為及資訊不對稱變數共整合測定最適落後期間及結果彙整如上表 4-2。

表 4-3 VECM---2000 年之後國際股市連動性

Error Correction:	D(TW)	D(RUS)	D(CHA)	D(IND)	D(US)	D(BAS)
CointEq1	-0.169465**	0.192184**	-0.065169	0.015850	0.007867	-0.177910*
D(TW(-1))	0.064825	0.030469	0.113819	0.090335	0.029860	0.109402
D(RUS(-1))	-0.023848	-0.035939	0.006693	-0.032416	0.031133	0.093133
D(CHA(-1))	0.214310*	0.231650	0.102605	0.109921	0.116887	0.226263
D(IND(-1))	0.050271	-0.131008	0.179224	0.106738	-0.046125	0.157858
D(US(-1))	0.014386	0.163753	-0.073455	0.035115	0.131679	0.219722
D(BAS(-1))	-0.000175	0.133851	-0.073639	-0.025020	-0.073104	-0.279187*
C	0.002221	0.009294	0.008160	-4.49E-05	0.001665	0.012241

#### 4.2.2 誤差修正模型

依 4.2.1 節之結論，我們發現 2000 年之後的國際股市連動性、實質面變數與台股有一長期共整合分析，而 2000 年之前的國際股市連動性、金融面變數、行為及資訊不對稱面變數則無，我們將於下一節以 VAR 模型分析未具共整合關係之變數；而於本節以誤差修正模型探討具共整合關係之變數。

由上表 4-3 我們可以發現：

(一) 於國際股市連動性部分，誤差修正係數為-0.169465，且 t 統計值為-2.26954，其係數為負且在 5%顯著水準下顯著，代表當各變數的長期均衡關係受到衝擊而脫離均衡時，其上一期的實際誤差會以某調整速度回歸均衡，亦即模型具有自行修正誤差而回復長期均衡的能力。

(二) 大陸股市 Granger 影響台股。

表 4-4 VECM---實質面變數對台股影響

Error Correction:	D(TW)	D(OIL_SA)	D(COP_SA)	D(ELC_SA)	D(HOU_SA)	D(PRO_SA)
CointEq1	0.001414	-0.001932	-0.000211	0.007460***	-0.002751	0.002077**
D(TW(-1))	-0.007458	0.145433*	0.134818*	-0.067375	-0.171204	0.082292*
D(OIL_SA(-1))	-0.072958	-0.000306	0.046937	0.047555	0.300208**	0.128993***
D(COP_SA(-1))	0.162890**	0.131655	0.058675	0.115052	-0.199361	0.125753***
D(ELC_SA(-1))	0.053007	-0.045654	0.022579	-0.313592***	0.012103	0.105269*
D(HOU_SA(-1))	0.041948	-0.024801	0.052133*	-0.060367***	-0.475304***	-0.030323*
D(PRO_SA(-1))	-0.026084	0.040980	0.017279	0.004850	0.223610	-0.531402***
C	0.001459	0.006622	0.003692	0.003190	-0.001225	0.003845

由上表 4-4 我們可以發現：

- (1) 落後一期之銅價於 5% 的信心水準下顯著影響台灣股市，顯示當前期銅價上升時，台股往往也有好表現。
- (2) 落後一期的核發建照數量與發電量於 1% 的信心水準下影響發電量。
- (3) 落後一期的油價以及核發建照數量也顯著影響當期之核發建照數量
- (4) 所有前期之變數皆會影響當期的工業生產指數

### 4.3 向量自我迴歸模型

於此節將針對 2000 年前之國際股市，以及 1995/1~2012/6 間之金融、行為及資訊不對稱面變數進行自我迴歸向量模型分析，先將變數一階差分使其成為定態之後透過 AIC 準則選取最適落後期數後進行分析，且各模型於進行殘差自我相關檢定後，皆顯示無自我相關。

表 4-5 2000 年前之國際股市自我迴歸向量分析

	DTW	DUS	DBAS	DCHA	DIND	DRUS
DTW(-1)	0.096659	0.010266	0.426970**	0.272148	0.215176	0.298896
DUS(-1)	-0.085606	-0.080645	-0.914829**	-0.407993	-0.351442	0.566843
DBAS(-1)	0.050495	0.009313	-0.011061	0.092100	0.100061	0.192993
DCHA(-1)	-0.053705	0.037359	0.013885	0.035031	0.009921	0.282920
DIND(-1)	0.140769	0.023005	-0.101806	-0.005231	-0.136104	0.225424
DRUS(-1)	-0.053858	-0.038360	0.034371	-0.099496	-0.007327	-0.112050
C	-0.003762	0.017933	0.023714	-0.004920	0.005936	0.009654

(一) 2000 年前之國際股市之自我迴歸向量分析

由附錄表 1-11 可發現依 AIC 準則選取之落後期間為一期，而由上表 4-5 之向量自我迴歸分析表可知 2000 年前台股受到他國股市變動之影響相對不明顯，但可觀察到台股及美股領先巴西股市的現象。



