

南華大學企業管理系管理科學碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER BUSINESS ADMINISTRATION

MASTER PROGRAM IN MANAGEMENT SCIENCES

DEPARTMENT OF BUSINESS ADMINISTRATION

NANHUA UNIVERSITY

物價、利率、股價、匯率關聯性探討

A STUDY OF THE RELATIONSHIP AMONG CONSUMER PRICE INDEX,
DISCOUNT RATE, STOCK INDEX AND EXCHANGE RATE

指導教授：丁誌紋 博士

ADVISOR : CHIH-WEN TING Ph.D.

研究生：朱清貴

GRADUATE STUDENT : CING-GUEI JHU

中 華 民 國 九 十 七 年 六 月

南 華 大 學

企業管理系管理科學碩士班

碩 士 學 位 論 文

物價、利率、股價、匯率關聯性探討

研究生：朱清貴

經考試合格特此證明

口試委員：戴錦周

丁誌敏

翁東昇

指導教授：丁誌敏

系主任：吳以政

口試日期：中華民國九十七年六月二日

謝 誌

本論文的完成，首先要感謝恩師丁誌敏教授悉心指導，由題目的確立、觀念的啟迪、論文的修改、付梓，不論大小細節總是不厭其煩地給予教導。恩師深厚的學術涵養與待人處事上的態度，都是學生景仰與終身學習的榜樣。

口試委員戴錦周教授及郭東昇教授，百忙之中審閱拙作，對本論文提出諸多建議與指正，使本論文得以更趨完善，特此獻上萬分的謝意與敬意。

求學期間，承蒙所上師長的愛護，令我沒齒難忘。同窗好友行正、美玲、淑真及其他同學，相互鼓勵與扶持，這兩年的深厚情誼難以忘懷，對於他們我致上最深的祝福。

最後，感謝親愛的妻子，給我最大的支持與協助，讓我無後顧之憂，得以全心全力投入完成學業，在此，我將我最大的學習成就呈獻給她。

朱清貴 謹誌

南華大學管理科學研究所

中華民國九十七年六月

南華大學企業管理系管理科學碩士班
九十六學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：物價、利率、股價、匯率關聯性探討

研究生：朱清貴

指導教授：丁誌敏 博士

論文摘要內容：

在當前國內外正面臨通貨膨脹壓力之際，研究物價、利率、股價、匯率之間的互動關係更是顯得重要。本研究利用VAR向量自我迴歸模型，探討此四個變數之關聯性，並加入衝擊反應函數(impulse responds function, IRF)的概念，觀察當其中一變數發生變動時，對其它變數所造成的衝擊影響，藉此驗證與釐清物價、利率、股市及匯市彼此間之互動情形，希望透過實證結果分析，以作為投資者投資、政府制定相關金融政策及學術研究者研究參考。

由共整合關係檢定結果發現，股價、匯率、利率與物價間具有共整合關係，表示四個變數間具有長期均衡關係。Granger因果關係中發現，股價會影響利率，股價與物價兩者互相影響。在利率變異數分解關係中發現，利率除了被利率本身所解釋外，主要被股價所解釋，與Granger因果關係中的發現，股價指數會影響利率，結果相符合。

關鍵詞：向量自我迴歸、衝擊反應、Granger 因果關係

Title of Thesis : A Study of the Relationship among Consumer Price Index,
Discount Rate, Stock Index and Exchange Rate

Department : Master Program in Management Sciences, Department of
Business Administration, Nanhua University

Graduate Date : June 2008 **Degree Conferred :** M.B.A.

Name of Student : Cing-Guei Jhu **Advisor :** Chih-Wen Ting Ph.D.

Abstract

While faced inflation pressure currently, the issue of the dynamic relationship among CPI, discount rate, stock index and exchange rate variables is much more important. This article uses the Vector Autoregression Model(VAR)to study the relationship among the four variables above in Taiwan, expecting to provide investors, the government and researchers with useful reference for their proposals of investment, politics and research strategies. Based on the impulse responds function, variance decomposition and causality test, we find following critical results: Stock index affect discount and discount can be affected by stock index. On the other hand, CPI can be affected by stock index and stock index can be affected by CPI and there is feedback relationship between each other.

From the results of Johenson co-integration test, there are significant evidence of cointegration among CPI, discount rate, stock index and exchange rate variables and the results also reveal that long run equilibrium relationship exists among the four variables. By the variance decomposition, we also find discount rate is explained by stock index and the explaining power is the highest in the model. This is consistent rate with the finding in the Granger causality test. That is, stock index affect discount rate.

Keywords: VAR, Impulse responds function, Granger causality

目 錄

中文摘要	i
英文摘要	ii
目 錄	iii
表目錄	v
圖目錄	vi
第一章 緒論	1
1.1 研究動機	1
1.2 研究目的	4
1.3 研究範圍	5
1.4 研究架構	6
第二章 文獻回顧	7
2.1 物價、利率關聯性	7
2.2 物價、股價關聯性	7
2.3 物價、匯率關聯性	10
2.4 利率、股價關聯性	11
2.5 利率、匯率關聯性	13
2.6 匯率、股價關聯性	16
2.7 物價、利率、股價、匯率關聯性	19
第三章 研究方法	22
3.1 單根檢定	22
3.2 CHOW 檢定	24
3.3 ARIMA 模型	25
3.4 向量自我迴歸模型	28
3.5 Granger 因果關係分析	29
3.6 衝擊反應函數	32
3.7 變異數分解分析	33
3.8 共整合檢定	34
3.9 誤差修正模型	38
第四章 實證結果	39

4.1	ADF 單根檢定.....	39
4.2	CHOW 檢定.....	48
4.3	ARIMA 模型.....	48
4.4	向量自我迴歸模型.....	52
4.5	Granger 因果關係分析.....	56
4.6	衝擊反應分析.....	58
4.7	變異數分解分析.....	67
4.8	共整合檢定.....	73
4.9	誤差修正模型.....	75
第五章	結論與建議.....	78
5.1	結論.....	78
5.2	研究限制.....	81
5.3	研究建議.....	81
參考文獻	82
個人簡歷	90

表目錄

表 4.1	股價指數 ADF 單根檢定.....	40
表 4.2	股價指數取自然對數一階差分 ADF 單根檢定.....	41
表 4.3	物價指數 ADF 單根檢定.....	42
表 4.4	物價指數取自然對數一階差分 ADF 單根檢定.....	43
表 4.5	利率 ADF 單根檢.....	44
表 4.6	利率取自然對數一階差分 ADF 單根檢定.....	45
表 4.7	匯率 ADF 單根檢.....	46
表 4.8	匯率取自然對數一階差分 ADF 單根檢定.....	47
表 4.9	股價指數自我迴歸參數估計表.....	49
表 4.10	物價指數自我迴歸參數估計.....	50
表 4.11	利率自我迴歸參數估計表.....	51
表 4.12	匯率自我迴歸參數估計表.....	52
表 4.13	向量自我迴歸模式 VAR(6)之殘差檢定.....	53
表 4.14	向量自我迴歸模型估計結果.....	54
表 4.14	向量自我迴歸模型估計結果(續).....	55
表 4.15	股價、物價、利率、匯率間之 Granger 因果關係檢定.....	57
表 4.16	股價指數的干擾對其他三變量之衝擊反應.....	60
表 4.17	物價指數的干擾對其他三變量之衝擊反應.....	62
表 4.18	匯率的干擾對其他三變量之衝擊反應.....	64
表 4.19	利率的干擾對其他三變量之衝擊反應.....	66
表 4.20	物價指數之變異數分解.....	69
表 4.21	股價指數之變異數分解.....	70
表 4.22	利率之變異數分解.....	71
表 4.23	匯率之變異數分解.....	72
表 4.24	股價、匯率、利率與物價指數 Johansen 共整合檢定.....	74
表 4.25	股價、匯率、利率與物價模式之誤差修正估計值.....	76
表 4.25	股價、匯率、利率與物價模式之誤差修正估計值(續).....	77

圖目錄

圖 1.1	研究架構.....	6
圖 4.1	股價、物價、利率因果關係圖.....	58
圖 4.2	股價指數的干擾對其他三變量之衝擊反應.....	61
圖 4.3	物價指數的干擾對其他三變量之衝擊反應.....	63
圖 4.4	匯率的干擾對其他三變量之衝擊反應.....	65
圖 4.5	利率的干擾對其他三變量之衝擊反應.....	67

第一章 緒論

1.1 研究動機

近來國際能源、原物料、大宗物質價格持續上漲，至 2007 年 12 月，國際原油價格已達到每桶 98 美元，黃金價格每盎司 836 美元，雙雙創歷史新高，全球物價從亞洲金融風暴及經濟衰退時的通貨緊縮逐漸轉為通貨膨脹。根據行政院主計處(民 97)的資料顯示，已開發國家的通貨膨脹率已升至各國央行的警戒目標區，如：2007 年 12 月美國、德國、英國的消費物價指數(Consumer Price Index, CPI)年增率分別升至 4.1%、2.8% 及 2.1%。開發中國家的通貨膨脹率則更高，中國的消費物價加速上升，2007 年 12 月的消費物價指數年增率為 6.5%，創 1997 年來新高，新加坡上升 4.4%，創 1995 年來新高。國內各項民生物資亦面臨上漲的壓力，2007 年 10 月份 CPI 年增率為 5.33%，創近 13 年來新高，2007 全年 CPI 年增率為 1.80%，較去年高出 1.2%。各國央行幾乎一致認為通膨威脅的存在，從 2004 年及 2005 年開始改變其低利率政策，以求在經濟成長及通膨之間取得平衡，未來將採取緊縮的貨幣政策，以抑制通貨膨脹增長過快對經濟造成的不利影響。

由此可知，物價上漲的壓力已是當前國際及國內所面臨的問題，中央銀行為了穩定物價，綜計從 2004 年 10 月至 2007 年 12 月止，已經十四度調升利率，累計升幅達 2 個百分點，重貼現率調升至 3.375%，擔保放款融通利率調升至 3.75%，短期融通利率調升至 5.625%。當央行幾次調升利率的同時，國內股價不斷攀升，台灣加權股價指數從當時的 5300 點，到 2007 年 10 月已達 9800 點，創下七年來的新高點，而新台幣兌換美元的匯率，從 33.81 連續升值，到 2007 年 12 月已逼近 32.30 元的價位，

這些經濟現象似乎顯示物價、利率、股價與匯率之間存在著某種關聯性？這是引發本文的研究動機之一。

在我國經濟、金融發展已漸趨成熟之際，政府究竟應採取何種有效的貨幣政策來因應這些經濟情勢的變化？為了維持經濟發展之穩定與繁榮，利率政策是政府操控股、匯市及穩定物價的利器，利率水準會影響股價，當利率上升，除了直接影響資金從股市流回銀行體系外，也可能會改變各種替代性金融商品對投資人的吸引力，投資人可能出售手中股票轉而購買債券，因而使股價下跌，利率上升，投資人購買股票的機會成本提高，融資成本增加，購買力自然減弱，投資股市意願降低，股價因而下跌。就企業經營而言，利率上升將增加企業的資金成本、利息負擔，而降低其投資設廠意願，因而不利經濟的成長，更進而影響股價；另一方面，企業融資成本增加，影響企業的獲利與盈餘，使投資人投資股票市場意願減弱，造成股價下跌，我們預期在其他情況不變下，利率與股價間有負向關係。股價與利率在實證上的研究結果不一，Mcmillan (2005)檢查股市指數與利率之間是否存在著共同整合性的關係，同時去估計兩者之間在時間上變動的關聯性，研究結果支持股價與工業生產呈現正相關，而與利率呈現負相關。但這樣的相關形態會隨著時間上的變動呈現相反的結果，這種時間上的變動須要其他的股價模式去進一步解釋。

不同國家的利率差異引起資金的流動而影響匯率的變化，資金會由利率較低的國家流向利率較高的國家，因此，國內調升利率時會吸引國外資金的流入，促使台幣升值，但是，當新台幣過度升值時，央行會在公開市場拋售新台幣，增加貨幣供給，以維持匯率穩定，貨幣供給增加，利率自然下降，當新台幣過度貶值，央行賣出美元，買回新台幣，將匯率拉回應有價位，可見利率與匯率關係密切。Ansgar, Kai & Daniel (2004)

對國家在匯率變動性和利率變動性之間的互動做一個回顧，也討論了幾個用以解釋這兩個變項間系統關聯的模式，並檢驗這兩個變項間應該有正向的關聯性，結果顯示一個國家的匯率和利率之間存在著顯著的共變性。

匯率對於股價的影響亦不容小覷，目前台灣已是一個小型開放的經濟體系，自由化與國際化的程度逐漸提高，本國資本市場與國際資金或外國資本市場間的關係，必定更為密切而相互影響。不但外資的移動與本國股價的變化息息相關，外資的進出更會牽動到本國匯價的起伏。當貨幣貶值，投資人為避免匯兌損失，將資金抽離國內股票市場匯往國外，將使國內股價下跌，所以匯率的變動，將影響股價；當一國股價下跌，資金將撤出該國股市匯往別國，促使貨幣貶值。Pan, Fok & Liu (2007) 採用 1988 年 1 月至 1998 年 10 月期間的資料檢查七個東亞國家包括香港、韓國、日本、馬來西亞、新加坡、台灣和泰國的匯率和股價的動態關聯性，實徵性結果顯示在 1997 年亞洲金融風暴前香港、日本、馬來西亞和泰國匯率對股價有顯著因果關係，也發現香港、韓國和新加坡公平市場對國外匯率有一個因果關係，且在亞洲金融風暴期間股價對匯率有顯著的因果關係；除了馬來西亞之外，匯率對股價有因果關係。結果亦指出匯率和股價的關聯性且會隨著匯率政策、貿易大小、資本控制的程度及公平市場大小而有所不同。Vygodina & Anna (2006) 採用 Granger 因果關係方法調查 1987 年到 2005 年美國股市與匯率間的關係，發現大型股票對匯率有 Granger 因果關係，小型股票則沒有，這個結果支持了先前的研究結果，而且發現這個關係會隨著時間而改變，也支持匯率與股市間的在某個時間會有變動性的因果關係。這些研究顯示股價與匯率相互關係密切。

利率政策是央行為達成物價穩定有效的工具，當利率上升，資金流入銀行體系，貨幣供給減少，則大眾手上所持有的資金減少，因此會有抑制物價上漲的效果，反之，當利率下降，資金流出銀行體系，貨幣供給增加，則大眾手上所持有的資金增加，因此會有帶動物價上漲的壓力。

中央銀行如何透過貨幣政策來穩定股、匯市場及物價，是政府、投資人、消費者以及學術研究者所關心且極待思索的問題。故本研究擬就當前物價波動的現況、以及政府應對的措施來加以探討物價、利率、匯率與股價之間關聯性，結果將有助於投資人更瞭解台灣金融市場的互動情形，以利其進行投資策略管理，並提供政府制定相關金融政策之參考，是本研究的研究動機之二。

過去大部份的文獻皆在了解利率、匯率與股價三者之間的關係，而較少探討物價、利率、股價、匯率四者之間的關聯性，在當前國內外正面臨通貨膨脹威脅之際，研究物價、利率、股價、匯率之間的互動關係更是顯得重要。再者，異於先前學者之分析方法，本研究在針對近年物價、股價指數、利率、及匯率進行實證研究與分析，利用 VAR 向量自我迴歸模型，探討此四個變數之關聯性，並加入衝擊反應函數(impulse responds function, IRF)的概念，觀察當其中一變數發生變動時，對其它市場所造成的衝擊影響，藉此驗證與釐清物價、利率、股市及匯市彼此間之互動情形，為本文的研究動機之三。

1.2 研究目的

1. 本研究欲了解物價、股價、利率與匯率之間的關聯性。
2. 本研究欲了解物價、股價、利率與匯率之間的因果關係。
3. 本研究欲了解物價、股價、利率與匯率分別發生改變時，對其他變量

的影響為何。

4. 本研究希望透過實證結果分析，以作為投資者投資、政府制定相關金融政策及學術研究者研究參考。

1.3 研究範圍

本研究以台灣的股價、物價指數、利率、匯率為研究對象，股價以台灣加權股價指數、物價以消費者物價指數(CPI)、利率以重貼現率，匯率以台幣對美元的匯率代表。

利率以重貼現率為代表，是因為重貼現率係指銀行以持有的銀行承兌匯票、商業承兌匯票或商業本票等央行認可票據，向央行申請貼現所適用的利率。重貼現率係央行融通利率之一，由央行衡酌國內外經濟金融情況訂定，央行調整重貼現率具有宣示央行貨幣政策方向及導引市場利率上升或下降作用。

研究期間為 1990 年 1 月至 2007 年 12 月，資料來源取自「台灣經濟新報資料庫」，以月平均資料為研究樣本，使用 E-views 及 SAS 統計軟體來進行實證分析。以 1990 年為研究開端，是因為台灣股市於 1990 年 1 月創下 12689 歷史高點後開始下滑，此後台灣經濟市場結構與 1990 年前已有所不同。

