

南華大學管理科學研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

GRADUATE INSTITUTE OF MANAGEMENT SCIENCES

NANHUA UNIVERSITY

以向量自我迴歸模式探討股價及利率之關聯性

A STUDY ON THE RELATIONSHIP BETWEEN STOCK INDEXES AND
INTEREST RATES BY USING VECTOR AUTOREGRESSION MODEL

指導教授：丁誌紋 博士

ADVISOR : CHIN-WEN TING Ph.D.

研究生：曾淑婷

GRADUATE STUDENT : SHU-TING TSENG

中 華 民 國 九 十 四 年 六 月

南 華 大 學

管理科學研究所

碩 士 學 位 論 文

以向量自我迴歸模式探討股價及利率之關聯性

研究生：曾淑婷

經考試合格特此證明

口試委員：戴錦周

丁誌敏

于健

指導教授：丁誌敏

所 長：曾淑婷

口試日期：中華民國 九十四 年 五 月 二十七 日

謝 誌

我要感謝我的家人，爸爸、媽媽和姐姐，感謝他們對我精神上大力的支持，也由於你們的鼓勵讓我無後顧之憂的順利完成碩士學業，對於你們的付出，我真的很感謝！

更要感謝的是我的指導老師—丁詒敏老師，在求學期間，對我不僅是在論文或課業上的教導，也傳授了我在待人接物上應如何應對及處理...等，把我們當自己的兒女看待，在這兩年裡，我們跟老師也一起經歷了許多事兒情，有歡笑，有淚水，一起成長，您真的是一位非常好的老師！

在論文撰寫的過程中，我們遭遇到一些瓶頸，幸得有袁淑芳老師的幫助，對於我不了解的地方，都能得到完整及詳盡的講解，真的感謝您；也感謝子冰老師幫忙修改英文摘要，使我的英文摘要撰寫得更適當；另外，亦感謝論文口試委員于健老師及戴錦周老師，對於論文所給予的指導與指正，讓本篇論文更能盡善盡美。

兩年碩士求學生涯中，受到班上同學許多的照顧，尤其是珊珊、長菲及茹若三位好同學，我們一起在圖書館念書，寫作業，一起吃飯，真的都是美好而開心的回憶，也因為你們讓我的碩士生活不孤單！另外，感謝昭偉幫忙我撰寫英文摘要，以及在我每一求學階段對我的支持、鼓勵及陪伴！

曾淑婷 于研究呈
94. 7. 12

南華大學管理科學研究所九十三學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：以向量自我迴歸模式探討股價及利率之關聯性

研究生：曾淑婷

指導教授：丁誌旻 博士

論文摘要內容：

美國經濟是世界經濟的櫥窗，其經濟政策的改變影響所及，往往不只是美國經濟的表現，與其依存度高的國家也都受連帶的影響，台灣當然也不例外。又一個國家股價指數的高低常可反映該國經濟情況的好壞，故本文乃透過 ARIMA、GRANGER 因果關係檢定、VAR 模式、共整合關係檢定、變異數分解以及衝擊反應，分析台灣之股價、重貼現率、隔夜拆款利率與美國之股價、重貼現率等，五個變量之間的關聯性，以了解美國利率政策情況對台灣股價與利率的互動關係，其研究結果如下：

1. 經由共整合檢定得知，上述五個變量不具有長期均衡關係，由衝擊反應分析可知，當此五個變量分別發生自發性干擾時，其衝擊反應效果由第 14 期至第 20 期之後才會消失。
2. 由 GRANGER 因果關係檢定及變異數分解之結果顯示，台灣重貼現率受美國重貼現率之影響較受台灣股價影響大；雖然台灣之重貼現率與隔夜拆款利率為回饋關係，但重貼現率受隔夜拆款利率影響較大；此外美國重貼現率影響台灣重貼現率之程度較影響台灣隔夜拆款利率大。
3. 由 VAR 及 ARIMA 模式比較，台灣、美國股價、台灣重貼現率與隔夜拆款利率之 ARIMA 模式的配適度較 VAR 模式佳，表示此四個變量由過去本身歷史資訊即可反應本身的走勢；至於美國重貼現率之 VAR 模式較 ARIMA 模式來得佳，即美國重貼現率的水準可由自身及股價指數之歷史資料來反應。

關鍵詞：利率、股價、ARIMA、VAR、GRANGER 因果

Title of Thesis : A Study on the Relationships Between Stockindex and Interest Rate by using Vector Autoregression Model

Name of Institute : Graduate Institute of Management Sciences, NanHua University

Graduate Date : June 2005 **Degree Conferred :** M.B.A.

Name of Student : SHU-TING TSENG **Advisor :** CHIN-WEN TING Ph.D.

Abstract

America's economic is the module of world. The changing of financial policy in the U.S. not only affects America's monetary performance but also the countries are interdependent with the U.S. very much. And Taiwan is one of them.

Also, the stock indicts usually means one country's economic status. In this research, there are 6 methods (ARIMA, Granger causality test, VAR Model, cointegration test, variance decomposition and impulse response) used to analyze the connection among 5 variables which are Taiwan's stockindex, discount rate, interbank offered rate, America's stockindex and discount rate. In addition to, we did research the relationship between the stockindex and interested rate in Taiwan when America adjust the interested rate police. Finally, we got the critical result herein.

At first, by co integration test, these 5 variables do not have long-term equilibrium. Differently, the impulse response will disappear during 14th to 20th when the items have spontaneous interference individually by impulse response theory.

Second, the result shows the discount rate in Taiwan is affected by America's discount rate more than Taiwan's stockindex by using Granger causality test. The discount rate has feed back relationship with the interbank offered rate. However, the truth is that the discount rate is mainly affected by

the interbank offered rate more. Except, the influence of interbank offered rate is much more than discount rate in Taiwan by America's discount rate.

The Third, we compare the stockindex, discount rate, interbank offered rate in Taiwan and stockindex in the U.S. we find the fit of ARIMA is better than VAR model. It means the four variables can respond their self trend by their own earlier period information. In the other side, VAR model is better than ARIMA model for America's discount rate. That tells us the standard of America's discount rate can be responded by the historical data of America's discount itself and stockindex.

Keywords : interest rate, stockindex, ARIMA, VAR, granger causality test

目錄

中文摘要	i
英文摘要	ii
目錄	iv
表目錄	vi
圖目錄	viii
第一章 緒論	1
1.1 研究動機	1
1.2 研究目的	3
1.3 研究架構	3
第二章 文獻回顧	5
2.1 國外對總體經濟與股市關聯性之研究	5
2.2 台灣地區之總體經濟與股市關聯性研究	6
2.3 台灣與其他地區之總體經濟與股市關聯性研究	13
第三章 研究方法	20
3.1 Chow 檢定	20
3.2 ARIMA	21
3.3 向量自我迴歸	26
3.4 共整合檢定及誤差修正模型	27
3.5 Granger 因果關係分析模型	30
3.6 衝擊性反應分析	32
3.7 變異數分解分析	34
第四章 實證結果	36
4.1 資料來源	36

4.2	CHOW 檢定	37
4.3	原始數列單根檢定	39
4.4	落後期數的選取及其迴歸參數模式	50
4.5	多變量 AIC	57
4.6	向量自我迴歸模式	58
4.7	共整合檢定	70
4.8	Granger 因果關係	72
4.9	變異數分解分析	75
4.10	衝擊反應分析	81
第五章	結論、建議與限制	92
5.1	結論	92
5.2	研究建議	95
5.3	研究限制	96
	參考文獻	97

表目錄

表 4.1	Chow 檢定表	38
表 4.2	台灣股價 ADF 單根檢定	40
表 4.3	台灣股價一階差分 ADF 單根檢定	40
表 4.4	美國股價指數 ADF 單根檢定	41
表 4.5	美國股價指數一階差分 ADF 單根檢定	42
表 4.6	台灣重貼現率 ADF 單根檢定	42
表 4.7	台灣重貼現率一階差分 ADF 單根檢定	43
表 4.8	美國重貼現率 ADF 單根檢定	44
表 4.9	美國重貼現率一階差分 ADF 單根檢定	44
表 4.10	台灣隔夜拆款利率 ADF 單根檢定	45
表 4.11	台灣隔夜拆款利率一階差分 ADF 單根檢定	46
表 4.12	一階差分後台灣股價指數白噪音檢定	47
表 4.13	一階差分後美國股價指數白噪音檢定	47
表 4.14	一階差分後台灣重貼現率白噪音檢定	48
表 4.15	一階差分後美國重貼現率白噪音檢定	49
表 4.16	一階差分後台灣隔夜拆款利率白噪音檢定	49
表 4.17	台灣股價指數之 AIC	50
表 4.18	台灣股價指數迴歸參數估計表	51
表 4.19	美國股價指數之 AIC	52
表 4.20	台灣重貼現率之 AIC	52
表 4.21	台灣重貼現率迴歸參數估計表	53
表 4.22	美國重貼現率之 AIC	54
表 4.23	美國重貼現率迴歸參數估計表	54

表 4.24	台灣隔夜拆款利率之 AIC	55
表 4.25	台灣隔夜拆款利率迴歸參數估計表	56
表 4.26	台灣股價、重貼現率、隔夜拆款利率與美國股價、重貼現率之 MAIC	58
表 4.27	向量自我迴歸模式－2 期之殘差檢定	59
表 4.28	向量自我迴歸模式－6 期之殘差檢定	60
表 4.28	向量自我迴歸模式－6 期之殘差檢定（續）	61
表 4.29	向量自我迴歸模式	67
表 4.29	向量自我迴歸模式（續）	68
表 4.29	向量自我迴歸模式（續）	69
表 4.30	共整合檢定表	71
表 4.31	五變量間之 Granger 因果關係檢定	74
表 4.32	台灣股價指數之變異數分解	76
表 4.33	美國股價指數之變異數分解	77
表 4.34	台灣重貼現率之變異數分解	78
表 4.35	美國重貼現率之變異數分解	79
表 4.36	台灣隔夜拆款利率之變異數分解	80
表 4.37	台灣股價指數的干擾對其他四變量之衝擊反應	82
表 4.38	美國股價指數的干擾對其他四變量之衝擊反應	84
表 4.39	台灣重貼現率的干擾對其他四變量之衝擊反應	86
表 4.40	美國重貼現率的干擾對其他四變量之衝擊反應	88
表 4.41	台灣隔夜拆款利率的干擾對其他四變量之衝擊反應	90

圖目錄

圖 1.1	研究動機概念圖	2
圖 1.2	研究架構	4
圖 4.1	Granger 因果關係之彙總圖	73
圖 4.2	台灣股價指數的干擾對其他四變量之衝擊反應	83
圖 4.3	美國股價指數的干擾對其他四變量之衝擊反應	85
圖 4.4	台灣重貼現率的干擾對其他四變量之衝擊反應	87
圖 4.5	美國重貼現率的干擾對其他四變量之衝擊反應	89
圖 4.6	台灣隔夜拆款利率的干擾對其他四變量之衝擊反應	91
圖 5.1	Granger 因果關係之彙總圖	93

第一章 緒論

1.1 研究動機

自 2001 年起美國經歷股市重挫及九一一的恐怖攻擊事件打擊下，聯邦準備理事會（FED）為穩住美國經濟乃採取寬鬆的貨幣政策因應，隨後並陸續調降了 13 次重貼現率，來避免經濟的萎縮。

到了 2004 年 1 月，聯邦準備理事會（FED）宣布「美國將緩慢升息並且採取更彈性的貨幣政策」。至此，寬鬆的貨幣政策開始有了轉變，美國為了要抑制通貨膨脹、壓制經濟持續高速成長、使熱絡的景氣降溫、並適度冷卻股市，FED 開始持續的以溫和、審慎漸進的方式調高利率；2004 年 7 月 1 日是 FED 自 2001 年來首次的升息，並在 2004 年裡，升息了 5 次，從此利率有了微妙的變化。

而在發達的國家裡，股市往往是該國的經濟櫥窗，股票市場常具有前瞻性的特點，經濟的盛衰常提前反應在股市的波動上。美國利率政策的改變，肇因其經濟的復甦，經濟的復甦可從其道瓊工業股價指數的變化，展現了一些端倪。2000 年 1 月道瓊工業指數達到最高峰（11723 點），直到 2001 年發生九一一恐怖攻擊事件，股市便立即反應受挫跌至 8235.8 點，自此美國經濟進入了蕭條時期，而 FED 也採取調降利率的方式以避免股市持續向下崩跌，一直到了 2003 年的 3 月（7524.06 點）後，股市開始反轉，由此也顯示出美國的經濟正開始復甦，在 2004 年 7 月時，FED 為了要抑制經濟快速成長，便採取循序漸進的方式升息。

眾所週知，美國是世界經濟大國，其經濟政策所影響的層面，不只是該國的經濟表現，與其貿易依存度高的國家，也常受其政策的連帶影

響，台灣當然也不例外，我國央行貨幣政策的走向，常有美國貨幣政策的影子，其利率的連動性相當高。因此當美國 2004 年 7 月 1 日升息時，台灣央行在 2004 年 8 月也開始調高重貼現率，並在後年台灣二度升息，而許多學者預期若未來美國持續升息，台灣利率亦將隨之走高。至於台灣股市的表現，在 2004 年 1 月美國聯邦準備理事會的政策性宣示後，股價也有了波段的反轉，雖然央行也未正式降息，股價卻已領先的反應升息訊息。

根據上述，台灣與美國之股價與利率之間似乎存在著相互的連動關係，為了釐清它們的關係，因此本研究欲透過統計方法對台美兩國股價與利率的連動性，作一深入的探討。其概念圖如下：

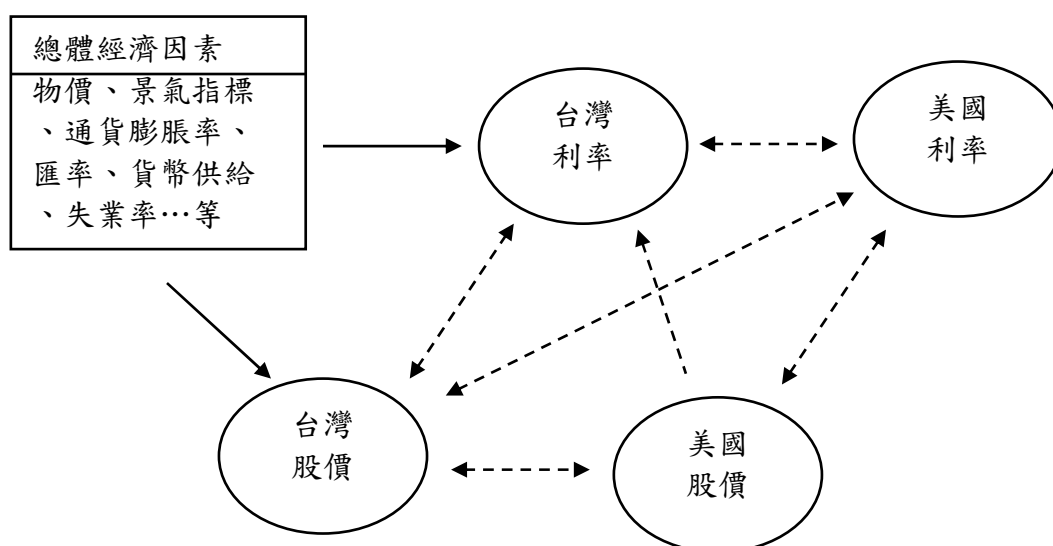


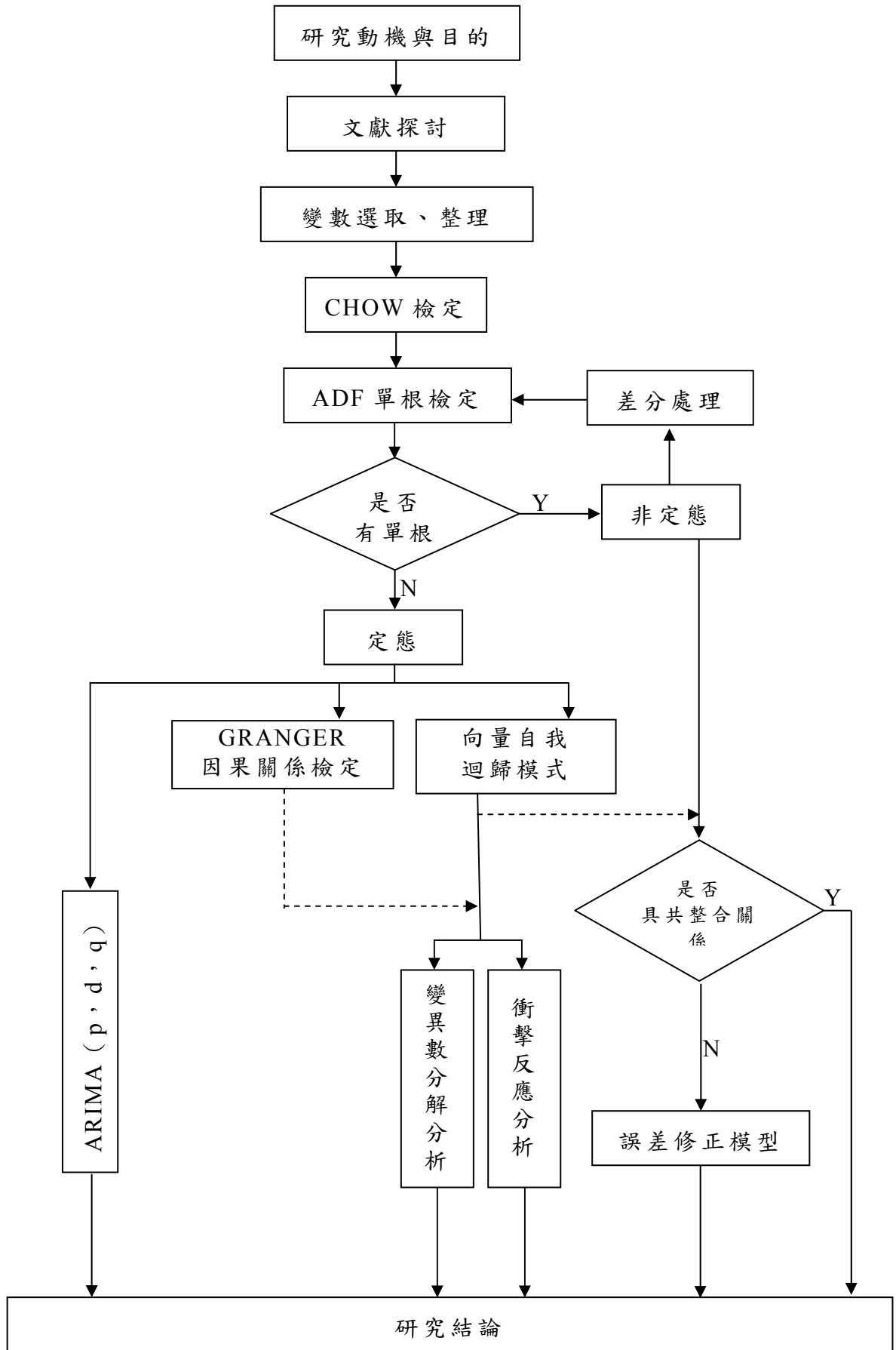
圖 1.1 研究動機概念圖

1.2 研究目的

- 1、2004 年台灣央行隨美國聯準會(Fed) 的利率政策調升的動作，在台灣股市因投資者的預期心理確有事先反應的跡象，但就長期而言，其關聯性是否明顯，可能得進一步探討，因此本研究欲了解台灣股價、利率與美國股價、利率之間的關連性。
- 2、本研究欲了解台灣股價、利率與美國股價、利率個別過去的資訊對自身的影響程度。
- 3、本研究想要知道台灣股價、利率與美國股價、利率間是否存在長期均衡關係。
- 4、本研究欲了解台灣股價、利率與美國股價、利率之間因果關係。
- 5、當台灣股價、利率與美國股價、利率分別發生改變時，對其他變量的影響為何。
- 6、希望透過上述的實證結果分析等相關資訊，以作為投資者投資、政府機關及學術研究者研究相關決策。

1.3 研究架構

本研究將根據研究架構對台灣股價、利率與美國股價、利率進行分析研究，如圖 1.2。



第二章 文獻回顧

一直以來，股價（stockindex）的決定因素是投資人與學者所關心。因此許多學者欲由找出影響股價之總體經濟因素，以藉此對股票市場做預測。國內外研究總體經濟對股票市場影響因素方面，已有許多學者針對股票市場影響因素之研究做過深入的探討，本研究以約近十年之相關文獻來做介紹，本研究將文獻區分為三部份：第一為國外學者所做之研究、第二為研究對象以台灣為主；第三為以台灣與其他地區為研究對象。

2.1 國外對總體經濟與股市關聯性之研究

Fortune（1989）研究金融市場（票券市場、債券市場、股票市場）的風險與總體經濟波性間的關聯，以向量自我迴歸模型為研究方法。總體因素及貨幣政策是負債市場風險變動的主要來源。股票風險則與景氣的榮枯、短期利率的波動有關。匯率風險、貿易赤字、財務槓桿以及指數期貨的引進等制度因素對金融市場的風險並無影響。

Kearney and Daly（1998）以GARCH模型研究在澳洲股市中，影響波動之因子。研究發現通貨膨脹、利率（interest rate）會直接影響波動；工業生產力、經常帳、貨幣供給額會間接影響波動。對於匯率，其他則並無顯著之證據。

Chen, Mohan and Steiner（1999）研究折現率之改變，對股市報酬、波動與交易量之影響。由迴歸分析做為研究方法，研究結果未預期之折現率改變，會造成短暫但極大之股票市場波動；且會產生極大之交易量，但異常交易量只發生在當期；其也會影響股票市場之報酬。

Maysami and Koh (2000) 以新加坡股票市場的向量誤差修正模型 (vector error correction model) 為主題，選取工業生產、貨幣供給、利率與匯率等總體經濟變數與新加坡股票市場間變動之關係，得到實證認為：工業生產與新加坡股票市場間變動無共整合關係即無長期均衡關係。

Wongbangpo, and Sharma (2002) 以股票市場與總體經濟基本面之動態關係—以東南亞國協之 5 個國家為例為主題，分析東南亞國協之 5 個國家印尼、馬來西亞、菲律賓、新加坡與泰國於 1985 年到 1996 年間股票市場與國民生產毛額、消費者物價指數、貨幣供給額、利率與匯率以共整合檢定與其總體經濟變數之長期均衡關係、Granger 因果關係檢定與諸總體經濟變數之短期間動態關係，得到實證認為：在印尼、馬來西亞與菲律賓之匯率與股價之關係呈正向關係，而泰國及新加坡之匯率與股價之關係呈負向關係。

Officer (1973) 研究發現股票波動性與總體經濟變數波動性相互間有關係，其實證結果顯示，工業生產指數的波動性與貨幣供給的波動性有顯著的正相關。

D.K. Pearce & V. V. Raley (1985) 選擇貨幣供給、通貨膨脹率 (即消費者物價指數的變動率)、生產者物價指數 (producer price index)、工業生產指數 (industrial production index)，及失業率等自然對數，以普通最小平方迴歸分析法作為估計方法。研究結論：(1) 與貨幣政策有關的經濟變數較能影響股價。(2) 通貨膨脹率與其他實質變數對股價並沒有顯著影響力。(3) 彙整結果亦顯示美國是一個有效市場。

2.2 台灣地區之總體經濟與股市關聯性研究

曾梅卿 (民 93)，主要目的係探討台灣加權股價指數與總體經濟變數

間之互動關係，資料期間為 1976 年 1 月至 2003 年 9 月之月資料，研究方法分別以向量自我迴歸、因果關係檢定，來探討實質股票報酬率、實質利率、工業生產指數成長率、通貨膨脹率、名目股票報酬率、名目利率、經一階差分之工業生產指數成長率與貨幣供給等八個變數間之互動關係，並以衝擊反應函數、及預測誤差變異數分解，分別來顯示總體經濟變數因素對股價報酬之影響。研究發現台灣股價報酬僅受到少數總體經濟變數之影響，而工業生產指數成長率的增減變動對我國股價報酬有相當的影響力。

吳宗蓉（民 89）在「臺灣股價指數與景氣動向關聯性之探討」中，探討以產業分類的類股股價指數報酬，與景氣循環之間，是否存在領先或落後的關係。藉以瞭解到底是何種產業，真正具有領先景氣的產業特質，而哪些則是落後的。結果發現，金融保險類股報酬，比總和以及其他類股報酬，具有更佳的預測景氣績效。因此，金融保險類股報酬是作為較佳的參考領先指標之一。

另外，黃子祐（民 91）在文中說到，自民國 80 年，政府開放外資直接投資國內股票市場以來，股市參與者結構明顯改變，法人機構投資者比重日益升高。因此又景氣因子探討與台灣股價指數的關聯性，研究期間自 1981 年 1 月自年 2001 年 8 月依參與者結構差異劃分為兩個時期，以經建會編製的景氣指標系列為解釋變數，台灣股價指數月為被解釋變數，分別建構每時期的同期迴歸股價模式及時差迴歸股價模式。藉由 Granger 因果關係檢定，以探討股價指數與景氣指標之領先或落後狀態。研究結果為比較兩時間之四個模式發現，在法人機構投資者參與股市比重提高後，由景氣因子建構之股價模式解釋力明顯下滑，以及在法人機構投資者參與股市比重低時期，景氣指標變動領先於股價變動；而在法