表 4-6 金融面變數與台股之自我迴歸向量分析

	DTW	DWPI	DNTD	DM1B	DINT	DCPI
DTW(-1)	-0.021785	0.043575	-0.044081***	0.027844***	0.015796	-0.005586
DWPI(-1)	5.95E-06	0.502792***	-0.001179	-0.019466	0.838430***	0.022641***
DNTD(-1)	0.165584	-0.504627***	0.284241***	0.041710	0.857672	-0.042872**
DM1B(-1)	1.709357**	-0.024530	-0.068093	0.270039***	1.475019	0.026099
DINT(-1)	0.005457	-0.014471	-0.013941*	-0.006330	0.442236***	0.005711***
DCPI(-1)	-1.689966	-0.294498	0.016473	-0.175878	1.729945	-0.096278
C	-0.001276	0.002855	0.000326	0.002036***	-0.027441***	0.001028***

(二) 金融面變數與台股之自我迴歸向量分析

由附錄表 1-12 可發現依 AIC 選取準則最適落後期間亦為一期，而由上表 4-6 可知 M1B 領先台股；躉售物價指數受其自身前期及匯率影響；新台幣匯率受其自身及台股、利率之影響；M1B 受其自身及台股之影響；利率受其自身及躉售物價指數之影響；CPI 則受躉售物價指數、匯率及利率所影響。

表 4-7 行為及資訊不對稱面變數與台股之自我迴歸向量分析

	DTW	DVIX	DTY	DMHR	DGD
DTW(-1)	-0.038384	0.288435	0.002999	0.150116	0.008321
DTW(-2)	0.255265*	0.053152	0.103381	0.275550**	0.079126
DTW(-3)	-0.479256***	0.294929	0.022780	-0.475103***	0.151144
DVIX(-1)	-0.009742	-0.092762	-0.021452*	0.000279	0.013144
DVIX(-2)	0.039017**	-0.166623*	-0.025392**	0.034095**	0.011542
DVIX(-3)	-0.008040	-0.202749***	-0.008315	-0.011139	0.011014
DTY(-1)	0.141532	-0.562960	0.095331	0.092421	0.160600
DTY(-2)	-0.031166	0.516020	-0.196190***	0.001095	-0.391795***
DTY(-3)	0.087346	-0.385047	0.065159	0.031315	0.221337*
DMHR(-1)	0.100510	-0.137542	0.057282	-0.175113	0.087477
DMHR(-2)	-0.049022	-0.553701	0.040910	-0.151941	-0.077311
DMHR(-3)	0.446596***	-0.892743	0.096847	0.350171***	-0.112849
DGD(-1)	0.074735	0.098335	-0.070216*	0.021604	-0.016740
DGD(-2)	0.080891	-0.228905	0.052050	0.029722	-0.136244*
DGD(-3)	0.026920	0.058911	0.080142**	0.060308	0.017570
C	-0.000772	0.004319	-0.003955**	0.001402	0.007758**

(三) 行為及資訊不對稱面變數與台股之自我迴歸向量分析

由附錄表 1-13 可發現行為及資訊不對稱面變數依 AIC 選取準則最適落後期間亦為 3 期，而由表 4-7 可發現落後 2、3 期的台股，落後 2 期的 VIX 以及落後 3 期的董監持股，對於當期台股有影響性，VIX 指數受其自身落後 3 期之影響，美債十年殖利率受落後 1、2 期之 VIX 指數、自身落後 2 期及落後 3 期之黃金價格所影響，董監持股受落後 1、2 期之台股以及落後 2 期的 VIX、落後三期的董監持股所影響，最後對於黃金價格有影響的則是落後 2、3 期的美債殖利率及自身落後 2 期之價格所影響。

#### 4.4 Granger 因果關係檢定及研究彙整分析

傳統因果關係檢定使用 VAR 模型進行落後項係數的聯合檢定，藉此決定因果關係。而 Granger(1987)提出當應變數具有共整合關係時，必須以誤差修正模型來進行因果關係檢定，是以延續前面共整合檢定以及自我迴歸分析結果，分別依其使用之模型，進一步檢定因果關係，得到結果如下各表；同時將 4.2 及 4.3 節結論作一匯整，整理分析如下

(一)國際股市關聯性部分，主要研究 2001 年起金磚四國被提出後，台股與國際股市的連動性變化，故將研究區間以 2001 年為分水嶺，探討台股與美股及金磚四國間的連動關係，結果整理於隔頁表 4-8，結果發現



表 4-8 台股與其他股市因果檢定(2000 年前)

代碼	變數名稱	因	果	p-value
US	MSCI 還原權息後之 美股指數	US	TW	0.7960
			BAS	0.0276 **
			CHA	0.3778
			IND	0.2740
			RUS	0.4911
BAS	MSCI 還原權息後之 巴西指數	BAS	TW	0.6867
			US	0.8746
			CHA	0.5984
			IND	0.4099
			RUS	0.5351
CHA	MSCI 還原權息後之 中國指數	CHA	TW	0.6169
			BAS	0.9179
			US	0.4604
			IND	0.9241
			RUS	0.2891
IND	MSCI 還原權息後之 印度指數	IND	TW	0.2960
			BAS	0.5467
			CHA	0.9778
			US	0.7171
			RUS	0.5007
TW	MSCI 還原權息後之 台股指數	TW	US	0.8973
			BAS	0.0435 **
			CHA	0.6169
			IND	0.1884
			RUS	0.4759

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下顯著

(1) 2001 年前之台股與金磚四國及美股並不具長期共整合之關係，經 AIC 準則選取最適落後期數後為一期並使用 VAR 及 Granger 分析其關聯性，由上表 4-8 可發現僅落後一期之台股及美股對於巴西股市的影響顯著，代表該段期間各國市場間，相對呈現市場區隔之現象，故投資人若於此段期間將投資分散，仍可取得良

表4-9 因果關係方向彙整(2000年前)

