

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

亞太地區公債市場關聯性之研究

A STUDY ON THE RELATIONSHIPS AMONG ASIA-PACIFIC
GOVERNMENT BOND MARKETS



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

研究生：陳彥豪
GRADUATE STUDENT : EIRC CHEN

中華民國九十三年七月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

亞太地區公債市場關聯性之研究

研究生： 陳嘉豪

經考試合格特此證明

口試委員： _____

許明水
徐清俊
徐清俊

指導教授： 徐清俊

所 長： 徐清俊

口試日期：中華民國 93 年 5 月 21 日

南華大學財務管理研究所九十二學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：亞太地區公債市場關聯性之研究

研究生：陳彥豪

指導教授：徐清俊 博士

論文摘要內容：

本研究以投資組合分散風險的觀念，選取台灣、日本、澳洲、韓國及泰國的公債殖利率，來探討亞太地區公債市場間的互動關係；此外，因 1997 年的亞洲金融風暴對亞太地區造成相當大的衝擊，所以將研究期間分為金融風前與金融風暴後兩時期，以瞭解金融風暴的發生對公債市場間的整合程度造成何種影響。本文採用共整合、VAR 與 VECM 模型、衝擊反應函數及預測誤差變異數分解等方法來進行研究，研究期間為自 1993 年 9 月至 2003 年 9 月為止的月資料。

實證結果發現，金融風暴前各國間沒有長期共整合的關係，但風暴後則有整合的現象存在，顯示亞洲金融風暴的發生，反而促進了亞太區域金融市場的整合。在金融風暴前日本市場對亞太地區，短期上較具有領導地位與影響力，但台灣的公債市場則較為獨立。在金融風暴發生後，受風暴衝擊較輕微的台灣與日本間有單向的互動關係，且日本公債殖利率是領先台灣。另一方面，韓國與泰國有雙向的互動關係存在；日本與澳洲殖利率間亦有雙向的影響關係。另外，金融風暴前各國的衝擊反應型態為上下跳動性，但經過 10 期後衝擊效果幾乎趨近於零，表示風暴前各國間有短期的影響但卻沒有長期的整合關係。而風暴後衝擊反應多較強烈且具有持續性，經過 12 期仍有相當的衝擊效果，顯示金融風暴的發生使得各國衝擊影響更為明顯。由預測變異數分解上，也顯示金融風暴後各國公債市場間的關聯性是日益增強的。

關鍵字：亞洲金融風暴、共整合、向量誤差修正模型、衝擊反應函數、變異數分解

Title of Thesis : A Study on the Relationships among Asia-Pacific Government Bond Markets.

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

Graduate date : July 2004

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Yen-Hao Chen

Advisor : Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

This article bases on portfolio theory to investigate the relationships of government bond markets among Taiwan, Japan, South Korea, Australia and Thailand. As the 1997 Asia Financial Crisis, we separate research period into two parts to understand how it affects. The research periods used in this study are from September 1993 to September 2003. We use cointegration, VAR and VECM model, Granger causality test, impulse response and variance decomposition techniques to analyze, and obtain the results as following:

First, there are long cointegration trends among the five Asia-Pacific markets after 1997 Financial Crisis. Second, VAR and VECM reveal that Japan occupied the leader position in Asia-Pacific region before Financial Crisis while there is one-way effect from Japan to Taiwan after Crisis. There are short-term interactions between Japan and Australia, Korea and Thailand as well. Third, the result of Granger causality test shows that the lead-lag relationships among five countries after Financial Crisis become significantly stronger than before. Fourth, the effects of impulse response among four markets only show temporary effect before crisis, but then gradually persistent and increase after crisis. The accumulative effects of each market are almost positive. Finally, analysis of variance decomposition detects that Japan has greatest interpretative ability in Asia-Pacific region before Financial Crisis but the interpretative abilities among each bond markets become stronger after crisis. This implies that the occurrence of Asia Financial Crisis makes the relationships among Asia-Pacific government bond markets become closer.

Keywords : Asia Financial Crisis, Cointegration, Vector Error Correction Model, Impulse Response, Variance Decomposition.

目 錄

論文口試委員審定書	i
中文摘要	ii
英文摘要	iii
目錄	iv
表目錄	vi
圖目錄	viii
第一章 緒論	1
第一節 研究背景與動機	1
第二節 研究目的	6
第三節 論文架構與	7
第二章 文獻回顧	8
第一節 國際間利率整合性之文獻	8
第二節 小結	13
第三章 研究設計	17
第一節 研究流程	17
第二節 研究範圍與資料來源	18
第三節 研究方法	20
第四章 實證結果與分析	33
第一節 資料處理	33
第二節 基本統計量之描述	34
第三節 相關係數矩陣	37
第四節 恆定性之檢定	38
第五節 共整合的檢定	41
第六節 向量自我迴歸模型	45
第七節 向量誤差修正模型	48
第八節 Granger 因果關係檢定	53
第九節 衝擊反應函數與預測誤差變異數分解	54
第十節 本章小結	66
第五章 結論與建議	68
第一節 結論	68
第二節 後續研究建議	69
參考文獻	73

中文部份	73
英文部份	74

表 目 錄

表 1-1	我國債市與股市成交總值概況(民國 84-91 年)	2
表 1-2	我國債市各債券別交易金額(民國 84-91 年)	2
表 1-3	1997 年 9 月底至 12 月底亞太主要國家匯率及股價變動情形	4
表 2-1	短期利率--海外美元利率關聯性之文獻	15
表 2-2	短期利率--貨幣市場利率關聯性之文獻	15
表 2-3	國內外對長期債券市場利率關聯性之文獻	16
表 3-1	Chow Breakpoint Test 結果(1997/07)	20
表 4-1	研究變數代號表	33
表 4-2	亞洲金融風暴前各國十年期公債利率的基本統計量	35
表 4-3	亞洲金融風暴後各國十年期公債利率的基本統計量	35
表 4-4	亞洲金融風暴前相關係數矩陣	38
表 4-5	亞洲金融風暴後相關係數矩陣	38
表 4-6	亞洲金融風暴前各國公債殖利率之單根檢定結果	40
表 4-7	亞洲金融風暴後各國公債殖利率之單根檢定結果	41
表 4-8a	金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國之 AIC 值	42
表 4-8b	金融風暴後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國之 AIC 值	43
表 4-9a	金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國共整合檢定結果	44
表 4-9b	金融風暴後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國共整合檢定結果	45
表 4-10a	台灣、日本、澳洲、韓國 VAR 模型之 AIC 值	46
表 4-10b	向量自我回歸模型之殘差檢定	46
表 4-10c	金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國向量自我迴歸模型估計結果	47
表 4-11a	向量誤差修正模型之殘差檢定	49
表 4-11b	金融風暴後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國向量誤差修正模型估計結果	52

表 4-12a	金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國因果關係檢定結果	53
表 4-12b	金融風暴後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國因果關係檢定結果	54
表 4-13a	金融風暴前衝擊反應分析型態彙整表	56
表 4-13b	金融風暴後衝擊反應分析型態彙整表	56
表 4-14a	風暴前誤差相關係數矩陣	59
表 4-14b	風暴後誤差相關係數矩陣	60
表 4-15a	金融風暴前台灣公債殖利之預測誤差變異數分解	61
表 4-15b	金融風暴前日本公債殖利之預測誤差變異數分解	61
表 4-15c	金融風暴前澳洲公債殖利之預測誤差變異數分解	61
表 4-15d	金融風暴前韓國公債殖利之預測誤差變異數分解	62
表 4-15e	金融風暴後台灣公債殖利之預測誤差變異數分解	62
表 4-15f	金融風暴後日本公債殖利之預測誤差變異數分解	62
表 4-15g	金融風暴後澳洲公債殖利之預測誤差變異數分解	62
表 4-15h	金融風暴後韓國公債殖利之預測誤差變異數分解	63
表 4-15 i	金融風暴後韓國公債殖利之預測誤差變異數分解	63
表 5-1	1993/9-1997/6,1997/7-2003/9 亞太地區公債投資組合結果	72

圖 目 錄

圖 1-3	論文架構圖	7
圖 3-1	研究流程圖	18
圖 4-1	亞洲金融風暴前各國十年期公債殖利率的趨勢圖	36
圖 4-2	亞洲金融風暴後各國十年期公債殖利率的趨勢圖	36
圖 4-3	金融風暴前各國公債殖利率間的衝擊反應	57
圖 4-4	金融風暴後各國公債殖利率間的衝擊反應	58
圖 4-5	金融風暴前各國公債殖利率的變異數分解	64
圖 4-6	金融風暴後各國公債殖利率的變異數分解	65

第壹章 緒論

第一節 研究背景與動機

近幾年來由於全球整體經濟環境的不景氣與大眾消費投資意願的低迷，加上 2000 年美國 911 恐怖攻擊，使得各國股票市場大多呈現相對弱勢或是下跌的趨勢。股票市場的蕭條與交易冷淡，造成市場資金逐漸轉往投資風險較低，且有固定收益獲利穩定的債券市場流動，讓債市的交易量在這幾年迅速擴大。加上各國央行為了促使經濟復甦而一再的降息，導致利率的持續下降並造成債券價格上漲，更吸引了投資人的重視，故債券市場已成為投資人越來越重視的投資標的。

我國的債券市場雖然從民國 38 年就有愛國公債的發行，但債市的交易卻一直未能熱絡，主要因為在過去財政預算採取收支平衡的原則下，公債發行量相當稀少籌碼有限。且其中參與者多為金融機構與大型券商或法人，而金融機構購買公債的目的多充當流動準備之用，因此市場上的交易也就一直未能熱絡。直到民國 80 年之後，財政出現赤字，政府也為推動各項國家建設計劃而大量發行公債，另一方面又鼓勵證券商、各金融機構及郵局從事次級市場的交易，且改變以往配售銀行的方式，而採標售方式發行，使得台灣的債券市場在邁入民國 80 年代後有著長足且迅速的發展。除了初級市場的供給持續擴張外，次級市場也由於市場供求熱絡，成交值屢創新高，自民國 84 年起已大幅超越股票市場成交總值的兩倍(見表 1-1 我國債市與股市成交總值概況)。其中公債因具有利息免稅、流動性高、違約風險小及獲利穩定等優點，更加受到投資大眾的青睞，因此我國目前債券店頭市場的交易，主要仍是以政府公債為主(見表 1-2 我國債市各債券別

交易金額)。而有鑒於我國債市快速的發展，也引發了本文對債市的研究動機。

表 1-1 我國債市與股市成交總值概況(民國 84-91 年)

單位：新台幣億元

年度	債市成交值			股市成交值	債市成交值/股市成交值%
	合計	買賣斷	附條件		
84	208,029	17,745	190,284	101,543	2.0487%
85	282,975	26,318	256,656	129,076	2.1923%
86	403,919	25,907	378,012	377,634	1.0696%
87	549,577	71,572	478,005	297,993	1.8443%
88	524,325	72,558	451,767	295,211	1.7761%
89	688,431	166,915	521,516	308,167	2.2339%
90	1,189,925	530,239	659,686	184,213	6.4595%
91	1,343,990	606,590	737,400	219,816	6.1142%

資料來源：財政部證券暨期貨管理委員會網站 <http://www.sfc.gov.tw/>
及金融統計月報

表 1-2 我國債市各債券別交易金額(民國 84-91 年)

單位：新台幣百萬元

年度	政府公債(%)	公司債	金融債券	外國債券	交易總金額
84	20,795,960 (99%)	4,693	--	2,318	20,802,971
85	28,258,786 (99%)	34,106	--	4,633	28,297,525
86	40,318,880 (99%)	46,860	--	26,223	40,391,973
87	54,678,291 (99%)	110,467	--	168,972	54,957,730
88	52,110,611 (99%)	149,932	--	172,029	52,432,572
89	68,354,737 (99%)	243,610	--	244,759	68,843,106
90	118,334,535 (99%)	287,897	10,000	360,075	118,992,507
91	133,187,595 (99%)	871,335	53,698	286,409	134,399,037

資料來源：金融統計月報

註：括弧內為政府公債交易金額占我國債市交易總金額的百分比

在政府推動將台灣塑造成為亞太金融中心的計劃之下，政府近年來逐步的實施外匯管制放寬、利率自由化、民營銀行設立以及放寬外資在台灣的投資與限制等政策，因此吸引了許多全世界各地投資者、知名金融機構及海外共同基金來參與投資，使得台灣成為國際投資組合中的一環，並有一定的投資比例和地位，與

世界各國市場資金間的流動更加快速，互動關係也更顯密切。所以政府未來財經政策的制定以及投資人在投資組合的建立和決策上，除了必須瞭解台灣本身的市場狀況外，也要對是否會受到金融自由化與國際化的影響程度加以考慮。

其中台灣位於的亞太地區，自 1980 年代末期以來經濟一直表現得相當有活力，除了成功創造經濟奇蹟的「亞洲四小龍」(台灣、香港、南韓、新加坡)外，東協四國(泰國、印尼、菲律賓、馬來西亞)也因為在同期(1990-1996)創下高達 6.8% 的年平均經濟成長率，遠勝過先進國家 2.2% 之年平均經濟成長率，得與亞洲四小龍並駕齊驅，因此有「亞洲四小虎」之稱號。加上亞太地區各國近年來逐步放寬外匯及金融的管制措施，使其與國際間的資本移動日趨活絡，所以全球經濟投資重心也逐漸由原本的歐美轉向亞太地區，而國際間利息套利活動的發生，更使得各國的利率與金融市場相互影響關係愈形密切。但 1997 年由泰國所引爆的亞洲金融風暴(Asia Financial Crisis)，卻帶給東亞各國經濟上相當大的衝擊，使得各國匯率驟貶¹。而為了抑制投機之風，所採取較為緊縮的貨幣政策，也造成短期利率急速上升，連帶著股市受到資金短缺而大幅下挫，接連發生崩盤，金融風暴幾乎將東亞國家的經濟成果消失殆盡，其中尤以韓國與泰國衝擊最為嚴重，台灣與日本則相對影響較輕微(見表 1-3 1997 年 9 月底至 12 月底亞太主要國家匯率及股價變動情形)。亞洲金融風暴發生迄今，相關的研究非常多，但大多數文章均侷限於對股市、匯市或貨幣市場的影響方面來探討²，極少針對債券市場殖利率的影響進行相關的研究，加上過去對於有關各國資本市場關聯性的問題，亦大多偏重在股票市場及外匯市場的探討³，在利率方面的研究，也多著重於各國貨幣市場短期利率或是與其他總體經濟變數間的關聯上，比較少有學者在各國

¹自 1997 年 7 月 1 日至 12 月 31 日為止，泰銖貶值 65.92%、菲律賓披索貶值 41.53%、馬來西亞幣貶值 41.56%、印尼盾貶值 61.14%、台幣貶值 16.29%。(資料來源：TEJ 台灣經濟新報資料庫)

²如 Tan(1998)，Baig. & Goldfajn(1999)、蔡明田、王健聰(民 2000)，方文碩、田志遠(民 2001)，張元晨、沈中華(民 2002)，楊踐為、游淑禎(民 2003)等。

³如、Liu, Pan & Shieh(1998)、Karfakis & Phipps(1999)、劉祥熹、張英信(民 2000)，劉祥熹、吳瑞山、黃靖騰(民 2001)，黎明淵、林修葳、郭憲章、楊聲勇(民 2003)等。

長期利率之間的問題上加以著墨，因此觸發本文對於金融風暴前後，亞太國家公債市場關聯性研究的動機。希望能透過相關的實證研究，瞭解不同市場殖利率間的連動關係，以期能作為投資人投資亞太區域債市時的參考

表 1-3 1997 年 9 月底至 12 月底亞太主要國家匯率及股價變動情形

	匯率變動率% (各國幣別/美元)	股價指數變動率%	合計變動率%
台灣	-12.4	0.7	-11.7
日本	-6.5	-14.7	-21.2
澳洲	0.09	-0.05	0.04
香港	-0.1	-28.7	-28.8
新加坡	-8.7	-21.7	-30.4
南韓	-46.1	-41.8	-87.9
泰國	-24.3	-31.6	-55.9
菲律賓	-14.5	-9.2	-23.7
馬來西亞	-16.3	-27.0	-43.3
印尼	-35.9	-26.5	-62.4

資料來源：TEJ台灣經濟新報資料庫。

根據上述的背景與各項動機，本研究將以亞太地區與台灣金融環境及交易上較有影響力的國家的公債殖利率為研究對象。在變數選取方面，以台灣公債為主要研究標的，並比較債市發達的日本以及泰國、韓國等亞洲新興的市場，此外也觀察近幾年在經濟上表現亮眼且公債市場發展成熟的澳洲，來探討其對於亞洲新興債市的影響程度。

日本是亞洲國家中唯一的七大工業國，在亞洲債市中是發展最早的，其債市規模約為台灣的30倍，且交易商品多樣化及國際化，避險與融資管道也相當齊全，故其規模和機制都較為完整。根據Phylaktis (1999)的研究指出，透過對實質利率平價假說的檢視以及共整合檢定方法的應用，發現日本對亞太地區金融市場有著高度的影響，再者台灣與日本也有相當密切的貿易關係與資金往來，兩市場

之間的互動程度值得我們加以探討。

泰國的經濟在1985-1994年十年裡平均經濟成長率高達8.2%，快速的經濟成長與榮景促使外資大量進入。但自1997年亞洲金融風暴始於泰銖貶值以來，不僅泰國整體經濟金融大受打擊，也連帶的衝擊東亞各國的股、匯市，並造成利率的上升，然而泰國政府為了融通財政赤字、解決金融機構發展基金 (Financial Institutions Development Fund) 的債務問題、重建金融機構資本等施政目標，乃大舉發行公債來因應，並著手建立完善的債券市場，藉由公債交易商的競爭，提高債券市場的機能，引導投資人進入債券市場，使得1998年泰國的債券流通金額反較1997年大幅成長了130.6%，1999年亦成長41.1%，此舉反應了泰國政府與企業重返債市籌資，亦促使了泰國債市在金融風暴後日趨熱絡，故本研究也將加入泰國市場，以瞭解在金融風暴前後泰國殖利率的變動，對其他國家所造成的影響。韓國在1980年代債券市場發展非常緩慢，但自1993年實行利率自由化的政策後，債市即迅速發展起來，公債的發行額也逐漸增加，到了96年底，未償還餘額已達100餘萬億韓元，占整體債市的47.22%。另一方面，在亞洲之中韓國為與我國產業結構較為相似的國家，同樣是依賴高度出口，且為我國第二大的入超國，僅次於日本。而韓國企業自90年代以後，積極進行產業外移，有極大的比重座落於東南亞國家，如韓國現代汽車於馬來西亞、印尼等國均有投資設廠，韓國企業資金流入東亞國家對於各國間經濟情勢也有相當程度的連動關係與相互影響，因此也是本文的研究對象。另外澳洲位居印度洋與南太平洋的交界，原本就鄰近東南亞，加上近幾年來東亞各國的經濟快速成長，使得日本、韓國及東南亞各國已成為澳洲的主要貿易伙伴⁴，由此可見澳洲與亞太區域的經貿往來有密切的互動關係存在；而澳洲的債市發展則已趨於成熟，各種債券的避險商品(如利率、公債期貨等)也相當齊全，再加上以往國內文獻所探討的國家仍以台灣為主，而國外

⁴ 根據澳洲統計局公布統計，2001年澳洲的主要進口來源國，依數值大小依序排列為：美國、日本、中國大陸、德國、英國、紐西蘭、韓國、新加坡、印尼、馬來西亞、義大利、台灣等；而主要的出口市場為：日本、美國、韓國、中國大陸、紐西蘭、台灣、新加坡、英國、香港、印尼等。

文獻則多以歐美先進國家為對象，因此本文將把觸角延伸至學者較少研究的大洋洲地區，探討亞洲新興國家及澳洲的債市關係。

根據上述的原因，本文選取台灣(TW)、日本(JP)、澳洲(AUS)、韓國(KOR)及泰國(THA)的公債殖利率，來研究各國債市之間的相關程度，以及是否有共整合的現象，並分為金融風暴發生前及金融風暴發生後兩段研究期間，藉以進一步了解金融風暴的發生，會對亞太地區公債市場的互動造成何種影響，並分析此種變動關係所代表的經濟意義。期望能提供投資人在投資亞太地區債市時的依據，並對未來學者在國際間資本市場互動關係的討論上，提供另一個發展方向。

第二節 研究目的

根據上節所提出的研究背景與動機，本文的研究目的在於運用各種的時間序列(time-series)模型，探討 1997 年亞洲金融風暴發生前後台灣、日本、澳洲、韓國及泰國公債市場間的變化與連動關係。希望能達到以下的目的：

1. 比較金融風暴發生前後，台灣、日本、澳洲、韓國及泰國公債殖利率間的長期共整合關係(即共移程度)，是否有所差異。
2. 利用向量自我迴歸(VAR)與向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model)分析風暴前後，台灣、日本、澳洲、韓國及泰國公債市場間的短期互動關係。
3. 運用 Granger 所提出的因果關係檢定(Granger causality tests)，瞭解五國債市間的領先-落後(lead-and-lag)關係。
4. 採用 Sims(1980)所提出的衝擊反應(Impulse Response, IR)分析與預測誤差變異數分解(Variance Decomposition, VD)模型，檢視各變數的短期動態反應過程。

