

南華大學

財務管理研究所碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER OF BUSINESS ADMINISTRATION

INSTITUTE OF FINANCIAL MANAGEMENT

NAN HUA UNIVERSITY

貨幣市場價量因素與股價指數關聯性之實證研究
AN EMPIRICAL STUDY OF THE RELATIONSHIP BETWEEN
MONETARY PRICE-VOLUME FACTORS AND STOCK INDEX

指導教授：賴靖宜 博士

徐清俊 博士

ADVISOR : PH.D. JING-YI LAI

PH.D. CHING-JUN HSU

研究生：謝家欣

GRADUATE STUDENT : CHIA-HSIN HSIEH

中華民國 九十二年 六月

南 華 大 學

碩 士 學 位 論 文

財 務 管 理 研 究 所

貨幣市場因素與股價指數關聯性之實證研究

研究生：謝家欣

經考試合格特此證明

口試委員：_____

賴靖宜

蔡明哲

陳勁甫

莊為學

指導教授：賴靖宜 徐靖俊

所 長：徐靖俊

口試日期：中華民國九十一年六月廿一日

南華大學財務管理研究所九十學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：貨幣市場價量因素與股價指數關聯性之實證研究

研究生：謝家欣

指導教授：賴靖宜 博士

徐清俊 博士

論文摘要內容：

本文的研究目的係探討在貨幣市場中，由資金供給與需求所決定的貨幣數量及貨幣價格，與股價指數及其報酬率之間，有無領先或落後的關係及對其衝擊強弱之關聯性。本研究採用 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。

本文選取的貨幣市場因素包括金融業隔夜拆款利率及貨幣供給額(M1B)，另外加入工業生產指數及通貨膨脹率兩總體經濟變數代表非貨幣市場因素之變數；股價指數則選取發行量加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數。研究期間自 1995 年至 2001 年，資料型態為月資料。實證結論如下：

- (一) 根據 Johansen 的最大概似估計法，研究發現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。
- (二) 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。
- (三) 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。

關鍵字：向量自我迴歸模型、衝擊反應函數、預測誤差變異數分解。

Title of Thesis : An Empirical Study of the Relationship between Monetary Price-Volume Factors and Stock Index

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

Graduate date : July 2003

Degree Conferred : M.B.A.

Name of student : Chia-Hsin Hsieh

Advisor : Ph.D. Jing-Yi Lai

Ph.D. Ching-Jun Hsu

Abstract

The study investigates the long-term interrelationships between stock index and monetary factors, by the cointegration analysis. Vector Autoregression (VAR) is first estimated, from which yields forecast error variance decomposition and impulse response function to captures their dynamic characteristics.

This paper uses monthly data from 1995 to 2001. The empirical results indicate:

(1) By Johansen's estimation method, it is found that stock index has no stable long-term relationship with monetary variables.

(2) According to its forecast error variance decomposition from the VAR model, we find that M1B has a closer short-term dynamic relationship with the monetary variables of concern.

(3)Based on impulse response function, we conclude that a short-term change in the money supply has a positive effect on stock index returns, and over-night rate has a negative effect on stock index returns.

Keywords : Vector Autoregressive Model, Impulse Response function, Forecast Error Variance Decomposition.

目 錄

中文摘要.....	i
英文摘要.....	ii
目 錄.....	iii
表目錄.....	iv
圖目錄.....	v
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與動機.....	1
第二節 研究目的.....	3
第三節 研究流程.....	4
第四節 研究範圍與限制.....	5
第五節 研究架構及內容.....	6
第二章 文獻探討.....	7
第一節 影響股價變動的因素.....	7
第二節 貨幣市場數量因素與股價指數.....	10
第三節 貨幣市場價格因素與股價指數.....	15
第三章 研究方法.....	18
第一節 變數的選取、處理與來源.....	19
第二節 單根檢定.....	22
第三節 共整合檢定.....	26
第四節 誤差修正模型.....	28
第五節 向量自我迴歸模型.....	28
第六節 因果關係檢定.....	29
第七節 衝擊反應分析.....	30
第八節 預測誤差變異數分解.....	32
第四章 實證結果與分析.....	33
第一節 單根檢定.....	33
第二節 共整合檢定.....	35
第三節 向量自我迴歸模型.....	38
第五章 結論與建議.....	64
第一節 結論.....	64
第二節 建議.....	66
參考文獻.....	67

表目錄

表 3-1	研究變數之變數定義表.....	22
表 4-1	研究變數之水準項單根檢定結果.....	34
表 4-2	研究變數經一階差分後之單根檢定結果.....	34
表 4-3	LSP、LBON 及 LM1B 軌跡檢定之結果	35
表 4-4	LSP、LBON 及 LM1B 最大特性根檢定之結果	36
表 4-5	LBA、LBON 及 LM1B 軌跡檢定之結果	36
表 4-6	LBA、LBON 及 LM1B 最大特性根檢定之結果	37
表 4-7	LEL、LBON 及 LM1B 軌跡檢定之結果	37
表 4-8	LEL、LBON 及 LM1B 最大特性根檢定之結果	38
表 4-9	第一組變數之因果關係檢定結果.....	40
表 4-10	第二組變數之因果關係檢定結果.....	41
表 4-11	第三組變數之因果關係檢定結果.....	42
表 4-12	加權股價指數報酬率之預測誤差變異數分解(第一組).....	57
表 4-13	貨幣供給額成長率之預測誤差變異數分解(第一組).....	57
表 4-14	隔夜拆款利率變動率之預測誤差變異數分解(第一組).....	58
表 4-15	金融類股價指數報酬率之預測誤差變異數分解(第二組).....	59
表 4-16	貨幣供給額成長率之預測誤差變異數分解(第二組).....	59
表 4-17	隔夜拆款利率變動率之預測誤差變異數分解(第二組).....	60
表 4-18	電子類股價指數報酬率之預測誤差變異數分解(第三組).....	62
表 4-19	貨幣供給額成長率之預測誤差變異數分解(第三組).....	62
表 4-20	隔夜拆款利率變動率之預測誤差變異數分解(第三組).....	63

圖目錄

圖 1-1 研究流程圖.....	4
圖 4-1 加權股價指數報酬率受其他變數衝擊的變動反應(第一組變數).....	44
圖 4-2 貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應(第一組變數).....	45
圖 4-3 隔夜拆款利率變動率受其他變數衝擊的變動反應(第一組變數).....	46
圖 4-4 金融股價指數報酬率受其他變數衝擊的變動反應(第二組變數).....	48
圖 4-5 貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應(第二組變數).....	49
圖 4-6 隔夜拆款利率變動率受其他變數衝擊的變動反應(第二組變數).....	50
圖 4-7 電子股價指數報酬率受其他變數衝擊的變動反應(第三組變數).....	52
圖 4-8 貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應(第三組變數).....	53
圖 4-9 隔夜拆款利率變動率受其他變數衝擊的變動反應(第三組變數).....	54