變數/影響	MSCI還原 權息後之 台股指數 (TW)	MSCI還原 權息後之 美股指數 (US)	MSCI還原 權息後之巴 西指數 (BAS)	MSCI還原 權息後之中 國指數 (CHA)	MSCI還原 權息後之 印度指數 (IND)	MSCI還原 權息後之俄 羅斯指數 (RAS)
MSCI還原權 息後之台股 指數(TW)			→			
MSCI還原權 息後之美股 指數(US)			→			
MSCI還原權 息後之巴西 指數(BAS)						
MSCI還原權 息後之中國 指數(CHA)						
MSCI還原權 息後之印度 指數(IND)						

註：→代表列的變數 Granger 影響行的變數，←代表行的變數 Granger 影響列的變數。

好之風險分散效果，如上表 4-9 之因果關係彙總，國際股市間除美股與台股 Granger 影響巴西股市外，並無明顯關係，可以發現在 2000 年之前國際分散投資依然能取得良好的風險分散效果。

表 4-10 台股與其他股市因果檢定(2001 年後)

代碼	變數名稱	因	果	p-value
US	MSCI 還原權息後之 美股指數	US	TW	0.8964
			BAS	0.3226
			CHA	0.9612
			IND	0.4557
			RUS	0.6062
BAS	MSCI 還原權息後之 巴西指數	BAS	TW	0.9012
			US	0.2577
			CHA	0.6057
			IND	0.5374
			RUS	0.4460
CHA	MSCI 還原權息後之 中國指數	CHA	TW	0.0909
			BAS	0.0092 **
			US	0.0248 *
			IND	0.0508
			RUS	0.0136 *
IND	MSCI 還原權息後之 印度指數	IND	TW	0.9058
			BAS	0.1350
			CHA	0.3122
			US	0.1346
			RUS	0.0153 *
RUS	MSCI 還原權息後之 俄羅斯指數	RUS	TW	0.7740
			BAS	0.2181
			CHA	0.6345
			IND	0.8366
			US	0.3499
TW	MSCI 還原權息後之 台股指數	TW	US	0.5991
			BAS	0.8397
			CHA	0.5081
			IND	0.8902
			RUS	0.4507

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下顯著

(2) 如上表4-10，2001年後國際股市關聯性提高，金磚四國邁入國際化，與台

表4-11 因果關係方向彙整(2001年後)

變數/影響	MSCI還原 權息後之台 股指數 (TW)	MSCI還原 權息後之美 股指數(US)	MSCI還原 權息後之巴 西指數 (BAS)	MSCI還原 權息後之中 國指數 (CHA)	MSCI還原 權息後之印 度指數 (IND)	MSCI還原 權息後之俄 羅斯指數 (RAS)
MSCI還原權 息後之台股 指數(TW)						
MSCI還原權 息後之美股 指數(US)						
MSCI還原權 息後之巴西 指數(BAS)						
MSCI還原權 息後之中國 指數(CH)	→	→	→	→	→	→
MSCI還原權 息後之印度 指數(IND)						→
MSCI還原權 息後之俄 羅斯指數 (RAS)						

註：→代表列的變數Granger影響行的變數，←代表行的變數Granger影響列的變數。

股、美股形成一長期均衡之共整合關係，其中大陸、俄羅斯股市與美股與台股呈現正相關，而印度及巴西股市則出現負相關，且誤差修正模型顯示落後一期之大陸股市影響台股。另由表4-11Granger因果關係彙整可看出大陸Granger影響所有市場，可知隨著兩岸的經貿合作逐步進展，兩岸的股市連動程度亦逐步升高，大陸的股市表現可作為台股投資人對於後市的參考指標；而在金磚四國崛起後，大陸以龐大的人口及資源，似乎成為此期間最關鍵的核心國家，且隨著大陸逐漸鬆綁投資，大陸的股市對於國際股市的影響性也逐步提高，成為國際股市的重要參考指標，惟連動性的提高也使得分散投資於大陸市場所能帶來的風險分散效果降低。

表4-12 與金融面變數因果關係檢定

代碼	變數名稱	因	果	p-value
INT	五大行庫平均存款 利率	INT	TW	0.9064
			WPI	0.3919
			CPI	0.0177 **
			NTD	0.0683 *
			M1B	0.1172
WPI	蔓售物價指數	WPI	TW	1.0000
			INT	0.0004 ***
			CPI	0.0129 **
			NTD	0.9675
			M1B	0.2028
CPI	消費者物價指數	CPI	TW	0.2019
			WPI	0.5415
			INT	0.3322
			NTD	0.9398
			M1B	0.1273
NTD	新台幣匯率	NTD	TW	0.6759
			WPI	0.0005 ***
			CPI	0.0177 **
			INT	0.1080
			M1B	0.2266
M1B	M1B 貨幣供給量	M1B	TW	0.0271 **
			WPI	0.9306
			CPI	0.5156
			NTD	0.5933
			INT	0.1569
TW	MSCI 台股還原除權 息指數	TW	INT	0.8790
			WPI	0.1202
			CPI	0.1621
			NTD	0.0005 ***
			M1B	0.0000 ***