人機構投資者參與股市比重提高時期，景氣指標變動已落後於股價變動。

李秀雯（民 88）探討臺灣股市的波動與總體經濟（基本面）、交易量成長率（交易面）之間的關係。利用遞延絕對誤差之簡單加權平均法、GARCH 模型、以 12 階的 VAR 模型、複迴歸模型、對同期及落後 12 期的交易量成長率作迴歸進行分析。研究其間為，外資開放來台之後（1991 年 3 月至 1998 年 12 月），而其結果為：貨幣供給成長率、工業生產指數成長率及貿易條件成長率等總體波動性對股市波動有顯著之影響。且以貿易條件成長率波動性對台灣股市波動性的影響有最顯著的關係。在股市波動性對交易量成長率同期與落後 12 期的複迴歸分析可知，落後 1、2、3 期的交易量成長率對股票市場波動性有非常顯著的解釋能力且為正向關係。而 VAR 模型的研究結果顯示，交易量成長率為因，股票報酬率波動性為果，顯示交易量成長率領先股票市場波動性，亦即有「量領先價波動性」的現象。

之後，游英裕（民 93）以成交量的價量來了解對台灣之台 50 指和加權指數兩者之關係，樣本係自 93 年 1 月 14 日至 93 年 4 月 16 日止的日資料約為期三個月的研究期間，利用採用 ADF 單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型及 Granger 的因果關係分析其關聯性，實証結果顯示台 50 指和加權指數的價格和成交量具有共整合，而且有長期關係；而修正後的 Granger 因果關係檢定則顯示台 50 指和加權指數的價格和成交量之間具有雙向因果關係存在。也就是說，若實際股價價格上揚時，投資人可預測成交量亦會隨之上漲；反之亦然。所以可以推論技術指標中有關量價關係者，似乎都可做為預測短線股價漲跌的依據。

江琇貞（民 90）以 Granger 檢定法及 VAR 分析來探討台灣公債殖利率與股價指數之因果及領先、落後關係。研究期間為 1996 年 1 月至 2001

年 3 月，資料型態分為日資料及週資料，研究結果顯示：(1) 日資料研究發現公債殖利率十五年期、十年期及七年期與股價指數具單向因果關係；週資料則發現十五年期、十年期及七年期公債殖利率與股價指數皆具單向因果關係，且一致顯示股價指數領先公債殖利率。(2) 由於公債殖利率日資料變動較小，故週資料顯示其與股價指數有較顯著的因果關係，且在兩變數之相互影響上也較日資料顯著。(3) 公債十五年期及七年期殖利率變動，在日資料方面可以經由前一至六期的股價指數變動預測而得，呈正向反應，十年期則可由前一至三期的股價指數變動預測而得。週資料則同時顯示十五年期、十年期及七年期公債殖利率變動皆可由前一至五期的股價指數變動預測而得，呈正向反應，其中第二期的衝擊效果最大。

而蘇珍（民 91）則以公債之殖利率作為研究對象，並探討其與短期票券利率及集中市場股價指數之關係，試圖從中獲悉其因果與互動關係，以瞭解三市場之連動效果。以 1999 年 1 月 1 日至 2001 年 10 月 31 日之日資料為研究樣本，主要利用 Granger 因果關係檢定探討變數間之因果關係；以向量自我迴歸（VAR）模型與狀態空間模型（SSM）探討三變數之互動關係，獲致以下之結論：經 Granger 因果關係檢定、VAR 模型與 SSM 之實證獲致共同之結果為，利率與殖利率間互為因果，影響方向為正向。殖利率與股價間，為殖利率對股價有負向影響。利率與股價間，利率對股價有負向影響，惟股價對利率之影響方向則無一致之結論。因此公債殖利率、利率與股價指數間確實存在互動關係。

蔡彰鎧（民 93）主要目的在分析台灣地區利率變動與股債市連動之相關性，文中透過敘述統計分析、相關係數分析、複迴歸分析以及古典最小平方法（CLS）分析，取樣自 1975 年至 2003 年間之統計資料，藉以

分析股票與債券報酬率與貨幣供給 M1b 年增率、重貼現率、工業生產指數變動率以及通貨膨脹率四大變數間之關係。得出之結論分別為 (1) 貨幣供給 M1B 年增率及工業生產指數變動率對股票報酬率具正向影響。而通貨膨脹率對股票報酬率具負向影響。至於重貼現率對股票報酬率的影響並不顯著。(2) 貨幣供給 M1B 年增率、重貼現率變動、工業生產指數變動率及通貨膨脹率對債券報酬率具負向影響，其中又以重貼現率變動對債券報酬率的解釋能力最為顯著。(3) 重貼現率變動不論呈增加或減少趨勢，對股票報酬率都不具解釋能力，通貨膨脹率對股票報酬率的影響存在不對稱性的現象。券方面，重貼現率變動對債券報酬率的影響存在不對稱性的現象，其餘變數當其變動率區分為增加或減少趨勢時，對債券報酬率都不具解釋能力。

王啟山 (民 88) 以 Granger 因果關係檢定、VAR 模型以及狀態空間模型 (SSM) 來探討利率、匯率與股價這三個重要經濟變數之間的關係，研究期間為民國 1995 年 1 月 1 日至民國 1998 年 12 月 31 日之資料，結果顯示：股價報酬率與利率變動率具有雙向關係；匯率變動率對股價報酬率具有單向的因果關係；而利率變動率和匯率變動率則不具任何因果關係。在衝擊反應分析中，就長期累積效果而言，利率變動率與匯率變動率間具有正向關係；利率變動率與股價報酬率間具有負向關係；匯率變動率與股價報酬率間具有負向關係。預測誤差變異數分解分析中，三變數都不易受到外在因素的影響，並可知變數間仍是具有關聯性的。以 SSM 來探討三變數間的互動關係，實證結果可以得知：股價報酬率深受當期匯率變動率預測值所影響；利率變動率則受落後一期的匯率變動率影響甚大，另外股價報酬率受匯率落後一期負向影響、股價落後一期正向影響、匯率當期預測值以及利率當期預測值正向影響。匯率變動率受利率

落後二期、股價落後二期以及匯率落後一期的負向影響。利率變動率受匯率落後二期、利率落後二期的正向影響，以及匯率落後一期的負向影響。

張鳳貞（民 88）企圖將利率、匯率與股價指數一併考慮，以探討三變數間之互動關係。資料期間為民國 1997 年 7 月 2 日至 1999 年 2 月 26 日之日資料，研究期間正好跨越東亞金融危機發生之際，以 MTAR、ADF 單根檢定法、共整合與向量誤差修正模型、VAR 區塊排除因果關係檢定等研究方法進行實證，得到結果如下：在長期，匯率與股價指數具有反向變動關係、利率與股價指數具有正向變動關係；在短期動態調整過程中，利率、匯率與股價指數均會向長期關係收斂，而股價指數與匯率具有雙向因果關係；利率與匯率之間具有單向因果關係；而利率與股價指數之間亦具有雙向因果關係。根據 VAR 區塊排除因果關係檢定可知，利率為最外生變數，匯率次之，股價指數為最內生變數。

洪瑞蓮（民 93）在探討不同頻率（日、週、月）資料下，股價、匯率與利率之價格行為，採用共整合檢定 因果關係檢定 恆常與短暫成分對平均數復歸等方法，進而瞭解三項金融資產價格的動態關係。實證結果發現，股價與匯率之日、週與月報酬存在短期正自我相關與長期負自我相關，而利率日報酬、週報酬與月報酬則是短期與長期均呈現負自我相關，亦表示股價、匯率與利率皆存在平均數復歸現象。探討股價、匯率與利率間的長期均衡與短期動態因果關係，實證結果發現，不論何種頻率資料，股價、匯率與利率間皆不存在長期均衡，也就是說，任一市場，無法對於其他市場進行預測；在短期動態關係部份，在日資料方面，股價與利率均對匯率具有單向因果關係；在週資料方面，股價與利率具有雙向因果關係，利率對匯率具單向因果關係；在月資料方面，股價與利

率呈雙向因果關係，匯率對利率具有單向因果關係。

陳明輝(民 93)此篇研究主要以共整合模型、誤差修正模型、Granger 因果關係來探討匯率變動對加權股價指數之關聯性影響，研究期間的區分為全期間，從 1996 年 3 月至 2004 年 3 月、政黨輪替前的子期間一，從 1996 年 3 月至 2000 年 3 月及政黨輪替後的子期間二，從 2000 年 4 月至 2004 年 3 月。經實證研究結果如下：(1) 以全期間來看匯率變動對加權股價的影響為負向關係，另外，在政黨輪替前匯率變動對加權股價指數的影響為正向關係，但在政黨輪替後轉變為負向關係。(2) 以全期間來看加權股價指數與匯率維持長期均衡關係，在政黨輪替前後也維持相同的結果，表示匯率與股價有長期均衡關係。(3) 在全期間，匯率領先加權股價指數，另外政黨輪替前匯率與加權指數從沒有領先落後關係到政黨輪替後轉變為加權指數領先匯率。(4) 在全期間，加權股價指數與匯率無因果關係，至於政黨輪替前後的影響，從政黨輪替前的加權股價對匯率有單向因果關係，至輪替後轉變為無因果關係。

殷惠縉(民 90)藉由二元 GARCH(1, 1)模型進行台灣股票、外匯兩市場間相關性之實證研究，利用台灣 1996 年 1 月 4 日至 2000 年 12 月 31 日之匯率報酬與股票報酬之日資料為全期間樣本，再以金融風暴為特定事件，進行各子期間細部分析，結果為，在同時考慮兩市場波動性之間的關係下，以全期間來進行分析，結果均顯示匯市報酬率與股市報酬率呈現雙向影響。子期間僅有金融風暴期間呈現雙向影響，在金融風暴前期及後期兩市場間報酬率變動均無明顯因果關係。另外金融風暴期間顯示股票與外匯市場波動有雙向影響效果。而全期間股市報酬率波動只單向影響匯市報酬率波動。綜合以上實證結果發現得知匯市與股市報酬變動與波動並無雙向影響關係，但特定事件之發生會使得兩市場報酬率之

變動及波動具有顯著之雙向影響關係。

林建宇(民 93)，以台灣為研究對象，探討台灣股價指數與台幣兌美元匯率間的因果關係，不同於以往文獻的做法，此篇研究將股價指數與匯率依其上升或下跌之情況加以區分，以日資料為分析頻率，採取單根檢定、共整合分析法、不對稱 Granger 因果關係檢定等計量方法來分析，經實證結果發現，在短期內，匯率貶值為股價指數之前因，而匯率升值不為股價指數之前因，但股價指數上漲卻為匯率之前因，另外股價指數下跌不為匯率之前因。在以上結論中發現存在不對稱因果關係，在經由門檻值的設定，發現股票市場大幅度上漲與下跌會使得台幣匯率產生升值與貶值，而匯率市場大幅度升值也會使得股價指數上漲，因此顯示了台灣股票市場與匯率市場的關聯性相當顯著。

2.3 台灣與其他地區之總體經濟與股市關聯性研究

曾林鈴(民 91)以台灣、香港、深圳 B 股、上海 B 股為例，探討不同貨幣時期一國股市與該交易貨幣匯率的連動關係是否有所不同。在探討貨幣連動性方面，本文使用相關係數、單根檢定、共整合檢定、Granger 因果檢定、誤差修正模型等統計方法；在探討最適投資組合則使用相關係數及波動性分析。實證結果顯示不同貨幣時期股價與匯率連動性所呈現的不同結果，在台灣及香港股市中，為政策執行下的產物，顯示在兩市場中股價與匯率的關係摻雜多項政策因素。而深、滬 B 股受到美元匯率的影響較小，因而不同時期下股價與匯率的關係較不具意義。

何彥慶(民 90)探討九零年前後，臺灣加權股價指數與美國道瓊工業指數、日本股價指數的聯動關係之研究，研究期間為台灣股價指數崩盤前後(1990 年 2 月 12 日跌至 2560 點 1990 年 10 月 1 日)，與國外股票

市場的連動關係。其使用之計量方法為共整合檢定、Granger Causality Test、誤差修正模式、Chow Test。實證結果：在台灣股市崩盤前後，和日本股價指數、道瓊工業指數的結構產生重大的影響，而產生顯著的改變；股價指數的資料，呈現同階定態，合於共整合測試對時間數列的條件；台灣股價指數和美國道瓊工業指數、日本股價指數具有相當程度的緊密互動；台灣股市崩盤前後，和美國道瓊工業指數、日本股票指數大致上來說符合同步變動。

黃紀風（民 87）本文以台灣、香港、日本和美國為研究對象，針對此四國股市在 1996 年 1 月 1 日至 1998 年 12 月 31 日為樣本期間，探討各國股市間共整合與動態關聯性之實證研究。本文採用 EGARCH 模型進行實證研究，茲將本文結論陳述如下：對上述國家之股票市場進行共整合分析，結果皆顯示這些股市不存在共整合現象，表示一國股價無法由其他國家股價來預測。各國股市皆受美國股市收盤表現的影響，但香港股市對美國股市也有某一程度的影響，證實了國際股市受亞洲金融風暴的影響使得互動性增加。香港股市在亞洲股市中，地位日益重要，在本研究中發現其對亞洲股市的影響力最大，取代了日本的地位。各國股市皆受美國股市非預期波動衝擊的影響。在亞洲股市中，一國股市非預期的波動衝擊除了香港股市會受他國股市波動性干擾外，其餘股市皆不會彼此影響。

呂友正（民 91）針對台灣、日本、美國、香港和中國大陸股票市場股價指數報酬率與波動性之外溢效果作一探討與釋析以了解彼此間的互動關係，本文建構 VSGARCH-VEC 模型，研究取樣期間為 1997 年 1 月 1 日至 2001 年 12 月 31 日，實證結果如下：台灣、美國、日本、香港和中國大陸股價指數存在共整合關係。資本市場規模愈小的國家（台灣、香

港、中國大陸)，愈易受到本身前期的影響，反之，資本市場愈大的國家（美國、日本）則愈不易受到本身前期的影響。台灣與香港股價報酬率皆受美國影響，香港與美國之股票市場具有不對稱性。台灣、香港和中國大陸股市間相關程度高，其中以台灣與香港之相關程度最高。台灣、日本、香港和中國大陸皆受美國落遲一期或二期股價報酬率之影響，即美國對四個國家股票市場具有領先的效果

紀嘉政（民 88）是在探討台灣股市與美國、日本及香港股市間股票報酬之共移性現象。應用 Engle and Kroner（1995）所提出的一般正定多變量 GARCH 模型，並獲致下列的結論：利用共變異數之定態分析得知，台灣股市與美國、日本及香港股市間不論長期或短期彼此間都有相關性。用多變量 GARCH 模型估計條件相關係數之實證結果，不但印證各國股市間相關性非固定不變的現象。在「俄羅斯效應」導致美國股市在 1998 年 8 月 31 日星期一崩盤的事件分析中，三個組合在訊息衝擊後的條件相關係數都大幅提高，而且美國與台灣與香港與台灣這兩組約耗費三至五天之後才回復到正常的水準。但日本與台灣這一組只花了二天就回復到原先的水準。

黃馨慧（民 92）利用 VEC-TGARCH 模型，以美國、日本、台灣、韓國與新加坡五國為實證研究對象，研究取樣期間為 1991 年 1 月 1 日至 2003 年 2 月 28 日，實證結果如下：以 Johansen 共整合檢定法對五國進行檢定，發現結果顯示此五國存在共整合現象，產生長期均衡關係。台灣、日本、新加坡、韓國與美國股價報酬率呈現 ARCH 效果與不對稱性效果，顯示各國股票市場股價報酬率皆存在波動群聚之現象，且股市好壞消息對股市波動之影響不一致，即表示資訊外溢為不對稱效果。針對各國股價報酬率條件平均方程式外溢效果之影響情形存在兩國家交互影

響之組合為日本與台灣、韓國與新加坡、美國與韓國、美國與新加坡。

施展玉（民 93）以 FIEC-GARCH 模式探討美國、日本、香港與台灣的股價動態關聯性，主要發現，FIEC-GARCH 模式顯示台灣、美國、日本、香港股市的連動與交互影響具有緩長記憶效果。相對於整數共整合的估計係數大致都不顯著，需以能夠反應緩長記憶的部分差分模式來解釋股市的長期趨勢。

蘇啟仁（民 93）透過建立多變量 VEC GJR GARCH-M 模型以進行台灣、美國股價與其總體經濟變數間關連性、波動性、不對稱現象、風險溢酬效果與跨國外溢效果之實證研究。研究變數於台灣方面分別選取台灣加權股價指數、CPI、M1b 與美元兌新台幣匯率以進行實證分析；美國方面則選取 NASDAQ 股價指數、CPI、M1 與美元指數作為主要研究變數，研究期間為 1984 年 10 月至 2003 年 10 月之月資料。共整合分析法可得知台灣、美國之股價與其總體經濟變數間各存在一組共整合向量。利用對角化形式之四變量 VEC GJR GARCH-M 模型進行實證研究實可發現台灣、美國個別股價及其總體經濟變數間皆具有一階或二階動差的因果關係，於一階動差中股價會受到總體經濟變數之影響，但在衡量波動性的二階動差中，股價波動卻能有效捕捉總體經濟變數之波動性。並可發現台灣、美國個別股價皆具有顯著之風險溢酬效果、波動叢聚現象與波動不對稱性，但上述現象於台灣與美國之物價、貨幣供給、匯率中則不易尋獲。此研究嘗試以外生變數的處理方式分別將台灣、美國股價及其總體經濟變數交叉代入角化形式之四變量 VEC GJR GARCH-M 模型中，結果顯示美國之股價與其總體經濟變數均對台股產生顯著影響，且美股波動能有效預測台股波動，但台灣股價與其總體經濟變數卻無法對美股及其總體經濟變數產生任何影響。

洪之良（民 90）欲探討台灣及美國之股價和總體經濟變數間的關聯性，以提出有利於預測股價的判定指標。採用的樣本期間為 1981 年 1 月至 2000 年 10 月，使用向量自我迴歸模型（VAR）之 Granger 因果關係檢定和誤差修正模型（ECM）來檢測台美股價與總體經濟變數之間的關聯性。獲得結果為，台灣股票市場—利率和貨幣供給為股價的先行指標，可以直接使用利率和貨幣供給的歷史資料，來預測股價走勢；再者，利用利率和貨幣供給當做中介變數，工業生產指數和消費者指數也可以為股價之判定標準。美國股票市場—物價指數與工業生產指數為股價的先行指標，利用物價指數和工業生產指數的歷史資料，得以用於預測美國股價的走勢。此外，美國股票市場比台灣股票市場較能反應總體經濟變數的狀態。

蔡明修（民 91）以美國與日本、台灣、南韓及新加坡四個亞洲國家為樣本，研究期間為 1990 年 1 月至 2001 年 10 月，探討亞太地區股價波動性與總體經濟因素之間的關係。運用向量自我迴歸模型、GARCH 模型等計量方法進行分析。美國、日本、台灣及南韓的股價波動，樣本期間顯著受到通貨膨脹率波動性及貨幣供給成長率波動性的影響，工業生產指數成長率波動性對台灣股價波動亦是影響因素之一；而南韓股價波動則是受到所有總體經濟因素的影響，新加坡受到匯率變動率波動性的影響。在各國股市互動關係裡，美國道瓊股價報酬率的波動性領先日本、台灣、南韓及新加坡，於亞洲各國方面，日本、台灣及南韓的股價報酬波動性皆領先新加坡。日本股價報酬波動性對南韓有領先關係，南韓股價報酬波動性對台灣亦有領先關係，三國的相互關係不是很顯著。在衝擊反應分析下，日本、台灣、南韓及新加坡在長期或當期的衝擊反應下，美國對亞洲四國股市報酬率波動的衝擊皆相當明顯；在亞洲各國之中，

南韓對日本及台灣當期的衝擊相當明顯，而日本長期下，均對台灣、南韓及新加坡有顯著的衝擊，證明日本在亞洲國家中是居於領先地位的。

段光齡（民 89）在對美國、日本與亞洲四小龍之股市相關分析中，使用 1994 年 9 月 23 日至 2000 年 3 月 31 日之日資料，採 Granger 因果及 Johansen 共整合分析法，結果顯示美國於金融風暴之前影響日本、南韓，風暴後與亞洲各國有更為顯著的互動關係。亞洲四小龍當中僅台灣在金融風暴後受日本之影響較為顯著。此外，台灣在六國股市當中以領先與落後關係而言，台灣在金融風暴前僅受到新加坡顯著影響，風暴後開始受到所有樣本國家所牽動。而亞洲四小龍之間股價的領先與落後關係上，南韓股市在金融風暴後與新加坡、香港產生較為顯著之互動關係；而香港始終維持主導新加坡股市之角色。另外，金融風暴的發生使得香港與美國股市之間的長期互動關係不再顯著，而南韓與新加坡開始產生穩定的長期關係，而且金融風暴使得六國股市短期間的互動情形更為顯著。

徐清俊、陳彥豪（民 93）針對台灣、日本、英國及美國的公債市場，運用共整合、向量誤差修正模型、Granger 因果關係及衝擊反應函數和預測誤差變異數分解等方法，來探討這四國十年期公債殖利率的關聯性。其結果發現，除了台灣與美國外，其他國家市場間皆有長期共整合的趨勢。以 ECM 模型分析得知，台灣主要受到本國前兩期的影響，而日本及英國當期殖利率變動，除了受自己本身前期影響外，也會受到其他三國的影響，另外由美國影響來看，除了對台灣沒有顯著影響，對於其他各國有明顯之影響存在。各國殖利率變動一單位標準差的衝擊反應，以對本國當期衝擊最大，然後逐漸收斂，且各市場間有同向（正向）變動之趨勢。預測變異數分解中，美國領先英國領先日本領先台灣。

由以上文獻可知，過去學者在研究有關總體經濟與股票市場之關聯性時，過去的學者在研究當中，不論研究地區為多國或僅以台灣為研究對象，大部份都會採用兩種以上之總體經濟變數（如匯率、通貨膨脹、工業生產、貨幣供給、國民生產毛額、消費者物價指數、失業率及成交量…等）對股票市場進行分析，並且在利率對股價變動的影響時，亦與其他市場因素一併探討，鮮少有學者僅僅只針對利率與股價之間的關係來做研究，因此本研究的主題為利率與股價之關聯性分析。

第三章 研究方法

3.1 Chow 檢定

Chow 結構轉變點 (breakpoint) 檢定乃是檢定樣本中的子樣本 (sub-sample) 之間，是否有不一樣的性質。若樣本期間的結構已經改變，但忽略性質不一的結構，可能扭曲研究結果，故本文選擇Chow轉變點檢定來篩選研究的樣本期間。

假設某一資料產生過程DGP (data generating process) 為AR(p)的時間數列變數 y_{1t} 共有 T 個樣本，而 y_{1t} 的DGP在時間點 k 時有結構轉變發生，也就是 y_{1t} 的DGP從樣本1到 $k-1$ 和從樣本 k 到 T 的DGP是不相同的，以數學表示會更清楚：

$$y_{1t} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i}, \text{ 當 } t=1,2,\dots,k-1 \quad (1)$$

$$y_{1t} = a'_0 + \sum_{i=1}^p a'_i y_{t-i}, \text{ 當 } t=k,k+1,k+2,\dots,T \quad (2)$$

換言之，對 $i=0,1,\dots,p$ 而言， $a_i \neq a'_i$ ，因此虛無假設可寫成

$$H_0: a_i = a'_i, i=0,1,\dots,p \quad (3)$$

其在虛無假設 (即所有樣本DGP都相同) 成立下的模型 (null model) 可寫成：

$$y_{1t} = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i}, \text{ 當 } t=1,2,\dots,k,\dots,T \quad (4)$$

如果在估計之前，事先就得知結構轉變點的位置「可能」是發生在 k 的位置，就可以利用Chow轉變點檢定來做是否有結構轉變的檢定。其檢定步驟如下：

1、以全部樣本估計DGP (例如用(4)式，即 $y_{1t} = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i}$ 估計)，令其殘差平方和為 SSR_R 。

2、已知轉變點為 k 的前提下，將樣本分成 $1,2,\dots,k-1$ 和 $k,k+1,\dots,T$ 兩個子樣本，再分別估計其DGP，並分別將子樣本的迴歸殘差平方和令其為 SSR_1 和 SSR_2 。

也就是例如將子樣本分別以(1)和(2)兩式來估計，並令這兩式的迴歸殘差平方和分別為 SSR_1 和 SSR_2 。

3、計算Chow轉變點檢定的 F 統計量，並以自由度 $(p+1, T-2p-2)$ 的 F 分配進行檢定。

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_1 - SSR_2)/(p+1)}{(SSR_1 + SSR_2)/(T-2(p+1))} \sim F_{(p+1, T-2p-2)} \quad (5)$$