1.4 研究架構

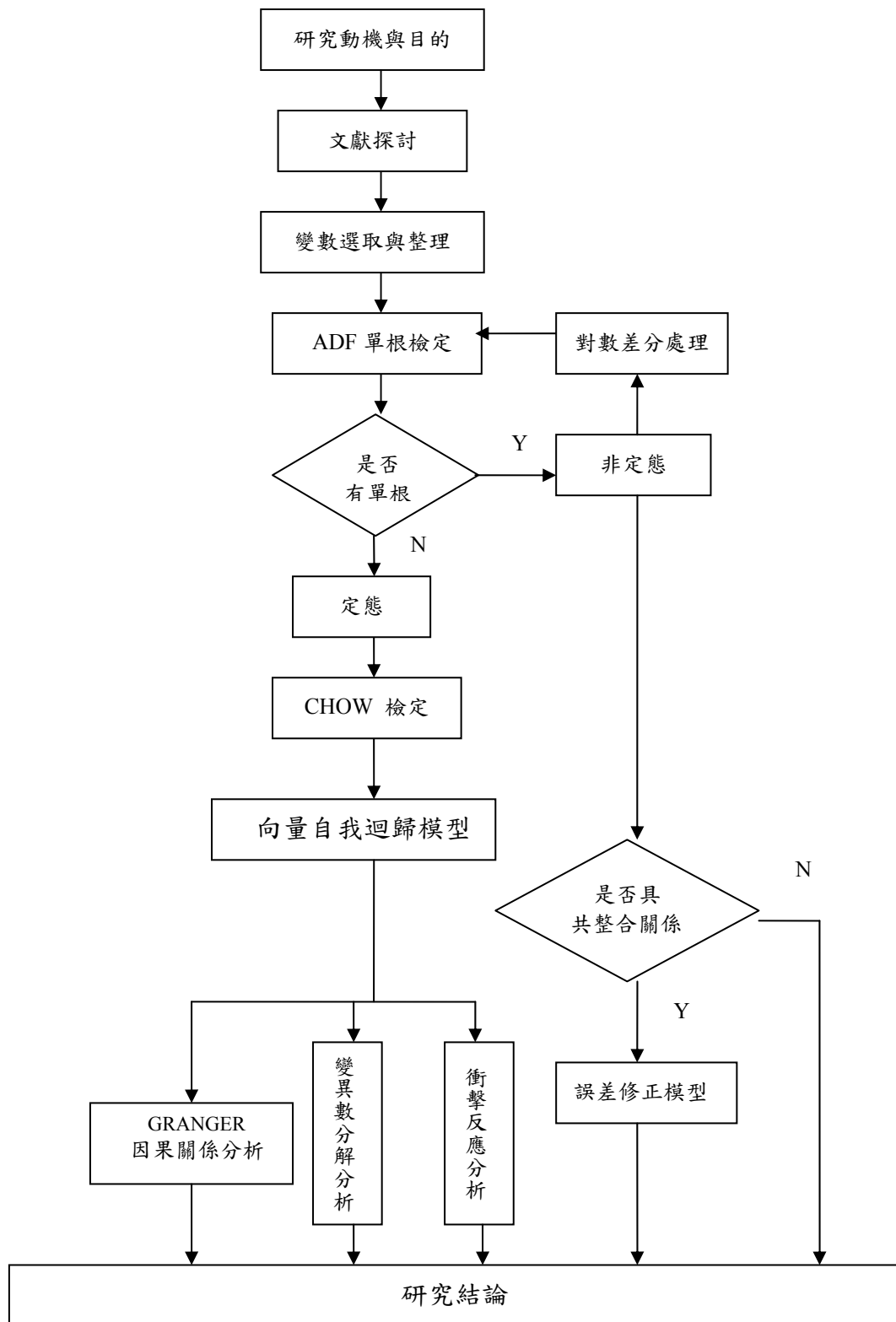


圖 1.1 研究架構

第二章 文獻回顧

本研究整理近年來國內、外學者對物價、利率、股價、匯率間實徵性研究的相關文獻，綜合分析其關聯性。

2.1 物價、利率關聯性

Berument, Ceylan & Olgun (2007)採用 GARCH 方法探討七大工業國及 45 個發展中國家利率的關係，結果發現在 G7 國家中有 6 個國家及有 18 個發展中國家的利率與通貨膨脹間呈現顯著的正向關係，而有 7 個發展中國家的利率與通貨膨脹間呈現負向關係。

Yamada(2005)檢驗日本過去三十年來月資料的 Fisher 相關，結果發現利率和通貨膨脹維持非線性的決定性趨勢。

熊治平(民 94)探究主要影響短期利率的因素及影響程度，如通貨膨脹率、貨幣供給額、兩國利差、股價指數、失業率、匯率等，並以複迴歸分析來進行檢測，結果發現通貨膨脹率、貨幣供給額、兩國利差、股價指數對於短期利率的影響是顯著的。

2.2 物價、股價關聯性

股票報酬與通貨膨脹間被認為具正向關係，因為股票乃代表對實質資產的請求權，理論上應與物價朝同方向變動，然而許多學者的實證研究卻推翻此一預期結果，多數的文獻發現股票報酬與通貨膨脹間乃成負向關係。

Chulho, Shambora & Kyongwook(2007)研究股票報酬和通貨膨脹在

四個歐洲市場之間的關係，包括：法國、德國、義大利和英國。結果顯示在法國、義大利和英國，非預期性通貨膨脹會影響股票報酬；預期性通貨膨脹不會影響股票報酬；非預期性利率會影響股票報酬，然而這些結果在德國則未顯示出。

Laopodi(2006)利用雙變項和多重變項向量自我迴歸共整合方法檢驗公平市場、經濟活動、通貨膨脹和貨幣政策之間的互動關係，結果發現股票報酬和通貨膨脹在 1970 至 1980 之間呈弱的負相關；股票報酬和公債在 1970 至 1980 之間亦呈弱的負相關。貨幣政策和股價之間沒有持續性的關係。

Al-Abadi & Al- Sabbagh(2006)由檢測利率風險、市場風險、通貨膨脹和股票報酬來作實徵性的研究。採用三個模式，每一個模式都將焦點放在測量特定型態的風險和由股票報酬產果的影響，並應用 CAPM 來檢定市場風險及二因素模式來整合利率風險的效果，而二因素模式再被擴展為多因素模式來檢測其他的總體經濟因素，研究樣本由 13 個最具代表性的 Jordanian 商業和投資銀行所組成，包括從 1990 年至 2003 年每個財政年度的月資料。結果指出市場風險與股票報酬有一個正向顯著的關聯性，利率則對股票報酬有顯著的負相聯；預期性的通貨膨脹對股票報酬有顯著的負相關，非預期性的通貨膨脹對股票報酬有不顯著的負相關。

Patra & Poshakwale(2006)研究雅典股市選擇性的幾個經濟變項、交易量和股票報酬之間短期和長期的動態關係，結果發現通貨膨脹、貨幣供給和貿易量在雅典股票交易出現短期和長期的平衡關係；匯率和股價未出現短期或長期的平衡關係，這個結果顯示理論和實際發展一致。

劉鳳鳴(民 96)實證研究發現台灣加權股價指數對物價指數為單向影響關係，即台灣加權股價指數會影響物價指數。

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，藉以實證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。債券方面，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。

高敏(民 92)研究以台灣與美國的資料，藉由實證探討股價指數與消費者物價指數的關係。從共整合檢定，發現台灣加權股價指數與台灣消費者物價指數具長期均衡關係，美國實證結果亦支持長期均衡關係的存在。另外，從誤差修正模型發現台灣加權股價指數對台灣消費者物價指數為單向因果關係，美國消費者物價指數與 S&P 500 股價指數則互為因果關係。雖然變數間確有長期均衡的關係，但從衝擊反應函數與變異數分解的結果顯示變數間於短期並無任何顯著的跨期互動效果。

2.3 物價、匯率關聯性

在 1997 年亞洲金融風暴期間，發現幾個東亞國家面臨了明顯的內外衝擊，因而導致普遍的經濟不景氣。匯率下降可能會傷害這些國家的供應面，因此使得生產緊縮。許多人認為初始各國因應這些衝擊及重建經濟成長的緊縮政策會進一步加劇危機。Chomsisengphet & Kandil(2007) 分析韓國、印度、馬來西亞、菲律賓和泰國在真實匯率、財政花費、貨幣供給、輸出的能源價格及物價預期和非預期的改變。結果指出在風暴期間預期性的貨幣貶值會相反地影響供應面、縮小輸出成長；而會加速通貨膨脹。相對地，供需兩面的結合效果會使非預期性的貨幣貶值對輸出成長和物價通膨的影響變得沒有結論性。印度和馬來西亞經驗到在風暴期之外，平均輸出成長降低，而印度更有國內通貨膨脹增加的情況。這些案例使我們確信因應這些外在衝擊應有通融政策。

Yu(2006)擴展了 Mundell–Fleming 模型與運用 Newey–West HAC 方法研究出在亞洲金融風暴期間真實美元/韓幣匯率受真實 M2、世界利率、國家風險、預期性通貨膨脹的負向影響；而受到股市表現正向影響，因此，為了維持韓幣穩定性，國家當局必須留意制定貨幣及財務政策、建立一個正向的商業和投資環境以降低國家風險、維持一個健全的股市、增進中央銀行的信任度以減低通貨膨脹的預期。

Yu(2007)發現美元 KUNA 的匯率受到預期性匯率的正向影響，而與真實 M1、美國公債率、歐元利率、預期性通貨膨脹及相對物價呈負相關。未影響匯率，匯率大部份的變項可以被開放的經濟模式及未公開的利率政策所解釋。

2.4 利率、股價關聯性

Ratanapakorn & Sharma(2007)調查美國股市和六個經濟變項於 1975 年 1 月到 1999 年 4 月長期和短期的關係。結果發現股價在長期上與利率有負相關，但與貨幣供給、工業生產、通貨膨脹、匯率和短期利率有正相關。在 Granger 因果關係上，每個經濟變項在長期上會影響股價，短期則不會。這些結果支持了股價與其他變項有相當的關聯性。

Chen(2007)採用 Markov-switching 模式調查貨幣政策對於股票報酬是否有不對稱的效果，來自 S&P500 物價指數的實徵性資料顯示出貨幣政策在繁榮的股票市場對股票報酬有較大的效果。

Bohl, Siklos & Werner(2007)探討 Bundes 銀行於 1999 年所負責的貨幣政策對股價波動是否有系統性的影響？與美國的研究結果相反，本研究結果顯示出德國股票報酬與短期利率呈現弱的相關性，此結果與 Bundes 銀行對德國股價有系統性影響的假設不一致。然而，研究結果發現 Bundes 銀行藉著寬鬆的貨幣政策來因應 1987 年的股市崩盤。

Honda & Kuroki(2006)調查從 1989 年七月至 2001 年三月日本貨幣政策的改變股價和利率的影響，結果發現貨幣政策的改變會對長期和短期利率有顯著性的影響。而 1%利率的調降平均會使股價增加 3%。

Alper & Atilla(2007)採用 wavelet 分析，以實徵性方法檢查美國貨幣政策對新興股票市場的效果。以國際購買力理論來說，先進國家利率和匯率的波動會影響新興市場，故以美國國庫券 10 年的每日利率值及歐元兌美元的匯率作為自變項，以 2003 年 2 月 1 日至 2006 年 10 月 22 日的伊斯坦堡的股匯作實徵性的檢定，運用 wavelet 和 Granger 分析，結果顯示美國利率及歐元兌美元的匯率會在不同時間影響伊斯坦堡股匯市的報酬，且利率的效果比匯率的效果較早反應。

曾淑婷(民 94)以向量自我回歸模型、Granger 因果關係檢定探討台灣加權股價指數與重貼現率的關係，發現股價單向影響重貼現率，股價為重貼現率之前因，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。

賴宏忠和劉曦敏(民 85)採用共整合分析法探討利率、匯率與股價間的長期均衡關係，並配合誤差修整模型討論變數間短期動態的因果關係。實證結果顯示，股價領先利率的變化，股價與匯率及匯率與利率之間則呈現反饋的因果關係。

謝家欣(民 92)採用 Johansen 的最大概似估計法檢定變數間的共整合關係來探討貨幣市場價量因素與股價指數間的長期均衡關係。在短期動態關係的檢定方面，乃透過向量自我迴歸模型(VAR)，利用預測誤差變異數分解及衝擊反應函數來表現估計模型的動態特性。研究發現 1.股價指數及貨幣市場因素間無共整合向量，表示股價指數及貨幣市場因素間沒有長期均衡關係。2.根據 VAR 中的預測誤差變異數分解，研究發現貨幣供給額(M1B)與股價指數間有較密切之短期動態關係，並且解釋加權股價指數的程度大於解釋金融類及電子類股股價指數的程度，貨幣變數對股價指數變異之解釋能力明顯高於非貨幣變數之解釋能力。3.根據衝擊反應函數分析，可知貨幣供給額變動短期間會造成股價指數的正面影響；隔夜拆款利率變動會造成股價指數的負面影響。

魏宏泰(民 92) 發現利率及貨幣供給額(M1B)具領先股價關係，股價主要被貨幣供給額(M1B)及利率兩項變數所解釋，而利率對股價之影響較

貨幣供給額(M1B)快速；此外，股價與利率為雙向影響關係，但股價對利率的影響較為短暫，其中對短期利率是正向影響，對長期利率則是負向影響；而股價對匯率的影響較持久且多為負向。

張貴欣(民 95)以向量自我回歸模型、共整合檢定、誤差修正模型、Granger 因果關係檢定、變異數分解以及衝擊反應，個別分析美國與加拿大、墨西哥、中國、日本、德國、英國、韓國及台灣之股價、匯率及利率的互動關係，研究結果發現：由共整合檢定得知，美國—加拿大、美國—日本、美國—德國、美國—韓國、美國—台灣等五國模型，美國與各國至少存在有一個共整合向量，即美國與這些國家的經濟變數至少存在一長期趨勢關係。由 Granger 因果關係檢定及變異數分解之結果顯示，美國與加拿大、墨西哥、日本、德國、韓國及台灣之股價、匯率及利率的關聯性較高而美國與中國、英國之股價、匯率及利率的關聯性則較低。美國股價會單向影響到美國利率，美國利率政策似乎受美國股市所影響。

2.5 利率、匯率關聯性

Hetemi-J & Irandoust(2000)參考 Feldstein(1983)& Pi-Anguita(1998)之理論，利用利率與匯率之因果關係，衡量瑞典匯率制度轉變前後其國際資本移動程度之大小。本模型隱含了未拋補利率平價說、購買力平價說與價格僵固三個基本假設已成立。在樣本期間的選取上，以 1992 年 11 月為分割點：固定匯率制度階段(1980：01—1992：10)以及浮動匯率制度階段(1992：11—1998：12)。在實證方法上採用共整合分析以及 Toda & Yamamoton 所發展的 Granger non-causality test。實證結果發現：在固定匯率制度時，呈現了匯率影響利率之單一因果關係；在浮動匯率時因果關係表現出相反之方向。配合理論可以得知匯率制度改變後，資本移動

有顯著之增加。

Pi-Anguita & Joaquin(1999)利用相似的模型與分析步驟，針對比利時資本移動程度進行實證研究。研究期間涵蓋 1964：1—1995：3，有鑒於 1978 年 EMS 的成立有助於歐洲金融市場的整合以及增加潛在的資本流動，因而以此為兩期之分點：低資本移動(1964：1—1979：2)與高資本移動(1979：3—1995：3)。利用共整合與 Granger 因果檢定進行實證研究。在結果表現上，第一期出現了匯率影響利率的單一因果關係；第二期則出現反方向之因果關係。這樣的表現與理論相符合，說明了 EMS 的成立有助於比利時資本移動的增加。

Brailsford, Penm & Lai(2006)以實徵性的研究檢驗在亞洲金融風暴期間，急速上升的利率下匯率的效果。結果顯示在南韓、菲律賓和泰國急速上升的利率協助穩定匯率；而在馬來西亞並沒有發現利率對匯率顯著的因果關係，這是因為馬來西亞當局未積極採取高利率政策來防禦貨幣。

Yu(2007)研究出 M2 需求受到真實 GDP、存款率和真實股價的正向影響；受到名義匯率、國外利率和預期性通貨膨脹的負向影響。

Benigno, Benigno & Ghironi(2007)研究出經過設計的利率規則可以維持匯率的穩定性，同時結果亦顯示出在一個現代化的總體經濟架構中，利率、匯率政策及合理預期平衡的決定是有關聯性的。

陳翊鏞(民 90)利用 Hatemi-J & Manuchehr 之研究，基於國際收支帳平衡之假設，以利率、匯率因果方向判斷一國資本移動程度之模型，發現隨著台灣管制的逐步開放，匯率對利率的單向因果關係將逐漸轉換為匯率、利率雙向影響之因果關係，證明資本移動在這段管制開放的期間內確實有所增加；而加入資本移動進行實證的結果，再次證實資本移動隨著管制的開放，與雙率的互動更顯的密切。

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迴歸現象。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。

鄭婉秀、吳佩珊、陳君達及陳玉瓏(民 94)利用雙變量 GARCH 模型分析貨幣政策、股市及外匯市場三者間之相互影響關係進行深入分析，並融入衝擊反應函數觀察各市場受到衝擊的波動情形。實證結果發現，在台灣市場，貨幣政策是一個有效的管理工具，其不會受到股市與匯市之強烈干擾，政府當局得以善用貨幣政策來監管兩投資市場，其中，貨幣供給對股價呈現正向之單向影響關係，對匯率則呈現負面且單向之影響關係，至於股價與匯率在總和檢定中皆呈現不顯著結果，推論兩者之關連性應以貨幣供給為傳導媒介，是為間接影響所致。另外，在衝擊反應分析方面，發現任一變數波動，都會對其它變數產生至少 10 期以上之影響，其反應方向與雙變量之結果互相吻合。