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下顯著

(二)金融面變數關聯性部分，表 4-12 彙整 Granger 檢定結果發現金融面變數與

表4-13 與金融面變數因果關係彙整

變數/影響	台股(TW)	五大行庫平均存款利率(INT)	躉售物價指數(WPI)	消費者物價指數(CPI)	新台幣匯率(NTD)	M1B貨幣供給量(M1B)
台股(TW)					→	← →
五大行庫平均存款利率(INT)				→	→	
躉售物價指數(WPI)		→		→		
消費者物價指數(CPI)						
新台幣匯率(NTD)			→	→		
M1B貨幣供給量(M1B)	← →					

註：→代表列的變數 Granger 影響行的變數，←代表行的變數 Granger 影響列的變數

台股間亦無長期共整合之關係，而由表 4-13 之 Granger 因果關係彙總發現

(1) M1B Granger 影響台股，代表資金動能是金融面最大的影響因子。

(2) 另發現躉售物價指數受其自身前期及匯率影響，代表國際物價的波動可能具有連續性，且因台灣天然資源缺乏，物資多從國外進口，以大額批發為主的躉售物價指數較易直接受到匯率之影響，當台幣貶值時易造成進口商的進口成本上升；而代表消費者終端購買的CPI指數，則受躉售物價指數、台幣、利率影響，代表生產者端的成本上升，會於後期反映在終端產品上，而消費者物價指數與躉售物價指數同受匯率變化之影響；且觀察到利率的部分也領先CPI做同步的變化，代表我國央行對於國內的物價變化掌握程度高，可先行透過市場利率之調控抗擊通膨，但此點也有可能是央行身為對國內匯率及利率變化最敏感的角色，而在匯率變化有可能衝擊國內物價時，亦做配套措施引導市場資金，使衝擊降至最低。

表4-14 與實質面變數因果關係檢定

代碼	變數名稱	因	果	p-value
OIL_SA	原油	OIL_SA	TW	0.2796
			COP_SA	0.4658
			ELC_SA	0.3382
			HOU_SA	0.0319 **
			PRO_SA	0.0009 ***
COP_SA	銅	COP_SA	TW	0.0486 **
			OIL_SA	0.1605
			ELC_SA	0.0583 *
			HOU_SA	0.2444
			PRO_SA	0.0084 ***
ELC_SA	用電量	ELC_SA	TW	0.6024
			COP_SA	0.8160
			OIL_SA	0.6928
			HOU_SA	0.9543
			PRO_SA	0.0732 *
HOU_SA	建核發築樓板面積	HOU_SA	TW	0.1666
			COP_SA	0.0715 *
			ELC_SA	0.0068 ***
			OIL_SA	0.4715
			PRO_SA	0.0834 *
PRO_SA	工業生產	PRO_SA	TW	0.8301
			COP_SA	0.8815
			ELC_SA	0.9568
			HOU_SA	0.2444
			OIL_SA	0.7667
TW	台股	TW	OIL_SA	0.0854 *
			COP_SA	0.0575 *
			ELC_SA	0.2187
			HOU_SA	0.2674
			PRO_SA	0.0556 *

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下顯著

(三)實質變數關聯性分析如上表 4-14 所示，主要研究實質面變數如石油、銅

表4-15 與實質面變數因果關係彙整

變數/影響	台股(TW)	原油 (OIL_SA)	銅 (COP_SA)	用電量 (ELC_SA)	建核發築樓 板面積 (HOU_SA)	工業生產 (PRO_SA)
台股		→	↔			→
原油					→	→
銅		↔		→		→
用電量						→
建核發築樓 板面積			→	→		→
工業生產						

註：→代表列的變數Granger影響行的變數，←代表行的變數Granger影響列的變數。

價、電力消費、工業生產與核發建照等與台股之關聯性。

經研究發現實質面變數與台股間具有一長期共整合之關係，依誤差修正模型及 Granger 因果分析彙整 (如上表 4-15)可發現：

(1) 台股長期間與銅價、電力呈現正相關，與油價呈現負相關，工業生產及核發建造的長期關係則較不顯著，代表從需求面來看，當需求拉升銅價與用電量上升時，台股往往也有好表現。

而從供給面來看，油價仍是工業生產及運輸的關鍵成本，油價的上升會對股市造成負向之衝擊；另發現落後一期的銅價影響台股，且於 Granger 檢定發現其與台股為互為因果之關係；此點可能因我國以製造及科技立國，當國際銅價上升時往往也直接反映相關產業接單旺盛的程度，故當銅價上升時往往可以觀察到台股跟漲的現象，而台股上漲時也代表當時產業對於銅的需求仍然持續，故具雙向因果關係。

(2) 幾乎所有變數都Granger影響工業生產指數，代表以此段期間的月資料觀察，工業生產指數可能是一個較好的景氣確認指標而非先行指標。

表4-16 與行為及資訊不對稱面變數因果關係檢定

代碼	變數名稱	因	果	p-value
MHR	董監持股	MHR	TW	0.4854
			TY	0.8898
			GD	0.7376
			VIX	0.8466
TY	美 10 年債殖利率	TY	TW	0.7322
			MHR	0.8698
			GD	0.0215 **
			VIX	0.6538
GD	黃金價格	GD	TW	0.2632
			TY	0.0159 **
			MHR	0.9208
			VIX	0.5660
VIX	VIX 指數	VIX	TW	0.0390 **
			TY	0.0871 *
			GD	0.6176
			MHR	0.1153
TW	台股指數	TW	MHR	0.0349 **
			TY	0.0956 *
			GD	0.8367
			VIX	0.9509