其中 $p+1$ 為包含截距項的自變數個數，若迴歸不含截距項，則上式的 $p+1$ 就用 p 來取代即可。

3.2 ARIMA

ARMA是由兩種DGP，即AR和MA結合而成。所謂AR（auto regressive）模式主要是指變數（ y_t ）除了受誤差項（ e_t ）影響之外，還受變數前期（ y_{t-1} 、 y_{t-2} 、 y_{t-3} 、...）所影響。AR(p)的一般化模型可以下式表示：

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + e_t \quad (6)$$

其中 a_0 表示常數的截距項， p 代表落後期數（lag）， a_i 代表 y_{t-i} 的係數， e_t 是白噪音。

而MA（moving average）模式是指變數（ y_t ）與變數前期的誤差項

(e_{t-1} 、 e_{t-2} 、 e_{t-3} 、...) 有一定的關係。而所謂的MA(q)的一般化模型可寫成：

$$y_t = a_0 + e_t + \sum_{i=1}^q b_i e_{t-i} \quad (7)$$

其中 a_0 表示常數的截距項， q 代表落後期數， b_i 代表 e_{t-i} 的係數， e_t 是白噪音。

若有一資料，ARMA(p,q)無法配適時，可利用取差分 (take difference) 的方式，進行配適，此法稱為ARIMA (autoregressive integrated moving average)。若取 d 次差分後，可用ARMA(p,q)配適的話，則可稱此模型為ARIMA(p,d,q)。

3.2.1 單根檢定

若一簡單的AR(1)數列 (不管截距項和白噪音項)：

$$y_t = a_1 y_{t-1} \quad (8)$$

而數列 y_t 的特徵方程式有單根，則該數列就不符合定態的統計定義。因此，特性根是否有單根就可以用來當做一個時間序列變數是否為定態或非定態變數的判斷準則。若一個變數是①定態，則其「所有的特性根必需在單位圓內」；②非定態，則其「所有的特性根將落在單位圓上或單位圓外」。

統計上檢定數列是否有單根的檢定方法常見的有以下兩種。

1、DF 單根檢定

Dickey與Fuller (1979) 考慮一時間數列 (Y_t) 是否存有單根現象，其檢定模型依其是考慮到截距項 (drift term) 和一個線性時間趨勢 (linear

time trend) 等三個基本的檢定模型，若用於一階自我相關迴歸模型 <AR(1)> 此三個迴歸式分別如下：

Model1：純粹隨機漫步模型，無截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + e_t \quad (9)$$

Model2：包含截距項 (a_0) 但無時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma_\mu y_{t-1} + e_t \quad (10)$$

Model3：包含截距項 (a_0) 及時間趨勢項 (t)

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma_\tau y_{t-1} + bt + e_t \quad (11)$$

其中 a_0 為截距項 (intercept 或 drift term)， t 為時間趨勢變數，假設 $e_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。上述三種檢定模型的檢定假說為：

虛無假設(H_0)：有單根現象； $\gamma = 0$ 、 $\gamma_\mu = 0$ 或 $\gamma_\tau = 0$

對立假設(H_1)：無單根現象； $\gamma < 0$ 、 $\gamma_\mu < 0$ 或 $\gamma_\tau < 0$

若檢定結果無法拒絕虛無假設 (do not reject H_0) 時，則可判斷該時間數列資料 (y_t) 有單根現象。檢定結果若為接受虛無假設 (H_0)，則代表數列存有單根，需進行差分處理，然後再將差分過之數列重複上述檢定，直到 γ 統計值顯著異於零，通過單根檢定成為定態數列為止。

2、ADF 單根檢定

前面介紹的 DF 檢定，是用最小平方法 (OLS) 來進行，因此迴歸估計後的殘差項是否符白噪音的性質，當然會影響到估計出來的迴歸係數的性質。特別是當非定態變數之 DGP 不一定是像 AR(1) 的模式時，原先的 DF 檢定就可能會有問題，所以 Dickey 與 Fuller 而將 DF 檢定法之三個檢定模型重置加入應變數 (y_t) 之落後期 (lagged term)，即考慮了變數 (Δy_t) 之自我相關的問題來對時間數列資料 (y_t) 進行單根檢定。其檢定模型為：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (12)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (13)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (14)$$

上式中 $\gamma = -\left(1 - \sum_{i=1}^p a_i\right)$ ，而 $\beta_i = -\sum_{j=1}^p a_j$ 。(12)(13)(14)式的方程式所表示

的，正是所謂的「擴充的 DF 檢定」(augumerted Dickey-Fuller test，簡稱 ADF 檢定)。

3.2.2 落後期數之選取

在時間數列的實證研究中，運用判定係數或調整判定係數來當做模型配適度指標的情形並不多見。比較為大家所常用的，反而是利用 AIC (Akaike information criterion) 或是 SBC (Schwartz Bayesian information criterion，也被稱為 SBIC 或 SC) 準則。本研究亦將利用 AIC 準則求出最適的落後期數。

其中，AIC 和 SBC 的計算式分別是：

$$AIC = T \ln(SSE) + 2k \quad (15)$$

$$SBC = T \ln(SSE) + k \ln(T) \quad (16)$$

其中 T 是樣本總數， $\ln(SSE)$ 是 SSE (殘差平方和) 取自然對數， $\ln(T)$ 是樣本總數取自然對數， k 是待估參數總數。

由於 $SST = SSR + SSE$ ，SSR「愈大」代表模型樣本資料的解釋能力愈好，在 SST 固定的情況下，即表示 SSE「愈小」代表模型樣本資料的解

釋能力愈好。因此，AIC 和 SBC 所計算出來的值愈小，則代表模型的配適度愈佳。

3.2.3 白噪音檢定

白噪音 (white noise) 就是滿足一些「特定的統計定義」的時間數列「隨機變數」。換言之，如果有一個時間數列變數 (e_t) 符合下列三個條件，則稱此數列 e_t ，符合白噪音的過程：

- (1) 期望值為 u ，即 $E(e_t) = u$ ， $\forall t$ 。
- (2) 變異數一致且相同，即 $Var(e_t) = \sigma^2$ ， $\forall t$ 。
- (3) 自我共變異數 (autocovariance) 為零，即 $Cov(e_{t-j}, e_{t-k-j}) = 0$ ， $\forall j, k, j \neq k$ 。

若一DGP符合白噪音過程，則在均齊變異的情況下， e_t 數列應無自我相關情形，統計上常以Ljung-Box (1978) 的 Q 統計量來檢定一數列是否符合白噪音過程。而 Q 統計量的一般式如下：

$$Q = T(T+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\tau}_k^2}{T-k} \sim \chi_m^2 \quad (17)$$

其中 T ：樣本個數， m ：落後期數， $\hat{\tau}_k$ ：第 t 期資料與第 $t-k$ 期的自我相關係數的估計值，檢定結果若接受虛無假設 $H_0: \tau_1 = 0, \tau_2 = 0, \dots, \tau_k = 0$ ，即表示數列無自我相關存在，反之，則存在自我相關，即不符合白噪音過程。

3.3 向量自我迴歸

多變數時間數列模型以線性迴歸來表示時，其實隱含著變數之間存在著因果關係之假設，也就是說其實假設迴歸方程式的因變數是受到自變數的影響，而自變數並不會受到因變數的影響。因變數我們將之稱為「內生變數」(endogenous variable)，而自變數則是「外生變數」(exogenous variable)。然而由於經濟體系的微妙運作，使得有時候無法確定某些變數是不是因變數或自變數。

像變數間存在錯綜複雜的關係時，在實證上經常採用所謂的「結構系統方程式」(structural system equations)的方法來估計。有鑑於此Sims (1980)提出向量自我迴歸模型(vector autoregression; VAR)以解決結構模型的認定問題，VAR可以視為是結構系統方程式的縮減式。

這種方式將所有的變數均以內生變數來處理，可以克服內生外生變數認定的質疑，不過值得注意的是，VAR主要的目的在於預測任一變數變動對所有變數的影響。

3.3.1 向量自我迴歸基本模型

所謂的VAR是一組由多變數、多條迴歸方程式所組成，這些在每一條方程式中，因變數皆以因變數自身的落後期，加上其他變數落後期來表示。 m 個變數間，VAR(p)的一般化模型，可表示如下：

$$Y_t = d + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$(p \times 1) \quad (p \times 1) \quad (p \times p) \quad (p \times 1) \quad (p \times 1)$

3.4 共整合檢定及誤差修正模型

3.4.1 共整合概念

Granger and Newbold (1974) 指出若迴歸式的自變數為非定態，以傳統OLS方法進行迴歸分析，將產生「假性迴歸」(spurious regression) 關係，即在用迴歸方式來估計變數之間的因果關係，而所謂假性迴歸，簡單地說，就是在用迴歸方法檢定或估計實證模型的時候，如果所採用的時間數列不是定態，則迴歸的結果，很有可能使原本毫無「因果關係」的變數之間，卻出現「假性迴歸」的因果關係，也就是出現迴歸係數顯著異於零，且 R^2 也很高的情況。

後來，Engle and Granger (1987) 提出共整合(cointegration)的理論，他們發現非定態變數之間的迴歸關係，如果出現共整合現象，則這樣的迴歸關係仍有經濟意義，其共整合的定義，為一組非定態時間數列變數的線性組合若變成定態時，則稱這些變數有「共整合」現象。

共整合常被詮釋為「經濟變數間具有長期均衡關係」的現象。換句話說，非定態變數具有共整合關係時，隱含了這些變數，就長期而言是具有往「均衡方向調整」的特性，亦即在短期時，變數間可能存在偏離的現象，但是這種短期偏離長期均衡的現象，應該會逐漸縮小。

3.4.2 共整合之檢定

1、Johansen最大概似比檢定

Johansen (1988,1991) 運用多變量的架構來探討共整合檢定，並假設一個多變數長、短期動態行為VAR (vector autoregression) 體系，利用模型中的迴歸係數矩陣的秩(rank) 決定共整合關係；Johansen並利用係數矩陣的特徵值(eigenvalues) 建立LR統計值(χ^2 分配)，檢定共整合

向量及從事模型線性限制的統計推論。

檢定任 n 個整合變數是否具有共整合關係，而且還可以檢定有幾組共整合向量。例如， $X_t = [x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}]$ ，若各變數均與落後一期之變數有關，則可表示為

$$X_t = AX_{t-1} + e_t \quad (19)$$

此式改寫成

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + e_t \quad (20)$$

由此求得 n 個特性根，將特性根依大小順序排列成 $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ ，所以如果這 n 個非定態變數都是獨立的變數，則 $rank(\Pi) = 0$ ，同時 $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = 0$ ，因此自然對數 $\ln(1 - \lambda_i) = \ln(1) = 0$ ， $\forall i$ ；而 $rank(\Pi) = 1$ 時， $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_n = 0$ ；若 $rank(\Pi) = 2$ 時， $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 \neq 0$ ，但 $\lambda_3 = \lambda_4 = \dots = \lambda_n = 0$ 。

2、共整合向量與其個數的檢定

Johansen 共整合分析法中，判定共整合向量的個數可由 Π 的秩來作判斷，檢定向量的秩即檢定該向量有多少個非零的特徵根（Characteristic Roots）。因此可以運用以下兩種統計量來進行共整合檢定：（其中 T 代表樣本總數， $\hat{\lambda}_i$ 是第 i 個特性根的估計值，而 $r = rank(\Pi)$ ）

(1) 軌跡檢定

H_0 ：最多有 r 個共整合向量（ $rank \leq r$ ）

H_1 ：最少有 $r+1$ 個共整合向量（ $rank > r$ ）

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (21)$$

其原理是在於，如果沒有任何共整合向量存在，則 $r = 0$ ，隱含 $\lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = 0$ ，這將使 $\lambda_{trace} = 0$ ；而如果有 r 組共整合向量存在，則 $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 \neq 0$ ，...， $\lambda_r \neq 0$ ，但是 $\lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0$ ，所以

$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ 的值將會接近0。

(2) 最大特性根檢定

H_0 : 最多有 r 個共整合向量 ($rank \leq r$)

H_1 : 最少有 $r+1$ 個共整合向量 ($rank > r$)

$$\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (22)$$

同理，若有 r 組共整合向量存在， $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 \neq 0$ ，...， $\lambda_r \neq 0$ ，但是 $\lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0$ ，所以 $\lambda_{\max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$ 的值將會接近0。

3.4.3 誤差修正模型

在3.4.1節裡提到，當經濟變數間具共整合關係時，它們之間有長期均衡關係，但在短期時，變數間可能存在偏離的現象，Banerjee et al., (1993) 發展出一誤差修正機能ECM (error correction mechanism)，可了解短期失衡往長期均衡修正的程度。這正是Granger所提出之「Granger表現定理」(Granger representation theorem)之涵意，因為「Granger表現定理」係指對一組具共整合關係的I(1)變數而言，可以轉換成以誤差修正模型的方式來呈現。其ECM模式如下：

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \alpha(y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + e_t \quad (23)$$

其中， $y_{t-1} - \gamma x_{t-1}$ 為誤差修項；

γ 為 x (自變數) 與 y (因變數) 間長期關係；

β_1 為描述 x 變動與 y 變動的短期關係；

α 為描述誤項調至均衡的速度。

當 $\alpha > 1$ 時，表示其誤差修正模式會快速修正至均衡，即消除偏離之誤差所作的調整相當的強烈。當 $\alpha \leq 0$ 時，表示消除偏離之誤差所作的調整則非常的薄弱。

3.5 Granger 因果關係分析模型

3.5.1 定義

若過資料數列能通過之定態檢定，即可利用Granger 因果檢定以進一步探討兩兩變數間均衡關係的大小、方向及可能的影響途徑。

Granger於1969年對因果關係的定義建立於變數預測的角度，其係用預測值與實際值的差異大小當作判定的準則，亦即以預測誤差變異數的大小來衡量。假定有 X 、 Y 兩個變數，當我們對 X 做預測時，除了利用 X 過去的數值尋找有關的資訊外，此時若加入了另一個相關變數 Y 過去的數值，將使得對 X 的預測更準確，也就是降低了原來的預測誤差，此一現象稱之為 Y 是 X 的因（ Y causes X ），反之亦然。若是上述兩種情形同時存在時，則表示 X 和 Y 之間具有回饋（feedback）關係。

Granger（1969）由預測能力的角度，定義兩變數間的因果關係。首先，考慮兩數列 X_t 、 Y_t 為雙變量線性隨機過程（bivariate linear stochastic process）所產生之恆定數列，並做如下假設：

X' ：包含 X 所有過去值

\bar{X}' ：包含 X 當期與所有過去值

Y' ：包含 Y 所有過去值

\bar{Y}' ：包含 Y 當期與所有過去值

$A' = \{X' \cup Y'\}$ ：包含 X 與 Y 所有過去值

$\bar{A}' = \{\bar{X}' \cup \bar{Y}'\}$ ：包含 X 與 Y 當期與所有過去值

$\sigma^2 = (X_t | A')$ 在情報集合 A' 下，對 X_t 的最佳線性預測均方誤（the mean square error of optimal linear predictor）

Granger 因果關係可表示如下：

$$1、\sigma^2(X_t|X^t, Y^t) < \sigma^2(X_t|X^t)$$

表示加入 Y 過去之訊息有助於 X 之預測，稱為 Y 影響（cause） X 。

$$2、\sigma^2(X_t|X^t, \bar{Y}^t) < \sigma^2(X_t|X^t, Y^t)$$

表示加入 Y 之當期值有助於 X 之預測，稱 Y 瞬間影響（instantaneous causality） X 。

$$3、\sigma^2(X_t|X^t, Y^t) < \sigma^2(X_t|X^t) \text{ 且 } \sigma^2(Y_t|X^t, Y^t) < \sigma^2(Y_t|Y^t)$$

表示 X 與 Y 具有回饋關係（feedback），即 X 影響 Y ， Y 也影響 X 。

$$4、\sigma^2(X_t|X^t, \bar{Y}^t) = \sigma^2(X_t|X^t, Y^t) = \sigma^2(X_t|X^t)$$

$$\text{且 } \sigma^2(Y_t|\bar{X}^t, Y^t) = \sigma^2(Y_t|X^t, Y^t) = \sigma^2(Y_t|Y^t)$$

表示 X 與 Y 為獨立關係（independence）。

由上述因果關係之定義內容得知，Granger是以時間的先後及加入被預測變數以外的資料是否提升預測能力來區別因果關係。

3.5.2 檢定方法

Granger（1969）年的文章中除了對因果關係下定義外，並同時提出檢定此因果關係的方法，茲以一簡單模型說明之。

假設 X_t 、 Y_t 為二時間數列：

$$X_t = \sum_{j=1}^n a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (24)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^n c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^n d_j X_{t-j} + \mu_t \quad (25)$$

ε_t 、 μ_t 為二個不相關的白噪音（white noise）， n 值表示模型所選擇之落後階數。在(24)式中，若 $\sum_{j=1}^n |b_j| \neq 0$ ，則可認定 Y 影響 X 。在(25)式中亦

相同，若 $\sum_{j=1}^n |d_j| \neq 0$ ，則可認定 X 影響 Y 。若兩種狀況同時成立，則 X_t 、 Y_t 有回饋關係存在。反之，若 $\sum_{j=1}^n |b_j| = 0$ ，則表示 Y 不影響 X ，餘類推。此檢定一般使用 F 統計量進行檢定之。 X 是否影響 Y 及 Y 是否影響 X 之假設檢定式如下：

$$H_0 : b_1 = b_2 = b_3 = \dots = b_n = 0 \quad \text{即二者互無影響}$$

$$d_1 = d_2 = d_3 = \dots = d_n = 0$$

$$H_1 : \sum_{j=1}^n |b_j| \neq 0 ; \sum_{j=1}^n d_j \neq 0 \quad \text{即二者互有影響}$$

因果關係檢定上 Granger (1969) 及 Sims (1972) 皆透過 F 檢定，以檢定單一迴歸方程式中落後項係數是否顯著異於零。

3.6 衝擊性反應分析

VAR模型之變異數分解 (decomposition) 與衝擊性反應 (impulse response function) 分析可用來解釋各變數受其他變數的影響，以及受其他變數衝擊之動態反應情形，二者是VAR模型用來分析變數間互動的主要工具。

VAR模型的主要目的是預測某一個變數的改變對整個VAR系統中所有變數的影響，這樣的影響可以所謂的「衝擊反應函數」(impulse response function) 來呈現。以下就來介紹衝擊反應函數。

為便於直接觀察變數間的互動關係，Sims建議藉由Wold Decomposition的分解定理將式(18)轉化成向量移動平均 (vector moving Average; VMA) 的表示方法，使每一變數由模型內所有變數的當期及落後項各期的隨機干擾項表示，轉換過程如下：

$$\begin{aligned}
Y_t &= \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \\
Y_t - \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} &= \alpha + \varepsilon_t \\
(1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m) Y_t &= \alpha + \varepsilon_t \\
Y_t &= (1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \alpha + (1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_m L^m)^{-1} \varepsilon_t \\
Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} A_i \varepsilon_{t-i} \tag{26}
\end{aligned}$$

(26)式乃經由Wold Decomposition分解定理轉換之向量移動平均形態，也就是每一個變數皆可以表示成模型內變數當期和落後期隨機衝擊項的線性組合。

若(26)式中之隨機衝擊項當期無關（contemporaneously uncorrelated），則可以得出唯一的預測誤差變異數分解，由其百分比的大小來判定變數間的關係。遺憾的是我們無法保證隨機衝擊項為當期無關，若未去除隨機衝擊項之間的相關，所得的結果將不足以採信。

傳統VAR採Cholesky分解法之正交化轉化過程（orthogonalizing innovation）去除當期相關，亦即將自互變異數矩陣中 Σ 予與對角化（diagonalized），其方法為選擇一個下三角型矩陣（lower triangular matrix）C，而C為非奇異矩陣（nonsingular matrix），使式(26)轉變如下：

$$\begin{aligned}
Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} A_i C C^{-1} \varepsilon_{t-i} \\
\text{令 } D_i &= A_i C, \quad U_{t-i} = C^{-1} \varepsilon_{t-i} \\
Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} D_i U_{t-i} \tag{27}
\end{aligned}$$

經過此一正交化轉換過程，便可得到對角化的共變異數矩陣：

$$E(U_t U_t') = (C^{-1} \varepsilon_t \varepsilon_t' C^{-1}) = C^{-1} \Sigma C^{-1}$$

式(27)為VAR模型之向量自我迴歸移動平均表示法， U_{t-i} 為序列無相關（serially uncorrelated）及當期無關之干擾項，因此每個變數皆能表示成隨機衝擊項的函數。在 t 期變數 j 的隨機衝擊下，對變數 Y_{t+k} 的第 i 個元素所造成的反應，為矩陣 D 第 (i, j) 個元素值。而 $K=1,2,3,\dots$ 的所有元素值的集合，為衝擊反應函數（impulse response function；IRF）。藉由此一函數，可以觀察到我們所關心的變數受到其他變數自發性的衝擊時，隨時間所呈現的反應大小、變化及其反應型態是持續性（persistent）或跳動性（volatility）、長期或短期、正向或負向。模型內變數間動態交互影響程度即可獲得了解。

3.7 變異數分解分析

其中變異數分解也稱為「預測誤差之變異分解」它是用來計算某一個變數的「預測誤差變異」，有多少比例是由其他變數之預測差變異所貢獻。其相關的理論如下：一個數列 Y_t 的 n 階預測誤差之變異數向量：

$$Y_t - E_{t-n}(Y_t) = \sum_{i=0}^{\infty} D_i U_{t-i} - E_{t-n} \left[\sum_{i=0}^{\infty} D_i U_{t-i} \right]$$

可改寫成

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} D_i U_{t-i} \quad (28)$$

其中， $E_{t-n}(Y_t) = E(Y_t | Y_{t-n}, Y_{t-n-1}, Y_{t-n-2}, \dots)$ ，表示在 $t-n$ 期時，利用所有已知訊息對 Y_t 做預測，所得到的預測值。(28)式也顯示了利用所有已知的資訊對 t 期預測，所產生的誤差。其預測誤差共變數矩陣 $\sum(n)$ 如下：

$$\sum(n) = E(Y_t - E_{t-i}(Y_t))(Y_t - E_{t-i}(Y_t)) = \sum_{i=0}^n D_i \sum_d D_i \quad (29)$$

每一變數的變異數矩陣皆可表示成所有變數的變異數加權總和。以

(29)式而言，即是每一期對角線的數值，而該數值大小取決於 D_i 上的元素。因此，我們可以透過 D_i 值對各變數之預測誤差變異數分解的百分比大小來判斷經濟變數間的關聯。

若 $U(i, n)$ 為第 i 個變數的 n 階預測誤差變異數，模型有 p 個變數，其中由 j 個變數所造成的部份為 $U(i, n, j)$ ，則其關係式：

$$U(i, n, j) = D_0^2(i, j) + D_1^2(i, j) + \cdots + D_{n-1}^2(i, j) \quad (30)$$

$$U(i, n) = \sum_{j=1}^p U(i, n, j) \quad (31)$$

由上二式可求得預測誤差變異數分解百分比為 $\frac{U(i, n, j)}{U(i, n)}$ 。藉由分解內生變數來自本身或其他變數比重，來判斷各變數之內生性或外生性。

事實上，VAR模式並非毫無缺點，模型中若變數過多，容易產生過度配適（over-fitting）及過度參數化（over-parameterization）的問題。若經濟變數彼此間的相關程很大，很可能造成共線性（multi-collinearity）的問題，而影響估計結果。雖然VAR模型發展至今仍有稍許爭議，但其優點亦不容我們忽視，故本文將採用此模型為實證統計模型的設定方法。

第四章 實證結果

在本章裡，將依研究架構，以第三章所提之研究方法針對台灣加權股價指數、台灣重貼現率、台灣隔夜拆款利率、美國紐約道瓊工業指數及美國重貼現率進行以下的實證分析。

4.1 資料來源

4.1.1 資料來源

本研究以台灣與美國為樣本，並以台灣加權股價指數、台灣重貼現率 (discount rate; DR)、台灣隔夜拆款利率 (interbank offered rate; IOR)、美國紐約道瓊工業指數及美國重貼現率等五個變數做為研究的對象，探討五者間的互動關係。其中台灣加權股價指數、美國紐約道瓊工業指數、台灣重貼現率、台灣隔夜拆款利率及美國重貼現率皆是以月資料為研究樣本。股價之資料取自「台灣經濟新報資料庫系統 (TEJ)」，台灣股價指數為該資料庫中的台灣加權股價指數月底值，美國股價指數則為該資料庫的紐約道瓊工業指數。利率資料由「AREMOS 經濟統計資料庫」中取得，台灣重貼現率為該資料庫中的重貼現率月資料，台灣隔夜拆款利率為該資料庫中的隔夜拆款利率之加權平均月資料，而美國重貼現率則為該資料庫的美國重貼現率的月底值。而利率的種類繁多，本研究在選擇利率值時，考慮重貼現率、隔夜拆款利率的理由在於重貼現率為反應政府政策，隔夜拆款利率為反應當時市場的資金的供需情形，故本研究採用重貼現率以及隔夜拆款利率做為利率指標，以探討利率與股價的關聯性。

4.1.2 研究期間

台灣股票市場自 1987 年起開始由人工撮合改成電腦化交易，成交量開始位數成長，股價也一日千里，股票市場結構與 1987 年前已有所不同，故本研究選取之研究期間自 1987 年 1 月至 2004 年 12 月為止。因此，台灣股價指數、台灣重貼現率、台灣隔夜拆款利率、美國股價指數及美國重貼現率月資料皆各有 216 筆。