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

自2001年年初起，美國聯邦儲備理事會為拯救疲弱的經濟，連續12次降息，至2001年12月底，聯邦基金利率調降至1.75 %、重貼現率調降至1.25 %，是自1961年7月份以來的最低點，而道瓊工業指數在相同期間亦下跌近9%¹。聯邦儲備理事會認為，隨著利率的降低，將會促進企業的投資和生產，刺激消費者消費，依此可以刺激經濟的發展，有助於美國經濟走出疲軟狀況。但隨著利率節節下調，股市的表現卻不見起色。不僅美國如此，世界各國(包含台灣)均有同樣現象，台灣地區金融業隔夜拆款利率自2000年底至2002年底從4.73%調降至2.05%²，同期間的加權股價指數亦自4743點跌到4452點³。這樣的數據看不到經濟理論中藉由利息的調降，使市場的資金充裕，進而刺激經濟發展、帶動股市的上漲。此一違反經濟理論的現象，引起本研究想要深入了解金融市場內股價與利率間的互動關係。

經濟社會的發展和繁榮與資金的供給和需求密不可分，而金融市場存在的主要目的，即是提供資金供給與需求之間的橋樑。一方面提供企業籌措資金的管道，另一方面亦提供了社會大眾儲蓄與投資的途徑。經由常態性投資管道的建立，幫助企業募集所需要的資源，並將市場上儲蓄與投資的資金，導入有利生產之方向，以達到經濟發展的目標，這就是金融市場在經濟社會中所扮演的重要角色。

金融市場可以分為兩大類，即貨幣市場和資本市場。其中資本市場又可分為股票

¹資料來源：臺灣工銀金融電子週報，發行日期 2001 年 12 月 31 日，臺灣工業銀行發行。

²資料來源：臺灣銀行，國內經濟金融指標一覽表。

³資料來源：臺灣證券交易所，公開資訊觀測站。

市場及債券市場，均屬於一年期以上信用工具交易的市場。而貨幣市場則是一年期以下的信用交易工具，為短期資金供給及需求的交易市場。而貨幣市場範圍又包括金融業拆款市場與短期票券市場。金融業拆款市場之功能在於調節金融業資金供需狀況；短期票券市場則為便利工商業短期資金調度之需求，其交易工具有：商業本票、銀行承兌匯票、可轉讓定期存單及國庫券。因此貨幣市場中的資金供需，確定了市場上的短期利率，也間接的影響了個人及企業投資的意願，進而對資本市場中的股價指數產生影響。

Friedman(1963)認為貨幣為資產組合的一種，貨幣供給的變動將使個人手中資產組合偏離原先均衡水準，並展開一連串調整行動，此亦符合資產組合理論的說法：貨幣供給增加使人們覺得比較富有，使原先資產組合失衡，大眾希望擺脫多餘的名目貨幣數量，以恢復其流動性，因此會將注意力轉移至價格為上漲的其他資產，因而引起金融資產和非金融資產價格上升。股票為金融性資產之一，因此貨幣供給變動會領先股價變動。另一方面，貨幣供給的變動是影響經濟活動的決定因素，其中影響利率水準包括折現率的變動、無風險利率的改變等，均會間接影響股價水準。

利率水準亦會影響股價，就資金流向而言，當利率上升，除了直接影響資金從股市流回銀行體系外，也可能會改變各種競爭性金融資產對投資人的吸引力，例如在利率上升時，投資於債券之預期報酬率會提高，投資人可能出售手中持股轉而購買債券，因而使股價下跌。就投資者而言，利息上升，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，投資股市意願可能降低而使股價因而下跌。就企業經營而言，利率水準的改變將影響企業的資金成本、利息負擔，進而影響公司盈餘及股利，如利率上升，企業融資成本增加，利息成本提高，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。

因此，在貨幣市場中，由資金供給與需求所決定的貨幣數量及貨幣價格，與股價指數及其報酬率之間，實證上有無領先或落後的關係及對其衝擊強弱之關聯性，則是本文主要的研究動機。

第二節 研究目的

依據上節的研究背景與動機，本文的研究目的在於運用向量自我迴歸模型探討貨幣市場變數與股價指數及其報酬率之關聯性。

本研究所欲求知的主題歸納如下：

- (一)利用 Johansen 共整合檢定法，探討貨幣市場變數分別與三種股價指數包括加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數是否存在長期均衡關係，以探討長期均衡項是否影響短期變動效果。
- (二)利用因果關係檢定(Granger Causality Test)探討貨幣市場變數與三種股價指數具有何種因果關係，是單向的領先關係、雙向的回饋關係或是互不影響的獨立關係。
- (三)利用向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model, VAR)中的衝擊反應函數(Impulse Response Function)及預測誤差變異數分解(Forecast Error Variance Decomposition)，探討貨幣市場變數之變動率分別對三種股價指數之報酬率之衝擊反應與誤差解釋能力。
- (四)比較貨幣市場變數與三種股價指數之短期調整變動程度。

本研究希望藉由上述研究目的的探討，提供投資者有用的資訊，作為在貨幣市場及股票市場內交易的參考依據。

第三節 研究流程

在進行實證分析前，本研究先對變數進行單根檢定，接著針對多變數進行共整合分析，檢定變數之間是否具有共整合關係。若有共整合關係，代表各變數間具長期均衡，此時探討短期關聯性須以加入長期修正項之誤差修正模型予以分析；若不具共整合關係，再以變數之定態序列運用向量自我迴歸模型進行短期關聯性之檢定。其中因果關係檢定、衝擊反應分析及預測誤差變異數分解是用來探討貨幣市場變數與股價指數間的短期動態調整關係之檢定方法。本文研究流程圖如下圖 1-1：研究流程圖所示。