本研究期望能透過相關資訊的分析結果，對上述問題提供一合理的解釋與說明。使讀者更能瞭解金融風暴前後亞太債券市場間的連動關係，以利投資人從事亞太區域債券投資時，能透過其他市場的變動，來推估另一市場可能產生的變化程度，或依據投資組合的原理，選擇關聯性較低的市場，來建立風險分散的投資組合，作為債券投資方面的參考。

第三節 論文架構

本論文共分五章，各章之內容分述如下：第壹章緒論，主要敘述本研究之背景、研究動機、研究目的與研究限制；第貳章為相關理論與文獻回顧，探討國內外有關各國長短期利率間關聯性的研究，期能對於本文所欲研究之內容有更進一步的瞭解，並以此確立本文的研究目的；第三章為研究設計，說明本研究之流程、資料蒐集、來源、範圍界定及使用的研究方法；第四章為實證分析，解釋在實證模型下亞太國家公債市場的連動關係；第五章則為結論與建議，將實證結果作一歸納、總結，並提出相關建議，以供後續研究參考。論文的架構圖如圖 1-3 所示：

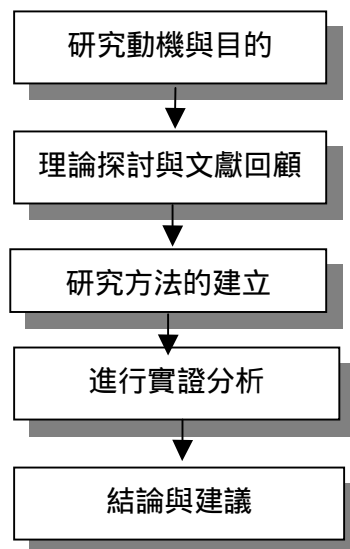


圖 1-3 論文架構圖

第貳章 文獻回顧

自 90 年代以來，亞洲各國對外貿易與投資已逐漸走向自由化的開放政策，國際金融市場結合各國不同的經濟背景與文化制度所形成的國際化投資組合已經成為一必然的趨勢，因此許多國內外學者無不致力於探討國際資本市場間彼此連動程度的變化。但過去資本市場關聯性的研究，多集中於股、匯市方面，而本文的主要目的是想了解亞太國家公債殖利率間的互動關係，以利投資人建立有效率的債券投資組合。所以本章將針對過去學者在研究有關各國利率關聯性方面的文獻，做一整合性的探討與比較，以瞭解前人的研究內容與結果，進而找出本文的研究方向和目的。

第一節 國際間利率整合性之文獻

在各國市場利率關係的研究方面，過去學者首先研究的焦點乃在於探討以同一通貨計價之資產，在不同區域市場收益率的關係，由於美元當時仍為國際上最強勢的通貨，故大部份的研究多在探討美元國內收益與境外收益之關係，亦即探討歐洲美元與美國國內市場之整合情況。因此Hendershott(1967)首先對美國國庫券利率與歐洲美元存款利率間關係進行研究，其研究期間自1957年至1964年，他利用部份存量調整模型(partial stock adjustment model)，假設美國國庫券利率是歐洲美元存款利率的主要決定因子，並且發現歐洲美元利率可以隨著美國國庫券利率完全調整，因而開啟了對國際貨幣市場整合程度的研究課題。之後相關研究所探討的樣本先由美國本土美元貨幣市場與歐洲美元貨幣市場間關係，稍後研究

樣本範圍則進一步擴及至其他國家貨幣市場，而在共整合檢定方法被提出後，以誤差修正模型的架構來探討國際間貨幣市場整合程度的研究方法，則是經常被學者所加以採用的。以下為國內外相關的研究：

在國外的文獻方面，Lin and Swanson(1993)使用Engle and Granger(1987)共整合檢定方法與誤差修正模型和Granger因果關係檢定，對美元、英鎊、西德馬克、瑞士法郎及日圓等五種主要貨幣的國內市場(domestic market)短期利率與海外市場(offshore market)短期利率間關係進行探討，期間自1984至1989年，結果發現使用誤差修正模型檢定因果關係是適當而有效的方法，且這五種主要貨幣的國內市場與海外市場並非完全整合而是有區隔(segmented)的，亦即不具有長期的共整合關係存在。

Lin and Leu(1994)則使用Johansen共整合檢定方法與誤差修正模型及Granger因果關係檢定，對臺灣、新加坡與英國的海外市場美元殖利率間關係進行探討，結果發現，台灣與倫敦境外市場並非完全共整，台灣與新加坡境外市場則無共整合關係，新加坡與倫敦境外市場則存在較完整的長期關係，此意味著台灣的金融國際化腳步尚未達到與世界金融中心同步的水準，而存在著區隔性。此外三個國家之海外市場完全聯結(perfectly linked)之假設也未受到支持，也就是無長期整合的關係存在。

Goodwin and Grenners(1994)收集美國、加拿大、法國、德國、比利時、瑞士、荷蘭、義大利、日本等國家的名目利率、國內貨幣市場利率及消費者物價指數，研究期間選擇為1975年的1月到1987年的2月，並以美國為基準作雙邊及多邊的檢測。其理論基礎為費雪方程式及利率平價說，而分析方法則採用共整合分析法，主要結論為：實證結果顯示支持弱形式的利率平價說，而短期實質利率均衡關係在美國與其他八個國家間，是呈現一致的，並且支持這10個國家貨幣市場的

有效性與整合性。

Chiching Hsu(1997)以Johansen Trace Test及誤差修正模型，進行日本、新加坡、倫敦等境外金融中心與美國境內市場之一個月期與三個月期之美元利率的實證研究，結果發現在兩兩配對中皆存在長期趨勢，並具備顯著的因果關係；長期的共整合過程中，在多變數模型中較顯著；除美國國內市場對新加坡、倫敦等境外金融中心外，短期的彼此影響效果普遍存在於所有配對中，而上述四個市場中，以日本境外市場的影響力最大，亞太與英美兩大金融市場逐漸成形。

Lin and Swanson(1997)應用多變數共整合檢定，對美國、英國、新加坡和香港的美元短期利率間關係進行探討，結果發現各國利率間具有共整合關係，但當時時間序列間具共整合關係時，使用簡單的自我迴歸模型(simple autoregression models)探討其間的關係是不適當的。另外則發現對貨幣市場時間序列僅使用雙變數分析可能得到偏誤之結果。

Phylaktis(1999)使用Johansen共整合檢定與多變數Granger因果關係檢定(multivariate Granger causality tests)，對美國及六個太平洋盆地國家之貨幣市場利率間關係進行探討，期間自1970年代至1993年，結果發現太平洋盆地國家與國際金融市場是緊密聯結(closely linked)的，且與日本的整合程度較美國高，日本的影響也較為直接，美國對於該地區的影響則是透過日本來間接傳遞的。

而Clare, Mara & Thomas(1995)首先把研究的觸角放在探討國際債券市場的共整合和效率性上，其研究利用Engle & Granger (1987)之二階段分析法，並以1978 -1990年的政府債券資料，來檢定美國、英國、西德和日本的政府債券市場共整合程度，研究發現在取樣期間的資料經檢定後並沒有存在共整合的現象，結果也顯示由於各國的不同特別因素會影響其市場的關聯性，因此投資者在這些國

家之債券市場的多角化投資，將可以有效的分散風險，而得到預期的利益。

接著Smith (2002)則是以美國、英國、加拿大、德國、法國及日本的政府公債市場資料，來進行各國市場效率性與關聯性的研究，在效率市場檢定方面，作者運用了一般的迴歸模型及無母數的Wilcoxon Rank Test兩種方法來研究，在關聯性方面則使用Johansen多變量共整合檢定法。其中較特別的是作者將各國公債價格的報酬，分為以當地貨幣為計價單位及以美元計價單位兩部份來探討，其研究結果顯示在效率市場檢定上呈現不一致的結果，以迴歸分析時，不論以當地貨幣為計價單位或以美元計價單位，皆發現有元月效應存在於美國、英國、德國及法國的市場，以Wilcoxon Rank Test檢定時則只有法國有元月效應的存在。另外在共整合檢定的結果顯示，無論各國公債價格是以當地貨幣或以美元為計價單位，各市場間皆有3個共整合的向量存在，也就是說這六個國家公債市場間有長期共整合的關係，且可以利用其他公債市場的變動來預測某特定市場的變化。

國內對於利率關聯性的文獻方面，徐孝堂(1995)選取了韓國、香港、新加坡、台灣、印尼、馬來西亞、泰國及菲律賓等八國，70年代後期至90年代初期的短期利率資料(因每一個國家所能取得的利率資料不盡相同，故有三個月至一年期的定存利率及貨幣市場利率等)作為研究對象，運用GARCH(1,1)-M模型探討其國內和國外利率間的變化，以期瞭解亞洲各國金融市場間整合的情況及利率波及效果。研究結果顯示，金融市場的自由化措施(如解除利率管制、信用管制等)會降低利率差距的變異數，促進國際資本流動，提高市場間的整合程度，其中韓國、香港、新加坡、台灣、馬來西亞及菲律賓因為70到90年代所實行的金融自由化措施，而使得與亞太金融市場間的整合程度提高，但印尼與泰國則沒有明顯增加。另外也發現，新興國家(韓國、香港、新加坡、台灣)對於東南亞國協國家(印尼、馬來西亞、泰國、菲律賓)有比較大的利率波及效果，也較可視為利率變化之領先指標。

方立弘(2000)以日本、新加坡、台灣、韓國、泰國、馬來西亞、菲律賓及印尼等八個國家貨幣市場利率為樣本，並將此八國分為工業化國家(日本)、新興工業化國家(新加坡、台灣、韓國)與發展中國家(泰國、馬來西亞、菲律賓、印尼)，應用Johansen共整合檢定與Granger因果關係檢定方法，以試圖探討日本、新加坡、台灣及韓國等四個工業化或新興工業化國家與泰國、馬來西亞、菲律賓及印尼等東南亞四個發展中國家間貨幣市場共整合與領先-落後關係。結果發現在90年代日本對東南亞國家貨幣市場影響力似已不若以往，而是由新加坡與韓國共同取代了其地位。而新加坡與韓國間並不具共整合關係，但卻存在有因果關係，二者之間貨幣市場整合程度可能低且不具效率性。另由台灣與其他國家間因果關係檢定結果知，台灣對東南亞之影響力並不大，僅與菲律賓、新加坡存在有領先-落後關係。

周樹偉(1996)探討中、美、日三國的股票、債券及期貨市場間，是否存在長期的共移關係(comovement)。作者是以台灣股價加權指數、S&P500指數現貨及期貨、Nikkei225指數現貨及期貨、大華總報酬債券指數及美國與日本之長期國庫債券資料為例。除了運用Johansen的共整合分析法，以軌跡檢定及最大特徵值檢定來檢定共整合各數外，並進一步利用Engle & Granger二階段法的概念發展分式型共整合檢定。其中相關的各國債券市場檢定結果方面，在Johansen的共整合分析法上顯示三國債市並未呈現高階共整合的現象，此表示一國的債市價格不可由其他兩國來預期，所形成的國際投資組合具風險分散利益。而在分式共整合結果則發現，三國債市彼此間皆存在長期的分式共整合關係，因此建議投資人在從事資產投資分配或擬定投資策略的參考時，除了須注意具有共整合之組合的投資風險，還要考慮長期記憶所可能帶來的風險，以避免在從事套利或分散投資風險時，產生決策之誤判。

李愷莉(1996)以台灣各期公債與新加坡五年期債券指數殖利率為例，先以Johansen的共整合檢定及誤差修正模型討論兩國債券市場間的共整合關係與短期動態調整行為，接著再利用自我迴歸條件異質變異(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH)模式，估計兩國債券市場隨時間變動的條件變異數，並利用同樣的共整合概念與分析方法，將兩國債券市場之間的波動性(volatility)是否存在著二次動差結構的共整合問題，給予進一步研究。而研究結果顯示，就債券的原始水準值來看，我國與新加坡兩國債券市場間似乎無長期共整合關係，無法由一市場的前期變動來預測另一市場的當期波動；然而以ARCH模型估計之債券殖利率的條件變異數來看，不但具有長期共整合關係，短期下也可以由一國的長期利率之條件變異數，預測另一國長期利率之條件變異數的當期變動趨勢。

劉佩真(2000)認為過去有關國際資金的研究大抵偏重於各國間匯率與資本移動的關係，然而其實有些國家的投資環境差別並不大，利率差異極可能成為外資移入移出的重要根據，所以實質利率的分析在此時更有其研究的意義，因此以利率平價說為基礎，採用Johansen的共整合檢定及誤差修正模型，針對亞洲四個具代表性的國家-台灣、韓國、日本、泰國作為研究對象，也試著切入近幾年在經濟上表現亮眼的澳洲與紐西蘭，分析此六國的長短期實質利率是否和美國間的實質利率具有長短期均衡的關係。研究期間自1990年1月到1999年4月；其中短期利率為三個月的貨幣市場利率，長期利率則為十年期的政府公債殖利率。實證結果發現，在短期利率方面台灣、韓國、日本和美國的實質利率具有整合關係，泰國、澳洲與紐西蘭則沒有均衡的關係。在長期利率方面泰國、澳洲、韓國與美國的利率間有長期整合關係，但台灣、紐西蘭、日本則沒有均衡的關係存在。

第二節 小結

綜觀以上國內外市場利率整合性的文獻大致可以發現，過去學者的研究範圍已越來越廣泛。早期的文獻大多以探討不同市場間海外美元利率為標的，結果除了Chiching Hsu(1997)和Lin and Swanson(1997)外，其餘皆發現無共整合關係(見表2-1)，主要因為早期各國市場間的交易成本較高互動程度也較不明顯所致。另外以貨幣市場利率為對象的研究中，則多發現各國市場之間有明顯整合的現象存在(見表2-2)。而由對亞太區域的研究中也可以發現，亞太地區金融市場的整合程度在早期並不顯著，其中是以日本居領導地位，但自90年代後日本陷入泡沫經濟的危機與新興國家(韓國、香港、新加坡、台灣)的快速經濟發展，使得金融市場的互動與整合日益頻繁，且新興國家對東南亞地區反而有較大的影響力出現。

另一方面在各國債券利率關聯性之研究方面，早期因為債券市場較不發達，參與者多為法人機構，所以殖利率變動較不頻繁也不受投資人喜愛，因此相對的研究則較為稀少，直到近年來隨著經濟的不景氣與股市的低迷，再加上各國債市的持續發展，債券市場才逐漸的受到投資人與研究者的重視，相關的研究也才陸續出現。其中可以發現，因為公債具有流動性高、違約風險小的優點，較受投資者重視且成交量占整體債市的比重最大，因此比較具有代表性，所以過去學者對於不同國家債券市場間的關聯性研究，大多是以公債殖利率為研究的標的，故本文也將以公債殖利率來進行研究。而在過去文獻的結果方面，因為選取的研究對象、使用的研究方法及研究範圍上的差異，因此呈現出不一致的結論(見表2-3)。在較早的研究中，大多發現各國市場間並無長期的共整合關係，但是由於近年來，各國市場對於國外的投資限制及外匯管制逐漸放寬，且國際金融市場間的交流與互動日益頻繁，因此在近期的研究中則是發現各國間有整合的現象存在。另外在研究方法上，大多採用共整合與誤差修正模型以及因果關係檢定來進行，故本文的研究除了運用以上的研究方法外，更加入VAR模型的衝擊反應函數與預測變異數分解的檢定，進一步針對泰、韓、日這三個東亞地區的國家以及較少學者研究的澳洲，與台灣公債市場間的因果及互動影響關係來探討，並以亞洲金融風

暴為分界點，希冀能瞭解金融風暴對於改變東亞國家債市間整合程度的影響方向，以對投資人在建立債券國際多角化投資組合及其操作策略上有所助益。

表2-1 短期利率--海外美元利率關聯性之文獻

研究者	研究對象	研究資料	研究方法	實證結果
Lin and Swanson(1993)	美、英、日、德及瑞士	五國貨幣的國內外短期利率	共整合檢定 誤差修正模型	國內外短期利率是有區隔的
Lin and Leu(1994)	臺灣、新加坡與英國	海外市場的美元殖利率	共整合檢定 誤差修正模型 因果關係	三國海外市場完全聯結之假設未受到支持
Chiching Hsu(1997)	美國、日本、新加坡、倫敦	一個與三個月期之美元利率	Johansen 共整合檢定及誤差修正模型	四市場間存在長期趨勢，其中日本市場的影響力最大。
Lin and Swanson(1997)	美國、英國、新加坡和香港	美元短期利率	多變數共整合檢定	四國市場間存在共整合關係

表2-2 短期利率--貨幣市場利率關聯性之文獻

研究者	研究對象	研究資料	研究方法	實證結果
Goodwin and Grenners(1994)	美國、加拿大、法國、德國、比利時、瑞士、荷蘭、義大利、日本	名目利率、國內貨幣市場利率及消費者物價指數	共整合分析法	支持弱形式的利率平價說，與10個國家貨幣市場的有效性和整合性。
徐孝堂(1995)	韓國、香港、新加坡、台灣、印尼、馬來西亞、泰國及菲律賓	定存利率及貨幣市場利率	GARCH(1,1)-M模型	金融自由化措施提高亞太地區的整合程度，新興國家影響力較強
Phylaktis (1999)	美國及六個太平洋盆地國家	貨幣市場利率	Johansen共整合與Granger因果關係檢定	亞太各國與日本的整合程度較美國高
方立弘(2000)	日本、新加坡、台灣、韓國、泰國、馬來西亞、菲律賓及印尼	貨幣市場利率	Johansen共整合與Granger因果關係檢定	日本對東南亞國家影響力已不若以往由新加坡與韓國取代了其地位

表2-3 國內外對長期債券市場利率關聯性之文獻

研究者	研究對象	研究資料	研究方法	實證結果
Clare, Mara & Thomas (1995)	美、英、日、德	政府債券殖利率	Engle&Granger 二階段分析法	四國債市不存在共整合關係
周樹偉 (1996)	中、美、日三國	股票、債券及期貨市場	Johansen共整合與分式型共整合檢定	三國債市間無共整合關係，但存在長期的分式共整合關係
李愷莉 (1996)	台灣與新加坡	公債債券指數殖利率	共整合檢定 誤差修正模型 ARCH模式	債券原始水準值我國與新加坡間無共整合關係，以ARCH模型估計的條件變異數則有共整合關係存在
劉佩真 (2000)	台灣、韓國、日本、泰國、澳洲、紐西蘭	貨幣市場利率 政府公債殖利率	Johansen的共整合檢定及誤差修正模型	長期利率方面泰國、澳洲、韓國和美國的利率間有長期整合關係，但台灣、紐西蘭與日本則沒有均衡的關係。
Kenneth L. Smith (2002)	美、英、加、德、法及日本	政府公債市場價格	迴歸模式 Wilcoxon Rank Test , Johansen 共整合	六個國家公債市場間有長期共整合的關係

第參章 研究設計

根據先前的研究動機與文獻探討後，本章將對本研究之流程、使用的研究方法、實證模型的建立及資料蒐集、來源、範圍界定加以說明。

第一節 研究流程

首先是收集各國公債殖利率的資料，接著對資料來源及處理加以說明，再來是資料的基本統計特徵及相關係數分析。又因本文使用的公債原始殖利率皆為時間數列的資料，根據Granger & Newbold(1974)提出，若時間數列資料為非恆定且不經處理直接進行檢定分析，將會產生假性迴歸 (Spurious Regression) 之現象，因此對於時間數列必須恆定後方能進行迴歸估計及統計檢定。故本研究須先對各變數資料進行恆定性的檢定，判定資料是否為恆定，如資料為恆定數列即可進行向量自我迴歸模型來探討其關係，如不為恆定數列但具有相同的整合級次，則採用共整合檢驗，判斷有共整合關係存在後，接著加入向量誤差修正模型探討變數間之動態調整的程度，如無共整關係可再經差分為恆定數列後，以向量自我迴歸模型來探討；再來以Granger因果關係檢定作為實證結果之比較，最後進一步利用衝擊反應函數及預測誤差變異數分解，判斷個別變數的衝擊反應及在系統內的重要性與影響程度。以下為本文的研究流程圖：