4.2 CHOW 檢定

雖然本研究之研究期間為 1987 年 1 月至 2004 年 12 月，但經過分析後，由於資料所包含的期間很長，在泡沫股價中，投資者盲目追高，脫離股價基本面的探討，因此可能在此階段後股價指數與基本經濟指標脫節，若將此階段的資料納入研究期間，可能將變數間影響程度給稀釋了，因此，本研究乃利用 Chow 檢定，客觀的找出適當的研究期間。

本研究利用 SAS 分析軟體，撰寫回圈程式，發現在上述 216 筆資料中，若將切點 (breakpoint) 切在第四十筆，所求得的 p 值最小，亦即將研究期間分成 1990 年 4 月以前及 1990 年 5 月以後，兩段期間的結構性差異最大，故本研究進一步縮短研究期間為 1990 年 5 月至 2004 年 12 月止。

表 4.1 Chow 檢定表

breakpoint	date	f	p-value
210	Jun04	0.06627	0.99697
209	May04	0.09825	0.99233
208	Apr04	0.15989	0.9768
207	Mar04	0.25588	0.9365
206	Feb04	0.41664	0.83687
205	Jan04	0.64284	0.66726
204	Dec03	0.79749	0.55259
203	Nov03	0.86293	0.50693
202	Oct03	0.95476	0.44669
201	Sep03	1.11065	0.35582
200	Aug03	1.23166	0.29547
199	Jul03	1.35914	0.24115
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮
34	Oct89	20.9511	1.11E-16
44	Aug90	25.0059	0
35	Nov89	25.5108	0
43	Jul90	29.2944	0
42	Jun90	31.9407	0
36	Dec89	32.2504	0
37	Jan90	37.0812	0
41	May90	37.8166	0
38	Feb90	39.322	0
39	Mar90	40.2662	0
40	Apr90	40.5537	0

4.3 原始數列單根檢定

4.3.1 ADF 單根檢定

Nelson and Plosser (1982) 研究指出總體經濟變數普遍存在單根 (unit root) 現象。多數經濟變數的時間數列為非定態且存在單根性質。而 Granger and Newbold (1974) 指出若迴歸式的自變數為非定態，以傳統 OLS 方法進行迴歸分析，將會產生假性迴歸關係。一般來說，時間數列的資料常存在著趨勢的特性，也就是變數在未做一階差分或二階差分時，變數會隨時間改變而呈現不穩定的狀態。

為瞭解台灣股價指數、台灣重貼現率、台灣隔夜拆款利率、美國股價指數及美國重貼現率等資料是否符合定態數列，本研究首先對各變數原始數列進行單根檢定。黃柏農 (民83) 研究指出，若一開始即將資料做差分來分析，則將形成過度差分，過度差分的結果將導致低效率，因此先進行單根檢定以確保變數不致過度差分，實為必要的步驟，在此步驟中，我們仍利用 SAS 統計分析系統軟體來進行分析。

1、台灣股價指數

首先，本研究先針對台灣加權股價指數的原始資料來進行其 ADF 單根檢定。由表 4.2 可看出，其檢定模型不論在考慮截距項或線性時間趨勢時，其 p 值皆未能通過顯著性檢定，因此，台灣股價指數不完全為穩定的時間數列，本文乃將台灣股價指數取一次差分，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.2 台灣股價 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests							
Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	-0.9792	0.4755	-0.79	0.3751		
	1	-0.5531	0.5577	-0.46	0.5145		
	2	-0.8001	0.508	-0.59	0.4621		
Single Mean	0	-12.4775	0.0697	-2.57	0.1013	3.32	0.2261
	1	-12.1239	0.0762	-2.46	0.1274	3.04	0.2973
	2	-16.5583	0.0243	-2.78	0.063	3.88	0.0958*
Trend	0	-13.8164	0.2171	-2.75	0.2164	3.86	0.4058
	1	-12.8344	0.2605	-2.5	0.3268	3.14	0.5495
	2	-17.9141	0.0961	-2.88	0.1727	4.14	0.3504

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

經由 SAS 分析之結果，彙整表 4.3 中，可發現將台灣股價指數取一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，即表示此數列資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示此時間數列已為無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

表 4.3 台灣股價一階差分 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests							
Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	-172.723	0.0001	-13.65	<.0001		
	1	-138.084	0.0001	-8.35	<.0001		
	2	-199.601	0.0001	-8.31	<.0001		
Single Mean	0	-172.696	0.0001	-13.61	<.0001	92.69	0.001***
	1	-138.064	0.0001	-8.33	<.0001	34.69	0.001***
	2	-199.458	0.0001	-8.29	<.0001	34.44	0.001***
Trend	0	-172.652	0.0001	-13.57	<.0001	92.12	0.001***
	1	-138.056	0.0001	-8.3	<.0001	34.48	0.001***
	2	-199.288	0.0001	-8.27	<.0001	34.33	0.001***

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

2、美國股價指數

本研究亦針對美國股價指數進行 ADF 單根檢定。由表 4.4 可知其檢定模型不論在考慮截距項或線性時間趨勢時，在前 0 期、前 1 期及前 2 期時，皆未能通過顯著性檢定，表示美國股價指數不為穩定時間數列，因此美國股價指數應取差分後，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.4 美國股價指數 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests							
Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	0.7669	0.8681	1.26	0.9475		
	1	0.7815	0.8711	1.36	0.9564		
	2	0.7863	0.8721	1.43	0.962		
Single Mean	0	-1.2205	0.8638	-0.81	0.8147	1.83	0.6051
	1	-1.1099	0.8748	-0.78	0.8224	1.98	0.5665
	2	-1.0328	0.8821	-0.76	0.8271	2.1	0.5361
Trend	0	-6.7214	0.6804	-1.82	0.6911	1.66	0.8458
	1	-6.0197	0.738	-1.69	0.7502	1.44	0.8899
	2	-5.4991	0.7795	-1.59	0.792	1.28	0.9216

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

表 4.5 是經由 SAS 分析之結果，可發現將美國股價指數取一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項或線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示此數列的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示此時間數列為無單根，即此時間數列資料已呈穩定數列。

表 4.5 美國股價指數一階差分 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests							
Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	-182.94	0.0001	-13.81	<.0001		
	1	-196.259	0.0001	-9.76	<.0001		
	2	-214.848	0.0001	-8	<.0001		
Single Mean	0	-185.987	0.0001	-14.02	<.0001	98.27	0.001***
	1	-207.197	0.0001	-10.02	<.0001	50.22	0.001***
	2	-244.757	0.0001	-8.32	<.0001	34.65	0.001***
Trend	0	-186.007	0.0001	-13.98	<.0001	97.71	0.001***
	1	-207.337	0.0001	-9.99	<.0001	49.93	0.001***
	2	-245.609	0.0001	-8.3	<.0001	34.48	0.001***

註： *表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

3、台灣重貼現率

接下來的利率指標上，本研究首先對台灣的重貼現率進行 ADF 單根檢定分析。由表 4.6 台灣重貼現率單根檢定可看出，雖然其檢定模型在考慮截距項和線性時間趨勢時，其 p 值並未能全部通過顯著性測驗，表示台灣重貼現率不為穩定時間數列，因此應將台灣重貼現率取差分，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.6 台灣重貼現率 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests							
Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	-1.1993	0.4391	-3.66	0.0003		
	1	-1.2265	0.4348	-3.13	0.0019		
	2	-1.3301	0.4189	-2.22	0.0258		
Single Mean	0	-0.6085	0.9183	-0.67	0.8495	6.94	0.001***
	1	-0.8039	0.9026	-0.77	0.8249	4.98	0.0393**
	2	-1.706	0.8114	-1.07	0.7256	2.49	0.4376
Trend	0	-3.0026	0.9357	-1.23	0.9008	0.78	0.9881
	1	-3.9963	0.8848	-1.41	0.855	1.03	0.9635
	2	-9.3437	0.4722	-2.11	0.5347	2.28	0.7213

註： *表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

經由 SAS 分析之結果，彙整於表 4.7 中，可發現台灣重貼現率之一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，表示此數列的資料為拒絕了虛無假設 H_0 ，表示此時間數列已無單根，即此時間數列資料呈穩定數列。

表 4.7 台灣重貼現率一階差分 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests							
Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	-139.486	0.0001	-10.73	<.0001		
	1	-57.2826	<.0001	-5.3	<.0001		
	2	-44.8226	<.0001	-4.38	<.0001		
Single Mean	0	-150.61	0.0001	-11.41	<.0001	65.05	0.001***
	1	-66.796	0.0013	-5.69	<.0001	16.2	0.001***
	2	-54.9481	0.0013	-4.74	0.0002	11.22	0.001***
Trend	0	-150.629	0.0001	-11.38	<.0001	64.73	0.001***
	1	-66.8255	0.0005	-5.68	<.0001	16.16	0.001***
	2	-54.892	0.0005	-4.72	0.0009	11.22	0.001***

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

4、美國重貼現率

對於美國重貼現率之 ADF 單根檢定結果分析如下。由表 4.8 可看出，其檢定模型不論在考慮截距項及線性時間趨勢時，其 p 值皆未能通過顯著性檢定，因此在考慮截距項時，美國重貼現率不為穩定時間數列，故將美國重貼現率取一階差分，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.8 美國重貼現率 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests							
Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	-1.3547	0.4152	-1.94	0.0503		
	1	-1.5213	0.3912	-1.69	0.0855		
	2	-1.7006	0.367	-1.59	0.106		
Single Mean	0	-3.4303	0.6018	-1.75	0.4019	2.53	0.4258
	1	-4.7668	0.4538	-1.89	0.3367	2.39	0.4631
	2	-6.3017	0.3189	-2.06	0.2603	2.55	0.4214
Trend	0	-3.3295	0.9209	-1.46	0.8392	1.53	0.8711
	1	-5.0611	0.8129	-1.72	0.737	1.79	0.8195
	2	-7.0521	0.653	-1.98	0.6087	2.19	0.7395

註： *表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

表 4.9 是經由 SAS 分析之結果，可發現美國重貼現率取一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，顯示此數列的資料拒絕了虛無假設 H_0 ，表示美國重貼現率之時間數列已無單根，即此時間數列資料已呈穩定數列。

表 4.9 美國重貼現率一階差分 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests							
Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	-131.036	0.0001	-10.22	<.0001		
	1	-91.4538	<.0001	-6.72	<.0001		
	2	-56.9746	<.0001	-4.9	<.0001		
Single Mean	0	-132.52	0.0001	-10.28	<.0001	52.89	0.001***
	1	-93.5914	0.0013	-6.78	<.0001	22.99	0.001***
	2	-58.7833	0.0013	-4.95	0.0001	12.24	0.001***
Trend	0	-133.252	0.0001	-10.3	<.0001	53.07	0.001***
	1	-94.7032	0.0005	-6.8	<.0001	23.15	0.001***
	2	-59.7595	0.0005	-4.97	0.0004	12.37	0.001***

註： *表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

5、台灣隔夜拆款利率

針對台灣隔夜拆款利率進行 ADF 單根檢定。由表 4.10 台灣隔夜拆款利率單根檢定可看出，其檢定模型在考慮截距項和線性時間趨勢時，其 p 值並不能全部通過顯著性測驗，表示台灣隔夜拆款利率不為穩定時間數列，因此台灣隔夜拆款利率應取一階差分，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.10 台灣隔夜拆款利率 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests							
Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	-2.5613	0.2709	-1.63	0.0973		
	1	-3.2615	0.2137	-2.07	0.0371		
	2	-2.9717	0.2354	-2.24	0.0248		
Single Mean	0	-7.5601	0.236	-1.97	0.3009	2.35	0.4716
	1	-10.1292	0.1255	-2.55	0.1061	3.92	0.0934*
	2	-8.3981	0.1923	-2.44	0.1331	3.95	0.0918*
Trend	0	-27.7101	0.0109	-3.85	0.0163	7.41	0.0217**
	1	-35.6818	0.0016	-4.4	0.0028	9.79	0.001***
	2	-30.6394	0.0054	-4.03	0.0094	8.3	0.0036***

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

表 4.11 是經由 SAS 分析之結果，可發現台灣隔夜拆款利率取一階差分做 ADF 單根檢定時，其檢定模型不論是否考慮到截距項和線性時間趨勢，兩者在前 0 期、前 1 期及前 2 期之 p 值皆為 0.001，亦都達到顯著水準，表示此數列的資料拒絕虛了無假設 H_0 ，表示台灣隔夜拆款利率之時間數列已無單根，即此時間數列資料已呈穩定數列。

表 4.11 台灣隔夜拆款利率一階差分 ADF 單根檢定

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests							
Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	-169.39	0.0001	-13.15	<.0001		
	1	-235.328	0.0001	-11.01	<.0001		
	2	-283.602	0.0001	-8.85	<.0001		
Single Mean	0	-170.4	0.0001	-13.21	<.0001	87.31	0.001***
	1	-240.509	0.0001	-11.13	<.0001	61.92	0.001***
	2	-299.928	0.0001	-8.96	<.0001	40.14	0.001***
Trend	0	-170.406	0.0001	-13.18	<.0001	86.97	0.001***
	1	-240.791	0.0001	-11.11	<.0001	61.81	0.001***
	2	-300.786	0.0001	-8.94	<.0001	39.97	0.001***

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

4.3.2 白噪音檢定

各經濟變數在通過單根檢定後，將已呈穩定狀態之時間數列做白噪音（white noise）檢定，本論文是以Ljung-Box Q統計量為主，其Q(p)值為符合自由度為p的 χ^2 分配。若符合白噪音檢定則表示其變數時間數列中每筆月資料皆為獨立的，不受前期所影響；反之，若不符合白噪音檢定則每筆月資料互相不獨立，因此可能會有自我迴歸等問題的產生。

1、台灣股價指數

由於台灣股價指數一階差分後已通過單根檢定，針對台灣股價指數一階差分的白噪音檢定，由表4.12中顯示，資料受前6期一直至12期的影響，雖然其Q統計量 χ^2 （Chi-Square）之p值皆大於顯準水準，符合白噪音，但台灣股價指數資料受前18期一直到前24期的影響，其p值皆小於5%，已達顯著水準，不符合白噪音，即所測出之結果並非完全符合白噪音，因此本文將以ARIMA(p,1,q)的模型，來探討台灣股價指數的變化。

表 4.12 一階差分後台灣股價指數白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	9.27	6	0.1588	0.007	0.095	-0.072	-0.037	-0.027	-0.186
12	17.51	12	0.1314	0.153	-0.124	0.045	-0.028	0.035	-0.041
18	30.29	18	0.0347**	-0.05	0.086	-0.005	-0.119	-0.123	-0.161
24	38.8	24	0.0287**	-0.062	-0.055	0.053	0.097	0.119	0.093

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

2、美國股價指數

由於美國股價指數一階差分後已通過單根檢定，因此我們再由表4.13美國股價指數之白噪音檢定中，可知美國股價指數在一階差分時之時間數列，不論資料受前6期一直到前24期的影響，其Q統計量 χ^2 之p值皆大於10%，未達顯著水準，符合白噪音，也就是美國股價指數之時間數列已符合了白噪音的過程。本研究將以ARIMA(0,1,0)的模型來探討美國股價指數的變化。

表 4.13 一階差分後美國股價指數白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	2.27	6	0.893	-0.069	-0.051	-0.043	-0.054	0.019	-0.018
12	7.02	12	0.8566	0.075	-0.015	0.041	-0.013	-0.039	0.126
18	16.08	18	0.587	-0.021	-0.032	-0.132	0.096	0.051	0.125
24	18.04	24	0.8009	0.009	-0.048	-0.018	0.004	-0.042	0.072

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

3、台灣重貼現率

由於台灣重貼現率一階差分後已通過單根檢定，針對台灣重貼現率一階差分的白噪音檢定，由表4.14中顯示，不論資料受前6期一直到前24期的影響，其Q統計量 χ^2 之p值皆小於1%、5%及10%，已達顯著水準，不符合白噪音，因此本文將以ARIMA(p,1,q)模型來探討台灣重貼現率之變化。

表 4.14 一階差分後台灣重貼現率白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	39.82	6	<.0001***	0.133	0.39	0.144	0.162	-0.024	0.066
12	43.74	12	<.0001***	0.056	-0.08	0.071	-0.053	-0.016	-0.059
18	57.28	18	<.0001***	0.123	-0.048	-0.093	-0.127	-0.075	-0.147
24	59.07	24	<.0001***	-0.05	-0.014	-0.005	-0.012	-0.077	-0.003

註： *表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

4、美國重貼現率

由於美國重貼現率一階差分後已通過單根檢定，針對美國重貼現率一階差分的白噪音檢定，由表4.15中顯示，不論資料受前6期一直到前24期的影響，其Q統計量 χ^2 之p值皆小於1%，不符合白噪音，因此本研究將以ARIMA(p,1,q)模型來研究美國重貼現率之變化。

表 4.15 一階差分後美國重貼現率白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	39.66	6	<.0001***	0.238	0.217	0.253	0.154	0.14	0.098
12	55.27	12	<.0001***	0.212	0.134	0.131	0.064	0.001	0.003
18	68.38	18	<.0001***	-0.077	-0.133	-0.105	-0.151	-0.098	-0.023
24	80.69	24	<.0001***	-0.031	-0.082	-0.097	-0.077	-0.026	-0.192

註： *表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

5、台灣隔夜拆款利率

由於台灣隔夜拆款利率一階差分後已通過單根檢定，針對台灣隔夜拆款利率一階差分的白噪音檢定，由表4.16中顯示，不論資料受前6期一直到前24期的影響，其Q統計量 χ^2 之P值皆小於1%，已達顯著水準，不符合白噪音，所以本文將以ARIMA(p,1,q)模型來探討台灣隔夜拆款利率的變化。

表 4.16 一階差分後台灣隔夜拆款利率白噪音檢定

Autocorrelation Check for White Noise									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	21.55	6	0.0015***	0.021	-0.167	-0.09	-0.141	-0.208	0.14
12	28.88	12	0.0041***	0.055	-0.103	-0.011	0.011	-0.034	0.154
18	43.41	18	0.0007***	0.162	-0.028	-0.202	-0.022	0.021	-0.079
24	51.85	24	0.0008***	0.021	0.078	-0.122	-0.022	0.141	0

註： *表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

4.4 落後期數的選取及其迴歸參數模式

在落後期數的選取方面，本研究採用在學術界中最常使用的AIC準則，選取的準則為AIC最小值。本研究使用SAS軟體，將p及q皆從0,1,2,...,24配對，共有625種配對，分別試著找出台灣股價指數、美國股價指數、台灣重貼現率、台灣隔夜拆款利率以及美國重貼現率的AIC最小值。

1、台灣股價指數

表 4.17 為求得台灣股價指數 AIC 最小值之最終的結果，其結果顯示以最大概似法（ML）求出 AIC 準則之最小值為 2715.75，其 p 應為 2，而 q 應為 15。因此，即可得知台灣股價指數之模型為 ARMA(2,1,15)。

表 4.17 台灣股價指數之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	p	q	min
1	ML	AIC	2715.75	2	15	2715.75

經由 AIC 準則求得(p,q)後，台灣股價指數之模型為 ARIMA(2,1,15)，再代入程式後，可由表 4.18 得到台灣股價指數之最小平方法下估計迴歸參數模式為：

$$\begin{aligned}
TINDEX_t = & 9.567132 + 0.397707TINDEX_{t-1} + 0.285665INDEX_{t-2} - 0.38166\varepsilon_{t-1} \\
& (0.656242) \quad (1.088075) \quad (1.107508) \quad (-1.01286) \\
& [0.5126] \quad [0.2783] \quad [0.2698] \quad [0.3127] \\
& -0.31142\varepsilon_{t-2} - 0.16052\varepsilon_{t-3} + 0.01993\varepsilon_{t-4} + 0.048176\varepsilon_{t-5} - 0.25031\varepsilon_{t-6} \\
& (-1.16786) \quad (-1.90222) \quad (0.18515) \quad (0.555014) \quad (-3.11756) \\
& [0.2447] \quad [0.059] \quad [0.8534] \quad [0.5797] \quad [0.0022] \\
& +0.272192\varepsilon_{t-7} - 0.05301\varepsilon_{t-8} + 0.263854\varepsilon_{t-9} + 0.113245\varepsilon_{t-10} + 0.052066\varepsilon_{t-11} \\
& (2.302969) \quad (-0.36434) \quad (2.69628) \quad (0.803596) \quad (0.596558) \\
& [0.0226] \quad [0.7161] \quad [0.0078] \quad [0.4229] \quad [0.5517] \\
& -0.31622\varepsilon_{t-12} - 0.44003\varepsilon_{t-13} + 0.092899\varepsilon_{t-14} + 0.062521\varepsilon_{t-15} \\
& (-3.57464) \quad (-3.14548) \quad (0.574218) \quad (0.508356) \\
& [0.0005] \quad [0.002] \quad [0.5667] \quad [0.6119]
\end{aligned}$$

其 $R^2 = 0.268372$, $Adjusted R^2 = 0.188129$

表 4.18 台灣股價指數迴歸參數估計表

Dependent Variable: TINDEX				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1990:08 2004:12				
Included observations: 173 after adjusting endpoints				
Failure to improve SSR after 21 iterations				
Backcast: 1989:05 1990:07				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9.567132	14.57867	0.656242	0.5126
AR(1)	0.397707	0.365514	1.088075	0.2783
AR(2)	0.285665	0.257935	1.107508	0.2698
MA(1)	-0.38166	0.376811	-1.01286	0.3127
MA(2)	-0.31142	0.266656	-1.16786	0.2447
MA(3)	-0.16052	0.084385	-1.90222	0.059
MA(4)	0.01993	0.107644	0.18515	0.8534
MA(5)	0.048176	0.086802	0.555014	0.5797
MA(6)	-0.25031	0.080291	-3.11756	0.0022
MA(7)	0.272192	0.118192	2.302969	0.0226
MA(8)	-0.05301	0.145494	-0.36434	0.7161
MA(9)	0.263854	0.097859	2.69628	0.0078
MA(10)	0.113245	0.140923	0.803596	0.4229
MA(11)	0.052066	0.087277	0.596558	0.5517
MA(12)	-0.31622	0.088462	-3.57464	0.0005
MA(13)	-0.44003	0.139893	-3.14548	0.002

表4.18 台灣股價指數迴歸參數估計表（續）

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(12)	-0.31622	0.088462	-3.57464	0.0005
MA(13)	-0.44003	0.139893	-3.14548	0.002
MA(14)	0.092899	0.161784	0.574218	0.5667
MA(15)	0.062521	0.122987	0.508356	0.6119
R-squared				0.268372
Adjusted R-squared				0.188129

2、美國股價指數

在上一節白噪音檢定中，本研究已求得取完一階差分後的美國股價指數已符合白噪音，因此美國股價指數之 p 及 q 皆為0。但本研究仍利用程式求出美國股價指數之AIC，由表4.19可知，其AIC值最小為2542.27，而 p 與 q 依舊皆為0。由此，本研究可以知道美國股價指數之模型為ARMA(0,1,0)。

表 4.19 美國股價指數之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	p	q	min
1	ML	AIC	2542.27	0	0	2542.27

3、台灣重貼現率

表 4.20 為求得台灣重貼現率 AIC 最小值之最終結果，由此得知，AIC 之最小值為-269.447，而其 p 與 q 的值分別為 0 與 13，因此，即可得知台灣重貼現率之模型為 ARMA(0,1,13)。

表 4.20 台灣重貼現率之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	p	q	min
1	ML	AIC	-269.447	0	13	-269.447

本研究將得知台灣重貼現率之模型為 ARMA(0,1,13)，再代入程式後，可得表 4.21 即台灣重貼現率之最小平方法下估計迴歸參數模式為：

$$\begin{aligned}
 TDR_t = & -0.0028529 + 0.044819\varepsilon_{t-1} + 0.50905\varepsilon_{t-2} + 0.193636\varepsilon_{t-3} + 0.347422\varepsilon_{t-4} \\
 & (-1.522594) \quad (0.619077) \quad (7.420628) \quad (2.447727) \quad (4.296061) \\
 & [0.1298] \quad [0.5367] \quad [0] \quad [0.0155] \quad [0] \\
 & -0.060446\varepsilon_{t-5} + 0.095283\varepsilon_{t-6} + 0.109437\varepsilon_{t-7} - 0.112554\varepsilon_{t-8} + 0.129854\varepsilon_{t-9} \\
 & (-0.705367) \quad (1.133236) \quad (1.281149) \quad (-1.32215) \quad (1.531602) \\
 & [0.4816] \quad [0.2588] \quad [0.202] \quad [0.188] \quad [0.1276] \\
 & + 0.081241\varepsilon_{t-10} - 0.097714\varepsilon_{t-11} - 0.277444\varepsilon_{t-12} + 0.431101\varepsilon_{t-13} \\
 & (0.999587) \quad (-1.23416) \quad (-4.069087) \quad (6.100297) \\
 & [0.319] \quad [0.2189] \quad [0.0001] \quad [0]
 \end{aligned}$$