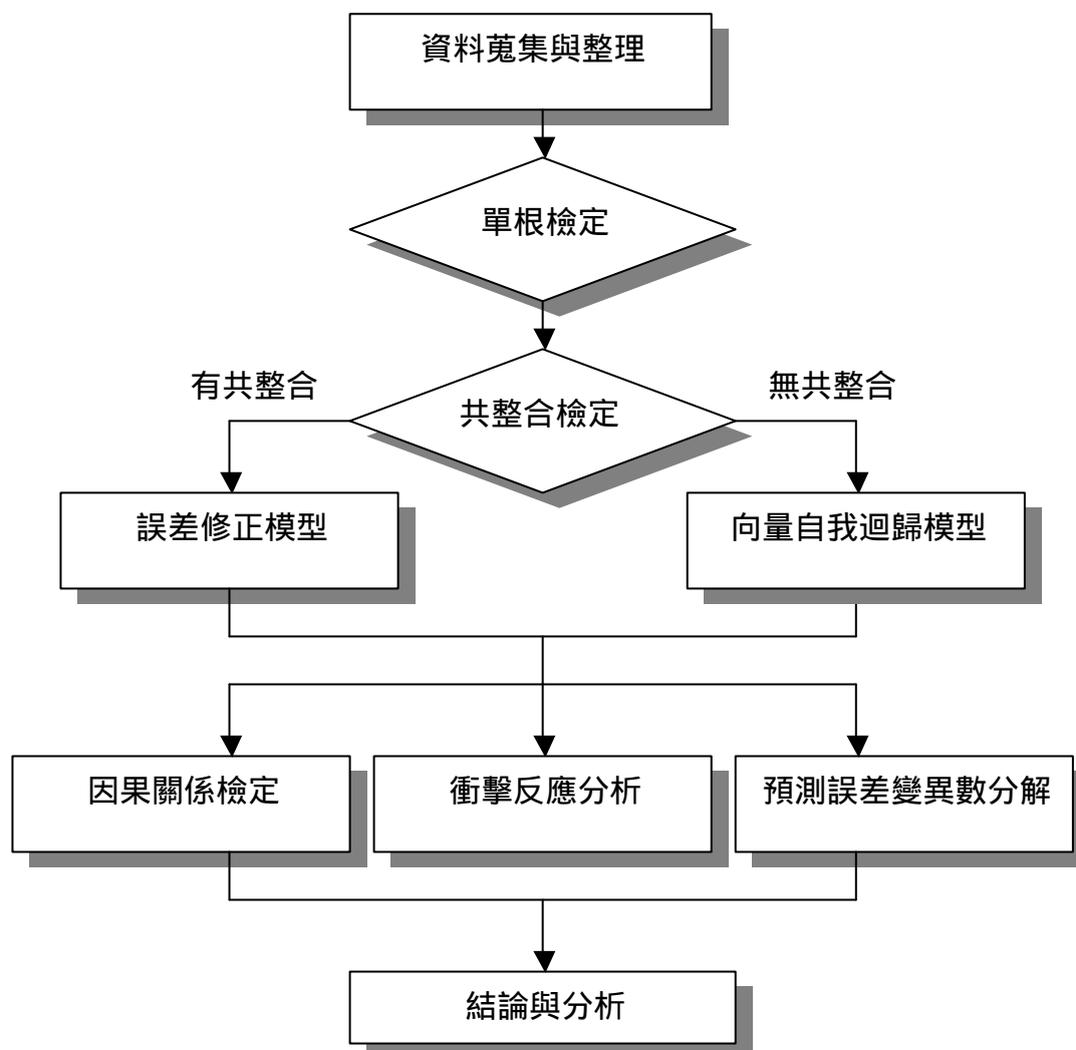


圖 1-1 研究流程圖

第四節 研究範圍與限制

理論上假定股票價格為預期未來淨現金流量的現值，因此藉由擴張性貨幣政策可增加未來現金流量或減少現金流量之折現率，進而提高股票報酬；另外，股票價格亦會受流入資本市場的資金增加與預期報酬提高的刺激而提高股票持有的資本利得。為了探討貨幣市場變數與股票報酬之關係，本文乃透過向量自我迴歸模型中的衝擊反應函數和預測誤差變異數分解，來觀察貨幣市場變數的變動對股價指數的影響。

本文所選擇的貨幣市場因素包括金融業隔夜拆款利率及貨幣供給額(M1B)；另外加入工業生產指數及通貨膨脹率兩總體經濟變數代表非貨幣市場因素之變數；股價指數則選取發行量加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數。本研究的研究期間自 1995 年 1 月至 2001 年 12 月，共計 84 筆月資料，變數則依加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數分別與貨幣供給額(M1B)、金融業隔夜拆款利率、工業生產指數及通貨膨脹率分為三組進行討論。變數與樣本期間的選取依序於第二章及第三章中詳細說明。

本研究之資料期間受限於電子類股股價指數自 1995 年起開始編制，以致無法納入 1995 年以前之變數資料。在資訊公佈的時間限制上，有些變數並非在期末就可產生；如貨幣變數與工業生產指數等，往往是經過一段時間才統計公佈，本研究基於分析的一致性，忽略了此一限制的影響。

第五節 研究架構及內容

本文的研究內容架構，分為五個部份，其內容分述如下：

第一章 緒論

陳述本論文的研究背景與動機、研究目的、研究範圍與限制以及研究架構。

第二章 文獻探討

回顧與整理國內外的相關文獻。

第三章 研究方法

說明本研究變數的選取、處理及來源；以及本文應用於實證之研究方法，包括單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、向量自我迴歸模型、因果關係檢定、衝擊反應函數及預測誤差變異數分解。

第四張 實證結果與分析

就股價指數及貨幣市場因素的長期均衡關係及短期變動關係分別加以探討及比較。

第五章 結論與建議

總結本研究的實證結果，並就後續研究提出參考建議。

第二章 文獻探討

由於央行的連續降息，無法有效刺激經濟發展，帶動股市向上提升，因此本研究欲針對貨幣市場價量因素與股價指數間，探討是否具有長期均衡關係及如何進行短期變動調整。參考過去學者研究總體經濟因素與股價報酬間關聯性的文獻後，分為影響股價變動的經濟因素、貨幣市場數量因素與股價指數及貨幣市場價格因素與股價指數三方面來說明。

第一節 影響股價變動的因素

股票價格的決定，是由投資大眾依循其所能獲得的所有相關資訊，對於上市公司未來營運績效與獲利能力加以判斷，並參考當時的股價水準，進而決定買進(需求)或賣出(供給)該公司股票的價格。而影響決策的相關資訊，由林煜宗(1988)與徐俊明(1999)的分類，大致可分為總體經濟因素與非經濟因素，也就是除了包含市場因素、公司本身因素與其它因素的非經濟因素外，足以影響投資者決策的便是總體經濟因素，其中包含國民所得、通貨膨脹率、物價水準、景氣循環、貨幣供給額、工業生產指數、利率、失業率、匯率、貿易差額、油價等。

由於本研究欲探討貨幣市場因素與股價之關聯，包含於總體經濟因素，因此針對學者認為重要的總體經濟因素之影響做進一步分析。分別敘述如下：

一、貨幣供給額與股價

依據貨幣學派之理論，貨幣供給額之變動乃是影響經濟活動的決定因素：貨幣供給額增加時，金融市場的利率必會下跌；因為利率的變動，將使投資人調整

其投資組合，進而增加股票市場上的資金，增加購買需求，所以股票價格因需求增加而上漲。

對於貨幣供給額變動影響股價之過程，我們分由直接與間接兩個層面來說明。在直接影響效果方面，貨幣供給額的變動透過投資人調整手中資產組合之流動性過程，影響擁有股票之意願；在間接影響效果方面，則是透過經濟活動之變化，影響利率水準與企業之預期利潤等，對股價產生影響力。

Sprinkel(1964)指出貨幣供給額的變動會引起 S&P 指數的變動，貨幣供給增加領先股價指數上漲二個月；貨幣供給減少，領先股價指數下跌長達九個月。國內學者部分，陳翠玲(1990)利用臺灣股票市場之實際資料，研究自 1975 年 2 月至 1988 年 12 月的工業生產指數、貨幣供給額、匯率與股價的關係，以迴歸分析法進行實證研究，亦指出貨幣供給額與股價間呈現正相關。王志中(1999)以貨幣供給、匯率、利率三個總體經濟變數來預測股票報酬率，研究發現貨幣供給額和股票報酬率呈同向的變動，且貨幣供給額領先股票報酬率。