2.6 匯率、股價關聯性

Pan, Fok, & Liu(2007)採用 1988 年 1 月至 1998 年 10 月期間的資料檢查七個東亞國家包括香港、韓國、日本、馬來西亞、新加坡、台灣和泰國的匯率和股價的動態關聯性，實徵性結果顯示在 1997 年亞洲金融風暴前香港、日本、馬來西亞和泰國匯率對股價有顯著因果關係，也發現香港、韓國和新加坡公平市場對國外匯率有一個因果關係，且在亞洲金融風暴期間股價對匯率有顯著的因果關係；除了馬來西亞之外，匯率對股價有因果關係。結果亦指出匯率和股價的關聯性且會隨著匯率政策、貿易大小、資本控制的程度及公平市場大小而有所不同。

Tabak(2006)研究巴西股價和匯率之間的動態關係，利用近來發展的單根和共整合測驗來檢測這兩個變項之間長期性的關係，結果發現股價對匯率沒有長期的關係，但有線性的 Granger 因果關係，即股價與匯率為負相關。此外，匯率對股價有非線性的 Granger 因果關係，與傳統研究方法結果一致：匯率會引導股價。這些研究結果對國際投資客及匯率政策的制定有實際的應用。

Phylaktis & Ravazzolo(2005)利用共整合方法和多變項 Granger 因果關係測驗來探討股價和匯率長期和短期的動態關係，分析幾個太平洋國家從 1980 年到 1998 年的資料，結果顯示股價和國外匯市是正相關，而美國股市在這些聯結上扮演一個 conduit 的角色，且這些關聯性並非由國外匯市限制所決定。最後研究結果顯示金融危機在這些市場長期的共變上有短期的效應。

Rim & Mohidin(2005)檢查 1996 年 6 月至 1998 年 8 月馬來西亞工業層次上匯率和股價之間的動態關聯性，結果發現在金融風暴期間(1997 年 7 月至 1998 年 8 月)匯率和股價有強烈的關聯性。此外，匯率改變對某些

工業有負向的影響，但對有些工業則有正向的影響。因此，政府必須先把焦點放在穩定匯率市場，財務經理人必須仔細分析匯率改變對特定工業的效應以因應好國外匯率的變動。

Doong, Yang & Wang(2005)檢查六個亞洲新興財政市場股價與匯率之間的動態關係，結果發現股價和匯率沒有共整合，採用 Granger 因果關係測驗後顯示出印度、韓國、馬來西亞和泰國有雙向的因果關係。除了泰國之外，股票報酬與匯率呈現負相關，這表示貨幣貶值會伴隨著股價下跌。此研究結果對於亞洲新興市場國際性的檔案管理是重要的。自從亞洲 1997 的經濟危機以來，經濟學家、國際投資者和制定政策者十分關注股價與匯率之間的關係。本研究運用線性、非線性及時間序列等方法來探討從 1991 年一月份至 2005 年七月份台灣與日本股價及台幣與日元匯率之間長期性和短期性的關係。結果發現 1.台灣與日本短期中股價會相互衝擊 2. 在股價與匯率之間的關係方面，台灣財政市場短期上較適合檔案方法，而長期則以傳統方法較為可行；而檔案方法在日本股票市場上則較不適合。3.台灣與日本股價及台幣與日元匯率之間未有長期性的關係。

Vygodina & Anna(2006)採用 Granger 因果關係方法調查 1987 年到 2005 年美國股市與匯率間的關係，發現大型股票對匯率有 Granger 因果關係，小型股票則沒有，這個結果支持了先前的研究結果。而且發現這個關係會隨著時間而改變，也支持匯率與股市間的在某個時間會有變動性的因果關係。

Kanas(2002)以美國、英國與日本為樣本，檢定匯率波動對股價報酬的影響。實證結果發現在三個國家中，股價皆顯著受到匯率波動的影響。

Ibrahim(2000)以因果關係檢定馬來西亞的股票市場與匯率間相互影

響的關係，結果發現在長期下匯率與股票市場間無均衡關係，但在加入貨幣供給和準備的貨幣變數後，卻有共整合的現象；而在短期下亦呈現一致性之結果。

Wongbangpo & 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 個國家為對象，分析印尼、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，研究結果發現：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。

劉祥熹與李崇主(民 89)探討台灣地區外資、匯率與股價之關聯性。研究結果證實外資與匯率均會顯著的影響國內股價。且匯率與股價具有反向變動關係；而外資匯入與股價具有正向變動關係、外資匯出則具有反向變動關係。而匯率變動率對股價報酬僅具有單向因果關係。

鄭如芳(民 89)確認台灣股票市場及外匯市場之互動結構關係如探討匯市及股市報酬及其動性之外溢效果，研究期間 1991 年 1 月 4 日至 1999 年 12 月 28 日止，並分成三個子期間，以利比較兩市場的互動關係。結果發現股匯市從單向關係演變成雙向互動關係，並且在金融風暴期間最為顯著。匯市對股市報酬的影響力逐漸增強，而股市對匯市報酬的影響力，股市波動越大其影響力越大。股匯市波動的來源有部分是來自總體經濟變數的波動所造成的。股市波動對於匯市波動的影響力大於匯市波動對於股市波動的影響力。

林建宇(民 93)探討股價指數與台幣兌美元匯率間的因果關係，將匯率及股價指數依其上升或下跌之情況加以區分，進一步分析股價指數與

匯率是否存在不對稱因果關係。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，經由上列的發現顯示了台灣股票市場與匯率市場的關聯性相當顯著。

陳明輝(民 93)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，1.從 1996 年 3 月至 2000 年 3 月及政黨輪替後的子期間，2.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。

2.7 物價、利率、股價、匯率關聯性

Ratanapakorn & Sharma(2007)調查美國股市和六個經濟變項於 1975 年 1 月到 1999 年 4 月長期和短期的關係。結果發現股價在長期上與利率有負相關，但與貨幣供給、工業生產、通貨膨脹、匯率和短期利率有正相關。在 Granger 因果關係上，每個經濟變項在長期上會影響股價，短期則不會。這些結果支持了股價與其他變項有相當的關聯性。

Kim(2003)檢查美國股價、工業生產、真實匯率、利率和通貨膨脹之

間的平衡關係。採用 Jonansen 的共整合方法來分析 1974 年 1 月至 1998 年 12 月的月資料，結果發現 S & P500 股價指數和工業生產呈正相關，但與真實匯率、利率和通貨膨脹呈負相關。

Quartey & Gaddah (2007) 利用 Johnansen 的共整合程序，以 1991 年至 2004 年的資料調查迦納的總體經濟因素如何影響股市發展。結果發現：國民儲蓄影響股市發展，而真實收入、國民儲蓄、匯率可預測長期股匯市的發展。然而，國庫券對於長期 GSE 的發展有負向的影響，與預期相反的是，通貨膨脹對於預測長期股市的發展不是一個顯著的因素。

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。

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對角化形式之四變量 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。

由上述文獻發現，國內外學者以利率、股價、匯率三者為主題，研究其互動關係的相關文獻較為豐富，而以研究物價、利率、股價、匯率四者之間互動關係的相關文獻則較少，在當前國內外正面臨通貨膨脹威脅之際，加入以物價為主題之研究，以了解物價與其他三變數的的互動關係，研究結果可提供政府制定穩定物價政策之參考，更凸顯本研究的重要性。另外，先前學者對物價、利率、股價、匯率四者之間的互動關係的研究結果，會因研究對象、研究期間、研究方法的不同，而有不一致的研究結果，因此有進一步探討台灣地區物價、利率、股價、匯率四者之間互動關係的必要性。

第三章 研究方法

3.1 單根檢定

在探討時間序列的相關特性時，當蒐集的資料產出的變數為非定態，其影響模型最大原因，不外乎是由 Granger and Newbold(1974)所發現非定態變數之間，可能會出現「假性迴歸」(spurious regression)的問題，所以在對時間模型序列的實証分析裡，首先必須確定變數是否為定態。

若一簡單的 AR(1)數列，不管截距項和白噪音(white noise)項：

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

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。若一個變數是定態，則其「所有的特性根必需在單位圓內」；若是非定態，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。

3.1.1 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

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Model2：包含截距項 (a_0) 但無時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma_\mu y_{t-1} + e_t \quad (3)$$

Model3：包含截距項(a_0)及時間趨勢項(t)

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma_\mu y_{t-1} + bt + e_t \quad (4)$$

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，需進行對數處理，然後再將取對數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。

3.1.2 ADF 單根檢定

前面介紹的 DF 檢定，若迴歸估計後的殘差項是否符合白噪音的性質，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。

ADF 檢定的三種常見模型：

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

ADF 檢定時是否含時間趨勢項與截距項之考量步驟：

- (1). 先以含截距與時間趨勢的模型(5)式進行 ADF 檢定。
- (2). 如果步驟(1)的單根虛無假設未被拒絕，則必須檢定的迴歸式中，是否應去掉時間趨勢項。
- (3). 以不含有趨勢項(但包含截距項)的 ADF 檢定式(6)式進行檢定。
- (4). 以不含有趨勢項和時間趨勢項的 ADF 檢定式(7)式進行檢定。

3.2 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，是否有結構不一致的性質。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 (data generating process, 簡稱 DGP) 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，以數學表示如下：

$$y_{1t} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} \quad \text{當 } t=1, 2, \dots, k-1 \quad (8)$$

$$y_{1t} = a'_0 + \sum_{i=1}^p a'_i y_{t-i} \quad \text{當 } t=k, k+1, \dots, T \quad (9)$$

比較(8)、(9)式，令虛無假設為：

$$H_0: a_i = a'_i \quad i=0, 1, \dots, p \quad (10)$$

在虛無假設成立下的模型 (null model) 可寫成：

$$y_{1t} = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i}, \quad \text{當 } t=1, 2, \dots, k, \dots, T \quad (11)$$

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(11)式估計，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 換句話說：將子樣本分別以(8)、(9)兩式來估計，並令此兩式之迴歸殘差平方和為 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。

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_1 - SSR_2)/(p+1)}{(SSR_1 + SSR_2)/(T - 2(p+1))} \sim F(p+1, T - 2p - 2) \quad (12)$$

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。

3.3 ARIMA 模型

1970 年，Box & Jenkins 提出「綜合性自我迴歸與移動平均模型」(Autoregressive Integrated Moving Average Model, 簡稱 ARIMA)之後，ARIMA 數列模式時間序列模式修正相繼出現，如轉換函數(Transfer Function Model)、介入分析(Intervention Analysis)與多變數時間序列模型(Multiple Series Models)等，更加增進了時間序列法的完備性與適用性，時間序列方法應用的層面相當廣泛，如、經濟、商業、金融、農業和工程等學科。

單變數的時間序列分析有三種分析方法：一為基本的 ARIMA 模型；一為轉換函數模型(包含有其他變數的影響時，則採用此法)；一為介入分析(Intervention Analysis)(有外力刺激時採用)。下面就本研究所採用的

ARIMA 模型加以介紹。

假定 $\{Y_t\}$ ($t=0, 1, 2, \dots$) 係由隨機過程(stochastic process)產生的等時距(equispaced intervals of time)與可逆性(invertibility)的特性。 (a_t) 為誤差項，符合一般對白噪音(white noise)的假設($a_t \sim N(0)$)，因此 $\{Y_t\}$ 可以下列不同的函數形態表示：

3.3.1 自我迴歸模式型 AR(P)

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + a_t$$

或寫成

$$(1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \dots - \Phi_p B^p) y_t = a_t \quad (13)$$

上式為 p 階的自我迴歸過程(Autoregressive Process of Order p)，簡稱 AR(P)。式中為自我迴歸係數， p 為其次數(order)， B 則為落後移動運算數(backward shift operator)。

3.3.2 移動平均模型 MA(q)

$$y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

或寫成

$$y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) y_t = a_t \quad (14)$$

上式為 q 階之移動平均過程(Autoregressive Process of Order p)，簡稱 MA(q)。式中： $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ 為移動平均係數， q 為其次數。

3.3.3 自我迴歸移動平均混合模型 ARMA(p,q)

綜合(13)、(14)式可得：

$$\Phi_p(B) y_t = \theta_q(B) a_t \quad (15)$$

3.3.4 綜合性自我迴歸與移動平均模型 ARIMA(p,d,q)

上述 3 個模式係假定時間數列資料為定態(stationary)，若分析的資料為非定態(nonstationary)，或具季節性變動時，則採用的模式應為：

$$\Phi_p(B)(1-B)^d \Phi'_p(B^S)^{d'} y_t = \theta_q(B) \theta'_q(B^S) a_t \quad (16)$$

d 為規則性差分的次數，d' 為季節性差分次數，S 為季節期間。

一般建立 ARIMA 模型，可分為四個步驟，包括：暫時性認定(tentative specification or identification)、參數估計(estimate for coefficient)、診斷性檢核(diagnostic checking)和預測(forecasting)。在模型的認定方面，利用樣本自我相關函數(sample autocorrelation function, 簡稱 SACF)以及偏相關係數(sample partial autocorrelation function, 簡稱 SPACF)作為基本分析工具。

ARIMA 參數估計的方法有二，一為最小平方法，一為最大概似法。如果估計結果所得的誤差項 \hat{a}_t 滿足白噪音的假設，則該模型是最適合的。Box & Pierce(1970)則提出 Q 統計量檢定模型是否合適：

$$Q = n(n+2) \sum_{j=k}^K (n-j)^{-1} \hat{\rho}_j^2 \quad (17)$$

n 為觀察值個數， $\hat{\rho}_k$ 是樣本自我相關函數。Ljung & Box(1978)和 Ansley & Newbold(1979)指出上述的 Q 統計量近似 $\chi^2(k-m)$ 分配(Wei, 1990)，此處 m 是指模型中推估參數的個數，因此可以利用卡方檢定推估模型是否符合白噪音要求。

3.4 向量自我迴歸模型

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 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。P 個變數，n 個落後期的 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×1) (p×1) (p×p) (p×1) (p×1)

其中：Y_t 為(p×1)之內生變數向量。

d 為(p×1)之常數向量。

β_i 為 (p×p) 之參數矩陣。

Y_{t-i} 為(p×1)之落後期內生變數向量。

ε_t 為 (p×1)之殘差向量。

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。

3.5 Granger 因果關係分析

若資料數列能通過定態檢定，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^t ：包含 X 所有過去值

\bar{X}^t ：包含 X 當期與所有過去值

Y^t ：包含 Y 所有過去值

\bar{Y}^t ：包含 Y 當期與所有過去值

$A^t = \{X^t \cup Y^t\}$ ：包含 X 與 Y 所有過去值

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

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

Granger 因果關係可表示如下：

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

表示預測變數 X 時，除了將變數 X 之前的資料納入考量外，若加入 Y 過去之訊息後，會降低預測誤差之均方誤，則 Y 有助於 X 之預測，稱為 Y 影響(cause) X 。

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

表示預測變數 X 時，除了將變數 X 之前的資料納入考量外，若加入 Y 當期值之訊息後，會降低預測誤差之均方誤，則 Y 有助於 X 之預測，稱為瞬間影響(instantaneous causality) YX 。

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

表示 X 與 Y 具有回饋關係(feedback)，即變數 X 會影響變數 Y ，變數 Y 也影響變數 X 。

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

表示變數 X 與變數 Y 之間互為獨立關係(independence)，不存在因果關係。即預測變數 X 時，加入變數的資料無法改善對變數 Y 的預測能力；反之，在預測變數 Y 時，加入變數 X 的資料無法改善對變數 Y 的預測能力。

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。

3.5.1 檢定方法

Granger(1969)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：

$$X_t = \sum_{j=1}^n a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^n c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^n d_j X_{t-j} + \mu_t \quad (20)$$

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(19)式中，若 $\sum_{j=1}^n |b_j| \neq 0$ ，則可認定 Y 影響 X 。在(20)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 衝擊反應函數

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。

在 VAR 模型中，當其中一個變數產生一個外生性的衝擊時，其對於變數本身和其他變數的影響可藉由衝擊反應函數瞭解，在 VAR 模型中，因為已將各變數視為內生變數，並利用一組迴歸方程式表示出各變數彼此間的關係，而且每一迴歸方程式皆以變數的落後項為解釋變數。因此，可透過聯立方程式的衝擊反應函數來表現出變數間之互動。茲假設一 VAR(p)模型如下：

$$Y_t = A_0 + \sum_{j=1}^p A_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (21)$$

式中， Y_t 為各變數所組成的向量。

將上式轉換成移動平均(moving average)的表示方式：

$$(I - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p) Y_t = A_0 + \varepsilon_t \quad (22)$$

$$Y_t = A(L)^{-1} A_0 + A(L)^{-1} \varepsilon_t \quad (23)$$

$$Y_t = \alpha + \varepsilon_t + \Pi_1 \varepsilon_{t-1} + \Pi_2 \varepsilon_{t-2} + \Pi_3 \varepsilon_{t-3} + \dots \quad (24)$$

式中 $\alpha = (I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)^{-1} A_0$ 。此時內生變數以當期及過去無限多期誤差項來表示。而各誤差項數列均為白噪音過程，若 ε_t 為當期無關，即可由 Π_1 看出某一變數其它變數不同期下的衝擊反應。但事實上該式中誤差項 ε_t 無法確認為當期無相關，故而一般採用正交化(orthogonalized)過程去除誤差項之間的關係，即加入一下三角矩陣(low triangular

matrix)P，則上式可再改寫成：

$$Y_t = \tilde{\alpha} + PP^{-1}\varepsilon_t + \Pi_1 PP^{-1}\varepsilon_{t-1} + \Pi_2 PP^{-1}\varepsilon_{t-2} + \Pi_3 PP^{-1}\varepsilon_{t-3} + \dots \quad (25)$$

$$= \Gamma_0 v_t + \Gamma_1 v_{t-1} + \Gamma_2 v_{t-2} + \Gamma_3 v_{t-3} + \dots \quad (26)$$