其 $R^2 = 0.337225$ ， $Adjusted R^2 = 0.28371$

表 4.21 台灣重貼現率迴歸參數估計表

Dependent Variable: TDR				
Method: Least Squares				
Sample: 1990:06 2004:12				
Included observations: 175				
Convergence achieved after 104 iterations				
Backcast: 1989:05 1990:05				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.028529	0.018737	-1.522594	0.1298
MA(1)	0.044819	0.072396	0.619077	0.5367
MA(2)	0.50905	0.068599	7.420628	0
MA(3)	0.193636	0.079109	2.447727	0.0155
MA(4)	0.347422	0.08087	4.296061	0
MA(5)	-0.060446	0.085694	-0.705367	0.4816
MA(6)	0.095283	0.08408	1.133236	0.2588
MA(7)	0.109437	0.085421	1.281149	0.202
MA(8)	-0.112554	0.08513	-1.32215	0.188
MA(9)	0.129854	0.084783	1.531602	0.1276
MA(10)	0.081241	0.081275	0.999587	0.319
MA(11)	-0.097714	0.079175	-1.23416	0.2189
MA(12)	-0.277444	0.068183	-4.069087	0.0001
MA(13)	0.431101	0.070669	6.100297	0
R-squared				0.337225
Adjusted R-squared				0.28371

4、美國重貼現率

表4.22中，本研究得知美國重貼現率AIC之求得最後結果，其最小值為-38.0092，而p應為2，q亦為2，因此本研究可以知道美國重貼現率之模型為ARMA(2,1,2)。

表 4.22 美國重貼現率之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	p	q	min
1	ML	AIC	-38.0092	2	2	-38.0092

將由上述求得之美國重貼現率之模型為 ARMA(2,1,2)，再代入程式後，可得出表 4.23 即美國重貼現率之最小平方法下估計迴歸參數模式為：

$$\begin{array}{cccccc}
 ADR_t = & -0.02205 & -0.01704ADR_{t-1} & +0.789733ADR_{t-2} & +0.279682\varepsilon_{t-1} & -0.71599\varepsilon_{t-2} \\
 & (-0.53904) & (-0.17455) & (9.978098) & (2.21647) & (-5.85513) \\
 & [0.5906] & [0.8616] & [0] & [0.028] & [0]
 \end{array}$$

其 $R^2 = 0.166413$ ， $Adjusted R^2 = 0.146566$

表 4.23 美國重貼現率迴歸參數估計表

Dependent Variable: ADR				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1990:08 2004:12				
Included observations: 173 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 22 iterations				
Backcast: 1990:06 1990:07				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.02205	0.040899	-0.53904	0.5906
AR(1)	-0.01704	0.097624	-0.17455	0.8616
AR(2)	0.789733	0.079147	9.978098	0
MA(1)	0.279682	0.126184	2.21647	0.028
MA(2)	-0.71599	0.122284	-5.85513	0
R-squared				0.166413
Adjusted R-squared				0.146566

5、台灣隔夜拆款利率

本研究可由表4.24中，得知台灣隔夜拆款利率之AIC值最後求得之結果，其AIC最小值為329.414，而台灣隔夜拆款利率之p應為15，q應為2，由此，本研究可以知道台灣隔夜拆款利率之模型為ARMA(15,1,2)。

表 4.24 台灣隔夜拆款利率之 AIC

Obs	_TYPE_	_STAT_	_VALUE_	p	q	min
1	ML	AIC	329.414	15	2	329.414

本研究將得知台灣隔夜拆款利率之模型為 ARIMA(15,1,2)，再代入程式後，可得表 4.25 即台灣隔夜拆款利率之最小平方法下估計迴歸參數模式為：

$$\begin{aligned}
 TIOR_t = & -0.03628 - 0.80401TIOR_{t-1} - 0.978TIOR_{t-2} - 0.30421TIOR_{t-3} - 0.32464TIOR_{t-4} \\
 & (-1.61349) \quad (-9.7358) \quad (-9.21488) \quad (-2.34598) \quad (-2.47432) \\
 & [0.1089] \quad [0] \quad [0] \quad [0.0204] \quad [0.0145] \\
 & -0.37084TIOR_{t-5} - 0.20242TIOR_{t-6} - 0.07801TIOR_{t-7} + 0.037227TIOR_{t-8} \\
 & (-2.85576) \quad (-1.48056) \quad (-0.57703) \quad (0.274136) \\
 & [0.0049] \quad [0.1409] \quad [0.5648] \quad [0.7844] \\
 & -0.03701TIOR_{t-9} - 0.1656TIOR_{t-10} - 0.09327TIOR_{t-11} + 0.02947TIOR_{t-12} \\
 & (-0.27743) \quad (-1.30238) \quad (-0.81323) \quad (0.266189) \\
 & [0.7819] \quad [0.1949] \quad [0.4174] \quad [0.7905] \\
 & + 0.140417TIOR_{t-13} + 0.138602TIOR_{t-14} - 0.01937TIOR_{t-15} + 0.718823\varepsilon_{t-1} + 0.994363\varepsilon_{t-2} \\
 & (1.292175) \quad (1.748339) \quad (-0.3186) \quad (27.36442) \quad (32.23717) \\
 & [0.1984] \quad [0.0826] \quad [0.7505] \quad [0] \quad [0]
 \end{aligned}$$

其 $R^2 = 0.443849$ ，Adjusted $R^2 = 0.377267$

表 4.25 台灣隔夜拆款利率迴歸參數估計表

Dependent Variable: TIOR				
Method: Least Squares				
Sample(adjusted): 1991:09 2004:12				
Included observations: 160 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 23 iterations				
Backcast: 1991:07 1991:08				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.03628	0.022487	-1.61349	0.1089
AR(1)	-0.80401	0.082583	-9.7358	0
AR(2)	-0.978	0.106133	-9.21488	0
AR(3)	-0.30421	0.129673	-2.34598	0.0204
AR(4)	-0.32464	0.131204	-2.47432	0.0145
AR(5)	-0.37084	0.129857	-2.85576	0.0049
AR(6)	-0.20242	0.136716	-1.48056	0.1409
AR(7)	-0.07801	0.135187	-0.57703	0.5648
AR(8)	0.037227	0.135797	0.274136	0.7844
AR(9)	-0.03701	0.133391	-0.27743	0.7819
AR(10)	-0.1656	0.127154	-1.30238	0.1949
AR(11)	-0.09327	0.114688	-0.81323	0.4174
AR(12)	0.02947	0.11071	0.266189	0.7905
AR(13)	0.140417	0.108667	1.292175	0.1984
AR(14)	0.138602	0.079276	1.748339	0.0826
AR(15)	-0.01937	0.060782	-0.3186	0.7505
MA(1)	0.718823	0.026269	27.36442	0
MA(2)	0.994363	0.030845	32.23717	0
R-squared				0.443849
Adjusted R-squared				0.377267

4.5 多變量 AIC

由於我們欲了解台灣股價、美國股價、台灣重貼現率、台灣隔夜拆款率及美國重貼現率等五個變量間關聯性，因此在研究向量自我迴歸（vector autoregression；VAR）模型時必須採用多變量 AIC 準則（Multivariate AIC；MAIC）。其模式為： $MAIC = \log \left| \hat{\Sigma} \right| + \frac{2k'}{T}$ ，其中 $\hat{\Sigma}$ 為殘差的共變異數矩陣， T 為樣本觀值數， k' 為聯立方程組中所有方程式之迴歸因子（regressors）總個數。

本研究利用 Eviews 4.1 版編寫程式，得出表 4.26 台灣股價、美國股價、台灣重貼現率、台灣隔夜拆款率及美國重貼現率之 MAIC，本研究測試了 12 期（1 年）試著找出五變量之 MAIC，因此由表 4.26 中，可找出 MAIC 的最小值為 29.74092，而其遞延期數為 2 期，表示五個變量共同受前二期影響。因此接下來的分析中，在遞延期數的選擇初步皆以遞延 2 期為基準。

表 4.26 台灣股價、重貼現率、隔夜拆款利率與美國股價、重貼現率之 MAIC

VAR Lag Order Selection Criteria						
Endogenous variables: TINDEX AINDEX TDR ADR TIOR						
Exogenous variables: C						
Sample: 1990:06 2004:12						
Included observations: 163						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2432.395	NA	6697858	29.90668	30.00158*	29.94521*
1	-2402.281	58.01012	6291569	29.84394	30.41334	30.07511
2	-2368.885	62.28517	5680556*	29.74092*	30.78482	30.16473
3	-2355.104	24.85568	6532926	29.87858	31.39698	30.49504
4	-2343.852	19.60594	7764502	30.04726	32.04016	30.85636
5	-2320.624	39.04523	7987259	30.06901	32.53641	31.07075
6	-2304.091	26.7777	8948062	30.17289	33.1148	31.36728
7	-2282.139	34.20678	9415900	30.2103	33.62671	31.59732
8	-2266.186	23.88064	10714125	30.3213	34.21221	31.90097
9	-2252.595	19.51136	12617768	30.46129	34.8267	32.2336
10	-2235.824	23.04765	14380995	30.56225	35.40217	32.5272
11	-2222.979	16.86284	17324810	30.71140	36.02582	32.86900
12	-2190.995	40.02985*	16640539	30.62570	36.41462	32.97594
* indicates lag order selected by the criterion						
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)						
FPE: Final prediction error						
AIC: Akaike information criterion						
SC: Schwarz information criterion						
HQ: Hannan-Quinn information criterion						

註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

4.6 向量自我迴歸模式

在檢定Granger因果關係中，僅了解通過顯著性測驗部份之關係，而雖然五變量間其他的關係沒有通過顯著水準，但是也並非這些關係是毫無影響的，在我們並不能明確的了解何者為內生變數，何者為外生變數時，可採用VAR模型來研究變數間的關聯性，透過4.5節MAIC的檢測，

初步所得之遞延階數為2期，並以此2期為基準所求得之向量自我迴歸模式，做殘差檢定。其結果如表4.27。

表 4.27 向量自我迴歸模式—2 期之殘差檢定

Sample: 1990:06 2004:12										
Included observations: 173										
	TINDEX		AINDEX		TDR		ADR		TIOR	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0683	0.794	0.0125	0.911	0.545	0.46	0.7279	0.394	0.006	0.938
2	0.8485	0.654	0.1246	0.94	0.9711	0.615	0.7507	0.687	0.0077	0.996
3	2.7415	0.433	0.2745	0.965	3.8099	0.283	4.6516	0.199	0.56	0.906
4	2.7777	0.596	1.0123	0.908	3.8124	0.432	4.7053	0.319	1.635	0.802
5	2.7911	0.732	1.0125	0.962	10.042	0.074*	4.8784	0.431	11.785	0.038**
6	8.3433	0.214	1.1047	0.981	10.043	0.123	4.9176	0.554	15.508	0.017**
7	12.858	0.076*	1.6795	0.975	10.135	0.181	9.3258	0.23	16.108	0.024**
8	13.289	0.102	1.7024	0.989	13.931	0.084	10.421	0.237	17.503	0.025**
9	13.489	0.142	1.8191	0.994	14.388	0.109	10.53	0.309	17.517	0.041**
10	14.047	0.171	1.8677	0.997	14.647	0.145	10.54	0.394	17.721	0.06*
11	14.119	0.226	1.8926	0.999	18.909	0.063*	11.94	0.368	19.024	0.061*
12	15.289	0.226	4.7613	0.965	19.978	0.067*	11.964	0.449	27.259	0.007***
13	16.669	0.215	4.962	0.976	27.892	0.009***	12.529	0.485	27.969	0.009***
14	18.971	0.166	5.0955	0.984	28.144	0.014**	13.45	0.491	28.277	0.013**
15	19.908	0.175	7.7916	0.932	30.355	0.011**	13.475	0.566	30.59	0.01**
16	22.56	0.126	8.9471	0.916	30.703	0.015**	15.43	0.493	30.662	0.015**
17	24.456	0.108	9.715	0.915	30.904	0.021**	16.387	0.497	31.101	0.019***
18	27.937	0.063*	13.501	0.761	32.466	0.019**	16.748	0.541	31.129	0.028**
19	28.12	0.081*	13.718	0.8	32.615	0.027**	16.845	0.6	31.248	0.038**
20	28.575	0.096*	14.249	0.818	33.27	0.032**	16.903	0.659	31.407	0.05*
21	28.87	0.117	14.415	0.851	34.222	0.034**	17.104	0.705	33.623	0.04**
22	29.978	0.119	14.415	0.886	34.234	0.046**	17.368	0.743	33.691	0.053*
23	31.283	0.116	14.694	0.905	34.794	0.055*	17.47	0.786	34.077	0.064*
24	32.179	0.123	16.054	0.886	34.795	0.071*	22.739	0.535	34.15	0.082*

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；

TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

由於檢視殘差是否符合白噪音過程，故分別用Q統計量檢定檢查所有的殘差是否已經沒有自我相關，若任一殘差仍有自我相關，則再增加VAR

的落後期長度（楊亦農，民 94）。由表 4.27 可知，台灣股價指數、台灣重貼現率及台灣隔夜拆款利率在殘差檢定中，只要有一期之 p 值通過顯著性檢定，即表示不符合白噪音，此時若以遞延 2 期為基礎所求得之 VAR 仍可能會造成假性迴歸，因此本研究將再增加 VAR 的落後期數。

本研究將 VAR 落後期由遞延 3 期、遞延 4 期及遞延 5 期做測試，其結果都顯示在遞延 3 期至 5 期之自我向量迴歸模式之殘差檢定皆不符合白噪音，直到 VAR 落後期數為遞延 6 期時，由表 4.28 可得在殘差檢定中，在每一變量之每一期之殘差檢定皆符合白噪音過程，因此表示 VAR 落後期數應選取 6 期，故在接下來的分析中，本研究都將採用遞延 6 期。

表 4.28 向量自我迴歸模式—6 期之殘差檢定

Sample: 1990:06 2004:12										
Included observations: 169										
	TINDEX		AINDEX		TDR		ADR		TIOR	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0082	0.928	0.0364	0.849	0.0146	0.904	0.0114	0.915	0.7692	0.38
2	0.0125	0.994	0.3238	0.851	0.0731	0.964	0.0205	0.99	0.7833	0.676
3	0.2993	0.96	1.7169	0.633	0.3394	0.952	0.1868	0.98	0.9605	0.811
4	1.0106	0.908	2.3562	0.671	0.3423	0.987	0.4742	0.976	0.9623	0.915
5	1.129	0.952	2.377	0.795	0.3519	0.997	0.9411	0.967	1.4256	0.921
6	3.829	0.7	2.3787	0.882	0.4428	0.998	0.9411	0.988	1.6277	0.951
7	3.835	0.799	2.3787	0.936	0.4888	0.999	4.0747	0.771	9.6067	0.212
8	3.9648	0.86	2.4905	0.962	1.0973	0.998	6.3263	0.611	9.6376	0.291
9	4.2355	0.895	2.5	0.981	1.7267	0.995	7.1647	0.62	9.844	0.363
10	4.867	0.9	5.3117	0.869	1.7289	0.998	7.2085	0.706	9.8963	0.45
11	7.7543	0.735	5.3566	0.913	1.9824	0.999	7.9741	0.716	9.8963	0.54
12	8.1107	0.776	12.879	0.378	2.7051	0.997	8.0616	0.78	12.302	0.422
13	13.564	0.405	12.906	0.455	2.7847	0.999	8.0736	0.839	12.832	0.461

註：*表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；

TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

表 4.28 向量自我迴歸模式—6 期之殘差檢定 (續)

Sample: 1990:06 2004:12										
Included observations: 169										
	TINDEX		AINDEX		TDR		ADR		TIOR	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
14	14.86	0.388	13.107	0.518	2.8681	0.999	9.3978	0.805	12.841	0.539
15	17.46	0.292	17.307	0.301	4.3813	0.996	9.4155	0.855	13.824	0.539
16	18.508	0.295	20.702	0.19	6.6514	0.979	11.298	0.791	15.775	0.469
17	18.723	0.345	20.716	0.239	7.0118	0.983	11.419	0.834	17.604	0.414
18	22.889	0.195	20.786	0.29	8.3589	0.973	11.429	0.875	23.627	0.168
19	22.991	0.238	21.194	0.326	8.4061	0.982	12.436	0.866	25.552	0.143
20	23.147	0.282	23.005	0.289	8.4887	0.988	12.917	0.881	25.575	0.18
21	27.097	0.168	23.647	0.31	8.7635	0.991	13.046	0.907	25.831	0.213
22	27.13	0.206	26.678	0.224	8.8812	0.994	13.793	0.909	26.812	0.218
23	29.638	0.16	26.722	0.268	9.4675	0.994	14.58	0.909	29.031	0.179
24	29.751	0.193	27.137	0.298	9.5312	0.996	20.066	0.693	29.992	0.185

註： *表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

TINDEX (台灣股價指數)；AINDEX (美國股價指數)；

TDR (台灣重貼現率)；ADR (美國重貼現率)；TIOR (台灣隔夜拆款率)

由表 4.29 我們可得出向量自我迴歸模式的估計式，其台灣股價指數、美國股價指數、台灣重貼現率、美國重貼現率以及台灣隔夜拆款利率之向量自我迴歸模式，分別如下：

台灣股價模式：

$$\begin{aligned}
 TINDEX_t = & -28.595 + 0.046806TINDEX_{t-1} + 0.037631TINDEX_{t-2} - 0.122840TINDEX_{t-3} \\
 & (-0.53374) \quad (0.52124) \quad (0.42199) \quad (-1.38023) \\
 & + 0.074676TINDEX_{t-4} + 0.004611TINDEX_{t-5} - 0.122337TINDEX_{t-6} \\
 & (0.85063) \quad (0.05313) \quad (-1.49305) \\
 & - 0.007182AINDEX_{t-1} + 0.053759AINDEX_{t-2} + 0.001288AINDEX_{t-3} \\
 & (-0.05256) \quad (0.38984) \quad (0.00908) \\
 & - 0.15153AINDEX_{t-4} + 0.211052AINDEX_{t-5} - 0.174333AINDEX_{t-6} \\
 & (-1.07658) \quad (1.50016) \quad (-1.22700) \\
 & - 175.2259TDR_{t-1} - 445.7651TDR_{t-2} + 187.5007TDR_{t-3} - 534.4936TDR_{t-4} \\
 & (-0.41155) \quad (-1.03620) \quad (0.42108) \quad (-1.21754) \\
 & - 239.2218TDR_{t-5} - 153.3538TDR_{t-6} + 93.95432ADR_{t-1} - 165.6522ADR_{t-2} \\
 & (-0.56896) \quad (-0.36853) \quad (0.41958) \quad (-0.73018) \\
 & + 105.8550ADR_{t-3} + 246.0908ADR_{t-4} + 75.45476ADR_{t-5} + 161.1396ADR_{t-6} \\
 & (0.46829) \quad (1.08670) \quad (0.34141) \quad (0.75124) \\
 & + 38.51341TIOR_{t-1} + 47.57375TIOR_{t-2} - 92.65482TIOR_{t-3} - 10.88835TIOR_{t-4} \\
 & (0.45175) \quad (0.57068) \quad (-1.12114) \quad (-0.14774) \\
 & + 6.366782TIOR_{t-5} - 46.62224TIOR_{t-6} \\
 & (0.09071) \quad (-0.64741)
 \end{aligned}$$

其 $R^2 = 0.159601$, $Adjusted R^2 = -0.023094$

美國股價模式：

$$\begin{aligned}
 AINDEX_t = & 39.43537 - 0.047658TINDEX_{t-1} + 0.069494TINDEX_{t-2} + 0.038239TINDEX_{t-3} \\
 & (1.09921) \quad (-0.77973) \quad (1.14488) \quad (0.63122) \\
 & + 0.017375TINDEX_{t-4} - 0.007984TINDEX_{t-5} - 0.113113TINDEX_{t-6} \\
 & (0.29077) \quad (-0.13514) \quad (-2.02812) \\
 & - 0.050691AINDEX_{t-1} - 0.107943AINDEX_{t-2} - 0.043686AINDEX_{t-3} \\
 & (-0.54503) \quad (-1.14998) \quad (-0.45260) \\
 & - 0.063359AINDEX_{t-4} + 0.031701AINDEX_{t-5} + 0.045023AINDEX_{t-6} \\
 & (-0.66134) \quad (0.33105) \quad (0.46555) \\
 & - 173.8979TDR_{t-1} - 270.4005TDR_{t-2} + 167.4121TDR_{t-3} - 174.9563TDR_{t-4} \\
 & (-0.60004) \quad (-0.92344) \quad (0.55235) \quad (-0.58551) \\
 & - 355.4801TDR_{t-5} - 88.81362TDR_{t-6} - 17.73322ADR_{t-1} + 147.0339ADR_{t-2} \\
 & (-1.24212) \quad (-0.31356) \quad (-0.11635) \quad (0.95217) \\
 & + 38.77666ADR_{t-3} + 215.8116ADR_{t-4} + 199.4853ADR_{t-5} + 0.635561ADR_{t-6} \\
 & (0.25202) \quad (1.40009) \quad (1.32608) \quad (0.00435) \\
 & + 37.25989TIOR_{t-1} - 33.56124TIOR_{t-2} + 25.75111TIOR_{t-3} - 45.86711TIOR_{t-4} \\
 & (0.64208) \quad (-0.59146) \quad (0.50269) \quad (-0.91430) \\
 & + 57.56764TIOR_{t-5} - 2.773762TIOR_{t-6} \\
 & (1.20498) \quad (-0.05659)
 \end{aligned}$$

其 $R^2 = 0.121351$, *Adjusted* $R^2 = -0.069659$

台灣重貼現率模式：

$$\begin{aligned}
 TDR_t = & -0.028516 + 1.79 \times 10^{-5} TINDEX_{t-1} + 2.29 \times 10^{-5} TINDEX_{t-2} + 1.14 \times 10^{-5} TINDEX_{t-3} \\
 & (-2.58014) \quad (0.94900) \quad (1.22329) \quad (0.61279) \\
 & + 9.63 \times 10^{-6} TINDEX_{t-4} - 4.24 \times 10^{-6} TINDEX_{t-5} + 2.62 \times 10^{-5} TINDEX_{t-6} \\
 & (0.52311) \quad (-0.23322) \quad (1.52510) \\
 & - 2.97 \times 10^{-6} AINDEX_{t-1} + 2.81 \times 10^{-5} AINDEX_{t-2} + 2.05 \times 10^{-5} AINDEX_{t-3} \\
 & (-0.10350) \quad (0.97239) \quad (0.68848) \\
 & - 4.48 \times 10^{-6} AINDEX_{t-4} - 1.31 \times 10^{-5} AINDEX_{t-5} + 4.91 \times 10^{-6} AINDEX_{t-6} \\
 & (-0.15187) \quad (-0.44361) \quad (0.16495) \\
 & - 0.078250 TDR_{t-1} + 0.220001 TDR_{t-2} + 0.073771 TDR_{t-3} - 0.008351 TDR_{t-4} \\
 & (-0.87647) \quad (2.43886) \quad (0.79008) \quad (-0.09072) \\
 & - 0.148248 TDR_{t-5} - 0.031851 TDR_{t-6} + 0.099206 ADR_{t-1} + 0.064023 ADR_{t-2} \\
 & (-1.68151) \quad (-0.36502) \quad (2.11280) \quad (1.34585) \\
 & + 0.079065 ADR_{t-3} + 0.018856 ADR_{t-4} - 0.004986 ADR_{t-5} + 0.028900 ADR_{t-6} \\
 & (1.66808) \quad (0.39710) \quad (-0.10760) \quad (0.64253) \\
 & + 0.027165 TIOR_{t-1} + 0.012713 TIOR_{t-2} + 0.000515 TIOR_{t-3} + 0.004603 TIOR_{t-4} \\
 & (1.51954) \quad (0.72728) \quad (0.03261) \quad (0.29782) \\
 & - 0.032425 TIOR_{t-5} + 0.028969 TIOR_{t-6} \\
 & (-2.20312) \quad (1.91840)
 \end{aligned}$$

其 $R^2 = 0.355762$, $Adjusted R^2 = 0.215710$

美國重貼現率模式：

$$\begin{aligned}
 ADR_t = & 0.011226 + 5.92 \times 10^{-5} TINDEX_{t-1} - 5.05 \times 10^{-6} TINDEX_{t-2} + 4.85 \times 10^{-5} TINDEX_{t-3} \\
 & (0.54103) \quad (1.67393) \quad (-0.14380) \quad (1.38511) \\
 & + 7.65 \times 10^{-5} TINDEX_{t-4} + 4.54 \times 10^{-5} TINDEX_{t-5} + 6.25 \times 10^{-5} TINDEX_{t-6} \\
 & (2.21453) \quad (1.32876) \quad (1.93661) \\
 & - 0.000120 AINDEX_{t-1} + 0.000173 AINDEX_{t-2} + 4.02 \times 10^{-5} AINDEX_{t-3} \\
 & (-2.23415) \quad (3.18580) \quad (0.72026) \\
 & - 7.92 \times 10^{-5} AINDEX_{t-4} - 8.80 \times 10^{-5} AINDEX_{t-5} - 8.37 \times 10^{-5} AINDEX_{t-6} \\
 & (-1.42908) \quad (-1.58829) \quad (-1.49659) \\
 & - 0.319281 TDR_{t-1} - 0.069557 TDR_{t-2} + 0.068691 TDR_{t-3} - 0.004021 TDR_{t-4} \\
 & (1.90482) \quad (-0.41071) \quad (0.39185) \quad (-0.02327) \\
 & + 0.137881 TDR_{t-5} + 0.095683 TDR_{t-6} + 0.046700 ADR_{t-1} + 0.119362 ADR_{t-2} \\
 & (0.83300) \quad (0.58408) \quad (0.52976) \quad (1.33647) \\
 & + 0.196494 ADR_{t-3} - 0.007901 ADR_{t-4} - 0.001547 ADR_{t-5} - 0.008238 ADR_{t-6} \\
 & (2.20808) \quad (-0.08862) \quad (-0.01778) \quad (-0.09756) \\
 & - 0.020060 TIOR_{t-1} + 0.006197 TIOR_{t-2} + 0.000310 TIOR_{t-3} + 0.023865 TIOR_{t-4} \\
 & (-0.59768) \quad (0.18883) \quad (0.01045) \quad (0.82252) \\
 & - 0.025238 TIOR_{t-5} + 0.032347 TIOR_{t-6} \\
 & (-0.91336) \quad (1.14099)
 \end{aligned}$$