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示在10%、5%、1% 顯著水準下顯著

#### (四) 市場行為及資訊不對稱指標分析

行為及資訊不對稱面的研究聚焦在 VIX 指數、十年美債殖利率、黃金價格、董監持股等變數，結果發現行為及資訊不對稱面變數與台股並無共整合之關係，依 AIC 準則選取落後三期之資料進行向量自我迴歸及表 4-16 之 Granger 分析發現

(1) 台股受到董監持股落後三期，以及落後兩期的 VIX 指數的影響；董監持股對三個月後的台股有正向影響，顯示台股可能符合所謂的弱勢市場效率假說。

在此情況下，擁有內部資訊的經理人或大股東可能因知悉未來一季公司之接單及營運狀況，而先行調節持股，使其與一般投資人相比具有資訊領先之優勢。

表4-17 與行為及資訊不對稱面變數因果關係彙總

變數/影響	台股(TW)	董監持股(MHR)	美10年債殖利率(TY)	黃金價格(GD)	VIX指數(VIX)
台股(TW)		↔	→		
董監持股(MHR)	↔				
美10年債殖利率(TY)				↔	
黃金價格(GD)			↔		
VIX指數(VIX)	→		→		

註：→代表列的變數 Granger 影響行的變數，←代表行的變數 Granger 影響列的變數。

而 VIX 指數雖稱作恐慌指數，但落後兩期的恐慌指數對台股的影响卻是正向的，可能的解釋是市場在面臨事件衝擊時，市場的恐慌氣氛有可能持續超過一個月，而之後市場的股價才能回復其內在之均值。

(2) 由表4-17之因果關係彙總可發現：黃金與十年期美債無論是自我迴歸向量分析或Granger因果分析都呈現不同程度領先落後及互為因果之關係，可以推估其為兩者皆具有相類似之角色所造成，而其中由於落後1-2期的VIX指數皆顯著的影響十年美債殖利率而不影響黃金，使得恐慌指數上升時，其後的美債殖利率下降，故推估美債十年殖利率應較黃金更有做為參考股市情緒的價值。

#### (五) 各面向變數篩選後之彙整分析

經上述各面向分析我們得以發現大陸股市、我國國內貨幣供給量M1B、銅價、VIX指數及董監持股等五個變數似乎於各系列變數中扮演著影響著台灣股市的重要角色，故我們進一步將該五個變數與台股一起進行共整合等分析，以分析上述重要變數對台股之影響為何，結果由附錄表4-14及4-15發現最適落後期數為兩期，並有一共整合關係。

共整合關係式 4.3 式

$$TW_{t-1} = -1.06792VIX_{t-1} + 1.181059CHA_{t-1} + 0.977422MHR_{t-1} + 1.043905M1B_{t-1} - 1.539499COP_{t-1} - 6.853953$$

表 4-18 VECM---各面向重要變數彙總

	D(TW)	D(VIX)	D(CHA)	D(MHR)	D(M1B)	D(COP)
CointEq1	0.036698	-0.164254***	0.062653**	0.029473	0.003624***	-0.062927
D(TW(-1))	-0.207445	0.344643	0.112436	-0.023927	-0.002772	-0.067902
D(TW(-2))	0.209196	0.177637	-0.053960	0.244783*	-0.049397*	-0.274306*
D(VIX(-1))	-0.064354	0.007953	-0.039759	-0.040939	-0.013958*	-0.016002
D(VIX(-2))	0.071090*	-0.054894	0.101624**	0.061582	-0.007335	0.013173
D(CHA(-1))	0.055238**	-0.355359	0.113116	0.015961	1.87E-06	-0.050087
D(CHA(-2))	0.054055	-0.091634	0.127763	-0.001269	0.001531	0.121340*
D(MHR(-1))	0.096205	-0.150019	-0.111661	-0.167697	0.049064*	0.110994
D(MHR(-2))	-0.142174	-0.218896	0.132256	-0.218103*	0.052901**	0.066065
D(M1B(-1))	0.731644*	-0.089470	-0.163923	0.646624*	0.331104***	0.071256
D(M1B(-2))	0.491386	-0.897354	0.722945	0.320280	-0.063110	0.891181***
D(COP(-1))	0.139919*	0.092359	-0.003562	0.169217**	-0.004647	0.132459*
D(COP(-2))	0.063632	-0.140285	0.146315	0.075552	-0.002583	0.119475
C	-0.007652	0.009101	-0.003861	-0.002568	0.004573***	-0.003201

惟誤差修正模型之誤差修正係數並不顯著，代表該模型長期來說並不具備回復其長期均衡之能力，但由誤差修正模型仍可發現VIX指數、中國大陸股市、M1B及銅價仍影響台灣股市；另外落後兩期之VIX指數影響中國大陸股市，董監持股與貨幣供給互相影響；而銅價影響董監持股；中國大陸股市與M1B影響銅價的現象。

就上述影響分析，台股及大陸股市於受到外在恐慌情緒衝擊後，回復其內在價值之時間皆可能超過一個月以上，資金動能、大陸股市與銅價依然影響台灣股市，而董監持股與貨幣供給互相影響可能代表董監對於資金市場變化較一般投資人敏感，於市場資金變化時，因持有過多貨幣亦是董監之成本，故其亦會調節其持股以使資金報酬最大，而銅價上升對於董監持股有正向影響，或可視為銅價與董監觀察公司營收呈現正向之影響，而中國大陸於躍升重要市場的同時，其於國內大幅的投資也有可能使其成為原物料市場的重要買家，甚至使其股市與銅價息息相關；而我國以出口為導向，在國際景氣好時將匯回大量外匯並使國內貨幣供給增加，故可觀察到當景氣好對銅需求暢旺時，國內貨幣供給也增加之情況。