其中 P 為一非奇異矩陣， $\Gamma_i = \Pi_i P$ ， $v_t = P^{-1}\varepsilon_t$ ，而且 $E(v_t v_t') = I$ ，上式中將內生變數 Y_t 表示成正交衝擊 (orthogonalized innovations) 的反應函數。藉由衝擊反應函數的變化，可表示出經濟變數間相互影響的大小，以及其影響為持續性 (persistent) 或是跳動性 (volatile)。根據衝擊反應函數，可以觀察模型中某一內生變數以一個單位標準差的大小發生自發生性干擾時，對模型中所有的內生變數當期與未來各期的動態影響過程。

3.7 變異數分解分析

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」，有多少百分比是由其他變數之預測誤差變異所解釋。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：

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

可改寫成

$$Y_t - E_{t-n}(Y_t) = \sum_{j=0}^{\infty} D_j U_{t-j} \quad (27)$$

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。(27)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 $\Sigma(n)$ 如下：

$$\Sigma(n) = E(Y_t - E_{t-n}(Y_t))(Y_t - E_{t-n}(Y_t))'$$

$$= \sum_{j=0}^{n-1} D_i \Sigma^j D_i \quad (28)$$

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(28)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：

$$U(i,n,j) = D_0^2(i,j) + D_1^2(i,j) + \dots + D_{n-1}^2(i,j) \quad (29)$$

$$U(i,n) = \sum_{j=1}^p U(i,n,j) \quad (30)$$

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研究方法。

3.8 共整合檢定

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。共整合的意義是，即使變數本身是非定態序列，但經過線性組合之後，其偏離均衡水平的誤差會是一個定態的序列且其變異數為一有限值，即表示變數間具有共整合的關係。

採用共整合模型可求得變數間的長期均衡關係，此均衡關係可利用變數間的定態過程來表示。即假設 X 和 Y 為非定態數列，經一次差分後成為定態時間數列，並於 X 與 Y 之間存在線性關係，而該線性組合亦為定態的時間數列，則稱 X 、 Y 具有共整合關係。

一般檢定共整合方式可分為兩種，一為 Engle and Granger 的二階段分析法，另一種為 Johansen 的多變量共整合檢定法。本研究以 Johansen (1988,1991)建議之最大概似估計檢定法(Maximum Likelihood Estimation)以檢定共整合關係。其主因為此式能完全獲得隱含於時間序列之所有資訊，且估算出其共整合向量，並提供統計檢定量一個正確的極限分配。

3.8.1 共整合之檢定

1、Johansen 最大概似比檢定

Johansen 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 r 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。首先，將向量自我迴歸式做一階差分，而 p 階向量自我迴歸式如下：

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_n Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (31)$$

其中 Y_t 為落後 n 期($p \times 1$)之內生變數矩陣

做一階差分後，此式改寫成

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^{n-1} \pi_j \Delta Y_{t-j} + \pi_n Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad (32)$$

其中 π_j 為短期調整係數用以描述短期動態關係， π 為長期衝擊矩陣，亦包括隱藏在 Y 中的長期資訊，可用來檢定變數間是否具有長期均衡關係。此外， π 中的秩(rank)決定了共整合向量的數目，而 π 可分為以下三種情形：

(1) $\text{rank}(\pi) = n$ ，即 π 為一滿秩(Full Rank)，表示 Y_t 中所有變數皆為定態的時間數列。

(2) $\text{rank}(\pi) = 0$ ，即 π 為一空矩陣(Null Matrix)，表示 Y_t 中各變數之間不存在共整合關係。

(3) $0 < \text{rank}(\pi) = r < n$ ，表示在 p 個變數間存在 r 個共整合向量。

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 $r = \text{rank}(\pi)$ 。

(1) 軌跡檢定

H_0 ：最多有 r 個共整合向量 $\text{rank}(\pi) \leq r$

H_1 ：最少有 $r+1$ 個共整合向量 $\text{rank}(\pi) > r$

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (33)$$

其中， T 代表觀察值總數， $\hat{\lambda}_i$ 是顯著特性根的數目，若拒絕 H_0 ，則表示變數間至少存在 $r+1$ 種長期共整合趨勢關係。

(2) 最大特性根檢定

H_0 ：最多有 r 個共整合向量 $\text{rank}(\pi) \leq r$

H_1 ：最少有 $r+1$ 個共整合向量 $\text{rank}(\pi) > r$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (34)$$

如果接受 H_0 ，表示變數間有 r 個共整合向量。此檢定法乃是從變數間不具任何共整合關係開始檢定，即 $r=0$ ，再逐漸增加共整合個數進行檢定，直到無法拒絕為止，即表示變數具 r 個共整合向量。

3.9 誤差修正模型

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, Dolado, Gallbraith 及 Hendry(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：

$$\Delta y_t = \beta_1 \Delta x_t + \alpha (y_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + e_t \quad (35)$$

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。

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股價指數、物價指數、重貼現率及匯率進行以下的實證分析。

4.1 ADF 單根檢定

在應用時間數列的模型分析之前，必須先確定時間數列的資料在隨機過程中為穩定狀態，後續的分析才具有意義，即要先確定各變數皆為定態，否則會存在性迴歸及檢定偏誤的問題。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。

為瞭解股價、物價、利率、匯率等資料是否符合定態數列，首先對各變數原始數列進行單根檢定。若一開始即將資料做差分來分析，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，我們利用 Eviews5.1 軟體來進行分析。

1. 股價指數

本研究先針對股價指數的原始資料進行 ADF 單根檢定。由表 4.1 可看出，其檢定模型在考慮截距項或線性時間趨勢時，其 p 值未能通過顯著性檢定，因此，股價指數不為穩定的時間數列，乃將股價取自然對數進行 ADF 單根檢定，其 p 值仍未能通過顯著性檢定，因此將股價指數取自然對數後一次差分，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.1 股價指數 ADF 單根檢定

檢定形式	落後期數	ADF 值	P	AIC
僅含截距項	0	-2.384153	0.1474	-3.932975
	1	-3.810945***	0.0033	-4.137991
	2	-3.810945***	0.0033	-4.137991
	3	-3.810945***	0.0033	-4.137991
	4	-3.810945***	0.0033	-4.137991
含時間趨勢與截距項	0	-3.021211	0.1289	-3.951590
	1	-4.501607***	0.0019	-4.162400
	2	-4.501607***	0.0019	-4.162400
	3	-4.501607***	0.0019	-4.162400
	4	-4.501607***	0.0019	-4.162400
不含時間趨勢與截距項	0	-0.163485	0.6261	-3.915868
	1	-0.259123	0.5918	-4.080456
	2	-0.259123	0.5918	-4.080456
	3	-0.259123	0.5918	-4.080456
	4	-0.259123	0.5918	-4.080456

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

經由分析之結果，彙整表 4.2 中，可發現將股價取自然對數後一階差分做 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，在前 0 期到前 4 期之 p 值皆小於 0.01，達到 $\alpha=1\%$ 的顯著水準，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 4.2 股價指數取自然對數一階差分 ADF 單根檢定

檢定形式	落後期數	ADF 值	P	AIC
僅含截距項	0	-9.4505***	0.0000	14.9522
	1	-9.4505***	0.0000	14.9522
	2	-9.4505***	0.0000	14.9522
	3	-9.4505***	0.0000	14.9521
	4	-9.4505***	0.0000	14.9522
含時間趨勢與截距項	0	-9.6417***	0.0000	14.9471
	1	-9.6417***	0.0000	14.9471
	2	-9.6417***	0.0000	14.9471
	3	-9.6417***	0.0000	14.9471
	4	-9.6417***	0.0000	14.9471
不含時間趨勢與截距項	0	-9.4681***	0.0000	14.9431
	1	-9.4681***	0.0000	14.9431
	2	-9.4681***	0.0000	14.9431
	3	-9.4681***	0.0000	14.9431
	4	-9.4681***	0.0000	14.9431

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

2. 物價指數

對物價進行 ADF 單根檢定。由表 4.3 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 期到前 4 期之 p 值，未能通過顯著性檢定，表示物價不為穩定時間數列，乃將物價取自然對數進行 ADF 單根檢定，其 p 值仍未能通過顯著性檢定，因此將物價取自然對數後一次差分，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.3 物價 ADF 單根檢定

檢定形式	落後期數	ADF 值	P	AIC
僅含截距項	0	-2.126241	0.2347	-8.189015
	1	-2.407112	0.1410	-8.211503
	2	-2.604766*	0.0936	-8.227944
	3	-2.776070*	0.0635	-8.237868
	4	-2.776070*	0.0635	-8.237868
含時間趨勢與截距項	0	-2.804012	0.1975	-8.200886
	1	-2.786798	0.2038	-8.220811
	2	-2.696417	0.2392	-8.234022
	3	-2.599664	0.2810	-8.240953
	4	-2.599664	0.2810	-8.240953
不含時間趨勢與截距項	0	2.730679	0.9985	-8.176124
	1	3.178720	0.9997	-8.192156
	2	3.551834	0.9999	-8.203421
	3	3.817701	1.0000	-8.208463
	4	3.817701	1.0000	-8.208463

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

表 4.4 是經由分析之結果，可發現將物價取自然對數後一階差分做 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，在前 0 期到前 4 期之 p 值皆小於 0.01，達到 $\alpha=1\%$ 的顯著水準，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 4.4 物價取自然對數一階差分 ADF 單根檢定

檢定形式	落後期數	ADF 值	P	AIC
僅含截距項	0	-17.08826***	0.0000	-8.193591
	1	-12.74282***	0.0000	-8.205172
	2	-10.62550***	0.0000	-8.210488
	3	-10.62550***	0.0000	-8.210488
	4	-10.62550***	0.0000	-8.210488
含時間趨勢與截距項	0	-17.18449***	0.0000	-8.193587
	1	-12.89716***	0.0000	-8.208814
	2	-10.83884***	0.0000	-8.217885
	3	-10.83884***	0.0000	-8.217885
	4	-10.83884***	0.0000	-8.217885
不含時間趨勢與截距項	0	-16.41894***	0.0000	-8.154596
	1	-11.88635***	0.0000	-8.154016
	2	-11.88635***	0.0000	-8.154016
	3	-11.88635***	0.0000	-8.154016
	4	-11.88635***	0.0000	-8.154016

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

3. 利率

對利率進行 ADF 單根檢定分析。由表 4.5 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 值並未能通過顯著性測驗，表示利率不為穩定時間數列，乃將利率取自然對數進行 ADF 單根檢定，其 p 值仍未能通過顯著性檢定，因此將利率取自然對數後一次差分，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.5 利率 ADF 單根檢定

檢定形式	落後期數	ADF 值	P	AIC
僅含截距項	0	-1.339958	0.6109	-5.544636
	1	-1.298127	0.6306	-5.574927
	2	-1.332899	0.6143	-5.633221
	3	-1.428277	0.5679	-5.664553
	4	-1.428277	0.5679	-5.664553
含時間趨勢與截距項	0	0.439213	0.9991	-5.543517
	1	-0.001155	0.9960	-5.568344
	2	-0.550794	0.9804	-5.623844
	3	-1.024226	0.9374	-5.655643
	4	-1.024226	0.9374	-5.655643
不含時間趨勢與截距項	0	-2.092064**	0.0353	-5.552220
	1	-1.759454*	0.0746	-5.582027
	2	-1.441842	0.1391	-5.639136
	3	-1.274046	0.1864	-5.668934
	4	-1.274046	0.1864	-5.668934

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

經由分析之結果，彙整於表 4.6 中，可發現利率取自然對數後一階差分做 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，在前 0 期到前 4 期之 p 值皆小於 0.01，達到 $\alpha=1\%$ 的顯著水準，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 4.6 利率取自然對數一階差分 ADF 單根檢定

檢定形式	落後期數	ADF 值	P	AIC
僅含截距項	0	-11.71502***	0.0000	-5.576331
	1	-6.897653***	0.0000	0.019057
	2	-4.997174***	0.0000	-5.664175
	3	-4.997174***	0.0000	-5.664175
	4	-4.997174***	0.0000	-5.664175
含時間趨勢與截距項	0	-11.84771***	0.0000	-5.577778
	1	-7.011778***	0.0000	-5.631852
	2	-5.105064***	0.0000	-5.660038
	3	-5.105064***	0.0000	-5.660038
	4	-5.105064***	0.0000	-5.660038
不含時間趨勢與截距項	0	-11.60994***	0.0000	-5.576827
	1	-6.821803***	0.0000	-5.638669
	2	-4.937699***	0.0000	-5.670609
	3	-4.937699***	0.0000	-5.670609
	4	-4.937699***	0.0000	-5.670609

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

4. 匯率

對於匯率之 ADF 單根檢定結果分析如下。由表 4.7 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 皆未能通過顯著性檢定，因此匯率不為穩定時間數列，乃將匯率取自然對數進行 ADF 單根檢定，其 p 值仍未能通過顯著性檢定，因此將匯率取自然對數後一次差分，再由 ADF 單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列。

表 4.7 匯率 ADF 單根檢定

檢定形式	落後期數	ADF 值	P	AIC
僅含截距項	0	-1.169812	0.6876	-7.529756
	1	-1.423222	0.5704	-7.629595
	2	-1.423222	0.5704	-7.629595
	3	-1.423222	0.5704	-7.629595
	4	-1.423222	0.5704	-7.629595
含時間趨勢與截距項	0	-1.264520	0.8935	-7.523128
	1	-1.960148	0.6192	-7.629834
	2	-1.960148	0.6192	-7.629834
	3	-1.960148	0.6192	-7.629834
	4	-1.960148	0.6192	-7.629834
不含時間趨勢與截距項	0	1.142013	0.9345	-7.532252
	1	0.757484	0.8768	-7.629032
	2	0.757484	0.8768	-7.629032
	3	0.757484	0.8768	-7.629032
	4	0.757484	0.8768	-7.629032

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

表 4.8 是經由分析之結果，可發現匯率取自然對數後一次差分做 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，在前 0 期到前 4 期之 p 值皆小於 0.01，達到 $\alpha=1\%$ 的顯著水準，拒絕了虛無假設 H_0 ，表示匯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 4.8 匯率取自然對數一階差分 ADF 單根檢定

檢定形式	落後期數	ADF 值	P	AIC
僅含截距項	0	-10.31072***	0.0000	-7.629384
	1	-10.31072***	0.0000	-7.629384
	2	-10.31072***	0.0000	-7.629384
	3	-10.31072***	0.0000	-7.629384
	4	-10.31072***	0.0000	-7.629384
含時間趨勢與截距項	0	-10.30080***	0.0000	-7.620965
	1	-10.30080***	0.0000	-7.620965
	2	-10.30081***	0.0001	-7.620966
	3	-10.30082***	0.0002	-7.620967
	4	-10.30083***	0.0003	-7.620968
不含時間趨勢與截距項	0	-10.28818***	0.0000	-7.635738
	1	-10.28818***	0.0000	-7.635738
	2	-10.28818***	0.0000	-7.635738
	3	-10.28818***	0.0000	-7.635738
	4	-10.28818***	0.0000	-7.635738

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

由以上單根檢定的結果得知，檢定模型不論在考慮截距項及線性時間趨勢時，股價、物價、利率及匯率各序列在 $\alpha=1\%$ 的顯著水準，無法拒絕虛無假設，表示各序列存在單根現象，均呈現非定態序列的情形，而非為 $I(0)$ 的穩定序列，乃將原始序列取對數，再進行 ADF 單根檢定，結果在 $\alpha=1\%$ 的顯著水準下，仍無法拒絕虛無假設，表示取對數後的各序列仍存在單根現象，因此將取對數後的數列經過一階差分，再進行 ADF 單根檢定，各序列單根檢定的結果在 $\alpha=1\%$ 的顯著水準下，皆拒絕虛無假設，表示時間數列已無單根，即此時間數列資料已呈穩定數列。故可確

定股價、物價、利率及匯率的序列都是同階 I(1)變數。

4.2 CHOW 檢定

本研究之研究期間為 1990 年 1 月至 2007 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稀釋而影響研究結果，因此，本研究乃利用 Chow 檢定，客觀的找出適當的研究期間。

利用 Eviews5.1 分析軟體，撰寫迴圈程式進行 Chow 檢定，發現在 216 筆資料中，若將切點(breakpoint)切在第 51 筆，所求得的 F 值最大，P 值最小，亦即將研究期間分成 1994 年 3 月以前及 1994 年 3 月以後，兩段期間的結構性差異最大，經濟上表示的意涵，意謂台灣股票市場自 1990 年 1 月創下的股價指數 12689 高點後，迅速泡沫化，股價反轉直下，至 1990 年 10 月的波段低點 2912 點，期間只有 9 個月時間，但是到 1994 年 3 月已盤整達 41 個月，台灣經濟市場與以往已有不同的轉變，投資者心態已有所調整，故本研究進一步縮短研究期間為 1994 年 3 月至 2007 年 12 月止，共 166 筆資料。

4.3 ARIMA 模型

本研究以取對數後一階差分所得的四個變數，分別建立 ARIMA 模型。在落後期數的選取上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。使用 SAS 分析軟體，撰寫迴圈程式，將 p 及 q 皆從 0,1,2,...,12 配對，分別找出股價、物價、匯率、利率的 AIC 最小值，並檢視加入之個別變數 ARIMA 模型之殘差是否符合白噪音檢定。