其 $R^2 = 0.343322$, $Adjusted R^2 = 0.200566$

台灣隔夜拆款利率模式：

$$\begin{aligned}
 TIOR_t = & -0.026719 + 6.07 \times 10^{-5} TINDEX_{t-1} + 0.000155 TINDEX_{t-2} - 4.20 \times 10^{-5} TINDEX_{t-3} \\
 & (-0.49633) \quad (0.66193) \quad (1.70137) \quad (-0.46178) \\
 & + 1.72 \times 10^{-5} TINDEX_{t-4} + 9.18 \times 10^{-6} TINDEX_{t-5} - 2.45 \times 10^{-6} TINDEX_{t-6} \\
 & (0.19141) \quad (0.10356) \quad (-0.02924) \\
 & + 6.01 \times 10^{-5} AINDEX_{t-1} + 7.86 \times 10^{-5} AINDEX_{t-2} - 3.53 \times 10^{-6} AINDEX_{t-3} \\
 & (0.43039) \quad (0.55829) \quad (-0.02440) \\
 & + 5.94 \times 10^{-5} AINDEX_{t-4} + 5.42 \times 10^{-5} AINDEX_{t-5} + 3.47 \times 10^{-5} AINDEX_{t-6} \\
 & (0.00014) \quad (0.37722) \quad (0.23877) \\
 & + 1.069743TDR_{t-1} - 0.271316TDR_{t-2} + 0.294571TDR_{t-3} + 0.163499TDR_{t-4} \\
 & (2.45989) \quad (-0.61749) \quad (0.64769) \quad (0.36465) \\
 & - 0.114469TDR_{t-5} + 0.587362TDR_{t-6} + 0.422475ADR_{t-1} - 0.176867ADR_{t-2} \\
 & (-0.26655) \quad (1.38197) \quad (1.84720) \quad (-0.76330) \\
 & - 0.006323ADR_{t-3} - 0.077074ADR_{t-4} - 0.364859ADR_{t-5} - 0.069619ADR_{t-6} \\
 & (-0.02739) \quad (-0.33323) \quad (-1.61635) \quad (-0.31778) \\
 & - 0.211326TIOR_{t-1} - 0.211033TIOR_{t-2} - 0.095311TIOR_{t-3} - 0.118210TIOR_{t-4} \\
 & (-2.42689) \quad (-2.47851) \quad (-1.23994) \quad (-1.57033) \\
 & - 0.278989TIOR_{t-5} + 0.059896TIOR_{t-6} \\
 & (-3.89170) \quad (0.81432)
 \end{aligned}$$

其 $R^2 = 0.300498$ · *Adjusted* $R^2 = 0.148433$

表 4.29 向量自我迴歸模式

Vector Autoregression Estimates					
Sample(adjusted): 1990:12 2004:12					
Included observations: 169 after adjusting endpoints					
Standard errors in () & t-statistics in []					
	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
TINDEX(-1)	0.046806	-0.047658	1.79E-05	5.92E-05	6.07E-05
	(0.08980)	(0.06112)	(1.9E-05)	(3.5E-05)	(9.2E-05)
	[0.52124]	[-0.77973]	[0.94900]	[1.67393]	[0.66193]
TINDEX(-2)	0.037631	0.069494	2.29E-05	-5.05E-06	0.000155
	(0.08918)	(0.06070)	(1.9E-05)	(3.5E-05)	(9.1E-05)
	[0.42199]	[1.14488]	[1.22329]	[-0.14380]	[1.70137]
TINDEX(-3)	-0.122840	0.038239	1.14E-05	4.85E-05	-4.20E-05
	(0.08900)	(0.06058)	(1.9E-05)	(3.5E-05)	(9.1E-05)
	[-1.38023]	[0.63122]	[0.61279]	[1.38511]	[-0.46178]
TINDEX(-4)	0.074676	0.017375	9.63E-06	7.65E-05	1.72E-05
	(0.08779)	(0.05976)	(1.8E-05)	(3.5E-05)	(9.0E-05)
	[0.85063]	[0.29077]	[0.52311]	[2.21453]	[0.19141]
TINDEX(-5)	0.004611	-0.007984	-4.24E-06	4.54E-05	9.18E-06
	(0.08680)	(0.05908)	(1.8E-05)	(3.4E-05)	(8.9E-05)
	[0.05313]	[-0.13514]	[-0.23322]	[1.32876]	[0.10356]
TINDEX(-6)	-0.122337	-0.113113	2.62E-05	6.25E-05	-2.45E-06
	(0.08194)	(0.05577)	(1.7E-05)	(3.2E-05)	(8.4E-05)
	[-1.49305]	[-2.02812]	[1.52510]	[1.93661]	[-0.02924]
AINDEX(-1)	-0.007182	-0.050691	-2.97E-06	-0.000120	6.01E-05
	(0.13664)	(0.09301)	(2.9E-05)	(5.4E-05)	(0.00014)
	[-0.05256]	[-0.54503]	[-0.10350]	[-2.23415]	[0.43039]
AINDEX(-2)	0.053759	-0.107943	2.81E-05	0.000173	7.86E-05
	(0.13790)	(0.09386)	(2.9E-05)	(5.4E-05)	(0.00014)
	[0.38984]	[-1.14998]	[0.97239]	[3.18580]	[0.55829]
AINDEX(-3)	0.001288	-0.043686	2.05E-05	4.02E-05	-3.53E-06
	(0.14180)	(0.09652)	(3.0E-05)	(5.6E-05)	(0.00014)
	[0.00908]	[-0.45260]	[0.68848]	[0.72026]	[-0.02440]
AINDEX(-4)	-0.151530	-0.063359	-4.48E-06	-7.92E-05	5.94E-05
	(0.14075)	(0.09580)	(3.0E-05)	(5.5E-05)	(0.00014)
	[-1.07658]	[-0.66134]	[-0.15187]	[-1.42908]	[0.41320]
AINDEX(-5)	0.211052	0.031701	-1.31E-05	-8.80E-05	5.42E-05
	(0.14069)	(0.09576)	(3.0E-05)	(5.5E-05)	(0.00014)
	[1.50016]	[0.33105]	[-0.44361]	[-1.58829]	[0.37722]
AINDEX(-6)	-0.174333	0.045023	4.91E-06	-8.37E-05	3.47E-05
	(0.14208)	(0.09671)	(3.0E-05)	(5.6E-05)	(0.00015)
	[-1.22700]	[0.46555]	[0.16495]	[-1.49659]	[0.23877]
TDR(-1)	-175.2259	-173.8979	-0.078250	0.319281	1.069743
	(425.774)	(289.810)	(0.08928)	(0.16762)	(0.43487)
	[-0.41155]	[-0.60004]	[-0.87647]	[1.90482]	[2.45989]

表 4.29 向量自我迴歸模式 (續)

	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
TDR(-2)	-445.7651	-270.4005	0.220001	-0.069557	-0.271316
	(430.194)	(292.819)	(0.09021)	(0.16936)	(0.43939)
	[-1.03620]	[-0.92344]	[2.43886]	[-0.41071]	[-0.61749]
TDR(-3)	187.5007	167.4121	0.073771	0.068691	0.294571
	(445.286)	(303.091)	(0.09337)	(0.17530)	(0.45480)
	[0.42108]	[0.55235]	[0.79008]	[0.39185]	[0.64769]
TDR(-4)	-534.4936	-174.9563	-0.008351	-0.004021	0.163499
	(438.994)	(298.808)	(0.09205)	(0.17282)	(0.44838)
	[-1.21754]	[-0.58551]	[-0.09072]	[-0.02327]	[0.36465]
TDR(-5)	-239.2218	-355.4801	-0.148248	0.137881	-0.114469
	(420.454)	(286.189)	(0.08816)	(0.16552)	(0.42944)
	[-0.56896]	[-1.24212]	[-1.68151]	[0.83300]	[-0.26655]
TDR(-6)	-153.3538	-88.81362	-0.031851	0.095683	0.587362
	(416.125)	(283.242)	(0.08726)	(0.16382)	(0.42502)
	[-0.36853]	[-0.31356]	[-0.36502]	[0.58408]	[1.38197]
ADR(-1)	93.95432	-17.73322	0.099206	0.046700	0.422475
	(223.926)	(152.419)	(0.04695)	(0.08815)	(0.22871)
	[0.41958]	[-0.11635]	[2.11280]	[0.52976]	[1.84720]
ADR(-2)	-165.6522	147.0339	0.064023	0.119362	-0.176867
	(226.865)	(154.419)	(0.04757)	(0.08931)	(0.23171)
	[-0.73018]	[0.95217]	[1.34585]	[1.33647]	[-0.76330]
ADR(-3)	105.8550	38.77666	0.079065	0.196494	-0.006323
	(226.045)	(153.862)	(0.04740)	(0.08899)	(0.23088)
	[0.46829]	[0.25202]	[1.66808]	[2.20808]	[-0.02739]
ADR(-4)	246.0908	215.8116	0.018856	-0.007901	-0.077074
	(226.456)	(154.141)	(0.04749)	(0.08915)	(0.23130)
	[1.08670]	[1.40009]	[0.39710]	[-0.08862]	[-0.33323]
ADR(-5)	75.45476	199.4853	-0.004986	-0.001547	-0.364859
	(221.007)	(150.432)	(0.04634)	(0.08701)	(0.22573)
	[0.34141]	[1.32608]	[-0.10760]	[-0.01778]	[-1.61635]
ADR(-6)	161.1396	0.635561	0.028900	-0.008238	-0.069619
	(214.498)	(146.002)	(0.04498)	(0.08444)	(0.21908)
	[0.75124]	[0.00435]	[0.64253]	[-0.09756]	[-0.31778]
TIOR(-1)	38.51341	37.25989	0.027165	-0.020060	-0.211326
	(85.2546)	(58.0300)	(0.01788)	(0.03356)	(0.08708)
	[0.45175]	[0.64208]	[1.51954]	[-0.59768]	[-2.42689]
TIOR(-2)	47.57375	-33.56124	0.012713	0.006197	-0.211033
	(83.3636)	(56.7428)	(0.01748)	(0.03282)	(0.08515)
	[0.57068]	[-0.59146]	[0.72728]	[0.18883]	[-2.47851]
TIOR(-3)	-92.65482	25.75111	0.000515	0.000310	-0.095311
	(75.2594)	(51.2266)	(0.01578)	(0.02963)	(0.07687)
	[-1.23114]	[0.50269]	[0.03261]	[0.01045]	[-1.23994]

表 4.29 向量自我迴歸模式 (續)

	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
TIOR(-4)	-10.88835	-45.86711	0.004603	0.023865	-0.118210
	(73.7019)	(50.1664)	(0.01545)	(0.02901)	(0.07528)
	[-0.14774]	[-0.91430]	[0.29782]	[0.82252]	[-1.57033]
TIOR(-5)	6.366782	57.56764	-0.032425	-0.025238	-0.278989
	(70.1883)	(47.7749)	(0.01472)	(0.02763)	(0.07169)
	[0.09071]	[1.20498]	[-2.20312]	[-0.91336]	[-3.89170]
TIOR(-6)	-46.62224	-2.773762	0.028969	0.032347	0.059896
	(72.0138)	(49.0174)	(0.01510)	(0.02835)	(0.07355)
	[-0.64741]	[-0.05659]	[1.91840]	[1.14099]	[0.81432]
C	-28.13216	39.43537	-0.028516	0.011226	-0.026719
	(52.7072)	(35.8761)	(0.01105)	(0.02075)	(0.05383)
	[-0.53374]	[1.09921]	[-2.58014]	[0.54103]	[-0.49633]
R-squared	0.159601	0.121351	0.355762	0.343322	0.300498
Adj. R-squared	-0.023094	-0.069659	0.215710	0.200566	0.148433

TINDEX (台灣股價指數) ; AINDEX (美國股價指數) ;
 TDR (台灣重貼現率) ; ADR (美國重貼現率) ; TIOR (台灣隔夜拆款率)

由於 $Adjusted\ R^2 = \frac{(n-1)R^2 - k}{n - k - 1}$, 其中 n 代表樣本總數, k 代表變數之

數目, 當 $Adjusted\ R^2$ 小於 0 時, 表示 $n - k - 1 > 0$ 或 $(n-1)R^2 - k < 0$, 故在 k 很大、 n 很小時將可能造成 $Adjusted\ R^2$ 成為負值。由以上五條向量自我迴歸模式之 R^2 及 $Adjusted\ R^2$ 來看, 以台灣股價指數以及美國股價指數為被解釋變數的迴歸模式之 $Adjusted\ R^2$ 皆為負數, 原因可能為此兩變量向量自我迴歸模式本身之 R^2 很小, 因此導致 $Adjusted\ R^2$ 為負數。

因此, 在這五條向量自我迴歸模式中, 分別以台灣重貼現率、美國重貼現率以及台灣隔夜拆款利率為被解釋變數的迴歸模式適配度比以台灣股價及美國股價為被解釋變數的迴歸模式配適度來得好, 此結果與前一節 Granger 因果檢定中, 其他變數應不是台灣股價及美國股價的前因, 結論是相一致的。

4.7 共整合檢定

Johansen共整合檢定是一般學者認為用來判定共整合關係最具效率的方法，又因為本研究所採用的五個變量皆需要一階差分後，皆成為穩定數列，所以本研究乃以Johansen多變量最大概似法做為變數間長期均衡關係的檢定模式。

在使用了Johanson所發展出的檢定模式，提供了兩種的檢定方法，一為軌跡檢定法(trace test)，另一為最大特性根檢定法(maximum eigenvalue test)。本研究將五個變量之原始時間數列，經由Eviews軟體，求得表4.31共整合檢定表，首先原假設是台灣股價指數、美國股價指數、台灣重貼現率、美國重貼現率及台灣隔夜拆款率之間不存在長期均衡關係，即 H_0 :五變量間沒有共整合關係。但經由表4.30中，軌跡檢定(trace test)得知，檢定台灣股價指數、美國股價指數、台灣重貼現率、美國重貼現率及台灣隔夜拆款率間的共整合關係時，統計量為68.08249，小於1%及5%的臨界值，因此無法拒絕虛無假設，即指出此五變量間沒有共整合關係，此結果表示五變量間長期間沒有均衡關係。

表 4.30 共整合檢定表

Sample(adjusted): 1990:12 2004:12				
Included observations: 169 after adjusting endpoints				
Trend assumption: Linear deterministic trend				
Series: ADR AINDEX TDR TINDEX TIOR				
Lags interval (in first differences): 1 to 6				
Unrestricted Cointegration Rank Test				
Trace test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.165151	68.08249	68.52	76.07
At most 1	0.114345	37.57718	47.21	54.46
At most 2	0.079004	17.05593	29.68	35.65
At most 3	0.017264	3.147381	15.41	20.04
At most 4	0.001208	0.204317	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Trace test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				
Max-eigenvalue test				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.165151	30.50530	33.46	38.77
At most 1	0.114345	20.52125	27.07	32.24
At most 2	0.079004	13.90855	20.97	25.52
At most 3	0.017264	2.943064	14.07	18.63
At most 4	0.001208	0.204317	3.76	6.65
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level				
Max-eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels				

註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

4.8 Granger 因果關係

將台灣股價指數、美國股價指數、台灣重貼現率、美國重貼現率與台灣隔夜拆款利率以一階差分後達定態之資料，利用前述Granger (1969) 因果關係定義與檢定，進行本研究變數間因果關係檢定。依Granger因果關係分析，若過去的 X 變數觀察值有助於 Y 變數之預測，則代表第 X 變數為 Y 變數的前因， Y 變數為第 X 變數的後果。本文將用此定義透過F統計量及顯著水準 p 值，來判斷台灣股價、重貼現率、隔夜拆款利率與美國股價、重貼現率等五個變數間的因果互動關係。實證結果列於表4.26，由該表可得到各變數間的因果關係：

1、在虛無假設為 H_0 : 台灣股價指數不為台灣重貼現率之因的檢定中，其 p 值為0.08306，小於 $\alpha = 10\%$ 之顯著水準，達顯著性測驗，故拒絕虛無假設，因此得知台灣股價為台灣重貼現率之前因。

2、若虛無假設為 H_0 : 台灣股價指數不為美國重貼現率之因，經過檢定後，其 p 值為0.03566，小於 $\alpha = 5\%$ 之顯著水準，達顯著性測驗，故拒絕虛無假設，因此可知台灣股價指數與美國重貼現率有連動關係。

3、檢定虛無假設 H_0 : 美國股價指數不為美國重貼現率之因，其 p 值為0.00186，小於 $\alpha = 1\%$ 之顯著水準，達顯著性測驗，故拒絕虛無假設，因此可知美國股價指數為台灣重貼現率之前因。

4、檢定虛無假設 H_0 : 美國重貼現率不為台灣重貼現率之因，其 p 值為0.07632，雖未能達 $\alpha = 5\%$ 的顯著水準，但若放寬 $\alpha = 10\%$ ，則仍達顯著性測驗，故拒絕虛無假設，即美國重貼現率為台灣重貼現率之前因。

5、在虛無假設 H_0 : 台灣隔夜拆款利率不為台灣重貼現率之因 以及 H_0 : 台灣重貼現率不為台灣隔夜拆款利率之因之檢定中，其 p 值分別為0.05587 以及0.01809，分別通過10%以及5%之顯著水準，達顯著性測驗，故拒絕

了虛無假設，由此可知台灣隔夜拆款利率以及台灣重貼現率為回饋之關係。

6、檢定虛無假設 H_0 : 美國重貼現率不為台灣隔夜拆款利率之因，其p值為0.0898，通過10%之顯著水準，達顯著性測驗，拒絕虛無假設，因此得知美國重貼現率為台灣隔夜拆款利率之前因。

經由以上通過顯著性測驗之虛無假設，本研究即可了解，台灣股價指數會影響台灣重貼現率，美國股價指數影響美國重貼現率，美國重貼現率會影響台灣重貼現率，美國重貼現率會影響台灣隔夜拆款利率，而台灣重貼現率與台灣隔夜拆款利率為互相為回饋關係，另外台灣股價指數與美國重貼現率之間會有某程度的關聯性，以上結果之繪圖如下：

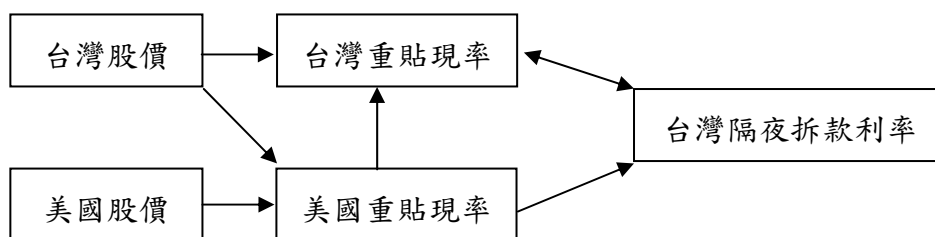


圖 4.1 Granger 因果關係之彙總圖

表 4.31 五變量間之 Granger 因果關係檢定

Pairwise Granger Causality Tests			
Sample: 1990:06 2004:12			
Lags: 6			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
AINDEX does not Granger Cause TINDEX	169	1.06242	0.38755
TINDEX does not Granger Cause AINDEX		1.0895	0.37108
TDR does not Granger Cause TINDEX	169	0.67367	0.67108
TINDEX does not Granger Cause TDR		1.90609	0.08306*
ADR does not Granger Cause TINDEX	169	0.30569	0.93325
TINDEX does not Granger Cause ADR		2.32068	0.03566**
TIOR does not Granger Cause TINDEX	169	0.68698	0.66042
TINDEX does not Granger Cause TIOR		1.03969	0.40176
TDR does not Granger Cause AINDEX	169	0.29119	0.94043
AINDEX does not Granger Cause TDR		0.59561	0.73352
ADR does not Granger Cause AINDEX	169	0.51346	0.79752
AINDEX does not Granger Cause ADR		3.69049	0.00186***
TIOR does not Granger Cause AINDEX	169	0.53783	0.77885
AINDEX does not Granger Cause TIOR		0.50656	0.80274
ADR does not Granger Cause TDR	169	1.94847	0.07632*
TDR does not Granger Cause ADR		1.08105	0.37617
TIOR does not Granger Cause TDR	169	2.10283	0.05587*
TDR does not Granger Cause TIOR		2.643	0.01809**
TIOR does not Granger Cause ADR	169	0.64805	0.69162
ADR does not Granger Cause TIOR		1.86678	0.0898*

註： *表示顯著水準<10%；**表示顯著水準<5%；***表示顯著水準<1%

TINDEX (台灣股價指數)；AINDEX (美國股價指數)；

TDR (台灣重貼現率)；ADR (美國重貼現率)；TIOR (台灣隔夜拆款率)

4.9 變異數分解分析

在分析變異數分解時，當輸入五變量的順序不同，其結果也會不同，Chris Brooks (2002) 在 *Introductory Econometrics for Finance* 一書中提到在預估變異數分解和衝擊反應時，變量的排列順序是很重要的，因此在這裡本研究在五變量的排序方式上，將利用 Granger 因果關係檢定之結果來決定排列順序，依本研究之 Granger 因果關係所決定之順序為台灣股價指數→美國股價指數→美國重貼現率→台灣重貼現率→台灣隔夜拆款利率。另外依 Chris Brooks 在書中所提供的兩種順序模式，即除了因果排列外，再將排列順序顛倒，並依上述的兩種順序平均後的值分析，利用此兩種排列方法之結果來分析變異數分解。

本研究以變異數分解的百分比值來分析台灣股價指數、美國股價指數、台灣重貼現率、台灣隔夜拆款利率以及美國重貼現率之間的相互解釋能力，我們取 24 期（2 年）的值做為觀察，由於由表 4.32 至表 4.36 的變異數分解表中，可發現台灣股價指數、美國股價指數、台灣重貼現率、台灣隔夜拆款利率以及美國重貼現率的變異數分解百分比，從第 14 期開始呈現穩定狀態，因此本研究將以第 14 期的變異數分解值來做分析。

1、台灣股價指數之變異數分解

由表 4.32 台灣股價指數變異數分解值以第 14 期來觀察，台灣股價指數被美國股價指數所解釋的比例為 10.05259%，而在此模式下台灣股價指數的外生性為 82.88835%，即當台灣股價自身發生變異時，還存在著極高的解釋能力。在短期內，台灣股價之自身解釋能力每期約下降 1%，表示較不易受其他變數之影響。

表 4.32 台灣股價指數之變異數分解

Variance Decomposition of TINDEX:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
1	92.11017	6.93771	0.322646	0.066907	0.562568
2	91.85483	6.921252	0.383579	0.15266	0.687684
3	90.62855	6.94166	0.930998	0.713474	0.78532
4	89.3976	6.794109	0.928448	0.811313	2.06853
5	85.80849	8.164098	2.900275	1.067841	2.059299
6	84.89874	9.107828	2.880595	1.060873	2.051963
7	83.27036	10.02101	3.367756	1.15028	2.190597
8	83.22984	10.01423	3.365455	1.197645	2.192841
9	83.1257	10.04909	3.366462	1.194526	2.264226
10	83.07472	10.03398	3.402302	1.196329	2.292668
11	83.03074	10.0307	3.434738	1.206162	2.297664
12	82.96023	10.02957	3.486245	1.211206	2.312749
13	82.89758	10.05374	3.520877	1.216652	2.311161
14	82.88835	10.05259	3.521807	1.216558	2.3207
15	82.86966	10.07138	3.520764	1.217604	2.320593
16	82.86904	10.07048	3.520653	1.218785	2.321041
17	82.85602	10.07013	3.529083	1.218843	2.325921
18	82.85242	10.07114	3.530253	1.219073	2.327114
19	82.84837	10.07135	3.531319	1.221341	2.327621
20	82.84676	10.07121	3.532199	1.221367	2.328474
21	82.84637	10.07151	3.532268	1.221421	2.328427
22	82.84544	10.07139	3.532612	1.221402	2.32916
23	82.84505	10.07149	3.53262	1.221427	2.329414
24	82.84475	10.07149	3.532666	1.22169	2.329411