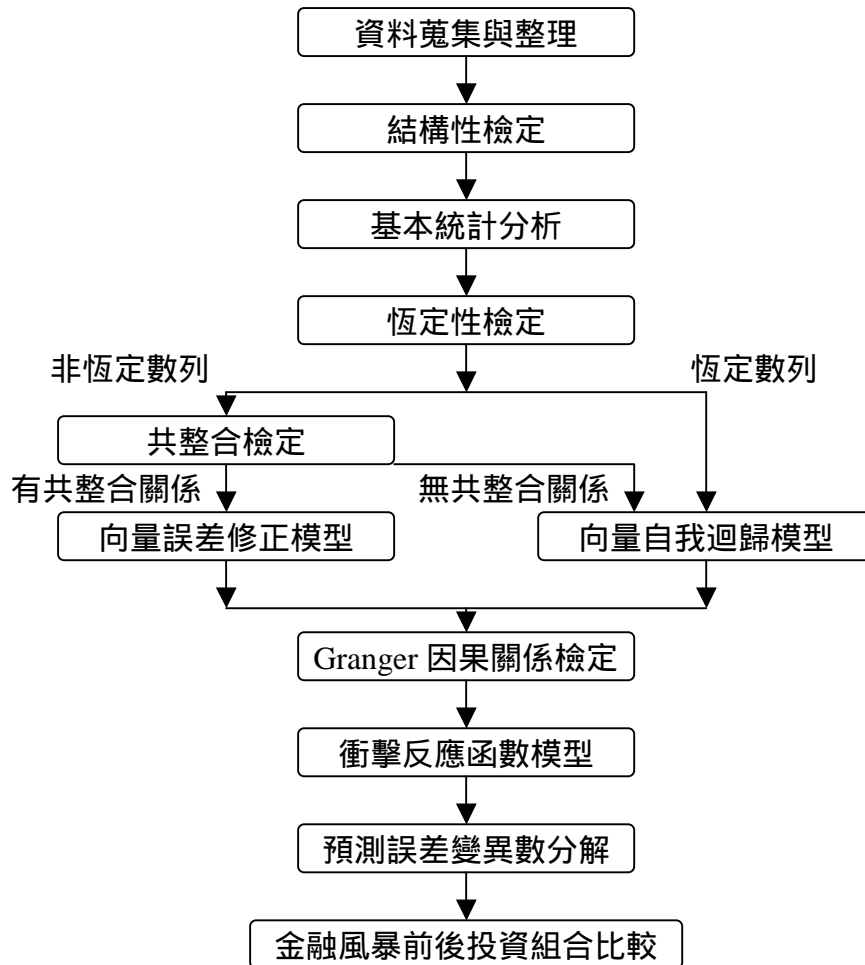


圖3-1 研究流程圖

第二節 研究範圍與資料來源

一、 資料來源及說明

本研究的目的是在探討台灣長期公債市場，是否與亞太其他國家債市存在著某種程度的長期均衡關係，再進一步希望能從這些均衡關係或是各國本身過去的歷史資料，來對於未來公債殖利率的預測上有所助益。因此本文將選取亞太區域較具債券規模且資料完整的國家，作為研究的對象。而債券市場中因政府公債債信較其他公司債佳，又有流動性高、免課稅、低風險等誘因，使得公債的交易較為熟絡，其中以十年期公債占市場九成以上成交量，故本研究也將使用長期政府

公債為研究標的。綜合上述原因，最後本文選取台灣(TW)以及日本(JP)、澳洲(AUS)、韓國(KOR)、泰國(THA)的十年期公債殖利率來加以分析探討。資料來源則是由 TEJ 台灣經濟新報資料庫及國際貨幣基金統計資料庫(I.F.S.)所取得。研究樣本為了使各變數間的資料筆數一致方便分析，且為了避免各國交易日期不同與短期政經因素干擾等問題，因此選擇採用月資料的型態來進行研究。

二、 研究期間

研究樣本期間的選取，因考量我國債券市場早期成交量的不足，無法真實反映市場交易價值，以及東亞各國(除了日本及澳洲外)債市也大都自 1990 年起較有快速的發展，所以研究範圍選自 1993 年 9 月至 2003 年 9 月為止，四個國家各十年 120 筆的月資料。但因為 1997 年亞洲金融風暴發生，皆對亞洲各國股、匯市及利率造成相當大的衝擊，為進一步瞭解金融風暴的衝擊是否會改變亞太地區債券市場原有的互動關係，進而影響其國際投資組合的風險分散能力，因此本文再根據過去學者的研究時點如聶建中、蔡育迪(2000)、李治平(1999)、Tan(1998)、Baekin & Sekyung(2000)等，以泰國央行迫於外匯存底不足以及市場壓力的雙重隱憂下，在 1997 年 7 月 2 日宣佈泰銖由原本釘住美元的一籃匯價制改成管理浮動匯率制，使得當日泰銖驟貶連帶影響東亞各國受到國際投機者之攻擊，導致匯率相繼貶值，股市亦受到資金短缺而呈現大幅下跌，進而引發全球性的亞洲金融風暴為分界點，將研究期間分為金融風暴發生前(1993/09-1997/06)與金融風暴發生後(1997/07-2003/09)兩個階段。另外本研究也對不同的時期做迴歸分析，以台灣公債殖利率為因變數，其他四國的公債殖利率為自變數。將全部資料進行迴歸分析後，可以得到殘差平方總合，並且以 Chow Test⁵來檢定在 1997 年 7 月亞太地區的債券市場是否產生結構性的改變。由表 3-1 的檢定結果可以得知，不論是 F 統計值或概似比值皆可達到 1%的顯著水準，顯示在 1997 年 7 月亞太區域債市

⁵ 參閱 Chow, G. C.(1960) "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*," 28, p591-605.

間的確有顯著的結構性變化，所以我們可以此點為金融風暴的分界，接著再以下節的計量方法對變數間的連動性，做進一步的經濟分析。

表3-1 Chow Breakpoint Test結果(1997/07)

F-statistic	89.37644***	Probability	0.000000
Log likelihood ratio	195.3687***	Probability	0.000000

註：***表在顯著水準 1%時，有顯著的結構性變化。

第三節 研究方法

一、恆定性檢定

過去傳統計量模型的統計推論，大都建立在變數為恆定的狀態下進行，然而根據Granger and Newbold(1974)的發現，若變數為非恆定序列，即使變數間互相獨立，但迴歸分析的結果仍有可能出現較高的 \bar{R}^2 值及較低的Dubin-Watson值，高度的 \bar{R}^2 值只能代表變數間的相關趨勢，並無法說明變數間真正的經濟關係，而較低的D-W值可能反應出殘差項為非恆定性，這種情形稱為「假性迴歸」(spurious regression)，也就是指傳統的 t 檢定與F檢定不再適用。因此在利用時間序列進行實證分析之前，先確認變數是否存在單根的現象(即是否為恆定)，已成為實證研究中不可或缺的步驟。依Engle & Granger(1987)指出，若一不含決定項之時間序列 Y_t 須經過 d 次差分後始達恆定者，則稱此序列為 d 階整合，表示為 $Y_t \sim I(d)$ ；若序列不須經過差分即為恆定者，其整合級次為零，表示為 $Y_t \sim I(0)$ 。由於以具有相同整合級次的兩個時間序列進行共整合分析，是一種相對比較嚴謹的方法。因此在進行共整合檢定之前必須先對時間序列做恆定性檢定，以確定變數之間有相同的共整級次。

關於恆定的檢定方法有很多種，本文採用一般學者較為常用的ADF

(Augmented Dickey-Fuller, 1979) 檢定及PP(Phillips –Perron, 1988) 檢定法來研究：

(1) ADF (Augmented Dickey-Fuller) 檢定

ADF檢定是由Dickey-Fuller檢定改變而來，由於DF檢定對誤差項 ε_t 的假設為白噪音(White Noise)，在限制上較嚴格，但實際上經濟變數可能會有序列相關或是異質性的問題，使得誤差項為白噪音的性質喪失；因此Said & Dickey(1984) 將誤差項的假設放鬆，提出ADF檢定，加入 p 個落後期的差分項來消除殘差序列相關，使其符合白噪音。ADF檢定的模型為：

$$\Delta Y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-1a)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-1b)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3-1c)$$

其中 Δ 表一階差分運算因子， α 為漂浮項， t 為時間趨勢項， p 為使殘差項符合白噪音之最適落後期數。虛無假設為 $H_0: \rho = 0$ ，若拒絕虛無假設表示 Y_t 為恆定數列；若接受虛無假設則 Y_t 為非恆定數列。

(2) PP (Phillips –Perron) 檢定

由於在ADF檢定法中，雖然已將殘差項具有序列相關的可能性考慮進去，但仍可能存在異質性(heteroscedasticity)的問題，因此Phillips-Perron(1989)提出PP檢定法來改進。此檢定法是利用函數化的中央極限定理之非參數法，來修正殘差項可能有序列相關與異質性的問題。其假設時間序列資料為AR(1)，利用估計出之殘差項修正DF檢定之 t 統計量，並將模式擴充到包含漂浮項與時間趨勢項的模式。其模式為：

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-2a)$$

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-2b)$$

$$Y_t = \alpha + \beta(t - N/2) + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-2c)$$

其檢定統計量分別為：

$$Z_\rho = N(\rho_{N-1}) - \left(\frac{1}{2}\right)(N^2 \delta^2 / S^2)(\lambda^2 - \gamma_0) \quad (3-3a)$$

$$Z_t = (\gamma_0 / \lambda^2)^{1/2} t - \left\{ \left(\frac{1}{2}\right)(N \delta_p / S)(\lambda^2 - \gamma_0) / \lambda \right\} \quad (3-3b)$$

其中 S 為樣本標準差， $t = (\rho_N - 1) / S_p$ ， N 為樣本個數， ρ_N 為落後期係數估計值， δ_p^2 為落後期估計值之變異數。同 ADF 檢定法當無法拒絕 $H_0: \rho = 0$ 時，接受虛無假設資料具單根的現象。

二、 共整合檢定

Engle & Granger(1987) 提出共整合的觀念，他們指出即使個別經濟變數是依循隨機漫步的過程，但假若變數間存在共整合關係時，則這些變數的線性組合在長期內必藉由短期的動態調整，而回復至長期的均衡水準，也就是具有一個長期共同的趨勢。其正式的定義可寫成，若同時符合以下兩個條件：

1. 向量中 y_t 所有變數的整合級次皆為 d 。
2. 存在一向量 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ ，使得線性組合

$\beta y_t = \beta_1 y_{1t} + \beta_2 y_{2t} + \dots + \beta_n y_{nt}$ 的整合級次為 $(d-b)$ ，其中 $b > 0$ ，向量 β 稱為共整合向量。

則我們稱向量 y_t 中的變數具有共整合關係，可以表示成 $y_t \sim CI(d, b)$ 。

此外共整合分析因為不須對時間序列資料進行差分轉換，所以可以避免非定態的經濟變數在經由差分轉換後所導致喪失長期訊息的缺點。Perman(1991) 指出若變數間均衡關係確實存在，則變數間也應該具有共整合關係。因此檢定共整合

存在與否也是檢定長期均衡關係存在與否，以及經濟模型設定是否正確的問題。在共整合的檢定上，Engle & Granger(1987)提出的兩階段模型係以檢定殘差項的恆定性為基礎，亦即檢定變數間線性組合的誤差項是否為平均數等於零的恆定數列，首先假設 x_t 和 y_t 兩變數均為 $I(1)$ 的隨機過程，且存在共整合關係，其檢定的步驟如下：

階段一：利用最小平方法(OLS)求得 x_t 和 y_t 的迴歸式

$$y_t = C_0 + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (3-4)$$

其中 β 為 x_t 的係數， ε_t 為此迴歸式的殘差項。求得殘差項 ε_t 後，再利用 ADF 及 PP 模型檢定 ε_t 是否為恆定的時間序列，亦即以式(3-5a) (3-5b) 進行單根檢定：

$$\Delta \varepsilon_t = \alpha + \rho \varepsilon_{t-1} + \nu_t \quad (3-5a)$$

$$\Delta \varepsilon_t = \alpha + \rho \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta \varepsilon_{t-1} + \nu_t \quad (3-5b)$$

其中虛無假設為 $H_0 : \rho = 0$ 或為無共整合關係存在，倘若拒絕虛無假設表示 ε_t 為恆定數列，也就是 x_t 和 y_t 間有共整合關係，隱含序列間長期均衡的關係存在，所適用的臨界值亦可參考 MacKinnon(1991) 的模擬值。

階段二：此時我們定義 $z_t = y_t - \alpha - \beta x_t \sim I(0)$ 。接著將 ε_{t-1} 代入誤差修正模型(error correction model)中：

$$\Delta x_t = \rho_1 z_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{1t} \quad (3-6a)$$

$$\Delta y_t = \rho_2 z_{t-1} + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{2t} \quad (3-6b)$$

式中 ρ_1 、 ρ_2 為非零係數， ε_{1t} 、 ε_{2t} 為白噪音過程， z_{t-1} 為誤差修正項，最後再利用 OLS 來估計參數，以取得短期的動態調整關係及因差分而喪失的長期訊息。

雖然兩階段共整合檢定法使用方便，但其檢定統計量並無良好的極限分配，且檢定統計量會隨模型的設計不同而有所差異，因此常會產生錯誤的結果。所以 Johansen (1988 & 1994) 與 Johansen & Juselius (1990) 針對兩階段共整合檢定法的缺失，提出以最大概似估計檢定法 (MLE) 來檢驗共整向量的個數。Phillips (1991) 指出，Johansen 共整合檢定法具有較佳的統計特性，其優點有：

1. 基於最大概似原則所建立，對於其統計檢定量有一正確的極限分配，而且可估計變數間所有共整合向量的個數。
2. 納入變數間相互影響的效果，解決因果關係的問題。
3. 可以獲得隱含於時間數列間的所有資訊。
4. 可對向量誤差修正模型之係數進行估計檢定。

由於有這些優點，因此一般學者多以此法來檢定變數間的共整合關係。而 Gonzalo (1994) 更利用五種檢定共整合的估計方法進行模擬分析，發現以最大概似函數所得到的估計結果為最佳的，故本研究也將採用 Johansen 的檢定法做為共整合檢定的依據。

Johansen 檢定乃是利用無共整合限制的高斯向量自我迴歸模型 (Gaussian Vector Autoregressive model)，以最大概似法導出其共整合向量的估計式，再以概似比 (likelihood ratio) 統計量來檢定共整合向量的數目。首先假設變數 X_t 為 $P \times I$ 的 $I(1)$ 數列，其向量自我迴歸 VAR(k) 可表示如下式：

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_K X_{t-k} + \mu_0 + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (3-7)$$

其中殘差項 ε_t 為 iid (independent identically distribution) 的高斯過程 (Gaussian Process)， D 總合為零的中心化季節性虛擬變數 (centered seasonal dummies)， Π 為 $p \times p$ 係數矩陣， μ_0 為常數項。再令 L 為落後運算元 (lag operator)， $\Delta = 1 - L$ 為差分運算因子，即可將 (3-7) 式改寫為 (3-8) 式：

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \Pi X_{t-k} + \mu_0 + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-8)$$

其中， $\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$ ， $i=1,2,\dots,k-1$ ， $\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_k$

Π 包括了所有隱含在 X_t 中的長期資訊，稱為「長期衝擊矩陣」(long-run impact matrix)， Π 的納入使得(3-8)式不會遺漏長期訊息，因我們常將原始資料差分，以消除原資料數列中低頻率現象(或長期現象)，來研究其短期動態關係。因此該項的加入可以將差分後所遺失的長期關係引回，故稱其為誤差修正項； Γ_i 表示 X_t 中各變數的短期動態關係，即當體系受到干擾而脫離均衡時，各變數的變動情形。至於長期衝擊矩陣的秩次(rank)則決定共整合向量的個數。倘若 Π 為全秩(full rank)，則表示 X_t 的本身水準都是恆定的數列，不符合同為 $I(1)$ 的要求；若 Π 的秩次 γ 為零，則表示變數間無長期共同關係，(3-7)式可經一次差分後，以標準自我向量迴歸模型(VAR)進行統計分析；若 γ 介於零與 N 之間時，意謂著變數間有 γ 個共整合向量存在，也就是有一個或多種長期的共同趨勢。在共整合向量個數的檢定上，Johansen(1990) 提出兩種概似比統計量 (likelihood ratio statistics)，以檢定共整合向量 γ 的個數。一為軌跡檢定(trace test)，其概似比檢定統計量為：

$$LR = -2\ln(\theta) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3-9)$$

$H_0 : \text{rank}(\Pi) \leq r$ ，即最多有 γ 個共整合向量

$H_1 : \text{rank}(\Pi) > r$

式中， T 為樣本個數， $\hat{\lambda}_i$ 為矩陣中的特性根。

另一為最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)，其概似比檢定統計量為：

$$LR = -2\ln(\theta, r | r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3-10)$$

$H_0 : \text{rank}(\Pi) = r$ ，即有 γ 個共整合向量

$H_1 : \text{rank}(\Pi) = r+1$

以上兩種檢定法若所得結果拒絕 H_0 ，則代表 N 個變數間至少存在 $r+1$ 個長期的共同趨勢。

Johansen(1988)利用一個具有Gaussian誤差的P階VAR模型為出發點，透過一階差分後，即可求得其所對應的誤差修正表現式(error correction representation)。之後Johansen(1990；1994)的研究中，又陸續將常數項與趨勢項納入VAR模型，進而衍生出五種形式的VAR模式，這五種VAR模型依序彙整如下：

Model 1：向量自我迴歸模型中無趨勢項，且共整合方程式中無截距項

$$H_0(r): \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \alpha \beta' x_{t-1} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-11)$$

Model 2：向量自我迴歸模型中無趨勢項，但共整合方程式中有截距項

$$H_1^*(r): \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \alpha(\beta', \beta_0)(x'_{t-1}, 1) + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-12)$$

Model 3：向量自我迴歸模型中有線性趨勢項，且共整合方程式中有截距項

$$H_1(r): \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \alpha \beta' x_{t-1} + \mu_0 + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-13)$$

Model 4：向量自我迴歸模型與共整合方程式中皆有線性趨勢項

$$H_2^*(r): \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \alpha(\beta', \beta_0)(x'_{t-1}, 1) + \mu_0 + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-14)$$

Model 5：向量自我迴歸模型中有二次趨勢項，且共整合方程式中有線性趨勢項

$$H_2(r): \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-(k-1)} + \alpha \beta' x_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (3-15)$$

由於上述五種Johansen VAR模型的限制條件各不相同，若同時利用這五個向

量自我迴歸模型進行共整合向量個數的檢定，將會面臨究竟何種模型較適當的問題。為了解決此問題，Nieh and lee(1998)參考了Osterwald-Lenum(1992)、Johansen(1992；1994)的研究後，運用Pantula(1989)的方法，並提出以下模型選取的優先順序原則：

$$H_0(0) \subset H^*_1(0) \subset H_1(0) \subset H^*_2(0) \subset H_2(0)$$

$$H_0(1) \subset H^*_1(1) \subset H_1(1) \subset H^*_2(1) \subset H_2(1)$$

$$H_0(p-1) \subset H^*_1(p-1) \subset H_1(p-1) \subset H^*_2(p-1) \subset H_2(p-1)$$

即隨著共整合向量的遞增，依照模型限制的多寡，由左向右，選取最適的模型。

三、 向量自我迴歸模型

傳統的實證經濟研究乃依據先驗(prior)理論作為基礎而建立結構化計量模型，對於內生、外生變數之決定及經濟變數間因果關係之正確設定是相當困難的，一旦設定錯誤可能導致毫無意義的結果。Sims(1980)認為這種結構模型的認定是相當困難且令人懷疑的，因而提出向量自我迴歸模型。VAR模型不須考慮變數間之因果關係，也不須有先驗之理論基礎，在模型內將各變數皆視為內生變數，以一組而非單一迴歸方程式表示出各變數間彼此的互動關係；因為時間序列分析法 (time-series analysis) 認為變數落差項已涵蓋所有相關訊息，因此每一條迴歸方程式皆以變數之落差項為解釋變數。一般型式的VAR模型為：

$$\Delta Y_t = a + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3-16)$$

$$E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0 \quad , \quad E(\varepsilon_t, \varepsilon'_t) = \Sigma \neq 0$$

其中 Y_t 為 $(n \times 1)$ 的向量所組成之具有聯合共變異恆定 (jointly covariance stationary)

的線性隨機過程； Y_{t-1} 是由 Y_t 向量第 i 個遞延項所組成之 $(n \times 1)$ 向量； β_i 為 $(n \times n)$ 的係數矩陣，可視為一傳導機能(propagation mechanism)； ε_t 為結構干擾項(structural disturbance)，是 $(n \times 1)$ 向量的一期預測誤差程序，以時間而言可視為衝擊(impulse)或創新(innovations)； Σ 為 $(n \times n)$ 的共變異矩陣； $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ 表示每一迴歸式皆具有時間序列獨立的特性，但是 $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Sigma \neq 0$ 則顯示其為一個誤差項當期相關的聯立方程組。而為了使VAR模型的隨機干擾項 ε_t 符合白噪音過程的假設，因此在落後期的選取上，採用AIC準則。在這裡我們以AIC(Akaike Information Criterion)最小值為標準來選取 p 值，其方程式為：

$$AIC = N \ln \sigma_N^2 + 2n \quad (3-17)$$

其中 N 為觀察值個數， n 為未受限參數估計係數之個數， σ_N^2 為估計之迴歸殘差項變異數。

四、 向量誤差修正模型

基本的VAR模型並沒有考慮到共整合的關係，如果系統中的變數都是 $I(1)$ 的數列，且無共整合關係時，則可以利用差分過的變數進行VAR分析。但如果共整合的現象存在，原始的VAR模型則無法捕捉長期的關係，因此我們必須將共整合關係加入VAR模型裡，這又稱為向量誤差修正模型(VECM)。根據Engle & Granger的證明，若變數之間相互整合，則變數的隨機過程會服從以一致性原則所估計出來的誤差修正模型，也就是一組具有共整合關係的變數必存在著一個對應誤差修正模型，經由誤差修正模型可以充分了解變數間的短期動態調整過程。此模型異於Granger或Sims(1980)因果關係的地方乃在於，解釋變數中同時加入代表長期關係的前期均衡誤差項及短期變化資訊的自我相關項與因果關係項，而Engle & Granger(1987)所建立的誤差修正模型則可表示如下：

$$\Delta Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^{n_1} b_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} c_i \Delta Y_{t-i} + d_1 EC_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3-18a)$$

$$\Delta X_t = a_2 + \sum_{i=1}^{n_1} e_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n_2} f_i \Delta X_{t-i} + d_2 EC_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (3-18b)$$