以最大概似法(ML)求出股價指數 AIC 準則之最小值為 3205.66，其 p 應為 6，而 q 應為 5。因此，即可得知股價指數之模型為 ARIMA (6,1,5)。
表 4.9 為股價指數自我迴歸參數估計表。

表 4.9 股價指數自我迴歸參數估計表

變數	參數係數	標準誤	t 值	P 值
AR(1)	0.199445	0.080059	2.491236	0.0138
AR(2)	0.405504	0.043189	9.389063	0.0000
AR(3)	-0.57385	0.051856	-11.0662	0.0000
AR(4)	0.249467	0.050852	4.905702	0.0000
AR(5)	0.784523	0.043802	17.91082	0.0000
AR(6)	-0.29469	0.076351	-3.85967	0.0002
MA(1)	0.181976	0.023785	7.650961	0.0000
MA(2)	-0.46425	0.025115	-18.4851	0.0000
MA(3)	0.464672	0.022397	20.74684	0.0000
MA(4)	-0.16344	0.024025	-6.80319	0.0000
MA(5)	-0.94264	0.019279	-48.8956	0.0000
R ²				0.40608
調整的 R ²				0.37791

資料來源：本研究整理

以最大概似法(ML)求出物價指數 AIC 準則之最小值為 523.585，其 p 應為 7，而 q 應為 7。因此，即可得知物價指數之模型為 ARIMA(7,1,7)。
表 4.10 為物價指數自我迴歸參數估計表。

表 4.10 物價指數自我迴歸參數估計

變數	參數係數	標準誤	t 值	P 值
AR(-1)	-0.26969	0.073227	-3.68285	0.0003
AR(-2)	-0.29568	0.079544	-3.71717	0.0003
AR(-3)	-0.54824	0.074994	-7.31042	0.0000
AR(-5)	-0.22593	0.080976	-2.79005	0.0060
AR(-6)	-0.38431	0.080048	-4.80101	0.0000
AR(-7)	0.240594	0.072616	3.313245	0.0012
MA(2)	0.175527	0.037902	4.631072	0.0000
MA(3)	0.516639	0.044887	11.50978	0.0000
MA(4)	-0.15807	0.047372	-3.33679	0.0011
MA(5)	0.11482	0.052952	2.168375	0.0318
MA(6)	0.309549	0.056074	5.520357	0.0000
MA(7)	-0.77184	0.038087	-20.2651	0.0000
R^2				0.321355
調整的 R^2				0.244345

資料來源：本研究整理

以最大概似法(ML)求出利率 AIC 準則之最小值為-358.721，其 p 應為 10，而 q 應為 10。因此，即可得知利率之模型為 ARIMA(10,1,10)。表 4.11 為利率自我迴歸參數估計表。

表 4.11 利率自我迴歸參數估計表

變數	參數係數	標準誤	t 值	P 值
AR(-1)	-0.82432	0.086768	-9.50028	0.0000
AR(-2)	-0.25755	0.085158	-3.0243	0.0030
AR(-3)	0.597212	0.10139	5.890219	0.0000
AR(-4)	0.23483	0.095178	2.46727	0.0148
AR(-6)	0.378534	0.094764	3.994484	0.0001
AR(-7)	0.472298	0.102216	4.620599	0.0000
AR(-9)	-0.43484	0.075442	-5.76389	0.0000
AR(-10)	-0.28015	0.085828	-3.26404	0.0014
MA(1)	1.088236	0.042705	25.48268	0.0000
MA(2)	0.750636	0.029113	25.78357	0.0000
MA(6)	-0.56332	0.030602	-18.4078	0.0000
MA(7)	-0.43782	0.048681	-8.99359	0.0000
MA(9)	0.722132	0.019354	37.31118	0.0000
MA(10)	0.327693	0.048898	6.701529	0.0000
R ²				0.355542
調整的 R ²				0.303288

資料來源：本研究整理

以最大概似法(ML)求出匯率 AIC 準則之最小值為 187.612，其 p 應為 6，而 q 應為 6。因此，即可得知匯率之模型為 ARIMA(6,1,6)。表 4.12 為匯率自我迴歸參數估計表。

表 4.12 匯率自我迴歸參數估計表

變數	參數係數 t	標準誤	t 值	P 值
AR(-1)	0.310596	0.051132	6.07434	0.0000
AR(-4)	-0.52279	0.060398	-8.65583	0.0000
AR(-6)	0.484011	0.036977	13.08942	0.0000
MA(4)	0.520187	0.057411	9.060816	0.0000
MA(5)	0.232508	0.05275	4.407709	0.0000
MA(6)	-0.5801	0.050445	-11.4997	0.0000
R ²				0.195164
調整的 R ²				0.174394

資料來源：本研究整理

4.4 向量自我迴歸模型

在 VAR 中各方程式的殘差必須符合無序列相關的要求，即 white-noise 的要求才可進行分析。然而為避免落後期數過多所造成自由度過少，或落後期數過少而影響模型的解釋能力，故實際上是由 VAR 整個體系聯立決定最適落後期數。將股價、物價、利率、匯率四變數向量自我迴歸模型，以 Q 統計量分別檢查各變數的殘差是否已經沒有自我相關，由落後 1 期測試，發現其殘差有自我相關，增加其落後期數為 2，殘差仍有自我相關，直到增加其落後期數為 6，發現股價、物價、利率、匯率四變數的殘差已沒有自我相關，結果如表 4.13。因此，最適合模型為 VAR(6)。

表 4.13 向量自我迴歸模式 VAR(6)之殘差檢定

Lag	物價		利率		匯率		股價	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0496	0.824	6.00E-05	0.994	0.1247	0.724	0.2802	0.597
2	0.0959	0.953	0.0231	0.989	0.1247	0.94	0.3865	0.824
3	0.0971	0.992	0.0502	0.997	0.1828	0.98	0.583	0.9
4	0.1021	0.999	0.0646	0.999	0.2156	0.995	0.678	0.954
5	0.2349	0.999	0.1677	0.999	0.3048	0.998	0.7192	0.982
6	0.519	0.998	0.4122	0.999	0.8502	0.991	0.9071	0.989
7	0.5251	0.999	0.4496	1	0.9913	0.995	1.4518	0.984
8	1.9926	0.981	0.5692	1	2.5484	0.959	2.0872	0.978
9	2.0559	0.991	1.144	0.999	7.6581	0.569	2.1518	0.989
10	2.1628	0.995	1.1979	1	15.043	0.13	2.8349	0.985
11	3.5756	0.981	1.5134	1	15.997	0.141	2.8376	0.993
12	3.8374	0.986	5.9033	0.921	16.055	0.189	4.4343	0.974
13	11.668	0.555	6.4747	0.927	16.291	0.234	5.1314	0.972
14	11.995	0.607	7.1279	0.93	16.39	0.29	6.975	0.936
15	12.122	0.67	8.0237	0.923	16.962	0.321	9.4557	0.853
16	12.218	0.729	8.0917	0.946	23.426	0.103	9.5155	0.891
17	12.332	0.78	8.2887	0.96	23.563	0.132	9.9378	0.906
18	16.739	0.541	10.929	0.897	24.547	0.138	16.56	0.553
19	16.74	0.608	13.048	0.836	24.64	0.173	16.592	0.618
20	16.74	0.67	14.666	0.795	26.329	0.155	17.218	0.639
21	16.747	0.726	14.679	0.839	27.368	0.159	18.092	0.643
22	19.682	0.603	14.709	0.874	27.597	0.189	19.523	0.613
23	21.857	0.529	14.986	0.895	29.496	0.164	20.061	0.638
24	22.566	0.546	15.688	0.899	29.718	0.194	24.868	0.413

資料來源：本研究整理

在表 4.14 中這四條向量自我迴歸模式，其中以利率為被解釋變數的迴歸模式適配度較佳，匯率為被解釋變數的迴歸模式適配度次之，比以

股價及物價為被解釋變數的迴歸模式配適度來得好。

表 4.14 向量自我迴歸模型估計結果

	股價	匯率	利率	物價
股價(-1)	0.357149***	-0.017091	0.116011**	-0.02587*
	[3.78813]	[-0.81946]	[2.17460]	[-1.93917]
股價(-2)	-0.055089	0.015466	0.136643**	0.020637
	[-0.54299]	[0.68910]	[2.38020]	[1.43755]
股價(-3)	0.095158	-0.02096	0.018575	-0.003476
	[0.90745]	[-0.90353]	[0.31305]	[-0.23427]
股價(-4)	-0.043811	0.031443	0.074579	0.017169
	[-0.41402]	[1.34323]	[1.24555]	[1.14662]
股價(-5)	0.017371	0.039976	-0.022826	0.015548
	[0.16569]	[1.72372]	[-0.38478]	[1.04808]
股價(-6)	-0.134839	-0.02643	0.044973	-0.009495
	[-1.38935]	[-1.23102]	[0.81893]	[-0.69142]
匯率(-1)	0.432509	0.284067***	0.373455	-0.044688
	[1.01960]	[3.02715]	[1.55588]	[-0.74451]
匯率(-2)	0.046849	0.102513	0.00732	0.099917
	[0.10464]	[1.03500]	[0.02890]	[1.57713]
匯率(-3)	0.456369	-0.059278	-0.166918	0.005897
	[1.03213]	[-0.60603]	[-0.66716]	[0.09425]
匯率(-4)	-0.031872	-0.126897	0.036132	-0.045737
	[-0.07188]	[-1.29365]	[0.14401]	[-0.72895]
匯率(-5)	-0.728462	0.129707	-0.015996	0.048526
	[-1.66361]	[1.33902]	[-0.06456]	[0.78319]
匯率(-6)	0.084832	-0.020805	-0.235368	-0.099122
	[0.20404]	[-0.22621]	[-1.00047]	[-1.68489]

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

[] 中數字為 t 值

資料來源：本研究整理

表 4.14 向量自我迴歸模型估計結果(續)

	股價	匯率	利率	物價
利率(-1)	0.009676	-0.061284*	0.030056	-0.003655
	[0.06454]	[-1.84804]	[0.35433]	[-0.17230]
利率(-2)	-0.262513	-0.013891	0.133169	-0.00815
	[-1.75398]	[-0.41956]	[1.57246]	[-0.38485]
利率(-3)	0.014001	-0.016114	0.216992**	0.000559
	[0.09083]	[-0.47254]	[2.48772]	[0.02561]
利率(-4)	0.190472	-0.012301	-0.013267	0.022216
	[1.24319]	[-0.36293]	[-0.15303]	[1.02475]
利率(-5)	0.053207	0.016038	0.11629	0.004041
	[0.34852]	[0.47488]	[1.34619]	[0.18708]
利率(-6)	-0.121678	0.049751	0.160751*	0.023193
	[-0.80231]	[1.48291]	[1.87320]	[1.08077]
物價(-1)	-0.727565	0.072616	0.191816	-0.31528***
	[-1.16057]	[0.52361]	[0.54074]	[-3.55421]
物價(-2)	0.236862	0.239488	0.057409	-0.149778
	[0.36706]	[1.67768]	[0.15723]	[-1.64036]
物價(-3)	-0.501361	0.035636	0.353571	-0.101466
	[-0.77533]	[0.24912]	[0.96631]	[-1.10893]
物價(-4)	-0.064238	0.122332	0.28905	-0.082483
	[-0.09921]	[0.85406]	[0.78894]	[-0.90029]
物價(-5)	0.711974	0.084319	0.32601	-0.114164
	[1.12519]	[0.60238]	[0.91053]	[-1.27507]
物價(-6)	0.17999	0.151586	0.512256	-0.019248
	[0.29736]	[1.13205]	[1.49561]	[-0.22473]
C	0.000448	2.56E-05	-0.001502	0.000896
R ²	0.301313	0.40496	0.433512	0.311683
調整的 R ²	0.156097	0.325861	0.380514	0.204717

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

[] 中數字為 t 值

資料來源：本研究整理

由表 4.15 中可知，利率受到利率本身前 3 期、前 6 期的正向影響及

受到股價前 1 期、前 2 期的正向影響，匯率受匯率本身前 1 期的正向影響及受到利率前 1 期的負向影響，物價受物價本身前 1 期的負向影響也受到股價前 1 期的負向影響，股價受到股價前 1 期的正向影響。

可見國內的利率政策會受到股價的影響，我們可以過去股價的走勢來預測未來利率的變化。利率的變動會影響匯率的變動，當國內利率調升，可以吸引內、外資金匯入本國，造成台幣匯率的升值，反之，本國利率調降，國內資金匯往其他國家，引起台幣匯率的貶值。

物價受物價本身前 1 期的負向影響，探討其原因可能是台灣物價指數中食物類(蔬菜、水果、肉類、水產品)價格的波動較大，當食物類價格高漲時，農、漁、牧業積極搶種與畜養，下一期產量因而大增，造成價格下跌，另外，當物價出現暴漲、暴跌時，政府當局採取的平穩物價措施，也會使得下一期的物價達到回穩的效果。

4.5 Granger 因果關係

Granger(1980)、Ng and Perron(1995)等學者認為使用時間序列模型進行實證分析時，選取適當的落後期數是相當重要的，若選取的落後期數太多，則可能導致自由度過少，降低檢定的準確性；若是選取的落後期數太少，則可能遺漏係數顯著的落後項，使誤差產生自我相關現象而影響模型的解釋能力。本研究依據 AIC(Akaike information criterion)準則決定自我迴歸落後期數，經測試後發現以 lag6 最為適當，將物價指數、重貼現率、股價指數、台幣兌美元的匯率取對數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，來判斷物價、利率、股價、匯率四個變數間的因果互動關係。實證結果列於表 4.15。

表 4.15 股價、物價、利率、匯率間之 Granger 因果關係檢定

虛無假設(H ₀)	F 值	P 值
利率沒有影響物價	0.47415	0.79526
物價沒有影響利率	0.26540	0.93153
匯率沒有影響物價	0.76318	0.57738
物價沒有影響匯率	0.62352	0.68201
股價沒有影響物價	2.03170*	0.07588
物價沒有影響股價	2.06871*	0.07097
匯率沒有影響利率	0.29204	0.91697
利率沒有影響匯率	0.80116	0.55006
股價沒有影響利率	2.79575**	0.01835
利率沒有影響股價	1.01627	0.40926
股價沒有影響匯率	1.37096	0.23687
匯率沒有影響股價	0.82598	0.53256

註：***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

資料來源：本研究整理

由表 4.15 可得到各變數間的因果關係：

1. 在虛無假設為 H₀：股價指數不影響物價，經過檢定後，其 p 值為 0.07588，達 $\alpha = 10\%$ 的顯著水準，故拒絕虛無假設，因此得知股價影響物價。
2. 若虛無假設為 H₀：物價不影響股價，經過檢定後，其 p 值為 0.07097，達 $\alpha = 10\%$ 的顯著水準，故拒絕虛無假設，因此可知物價指數影響股價指數。
3. 檢定虛無假設 H₀：股價指數不影響重貼現率，其 p 值為 0.01835，達 $\alpha = 10\%$ 的顯著水準，故拒絕虛無假設，因此可知股價指數影響重貼現率。

經由以上通過顯著性測驗之虛無假設，本研究得知，股價指數會影響物價，物價指數會影響股價，兩者互為因果關係，股價指數單向影響利率，以上結果之繪圖如下：

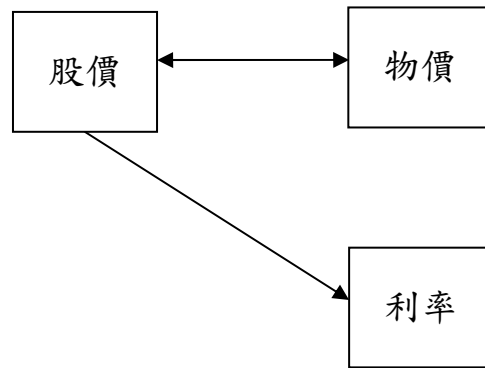


圖 4.1 股價、物價、利率因果關係圖

資料來源：本研究整理

上述發現，股價指數、物價指數，兩者互相影響，股價的變動會影響物價的變化，物價的變動也會影響股價的變化。股價指數影響利率，表示股價的高低似乎左右著國內利率的走向。

4.6 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四個變量受到某一變量發生自發性干擾時的衝擊反應。

1. 股價衝擊反應對模式的影響

由表 4.16 及圖 4.2 可知，當股價發生自發性干擾時，對匯率、利率以及物價的影響直到第 10 期後波動才逐漸減少，其衝擊反應效果由第 16 期至第 20 期之後才會消失。股價對匯率的影響在第 5 期前為正向，第 6~9 期為負向，其中第 6 期的波動幅度最大，第 10 期後多為正向；股價對利率的影響，在第 3 期波動幅度最大；股價對物價的影響在第 14 期後多為正向。相對三個變數 24 期總和效果的比例來看，對匯率的衝擊最大，其比例為 0.8223。

表 4.16 股價指數的干擾對其他三變量之衝擊反應

期數	股價	匯率	利率	物價
1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0084	0.0027	0.0002	-0.0027
3	0.0014	0.0016	-0.0042	0.0009
4	0.0004	0.0026	-0.0016	-0.0014
5	-0.0018	0.0016	0.0014	0.0000
6	0.0005	-0.0035	-0.0003	0.0033
7	-0.0028	-0.0023	-0.0009	0.0009
8	-0.0017	-0.0010	-0.0003	-0.0002
9	-0.0004	-0.0003	0.0000	-0.0005
10	-0.0009	0.0004	0.0007	-0.0003
11	-0.0006	0.0000	0.0002	-0.0003
12	-0.0001	0.0001	-0.0004	-0.0008
13	0.0003	0.0000	-0.0001	-0.0003
14	0.0004	-0.0002	-0.0002	0.0002
15	0.0001	0.0001	-0.0002	0.0000
16	-0.0002	0.0001	0.0000	0.0001
17	-0.0001	0.0001	-0.0001	0.0000
18	-0.0001	0.0001	-0.0001	0.0000
19	-0.0001	0.0000	-0.0001	0.0000
20	-0.0001	-0.0001	-0.0001	0.0000
21	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
22	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
23	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
24	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
絕對值總合	0.0207	0.0170	0.0112	0.0119
相對於股價 的比率	1.0000	0.8223	0.5392	0.5770