註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

2、美國股價指數之變異數分解

由表4.33美國股價指數變異數分解值以第14期來觀察，當美國股價指數發生非預期的變動之變異時，除了自身的影響外，其他的變異受台灣股價指數之影響最大達10.48919%，而在此模式下美國股價指數的外生性為81.87871%，即當美國股價發生變異時，還存在著極高的解釋能力。在短期內，美國股價在每期之自身解釋能力約下降1%，顯示美國股價不易

受其他變數的影響。

表 4.33 美國股價指數之變異數分解

Variance Decomposition of AINDEX:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
1	7.36654	90.40707	1.407083	0.807912	0.0114
2	7.838126	89.39683	1.697342	0.83845	0.229255
3	8.113605	87.58868	2.043907	1.435644	0.81817
4	8.336479	87.05901	2.265896	1.426254	0.912363
5	8.18466	85.43864	2.601388	2.560343	1.214977
6	8.09834	84.55145	2.829807	2.9851	1.53531
7	10.11256	82.59811	2.762634	2.913323	1.613382
8	10.18355	82.53461	2.758461	2.912462	1.610912
9	10.18509	82.48453	2.750528	2.930013	1.649842
10	10.48217	82.06899	2.758423	2.913393	1.777027
11	10.47878	81.93184	2.89971	2.912471	1.7772
12	10.47416	81.92225	2.899395	2.912535	1.791668
13	10.48972	81.88418	2.921256	2.909074	1.795777
14	10.48919	81.87871	2.921393	2.913909	1.796801
15	10.50108	81.84062	2.924547	2.912674	1.821082
16	10.50145	81.83875	2.925191	2.91363	1.820984
17	10.50257	81.8345	2.926464	2.915387	1.821077
18	10.50316	81.83302	2.927315	2.915454	1.821051
19	10.50401	81.83041	2.92813	2.915702	1.821751
20	10.50407	81.82797	2.928542	2.915809	1.823616
21	10.504	81.82605	2.928646	2.915849	1.825459
22	10.50514	81.82486	2.92862	2.915939	1.825448
23	10.50513	81.82452	2.928938	2.915943	1.825474
24	10.50513	81.82444	2.92893	2.915952	1.825555

註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

3、台灣重貼現率之變異數分解

由表4.34台灣重貼現率變異數分解值以第14期來觀察，台灣重貼現率被美國重貼現率所解釋的比例為11.82355%，同時被台灣股價所解釋的比例為9.835915%，此兩結果與Granger因果關係符合，而在此模式下台灣重貼現率的外生性為69.14075%，即當台灣重貼現率發生變異時，其本身之

解釋能力為中等。在短期內，台灣重貼現率自身解釋能力約下降3%，因此台灣重貼現率較容易受其他變數之影響。

表 4.34 台灣重貼現率之變異數分解

Variance Decomposition of TDR:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
1	0.484092	0.989708	93.63928	3.21014	1.676782
2	1.081891	1.033882	89.31978	5.643512	2.920936
3	3.16185	1.685262	85.12366	7.286845	2.742383
4	4.263219	2.46583	80.59832	10.08297	2.589655
5	5.311515	2.512922	78.55714	11.05629	2.562141
6	5.380335	2.448576	75.97432	11.44115	4.755619
7	8.754627	2.580407	71.80555	11.22532	5.634088
8	8.826949	2.811458	70.90235	11.7542	5.705046
9	9.685267	2.8918	70.09313	11.65451	5.675293
10	9.671801	2.951244	69.94353	11.75834	5.675085
11	9.838133	3.046192	69.43244	11.85393	5.829309
12	9.824971	3.042068	69.20467	11.82492	6.103367
13	9.82312	3.100582	69.15465	11.81853	6.103119
14	9.835915	3.099684	69.14075	11.82355	6.10011
15	9.832996	3.159894	69.08879	11.81792	6.100405
16	9.861673	3.159794	69.06321	11.81476	6.100571
17	9.854967	3.161757	69.02598	11.81433	6.142965
18	9.857432	3.163491	69.01445	11.81651	6.148122
19	9.860806	3.163976	69.00892	11.81645	6.149854
20	9.86089	3.163906	69.00622	11.81778	6.151217
21	9.864093	3.163949	69.0029	11.81814	6.150919
22	9.863088	3.164466	68.99722	11.81701	6.158222
23	9.863825	3.164343	68.99349	11.81632	6.162018
24	9.863686	3.164796	68.99217	11.81734	6.162002

註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

4、美國重貼現率之變異數分解

由表4.35美國重貼現率變異數分解值以第14期來做為觀察值，當美國重貼現率發生非預期的變動之變異時，最能影響台灣股價指數之變異達12.90232%，而在此模式下美國重貼現率的外生性為69.97358%，即當美

國重貼現率發生變異時，其自身的解釋能力為中等。在短期內，美國重貼現率之自身解釋能力每期下降幅度約為3%，表示美國重貼現率較易受其他變數影響。

表 4.35 美國重貼現率之變異數分解

Variance Decomposition of ADR:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
1	0.031594	0.284623	3.466328	95.65893	0.55853
2	1.222609	2.628996	5.45087	90.04956	0.647964
3	1.933054	8.935026	5.110265	83.33881	0.682854
4	3.264859	9.080861	6.366551	80.52351	0.764226
5	6.540552	9.502365	6.044467	77.10868	0.803946
6	9.061261	9.433633	6.551955	74.12373	0.829423
7	11.93773	9.522599	6.363158	71.05695	1.119563
8	12.57576	9.396126	6.277575	70.61337	1.137173
9	12.60761	9.375186	6.269029	70.52093	1.227243
10	12.69481	9.367453	6.260774	70.45155	1.225416
11	12.71072	9.455103	6.244652	70.32896	1.260564
12	12.89291	9.492861	6.250605	70.08242	1.281209
13	12.90277	9.54361	6.245452	70.02836	1.279824
14	12.90232	9.582997	6.238973	69.97358	1.302135
15	12.90782	9.58398	6.239175	69.96698	1.302042
16	12.91277	9.585059	6.239401	69.9607	1.302075
17	12.92449	9.583543	6.242381	69.94607	1.303511
18	12.92441	9.589194	6.241487	69.93564	1.309283
19	12.93137	9.588676	6.240911	69.9284	1.310642
20	12.9322	9.588562	6.241778	69.92525	1.312221
21	12.93289	9.588943	6.241663	69.92431	1.312199
22	12.93311	9.588904	6.241662	69.92392	1.312402
23	12.93298	9.589034	6.241594	69.92363	1.312769
24	12.9332	9.589005	6.241572	69.92346	1.31277

註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

5、台灣隔夜拆款利率之變異數分解

由表4.36台灣隔夜拆款利率變異數分解值以第14期來觀察，台灣隔夜拆款利率被台灣重貼現率所解釋的比例為7.708847%，此結果與Granger因果關係符合，而在此模式下台灣隔夜拆款利率的外生性為82.59561%，即當台灣隔夜拆款利率發生變異時，其本身之解釋能力為極高。在短期中，台灣隔夜拆款利率由於僅在第三期前下降速度較快，因此在前三前時較容易受其他變數影響。

表 4.36 台灣隔夜拆款利率之變異數分解

Variance Decomposition of TIOR:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
1	0.562568	0.038475	2.280429	0.556002	96.56253
2	0.842122	0.365598	6.411979	4.009736	88.37057
3	3.05361	0.571581	7.046805	4.094482	85.23352
4	3.205335	0.771584	7.380104	4.128848	84.51414
5	3.272455	0.874064	7.373092	4.186899	84.2935
6	3.13554	0.836025	7.577915	4.888246	83.56228
7	3.080732	0.821036	7.512478	4.802182	83.78357
8	3.045523	0.91231	7.514005	5.173052	83.35511
9	3.059652	1.123144	7.575698	5.148231	83.09328
10	3.060568	1.240004	7.569256	5.140072	82.9901
11	3.097367	1.25575	7.605699	5.258396	82.78279
12	3.074633	1.248072	7.683845	5.218462	82.77499
13	3.088385	1.256515	7.671337	5.344426	82.63934
14	3.082219	1.268383	7.708847	5.344945	82.59561
15	3.109157	1.291307	7.703992	5.34389	82.55166
16	3.108808	1.291001	7.704952	5.356864	82.53838
17	3.104756	1.299177	7.720082	5.356579	82.51941
18	3.108695	1.298947	7.718801	5.366788	82.50677
19	3.106122	1.298732	7.731101	5.373668	82.49038

註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

表4.36 台灣隔夜拆款利率之變異數分解（續）

Variance Decomposition of TIOR:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
20	3.105775	1.300983	7.733228	5.372455	82.48756
21	3.105591	1.306799	7.732304	5.376956	82.47836
22	3.105627	1.306819	7.734845	5.379155	82.47356
23	3.10522	1.306935	7.735393	5.378372	82.47409
24	3.104898	1.306857	7.73623	5.382103	82.46991

註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

4.10 衝擊反應分析

根據衝擊反應分析，可以觀察模式內某一內生變數發生一個標準差大小的自發性變動時，對於模式內所有變數當期與未來數期的影響過程，由此可看出變數間之衝擊反應情形是屬長期、短期或正向、負向的影響。

在衝擊反應分析中，本研究仍根據Chris Brooks（2002）所建議之方法，將變量所決定之排列順序放入模式中，求出衝擊反應值，另外再將先前的排列順序顛倒後，再放入模式中，再求出衝擊反應值，利用此兩次所得到的衝擊反應值平均分析五個變量受到某一變量發生自發性干擾時的衝擊反應。

1、台灣股價指數衝擊反應對模式的影響

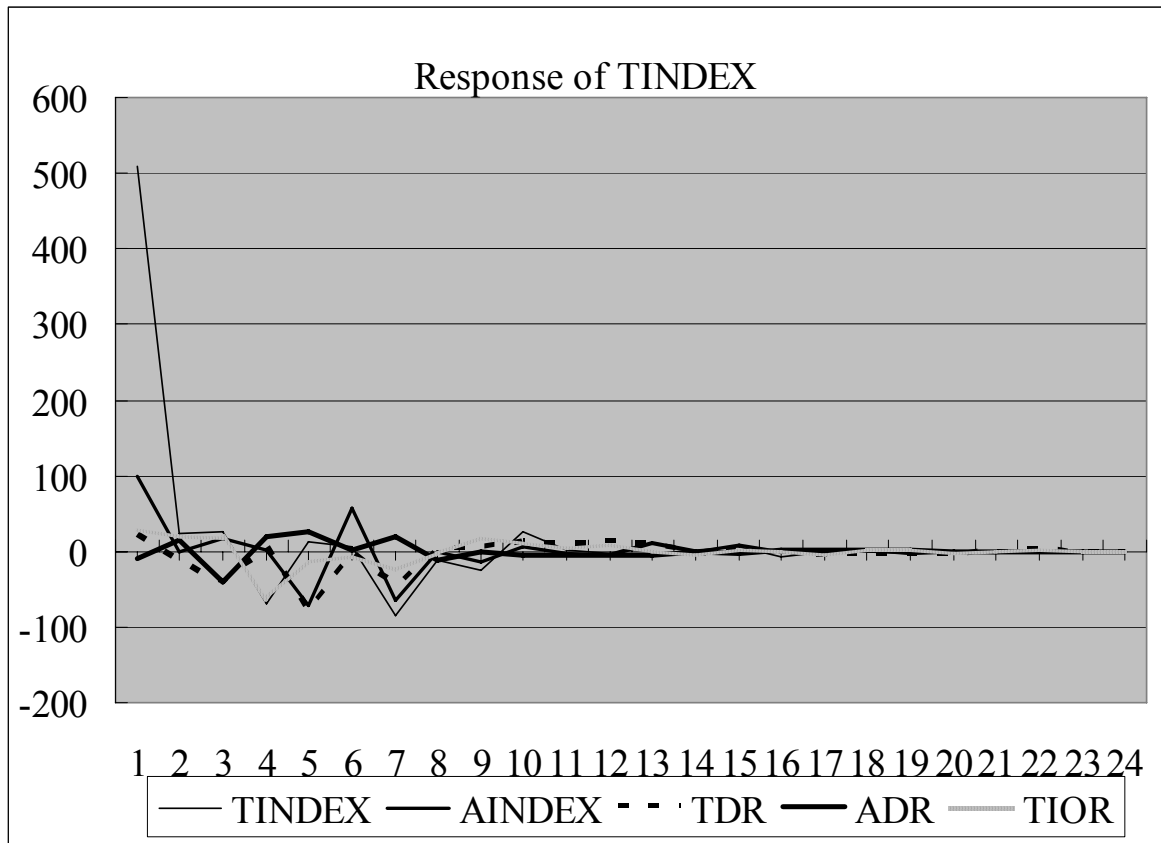
由表4.37及圖4.2可知，當台灣股價指數發生自發性干擾時，對美國股價、台灣重貼現率、美國重貼現率以及台灣隔夜拆款利率的影響為長期的。台灣股價對台灣重貼現率的影響在第七期前多為負向，台灣股價對台灣隔夜拆款利率的影響在第三期前為正向，但第四期後為正負向交替。而台灣股價發生自發性干擾對其他四個變量之反應效果在第18期後

即消失。

表 4.37 台灣股價指數的干擾對其他四變量之衝擊反應

Response of TINDEX:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
1	508.5935	98.7892	21.30415	-9.70142	28.13122
2	23.20862	-0.24114	-13.266	15.3262	18.97559
3	25.38054	18.10084	-39.6045	-39.8712	17.65416
4	-68.2098	1.15651	5.772178	18.28849	-62.109
5	13.29115	-70.683	-78.8649	26.84514	-13.2426
6	5.255728	56.88945	0.005879	1.583804	-6.94987
7	-83.9108	-64.856	-44.8733	19.54403	-25.9495
8	-12.1653	-1.0602	0.809153	-12.6185	-3.82832
9	-25.0142	-14.2893	5.201308	-1.38141	16.13776
10	26.06714	6.105854	12.36379	-4.01521	10.45236
11	1.698609	-2.51025	10.55263	-5.80069	4.24754
12	-3.56264	-4.67008	13.30437	-4.38967	7.370263
13	12.27406	11.08089	11.36245	-4.26626	-1.10989
14	1.616065	-0.24524	-2.01447	0.404018	-5.70135
15	6.833064	8.629686	0.995947	-2.19547	1.599404
16	-6.53044	-1.14228	-1.23398	2.131993	-1.54403
17	0.334576	-1.96704	-5.44834	0.732268	-4.13505
18	0.435884	2.170976	-2.09523	0.924309	2.053265
19	-2.16966	-1.7124	-2.07608	2.749478	1.399434
20	-0.32939	0.406821	-1.76876	-0.39526	-1.71786
21	-2.56392	-1.32919	-0.71136	-0.51653	-0.21264
22	1.383828	0.411912	1.159958	-0.0851	1.591975
23	0.067926	-0.70475	0.288337	-0.31428	-0.93604
24	0.20377	-0.33273	0.422271	-0.94118	-0.05547

註：註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）



註： TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

圖 4.2 台灣股價指數的干擾對其他四變量之衝擊反應

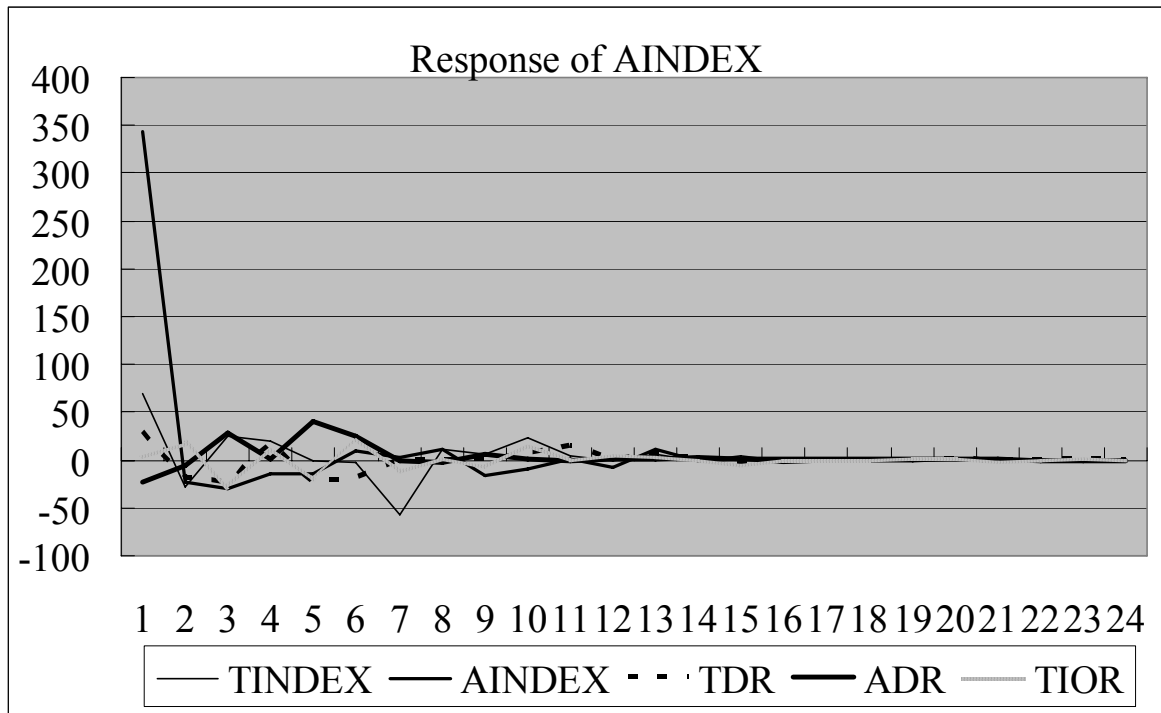
2、美國股價指數衝擊反應對模式的影響

本研究由表4.38及圖4.3可知，當美國股價指數發生自發性干擾時，對台灣股價、台灣重貼現率、美國重貼現率以及台灣隔夜拆款利率的影響為長期的。美國股價在第18期後的反應效果將會消逝，而美國股價對台灣股價的影響在第18期前為多為正向影響，對台灣重貼現率則為正負向交替的影響，對美國重貼現率的影響雖在前二期為負向影響，但長期來說多為正向的，在對台灣隔夜拆款利率影響的部份為正負向交替之影響。

表 4.38 美國股價指數的干擾對其他四變量之衝擊反應

Response of AINDEX:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
1	69.28955	343.144	30.28278	-22.9466	2.725751
2	-27.5855	-23.6032	-19.596	-5.5101	16.77836
3	24.61811	-30.0148	-22.6812	28.97522	-28.3776
4	19.80145	-15.1259	18.01488	1.414723	11.36654
5	-0.92215	-13.5625	-22.2775	40.31751	-20.6619
6	-1.79457	10.04623	-19.0151	25.13151	21.41498
7	-56.6837	3.150254	-1.37833	-0.77623	-12.5584
8	11.16542	10.72411	-0.27177	-2.42387	0.486882
9	5.689204	-16.9146	0.631349	6.188923	-7.99075
10	22.87061	-8.85828	5.759761	0.663935	14.04967
11	4.536803	0.563478	14.65232	-1.20892	-1.17108
12	-0.33869	-7.06821	0.946169	1.425909	4.762531
13	6.34928	11.59853	6.168423	0.220717	3.108364
14	-0.50894	-0.45906	0.55441	2.721582	-1.29254
15	4.994173	0.850012	-2.42468	0.470412	-6.09119
16	-1.18664	-2.50288	-1.125	1.284019	-0.07796
17	1.597389	-1.0058	-1.44663	1.679972	-0.52939
18	1.078765	0.110772	-1.15319	0.400257	0.071141
19	-1.36116	-1.05728	-1.16427	0.676184	1.046929
20	0.734062	0.487558	0.863461	0.543089	1.682563
21	-0.62648	-1.51432	-0.57658	0.489069	-1.68053
22	1.37974	0.166797	0.162364	-0.44381	0.105991
23	-0.224	-0.04167	0.697821	0.138233	0.216893
24	0.181948	-0.46548	0.019797	-0.15852	-0.35532

註：註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）



註：註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

圖 4.3 美國股價指數的干擾對其他四變量之衝擊反應

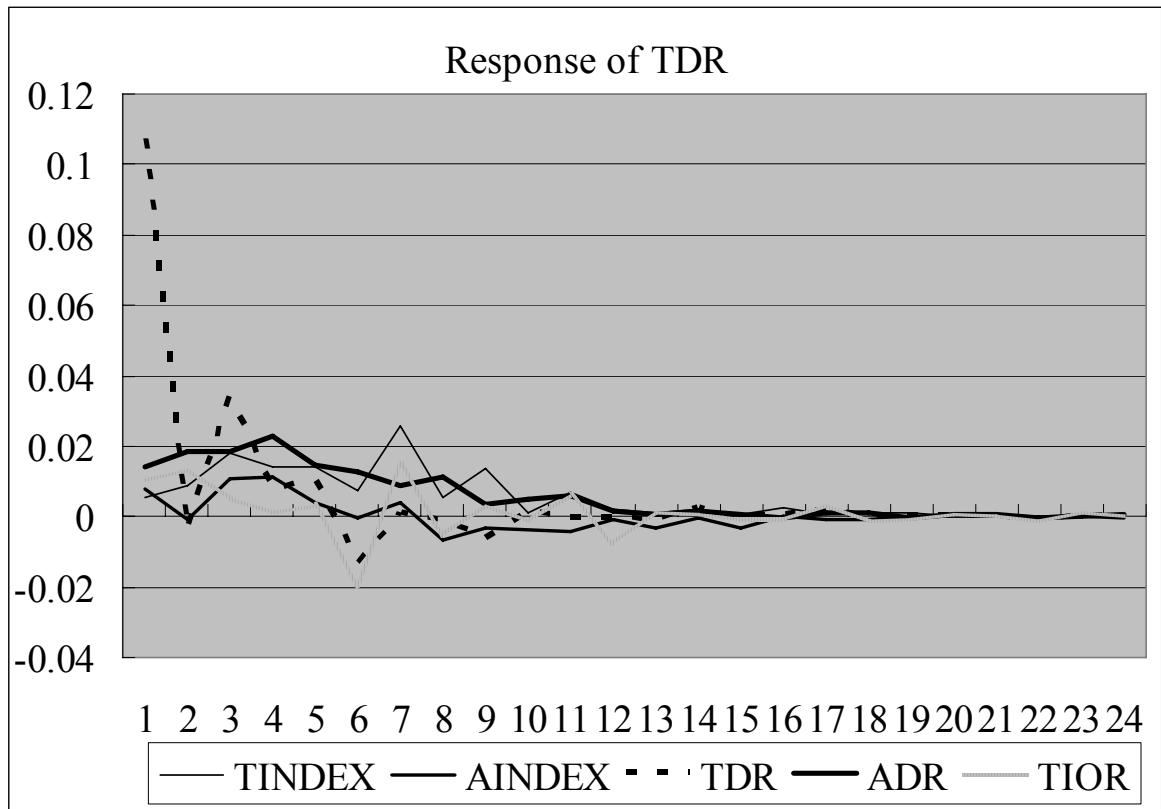
3、台灣重貼現率衝擊反應對模式的影響

當台灣重貼現率發生自發性干擾時，可以表4.39以及圖4.4可清楚的看出，對台灣股價、美國股價、美國重貼現率以及台灣隔夜拆款利率的衝擊為長期的。其中對台灣股價的影響為正向，而對台灣隔夜拆款利率的影響在第5期前是正向影響，在第6期時受衝擊最大。台灣重貼現率對其他四個變量之影響在第14期後，逐漸消失。

表 4.39 台灣重貼現率的干擾對其他四變量之衝擊反應

Response of TDR:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
1	0.005472	0.007824	0.107613	0.014091	0.010184
2	0.008975	-0.00085	-0.00383	0.018273	0.013062
3	0.017957	0.01078	0.03401	0.018332	0.004798
4	0.01413	0.011378	0.008059	0.022627	0.001258
5	0.013979	0.003785	0.010276	0.014649	0.003054
6	0.00719	-0.00048	-0.01291	0.012448	-0.01992
7	0.025879	0.003978	0.001019	0.008689	0.014425
8	0.005593	-0.00679	-0.00088	0.011171	-0.00514
9	0.013589	-0.00324	-0.00612	0.003389	0.00311
10	0.001063	-0.00352	0.001515	0.004969	-0.00157
11	0.006686	-0.00436	-0.00033	0.005838	0.006099
12	0.001841	-0.00102	-0.00014	0.001353	-0.00748
13	0.000847	-0.0034	-0.00099	0.000673	0.000941
14	0.001967	-0.00047	0.002712	0.001605	0.000483
15	0.000551	-0.00345	-0.00013	0.00078	-0.00097
16	0.002494	0.000229	0.000534	-0.00051	-0.00067
17	0.000442	-0.00092	0.001787	0.0013	0.003002
18	0.00087	-0.00063	-7.3E-05	0.000895	-0.00109
19	0.000893	0.000347	-1.7E-05	-0.00041	-0.00065
20	0.000307	-6.9E-05	0.000185	0.000591	0.000557
21	0.00084	-6.4E-05	6.58E-05	0.000424	-3.2E-06
22	-0.00002	-0.00041	-0.00067	-0.00021	-0.00124
23	0.000497	5.57E-05	0.000226	2.14E-05	0.000891
24	-8E-05	-0.00031	5.99E-05	0.000489	0.000138