其中 n_1 、 n_2 為最適落後期，說明第 $t-1$ 期時 X_t 或 Y_t 偏離其長期均衡水準的狀況， d 代表長期均衡誤差項的調整速度， dEC_{t-1} 為誤差校正項， b_i 、 c_i 、 e_i 、 f_i 則為短期動態調整，可看出變數間短期影響關係是否存在。故由(3-11)式得知，影響 X 與 Y 變動的主要因素包括 X_t 的變動、 Y_t 的變動及 Y_t 與 X_t 間的失衡狀況，因此從誤差修正模型可以明白短期動態調整的過程。誤差修正為一受限制的 VAR (vector- autoregression system)，模型中的所有變數均可成為內生變數，其包括了變數差分項與誤差修正項。一般而言，以一次差分作迴歸分析會使長期的訊息喪失，但誤差修正模型可使長期訊息再度被引入，而避免了此一問題的發生。

五、Granger 因果關係檢定

變數間的因果關係，不僅是財務上也是所有社會科學的重要課題。在許多經濟理論模型中，為了便於分析問題，會將變數與變數間的關係假設為相互獨立。但在實際的情況裡，由於干擾的因素太多，經濟變數間不容易維持獨立的關係。當變數產生相互影響時，其來源有可能是單方面的，也可能是交互存在的。若能夠釐清影響效果的因果關係，將有助於預測變數的行為。Granger (1969) 從預測能力的角度 (predictability)，提出因果關係是以預測誤差能否被降低為判定的標準，認為當變數 X 的過去資訊有助於變數 Y 的預測時，即認為 X 在統計上為 Y 之因。換言之，所謂的因果關係不必然有著「 X 導致 Y 」的含義，正確概念應為「領先-落後」的關係。Granger 因果關係通常配合 VAR 模型來進行分析，以下兩個變數模型說明其檢定的過程：

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_i Y_{t-1} + \mu_{1t} \quad (3-19)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p c_i X_{t-1} + \sum_{i=1}^p d_i Y_{t-1} + \mu_{2t} \quad (3-20)$$

$$H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0 \quad ; \quad H'_0 : c_1 = c_2 = \dots = c_p = 0$$

利用F統計檢定量分別檢定(3-19)、(3-20)的虛無假設，檢定結果若無法同時拒絕虛無假設 H_0 及 H'_0 ，表示 X_t 、 Y_t 間不存在因果關係；若拒絕虛無假設 H'_0 但不拒絕虛無假設 H_0 ，表示 X_t 領先 Y_t ；若拒絕虛無假設 H_0 但不拒絕虛無假設 H'_0 ，表示 Y_t 領先 X_t ，又如果同時拒絕兩個虛無假設，則表示 X_t 、 Y_t 間具有回饋 (feedback) 的因果關係。

六、 衝擊反應函數及預測誤差變異數分解

分析過各個市場間的長期共整合關係及誤差修正模型後，本研究再進一步估計VAR模型的衝擊反應函數及預測誤差變異數分解，其目的在描述各市場之間短期資訊傳遞的過程及速度。首先由(3-16)式利用Wold分解定理將一聯立變異定態矩陣轉換為以移動平均方式表示，即每一變數可被表示為當期和各落後期之隨機衝擊項之線性組合：

$$Y_t - \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} = \alpha + \varepsilon_t (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} + \varepsilon_t (I - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \quad (3-21)$$

其中， L 為 lag operation

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m C_i + \varepsilon_{t-1} \quad (3-22)$$

(3-22)式即可視為所有內生變數誤差項的線性組合。若(3-21)式中之隨機衝擊項 (ε_t) 為當期無關，即可計算唯一的預測變異數分解之百分比，在由百分比之大小

來判斷變數間之關係。只是無法保證隨機衝擊項當期無關，若事先去除隨機衝擊項之相關，所得的結果並不足以採信，故一般採用正交化過程來去除誤差間之關係。根據上述推導過程，經由 Choleski decomposition theorem 去除當期相關，即加入以下三角矩陣 (low triangular matrix) F ，其公式為：

$$Y_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} C_i F F^{-1} \varepsilon_{t-i} \quad (3-23)$$

可簡化為：

$$Y_t = \alpha' + \sum_{i=0}^{\infty} D_i \mu_{t-i} \quad (3-24)$$

(3-24) 式中， $\mu_{t-i} = F' \varepsilon_{t-i}$ 為序列無關及當期無關之干擾項；由 $D_i = C_i F$ 可獲得對角化 (diagonalised) 之共變異矩陣為：

$$E\left(\mu_t \mu_t'\right) = E\left(F^{-1} \varepsilon_t \varepsilon_t' F^{-1'}\right) = F^{-1} \Sigma F^{-1'} = \Sigma d \quad (3-25)$$

故依 (3-24) 式之 VAR 模型移動平均法得知，每一變數均可表示為隨機衝擊項之函數，因此於第 t 期第 j 個變數之隨機衝擊項對變數 Y_{t+k} 之第 i 個元素，所造成的反應為矩陣 D 第 (i, j) 個元素之值，即為第 i 個變數於第 t 期變動一個標準差時，於第 i 個變數衝擊之大小。藉由此衝擊反應函數，可觀察到所欲解釋的變數受到其他變數自發性衝擊時，隨時間所呈現的反應大小與變化，其反應型態是否為持續性或是跳動性、長期或短期、方向的正或負，因此而瞭解模型內變數間的動態交互影響程度。

另外透過 VAR 模型之移動平均法表示之 D_i ，可對各變數之預測誤差變異數作分解，由 (3-23) 式正交化的干擾項觀之，可透過 Y_t 之 k 階預測誤差來推導出變異數分解為：

$$\begin{aligned}
Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t &= C_0 \mu_t + C_1 \mu_{t-1} + \cdots + C_{k-1} \mu_{t-k+1} \\
&= D_0 W_t + D_1 W_{t-1} + \cdots + D_{k-1} W_{t-k+1}
\end{aligned} \tag{3-26}$$

其中 $\hat{E}_{t-k} Y$ 即表示第 $t-k$ 期利用所有已知之訊息對 Y_t 做預測所得之預估值, 故可找出於第 $t-k$ 期作預測所可能產生之誤差, 藉由 k 階之預測誤差得其共變異矩陣:

$$\begin{aligned}
&E\left(Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t\right)\left(Y_t - \hat{E}_{t-k} Y_t\right)' \\
&= D_0 E(W_t W_t') D_0' + D_1 E(W_t W_t') D_1' + \cdots + D_{k-1} E(W_t W_t') D_{k-1}'
\end{aligned} \tag{3-27}$$

因此, 每一誤差之變異數皆可表示為所有誤差變異數之加權總和, 以(3-27)式觀之, 即為每一期之對角線數值, 其大小決定於 D_k 之矩陣元素, 依 Eun and Shim (1989)所提出, 若模型內某一變數為其他變數之因且領先其他變數變動, 則此變數於模型內的預測誤差變異分解, 較無法被其他變數所解釋, 亦即外生性較強, 但是較能解釋模型內對其他變數的影響。

第肆章 實證結果與分析

本章將根據前一章節所介紹的相關計量方法及所蒐集到的資料來進行實證研究，並詳細描述與分析本研究的實證結果。以瞭解亞太五國(台灣、日本、澳洲、韓國、泰國)公債市場間的動態關聯性，也進一步探討亞洲金融風暴的發生，對原本公債市場間互動關係的改變方向與影響程度。

第一節 資料處理

首先在進行實證研究前，為了避免資料季節性與循環性的波動，以及降低極端值的影響程度，因此將台灣、日本、澳洲、韓國、泰國的公債殖利率資料均對其取自然對數，如此所顯示之資料較易判定是否有單根現象。另外在 VAR 模型檢定前，也需先將變數進行差分轉換為恆定數列後，才可進行估計。因此將相關的變數代號列於表 4-1。

表 4-1 研究變數代號表

	原始變數之代號	自然對數後之代號	差分轉換為恆定數列之代號
台灣	TW	LTW	RTW
日本	JP	LJP	RJP
澳洲	AUS	LAUS	RAUS
韓國	KOR	LKOR	RKOR
泰國	THA	LTHA	RTHA

第二節 基本統計量之描述

表 4-2 為亞洲金融風暴前各國十年期公債殖利率的基本統計量，圖 4-1 則為其趨勢圖。由圖中可以看到台灣、日本、澳洲、韓國的十年期公債殖利率在亞洲金融風暴前，大多呈現上下振盪的情勢，其中在 1995 年間有一較明顯的下降趨勢，主要原因為受到 1994 年底墨西哥金融風暴、1995 年的阪神大地震、霸菱事件，以及外匯市場上美元的疲軟與日元的強力升值等一連串事件影響下，使亞太各國經濟震盪不安，再加上股市的低迷，造成 1995 年各國殖利率有此一明顯的下跌，其中又以韓國的跌幅最為明顯。但澳洲在 1994 年因經濟的快速成長(平均年成長為 4.975%，第三季經濟成長率更高達 6%)，使得澳洲殖利率在 94 年有大幅攀升現象。另外在泰國的殖利率方面，因為早期泰國政府有利率管制的政策，直到 1989 年才逐漸有所開放，但緩慢的金融自由化腳步使得 90 年代初期債市的交易並不熱絡，所以在本文的首段研究期間(金融風暴前)中，泰國的公債殖利率一直維持在 10.75%，然而固定不變的時間序列並無法進行以下的計量分析，因此本研究將在第一段期間中刪除泰國的變數，而只探討其他四國的互動關係。在風暴前的研究期間中以日本的平均殖利率最低為 2.7072，其他國家平均數則界於 6%到 12%之間。從標準差來看，以台灣的標準差最小為 0.6009，澳洲的標準差最大為 1.1436，但因各國的利率水準並不相同，如此比較其波動程度並不正確，所以經過轉換為變異係數(C.V.)後則可以發現，日本的變異係數值反而是四個國家當中最大的為 0.2897，顯示日本雖然處於一個較低利率水準的環境，但其殖利率的波動現象確是最明顯的，表示投資其市場也需承擔較大的風險。

表 4-3 為金融風暴後各國十年期公債殖利率的基本統計量，圖 4-2 為其趨勢圖。由圖中顯示，四個國家的殖利率大致呈現一下降的趨勢，原因可能為研究期間包含了美國九一一恐怖攻擊事件，再加上西元 2000 年後全球經濟不景氣及股

市持續下跌的影響，使得市場資金逐漸轉往投資獲利穩定、風險較小的債市發展所致。在表 4-3 的結果則顯示風暴後仍是以日本的殖利率平均數最低為 1.3894，而以韓國的平均利率最高，其中韓國因為受到金融風暴的波及在 1997 年 10 月韓圓重貶與 1998 年經濟急遽衰退、通貨膨脹壓力快速升高、失業率節節攀升等因素下，造成其殖利率在 97 年 10 月至 98 年初有明顯的上升趨勢，直至 98 年中才逐漸下降。從標準差來看，韓國的標準差仍為最大，但轉換為變異係數後反到是以泰國的係數最大，可見金融風暴的發生皆使韓、泰殖利率波動程度上升，債市投資的風險也較其他國家為高。

表 4-2 金融風暴前(1993/09-1997/06)各國十年期公債利率的基本統計量 單位%

	台灣	日本	澳洲	韓國	泰國
平均數	6.621804	2.707174	8.452174	11.83717	10.75000
最大值	7.950000	4.140000	10.51000	14.20000	10.75000
最小值	5.660000	1.750000	6.360000	9.200000	10.75000
標準差	0.600877	0.784238	1.143680	1.117896	0.000000
變異係數	0.090742	0.289689	0.135312	0.094439	0
總和	304.6030	124.5300	388.8000	544.5100	494.5000
觀察個數	46	46	46	46	46

註：NA 表無法計算出數值。

表 4-3 金融風暴後(1997/07-2003/09)各國十年期公債利率的基本統計量 單位%

	台灣	日本	澳洲	韓國	泰國
平均數	4.715787	1.389200	5.812067	8.459733	6.832800
最大值	6.700000	2.100000	7.160000	16.58000	10.75000
最小值	1.420000	0.530000	4.870000	4.460000	2.900000
標準差	1.513920	0.366956	0.510900	2.941137	2.377246
變異係數	0.321032	0.264149	0.087903	0.347663	0.347916
總和	353.6840	104.1900	435.9050	634.4800	512.4600
觀察個數	75	75	75	75	75

另外由風暴前後的趨勢圖也可以發現，在金融風暴前各國殖利率間的差距較

大，利率水準多受本國經濟情勢的影響，而經過風暴衝擊雖使得韓國與泰國利率大幅波動，但 98 年後各國殖利率間的利差卻逐漸縮小，可見金融風暴的發生反而使國際間的套利的機會減少，利率水準逐漸趨於一致，亞太區域的金融往來更顯得密切了。

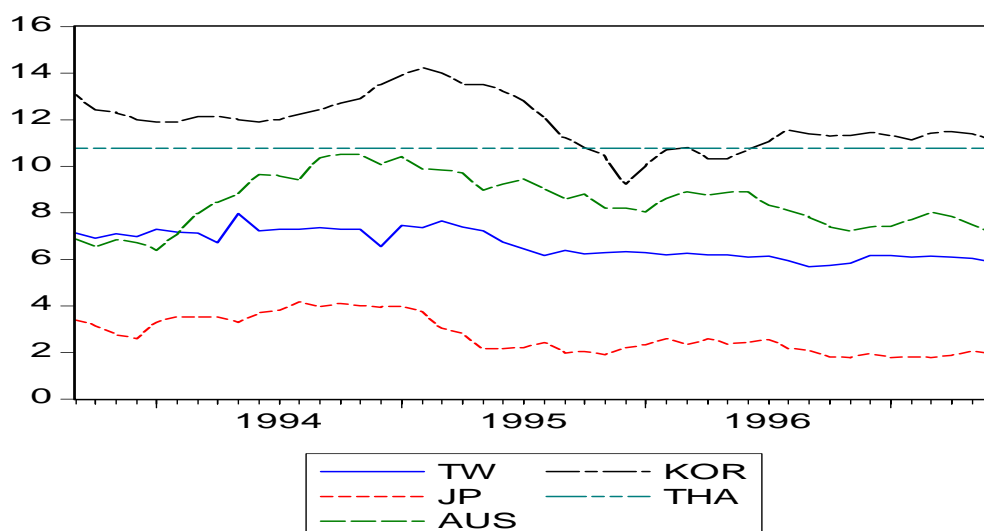


圖 4-1 亞洲金融風暴前各國十年期公債殖利率的趨勢圖

註：圖中之橫軸表示資料期間，縱軸為殖利率跳動的區間(%)。

資料來源：本研究整理

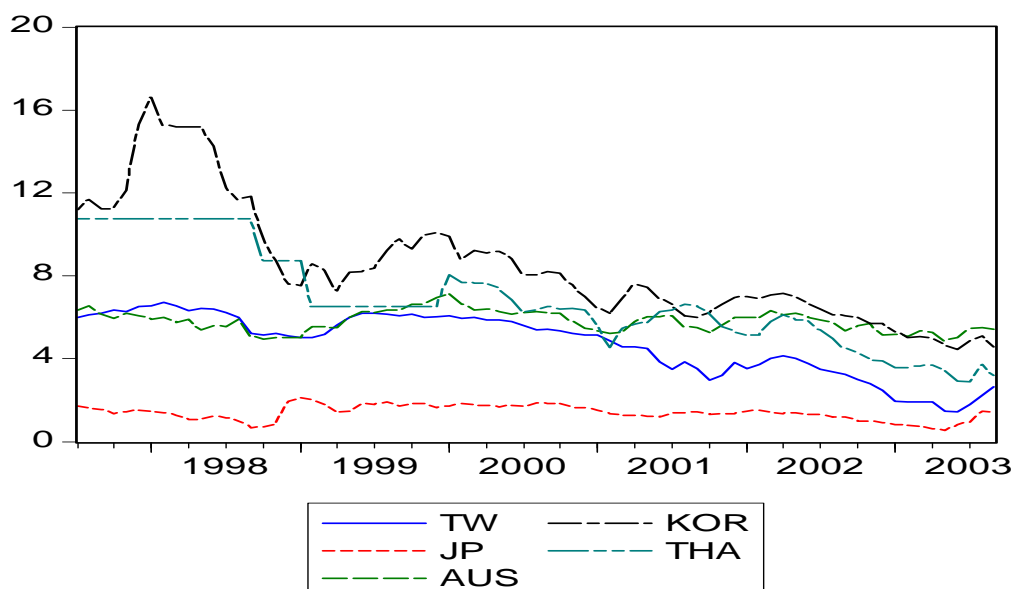


圖 4-2 亞洲金融風暴後各國十年期公債殖利率的趨勢圖

註：圖中之橫軸表示資料期間，縱軸為殖利率跳動的區間(%)。

資料來源：本研究整理

第三節 相關係數矩陣

表 4-4 及表 4-5 分別為亞洲金融風暴前後各國公債殖利率間的相關係數矩陣，由表中可以初步的瞭解台灣、日本、澳洲、韓國及泰國公債殖利率的相互關係。從表 4-4 中可以看到，除了泰國以外各國殖利率在金融風暴前皆呈現顯著的正相關，顯示亞太地區公債市場間有一定程度的連結。其中以台灣與日本的相關係數最高為 0.82，而澳洲與其他國家的相關性都是比較低的(皆小於 0.5)，表示風暴前澳洲的利率及債市和東亞地區關係並不密切。另外由表 4-5 可以發現在金融風暴後各國的相關係數雖然仍多為顯著的正向關係，但其相關程度已有不同的變化；台灣、韓國及泰國殖利率間反較風暴前有較高的相關性，當中又以受到金融風暴影響較深，且同樣採取緊縮貨幣政策來避免匯率持續貶值的韓國與泰國，有最高度相關的殖利率變動走勢。而日本與韓國、泰國間的相關係數則是相對於金融風暴前降低許多且不顯著的，其中與韓國的相關程度最低只有 0.176。探究其原因，可能是因為日本的經濟發展與金融環境皆為亞洲之首，且來自亞洲金融風暴對其國內的衝擊相對於韓、泰較小的原故，所以日本的公債殖利率與此兩國間的相關程度反而降低了。另外幾乎沒有受到金融風暴影響的澳洲，與受影響較輕微的台灣、日本，在金融風暴後的相關程度也有逐漸增加的現象，其中同樣為工業化已開發國家的日本與澳洲則有較高的相關性。

所以由表中的檢定結果得知，各國公債殖利率皆呈現正向的相關性，顯示無論是在金融風暴發生前或後，亞太地區公債市場間仍具有一定的影響關係，因此接下來本文將繼續探討各國市場間是否有進一步的共整合現象存在。

表 4-4 亞洲金融風暴前相關係數矩陣

	台灣	日本	澳洲	韓國	泰國
台灣	1.000000	0.828308*** (0.000)	0.427270*** (0.003)	0.711205*** (0.000)	NA
日本	0.828308*** (0.000)	1.000000	0.494124*** (0.000)	0.562795*** (0.000)	NA
澳洲	0.427270*** (0.003)	0.494124*** (0.000)	1.000000	0.416533*** (0.004)	NA
韓國	0.711205*** (0.000)	0.562795*** (0.000)	0.416533*** (0.004)	1.000000	NA
泰國	NA	NA	NA	NA	NA

註：1.NA 表無法計算出數值。

2.()內為 P 值。

3.***表在顯著水準 1%時，相關性顯著。

表 4-5 亞洲金融風暴後相關係數矩陣

	台灣	日本	澳洲	韓國	泰國
台灣	1.000000	0.572161*** (0.000)	0.540335*** (0.000)	0.811788*** (0.000)	0.812888*** (0.000)
日本	0.572161*** (0.000)	1.000000	0.601758*** (0.000)	0.176031 (0.130)	0.217903 (0.060)
澳洲	0.540335*** (0.000)	0.601758*** (0.000)	1.000000	0.329505*** (0.004)	0.252936** (0.029)
韓國	0.811788*** (0.000)	0.176031 (0.130)	0.329505*** (0.004)	1.000000	0.906693 (0.000)
泰國	0.812888*** (0.000)	0.217903 (0.060)	0.252936** (0.029)	0.906693*** (0.000)	1.000000