資料來源：本研究整理

Response of Stock to Cholesky
One S.D. Innovations

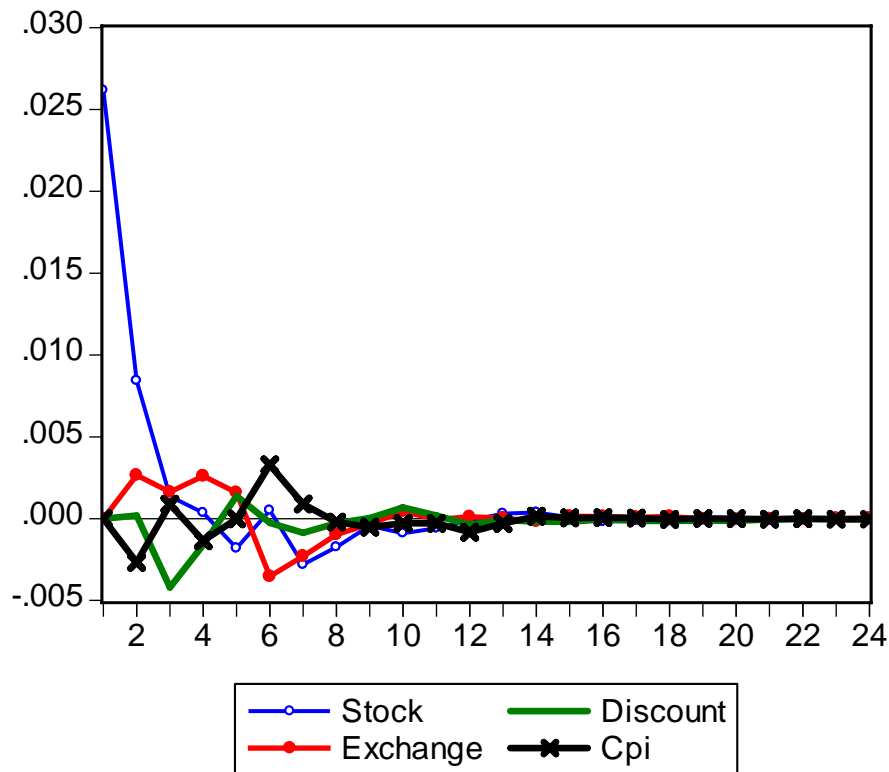


圖 4.2 股價指數的干擾對其他三變量之衝擊反應

資料來源：本研究整理

2. 物價衝擊反應對模式的影響

由表 4.17 及圖 4.3 可知，當物價發生自發性干擾時，對匯率、利率以及股價的影響多為正向的，直到第 11 期後波動才逐漸減少。其中對股價的影響期最長，在 16 期後才不明顯。而對匯率及利率之反應效果在第 10 期後即不明顯，其衝擊反應效果由第 16 期至第 18 期之後才會消失。相對三個變數 24 期總和效果的比例來看，對股價的衝擊最大其比例為 0.4466。

表 4.17 物價指數的干擾對其他三變量之衝擊反應

期數	股價	匯率	利率	物價
1	-0.0002	-0.0005	-0.0001	0.0037
2	-0.0005	-0.0001	0.0000	-0.0012
3	0.0003	0.0005	-0.0001	-0.0001
4	-0.0001	0.0001	0.0001	-0.0003
5	0.0005	-0.0002	0.0002	0.0001
6	0.0003	0.0004	-0.0001	-0.0004
7	0.0000	-0.0005	0.0002	0.0001
8	0.0002	0.0000	0.0000	0.0002
9	-0.0001	0.0001	0.0001	-0.0001
10	0.0000	0.0000	0.0000	0.0002
11	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
12	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
13	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
14	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000
15	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
16	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
17	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
18	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
19	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
20	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
21	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
22	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
23	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
24	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
絕對值總合	0.0028	0.0026	0.0012	0.0063
相對於物價 的比率	0.4466	0.4056	0.1927	1.0000

資料來源：本研究整理

Response of Cpi to Cholesky
One S.D. Innovations

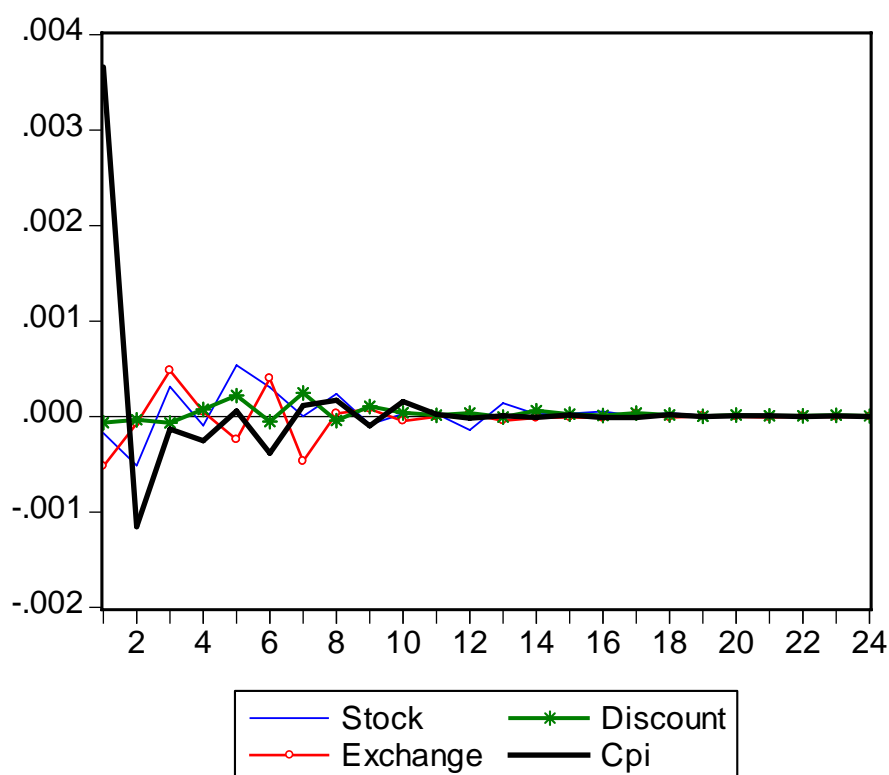


圖 4.3 物價指數的干擾對其他三變量之衝擊反應

資料來源：本研究整理

3. 匯率衝擊反應對模式的影響

由表 4.18 及圖 4.4 可知，當匯率發生自發性干擾時，對股價、利率以及物價的影響直到第 10 期後波動才逐漸減少，對物價的影響大部分為正向的，對股價的影響期最長，在 19 期後才不明顯，而對匯率及利率之反應效果在第 15 期後即不明顯，其衝擊反應效果由第 19 期之後才會消失。匯率對物價的影響是正向的，前 24 期中僅第 8、9 期為負向。相對三個變數 24 期總和效果的比例來看，對股價的衝擊最大其比例為 0.7399。

表 4.18 匯率的干擾對其他三變量之衝擊反應

期數	股價	匯率	利率	物價
1	-0.0024	0.0053	0.0000	0.0000
2	-0.0011	0.0014	-0.0009	0.0003
3	-0.0005	0.0006	-0.0005	0.0009
4	-0.0009	-0.0001	-0.0005	0.0001
5	0.0005	-0.0008	-0.0006	0.0005
6	0.0009	0.0002	0.0002	0.0000
7	-0.0001	0.0001	0.0005	0.0002
8	0.0000	0.0004	-0.0002	-0.0002
9	-0.0002	0.0004	0.0002	-0.0003
10	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
11	0.0002	-0.0002	-0.0001	0.0001
12	-0.0001	-0.0001	0.0001	0.0001
13	0.0001	-0.0001	0.0000	0.0001
14	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
15	0.0000	0.0001	0.0001	0.0000
16	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
17	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
18	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
19	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000
20	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
21	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
22	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
23	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
24	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
絕對值總合	0.0073	0.0099	0.0041	0.0029
相對於匯率的比率	0.7399	1.0000	0.4157	0.2955

資料來源：本研究整理

Response of Exchange to Cholesky
One S.D. Innovations

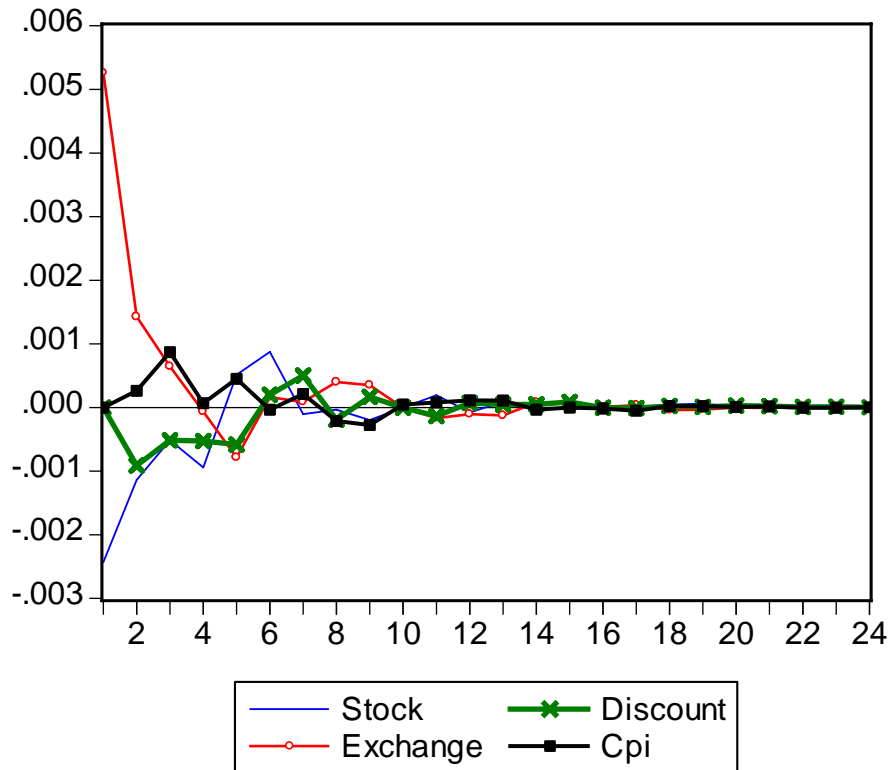


圖 4.4 匯率的干擾對其他三變量之衝擊反應

資料來源：本研究整理

4. 利率衝擊反應對模式的影響

由表 4.19 及圖 4.5 可知，當利率發生自發性干擾時，對匯率、股價以及物價的影響為長期的，直到第 20 期後波動才逐漸減少。對股價的影響第 1 期為負向，之後為為正向，對物價的影響多數為正向的，對匯率的影響前 6 期為正向，第 10 期後多為負向。相對三個變數 24 期總和效果的比例來看，對股價的衝擊最大其比例為 0.8126。

表 4.19 利率的干擾對其他三變量之衝擊反應

期數	股價	匯率	利率	物價
1	-0.0002	0.0005	0.0148	0.0000
2	0.0021	0.0019	0.0004	0.0007
3	0.0040	0.0010	0.0017	-0.0002
4	0.0023	0.0002	0.0026	0.0014
5	0.0029	0.0009	-0.0006	0.0007
6	0.0014	0.0006	0.0021	0.0006
7	0.0029	-0.0009	0.0029	0.0023
8	0.0019	0.0000	0.0009	-0.0001
9	0.0014	0.0001	0.0013	0.0003
10	0.0018	-0.0004	0.0013	0.0005
11	0.0011	0.0002	0.0010	0.0000
12	0.0010	-0.0002	0.0012	0.0005
13	0.0010	-0.0006	0.0010	0.0005
14	0.0009	-0.0001	0.0008	0.0001
15	0.0008	-0.0002	0.0008	0.0002
16	0.0008	-0.0001	0.0007	0.0002
17	0.0006	0.0000	0.0006	0.0001
18	0.0006	-0.0001	0.0005	0.0002
19	0.0006	-0.0001	0.0005	0.0001
20	0.0005	-0.0001	0.0004	0.0001
21	0.0005	-0.0001	0.0004	0.0001
22	0.0004	-0.0001	0.0003	0.0001
23	0.0003	0.0000	0.0003	0.0001
24	0.0003	-0.0001	0.0003	0.0001
絕對值總合	0.0304	0.0083	0.0374	0.0092
相對於利率 的比率	0.8126	0.2218	1.0000	0.2469

資料來源：本研究整理

Response of Discount to Cholesky
One S.D. Innovations

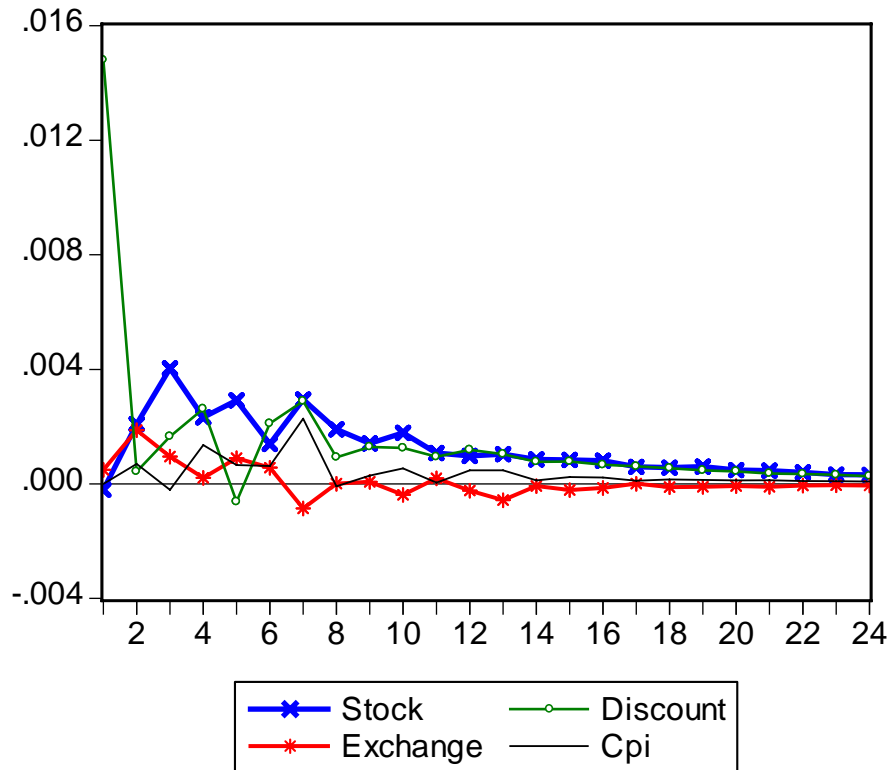


圖 4.5 利率的干擾對其他三變量之衝擊反應

資料來源：本研究整理

4.7 變異數分解分析

在分析變異數分解時，當輸入四變量的順序不同，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物價→股價→重貼現率→匯率。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物價、股價、重貼現率、匯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，可發現股價指數、物價指數、重貼現率、匯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. 物價指數之變異數分解

由表 4.20 物價變異數分解值來看，以第 14 期來觀察，物價指數被匯率所解釋的比例為 5.639545%，被股價所解釋的比例為 5.216014%，而在此模式下物價指數的外生性為 88.27401%，即當物價自身發生變異時，還存在著極高的解釋能力。在前幾期，物價之自身解釋能力快速下降，第 7 期後趨於穩定，每期約下降不到 1 %，表示物價不易受其他變數之影響。

表 4.20 物價指數之變異數分解

期數	標準誤	股價	匯率	利率	物價
1	0.003703	0.219880	1.975871	0.030730	97.77352
2	0.003914	1.915380	1.803508	0.034895	96.24622
3	0.003958	2.494574	3.250137	0.061966	94.19332
4	0.003968	2.537084	3.249417	0.097822	94.11568
5	0.004019	4.267748	3.530913	0.399488	91.80185
6	0.004069	4.735842	4.407428	0.405757	90.45097
7	0.004105	4.653334	5.634167	0.761442	88.95106
8	0.004115	4.963485	5.610955	0.768163	88.65740
9	0.004120	4.994819	5.635700	0.833270	88.53621
10	0.004123	4.990934	5.638897	0.840775	88.52939
11	0.004123	4.995350	5.638409	0.841743	88.52450
12	0.004126	5.106470	5.635130	0.848561	88.40984
13	0.004129	5.213674	5.639976	0.847689	88.29866
14	0.004129	5.216014	5.639545	0.870435	88.27401
15	0.004129	5.220891	5.639339	0.874219	88.26555
16	0.004130	5.237008	5.639115	0.874956	88.24892
17	0.004130	5.236593	5.642690	0.882251	88.23847
18	0.004130	5.243298	5.642757	0.883842	88.2301
19	0.004130	5.243917	5.642764	0.883943	88.22938
20	0.004130	5.244607	5.642643	0.885690	88.22706
21	0.004130	5.245971	5.643247	0.886087	88.22470
22	0.004131	5.246672	5.643184	0.886655	88.22349
23	0.004131	5.247083	5.643154	0.887863	88.22190
24	0.004131	5.247657	5.643119	0.888124	88.22110