二、利率與股價

利率是資金使用的成本，就企業經營而言，利率水準的改變將影響企業的資金成本，進而影響公司盈餘及股利，當利率上升時，公司的資金運用成本增加，不但導致公司可用的現金流量下降，也會降低公司的投資意願，進而影響公司的利潤，股價因而下跌；反之，股價將因而上漲。

就投資者而言，利息上升，投資人購買股票的機會成本提高，購買力自然減弱，由於機會成本提高，對投資股票所要求的報酬率也會上升，投資意願降低而使股價因而下跌。由上述得知，在其他情況不變下利率與股價間有負向關係。

Domian, Gilster and Louton(1996)研究發現，美國國庫券利率與股價報酬率之間呈現負向關係。在國內部分，張錫杰與俞海琴 (1993)利用向量自我迴歸模型

來探討股價與利率、匯率的互動關係，研究期間自 1979 年 1 月至 1992 年 12 月止，採月資料型態，實證結果說明了股價與利率間有因果回饋關係。黃柏農(1998)選用貨幣供給額的成長率、利率、通貨膨脹率、工業生產指數及匯率等五個總體經濟變數來探討其與台灣股價加權指數之間的關係，研究期間自 1985 年 1 月起至 1998 年 7 月止，發現利率的調升對股價具有負面的影響。王志中(1999)以 1982 年 1 月至 1996 年 12 月之月資料，利用向量自我迴歸模型來預測股票報酬率，結果卻發現利率與股票報酬率呈同向的變動，且利率對股票報酬率的解釋力很低。

三、工業生產指數與股價

工業生產指數代表了國內產業生產概況，可直接反映經濟景氣的榮枯。透過工業生產指數，瞭解產業動態，當工業生產指數上揚，表示市場需求旺盛、產量增加，公司獲利亦相對提高，可能促使股價上揚。反之工業生產指數下滑時，市場需求不振，工業生產量下滑，股價因企業獲利可能萎縮而下挫。因此預期工業生產指數與股價成正向關係。

Fama(1981)依據美國 1953 年至 1977 年資料，透過理性預期之貨幣數量模型，觀察到資本支出、工業生產成長率與股價報酬率間呈正向關係。Schwert(1990)研究 1889 至 1988 年間美國股票報酬率和工業生產成長率之關係，結果顯示工業生產解釋了一大部分的股票報酬率之變異，而且呈現正相關。國內學者部分，陳翠玲(1990)利用臺灣股票市場之實際資料，研究自 1975 年 2 月至 1988 年 12 月的工業生產指數、貨幣供給額、匯率與股價的關係，以迴歸分析法進行實證研究，而結果顯示工業生產指數與股價間呈正相關。

四、股價與通貨膨脹率

當通貨膨脹發生，將使得消費者的實質購買力下降，進而降低消費數量，影響企業獲利，股價可能因而下跌。但從工資契約理論的觀點而言，產品價格上漲的幅度將超越工資上漲的幅度，使得企業的盈餘大增，因此若通貨膨脹發生，握

有股票對其購買力將獲得補償，於是股價因股票具有保值的功能而上漲。

根據費雪(Fisher, 1930)提出的費雪假說(Fisher Hypothesis)，認為名目利率為實質利率與預期通貨膨脹率之和，其中實質利率與預期通貨膨脹率無關，故名目利率可以充分反應預期通貨膨脹率的訊息。同理，未來的預期通貨膨脹會完全反應於股票的名目報酬率上，也就是股價報酬率和通貨膨脹率應存在正向關係。

Gultekin(1983)對法國、德國、美國、英國、日本等二十六個國家進行實證研究，結果顯示大部份的國家通貨膨脹率與股價報酬率之間存在正向關係，其實證結果支持費雪假說。但部分的學者的研究結果，卻不支持費雪效果，如 Geske and Roll(1983)的實證結果認為兩者為負相關；黃柏農(民 87)實證結果為股價和通貨膨脹率沒有關聯性存在。

五、小結

由過去學者的實證研究觀察，上述四項總經變數與股價間的關聯性符合理論敘述者眾，因此本研究採取台灣地區之貨幣供給額(M1B)、金融業隔夜拆款利率、工業生產指數及通貨膨脹率分別與台灣證券交易所發行之加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數進行短期關聯性之討論。

第二節 貨幣市場數量因素與股價指數

國內外學者在實證中採用影響股價報酬的貨幣數量因素多以貨幣存量意即貨幣供給額(M1A、M1B及M2)來代表，探討的方向以兩者間的相關性及正反向的影響為主。

一、國內部份

劉子瑯(1987)以多元時間數列檢定法，選取 1976 年 1 月至 1985 年 12 月貨幣供給額變動率與股價指數變動率的月資料，經實證結果指出貨幣供給額變動影響股價指數的變動，投資大眾可以藉由歷史資料找出貨幣供給額與股價的關係，以貨幣供給額的變動合理預測股票指數的變動，隱含台灣股票市場無法滿足弱式效率市場假定。

郭建忠(1989)研究貨幣與物價對股價之動態關係，變數採用貨幣供給額與躉售物價指數月資料，樣本期間為 1976 年 1 月至 1988 年 12 月，運用時間序列之移轉模型，其結論說明股價能反應貨幣供給額的變動，有落後反應的現象；但股價與物價的動態反應關係無法界定。所以預測未來股價時，貨幣面變數以貨幣供給額為解釋變數較為適當。

梁發進(1989) 利用 1969 年至 1988 年之季資料，研究股票價格與貨幣供給額、國民所得、利率、通貨膨脹率與預期通貨膨脹率之間的關係，其研究結果指出股票價格與貨幣供給額及實質所得為正相關。在變動率方面，股票價格變動率與貨幣供給額變動率及實質所得變動率為正相關。

張麗蕙(1990)亦是利用向量自我迴歸模型研究總體經濟變數與股價的關係，他提到若股市是一效率性市場，則對消息的反應必是迅速且完全的，投資者無法從中獲得超額利潤。因此選取貨幣供給額、躉售物價指數、利率、匯率、國民所得探討是否會對股價造成影響，研究結果顯示貨幣供給額的訊息對股價的影響是負向關係。可能原因為人們認為當貨幣供給額過高，預期政府可能提高利率，採取緊縮性貨幣政策，而導致股價下跌。且貨幣供給額過高，亦會影響人們對通貨膨脹的預期，進而影響股價。於是投資者對股價的預期造成與理論相左的結論。

林國輝(1990)以 1979 年至 1988 年之月資料探討貨幣供給額、利率與股價之因果關係，因果檢定法之結果發現 M1B 在對股價產生直接、間接影響，M1A、M2 是透過利率對股價產生間接影響。