註：**表在顯著水準 5%時，相關性顯著，其餘同表 4-4

第四節 恆定性之檢定

在進行共整合檢定及分析前，必須要確定各國的公債殖利率為相同整合階次

的數列。因此首先必須對各數列做恆定性的檢定，也就是判斷各數列是否有單根的現象，本研究將採用 ADF 及 PP 的單根檢定法，根據 Bachman、Choi、Jeon & Kopecky(1996)提出在單根檢定中若選取遞延期數為四期時，即以考慮了誤差項的序列相關。因此研究中我們將直接採取 Bachman et.(1996)之建議，取落後四期為最適之估計期數。ADF 及 PP 單根檢定法可分為三種模型：(1)無漂浮項且無時間趨勢項；(2) 含漂浮項但無時間趨勢項；(3) 含漂浮項與時間趨勢項。當虛無假設成立時，表示變數具有單根現象，為非恆定的時間序列資料；反之若拒絕虛無假設，則表示變數不具有單根現象，為恆定性的時間序列資料。只要變數原始序列的水準值接受任一形式之單根檢定的虛無假設，我們即認定該變數屬於非恆定，須進一步對其進行一次差分的單根檢定，以求得變數的整合階次。

本文將亞洲金融風暴前後各國公債之 ADF 及 PP 的單根檢定結果整理於表 4-6 及表 4-7，並列出各國殖利率原始水準值與一次差分值的 t 統計量。由表 4-6 可以得知，金融風暴前原始水準值的檢定方面，除了台灣的殖利率在包含漂浮項與時間趨勢項模型的 PP 檢定，是在 5% 的顯著水準下拒絕虛無假設外，其餘的檢定結果都無法拒絕存在單根的虛無假設；因此金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國的公債殖利率資料，皆為非恆定的數列，而為了進行共整合檢定，我們必須對各國的公債殖利率序列做一次差分轉換後再進行單根檢定，以確定各時間序列資料間是否具有相同的整合階次。由表中一次差分值檢定顯示，經過差分後的 t 統計值則皆可顯著的拒絕其具有單根之虛無假設，而達到恆定的狀態，所以可以確定這三個國家的公債殖利率資料是整合階次為 $I(1)$ 的時間序列。另外表 4-6 金融風暴後的原始水準值檢定結果也顯示，除了日本及泰國的殖利率在無漂浮項與時間趨勢項模型的 PP 檢定中，在 5% 的顯著水準下是拒絕虛無假設外，其餘的檢定結果都無法拒絕具有單根的虛無假設；因此再進行一次差分值的單根檢定。由表中一次差分的檢定也顯示，經過差分後的統計值皆可在 5% 與 1% 的顯著水準下，拒絕單根之虛無假設，而呈現恆定的狀態。

表 4-6 亞洲金融風暴前各國公債殖利率之單根檢定結果

原始水準值						
變數	τ		τ_u		τ_t	
	ADF 檢定	PP 檢定	ADF 檢定	PP 檢定	ADF 檢定	PP 檢定
台灣	-1.0614	-0.9651	-0.8223	-1.2802	-2.5366	-3.5331*
日本	-1.1422	-1.1002	-1.0645	-1.1871	-2.3383	-2.1781
澳洲	0.8379	-0.0252	-1.9076	-1.5907	-2.2232	-1.5982
韓國	-0.2406	-0.6240	-1.9570	-1.7106	-2.7697	-1.8665
一次差分						
變數	τ		τ_u		τ_t	
	ADF 檢定	PP 檢定	ADF 檢定	PP 檢定	ADF 檢定	PP 檢定
台灣	-3.5084***	-10.5947***	-3.7186***	-10.6867***	-5.1217***	-10.6196***
日本	-3.9955***	-6.6002***	-3.9648***	-6.6009***	-3.9566***	-6.5293***
澳洲	-3.8126***	-5.3691***	-3.7519***	-5.3147***	-4.2818***	-5.8584***
韓國	-4.1278***	-4.7892***	-4.1029***	-4.7470***	-4.0387**	-4.6585***

註：1.**、***分別表示 5%與 1%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

2. τ 表示無漂浮項且無趨勢項。

τ_u 表示含漂浮項但無時間趨勢項。

τ_t 表示含漂浮項與時間趨勢項。

3. 臨界值乃參閱 MacKinnon(1991)之設定(“Critical Values for Cointegration Test”, Working Paper, UCSD, January, 1991)。

所以由以上結果可以確定，無論是亞洲金融風暴發生前或發生後，這五個國家的公債殖利率資料(除了風暴前的泰國序列外)均為非恆定且具有相同整合階次的時間數列，故可再以共整合檢定進一步探討各國殖利率間是否有長期穩定的均衡關係。

表 4-7 亞洲金融風暴後各國公債殖利率之單根檢定結果

原始水準值						
變數	τ		τ_u		τ_t	
	ADF 檢定	PP 檢定	ADF 檢定	PP 檢定	ADF 檢定	PP 檢定
台灣	-1.2946	-1.1599	-2.2585	-0.7569	-0.2108	-2.2749
日本	-1.3871	-1.8583*	-1.7569	-2.5159	-1.9536	-2.5706
澳洲	-0.4552	-0.5509	-2.2817	-2.4998	-2.3685	-2.5829
韓國	-1.4149	-1.3628	-0.4587	-0.6179	-2.7498	-2.7743
泰國	-1.5652	-1.7175*	-0.5364	-0.4423	-2.6550	-2.5190
一次差分值						
變數	τ		τ_u		τ_t	
	ADF 檢定	PP 檢定	ADF 檢定	PP 檢定	ADF 檢定	PP 檢定
台灣	-2.2787***	-5.2336***	-3.1736**	-5.2427***	-3.7194***	-5.1661***
日本	-3.2847***	-6.7918***	-3.6967***	-6.7417***	-3.6056**	-6.6949***
澳洲	-5.1758***	-8.7989***	-5.1465***	-8.7661***	-5.1084***	-8.7086***
韓國	-4.1409***	-6.0645***	-4.3257***	-6.1819***	-4.3219***	-6.1525***
泰國	-3.7312***	-7.4084***	-4.2965***	-7.6773***	-4.2772***	-7.6358***

註：同表 4-6。

第五節 共整合的檢定

根據 Gonzalo (1994) 比較過數種共整合檢定法後，發現以 Johansen (1990) 的最大概似函數所得到的估計值最佳。因此本研究將採 Johansen 的多變數最大概似共整合檢定法，分別來檢驗台灣、日本、澳洲、韓國、泰國在金融風暴前的公

債殖利率是否存在有長期共整合的關係，並比較各國的均衡關係是否因金融風暴的衝擊而產生差異。在進行共整合模型分析前，必須先選定模型中變數的最適落後期數，如果落後期數太長，會因為參數過度化而造成估計上的無效率，如果落後期數太少，則會因為參數的精簡而產生偏誤。一般常用的最適落後期選取方法有傳統經驗法、AIC(Akaike Information Criterion)準則、概似比檢定(likelihood ratio test)、SC(Schwarz Criterion)準則等，而本研究中最適落後期的決定在白噪音的前提下，是依據 AIC 值為標準，當 AIC 值為最小者即為最適的落後期數。下列表 4-8a 表 4-8b 為金融風暴前後兩種變數組合之 AIC 值；由表中可以得知，在金融風暴前四個國家組合的 AIC 值，在 Johansen 的五種共整合檢定模型中皆以落後 2 期的值最小，而金融風暴後五個國家組合的 AIC 值，也是以落後 2 期的 AIC 值為最小。另外本文再運用概似比檢定來協助判斷，其風暴前後結果分為 LR(2)統計量 502.6 及 308.1、P-value 皆為 0.000，表示在 1%的顯著水準下顯著，所以第 2 期亦為該項最適落後期。因此無論金融風暴前或後我們將設定 2 為兩組共整合檢定模型的最適落後期數。

表 4-8a 金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國之 AIC 值

落後期數	Model 1 $H_0(r)$	Model 2 $H_1^*(r)$	Model 3 $H_1(r)$	Model 4 $H_2^*(r)$	Model 5 $H_2(r)$
1	-11.92565	-11.92565	-11.77477	-11.77477	-11.73330
2	-12.05704	-12.01246	-11.90661	-11.87952	-11.88401
3	-11.93842	-11.95027	-11.88981	-11.86515	-11.85728
4	-11.65734	-11.70759	-11.67637	-11.72722	-11.73064
5	-11.32116	-11.36777	-11.36777	-11.45850	-11.45850

註：陰影部份為根據 AIC 準則所選取的最適落後期數。

表 4-8b 金融風暴後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國之 AIC 值

落後期數	Model 1 $H_0(r)$	Model 2 $H_1^*(r)$	Model 3 $H_1(r)$	Model 4 $H_2^*(r)$	Model 5 $H_2(r)$
1	-11.04019	-11.04019	-10.97810	-10.97810	-10.86175
2	-11.33651	-11.43741	-11.40305	-11.40328	-11.33145
3	-11.27770	-11.42187	-11.39671	-11.38402	-11.29149
4	-11.05920	-11.32907	-11.30976	-11.31162	-11.26693
5	-10.82141	-11.08269	-11.08458	-11.16974	-11.14259
6	-10.54379	-10.80693	-10.80693	-10.90827	-10.90827

註：陰影部份為根據 AIC 準則所選取的最適落後期數。

Johansen 共整合檢定法提出 Trace test 和 λ max test 兩種檢定統計量來決定共整合關係的個數。根據 Johansen & Juselius(1990)的研究指出，在兩種檢定統計量中，以最大特徵根檢定 (λ max test) 之檢定力較佳，因此如果當兩種檢定統計量出現不同結果時，本研究將以 λ max test 的結果做為判斷的依據。檢定共整合個數的方法首先由 $r = 0$ 的虛無假設開始，也就是指各國公債市場間最多存在零個共整向量，若拒絕此假設則表示至少存在一個共整合的向量，接著再依序增加虛無假設中共整合向量的個數去檢驗，若檢驗到 $r = k$ 時無法拒絕此虛無假設，則代表此變數組合存在 k 個共整合向量。Johansen 共整合檢定有五種檢定模型，在模型的選取方法方面，本文將依據 Nieh and lee(1998)的建議，以 Pantula 原則來同時決定秩次(共整合向量)與採用的模型，其選取原則大致有三點：(1)忽略模型 1 與 5，因為模型 1 的限制最多，而模型 5 是含有線性及二階的趨勢，此兩種模式一般在實證上並不常見，因此將其刪除。(2)由限制最多的模型 2($r = 0$)開始，至限制最少的模型 4($r = m-1$)結束。(3)由左而右，由上而下；最先判定「無法拒絕 H_0 」的情況為最適模型。

表 4-9a 至表 4-9b 依序為金融風暴前後各國間的共整合檢定結果。從表 4-9a 中可以看到第一組變數組合台灣、日本、澳洲、韓國在金融風暴前，不論是 Trace

test 和 λ max test 檢定統計量，在 5% 的顯著水準下皆無法拒絕任一模型中 $r = 0$ 的虛無假設，因此我們可以確認金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國公債市場間並不存在任何共整合向量，其最適模型為無趨勢項但具有截距項的模型 2。另外再加上泰國的公債殖利率因受政府管制及市場交易清淡影響，在此期間始終維持 10.75%，亦即表示與其他市場間並無互動影響，因此在金融風暴發生前，亞太各國公債市場間並沒有長期的整合關係存在。接著由表 4-9b 的結果可以得知，在金融風暴發生後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國的組合間，不論是 Trace test 和 λ max test 檢定統計量，任一模型在 5% 的顯著水準下均可拒絕 $r = 0$ 的虛無假設，但卻無法拒絕 $r = 1$ 的虛無假設，顯示金融風暴後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國的市場間，至少具有一組穩定均衡關係的共整合向量，亦即表示各國公債市場間有長期的整合趨勢存在。同樣根據共整合模型的選取原則，判斷此最適模型亦為無趨勢項但具有截距項的 $H_1^*(r)$ 模型。而在共整合檢定過程中，共整合向量描述了這五國公債市場間的長期均衡關係，隱含在各國市場間的一個標準化共整合向量之方程式為：

$$Z_{t-1} = TW - 1.3937JP + 2.0422AUS - 1.0226KOR + 0.1594THA - 2.8299 \quad (4-1)$$

表 4-9a 金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國共整合檢定結果

H_0	Model 2 $H_1^*(r)$		Model 3 $H_1(r)$		Model 4 $H_2^*(r)$	
	Trace test	λ max test	Trace test	λ max test	Trace test	λ max test
$r = 0$	47.45339**	21.81941**	46.09208	21.80095	58.08392	21.97656
$r = 1$	25.63398	15.26398	24.29113	15.26086	36.10737	18.63224
$r = 2$	10.37083	7.322322	9.030276	6.608374	17.47513	11.29898
$r = 3$	3.048060	3.048060	2.421901	2.421901	6.176148	6.176148

註：1.**表示 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

2. 粗斜體字為選取的最適 Johansen 共整合模型。

3. 臨界值乃參閱 Osterwald-Lenum(1992)之數值。

表 4-9b 金融風暴後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國共整合檢定結果

H_0	Model 2 $H_1^*(r)$		Model 3 $H_1(r)$		Model 4 $H_2^*(r)$	
	Trace test	λ max test	Trace test	λ max test	Trace test	λ max test
r = 0	93.20504**	50.59930**	87.67579**	50.59682**	104.9723**	51.22633**
r = 1	42.60574	20.88172	37.07897	19.54295	53.74596	23.38696
r = 2	21.72402	15.31808	17.53602	13.73952	30.35901	15.40042
r = 3	6.405940	4.260959	3.796497	3.787297	14.95859	11.78443
r = 4	2.144982	2.144982	0.009200	0.009200	3.174152	3.174152

註：同表 4-9a

由共整合檢定的結果大致可以發現，在金融風暴發生前各國公債市場間並沒有長期的整合趨勢，直到金融風暴發生後，因為近年來科技的日益發達，各國金融資訊及國際資金流動加快，使得金融風暴的衝擊迅速地蔓延了整個亞太地區甚至於全球；因此亞洲金融風暴的發生反而促進了亞太區域金融市場的整合，所以本研究發現各國公債市場間具有長期穩定的共整合關係存在，此結果也與 Phylaktis(1999)、Baekin & Sekyung(2000)、Francisco & Vicente(2003)等探討金融風暴對國際股市關聯性影響的研究中有相同的結論。Granger(1990)指出當兩變數間具有共整合現象時，可以使用向量誤差修正模型來進一步探討變數之間的長短期動態調整效果。故本文將在第七節以向量誤差修正模型來探討風暴後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國間的互動程度。至於風暴前無共整合關係的組合，則將在下一節採用不加入誤差修正項的向量自我迴歸模型來分析其短期間的關係。

第六節 向量自我迴歸模型

向量自我迴歸模型可以用來檢定當變數間無共整合關係時，變數與自我落後期變數間、變數與另一變數間以及變數與另一落後期變數間是否存在著短期動態

影響之關係，故本節將採用此模式，來探討金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國無長期共整合關係的變數組合。VAR 模型檢定須以恆定數列來進行估計，而根據先前單根檢定結果得知，本文各國公債殖利率數列皆為非恆定，因此在 VAR 模型分析前，需先將此四國序列進行一階差分成為恆定的報酬序列後，即可加入 VAR 模型來估計。模型內變數最適落後期的決定方面，在白噪音的前提下，仍是依據 AIC 準則來判斷，當 AIC 值為最小者即為最適的落後期數。由表 4-10a 可知，此 VAR 模型之 AIC 值以落後 2 期為最小，故選取 2 為此模型之最適落後期。

表 4-10a 台灣、日本、澳洲、韓國 VAR 模型之 AIC 值

落後期數	1	2	3	4	5	6
AIC 值	-10.50528	-11.24302	-9.563499	-9.030874	-8.354474	-7.123535

註：陰影部份為根據 AIC 準則所選取的最適落後期數。

表 4-10b 向量自我回歸模型之殘差檢定

檢定統計量	檢定值 (P-value)
Liung-Box	175.4903 (0.1904)
LM (1)	11.67220 (0.7662)
LM (4)	17.93772 (0.3276)
Jarque-Bara	8.380093 (0.3972)

註：1. Liung-Box test 為 Liung & Box(1978)之方法。

2. LM(.) test 係據 Godfrey(1988)所建議。

在進行向量自我回歸模型估計時，必須同時對模型進行診斷，以檢定其殘差項是否符合白噪音(white noise)，也就是沒有自我相關或序列相關等問題存在，以確定所估計的模型是否可信且利於解釋經濟現象。所以本研究將以 Liung-Box Q 統計量及 Godfrey(1988)提出的 LM 統計量，檢定殘差項是否存在自我相關或序列相關的現象，並以 Jarque-Bara 的卡方統計量檢定殘差項是否為常態分配。依表 4-10b 可知，LB、LM(1)與 LM(4)的 P 值皆大於 0.01，表示此模型殘

差項無顯著自我相關的現象，且在常態性檢定中也顯示無法拒絕常態分配的虛無假設。根據上述之診斷檢定結果顯示，本研究所建構的模型配適度佳且無計量上的問題，大致而言可符合白噪音的假設，因此可利用此模式作進一步的分析。

表 4-10c 金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國向量自我迴歸模型估計結果

	因變數			
	台灣	日本	澳洲	韓國
台灣(-1)	-0.387798 [-2.28799]**	0.236003 [0.67155]	0.189339 [1.13049]	0.066530 [0.54031]
台灣(-2)	0.014826 [0.08742]	-0.232569 [-0.66137]	0.134770 [0.80419]	0.064490 [0.52342]
日本(-1)	0.059934 [0.79500]	-0.041558 [-1.67586]**	0.080976 [1.08699]	0.102153 [1.86516]**
日本(-2)	-0.040511 [-0.49523]	0.070719 [0.41695]	0.167017 [2.06621]**	0.001722 [0.02897]
澳洲(-1)	-0.075592 [-0.47806]	0.184818 [0.56372]	0.145809 [1.93320]**	0.082111 [0.71481]
澳洲(-2)	0.180000 [1.15798]	0.471670 [1.46345]	-0.031075 [-0.20231]	-0.118876 [-1.05269]
韓國(-1)	0.065470 [0.28301]	0.001558 [0.00325]	0.160975 [0.70419]	0.360676 [2.14609]**
韓國(-2)	0.074879 [0.34434]	-0.872325 [-1.93472]**	-0.258579 [-1.20338]	-0.108419 [-0.68630]
常數項	-0.004262 [-0.56785]	-0.007850 [-0.50439]	0.003684 [0.49676]	-0.000656 [-0.12037]

註：1. []內為 t 值。

2. **代表在 5% 的顯著水準下，拒絕為零的虛無假設。

根據表 4-10c 結果可知，台灣當期的殖利率變動，只有受到本國前一期的影響是顯著的，顯示在金融風暴前台灣的公債市場是較為獨立的，殖利率的波動多受過去的訊息所影響。而當期日本殖利率的走勢，則是受到本國前一期以及韓國

落後二期的影響較為明顯。另外澳洲當期的殖利率變化，則與日本落後兩期及自己前一期相關。最後韓國當期的殖利率變動，也受到日本落後一期及本身前一期的影響較為顯著。綜合上述實證現象大致可以發現，在金融風暴發生前，日本市場在亞太地區是比較具有領導地位與影響力的，除了對台灣的影響是不顯著外，對於澳洲有單向的影響，與韓國則有雙向的互動關係存在。但就整體的統計檢定值來看，並沒有任何達到 1% 顯著水準的係數，再加上泰國的公債殖利率因受政府管制及市場交易清淡影響，在此期間始終維持 10.75%，亦即表示與其他市場間並無互動影響，因此在風暴發生前，亞太各國公債市場間並沒有非常明顯的連動關係，所以投資人可以藉由不同國家的公債投資組合，來達成分散風險的目的。

第七節 向量誤差修正模型分析

Engle 和 Granger(1990)研究指出當變數間的共整合關係成立時，可以使用向量誤差修正模型來進一步探討變數之間的長短期動態調整效果，因此本節將對金融風暴後具有共整合關係的台灣、日本、澳洲、韓國、泰國這變數組合來進行探討。在進行模型分析前，必須先選定模型中變數的最適落後期數與最適模型，本節將根據第五節共整合檢定時所選擇的最適落後期數與最適模型來進行向量誤差修正模型的分析。其中變數組合的最適落後期數為 2，而最適模型也均為模型 2。

在進行向量誤差修正模型估計時，必須同時對模型進行診斷，以檢定其殘差項是否符合白噪音 (white noise)，也就是沒有自我相關或序列相關等問題存在，以確定所估計的模型是否可信且利於解釋經濟現象。依表 4-11a 可知，LB LM(1) 與 LM(4) 的 P 值皆大於 0.01，表示此模型殘差項無顯著自我相關或序列相關的現象，但在常態性檢定中則顯示無法接受常態分配的虛無假設。雖然如此，殘差