資料來源：本研究整理

2. 股價之變異數分解

由表 4.21 股價指數變異數分解值，股價指數被匯率、利率、物價所解釋的比例，皆呈一致性的逐期增加，以第 14 期來觀察，股價指數被匯率所解釋的比例為 4.425676%，而在此模式下股價指數的外生性為 90.19522%，即當股價自身發生變異時，還存在著極高的解釋能力。在前

幾期，股價之自身解釋能力快速下降，第 7 期後趨於穩定，每期下降不到 1%，表示股價非常不易受其他變數之影響。

表 4.21 股價指數之變異數分解

期數	標準誤	股價	匯率	利率	物價
1	0.026171	100	0	0	0
2	0.02775	98.15704	0.916515	0.004709	0.921741
3	0.02816	95.55543	1.225268	2.227076	0.992225
4	0.028358	94.23684	2.046588	2.511026	1.205541
5	0.028494	93.74361	2.340491	2.721729	1.194172
6	0.028904	91.13462	3.764703	2.653444	2.447237
7	0.029155	90.49135	4.316149	2.693677	2.498826
8	0.029225	90.4126	4.405996	2.689583	2.491822
9	0.029235	90.37596	4.415061	2.687975	2.521008
10	0.029261	90.30681	4.42987	2.737556	2.525766
11	0.029269	90.29791	4.427656	2.740592	2.533844
12	0.029283	90.21051	4.424717	2.753658	2.611113
13	0.029286	90.20201	4.423913	2.753798	2.620276
14	0.02929	90.19522	4.425676	2.756781	2.622319
15	0.029291	90.18896	4.427683	2.760995	2.622359
16	0.029292	90.18691	4.429462	2.760900	2.622724
17	0.029293	90.18433	4.430120	2.762850	2.622696
18	0.029294	90.18049	4.431770	2.765014	2.622730
19	0.029294	90.17937	4.431682	2.766265	2.622686
20	0.029295	90.17757	4.431891	2.767919	2.622621
21	0.029295	90.17734	4.431820	2.768160	2.622679
22	0.029295	90.17724	4.431900	2.768198	2.622664
23	0.029295	90.17706	4.431890	2.768310	2.622737
24	0.029295	90.17685	4.431926	2.768395	2.622824

資料來源：本研究整理

3. 利率之變異數分解

由表 4.22 利率變異數分解值來看，利率除了被利率本身所解釋以

外，主要被股價所解釋，以第 14 期來觀察，利率被股價所解釋的比例為 17.87869%，利率被匯率及物價所解釋的比例為 2.203924%、2.837712%，而在此模式下利率的外生性為 77.07967%，即當利率自身發生變異時，還存在著極高的解釋能力。

表 4.22 利率之變異數分解

期數	標準誤	股價	匯率	利率	物價
1	0.014809	0.018877	0.109468	99.87166	0
2	0.015096	1.934837	1.652488	96.19618	0.216496
3	0.015744	8.356564	1.888465	89.53982	0.215148
4	0.016188	9.966772	1.804227	87.32372	0.905277
5	0.016498	12.71844	2.036555	84.21296	1.032045
6	0.016711	13.08817	2.099352	83.66809	1.144396
7	0.017384	14.96695	2.181671	80.08316	2.768221
8	0.017513	15.93574	2.149581	79.18523	2.72945
9	0.01762	16.38438	2.125470	78.76700	2.723148
10	0.017767	17.12778	2.135595	77.96678	2.769854
11	0.017827	17.38027	2.133148	77.73445	2.752131
12	0.017901	17.53685	2.131657	77.53245	2.799048
13	0.017976	17.72514	2.211512	77.21838	2.844968
14	0.018014	17.87869	2.203924	77.07967	2.837712
15	0.018053	18.01728	2.208347	76.93160	2.842774
16	0.018086	18.15159	2.206345	76.79359	2.848473
17	0.018106	18.21822	2.201364	76.73469	2.845731
18	0.018125	18.28037	2.200816	76.67143	2.847384
19	0.018142	18.35817	2.199991	76.59415	2.847690
20	0.018154	18.40446	2.198817	76.54849	2.848236
21	0.018165	18.44968	2.199308	76.50076	2.850255
22	0.018173	18.48197	2.198259	76.46902	2.850747
23	0.018179	18.50185	2.197351	76.44932	2.851488
24	0.018184	18.52202	2.197036	76.42884	2.852105

資料來源：本研究整理

4. 匯率之變異數分解

由表 4.23 匯率變異數分解值來看，匯率除了被匯率本身所解釋以外，主要被股價所解釋，第 1 期即達 17.59%，以第 14 期來觀察，匯率被股價所解釋的比例為 21.58032%，而在此模式下匯率的外生性為 70.82443%，即當匯率自身發生變異時，還存在著極高的解釋能力。

表 4.23 匯率之變異數分解

期數	標準誤	股價	匯率	利率	物價
1	0.00579	17.59166	82.40834	0	0
2	0.006144	19.04838	78.56229	2.202016	0.187319
3	0.006281	18.89821	76.22675	2.772145	2.102893
4	0.006373	20.53118	74.04385	3.371974	2.052997
5	0.006484	20.46709	73.00515	4.062047	2.465712
6	0.006548	21.85165	71.64971	4.078528	2.420111
7	0.006572	21.71634	71.14338	4.631939	2.50835
8	0.006591	21.59559	71.11448	4.691065	2.598864
9	0.006611	21.55137	70.96735	4.726778	2.7545
10	0.006611	21.55023	70.96360	4.726569	2.759599
11	0.006618	21.59074	70.88209	4.757804	2.769366
12	0.006621	21.58628	70.85042	4.766073	2.797221
13	0.006624	21.58522	70.82594	4.767436	2.821411
14	0.006624	21.58032	70.82443	4.771882	2.823365
15	0.006625	21.57561	70.81398	4.787814	2.822602
16	0.006625	21.57741	70.81186	4.787677	2.823056
17	0.006626	21.57544	70.80881	4.787358	2.828398
18	0.006626	21.57758	70.80479	4.788101	2.829523
19	0.006626	21.58276	70.79928	4.787794	2.830156
20	0.006626	21.58286	70.79715	4.789665	2.830328
21	0.006627	21.58294	70.79557	4.790662	2.830828
22	0.006627	21.58300	70.79534	4.790809	2.830853
23	0.006627	21.58286	70.79516	4.791137	2.830843
24	0.006627	21.58314	70.79480	4.791159	2.830901

資料來源：本研究整理

綜合上述，股價對股價本身解釋能力在落後 24 期仍高達 90%，故股價受到自身極高的影響，而較不易受其他變數的影響，因此股市投資者，可以過去股價的趨勢來作為進出股市的參考。在匯率變異數分解關係中發現，匯率被股價所解釋的比例為 21.58%，而在此模式下匯率的外生性為 70.82%，即當匯率自身發生變異時，除了受匯率自身的影響外，也容易受股價的影響，因此股價的高低會影響匯率的變化。分析其原因，當台灣股市持續上漲時，會吸引國外資金匯入國內，競相投入股市，因而引起台幣匯率的變動。在利率變異數分解關係中發現，股價對利率解釋能力為 18.5%，與向量自我回歸中利率受股價前 1 期、前 2 期的正向影響且與 Granger 因果關係中的發現，股價影響利率，相一致，因此股價指數的高低會影響利率政策的走向。

4.8 共整合檢定

由單根檢定的結果得知，股價、物價、重貼現率及匯率取對數後各序列，檢定模型不論在考慮截距項及線性時間趨勢時，在 $\alpha=1\%$ 的顯著水準，無法拒絕虛無假設，表示各序列存在單根現象，均呈現非定態序列的情形，而非為 $I(0)$ 的穩定序列，因此將取對數後的數列經過一階差分，再進行 ADF 單根檢定，各序列單根檢定的結果在 $\alpha=1\%$ 的顯著水準下，皆拒絕虛無假設，表示時間數列已無單根，即此時間數列資料已呈穩定數列。故可確定股價、物價、重貼現率及匯率的序列都是同階 $I(1)$ 變數，具有「同階」的共整合現象，故以取對數後的各數列資料進行共整合檢定以探討四變數間的長期關係，本研究以 Johansen 共整合之多變數最大概似法做為變數間長期均衡關係的檢定方法。經由 Eviews 軟體，求得表 4.25 共整合檢定表，本研究使用了兩種檢定方法，一為軌跡檢定

(trace test)，另一為最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)，以此兩檢定法加以檢定出本研究模式之四變數間有無共整合關係。

4.24 股價、匯率、利率與物價指數 Johansen 共整合檢定

軌跡檢定				
虛無假設	特性根數	軌跡檢定值	5%臨界值	P 值
沒有任何一組	0.227172	54.48742	40.17493	0.001
最多 1 組	0.05065	13.77111	24.27596	0.5563
最多 2 組	0.025245	5.558666	12.32090	0.4918
最多 3 組	0.009566	1.518703	4.129906	0.2554
最大特性根檢定				
虛無假設	特性根數	最大特性根值	5%臨界值	P 值
沒有任何一組	0.227172	40.71631	24.15921	0.0001
最多 1 組	0.05065	8.212446	17.7973	0.6826
最多 2 組	0.025245	4.039963	11.2248	0.6221
最多 3 組	0.009566	1.518703	4.129906	0.2554

資料來源：本研究整理

原假設是股價、匯率、利率與物價之間不存在長期均衡關係，即 H_0 ：多變量間沒有共整合關係。由表 4.24 中，軌跡檢定(trace test)得知，檢定股價、匯率、利率與物價波動間的共整合關係時，特徵值為 54.48742，大於 40.17493(5%的臨界值)，因此拒絕虛無假設，指出此兩變量間有一個以上之共整合關係。進一步檢第二假設， H_0 ：股價、匯率、利率與物價間至多一個有共整合關係，其特徵值為 13.7711，小於 24.2759(5%的臨界值)，因此接受虛無假設，指出此四變量間有一個共整合關係。表示股價、匯率、利率與物價波動間存在長期均衡關係，具共整合關係，但

短期卻不一定具有均衡關係。最大特性根檢定(maximum eigenvalue test)所得之結果與軌跡檢定(trace test)所得之結果相同。

4.9 誤差修正模型

由共整合模型檢定發現，若變數間具有共整合現象時，在採用向量自我迴歸模型進行研究時，必須在向量自我迴歸模型方程式後加上一個或數個誤差修正項，以形成向量誤差修正模型。殘差項代表了迴歸式變數線性組合偏離長期均衡的離差，而誤差修正模型(Error correction model)，將此殘差項列入考慮，將各變數的誤差值列入計算，觀察長期間共整合關係的動態調整行為。誤差修正模型由於考慮了誤差，不僅能找出時間序列間的短期及長期關係，並從短期及長期的交叉印證，獲得兩序列間的回饋效果，而所謂短期係指兩時間數列前後期相互影響的作用，長期則指考慮誤差項對整體模型的干擾。因此在確定股價、匯率、利率與物價間存在共整合關係後，以誤差修正模型分析短期動態均衡調整過程，在進行誤差修正模型調整之前，必須先決定模型最適落後期數。

首先建立一個假說 H_0 ：股價、匯率、利率與物價間不具有誤差修正模型，由表 4.25 股價之誤差修正估計值分析表，可知股價參數估計值為 $-8.19E-05$ ；物價參數估計值為 $3.26E-05$ ；匯率參數估計值為 $2.19E-06$ ，利率參數估計值為 $-1.37E-06$ ，其值皆小於 1，即接受 H_0 ：股價、匯率、利率與物價間不具有誤差修正模型，表示消除偏離之誤差所作的調整非常的薄弱，無法利用 VECM 來討論短期關係往長期均衡關係修正的速度，因此股價、匯率、利率與物價波動間不存在誤差修正模型。

表 4.25 股價、匯率、利率與物價模式之誤差修正估計值

	D(股價)	D(匯率)	D(利率)	D(物價)
參數估計值	-8.19E-05	2.19E-06	-1.37E-06	3.26E-05 ***
	[-0.01523]	[0.38028]	[-1.10670]	[2.80581]
D(股價(-1))	0.352066***	-6.56E-05	3.83E-05	-0.000334
	[3.65979]	[-0.63809]	[1.73117]	[-1.60942]
D(股價(-2))	-0.028804	1.70E-05	6.66E-05***	0.000313
	[-0.28425]	[0.15686]	[2.86117]	[1.43292]
D(股價(-3))	0.06827	-9.01E-05	-1.19E-05	-0.000126
	[0.63688]	[-0.78630]	[-0.48200]	[-0.54482]
D(股價(-4))	-0.007101	0.000208*	2.50E-05	0.000251
	[-0.06682]	[1.83428]	[1.02400]	[1.09545]
D(股價(-5))	0.029292	0.000168	3.33E-06	0.000203
	[0.27608]	[1.48448]	[0.13665]	[0.88474]
D(股價(-6))	-0.145208	-8.96E-05	3.50E-05	-0.000276
	[-1.49571]	[-0.86273]	[1.56922]	[-1.31901]
D(匯率(-1))	91.88648	0.266472***	0.033498	-0.176853
	[1.03414]	[2.80483]	[1.64073]	[-0.92249]
D(匯率(-2))	15.10082	0.114041	0.012146	0.328127
	[0.16241]	[1.14706]	[0.56850]	[1.63555]
D(匯率(-3))	132.0394	-0.066385	-0.031389	0.001936
	[1.44174]	[-0.67793]	[-1.49157]	[0.00980]
D(匯率(-4))	-5.272331	-0.107468	0.004337	-0.11036
	[-0.05628]	[-1.07283]	[0.20147]	[-0.54596]
D(匯率(-5))	-191.9876**	0.115807	-0.003187	0.084318
	[-2.10691]	[1.18860]	[-0.15222]	[0.42886]
D(匯率(-6))	29.07751	-0.019916	-0.012773	-0.350288*
	[0.33727]	[-0.21605]	[-0.64477]	[-1.88306]

註 ***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

[] 中數字為 t 值

資料來源：本研究整理

表 4.25 股價、匯率、利率與物價模式之誤差修正估計值(續)

	D(股價)	D(匯率)	D(利率)	D(物價)
D(利率(-1))	121.5293	-0.603569	0.088623	-0.042992
	[0.32833]	[-1.52505]	[1.04198]	[-0.05383]
D(利率(-2))	-734.3656**	-0.188907	0.150954	-0.175194
	[-1.96167]	[-0.47194]	[1.75486]	[-0.21690]
D(利率(-3))	1.769338	-0.044522	0.326236***	0.091043
	[0.00455]	[-0.10719]	[3.65500]	[0.10863]
D(利率(-4))	396.8443	-0.220746	-0.048473	0.547848
	[1.01632]	[-0.52872]	[-0.54025]	[0.65027]
D(利率(-5))	270.8307	0.357781	-0.020773	-0.029114
	[0.71630]	[0.88499]	[-0.23910]	[-0.03569]
D(利率(-6))	-416.7581	0.403048	0.139071	0.757266
	[-1.10725]	[1.00149]	[1.60799]	[0.93247]
D(物價(-1))	-47.77803	0.013502	0.005376	-0.309993***
	[-1.19425]	[0.31564]	[0.58475]	[-3.59120]
D(物價(-2))	1.441035	0.075518	0.004746	-0.16656*
	[0.03395]	[1.66388]	[0.48656]	[-1.81860]
D(物價(-3))	-39.93705	0.01305	-0.001406	-0.079348
	[-0.95718]	[0.29252]	[-0.14662]	[-0.88140]
D(物價(-4))	-2.270799	0.011694	-0.000374	-0.081026
	[-0.05442]	[0.26212]	[-0.03905]	[-0.90005]
D(物價(-5))	47.34626	0.014457	0.006143	-0.137673
	[1.14608]	[0.32728]	[0.64717]	[-1.54454]
D(物價(-6))	13.14783	0.044407	0.012028	-0.037605
	[0.32734]	[1.03400]	[1.30325]	[-0.43393]
R ²	0.218112	0.248678	0.385571	0.186419
調整的 R ²	0.077019	0.113101	0.274697	0.039607

註 ***、**與*分別代表 1%、5%及 10%的顯著水準。

[] 中數字為 t 值

資料來源：本研究整理

第五章 結論與建議

本文利用傳統單變數的 ARIMA 模式與多變量之 VAR 模式並透過衝擊反應函數、變異數分解及因果關係檢定，試圖了解股價、匯率、利率與物價因素之相互影響關係，根據前述實證分析，可得下列結論：

5.1 結論

本研究為避免研究樣本期間資料結構不同所可能造成之成果扭曲，因此，利用 Chow 檢定，客觀的找出股價、匯率、利率與物價關聯性的最適研究期間，其結果是以 1994 年 2、3 月為分界點，亦即台灣股票市場 1994 年 2 月前的結構與 1994 年 3 月至 2007 年 12 月止的結構，有明顯的差異。故本研究最後選定之研究期間為 1994 年 3 月至 2007 年 12 月止。