表 4-19 各面向重要變數因果關係彙總

變數/影響	台股(TW)	VIX (VIX)	中國股市 (CHA)	董監持股 (MHR)	M1B(M1B)	銅價(COP)
台股						
VIX	→		↔			
中國股市			↔			
董監持股					↔	
M1B	→			↔		→
銅價				→		

註：→代表列的變數Granger影響行的變數，←代表行的變數Granger影響列的變數。

而由表 4-19 之分析可以發現，VIX 及 M1B 仍然 Granger 影響台灣股票市場，而中國大陸股市與 VIX 指數、以及董監持股與貨幣供給之間皆出現互為因果之關係；另銅價 Granger 影響董監持股，M1B Granger 影響銅價。

由 Granger 因果關係彙整可發現以美股為首的國際市場恐慌情緒還是會對台股有所影響，而在市場資金動能充足時，對台股也有推升的助力；而中國大陸隨著與國際股市連動性增加且其所占經濟份額持續增加下（其產值占世界 GDP 之比已由 2000 年時的 3.7%到 2010 年時的 9.32%），其亦出現與恐慌指數互為因果之關係；另董監因其資產規模較大，亦對國內資金的充裕程度較為敏感，將有可能為保有貨幣購買力而投身投資報酬較高之股市，而董監持股亦可能反映在國內廠商賺取大量外匯之時，亦會間接使匯回資金便多使得國內貨幣供給增加，使得其亦出現互為因果之關係。

最後我們亦發現董監持股受銅價影響，此可能代表董監利用銅價來預測未來公司的走勢，或銅價的拉升亦可同步反映在公司的營收接單狀況上，使得董監等大型投資人先行投身股市。

## 第五章 結論與建議

### 5.1 結論

本研究應用時間序列 ADF 及 PP 單根檢定、共整合、Granger 因果關係檢定和 VAR 等模式為研究方法，以還原除權息效果之 MSCI 完全報酬指數為基礎，分析 1995/1-2012/6 間之月資料以研究台股與國際股市、金融面、實質面、行為及資訊不對稱面變數間，是否存在連動關係。

本研究發現 2001 年之前，台股與金磚四國、美股並不具共整合關係，分散投資可有效分散風險，2001 年之後台、美、金磚四國呈現一共整合關係，大陸股市並影響台灣股市，且大陸對各國影響提高使得分散投資效果下降；金融面變數部分以 M1B 對台股影響最顯著，而實質面變數則以銅價對台股影響最大，最後行為及資訊不對稱變數部分則以 VIX 及董監持股對台股最具影響力。

### 5.2 後續建議

股市互動關係的研究文獻不勝枚舉，所用的研究方法及範圍也不一而足，囿於時間及能力的限制，本研究仍許多地方可再補充、加強，故提出後續研究的建議供作參考之用，供後續研究者參考。

(一) 於第二章文獻探討部分，本研究囿於時間、文獻取得性、能力的限制，對於各主題文獻的探討可能不甚完善，尚可分析比較更多的相關文獻，來深切瞭解股市連動因素的起因，以做一全面性的探討。

(二) 各國股市的波動亦容易受到政治、選舉非經濟因素的影響甚深，後續研究者可先將非經濟因素的事件消除，避免研究分析受到此類事件的影響。

(三) 本研究範圍內雖選取了四個面向之變數作為分析，但其他總體經濟變數如失業率、出口、或其他變數皆有可能影響到台股，未來研究者應可選取更多變數以作進一步之分析。

(四) 股票市場，並非僅有台股、美股及金磚四國之股市，諸如港、日、韓、歐的股市可能均存在連動關係，建議未來研究可再增加研究的範圍。

(五) 各國的政策有可能會影響到包含台灣在內的經濟與股市，比如美國的量化寬鬆政策、歐央的債券收購計劃等，建議未來研究者可將該事件納入研究範圍。

(六) 影響經濟或景氣的因素除了變數的價格水準外，還有變數的波動率也會造成影響，建議後續研究將波動率一併納入研究範圍以使論文更為完整。



## 參考文獻

中文參考文獻：

汪建南、李光輝 (2004)，《中央銀行季刊》，26，17-56。

林美珍 (2011)，《行為財務學》，台北：華泰文化。

陳思寬 (2007)，『東亞金融整合之實證分析』，《中央銀行季刊》，29，13-46。

陳鳳琴 (2012)，『台灣股匯市與美國股市連動性之再探討』《中華管理評論國際學報》，15，1-31。

陳虹均、郭炳伸、林信助 (2012)，『能源價格衝擊與臺灣總體經濟』，臺灣經濟預測與政策，中央研究院經濟研究所，42，1-36。

楊亦農 (2011)，《時間序列分析-經濟與財務上之應用-第二版》，台北：雙葉書廊。

謝劍平 (2000)，《財務管理—新觀念與本土化》，台北：智勝出版社。

鍾惠民、周賓凰、孫而音 (2011)，《財務計量-Eviews 的運用》，台北：新陸書局。

英文參考文獻

Asmy, Mohamed, Rohilina, Wisam, Hassama, Aris and Fouad, Md.(2009), "Effects of Macroeconomic Variables on Stock Prices in Malaysia : An Approach of Error Correction Model," MPRA Paper 20970, University Library of Munich, Germany.