項不具常態分配並不會對模型的檢定程序造成太大的影響(Gonzalo,1994)，原因有以下四點：(1)過去國外實證研究很少得到常態的結果，(2)統計量極限分配的結果不受殘差項是否為常態性的影響，(3)蒙地卡羅(Monte Carlo)的結果顯示，非常態性殘差對小樣本下臨界值的影響不大，(4)Lin & Kao(1992)也指出變數資料為非恆定時，統計量的分配是否為傳統的卡方分配仍令人質疑。故雖然殘差項不為常態分配，但是並不影響本文的分析結果。根據上述之診斷檢定結果顯示，本研究所建構的模型配適度尚佳，大致而言可符合白噪音的假設，因此將利用此模式來加以分析。

表 4-11a 向量誤差修正模型之殘差檢定

檢定統計量	檢定值 (P-value)
Liung-Box	245.5199 (0.5682)
LM (1)	24.16034 (0.5101)
LM (4)	24.24512 (0.5052)
Jarque-Bara	31.17968 (0.0005)***

- 註：1. Liung-Box test 為 Liung & Box(1978)之方法。
 2. LM(.) test 係據 Godfrey(1988)所建議。
 3. Jarque-Bara 為 Doornik & Hansen(1994)之方法
 4. ***表示在 1%的顯著水準下。

由表 4-11b 可以得知，當以台灣為因變數的向量誤差修正模型時，有 Z_{t-1} 、 TW_{t-1} 、 TW_{t-2} 、 JP_{t-1} 的係數顯著，依參數精簡原則可得誤差修正模型為：

$$\Delta TW_t = -0.1305Z_{t-1} + 0.3627\Delta TW_{t-1} - 0.3086\Delta TW_{t-2} + 0.1511\Delta JP_{t-1} \quad (4-2)$$

從前期均衡誤差修正項 Z_{t-1} 的係數為-0.1305 且 t 統計值也呈現顯著的情形，表示台灣公債殖利率短期間雖會受到經濟體系的干擾，但長期會經由誤差修正項的調整而回到均衡狀態，其調整速度則為快速且負向的。台灣當期公債殖利率的變動，除了受到台灣本身落後一、二期的影響可以達到 1%的顯著水準外，來自於日本落後一期的影響程度亦有 5%的顯著水準，顯示金融風暴後日本有領先台灣

的互動關係存在。接著以日本為因變數的模型有 Z_{t-1} 、 JP_{t-1} 、 JP_{t-2} 、 AUS_{t-1} 、 AUS_{t-2} 、 KOR_{t-1} 的係數為顯著，依參數精簡原則可得誤差修正模型為：

$$\begin{aligned} \Delta JP_t = & 0.5451Z_{t-1} + 0.5972\Delta JP_{t-1} + 0.4196\Delta JP_{t-2} - 0.6598\Delta AUS_{t-1} \\ & - 0.6938\Delta AUS_{t-2} + 0.4963\Delta KOR_{t-1} \end{aligned} \quad (4-3)$$

由式(4-3)可以發現，日本當期殖利率的波動主要是受到自己本身前兩期與韓國前一期的正向影響，以及澳洲前兩期的負向影響，來自台灣的影響則並不顯著，顯示短期上日本的利率是領先影響台灣的，但與貿易往來密切的澳洲有較明顯的互動關係。在前期誤差修正項的 t 統計值方面也達到 1% 的顯著水準，就其係數值為 0.5451 來看，表示其調整的速度是正向且快速的。顯示當日本公債殖利率在短期偏離均衡時，仍可經由誤差修正項的調整而回到長期的均衡關係，因此日本公債殖利率的變動，可以透過誤差修正模式的估計而加以預測。

依表 4-11b 可知，當以澳洲為因變數的向量誤差修正模型時，只有 AUS_{t-1} 、 JP_{t-2} 的係數顯著，依參數精簡原則可以得到最終的誤差修正模型為：

$$\Delta AUS_t = 0.4359\Delta JP_{t-2} - 0.3955\Delta AUS_{t-1} \quad (4-4)$$

由於誤差修正項之係數並不顯著異於零，顯示澳洲殖利率在短期偏離均衡時，並不會以特定的調整速度回到長期的均衡值，且由式(4-4)可知，澳洲當期的變動只受到自己前期及日本落後二期的影響較明顯，而來自於其他國家的影響則都不顯著，可能是因為澳洲所處的地理位置較偏遠，本身文化及經濟環境與東亞各國差異較大所致，因此只有同為工業化已開發國家的日本與其有顯著的影響關係。

另外以韓國為因變數的誤差修正模型時，有 KOR_{t-1} 、 KOR_{t-2} 、 THA_{t-2} 的係數顯著，依參數精簡原則可得誤差修正模型為：

$$\Delta KOR_t = 0.2697\Delta KOR_{t-1} - 0.2446\Delta KOR_{t-2} + 0.3312\Delta THA_{t-2} \quad (4-5)$$

從式(4-5)可以發現，韓國誤差修正項係數亦不顯著，再由各變數的係數檢定來看，當期的殖利率變動多受到本國前一、二期，以及同樣受金融風暴衝擊較嚴重的泰國落後二期之影響較為明顯。

最後以泰國為因變數的誤差修正模型時，則有 Z_{t-1} 、 TW_{t-1} 、 AUS_{t-1} 、 KOR_{t-2} 、 THA_{t-1} 的係數顯著，依參數精簡原則可得最終誤差修正模型為：

$$\begin{aligned} \Delta THA_t = & 0.0938Z_{t-1} + 0.2395\Delta TW_{t-1} + 0.4903\Delta AUS_{t-1} + 0.3739\Delta KOR_{t-2} \\ & - 0.4034\Delta THA_{t-1} \end{aligned} \quad (4-6)$$

由誤差修正模型可知，泰國殖利率在短期偏離均衡時，會藉由誤差修正項的調整而回到長期的均衡關係，其調整的速度為正向但緩慢的。而當期殖利率的變動除了沒有受到日本的影響外，皆有受到來自國內與台灣、澳洲、韓國前期的影響，顯示在金融風暴後，因為受到國際貨幣基金(I.M.F)的援助及金融重整與改革計畫，使得泰國的金融市場日趨健全與開放，因此和亞太地區各國的互動程度也較風暴前更顯密切。

綜合上述向量誤差修正模型的分析可以瞭解，在金融風暴發生後，各國的互動程度皆較風暴前增加。其中受風暴衝擊較輕微的台灣與日本間有單向的互動關係，台灣當期的殖利率變動會受到日本落後一期的影響，表示日本公債殖利率的變動是領先台灣的，因此可以透過觀察日本市場的變化來預測台灣的變動。另外因日本為澳洲的主要貿易伙伴，且兩國的公債市場發展皆較為成熟與完備，所以日本與澳洲殖利率間則有雙向的影響關係。另一方面受風暴衝擊較嚴重的韓國與泰國，因為金融風暴後為避免貨幣持續貶值兩國皆採取外匯管制及緊縮的貨幣政策，使得韓國當期的殖利率變動多受本身落後期的影響，但與泰國市場間仍有雙向的互動關係存在。

表 4-11b 金融風暴後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國向量誤差修正模型估計結果

	因變數				
	台灣TW	日本JP	澳洲AUS	韓國KOR	泰國THA
Z_{t-1}	-0.130504 [-2.42193]***	0.545092 [5.04381]***	-0.032687 [-0.88439]	-0.054368 [-0.99274]	0.093788 [1.74164]**
台灣(-1) TW(-1)	0.362748 [2.84804]***	0.035891 [0.14050]	0.046442 [0.53160]	0.069494 [0.53684]	0.239474 [1.65439]**
台灣(-2) TW(-2)	-0.308557 [-2.38064]***	0.119360 [0.45916]	-0.120193 [-1.35199]	-0.041786 [-0.31721]	-0.179794 [-1.22060]
日本(-1) JP(-1)	0.151127 [1.73942]**	0.597207 [4.30645]***	0.002416 [0.05094]	-0.026810 [-0.38151]	0.047067 [0.59896]
日本(-2) JP(-2)	-0.089215 [-0.71268]	0.419594 [2.84374]***	0.435947 [1.87092]**	0.033902 [0.45342]	-0.037699 [-0.45089]
澳洲(-1) AUS(-1)	0.094440 [0.46555]	-0.659758 [-1.67162]**	-0.395492 [-1.83004]**	0.244845 [1.18758]	0.490296 [2.12671]**
澳洲(-2) AUS(-2)	-0.145873 [-0.70562]	-0.693810 [-1.67334]**	-0.086117 [-0.60732]	-0.081288 [-0.38688]	0.105723 [0.44999]
韓國(-1) KOR(-1)	0.095576 [0.67139]	0.496286 [1.73824]**	0.080398 [0.82339]	0.269745 [1.86440]**	0.045045 [0.27843]
韓國(-2) KOR(-2)	0.053893 [0.37890]	0.312504 [1.09546]	0.041906 [0.42953]	-0.244570 [-1.69181]**	0.373986 [1.67632]**
泰國(-1) THA(-1)	0.080104 [0.66488]	-0.244759 [-1.01292]	-0.008296 [-0.10039]	-0.066462 [-0.54278]	-0.430351 [-1.92167]**
泰國(-2) THA(-2)	-0.019154 [-0.16523]	-0.157469 [-0.82787]	-0.092787 [-1.16696]	0.331231 [1.71386]**	-0.062757 [-0.47636]

註：1. []內為 t 值。

2. ***代表在 1%的顯著水準下，拒絕為零的虛無假設。

3. **代表在 5%的顯著水準下，拒絕為零的虛無假設。

第八節 Granger 因果關係檢定

本研究採用 Granger 對因果關係的定義，檢視金融風暴前後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國的公債殖利率是否具有因果關係。Granger 因果關係檢定的判斷是依據 F 統計量大於臨界值或 P-value 小於 5% 或 1%，則表示拒絕沒有影響關係存在的虛無假設，顯示兩變數的因果關係是顯著，並可藉此判斷兩變數之變動率是具單向或雙向關係。由表 4-12a 可知，金融風暴前在 5% 的顯著水準時，只有日本領先澳洲與韓國的單向因果關係，而如果在 10% 的顯著水準下，則又有日本領先台灣的單向因果關係，此結果表示金融風暴前各國市場間整合關係並不明顯，但也呼應了第五節向量自我回歸模型的結論，顯示風暴前日本在亞太區域的金融市場上，仍居於領先的地位。另外從表 4-12b 可得知，金融風暴後在 5% 的顯著水準下，日本對台灣、台灣對泰國及澳洲對泰國皆有單向的因果關係存在，而日本與澳洲、韓國與泰國則有雙向回饋的因果關係，由此得知亞太地區債市較成熟的日本與澳洲，其公債殖利率仍是領先於台灣、韓國、泰國這三個新興市場的，也顯示金融風暴後各國間的領先-落後關係已有逐漸增強現象。

表 4-12a 金融風暴前台灣、日本、澳洲、韓國因果關係檢定結果

虛無假設	F-Statistic	Probability
日本 does not Granger Cause 台灣	2.70187	0.05994*
台灣 does not Granger Cause 日本	1.20730	0.32101
澳洲 does not Granger Cause 台灣	0.73516	0.53792
台灣 does not Granger Cause 澳洲	2.08325	0.11961
韓國 does not Granger Cause 台灣	0.15360	0.92669
台灣 does not Granger Cause 韓國	1.53639	0.22175
澳洲 does not Granger Cause 日本	1.39450	0.26022
日本 does not Granger Cause 澳洲	4.25879	0.01130**
韓國 does not Granger Cause 日本	1.31891	0.28329
日本 does not Granger Cause 韓國	3.67273	0.02090**
韓國 does not Granger Cause 澳洲	0.86545	0.46789
澳洲 does not Granger Cause 韓國	1.15171	0.34154

註：*，**分別表在 5% 及 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

表 4-12b 金融風暴後台灣、日本、澳洲、韓國、泰國因果關係檢定結果

虛無假設	F-Statistic	Probability
日本 does not Granger Cause 台灣	2.67032	0.02381**
台灣 does not Granger Cause 日本	0.73174	0.62605
澳洲 does not Granger Cause 台灣	0.55162	0.76662
台灣 does not Granger Cause 澳洲	1.49730	0.19595
韓國 does not Granger Cause 台灣	0.66306	0.67961
台灣 does not Granger Cause 韓國	1.99307	0.08196
泰國 does not Granger Cause 台灣	1.60528	0.16279
台灣 does not Granger Cause 泰國	2.33363	0.04415**
澳洲 does not Granger Cause 日本	2.56797	0.02551**
日本 does not Granger Cause 澳洲	2.61055	0.02657**
韓國 does not Granger Cause 日本	0.65076	0.68927
日本 does not Granger Cause 韓國	2.04393	0.07478
泰國 does not Granger Cause 日本	0.67974	0.66654
日本 does not Granger Cause 泰國	1.22614	0.30687
韓國 does not Granger Cause 澳洲	1.00072	0.43410
澳洲 does not Granger Cause 韓國	0.76938	0.59718
泰國 does not Granger Cause 澳洲	0.55417	0.76466
澳洲 does not Granger Cause 泰國	4.22935	0.00140**
泰國 does not Granger Cause 韓國	2.69181	0.02289**
韓國 does not Granger Cause 泰國	2.32138	0.04515**

註：**代表在 5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

第九節 衝擊反應函數與預測誤差變異數分解

Granger 因果關係檢定僅檢定兩變數間是否具有因果關係，但無法產生動態之互動關係，因此本研究將加入衝擊反應函數與預測變異數分解模型，來探討變數之間的短期互動關係。

一、 衝擊反應函數

根據衝擊反應分析函數，可以觀察模式內某一內生變數以一個標準差之大小發生自發性變動時，對於模式內所有內生變數當期與未來數期之動態影響過程，如此可看出變數間之相互影響為正向或負向，持續性或跳動性，以評估金融風暴前後各國公債殖利率間的影響力與方向為何。

圖 4-3 為金融風暴前各國公債殖利率間的衝擊反應，表 4-13a 為其彙整表。由圖 4-3 可以發現，各國公債殖利率的變動對於本國都會產生較大的衝擊效果，這種效果對於當期的影響最大，但在第二期後衝擊會快速減小並逐漸消失，對於他國的影響則大多是正負不定上下跳動的效果；其中日本殖利率變動一單位的標準差，在前三期會對澳洲與韓國產生較明顯的正向衝擊，而澳洲的變動，則在第三期會對台灣與日本產生最大的正向影響，因此可知，日本與澳洲在金融風暴前對新興市場是有較大的影響力的。從累積效果方面來看，除了韓國對於日本與澳洲的衝擊為負向的效果外，其餘各國的累積衝擊反應皆為正向的效果，顯示金融風暴前亞太區域的殖利率變動大多呈現同向之走勢。

圖 4-4 是金融風暴後各國公債殖利率間的衝擊反應，表 4-13b 為其彙整表。由圖 4-4 可以得知，各國公債殖利率的變動也對本國會產生較大的衝擊效果，這種效果對於當期的影響最大，但除了日本在第二期後衝擊會快速減小外，其他國家仍然有相當持續的衝擊效果。在對於他國的影響方面，當台灣殖利率變動一單位的標準差時，會對日本產生較明顯的正向衝擊，而日本變動一單位的標準差時，對台灣與澳洲也有較大的正向影響，對於泰國則是幾乎無衝擊效果；但是台灣、澳洲與韓國的變動卻對泰國有較明顯的影響，此現象也呼應了向量誤差修正模型的結果。另外從累積效果方面來看，各國殖利率間多為正向衝擊，其中除了韓國對日本、澳洲對台灣的衝擊為負以外，泰國對於各國的累積衝擊反應也皆為負向的效果。顯示金融風暴後亞太區域的殖利率變動，對於他國衝擊反應多呈現不同之走勢。比較圖 4-3 與圖 4-4 可以瞭解，金融風暴前各國的衝擊反應型態為

上下跳動性，但經過 10 期後衝擊效果幾乎趨近於零，而金融風暴後各國的衝擊反應多較強烈且具有持續性，經過 12 期仍有相當的衝擊效果，顯示金融風暴的發生使得各國互動關係更加密切，衝擊影響更為明顯了。

表 4-13a 金融風暴前衝擊反應分析型態彙整表

衝擊反應型態	短期效果	累積效果	衝擊反應型態	短期效果	累積效果
台灣對台灣	跳動性	→	台灣對澳洲	跳動性	→
日本對台灣	跳動性	→	日本對澳洲	跳動性	→
澳洲對台灣	跳動性	→	澳洲對澳洲	跳動性	→
韓國對台灣	跳動性	→	韓國對澳洲	跳動性	←
台灣對日本	跳動性	→	台灣對韓國	跳動性	→
日本對日本	跳動性	→	日本對韓國	跳動性	→
澳洲對日本	跳動性	→	澳洲對韓國	跳動性	→
韓國對日本	跳動性	←	韓國對韓國	跳動性	→

註：→表正向衝擊反應；←表負向衝擊反應。

表 4-13b 金融風暴後衝擊反應分析型態彙整表

衝擊反應型態	短期效果	累積效果	衝擊反應型態	短期效果	累積效果
台灣對台灣	持續性	→	台灣對韓國	持續性	→
日本對台灣	持續性	→	日本對韓國	持續性	→
澳洲對台灣	持續性	←	澳洲對韓國	持續性	→
韓國對台灣	持續性	→	韓國對韓國	持續性	→
泰國對台灣	持續性	←	泰國對韓國	持續性	←
台灣對日本	持續性	→	台灣對泰國	持續性	→
日本對日本	持續性	→	日本對泰國	持續性	→
澳洲對日本	持續性	→	澳洲對泰國	持續性	→
韓國對日本	持續性	←	韓國對泰國	持續性	→
泰國對日本	持續性	←	泰國對泰國	持續性	→
台灣對澳洲	持續性	→			
日本對澳洲	持續性	→			
澳洲對澳洲	持續性	→			
韓國對澳洲	持續性	→			
泰國對澳洲	持續性	←			