本研究欲先由變數本身之 ARIMA 分析來了解變數自身的關係，在 ADF 單根檢定下，首先針對各變數進行檢定，發現拒絕原始序列為一穩定數列，乃將原始序列取對數，進行 ADF 單根檢定，結果在 $\alpha=1\%$ 的顯著水準下，仍無法拒絕虛無假設，表示取對數後的各序列仍存在單根現象，因此將取對數後的數列經過一階差分，再進行 ADF 單根檢定，各序列單根檢定的結果在 $\alpha=1\%$ 的顯著水準下，皆拒絕虛無假設，表示時間數列已無單根，即此時間數列資料已呈穩定數列。故可確定股價、物價、重貼現率及匯率的序列都是 $I(1)$ 變數。但不符合白噪音假設，故利用 SAS 統計軟體，撰寫迴圈程式，AIC 最小值的原則，分別找出股價、物價、匯率、利率的 p 及 q 值，決定了自我相關之最適落後期數，並檢視加入之個別變數 ARIMA 模型之殘差是否符合白噪音檢定。在 VAR 遞延期數

方面，亦利用 E-views 統計軟體逐一進行檢定，再經由 Q 統計量檢定其殘差是否符合白噪音過程，若不合適再增加遞延期數，直到以此四個變量為被解釋變數的迴歸模型之殘差皆符合白噪音過程為止。因此本研究在時間的選擇和遞延期數的選擇上做了嚴謹的測試。

5.1.1 由向量自我迴歸模型發現

利率受到利率本身前 3 期、前 6 期的正向影響及受到股價前 1、2 期的正向影響，匯率受匯率本身前 1 期的正向影響及利率前 1 期的負向影響，物價受物價本身前 1 期的負向影響也受股價前 1 期的負向影響，股價受股價本身前 1 期的正向影響。

短期利率的變動會影響匯率的變動，當國內利率調升，吸引內、外資金匯入本國，造成台幣匯率的升值，反之，本國利率調降，國內資金匯往其他國家，引起台幣匯率的貶值。因此，利率的調整必須考慮台幣匯率變動後對進出口廠商的影響。

5.1.2 由共整合關係發現

股價、匯率、利率與物價間具有共整合關係，表示股價、匯率、利率與物價間具有長期均衡關係，也就是說，這些變數長期而言，是具有往均衡方向調整的特性，在短期內，變數間可能存在偏離的現象，但是，這種短期偏離長期的均衡方向，會逐漸縮小。

5.1.3 Granger 因果關係中的發現

1. 股價指數影響利率。 2. 股價指數影響物價，物價指數影響股價，兩者互相影響。

5.1.4 衝擊反應分析發現

當利率發生自發性干擾時，對匯率、股價以及物價的影響為長期的，直到第 20 期(20 個月) 後波動才逐漸減少，對股價以及物價的影響多數為正向的，因此，利率政策的改變，必須審視國內經濟情況而謹慎訂定，避免對匯率、股價、物價造成太大的衝擊。

5.1.5 由變異數分解分析發現

股價對股價本身解釋能力在落後 24 期仍高達 90%，故股價受到自身極高的影響，而不易受其他變數的影響，在匯率變異數分解關係中發現，匯率被股價所解釋的比例為 21.58%，表示匯率容易受股價的影響，因此股價的高低會影響匯率的變化。在利率變異數分解關係中發現，股價對利率解釋能力為 18.5%，表示利率容易受股價的影響，因此股價的高低會影響利率的變化。

綜合上述，Granger 因果關係中的發現，股價、物價互相影響，與高敏(民 92)、Chulho, Shambora & Kyongwook (2007)、Ratanapakorn & Sharma (2007)等研究結果相符。由向量自我迴歸模型、利率變異數分解關係及 Granger 因果關係中一致性的發現，股價指數影響利率，與 Ratanapakorn & Sharma(2007)、熊治平(民 94)、張貴欣(民 95)、曾淑婷(民 94)、賴宏忠和劉曦敏(民 85)等研究結果相符。因此，我們可以過去股價的趨勢來預測未來國內利率的走向。向量自我迴歸模型中的發現，匯率受利率的負向影響，與 Brailsford, Penm, & Lai (2006)，鄭婉秀、吳佩珊、陳君達及陳玉瓏(民 94) 等研究結果相符，因此，在當前正面臨通貨膨脹的壓力之下，政府當局可以適度調升利率，讓台幣匯率適度升值，以降低進口物價成本，而達到穩定國內物價的效果，另一方面，當利率調升，資金流入銀行體系，貨幣供給減少，也會有抑制物價上漲的效果。

在匯率變異數分解關係中發現，匯率被股價所解釋的比例為 21.58%；由此可知股價漲跌會影響匯率的變動，當國內股市大漲時，國外資金競相投入台灣股市，因而引起台幣匯率的變動。由股價對股價本身解釋能力，在落後 24 期仍高達 90%，故股價受到自身極高的影響，而不易受其他變數的影響，因此投資者可參考股價指數過去的走勢來做為進出場的指標。

5.2 研究限制

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、時間有限，本研究在搜集資料時，對於所採用的變量之資料僅搜集月資料。

5.3 研究建議

1. 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，重貼現率的變動較少，因而也不夠敏感，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、匯率、物價間的關聯。
2. 總體經濟環境內，包含的變數很多且變數間存在著錯綜複雜的關係，本研究所探討的變量可能還受其他變數(如失業率、景氣指標...等)的影響，後續研究者亦可將其他總體經濟因素納入探討，以更了解總體經濟變數間的互動關係。
3. 後續研究者可在不影響結構轉變之下，增加研究期間，以檢測此四個變量之關係是否與本研究一致。

參考文獻

一、中文部分

1. 行政院主計處(民 97)，中華民國統計資訊網，物價統計月報，第 446 期，民國 97 年 2 月，主要國家物價指數及其年增率。網址：<http://www.stat.gov.tw/public/data/dgbas03/bs3/book/9702/tpi1.xls>。
2. 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，碩士論文，國立東華大學國際經濟研究所。
3. 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。
4. 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。
5. 高敏(民 92)，股價指數與消費者物價指數的關係—台灣與美國的實證研究，國立中山大學財務管理學研究所碩士論文。
6. 張貴欣(民 95)，以向量自我迴歸模型探討美國與主要貿易國家之股價、利率及匯率的關聯性研究，南華大學管理科學研究所碩士論文。
7. 陳翊鏘(民 91)，利率、匯率互動之實證研究(1982-2001)，國立東華大學國際經濟研究所碩士論文。
8. 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碩士論文。
9. 曾淑婷(民 94)，以向量自我迴歸模型探討股價及利率之關聯性，南華大學管理科學研究所碩士論文。
10. 熊治平(民 94)，影響短期利率的主要因素及其效應性分析，中興大學企業管理研究所碩士論文。

11. 劉祥熹與李崇主(民 89)，台灣地區外資、匯率與股價關聯性之研究—VAR 與 VECM 之應用，證券市場發展季刊，第 47 期，1-39。
12. 劉鳳鳴(民 96)，股價指數與貨幣供給、物價指數、大盤成交量動態關係之實證研究，中國文化大學國際企業研究所碩士論文。
13. 蔡彰鎧(民 93)，台灣地區利率變動與股債市連動分析，銘傳大學保險經營與金融經濟研究所碩士論文。
14. 鄭婉秀、吳佩珊、陳君達及陳玉瓏(民 94)，貨幣政策、匯率與股價關連性之探討：**GARCH-IRF** 模型之應用，朝陽商管評論，第 4 卷，第 2 期，73-92。
15. 鄭如芳 (民 89)，股市、匯市報酬及波動性之外溢效果分析，淡江大學國際貿易學研究所碩士論文。
16. 賴宏忠和劉曦敏 (民 85)，利率、匯率與股價之長期均衡關係—共整合分析法之應用，證券金融季刊，第 49 期，23-42。
17. 謝家欣 (民 92)，貨幣市場價量因素與股價指數關聯性之實證研究，南華大學財務管理研究所碩士論文。
18. 魏宏泰 (民 92)，股價與總體經濟變數關係之實證研究，朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
19. 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。

二、英文部份

1. Al-Abadi, M. I. & Al- Sabbagh, O,W.(2006), Interest Rate Sensitivity, Market Risk, Inflation and Bank Stock Returns , Journal of Accounting, Business & Management, Vol. 13, pp.25-38.
2. Alper, O. & Atilla C. (2007), Time-scale Effects of International Risk

- Factors on Emerging Equity Markets: The Case of Turkey, Bulletin of Statistics & Economics, Vol. 1, pp.12-23.
3. Ansgar, B., Kai, G. & Daniel, G. (2004), On the relationship between exchange rates and interest rates: evidence from the southern cone. Cuadernos de Economfa, Vol.41, pp.35-64.
 4. 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.
 5. Benigno, G., Benigno, P. & Ghironi, F. (2007), Interest rate rules for fixed exchange rate regimes, Journal of Economic Dynamics & Control, Vol. 31, Issue 7, pp.2196-2211.
 6. Berument, H., Ceylan, N. B. & Olgun, H. (2007), Inflation uncertainty and interest rates: is the Fisher relation universal? Applied Economics, Vol. 39, Issue 1, pp.53-68.
 7. Bohl, M. T., Siklos, P. L., & Werner, T.(2007), Journal of Banking & Finance, Vol. 31, Issue 3, pp.719-733.
 8. Brailsford, T., Penm, H. W. & Lai C. D.(2006), Effectiveness of high interest rate policy on exchange rates: A reexamination of the Asian financial crisis,Journal of Applied Mathematics & Decision Sciences, Vol. 2006, Issue 4, pp.1-9.
 9. Bollerslev, T.,(1986),Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, Journal of Econometrics, Vol.31, pp.307-327.
 10. Campbell, J. & Hentschel, L. (1992), No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns, Journal of Financial Economics, Vol. 31, pp.281-318.
 11. Chen, S. S. (2007), Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects on Stock Returns? Journal of Money, Credit & Banking (Blackwell), Vol. 39, Issue 3, pp667-688.

12. Chomsisengphet, S. & Kandil, M. (2007), Towards Understanding the Asian Crisis and its Aftermath. Journal of the Asia Pacific Economy, Vol. 12, Issue 4, pp.452-484.
13. Chulho, J., Shambora, W. & Kyongwook C. (2007), The relationship between stock returns and inflation in four European markets, Applied Economics Letters, Vol. 14, Issue 8, pp.555-557.
14. Chulho, J., Shambora, W. & Kyongwook, C. (2007), The relationship between stock returns and inflation in four European markets, Applied Economics Letters, Vol. 14, Issue 8, pp.555-557.
15. De, S. G. & Gerard B. (1997), International asset pricing and portfoliodiversification with time-varying risk, Journal of Finance , vol.52, pp.1881-1912.
16. Dickey, D.A. and Fuller, W.A.(1979), Distribution of Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association, Vol.74, pp.427-31.
17. Doong S.C., Yang S.Y. & Wang, A. T. (2005), The Dynamic Relationship and Pricing of Stocks and Exchange Rates: Empirical Evidence from Asian Emerging Markets, Journal of American Academy of Business, Vol. 7, Issue 1, pp.118-123.
18. Engle, R. F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica, Vol.50, pp.987-1007.
19. Engle, R. F. & Ng, V. K. (1993), Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, Journal of Finance, Vol.48, pp.1749-1778.
20. Engle, R. & Granger C. (1987), Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, Econometrica, Vol .55,pp. 251–276.

21. Fama, E. F. (1965), The behavior of stock market prices, Journal of Business, Vol .33, pp. 34-105.
22. Feldstein, M. (1983), Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run, European Economic Review, Vol .21, pp.129-151.
23. Granger, C. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods, Econometrica, Vol.37, pp.424-438.
24. Granger, C. W. J.& Newbold P. (1974), Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics, Vol.2(2), pp.111–120.
25. Hafner, C. M. (1998), Estimating High-frequency Foreign Exchange Rate Volatility with Nonparametric ARCH Models, Journal of Statistical Planning and Inference, Vol. 68, pp. 247-69.
26. Hetemi-J, A. & Irandoust, M. (2000), Exchange Rates and Interest Rates: Can Their Causality Explain International Capital Mobility ? International Trade Journal, Vol. 4, Issue 3, pp. 299-314.
27. Honda, Y. & Kuroki, Y. (2006), Financial and Capital Markets' Responses to Changes in the Central Bank's Target Interest Rate: The Case of Japan, Economic Journal, Vol. 116, Issue 513, pp.812-842.
28. Ibrahim, M. H.(2000), Cointegration and Granger Causality Tests of Stock Price and Exchange Rate Interactions in Malaysia. Asean Economic Bulletin, Vol. 17, Issue 1, pp.36-47.
29. Karolyi, G. A. & Stulz, R. M. (1996), Why do markets move together? An investigation of US-Japan stock return comovements, Journal of Finance, Vol.51, pp. 951-986.
30. Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol.12, pp.231-254.
31. Johansen, S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of

- Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, Econometrica, Vol.59, pp.1551-1580.
32. Kanas, A. (2002), Is exchange rate volatility influence by stock returnvolatility? evidence from the US, the UK and Japan, Applied Economics Letters, pp.1-3.
 33. Kim, K.H.(2003), Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model, Review of Financial Economics, Vol.12, Issue 3, pp.301-313.
 34. Koutmos, G. (1996), Modeling the Dynamic Interdependence of Major European Stock Markets, Journal of Business Finance and Accounting, Vol.23, pp.975- 988.
 35. Laopodis, N. T. (2006), Dynamic Interactions among the Stock Market, Federal Funds Rate, Inflation, and Economic Activity, Financial Review, Vol. 41, Issue 4, pp.513-545.
 36. Mcmillan, D. (2005), Time variation in the cointegrating relationship between stock prices and economic activity, International Review of Applied Economics, Vol. 19, Issue 3, pp.359-368.
 37. Pan, M.S., Fok, C.W. & Liu, Y. A. (2007), Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets, International Review of Economics & Finance, Vol. 16, Issue 4, pp.503-520.
 38. Nelson, D. (1991), Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, Econometrica, Vol.59, pp. 347-70.
 39. Pan, M.S., Fok, R. C. & Liu, Y. A.(2007), Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets, International Review of Economics & Finance, Vol. 16, Issue 4, pp.503-520.
 40. Patra, T. & Poshakwale, S. (2006), Economic variables and *stock*

- market returns: evidence from the Athens stock exchange, Applied Financial Economics, Vol. 16, Issue 13, pp.993-1005.
41. Phylaktis, K. & Ravazzolo, F.(2005), Stock prices and exchange rate dynamics, Journal of International Money & Finance, Vol. 24, Issue 7, pp.1031-1053.
 42. Pi-Anguita, J. V. (1998), Real Exchange Rate, Interest Rate and Capital Movements: Evidence for France, Applied Economics Letters, Vol.5, pp.305-307.
 43. Pi-Anguita & Joaquin V.(1999), A Cointegration Approach to Capital Mobility: Evidence for Belgium, Atlantic Economic Journal, Vol. 27, Issue 1, pp.53-59.
 44. Quartey, P.& Gaddah, M.(2007), Long Run Determinants of Stock Market Development in Ghana, Journal of African Business, Vol. 8, Issue 2, pp.105-125.
 45. Ratanapakorn, O. & Sharma, S. C.(2007), Dynamic analysis between the US stock returns and the macroeconomic variables, Applied Financial Economics, Vol. 17, Issue 5, pp.369-377.
 46. Rim, H. & Mohidin, R. (2005), On The Dynamic Relationship Between Exchange Rates And Industry Stock Prices: Some Empirical Evidence From Malaysia, Journal of Applied Business Research, Vol. 21, Issue 4, pp.49-60.
 47. Ratanapakorn, O. & Sharma, S. C. (2007), Dynamic analysis between the US stock returns and the macroeconomic variables. Applied Financial Economics, Vol. 17, Issue 5, pp.369-377.
 48. Sims, C. A., (1980) , Macroeconomics and Reality, Econometrica , Vol.48,pp.1-48.
 49. Tabak, B. M. (2006), The Dynamic Relationship Between Stock Prices And Exchange Rates:Evidence for Brazil, International Journal

- of Theoretical & Applied Finance, Dec2006, Vol. 9, Issue 8, pp.1377-1396.
50. Vygodina, & Anna.V.(2006), Effects of size and international exposure of the US firms on the relationship between stock prices and exchange rates, Global Finance Journal, Dec2006, Vol. 17, Issue 2, pp.214-223.
 51. Wongbangpo, P. &Sharma, S. C. (2002), Stock market andmacroeconomicfundamental dynamic interactions: ASEAN-5countries, Journal of Asian Economics, Vol. 13, Issue 1, pp.27-51.
 52. Yamada, H. (2005), Nonlinear co-trending and the Fisher relationship in Japan: a note, Applied Financial Economics Letters, Vol. 1, Issue 5, pp.285-287.
 53. Yu, H. (2006), Analysis of Short-term Exchange Rate Movements in Korea: Application of an Extended Mundell–Fleming Model, Global Economic Review, Vol. 35, Issue 2, pp.145-151.
 54. Yu, H. (2007), Tests of the Functional Form, the Wealth Effect, Currency Substitution, and Capital Mobility for Taiwan's Money Demand Function, Review of Pacific Basin Financial Markets & Policies, Vol. 10, Issue 3, pp.329-339.
 55. Yu, H. (2007), The roles of the exchange rate and the foreign interest rate in Estonia's money demand function and policy implicationThe roles of the exchange rate and the foreign interest rate in Estonia's money demand function and policy implications, Applied Financial Economics Letters, Vol. 3, Issue 4, pp.221-224.

個人簡歷

1. 姓名：朱清貴
2. 出生地：台灣 雲林
3. 學歷：雲林縣立林頭國小，雲林縣立斗六國中，國立斗六高中，
國立花蓮教育大學初等教育學系(1988~1992)
4. 經歷：雲林縣立鹿場國小教師，雲林縣立九芎國小教師，桃園縣
立普仁國小教師
5. 現任：雲林縣立石榴國小教師
6. E-mail：chinkuew@yahoo.com.tw