林宗懋(1991)則是以向量自我迴歸模型分析貨幣供給額與股票價格之因果關係(領先與落後關係),資料期間採取 1979 年至 1989 年之月資料,結果發現貨幣供給額為股票價格之領先指標。貨幣供給額變動 1%,股票價格變動 1.605%,因此國內股票市場並非一效率市場。

蔡曉玲(1992)研究貨幣供給額、匯率、分類股價指數之因果關係,以 1978 年 7 月至 1982 年 6 月之月資料,運用向量自我迴歸模型檢定,得到以下的實證結果,在固定匯率期間,匯率對貨幣供給額有單向因果關係;在浮動匯率期間,貨幣供給額會影響匯率的變動。此外,貨幣對大多數分類股價指數有單向影響。

楊淑玲(1992)研究股價、物價、貨幣供給額之因果關係,研究變數選取消費者分類物價、發行量加權股價指數、貨幣供給額(M1B),利用多元時間數列分析法,研究變數間之基本動態關係,結果發現貨幣供給額變動率與股價變動率具有回饋關係,貨幣供給額變動率長期對股價變動率有正向的影響。

陳俊傑(1992)利用向量自我迴歸模型研究股價與總體經濟之關聯性,其選取總體經濟變數為工業生產指數、物價、央行外匯資產、貨幣存量、匯率、利率、房屋價格,資料期間是 1979 年 1 月至 1990 年 12 月,其結論顯示股價受到匯率影響最大,短期受 M1B 影響最大,故貨幣供給額與匯率變動有助於預測台灣未來股價走向,因此台灣股市不為一效率市場。

林師模(1995)研究股票市場報酬率和總體經濟變數之關聯,及各總體經濟變數間存在著直接或間接的關連。採用頻譜分析模型方法輔以向量自我迴歸模型,考慮股市報酬率、實質生產成長率、利率變動、及貨幣供給額成長率四個變數,分析股市報酬率及貨幣供給額之關聯。若再將利率和實質生產納入考慮,其結果較只考慮貨幣供給額及股市報酬率兩變數時,能反應出之間更真實關聯。樣本採樣期間為 1982 年 1 月至 1992 年 6 月,研究結果為貨幣供給額和股市報酬率存在著正向關聯,短期貨幣供

給額的變動領先股市報酬率的變動，而在中長期則兩者為交互影響關連。

連惠萍(1996)研究股票報酬的變異數分解可能來自的變數，所使用的研究方法為自我迴歸整合移動平均模型(Autoregressive Integrated Moving Average Model, ARIMA)及向量自我迴歸模型兩種，變數除了股票報酬率外，還包括 M1B 或 M2、匯率及利率。主要研究結果包括：(1)股票報酬率有 25% 來自投資者對未來投資報酬率的預期產生改變，有 75% 來自投資者對未來股利成長率的預期產生改變所致。(2)股票報酬率序列有正的自我相關，不符合隨機漫步模型。(3)由衝擊反應分析，利率對股票有正向的影響。(4)由預測誤差變異數分解之結果顯示，M1B 有助於預測股票報酬率之變動，因此台灣股市不具弱勢效率市場的特質。

蕭夙妙(1997) 以 1987 年 1 月至 1996 年 8 月的月資料應用 Johanson 最大概似法檢定變數間的共整合關係，研究分類股價指數與總體經濟變數之共整合關係，選用的變數為貨幣供給額、匯率、利率、與八大分類股價指數，研究顯示貨幣供給額大致上與各分類股價指數有長期均衡關係，且呈同方向變動；短期看來只會對金融保險類股有負向影響。而匯率與各分類股價指數有長期均衡關係，但方向不一致；短期只會對金融保險類股有影響。

林奕秀(1997)使用共整合、修正誤差模型、因果關係檢定，探討股價與總體經濟因素之關連性，所包含總體經濟變數為匯率、通貨膨脹率、貨幣供給額、工業生產總指數、五年期公司債利率。其實證結果顯示貨幣供給額對股價之影響比股價對貨幣供給額之回饋影響大得多，為雙向影響。其原因應為政府為調整經濟而以控制貨幣供給額數量為手段，影響經濟，進而股價。另外，利率對股價之影響較股價對利率的影響為大，是雙向影響；匯率領先股價變動且為匯率對股價單向影響。工業生產指數並未領先股價，與股價指數為同時指標。

二、國外部分

Sprinkel(1964)討論 1918 年至 1963 年間 S&P 指數與美國貨幣存量成長率的變化。指出貨幣供給額的變動會引起 S&P 指數的變動，貨幣供給額的增加領先股價指數上漲二個月，貨幣供給額的緊縮領先股價指數下跌最長達九個月之久。

Rozeff(1974)以貨幣供給額資料探討股票市場效率性，他利用貨幣變數對股票報酬率的迴歸模式，找尋貨幣供給額資料為基礎的交易法則。所選用的變數為股票報酬率、貨幣供給額成長率及股票股利自 1970 年 12 月至 1973 年 2 月之資料，利用迴歸分析模式分析。研究結果發現貨幣政策落後期並沒有顯著的影響股票市場，其影響性趨近於零。因為使用過去貨幣供給額的資料，並沒有得到可獲得超額利潤的交易法則。

Kaul(1987)利用迴歸分析研究貨幣、物價、股價報酬率及景氣循環之間的關聯性。主要假設為股價報酬率與通貨膨脹率之間的關聯，是透過貨幣部門來達到均衡。而貨幣部門又分為貨幣供給與貨幣需求兩部份。研究對象為美國、加拿大、英國及德國四個國家，資料期間為 1953 至 1983 年。其研究結果發現，由於貨幣需求與反景氣貨幣供給效果的影響，股價報酬率與通貨膨脹率有時呈現負相關、有時無相關。另外，貨幣、物價、股價報酬率領先景氣循環。

Abdullah and Hayworth(1993)以1980年至1988年之月資料，應用向量自我迴歸模型，探討總體經濟變數與股價間之因果關係。實證結論說明長期利率、預算赤字及貨幣供給額成長率與股價指數報酬率間有因果關係，長期利率及預算赤字與股價指數報酬率呈負相關，貨幣供給額成長率則呈正相關。

Thorbecke(1997)探討美國的貨幣政策與股價報酬率，變數資料選取為 1967 年 1 月至 1990 年 12 月之工業生產指數、通貨膨脹率、商品價格敏感指數、銀行拆款利率、非存款準(nonborrow reserve)、總準備(Total reserve)及資產組合股票報酬率，利用向量自我迴歸探討，實證結論發現貨幣供給額在短期對分類股價報酬率有顯著重要的正向影響，是以預期未來現金流量及折現利率為管道，進而影響股價；另外發現貨幣供給