註：→衝擊反應的方向；←表負向衝擊反應。

Response to Cholesky One S.D. Innovations

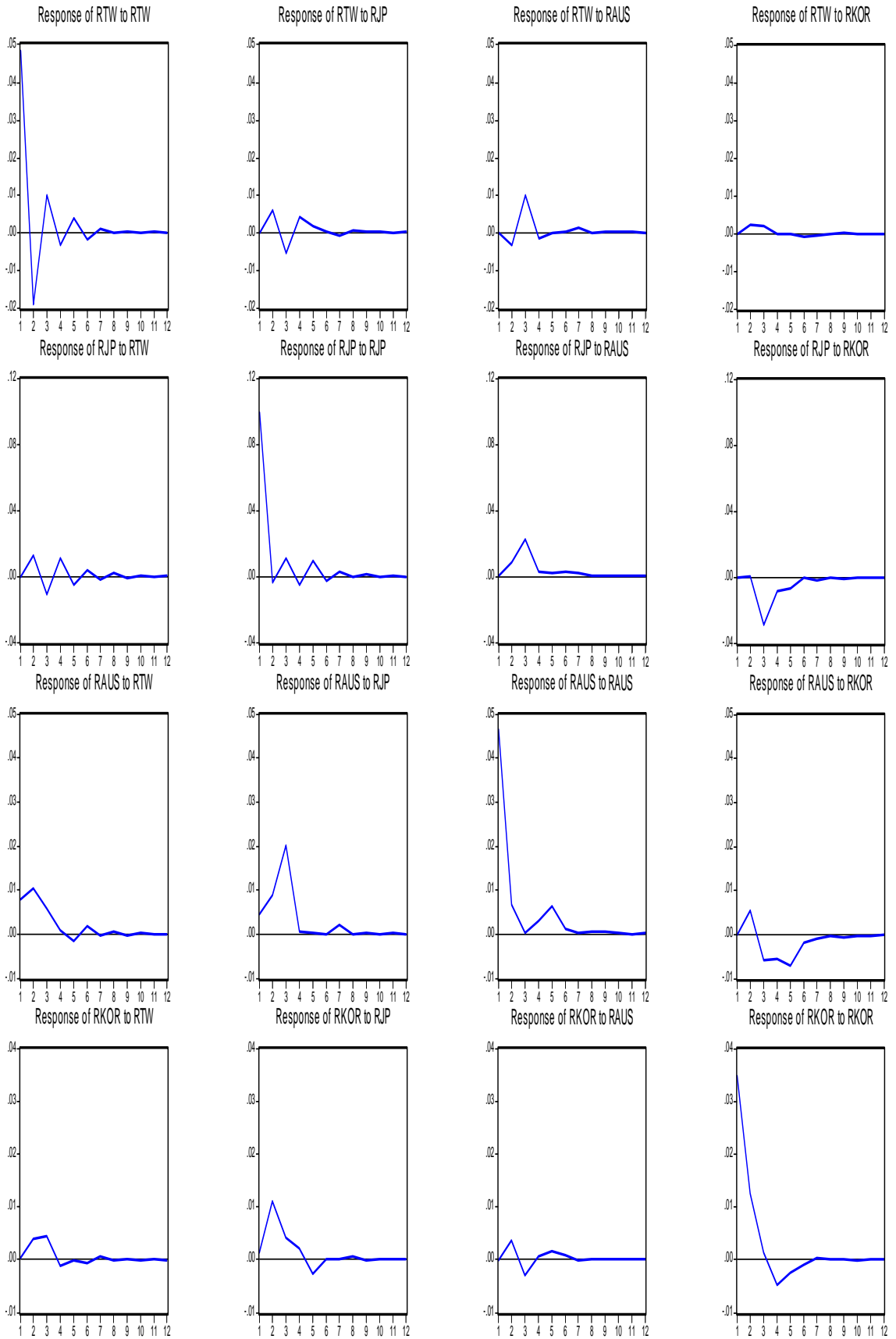
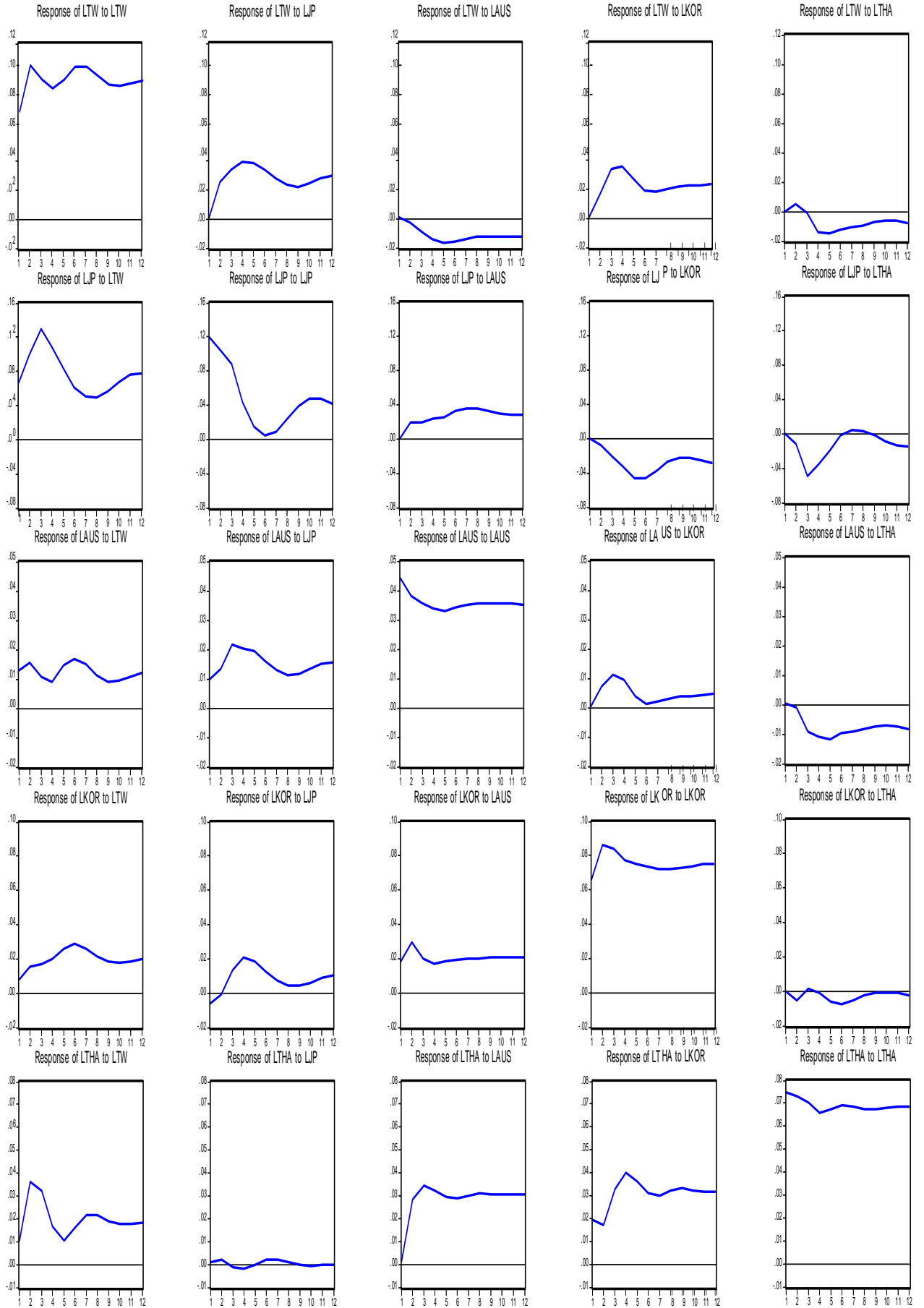


圖 4-3 金融風暴前各國公債殖利率間的衝擊反應

Response to Cholesky One S.D. Innovations

圖 4.4 金融風暴後各國公債殖利率間的衝擊反應



二、 預測誤差變異數分解

變異數分解可將系統內個別變數的預測誤差變異數，分解成來自各市場的解釋程度，因此藉由觀察變異數的主要來源，可以判斷個別變數對系統的影響關係。由於預測誤差變異分解中，排序在前的變數會影響同期排序在後的變數，而排序在後的變數卻無法影響排序在前的變數，因此在模型中會因變數的排序不同而影響預測誤差分解的結果。但根據 Kim, Szakmary, Schwarz(1999)指出，VAR 模型基本上為一誤差項當期相關的聯立方程組，若各變數的誤差項為當期無關 (Contemporaneously uncorrelated)，即可計算出唯一的預測誤差百分比，則排序的問題將不再重要。而從表 4-14a、4-14b 來看，本文金融風暴前後各國變數的當期誤差相關係數皆趨近於零，P 值也皆不顯著，因此變數順序的問題將不會對分析結果造成太大的影響。

表 4-14a 風暴前誤差相關係數矩陣

	台灣	日本	澳洲	韓國
台灣	1.0000	-0.0021 (0.989)	0.0061 (0.287)	0.0071 (0.964)
日本	-0.0021 (0.989)	1.0000	0.0926 (0.555)	0.0415 (0.791)
澳洲	0.0061 (0.287)	0.0926 (0.555)	1.0000	-0.0035 (0.982)
韓國	0.0071 (0.964)	0.0415 (0.791)	-0.0035 (0.982)	1.0000

註：()內為 P 值。

金融風暴前預測誤差分解的實證結果如表 4-15a 至表 4-15d 及圖 4-5。由圖表中得知，四個國家的公債殖利之預測誤差變異數，皆由自身解釋的程度最大，其中台灣對自己的平均解釋程度為 94.07%，日本對自己的平均解釋有 86.39%，而韓國亦有 88.09%，由此顯示台灣、日本、韓國殖利率的自發性極高，較不易受外生變數的影響。但澳洲公債殖利率之預測誤差變異數由自身解釋的程度平均

只有 76.06%，其次為來自日本 13.94%的解釋程度，顯示澳洲的自發性是各國中最低的，也表示風暴前日本與澳洲因為貿易往來頻繁且債市發展較為成熟，所以兩市場間有較強的相互解釋能力。再從各變數對彼此的解釋能力分析，日本對其他國家解釋程度最高總合為 24.83% (2.36% + 13.93% + 8.54%)，台灣為 11.30%，韓國為 10.49%，澳洲最低為 8.75%；所以綜合以上兩種解釋比例得知，日本殖利率對於亞太地區各國的解釋力與影響力是最大的，此結論也與先前向量自我迴歸模型的結果相互呼應。

表 4-14b 風暴後誤差相關係數矩陣

	台灣	日本	澳洲	韓國	泰國
台灣	1.0000	0.0095 (0.927)	0.0721 (0.491)	0.0102 (0.857)	0.0013 (0.993)
日本	0.0095 (0.927)	1.0000	0.0191 (0.812)	-0.0222 (0.739)	0.0752 (0.489)
澳洲	0.0721 (0.491)	0.0191 (0.812)	1.0000	0.0265 (0.704)	0.0564 (0.622)
韓國	0.0102 (0.857)	-0.0222 (0.739)	0.0265 (0.704)	1.0000	0.0538 (0.647)
泰國	0.0013 (0.993)	0.0752 (0.489)	0.0564 (0.622)	0.0538 (0.647)	1.0000

註：()內為 P 值。

金融風暴後預測誤差分解的實證結果如表 4-15e 至表 4-15i 及圖 4-6。由表中可以發現，這五個國家的公債殖利之預測誤差變異數，在前三期仍由自身解釋的程度最大，台灣對自己的平均解釋程度為 85.53%，韓國有 86.41%，澳洲有 73.83%，而泰國亦有 71.41%，由此顯示台灣、澳洲、韓國、泰國殖利率的自發性較高，比較不易受外生變數的影響，但與風暴前相較來自本身的解釋程度則是逐漸降低的。其中日本公債殖利率之預測誤差變異數由自身解釋的程度更是只有 40.56%，甚至低於來自台灣 48.21%的平均解釋程度，且日本對於韓國及泰國的

解釋能力也趨近於零，顯示風暴後日本與台灣的市場是相較風暴前密切的，但對韓國和泰國的影響力則是有顯著的降低，可能是因為日本與台灣所受金融風暴的衝擊，相較於韓國和泰國來得小的原故。另外再從圖 4-6 比較各國對彼此的解釋能力來看，台灣的變異來自於日本與韓國的解釋程度較大，澳洲的變異多源自於日本與台灣的解釋，韓國的變異來自於台灣與澳洲，泰國的變異則有來自於台灣、澳洲與韓國的影響。故由上述的變異數分析來源也發現與向量誤差修正模型有相似的結果，顯示金融風暴後各國公債市場間的連動關係是日益頻繁的。

表 4-15a 金融風暴前台灣公債殖利之預測誤差變異數分解

期數	台灣	日本	澳洲	韓國
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000
3	93.74180	2.133921	3.795232	0.329043
6	93.04363	2.769053	3.826362	0.360957
9	92.96590	2.791472	3.866296	0.376330
12	92.96506	2.791612	3.866750	0.376573
平均解釋%	94.07718	2.360681	3.246489	0.315653

表 4-15b 金融風暴前日本公債殖利之預測誤差變異數分解

期數	台灣	日本	澳洲	韓國
1	0.000463	99.99954	0.000000	0.000000
3	2.399991	85.65252	4.870364	7.077123
6	3.599805	83.7228	4.862079	7.815317
9	3.687002	83.58264	4.883723	7.846637
12	3.693779	83.57371	4.885185	7.847330
平均解釋%	3.040747	86.39642	4.119993	6.442836

表 4-15c 金融風暴前澳洲公債殖利之預測誤差變異數分解

期數	台灣	日本	澳洲	韓國
1	2.759786	0.864403	96.37581	0.000000
3	6.693657	16.78306	74.36310	2.160187
6	6.584700	16.03694	72.61706	4.761296
9	6.580118	16.15787	72.46312	4.798901
12	6.583949	16.15850	72.45584	4.801707
平均解釋%	6.276628	13.93563	76.05557	3.7321793

表 4-15d 金融風暴前韓國公債殖利之預測誤差變異數分解

期數	台灣	日本	澳洲	韓國
1	0.005078	0.173018	0.007617	99.81429
3	2.212347	9.046298	1.441540	87.29981
6	2.271321	9.482060	1.604005	86.64261
9	2.297634	9.493018	1.608647	86.60070
12	2.298808	9.493518	1.608763	86.59891
平均解釋%	1.983358	8.536307	1.384604	88.09572

表 4-15e 金融風暴後台灣公債殖利之預測誤差變異數分解

期數	台灣	日本	澳洲	韓國	泰國
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
3	87.50989	6.716369	0.372943	5.317292	0.083510
6	81.42265	9.871713	1.436476	6.240974	1.028184
9	83.49952	8.530979	1.526189	5.453957	0.989358
12	83.66644	8.386796	1.590016	5.469332	0.887414
平均解釋%	85.53336	7.606067	1.100316	5.047322	0.712941

表 4-15f 金融風暴後日本公債殖利之預測誤差變異數分解

期數	台灣	日本	澳洲	韓國	泰國
1	23.96371	76.03629	0.000000	0.000000	0.000000
3	45.92419	48.44581	1.051195	0.738553	3.840254
6	52.82201	34.36883	2.933740	5.680873	4.194546
9	52.31836	31.32952	5.614145	7.099115	3.638856
12	53.62508	29.67232	6.291607	7.123457	3.287533
平均解釋%	48.21247	40.56204	3.447941	4.523462	3.254082

表 4-15g 金融風暴後澳洲公債殖利之預測誤差變異數分解

期數	台灣	日本	澳洲	韓國	泰國
1	7.404742	4.546975	88.04828	0.000000	0.000000
3	8.273948	11.95902	75.42002	2.938865	1.408152
6	9.368641	15.23315	69.09681	2.395718	3.905681
9	9.219937	13.32203	71.57310	1.840881	4.044057
12	8.665793	13.25642	72.45996	1.656557	3.961263
平均解釋%	8.769349	12.44763	73.83031	1.982378	2.970332

表 4-15h 金融風暴後韓國公債殖利之預測誤差變異數分解

期數	台灣	日本	澳洲	韓國	泰國
1	1.215084	0.763896	6.825895	91.19512	0.000000
3	2.670825	0.990839	7.579663	88.60519	0.153481
6	5.866032	2.672341	6.118563	85.02023	0.322833
9	6.492870	2.016916	6.263392	84.93778	0.289048
12	6.266677	1.790231	6.359583	85.35481	0.228699
平均解釋%	4.871317	1.818331	6.673934	86.40986	0.226557

表 4-15i 金融風暴後泰國公債殖利之預測誤差變異數分解

期數	台灣	日本	澳洲	韓國	泰國
1	1.826652	0.010905	0.034508	6.056877	92.07106
3	11.02301	0.031841	9.013208	7.975108	71.95684
6	7.164171	0.031428	10.97256	13.10161	68.73023
9	6.822272	0.029319	11.77331	13.55536	67.81973
12	6.277875	0.022690	12.15020	13.85765	67.69159
平均解釋%	7.287331	0.028836	9.797675	11.46889	71.41727

Variance Decomposition

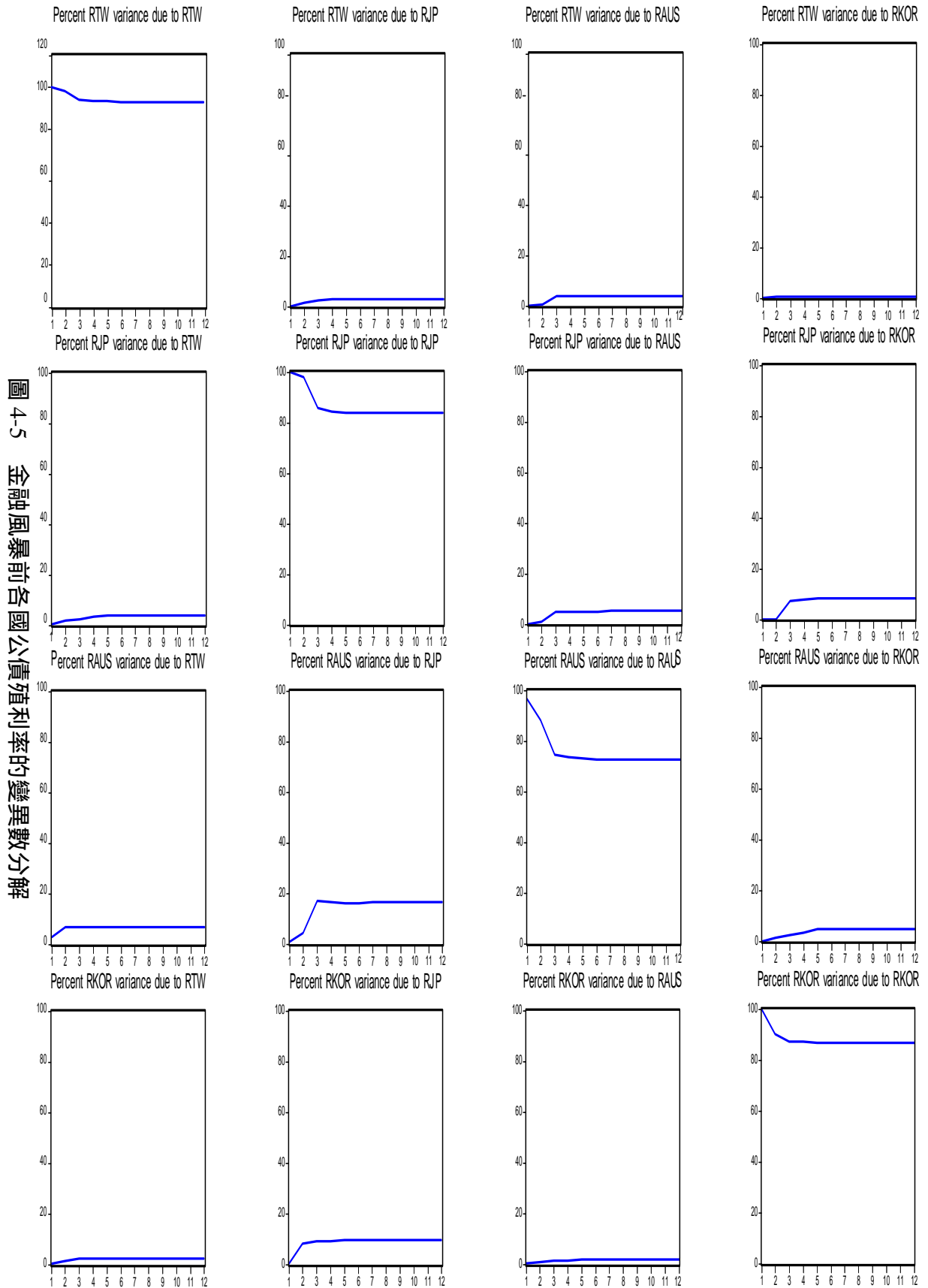


圖 4-5 金融風暴前各國公債殖利率的變異數分解

Variance Decomposition

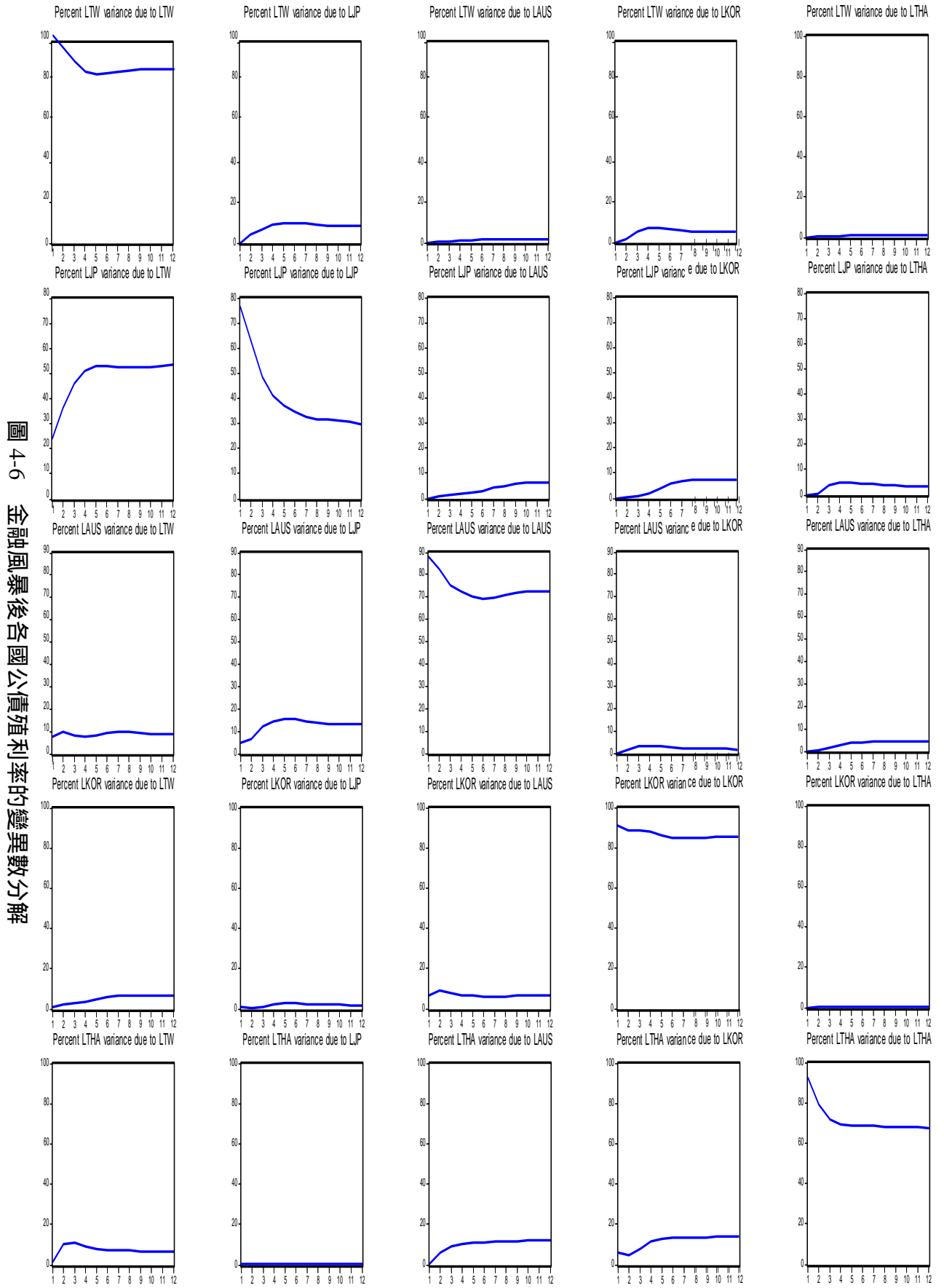


圖 4-6 金融風暴後各國公債殖利率的變異數分解

第十節 本章小結

本研究所獲致的實證結果有以下數點：

一、從初步的相關係數矩陣來看，金融風暴前各國的相關程度較高，而風暴後因各國所受衝擊大小不同，所以日本與台灣、韓國、泰國的相關性是降低的，但整體上各國的相關係數值皆小於 1 且仍呈現正向關係。再以共整合檢定可以發現，金融風暴前各國間是沒有共整合的關係，但風暴後則有長期共同的趨勢存在，顯示亞洲金融風暴的發生，反而促進了亞太區域金融市場的整合，此結果也與 Phylaktis (1999)、Baekin & Sekyung(2000)、Francisco & Vicente(2003)等對股市的研究中有相同的結論。這裡共整合檢定結果與相關係數矩陣的結果有些不同，其中的原因是因為相關係數矩陣主要是探討變數間短期的相關性，而共整合檢定則是研究其間是否有長期共同的趨勢，因此金融風暴前各國短期間雖然有相關，但是在較長的期間裡卻沒有共同變動的趨勢存在。