註： TINDEX（台灣股價指數）； AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）； ADR（美國重貼現率）； TIOR（台灣隔夜拆款率）



註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

圖 4.4 台灣重貼現率的干擾對其他四變量之衝擊反應

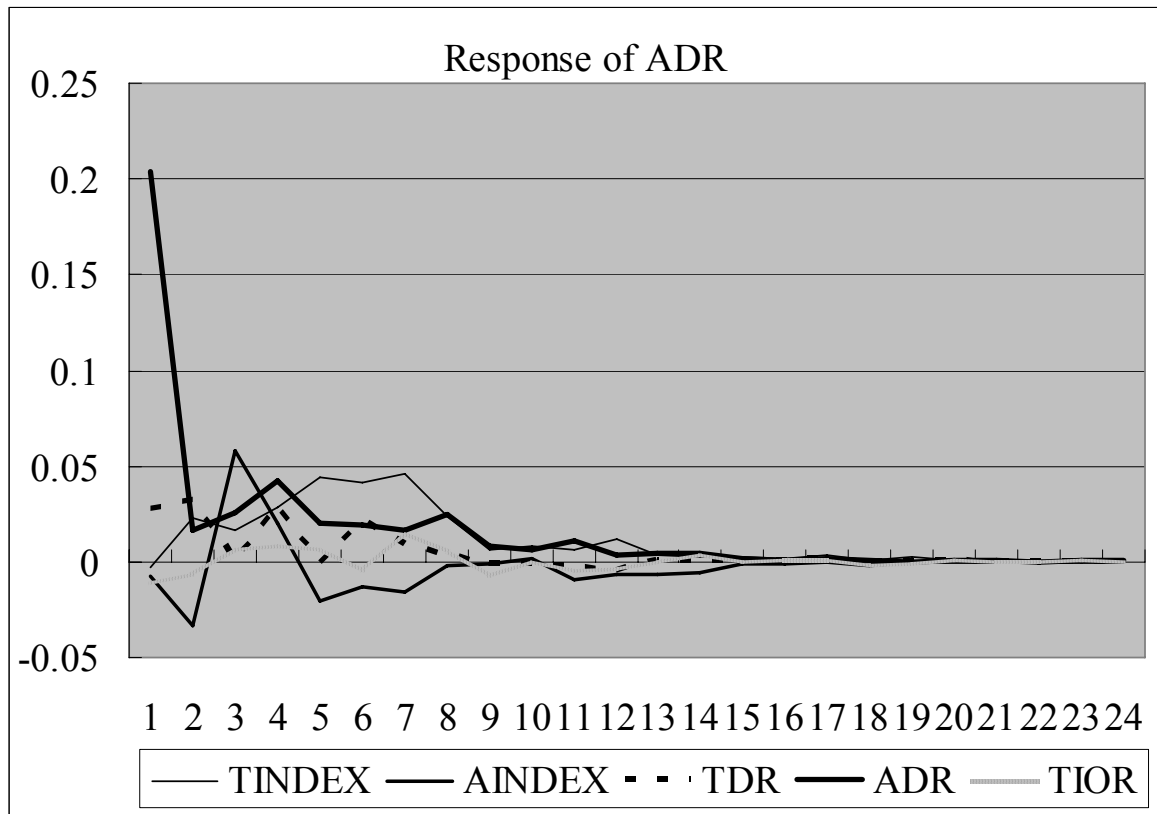
4、美國重貼現率衝擊反應對模式的影響

當美國重貼現率變動一個標準差時，由表4.40以及圖4.5可知，對台灣股價、美國股價、台灣重貼現率及台灣隔夜拆款利率為長期的影響。而對台灣股價僅在第一期時為負向關係，但第二期後皆為正向關係，對美國股價的影響為負向的，在第三期時衝擊最大，對於台灣重貼現率的影響大部份為正向影響，在對台灣隔夜拆款的影響方面，受影響程度並不大。而美國重貼現率對其他四變量之衝擊在第15期後即消失。

表 4.40 美國重貼現率的干擾對其他四變量之衝擊反應

Response of ADR:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
1	-0.00262	-0.00788	0.02749	0.204192	-0.01104
2	0.022818	-0.03311	0.032104	0.016792	-0.0066
3	0.016844	0.057656	0.000771	0.025369	0.006665
4	0.028034	0.020226	0.029008	0.041888	0.008399
5	0.044586	-0.02036	-0.00038	0.020404	0.006657
6	0.041449	-0.01328	0.021706	0.019018	-0.00522
7	0.045957	-0.01593	0.00879	0.016895	0.014318
8	0.023848	-0.00221	0.003733	0.024809	0.005076
9	0.006592	-0.00064	-0.00129	0.008273	-0.00781
10	0.008531	0.00145	-0.00076	0.006456	-0.00056
11	0.006434	-0.00895	-0.00227	0.01083	-0.00514
12	0.012237	-0.00632	-0.00437	0.003611	-0.0041
13	0.003818	-0.00632	0.001108	0.004031	0.000117
14	0.002958	-0.00573	0.00065	0.004152	0.003972
15	0.002228	-0.00121	0.000865	0.001749	-0.00026
16	0.00206	-0.00114	0.000791	0.001106	0.000324
17	0.003149	-0.00052	0.001731	0.001373	0.00105
18	0.001031	-0.00218	0.000251	0.000813	-0.00199
19	0.002352	-0.00043	0.000244	-0.00045	-0.00098
20	0.001002	-0.00048	0.000892	0.000623	0.001041
21	0.000794	-0.00059	-0.0001	0.000608	6.42E-05
22	0.000441	2.55E-05	-0.00014	-3.4E-05	-0.00037
23	5.65E-05	-0.00039	1.55E-05	0.000555	0.000503
24	0.000459	-0.00012	-0.0001	0.000495	-8.1E-05

註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）



註： TINDEX（台灣股價指數）； AINDEX（美國股價指數）；
 TDR（台灣重貼現率）； ADR（美國重貼現率）； TIOR（台灣隔夜拆款率）

圖 4.5 美國重貼現率的干擾對其他四變量之衝擊反應

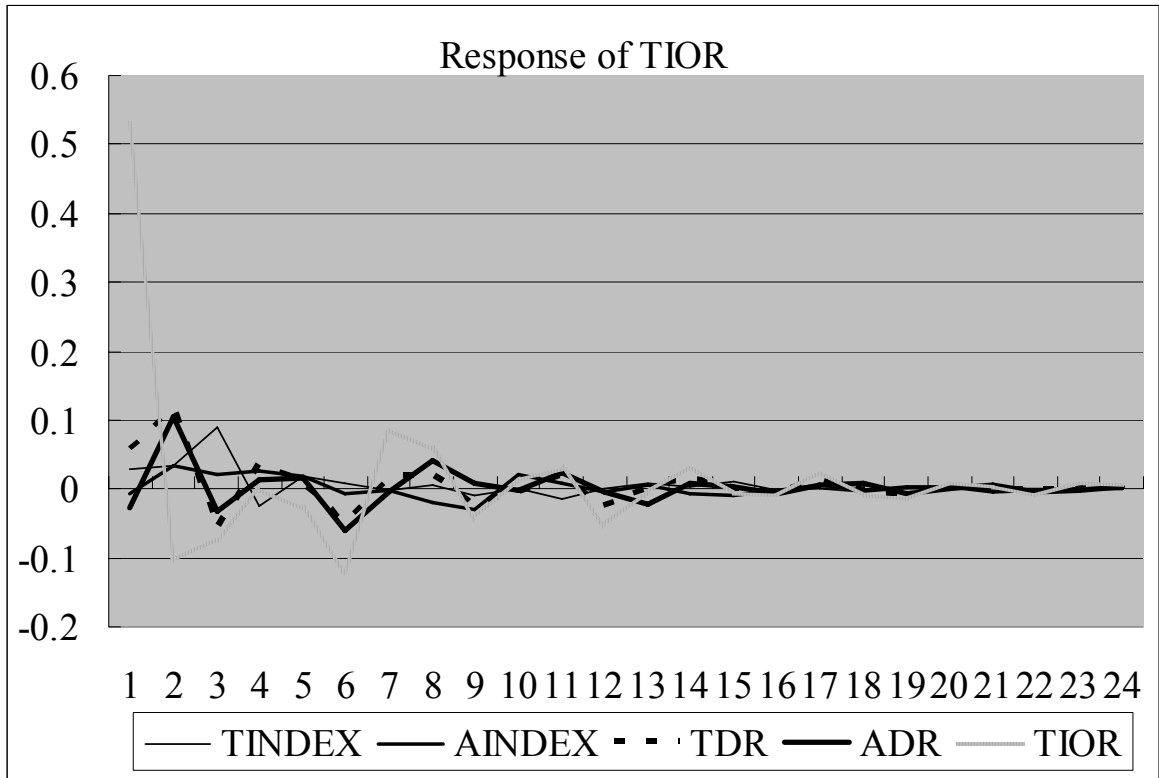
5、台灣隔夜拆款利率衝擊反應對模式的影響

由表4.41及圖4.6可看出，當台灣隔夜拆款利率發生自發性干擾時，對於台灣股價、美國股價、台灣重貼現率及美國重貼現率之影響為長期的。對台灣股價指數之影響為前3期為正向，第4期之後為先負向後正向交替之影響，對於台灣重貼現率而言其影響為先負向後正向且呈現較規律變化之影響。而台灣隔夜拆款利率之衝擊反應效果在第20期之後才消去。

表 4.41 台灣隔夜拆款利率的干擾對其他四變量之衝擊反應

Response of TIOR:					
Period	TINDEX	AINDEX	TDR	ADR	TIOR
1	0.028733	-0.00751	0.057849	-0.02856	0.532274
2	0.033712	0.033239	0.117619	0.105408	-0.10438
3	0.089048	0.019793	-0.05796	-0.03225	-0.07316
4	-0.02433	0.025894	0.037143	0.014304	-0.00216
5	0.017331	0.01929	0.008292	0.016539	-0.03105
6	0.008977	-0.00594	-0.04766	-0.0592	-0.12073
7	-0.00149	-0.00209	0.014999	-0.00433	0.084132
8	0.006286	-0.01993	0.020858	0.041476	0.056124
9	-0.00899	-0.02935	-0.02215	0.008598	-0.04215
10	0.001187	0.021634	-0.00509	-0.00166	0.012587
11	-0.01393	0.009003	0.017256	0.023938	0.029348
12	0.000258	-0.00353	-0.02368	-0.00507	-0.05371
13	0.008663	0.006505	-0.00039	-0.02325	-0.00506
14	0.003911	-0.008	0.015635	0.008467	0.030008
15	0.010553	-0.00953	0.000122	0.003077	-0.00591
16	-0.00168	-0.00064	-0.00391	-0.00776	-0.00837
17	-0.00036	0.006571	0.011025	0.006451	0.024138
18	-0.00454	-0.00106	-0.00233	0.007101	-0.00956
19	0.000771	0.001949	-0.00879	-0.00689	-0.01539
20	0.00033	0.003208	0.003948	-0.00042	0.008167
21	0.000341	-0.00491	0.00051	0.004564	0.002329
22	0.001774	-0.00121	-0.0044	-0.00391	-0.00885
23	-0.00018	0.001168	0.002665	-0.00082	0.007813
24	-0.00031	-0.00054	0.00264	0.004192	0.004621

註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）



註：TINDEX（台灣股價指數）；AINDEX（美國股價指數）；
 TDR（台灣重貼現率）；ADR（美國重貼現率）；TIOR（台灣隔夜拆款率）

圖 4.6 台灣隔夜拆款利率的干擾對其他四變量之衝擊反應

第五章 結論、建議與限制

股價的走勢，一直以來是所有投資人所關注的焦點，而美國是全球經濟的櫥窗，其股價表現及貨幣政策受世界各國所重視。因此本研究利用美國股價、美國重貼現率、台灣股價、台灣重貼現率以及台灣隔夜拆款利率做為研究的對象，欲從中了解此五個變量之間的關聯性。經由第四章的分析，可歸納出以下結論：

5.1 結論

由於本研究考慮到了研究期間若結構不同，對研究成果可能造成扭曲，因此，本研究先利用 Chow 檢定，客觀的找出股票市場與利率關聯性的最適研究期間，其結果是以 1990 年 4、5 月為分水嶺，自台灣股票市場電腦化交易到 1990 年 4 月的結構與 1990 年 5 月至 2004 年 12 月止的結構，有明顯的差異，而其經濟意涵，意謂自電腦化交易至 1990 年 1 月的高點（台灣股價指數 12682）的期間，是台灣的一個大波動的多頭走勢，投資者只要手中有股票，就會獲利，此階段大多數的投資者可能忽略了經濟基本面的意義，等股價走勢反轉後下跌 3 個月未見起色，且股價跌了 4 成亦未有明顯的反彈，投資者心態才有了修正，也才開始注重股價的基本面。故本研究最後之研究期間為 1990 年 5 月至 2004 年 12 月止。另外，在 VAR 遞延期數方面，本研究利用多變量 AIC (MAIC) 求出五變量之共同遞延期數，再經由殘差檢定其遞延期數是否合適，若不合適再增加遞延期數，直到以此五個變量為被解釋變數的迴歸殘差皆符合白噪音，並於分析 VAR 模式、變異數分解、衝擊反應時使用此共同之遞延期數。因此本研究在時間的選擇和遞延期數的選擇上做了很嚴謹

的測試。

由共整合關係檢定結果可知，在 1%及 5%的顯著水準下，此五變量為非定態數列時，不具有共整合關係，但不可說五變量間無任關係，只是五變量之間的關係較為薄弱。而由衝擊反應分析可知，當五變量分別發生自發性干擾時，其衝擊反應效果由第 14 期至第 20 期之後才會消失，且影響程度皆屬於長期的。

另由變異數分解分析中顯示，台灣股價指數、美國股價指數以及隔夜拆款利率之本身解釋能力極高，而台灣重貼現率及美國重貼現率本身之解釋能力為中等，在短期內，台灣股價、美國股價較不易受其他變數之影響，此結果與 Granger 因果關係所求得的结果一致；若與 Granger 因果關係結果合併分析，台灣重貼現率受台灣股價與美國重貼現率的影響，但由表 4.34 看出，台灣重貼現率受美國重貼現率之影響較受台灣股價影響大。在 Granger 因果關係中，台灣重貼現率與台灣隔夜拆款利率為回饋關係，再經由表 4.34 與表 4.36 中知，台灣隔夜拆款利率受台灣重貼現率影響較大。由 Granger 因果關係得到，美國重貼現率影響了台灣重貼現率以及台灣隔夜拆款利率，但由表 4.34 與表 4.36 顯示美國重貼現率影響台灣重貼現率之程度較影響台灣隔夜拆款利率大。

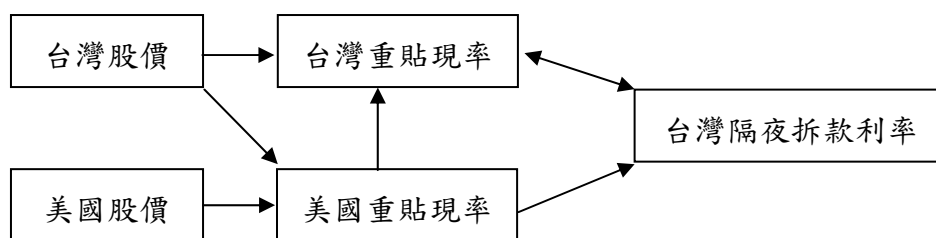


圖 5.1 Granger 因果關係之彙總圖

由上述結果來看，由於美國股價指數為全球經濟的櫥窗，當美國的經濟回升後，美國聯邦準備理事會（聯準會）才會有調升美國重貼現率的空間，當美國重貼現率上升將會使全球的利率結構也有了改變，而台灣也不免受到影響，美國政府的政策狀況會影響台灣的重貼現率，影響央行對貨幣市場的政策，進而也影響台灣股市市場資金流動狀況，因此對台灣隔夜拆款利率也造成了影響。另外，

由多變量之向量自我迴歸模式中，由於以台灣股價與美國股價為被解釋變數，所求得迴歸式之 Adj. R-squared 皆為負值，顯示此兩條迴歸模式之配適度不及於以台灣重貼現率、美國重貼現率及台灣隔夜拆款利率為被解釋變數之迴歸模式，此結果也與 Granger 因果檢定的結論相符合。另外在本研究中，不僅對五個變量測出多變量之 VAR，還此對五個變量分別檢測出其個別變量之 ARIMA 模式，相互比較 VAR 中某一變量為被解釋變數迴歸式與此變量 ARIMA 模式之 Adj. R-squared 值後發現，只有美國重貼現率之 VAR 模式較 ARIMA 模式來得好，即美國重貼現率可由自身與股價指數之歷史資料來反應。至於台灣股價、美國股價、台灣重貼現率以及台灣隔夜拆款利率之 ARIMA 模式的配適度較 VAR 模式來得好，表示此四個變量由過去的歷史資訊所反應本身的變化，比由其他變量來反映的變化更好。究其因，可能為本研究只探討台灣與美國之股價與利率之變量，但總體經濟環境中，變數間複雜的關係，不是只由幾個變數的變化就可表現出來的，因此在本研究中利用台灣股價、美國股價、台灣重貼現率、美國重貼現率以及台灣隔夜拆款利率來研究其關聯性，並未得到很好的配適關係，也因此無法看出長期互相影響的程度。以本研究來說，台灣與美國股價已反應該國經濟的綜合表現，因此前期的股價已反應前期該有的經濟，所以台灣股價與美國股價以該自身前期間的

股價資訊透過單一變量之 ARIMA 模式解釋力比由 VAR 模式找出之關係式來得好。由此也驗證了，大家常說的一句話：「股價常是總體經濟變數的領先指標。」，因此若以總體經濟變數的統計值來預測股價，其結果可能有待商榷。

5.2 研究建議

- 1、由於利率的指標有許多種類，包含重貼現率、隔夜拆款利率、台灣銀行放款利率...等，因此後續研究者可以將其他種類利率納入考慮，研究各種利率與股價間的關聯。
- 2、把股價當做一個國家經濟的櫥窗，即股價為一個國家經濟狀況的表現，由於一個總體經濟環境內，不僅包含的變數很多且變數間存在著錯綜複雜的關係，因此本研究所探討的變量可能還受其他變數（如失業率、物價指數、景氣指標...等）的影響，因此後續研究者亦可將其他總體經濟因素納入探討，以更了解股價與總體經濟變動的互動關係。
- 3、後續研究者可利用 VARMA 以及 GARCH 對此五變量做更深入的分析，來檢測此五個變量之關係是否依舊薄弱。
- 4、在本研究中探討的五個變量雖無長期均衡，但並不意謂無短期效果，若有日資料，或許可研究其短期的衝擊反應。
- 5、在本研究的研究期間中，匯率的變動不大，因此對利率的影響亦不大，因此本研究無將匯率納入探討，但實際上，匯率與利率之間存在著互相影響的關係，若後續研究欲探討不同期間內，股價與利率之關聯性應將匯率納入考慮。

5.3 研究限制

本研究之研究限制如下：

- 1、在本研究中所採用的資料為月資料，於某些分析中，或許結果並不很明顯，但由於資源有限，本研究在搜集資料時，對於所採用的變量之資料僅能搜尋到月資料。
- 2、由於台灣與美國有時差，以及台灣與美國股市之假日休市與漲跌幅度的限制皆不相同，因此股市可能無法立即反應其他的經濟因素。

參考文獻

一、中文部份

1. 王啟山 (民 88), 利率、匯率與股價指數互動關係之研究—狀態空間模型之應用, 國立中興大學企業管理學系碩士論文。
2. 江琇貞 (民 90), 台灣公債殖利率與台股指數因果關係之實證研究, 高雄第一科技大學財務管理系碩士論文。
3. 呂友正 (民 91), 台灣、美國、日本、香港與中國大陸股市共移性與股價波動外溢效果之研究-Volatility Switching GARCH 模型之應用, 國立台北大學合作經濟學系碩士論文。
4. 吳宗蓉 (民 89), 臺灣股價指數與景氣動向關聯性之探討, 國立台北大學經濟學系碩士論文。
5. 李秀雯 (民 88), 股票市場波動性與總體經濟波動性及市場交易量之關係, 淡江大學財務金融學系碩士論文。
6. 林建宇 (民 93), 匯率與股價不對稱因果關係之實證研究：以台灣為例, 國立東華大學國際經濟研究所碩士論文。
7. 紀嘉政 (民 88), 台灣股市與美國、日本及香港股市共移性之研究, 淡江大學財務金融學系碩士論文。
8. 洪之良 (民 90), 台美兩地之股價與總體經濟變數關聯性研究, 國立交通大學經營管理研究所碩士論文。
9. 段光齡 (民 89), 美國、日本與亞洲四小龍之股市相關分析, 國立台北大學經濟學系碩士論文。
10. 施展玉 (民 93), FIEC-GARCH 模式之建立、估計與應用-台灣、美國、日本與香港股市動態關聯之實證分析, 國立台北

- 大學統計學系碩士論文。
11. 洪瑞蓮 (民 93), 股價、匯率與利率之價格行為, 朝陽科技大學財務金融系碩士班碩士論文。
 12. 徐清俊、陳彥豪 (民 93), 台灣、日本、英國及美國公債市場動態關聯性之研究, 運籌研究集刊, 第五期, p.31-56。
 13. 殷惠縉 (民 90), 股價與匯價關聯性分析—多變量 GARCH 模式運用, 淡江大學財務金融學系碩士論文。
 14. 陳明輝 (民 93), 匯率變動對台灣產業股價指數之關聯性研究, 中華大學經營管理研究所。
 15. 張鳳貞 (民 88), 台灣地區利率、匯率與股價互動關係之研究, 國立中興大學統計學系碩士論文。
 16. 黃子祐 (民 91), 股價與景氣指標關聯性之研究—以台灣股市為例, 朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
 17. 曾林鈴 (民 91), 匯率對股價的影響—以台灣、香港、大陸 B 股市場為例, 國立成功大學企業管理學系碩博士論文。
 18. 黃紀風 (民 87), 國際股票市場共整合與動態關聯性之實證研究, 淡江大學財務金融學系碩士論文。
 19. 游英裕 (民 93), 股價與成交量因果關係之研究—台灣股市的實証, 義守大學管理科學研究所碩士論文。
 20. 黃柏農 (民 83), 股價新聞效果之研究-VAR-VECM 模型之運用, 中國財務學刊, 第 57-73 頁。
 21. 曾梅卿 (民 93), 台灣股價報酬與總體經濟變數互動關係之實證研究, 長庚大學企業管理研究所碩士論文。
 22. 黃馨慧 (民 92), 台灣、日本、新加坡、韓國與美國股市關聯

性之研究-VEC-TGARCH 模型之應用，佛光人文社會學院經濟學研究所碩士論文。

23. 蘇珍(民 91)，公債殖利率、利率與股價指數互動關係之研究，國立台北大學企業管理學系碩士論文。
24. 蘇啟仁(民 93)，台灣、美國股市及其總體經濟變數間關連性與波動性之研究－四變量 VEC GJR GARCH-M 模型之應用，國立台北大學合作經濟學系碩士論文。
25. 蔡明修(民 91)，亞洲股市互動關係與波動影響因素之探討，國立台灣科技大學企業管理系碩士論文。
26. 蔡彰鎧(民 93)，台灣地區利率變動與股債市連動分析，銘傳大學經濟學系保險經營與金融經濟碩士在職專班碩士論文。

二、英文部份

1. Banerjee, A., J. Dolado, J. W. Gallbraith, and D. F. Hendry, (1993), Cointegration, Error-Correction, and The Econometric Analysis of Non-stationary Data. New York: Oxford University Press.
2. Carl R. Chen, Nancy J. Mohan, Thomas L. Steiner, 1999, Discount Rate Changes, Stock Market Returns, Volatility, and Trading Volume: Evidence From Intraday Data and Implications For Market Efficiency, Journal of Banking and Finance 23,897-924.
3. Chris Brooks, (2002), Introductory Econometrics for Finance, Cambridge: Cambridge University Press.

4. Colm Kearney, (1999) , The Causes of Volatility in a Small, International Integrated Stock Market: Ireland, July 1975-June 1994, The Journal of Financial Research, Vol. 111, No.1,85-104.
5. Fortune, P., (1989) , An Assessment of Financial Market Volatility: Bills, Bonds, and Stocks, New England Economic Review, 13-28.
6. Enders, W., (2004) , Applied Econometric Time Series. New York: John Willey & Sons, Inc.
7. Haedouvelis, G. A., (1990) , Margin Requirements, Volatility, and The Transitory Component of Stock Prices, American Economic Review 80,736-762.
8. Maysami, R. C. and Koh, T. S. (2000) ,A vector error correction model of the Singapore stock market, International Review of Economics and Finance, Vol: 9, Issue: 1, pp. 79-96
9. Officer, R. R., The Variability of the market Factor of New York StockExchange, Journal of Business, vol.46, pp.46-47.
10. Wongbangpo, P. and Sharma, S. C. (2002) , Stock market and macroeconomicfundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries, Journal of Asian Economics, Vol: 13, Issue: 1, pp. 27-51