額對股價報酬率，是以小規模公司的影響比大公司顯著。

三、小結

綜合以上文獻回顧，過去學者如蕭夙妙(1997)、林奕秀(1997)等人研究總體變數與股價指數的關聯，幾乎納入貨幣供給額為重要變數進行研究，其結論大多數為貨幣供給額領先股價指數，且呈正相關。僅有少數實證結論不符理論，如張麗蕙(1990)發現貨幣供給額的訊息對股價的影響是負向關係；另外Rozeff (1974)認為貨幣供給額對於股價報酬率無顯著之影響。於是本研究在選擇代表貨幣市場的數量變數時，參考過去學者的實證研究，選取貨幣供給額(M1B)代表貨幣市場的數量變數。

第三節 貨幣市場價格因素與股價指數

在影響股價報酬的貨幣價格因素以商業本票利率、公司債利率或隔夜拆款利率作為變數者多。探討的方向亦以兩者間的相關性及正反向的影響為主。

在 70 年代末期和 80 年代早期就已有學者在探討總體貨幣變數的優缺點，到了 90 年代初期學者們更將焦點放置於利率變數和貨幣政策指標的價差。例如，Bernanke and Blinder (1992)發現金融業拆款利率對銀行存款準備衝擊的敏感度很高，認為是一個很好的貨幣政策指標。

這些指標亦曾被使用來探討貨幣政策衝擊是否有實質效果，最常使用方法則是利用向量自我迴歸模型。除了貨幣、產出和利率等變數外，亦可將資產價格包含在向量自我迴歸型之內。如果貨幣政策有實質效果，那麼貨幣政策的轉變應會影響股票價格。

一、國內部份

梁發進(1989) 利用 1969 年至 1988 年之季資料，研究股票價格與貨幣供給額、

國民所得、利率、通貨膨脹率與預期通貨膨脹率之間的關係，其研究結果指出股票價格與利率為負相關。在變動率方面，股票價格變動率與利率變動率為負相關。

林國輝(1990)以 1979 年至 1988 年之月資料探討貨幣供給額、利率與股價之因果關係，因果檢定法之結果發現利率與股價之關係反向關係，利率為股價的先期指標，因此股票市場不為效率性市場。

蔡森源(1995)以逐步迴歸分析法探討股價與總體經濟因素之關係，所選取變數包含股價指數、股市成交值、匯率、商業本票利率、貨幣供給額、領先指標及東京日經股價指數等變數。樣本期間為1984年1月至1994年12月，其研究顯示影響台股較顯著的總體經濟變數有前一期的成交值、當期的商業本票利率、前一期的匯率、前12期的領先指標、前3期的貨幣供給額及前5期的東京日經股價指數。

黃姿榮(1996)以共整合估計法探討台灣總體變數與股價是否存在著長期均衡關係，所選取變數包含匯率、物價、實質所得、實質物價、貨幣供給額成長率、外國利率等。樣本期間為 1978 年第三季至 1995 年第四季，研究顯示匯率、物價、實質所得、實質物價、貨幣供給額成長率、外國利率均與股價存在著長期關係。除了匯率與股價間成反向關係外，股價與物價、實質所得、貨幣供給額成長率和外國利率則為正向關係。

蕭夙妙(1997) 以 1987 年 1 月至 1996 年 8 月的月資料應用 Johanson 最大概似法檢定變數間的共整合關係，研究分類股價指數與總體經濟變數之共整合關係，選用的變數為貨幣供給額、匯率、利率、與八大分類股價指數，研究顯示利率與各分類股價指數不論長期、短期都有均衡關係，但方向不一致。

林奕秀(1997)使用共整合、修正誤差模型、因果關係檢定，探討股價與總體經濟因素之關連性，認為利率對股價之影響較股價對利率的影響為大，是雙向影響。

二、國外部分

Branke and Blinder(1992)以 1961 年 7 月到 1989 年 12 月之 M1、M2、國庫券利率(Bill Rate)、債券利率(Bond Rate)、同業拆款利率(Funds Rate)來研究貨幣政策影響的管道及其衡量的指標。應用向量自我迴歸模型及因果關係檢定法作為工具，所得到的研究結論認為同業拆款利率是貨幣政策的一個良好指標，因為它不易受到同時期的經濟條件內生反應的影響，以它做為貨幣政策的指標較貨幣供給額成長率為佳。

Patelis(1997)利用向量自我迴歸模型探討貨幣政策對資產報酬的預測性。其選用資產報酬、貨幣政策指標、股利收益、一個月的實質利率、長短期利差自 1962 年 1 月至 1994 年 12 月之月資料。研究結果發現，貨幣政策對預期超額報酬有顯著的影響，對預期股利成長為其次。在誤差變異數分解方面，對預期資產報酬的變異來源主要來自股利收益。

三、小結

在貨幣市場價格因素與股價指數的關聯性方面，多數學者認為利率領先股價指數，為股價指數的領先指標，且呈現負相關。本研究在選擇代表貨幣市場的價格變數時，參考上述實證研究，選取金融業隔夜拆款利率作為代表貨幣市場的價格變數。

從國內及國外的文獻可以發現學者們在研究總體經濟變數與股價指數之關聯性時，多以迴歸分析及向量自我迴歸模型為主要的研究方法，而大部份學者發現貨幣供給額與利率對股價報酬率有顯著的影響。因此，本研究亦採用貨幣供給額與隔夜拆款利率為研究變數，另外，選用非貨幣市場變數中代表產出水準的工業生產指數與代表物價水準的通貨膨脹率。以共整合估計法及向量自我迴歸模型探討此四項變數分別對加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數之長期均衡及短期變動關係。

第三章 研究方法

本研究欲探討變數間長期的關聯時，先假設模型中的變數彼此間維持相關，或許短期會受外在短暫衝擊或季節型因素而偏離均衡，但長期而言，會受市場機能的牽引回到均衡。而共整合的概念，就是探討變數間是否具有長期關聯性的方法。另外，在過去之實證計量研究，皆依據先驗(*a priori*)之理論為基礎的假設，建立結構化計量模型，但是如何設定內生、外生變數及正確設定變數間的因果關係則相當困難。Sims(1980)認為採先驗理論所建立的結構化計量模型會產生認定上的困難，而所得到的實證結果的可靠性值得疑慮。他認為經濟活動會隨時間的經過而完全反應在變數資料上，不需有先驗的理論基礎，直接由資料本身的特性加以剖析，便可瞭解經濟活動的特質，因此 Sims 提出向量自我迴歸模型，此模型不依先驗的理論基礎去構建一個結構計量模型特性進行研究，以避免傳統計量模型的認定錯誤。

在介紹分析模型及方法前，本章先針對變數的選取、處理及範圍來源作一說明。參考國內外文獻後發現，貨幣市場變數中的貨幣供給額及利率為學者所常使用且影響顯著者，本文將選用流動性高也就是變現性較強的 M1B 貨幣供給額為代表，而利率則選用貨幣市場中最能反應當日市場上金融同業間資金狀況的隔夜拆款利率。另外，在非貨幣市場因素中亦選取了兩個影響股價指數顯著的總體經濟變數，代表非貨幣市場因素的解釋變數，此兩變數即為代表實質產出水準的工業生產指數和代表物價水準波動會影響實質購買能力的通貨膨脹率。在股價指數方面，本研究所要探討的包括加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數，因此，將依不同指數分為三組進行討論及比較。