二、由 VAR 及 VECM 模型分析可以發現，在金融風暴前日本市場對亞太地區，短期上較具有領導地位與影響力，但台灣的公債殖利率則較其他國家為獨立，顯示台灣債市的國際化程度仍有努力的空間。而就整體的統計檢定值來看，亞太各國市場間並沒有非常明顯的互動關係，所以風暴前投資人能藉由不同國家的公債投資組合，來達成分散風險的目的。在金融風暴發生後，受風暴衝擊較輕微的台灣與日本間有單向的互動關係，且日本公債殖利率是領先台灣變動的。另一方面受風暴衝擊較嚴重的韓國與泰國，因為避免貨幣持續貶值兩國皆採取外匯管制及緊縮的貨幣政策，使得韓國、泰國市場間有雙向的互動關係存在。又因日本為澳洲的主要貿易伙伴，且兩國的公債市場發展皆較為成熟與完備，所以日本與澳洲殖利率間亦有雙向的影響關係。故各國間在金融風暴後的短期互動程度皆比風暴前增加。

三、在 Granger 因果關係檢定方面，風暴前只有日本領先澳洲與韓國的單向因果關係，表示金融風暴前各國市場間整合關係並不明顯。而金融風暴後有日本對台灣、台灣對泰國及澳洲對泰國的單向因果關係，且日本與澳洲、韓國與泰國也有雙向回饋的因果關係，由此顯示風暴後各國間的領先-落後關係已逐漸增強，而亞太地區債市較為成熟的日本與澳洲，其殖利率是領先於台灣、韓國及泰國這些債市新興發展的國家，此現象也符合了 VAR 及 VECM 模型所得到的結論。

四、在衝擊反應函數與預測變異數分解的檢定上，比較圖 4-3 與圖 4-4 可以瞭解，金融風暴前各國的衝擊反應型態為上下跳動性，但經過 10 期後衝擊效果幾乎趨近於零，表示風暴前各國間有短期的影響但卻沒有長期的互動關係。而金融風暴後衝擊反應多較強烈且具有持續性，經過 12 期仍有相當的衝擊效果，顯示金融風暴的發生使得各國衝擊影響更為明顯。在預測變異數分解上，金融風暴前變數對自身之解釋能力最大，由解釋比例來看，日本殖利率對於亞太地區各國則有最大的解釋力與影響力。金融風暴後以各國對彼此的解釋能力分析變異數來源，也發現與向量誤差修正模型有相似的結論，顯示金融風暴後各國公債市場間的關聯性是日益增強的。

由以上各項檢定結果，亞洲金融風暴的發生，皆使得亞太各國公債市場間的互動關係、衝擊大小與變異數解釋能力有顯著的增強，由此可見，金融風暴的發生反而增加了各國債券市場的連動關係，使得亞太區域的金融往來更為密切。

第五章 結論與建議

過去學者對於資本市場關聯性的研究中,大多將研究焦點放在各國股價或匯率的探討,很少觸及到不同國家間公債市場殖利率相關性的問題,所以本研究的目的主要是對這方面的議題加以探討。而本研究的貢獻所在即是對台灣、日本、澳洲、韓國與泰國,這五個亞太公債市場互動的影響效果深入瞭解,並進一步探討亞洲金融風暴的發生,會對原本的互動關係造成何種影響,以期能對政府在面對金融風暴的衝擊與制定利率政策上有所助益,或作為企業及投資人在建立國際多角化之債券投資組合和操作策略時的參考。

本文首先是以相關係數矩陣,來檢視各國公債殖利率間的初步關係,接著再運用共整合檢定,以及搭配向量自我迴歸模型與向量誤差修正模型,來對各國公債殖利率做深入的長短期動態關係探討,之後採 Granger 因果關係檢定其相互影響的關係,最後則再運用衝擊反應函數及預測誤差變異數分解的方法,來判斷個別變數在系統內的重要性與影響程度。研究期間為自 1993 年 9 月至 2003 年 9 月為止的月資料,並以 1997 年 7 月的亞洲金融風暴為界,分為金融風暴發生前(1993/09-1997/06)與金融風暴發生後(1997/07-2003/09)兩個階段來做探討。

第一節 結論

綜合上一章的實證結果我們可以得知,在亞洲金融風暴前各國殖利率的差距較大,利率水準多受本國經濟情勢的影響,所以亞太公債市場間並沒有長期的共整合趨勢以及明顯的互動關係存在,投資人在長期間仍可以建立不同國家的債券投資組合,來分散其非系統性的風險(如某國特有的投資風險)。但由 VAR 模型、

Granger 因果關係、衝擊反應及預測變異數分解的結果可以發現，短期上日本市場對於其他國家，具有最大的解釋程度與影響力，因此金融風暴前日本在亞太地區的金融市場上，仍是居於領導的地位。

而經過風暴的衝擊雖然使得韓國與泰國利率大幅波動，但 98 年後各國殖利率間的利差則逐漸縮小，因此共整合檢定發現風暴後是有長期整合的現象存在。VECM 模型分析也發現，金融風暴發生後，受風暴衝擊較輕微的台灣與日本間有單向的互動關係，而受風暴衝擊較嚴重的韓國與泰國，以及公債市場發展較為成熟與完備的日本與澳洲，則有雙向的影響關係存在，故各國的短期互動程度皆較風暴前增加。另外在 Granger 因果關係檢定上，顯示風暴後市場間的領先-落後關係已較逐漸增強，最後在各國間的衝擊反應也多較強烈且具有持續性，相互解釋的程度亦較風暴前明顯上升。探究其原因，主要是因為金融風暴前東亞國家或多或少都有金融與外匯上的限制，所以各國間的整合程度較不明顯。但因近年來隨著通訊科技的進步與網際網路的發達，使得資訊的傳遞及交易成本已逐漸降低，而風暴的產生也引起東亞各國對金融環境的檢討，配合國際貨幣基金(I.M.F)所提出的重整計劃，東亞國家的金融改革與重建已有明顯的成效，再加上各國對匯率與金融限制的逐步放寬，也促進了國際間資本的流動，故金融風暴後亞太區域的公債市場間，連動關係是更為密切了。

歸納前述之研究結論，金融風暴後投資人從事亞太區域債券投資時，能透過觀察其他市場的變動，來推估另一市場未來可能產生的變化程度，以作為調整投資策略時的參考；雖然整體來說亞太區域公債市場的關聯性是逐漸增強的，但其中風暴後日本與韓國、泰國間的互動關係及影響力，反而是有較風暴前下降的現象，因此投資人仍可選擇關聯性較低的國家，來建立不同的國際債券投資組合，以達到分散風險的目的。

另外單獨由台灣的研究結果來看，台灣公債市場在金融風暴前與其他亞太地區國家並沒有顯著的連動現象，然而在風暴發生後也只有與日本有單向的互動關係，來自於其他三國的影響也多不明顯，顯示我國債市的國際化腳步還有待加強。因此建議政府相關單位仍應持續推動自由化與國際化的政策，並定訂完善的法規與交易機制，以健全債券市場的發展，也唯有自由化、國際化與完善的市場，才能吸引跨國企業和國際金融機構前來投資，提升我國的金融環境與競爭力，朝向成為亞太金融中心的目標邁進。

第二節 後續研究建議

本研究主要在探討亞洲金融風暴發生前後台灣、日本、澳洲、韓國及泰國公債市場間的關聯性。但因研究時間與經費上的因素，而有諸點研究限制可能將使本文結果無法很完整地呈現出各國市場之間的相互關係，分別敘述如下以，利投資者與後續研究者做為另一項參考的依據：

1. 雖然我國債市以政府公債占九成以上成交量，但並非每一期次、天期皆有交易。然而相對於公司債因受證稅等法令限制因素，使得流動性與成交量不足而無法適當反應市場價格，故本文只選擇成交量最大的十年期政府公債為代表。建議後續的研究者可以選取不同的研究標的(如公司債)，或從不同的到期期間(如三、五、七年期等)，來探討各種債券類型及到期日，對不同市場間的影響大小。
2. 研究樣本期間的選取，因考量我國與泰國債券市場早期成交量的不足，無法真實反映市場交易價值，因此只以 1993 年 9 月至 2003 年 9 月共十年 120 筆月資料來研究。後續的研究者可在資料更完整的狀態下，使用較長的研究期間或較短的頻率(如週、日)，改採不同的時間序列研究方法(如各種 GARCH

模型)來探討波動性的問題，以期望能獲得更精確的結果。

3. 在研究對象的選取方面，因為東亞許多國家目前的債市發展都還不健全也不活絡，且殖利率的統計資料多有遺漏，因此本文只選擇亞太地區資料較完整的國家，來進行研究。建議後續的研究可以選取不同的研究對象，如東歐、拉丁美洲、南亞等新興開發中國家來探討，或比較已開發及開發中國家的相互影響關係，以使投資人更瞭解新興市場的發展性與投資價值。
4. 在現實世界中影響公債殖利率的因素眾多，例如各國的經濟環境狀況、投資人預期心理，甚至是各國間的匯率與股價等因素。然本研究僅以各國公債殖利率本身間的互動關係為主要的探討方向，而排除總體經濟變數的影響力，因此在現實上，一國公債殖利率之變動，並不能完全歸因於某國的影響。未來相關的研究可再加入其他顯著影響殖利率變動的總體經濟因素(如股價、匯率、貨幣供給等)，來探討其對公債市場關聯性所造成的影響，以期研究更能掌握實際市場之脈動。
5. 由本研究結果可知，金融風暴後亞太地區公債市場間具有整合的現象，關聯性也是逐漸增強的，故以下將以簡單的買入持有投資組合策略來說明金融風暴前後的投資結果。首先假設各國公債皆以百元計價、面額為 100 美元、到期期間為 10 年且期初的市場利率即為票面利率，期初總投資額為 100 萬美元，所以每個市場可投資 20 萬美元即 2000 個單位。在不考慮交易成本、負稅及匯率等因素的影響下，自 1993/9 買進持有至 1997/6 與 1997/7 買進持有至 2003/9 的報酬率和風險如下表所示。從表 5-1 可知金融風暴前(1993/9-1997/6)因為各國市場間並沒有共整合的關係存在，所以投資組合的風險較低，但相對的平均報酬率也比較低。而金融風暴後(1997/7-2003/9)各國債市間具有長期共同的趨勢，所以無法藉由投資組合的方式分散風險，故 RMSD

值較高，加上全球經濟的不景氣使得利率持續的下跌，因此在金融風暴後投資組合有 34.07%的報酬率。因為本研究只從最簡單的買入持有策略來瞭解金融風暴前後的投資結果，所以建議後續研究者可多運用不同的債券投資策略來進行比較分析，以找出最佳的公債投資組合。

表 5-1 1993/9-1997/6,1997/7-2003/9 亞太地區公債投資組合結果

		台灣	日本	澳洲	韓國	泰國	平均報酬	RMSD
93/9 買進	殖利率	7.102	3.36	6.84	13.05	10.75		
	百元報價	100	100	100	100	100		
97/6 賣出	殖利率	5.84	1.92	7.05	11.04	10.75		
	百元報價	103.54	105.16	99.33	105.91	100		
	報酬率	3.54%	5.16%	-0.67%	5.91%	0%	2.79%	2.9862
97/7 買進	殖利率	5.97	1.70	6.37	11.17	10.75		
	百元報價	103.18	106.11	101.56	105.62	100		
03/9 賣出	殖利率	2.624	1.38	5.38	4.66	3.73		
	百元報價	138.94	118.38	111.07	165.87	157.71		
	報酬率	34.66%	11.56%	9.36%	57.04%	57.71%	34.07%	23.4739

註：一般常以實現報酬率的標準差或變異數來衡量債券投資的風險，RMSD(Root Mean Squared Deviation)為衡量債券風險指標，其數學式如下：

$$RMSD = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_i (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad y_i \text{ 為債券報酬率, } \hat{y}_i \text{ 為債券報酬率的平均數。}$$

參考文獻

中文部份

徐孝堂(民 84),「亞太地區金融市場整合之動態實證研究-GARCH 模型之應用」, 國立台灣大學國際貿易學系碩士論文。

李愷莉(民 85),「台灣與新加坡債券市場共整合關係的研究」, 國立中山大學財務管理研究所碩士論文。

周樹偉(民 85),「亞太地區股票債券及期貨市場資產報酬分式型共整合關係存在性之探討」, 私立銘傳管理學院管理科學研究所碩士論文。

李治平(民 88),「亞洲金融風暴與國外機構投資人之行為與影響」, 國立台灣大學財務金融學研究所碩士論文。

聶建中、蔡育迪(民 89),「亞洲金融風暴對台灣與東南亞各國股價指數及匯率間互動的影響」, 企銀季刊, 第 24 期, 第 197-215 頁。

劉佩真(民 89),「跨國實質利率收斂之研究」, 私立東吳大學經濟學系碩士論文。

方立弘(民 89),「利率共整合與共同趨勢之相關課題探討」, 國立高雄第一科技大學金融營運研究所碩士論文。

蔡明田、王健聰(民 89),「亞洲金融風暴對本國金融機構利率風險管理影響之實證研究」, 企業管理學報, 第 48 期, 第 59-88 頁。

劉祥熹、張英信(民 89),「東亞主要國家股價與匯率關聯性之研究」, 證券金融, 第 67 期, 第 1-33 頁。

方文碩、田志遠(民 90),「匯率貶值對股票市場的衝擊--雙變量 GARCH-M 模型」, 台灣金融財務季刊, 第 3 期, 第 99-117 頁。

劉祥熹、吳瑞山、黃靖騰(民 90),「亞洲金融風暴對德、英、法、瑞士與日本匯率波動性之影響效果」, 證券金融, 第 69 期, 第 1-48 頁。

張元晨 沈中華(民 91),「Modeling the Degree of Currency Misalignment around the Asian Financial Crisis: Evidence from Taiwan and Korea's Non-delivery

Forward Exchange Markets」, 台灣管理學刊, 第 2 期, 第 39-50 頁。

楊踐為、游淑禎(民 92), 「Asymmetric Volatility: Pre and Post Asian Financial Crisis」, 管理學報, 第 4 卷, 第 20 期, 第 805-827 頁。

黎明淵、林修葳、郭憲章、楊聲勇(民 92), 「美、日股市巨幅波動下的股市連動效果--美國、日本與亞洲四小龍股市實證結果」, 證券市場發展季刊, 第 1 卷, 第 15 期, 第 117-145 頁。

西文部份

Baig, T., & I. Goldfajn (1999), "Finance Market Contagion in the Asian crisis," *IMF Staff Paper*, 46(2), pp.167-195.

Baekin, Cha, & Oh. Sekyung (2000), "The Relationship between Developed Equity Markets and The Pacific Basin's Emerging Equity Markets," *International Review of Economics & Finance*, 9, pp.299-322.

Chow, G. C. (1960), "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions," *Econometrica*, 28, p591-605.

Clare, A. D., M. Maras, and S. H. Thomas (1995), "The Integration and Efficiency of International Bond Markets," *Journal of Business Finance & Accounting*, 22(2), pp.313-322.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, pp.427-431.

Daniel B., Jongmoo Jay Choi, Bang Nam Jeon and Kenneth J. Kopecky (1996), "Common Factors in International Stock Prices: Evidence From a Cointegration Study," *International Review of Finance Analysis*, 5, pp.39-35.

Engle, R. E. and C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55. pp.251-276.

Eun, C.S. and S. Shim (1989), "International Transmission of Stock Market

Movements,” *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 24(2). pp.241-256

Fong, H.G. and O.Vasicek (1983), “The Trade off between Return and Risk in Immunization Portfolios,” *Financial Analysis Journal*, September-October, pp.73-78.

Francisco, C. and M. Vicente (2003), “Has 1997 Asian Crisis Increased Information Flows between International Markets,” *International Review of Economics & Finance*, 12, pp.111-143.

Granger, C.W.J. and P. Newbold (1974), “Superious Regressions in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, 2(2), pp.111-120.

Godfrey, L. G. (1988), “Misspecification Tests in Econometrics,” *The Lagrange Multiplier Principle and Other Approaches*, Cambridge University Press.

Gonzalo, J. (1994), “Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships,” *Journal of Econometrics*, 60(1-2), pp.203-233.

Goodwin, B. and T. Grennes (1994), “Real Interest Rate Equalization and the Integration of International Financial Markets,” *Journal of International Money and Finance*, 13, pp.107-124.

Hendershott, P.H. (1967), “The Structure of International Interest Rates: the U.S. Treasury Bill Rate and the Eurodollar Deposit Rate,” *Journal of Finance*, 22, pp.455-465.

Johansen, S. (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59, pp.1551-1580.

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 Statistic*, 52, pp.169-209.

Karfakis, Costa and Anthony Phipps (1999), “Modeling the Australian Dollar-US Dollar Exchange Rate Using Cointegration Techniques,” *Review of International Economics*, 7(2), pp.265-276.

- Kemeth, L. Smith (2002), "Government Bound Market Seasonality Diversification, and Cointegration: International Evidence," *The Journal of Financial Research*, 25, pp.203-221.
- Kim, M., A.C. Szakmary and T.V. Schwarz (1999), "Trading Costs and Price Discovery across Stock Index Futures and Cash Markets," *The Journal of Futures Market*, 19(4), pp.475-498.
- Ljung, G. and G., Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65, pp.297-303.
- Lin, A., and P. E. Swanson (1993), "Measuring Global Money Market Interrelationships: An Investigation of Five Major World Currencies," *Journal of Banking and Finance*, 17, pp.609-628.
- Lin, A., and P. E. Swanson (1997), "The U.S. Dollar in Global Money Markets: A Multivariate Cointegration Analysis," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 37, pp.139-150.
- Lin, A., and S. Leu (1994), "Offshore Money Markets Integration- Evidence of the U.S. Dollar Yields in Taiwan Singapore, and United Kingdom," *Sun Yat-sen Management Review*, 2, pp.1-13.
- Liu, Y. Angela, Ming-Shiun Pan and Joseph C. P. Shieh. (1998), "International Transmission of Stock Price Movements: Evidence from the US and Five Asia-Pacific Markets," *Journal of Economics & Finance*, 22(1), pp.1-23.
- MacKinnon, J. G. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests. In R. F. Engel & C. W. J. Granger (Eds), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration* (Chapter 13)," *Oxford: Oxford University Press*
- Nieh, C.C. and Lee, C. F. (1998), "The Role of New Taiwan Dollar: The Cointegration Test for the International Finance," *The Sixth Conference on Pacific Basin Business, Economics and Finance*, May, Hong Kong.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood of Cointegration Rank Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp.467-471.

- Phillips, P.C.B. and P. Perron (1988), "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, 75, pp.335-346.
- Perman, R. (1991), "Cointegration: An Introduction to the Literature," *Journal of Economic Studies*, 18(3), pp.3-30.
- Phylaktis, K. (1999), "Capital Market Integration in the Pacific Basin region: An Impulse Response Analysis," *Journal of International Money and Finance*, 18, pp.267-287.
- Sims, C. A. (1980), "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered," *American Economic Review*, 70(2), pp.250-257.
- Tan, J. A. (1998), "Contagion Effects During the Asian Financial Crisis. Some Evidence from Stock Price Data," *Pacific Basin Working Papers Series*, PB98-06.