Chang, Y. and Wong, J.F.(2003), "Oil price, fluctuations and Singapore economy," *Energy Policy*, 31, 1151-1165.

Cox, J. C., S. Ross, and M. Rubinstein (1979), "Option Pricing : A simplified Approach," *Journal of Financial Economics*, 7, 229-264.

Daniel K.; Amos T. (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, 47, 263-292.

Errunza V. and Losq E.(1985), "International Asset Pricing under Mild Segmentation : Theory and Test," *The Journal of Finance*, 16, 105-124.

- Fama E. R. (1981) ,“Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money,” *American Economic Activity*, 71,545-564.
- Fleming, J.,(1998), “The quality of market volatility forecasts implied by S&P 100 index option prices,” *Journal of Empirical Finance* ,5, 317–345..
- Frederic S. M. (2010), *The Economics of Money, Banking and Financial Market*,9e, Pearson..
- Grubel, H. G. (1968), “Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows,” *American Economic Review*, 58, 1299–1314..
- Jim O. (2003) , “Dream with BRIC : The path to 2050,”market letter no.99, Goldman Sachs.
- Jung W. and Ronald A. Rattia (2007), “Oil price shocks and Stock markets in the U.S. and 13 European Countries,” Department of Economics, University of Missouri-Columbia, U.S.A.
- Norden, L., and M. Weber (2009), “The Co-movement of Credit Default Swap, Bond and Stock Markets : an Empirical Analysis,” *European Financial Management*, 15, 529 – 562.
- Osman S. (2005), “Interest rate volatility, exchange rates, and external contagion, ” *Applied Financial Economics*,15, 883-894.
- Roca, E. D., Selvavathan, E. A. and Shepherd, W. F. (1998), “Are the ASEAN Equity Markets Interdependent? ” *ASEAN Economic Bulletin*, 15, 109-120.
- Roger C. and M. Statman (2000), “The DJIA Crossed 652,230,” *Journal of Portfolio Management*, 26, 89-92.
- Sadorsky , P. (1999) , “Oil Price Shocks and Stock Market Activity, ” *Energy Economics* , 21, 449-469.
- Said, S., and Dickey, D. (1984), “Testing for unit roots in autoregressive-moving average model of unknown order,” *Biometrika*, 71, 599-607.

Solnik (1974) , “Why not diversify internationally rather than domestically? ” *Financial analysts journal*, 30 , 48-52.

Solnik B.and McLeavey D. (2004) ,*International Investments*,5e , pearson.

Wang, Y and Di Iorio, A (2007), “Are the China-related Stock markets segmented with both world and regional stock markets?” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17, 277-290.

Yau, Hwey-Yun and Nieh, Chien-Chung (2009), “Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan, ” *Japan and the World Economy*, Elsevier, 21, 292-300.

Yu Hsing, (2011), “The Stock Market and Macroeconomic Variables in a BRICS Country and Policy Implications,” *International Journal of Economics and Financial Issues, Econjournals*, 1, 12-18.



## 附錄

附錄表 1-1 金磚四國興起前共整合分析模型與最適落後期數

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	4	5	6	5	4
Max-Eig	4	5	6	5	4

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-10.49829	-10.49829	-10.43652	-10.43652	-10.88822
1	-11.26488	-11.37470	-11.32006	-11.60297	-11.95485
2	-11.85372	-11.99202	-11.92955	-12.24598	-12.55422
3	-11.93198	-12.13570	-12.10396	-12.64293	-12.95551
4	-11.91377	-12.13342	-12.12224	-12.77762	-13.03048*

附錄表 1-2 金磚四國興起前軌跡與最大特性根檢定結果(1995/01~2000/12)

Series: TW US BAS CHA IND RUS				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.369479	88.38658	107.3466	0.4420
At most 1	0.249266	56.10192	79.34145	0.7201
At most 2	0.236890	36.03268	55.24578	0.7165
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.443742	39.29706	43.41977	0.1314
At most 1	0.357613	29.65185	37.16359	0.2815
At most 2	0.267179	20.82724	30.81507	0.4853

附錄表 1-3 金磚四國興起後共整合分最適落後期數(2001/01-2012/06)

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	2	2	2	1	1
Max-Eig	2	0	0	1	1
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-16.28192	-16.28192	-16.22024	-16.22024	-16.22651
1	-16.38989	-16.37562	-16.32177	-16.38925	-16.40793
2	-16.44118	-16.41704	-16.37381	-16.43486	-16.46192*

附錄表 1-4 金磚四國興起後軌跡與最大特性根檢定結果(2001/01-2012/06)

Series: TW US CHA BAS IND RUS				
Lags interval (in first differences): 1 to 2				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.282275	106.5140	107.3466	0.0566
At most 1	0.189611	61.73872	79.34145	0.4927
At most 2	0.107600	33.35619	55.24578	0.8301
At most 3	0.086241	17.98763	35.01090	0.8240
At most 4	0.041871	5.812140	18.39771	0.8831
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.282275	44.77532	43.41977	0.0354
At most 1	0.189611	28.38253	37.16359	0.3549
At most 2	0.107600	15.36857	30.81507	0.8829
At most 3	0.086241	12.17549	24.25202	0.7499
At most 4	0.041871	5.774350	17.14769	0.8379

附錄表 1-5 金融面變數共整合分析模型與最適落後期數

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-17.44751	-17.44751	-17.46589	-17.46589	-17.49986
1	-17.46429	-17.48152	-17.48071	-17.49572	-17.53633*
2	-17.44907	-17.47378	-17.47250	-17.49790	-17.52684