本研究將使用的分析模型及方法，依序為單根檢定、共整合檢定、誤差修正模型、

向量自我迴歸模型、因果關係檢定、衝擊反應分析及預測誤差變異數分解。

在進行時間序列分析時，必須先對單一變數進行單根檢定，本研究使用 Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法及 Phillips-Perron(PP)單根檢定法來探討各變數的整合級次。然後利用 Johansen(1988, 1991)發展出的最大概似法，針對多變數進行共整合分析檢定，檢定變數之間是否有共整合關係，並瞭解模型內各變數間的長期均衡關係。

再利用向量自我迴歸模型中的衝擊反應分析及預測誤差變異分解分析探討貨幣市場變數與股價指數間的短期動態調整關係。其中衝擊反應分析為測量一變數一單位正的標準差衝擊對其他變數各期的反應影響；而預測誤差變異數分解為一變數預測誤差變異中，源自模型其他變數變異數干擾影響所佔的百分比，來顯示貨幣市場變數對股價的影響。

第一節 變數的選取、處理與來源

一、變數的選取

本文所選擇的貨幣市場因素包括金融業隔夜拆款利率及貨幣供給額(M1B)；另外加入工業生產指數及通貨膨脹率兩總體經濟變數代表非貨幣市場因素之變數；股價指數則選取發行量加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數。分別說明如下：

(一) 股價指數

本研究主要選取台灣加權股價指數，作為本研究的研究主體。另外，考量貨幣市場因素所代表的是市場資金供需的狀況，亦直接影響金融類股之營

運損益及影響成交量居冠的電子類股之股價，因此將金融類股股價指數及電子類股股價指數納入作為比較，惟電子類股股價指數自 1995 年起編製，故本研究乃以加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數近七年之月資料作長期均衡關係及短期變動關係的研究。

(二) 貨幣供給額

我國常使用的貨幣供給有 M1A、M1B 及 M2，其中 M1B 指的是流通在外的通貨及企業與個人之支票存款加上活期存款再加上活期儲蓄存款，所代表的是流動性較高也就是變現性較強的貨幣供給量。M1B 較注重交易性貨幣需求的貨幣面變化，較能反應短期經濟交易活動的熱絡與否。若投資人看好未來的股票市場，則會準備變現性高的貨幣，伺機進場投資；反之，若是預期未來股市表現不佳，則會將資金轉向報酬率較高，但變現率較低的存款貨幣。因此，當變現性高的貨幣供給 M1B 充沛時，將為股市帶來資金動能，影響股價。所以本研究選取 M1B 代表貨幣供給水準。

(三) 金融業隔夜拆款利率

貨幣市場乃指一年以下信用工具的交易市場，一般而言包括票券市場、拆款市場及貨幣共同基金三部分，又以拆款市場為貨幣市場的心臟，因此拆款市場的利率也被視為短期利率的指標。其原因如下，因為金融業拆款係以無擔保的方式進行，且大部分是為了調度短期資金，所以實際上金融同業間仍以隔夜拆款為主要的方式。參與者主要為銀行同業及票券金融公司，因此拆款市場利率也最能反應當日整體市場的資金狀況。同業拆款利率是中央銀行最重視的利率指標，也是央行用來衡量市場資金價格的重要依據。因此，本研究選取金融業隔夜拆款利率，當作短期利率之代表。

(四) 工業生產指數

一般代表實質產出的經濟指標，通常是國民生產毛額或是國內生產毛額。但由於此資料為年資料及季資料，加上欲代表企業生產的實際狀況，因

此，本研究採用工業生產指數作為代表產出水準的代理變數，工業生產指數係指包括製造業、房屋建築業、礦業、水電燃氣業生產量之統計，可衡量國內供給及商品需求的強度，透過實質產出的呈現，會反映於企業的營運狀況上，進而影響資本市場中的股價指數。

(五) 通貨膨脹率

物價的高低，對一個國家的經濟穩定性有重要的影響，另外，物價的波動也會影響實質購買能力，使人們改變其資產組合。因此，物價亦是一個相當重要的總體經濟變數。本研究採用通貨膨脹率代表物價水準，其為消費者所購商品及勞務價格變動參考指標，然探討通貨膨脹率對股價的影響性，如同探討消費者物價指數變動率對股價的影響，因此，我們將以消費者物價指數取對數差分値之資料來做分析。

二、變數的處理

由於加權股價指數、金融類股股價指數、電子類股股價指數及貨幣供給額(M1B)數字過大，予以取對數處理之，為求變數處理的一致性，其他變數亦取對數處理。由於要以通貨膨脹率探討及比較貨幣及非貨幣因素與股價指數之間的關聯性，因此需將消費者物價指數取一階差分也就是以變動率型式加以研究分析，因此消費者物價指數以轉換法則 $X = \ln X_t - \ln X_{t-1}$ 處理之。

表 3-1 為研究變數之變數定義表，說明研究變數之原始資料於處理前及處理後的定義名稱。

表 3-1 研究變數之變數定義表

變數名稱	處理前	處理後
發行量加權股價指數	SP	LSP
金融類股股價指數	BA	LBA
電子類股股價指數	EL	LEL
貨幣供給額	M1B	LM1B
隔夜拆款利率	BON	LBON
工業生產指數	IPI	LIPI
通貨膨脹率	CPI	RCPI

三、變數資料的來源說明

本研究所使用的資料，研究期間為 1995 年 1 月至 2001 年 12 月，共計 84 筆月資料作為研究樣本。本研究所使用的七項變數，除了金融業隔夜拆款利率取自教育部 AREMOS 資料庫外，其餘變數均取自台灣經濟新報資料庫中的總體經濟資料庫。

第二節 單根檢定

欲利用時間數列模型來做統計分析前，首先必須確定變數是恆定的(stationary)，亦即變數的平均數與變異數不會隨著時間的改變而變動，唯有如此所估計出來的結果，才會具有一致性。

一、定態與非定態

經濟變數之時間序列可分成定態與非定態，一般傳統上實證大多假設資料為

定態來做研究，但以往之實證研究多採用傳統之迴歸分析方法，如普通最小平方方法(OLS)與一般最小平方方法(GLS)，均須假設殘差項必須滿足白噪音，所以，經濟變數之時間序列若不符合定態時，運用傳統之檢定方法時容易棄卻變數間沒有相關之虛無假設，Granger and Newbold (1974)稱此種情況為「假性迴歸」(Spurious Regression)。

時間數列之定態(stationary)可以分為嚴格定態(strictly stationary)與弱式定態(weakly stationary)兩種，一般在探討共整合時大多採取後者之觀念。我們將弱式定態之條件敘述如下：