附錄表 1-6 金融面變數軌跡與最大特性根檢定結果

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.102977	64.82503	79.34145	0.3711
At most 1	0.083021	42.22089	55.24578	0.4101
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.102977	22.60414	37.16359	0.7591
At most 1	0.083021	18.02749	30.81507	0.7078

附錄表 1-7 實質面變數共整合分析模型與最適落後期數

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	0	0	0	1
Max-Eig	0	0	0	0	1
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-14.30767	-14.30767	-14.31092	-14.31092	-14.27591
1	-14.33417	-14.34039	-14.35339	-14.39833*	-14.37305
2	-14.32411	-14.32691	-14.32932	-14.38363	-14.36807

附錄表 1-8 實質面變數軌跡與最大特性根檢定結果

Series: TW OIL_SA COP_SA ELC_SA HOU_SA PRO_SA				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.203704	132.3520	117.7082	0.0043
At most 1	0.140815	84.97279	88.80380	0.0916
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.203704	47.37916	44.49720	0.0236
At most 1	0.140815	31.56848	38.33101	0.2428

附錄表 1-9 行為及資訊不對稱面變數共整合分析模型與最適落後期數

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	1	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0
*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)					
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-17.44751	-17.44751	-17.46589	-17.46589	-17.49986
1	-17.46429	-17.48152	-17.48071	-17.49572	-17.53633*
2	-17.44907	-17.47378	-17.47250	-17.49790	-17.52684

附錄表 1-10 行為及資訊不對稱面變數軌跡與最大特性根檢定結果

Series: TW MHR GD TY VIX				
Lags interval (in first differences): 1 to 1				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.102977	64.82503	79.34145	0.3711
At most 1	0.083021	42.22089	55.24578	0.4101
At most 2	0.057798	24.19340	35.01090	0.4324
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.102977	22.60414	37.16359	0.7591
At most 1	0.083021	18.02749	30.81507	0.7078
At most 2	0.057798	12.38332	24.25202	0.7322

附錄表 1-11 2000 年前之國際股市自我迴歸向量最適落後區間選取

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: DTW DUS DBAS DCHA DIND DRUS						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	381.8451	NA	3.83e-13*	-11.56446	-11.36375*	-11.48527*
1	404.2964	40.06694	5.83e-13	-11.5758*	-9.742593	-10.59322
2	439.9580	57.05850*	6.06e-13	-11.13717	-8.527904	-10.10765
3	475.1513	49.81211	6.68e-13	-11.11235	-7.298807	-9.607662
4	495.3818	24.89901	1.25e-12	-10.62713	-5.609314	-8.647281
5	533.2659	39.63262	1.53e-12	-10.68510	-4.463011	-8.230090

附錄表 1-12 金融面變數與台股之自我迴歸向量最適落後區間選取

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: DTW DWPI DNTD DM1B DINT DCPI						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	2890.896	NA	1.38e-20	-28.70543	-28.60682	-28.66553
1	3026.949	262.6311	5.08e-21*	-29.70099*	-29.01075*	-29.42169*
2	3059.292	60.50215	5.28e-21	-29.66460	-28.38272	-29.14590
3	3085.061	46.66537	5.86e-21	-29.56279	-27.68928	-28.80469
4	3115.555	53.40347*	6.21e-21	-29.50801	-27.04286	-28.51051
5	3137.266	36.72516	7.21e-21	-29.36584	-26.30905	-28.12893
6	3161.485	39.52020	8.20e-21	-29.24860	-25.60018	-27.77229

附錄表 1-13 行為及資訊不對稱面變數與台股之自我迴歸向量最適落後區間選取

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: DTW DVIX DTY DMHR DGD						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1761.375	NA	1.77e-14	-17.47637	-17.39419*	-17.44312*
1	1785.800	47.39221	1.78e-14	-17.47065	-16.97762	-17.27115
2	1816.201	57.47381	1.69e-14	-17.52438	-16.62050	-17.15863
3	1843.375	50.02288	1.65e-14*	-17.54602*	-16.23127	-17.01402
4	1853.475	18.08970	1.92e-14	-17.39776	-15.67216	-16.69951
5	1866.613	22.87675	2.17e-14	-17.27973	-15.14327	-16.41523
6	1891.031	41.30329*	2.19e-14	-17.27394	-14.72661	-16.24318

附錄表 1-14 重要變數匯總整合分析模型與最適落後期數

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	2	0	0	1	1
Max-Eig	0	0	0	1	1
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-16.32859	-16.32859	-16.38602	-16.38602	-16.34445
1	-16.38454	-16.39182	-16.44811	-16.51829	-16.48591
2	-16.43270	-16.43157	-16.46046	-16.52107*	-16.49828
3	-16.39840	-16.39058	-16.41232	-16.49834	-16.48281
4	-16.33606	-16.32105	-16.34406	-16.42473	-16.41758
5	-16.26279	-16.24313	-16.26151	-16.33783	-16.33947
6	-16.14797	-16.14916	-16.14916	-16.24490	-16.24490

附錄表 1-15 重要變數匯總整合分析模型共整合分析

Series: Series: TW VIX MHR M1B CHA COP_SA				
• Lags interval (in first differences): 1 to 1 •				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.227306	126.7875	117.7082	0.0117
At most 1	0.120486	73.40808	88.80380	0.3787
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.227306	53.37946	44.49720	0.0043
At most 1	0.120486	26.57576	38.33101	0.5572