1.該時間序列之平均數固定。

$$E(y_t) = E(y_{t-s}) = \mathbf{m}_y \quad (3-1)$$

2.該時間數列之變異數固定。

$$Var(y_t) = Var(y_{t-s}) = \mathbf{s}_y^2 \quad (3-2)$$

3.該時間數列落後 s 期的共變異數固定。

$$Cov(y_t, y_{t-s}) = Cov(y_{t-j}, y_{t-j-s}) = \mathbf{g}_s \quad (3-3)$$

其中： y_t 表序列變數第 t 期之值， \mathbf{m}_y 表 y_t 序列變數之平均數， s 表落差期數， s 為整數且小於 t ， \mathbf{s}_y^2 表 y_t 序列變數之變異數， \mathbf{g}_s 表落後 s 期之共變異數。

若一隨機變數之時間序列資料滿足以上三式，包括 y_t 之平均數及變異數不隨著時間改變而不同，且其相同落差期間之共變異數亦不隨時間之改變而有所不

同，則稱之為定態序列，否則皆為非定態序列。依據 Granger(1986)、Engle and Granger(1987)提出，一時間序列若不須經任何的差分過程即屬於定態序列，則其整合級次即為 0，可用 $y_t \sim I(0)$ 來表示；若經過了 d 次差分後可達成定態序列，則其整合級次即為 d ，可用 $y_t \sim I(d)$ 來表示。

二、單根檢定

單根檢定(Unit Root test)又稱為恆定數列檢定，主要是用來檢定樣本序列是否具有恆定序列的特性，亦即檢測是否有單根的存在。

1. Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法

Dickey and Fuller(1979) 首先以 AR(1)模型來檢定一數列是否為恆定，稱之為 Dickey-Fuller 單根檢定法(簡稱 DF)。由於 DF 檢定法僅為 AR(1)的模式，然而一般的經濟變數除了本身可能會有自我相關外，其殘差項可能也會有序列相關的問題，因此就不符合白噪音過程。所以若一個數列同時包含了自我迴歸項(AR)與移動平均項(MA)時，則 DF 檢定法顯然就不適用。

因此為了解決這個問題，Dickey and Fuller(1981)便在原始的 DF 檢定法的迴歸式中加入 m 期的遞延落後(lagged)項，修正了移動平均項所造成的白噪音問題，此即所謂的 Augmented Dickey-Fuller 檢定法(簡稱 ADF)。

一般而言，ADF 檢定法可以分成以下三種模式來探討：

$$\Delta Y_t = gY_{t-1} + \sum_{i=1}^m d_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (\text{無截距項與時間趨勢項}) \quad (3-4)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + gY_{t-1} + \sum_{i=1}^m d_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (\text{有截距項，但無時間趨勢項}) \quad (3-5)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + bT + gY_{t-1} + \sum_{i=1}^m d_i \Delta Y_{t-i} + e_t \quad (\text{有截距項與時間趨勢項}) \quad (3-6)$$

其中： $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ， a_0 為截距項， T 為時間趨勢項， m 為落差期數， e_t 為殘

差項。

所提出的虛無假設為：

$$H_0: \alpha = 0 \quad (3-7)$$

當我們無法拒絕 $H_0: \alpha = 0$ 的虛無假設時，表示此數列有單根的存在，為非恆定的序列；若拒絕虛無假設，則表示數列不具單根，為一恆定序列。

2. Phillips-Perron(PP)單根檢定法

在 ADF 檢定法中，雖然已經解決了殘差具有序列相關的可能，但仍無法改進可能存有異質性(Heteroscedasticity)的問題，因此 Phillips and Perron(1988)提出使用函數化的中央極限定理之非參數法來修正殘差項所形成的序列相關與異質性的問題。其採用 AR(1)模型所得到之殘差項值來修正 DF 檢定法之 t 統計量。

由於 ADF 檢定法及 PP 檢定法各有其優點，因此本研究同時採用兩檢定法，以增加單根檢定結果之可信度。

另外，我們在進行時間數列檢定方法(如單根、共整合檢定)與模型(如向量自我迴歸模型)時都要選取一個最適落後期數來做估計式檢定，假若最適落後期數的選取不當，可能會造成估計或檢定的誤差，因而產生錯誤的結果，相反地，適當落後期數的選取，卻可以提高估計與檢定的效率性，並降低估計與檢定的誤差。

一般而言，選取最適落後項的判定準則有很多，而最常使用的有：*AIC* 準則(Akaike Information Criterion, 簡稱 *AIC*)與 *SBC* 準則(Schwartz Bayesian Criterion, 簡稱 *SBC*)。使用 *AIC* 或 *SBC* 準則是為了選出一個可使最終預測誤差最小的落後期數。*AIC* 與 *SBC* 準則的計算公式如下：

$$AIC \text{ 準則計算公式} \quad AIC(M) = N \ln \mathbf{s}_p^2 + 2M \quad (3-8)$$

$$SBC \text{ 準則計算公式} \quad SBC(M) = \ln \mathbf{s}_p^2 + M \ln N \quad (3-9)$$

其中： \mathbf{s}_p^2 為落後 p 期殘差項之共變數矩陣值； M 為模式內變數的個數； N 為樣本個數； p 為最適落後項期數。

第三節 共整合檢定

為了解決假性迴歸的問題，在進行非定態的時間序列分析時，是以差分(difference)後的定態序列進行迴歸分析，但是差分後將會使序列的長期特質喪失，只保留短期資訊，也就是說，若變數為非定態序列，經過差分以達定態的過程中，常會喪失資料本身所隱含的一些長期重要訊息，而使得變數間的動態關係設定錯誤，因此無法決定變數間是否存在長期穩定的均衡關係。

Granger(1981)提出共整合(cointegration)的觀念，指出若兩個非定態變數經過線性組合後可以產生定態的結果，那麼稱此二變數間存在穩定的長期關係。另外，Engle and Granger(1987)認為若變數間存在共整合的關係，雖然各個變數間短期會隨時間發散而偏離均衡，但長期變數間必會藉著短期動態調整而回復至長期均衡。根據定義，若假定 X_t 和 Y_t 為非恆定數列，具有單根，但分別經過一階差分轉換後成為恆定的時間數列，即 $I(1)$ ，並且 X_t 和 Y_t 之間存在一線性組合，使得該線性組合為恆定的時間數列，則稱 X 、 Y 具有共整合關係。

一般而言，檢定共整合的存在時，可用 Engle and Granger(1987)所提出的兩階段

共整合檢定，其步驟為先檢定各個變數是否具有相同階數達到定態，再將各個變數設定為自變數，以 OLS 做迴歸估計，並檢定其估計之殘差值是否具定態性質，若具定態性質則代表該變數之間有共整合關係。但此方法只能估計一種共整合關係，若資料變數超過兩個以上，則無法考慮數條方程式之整體共整合關係。

因此，本研究採 Johansen 共整合檢定法，Johansen 的最大概似法假設所要檢定共整合的變數中，最多有 r 的共整合關係(r 稱為共整合秩，Rank)，以此為虛無假設，並利用最大概似比率法檢定 H_0 ：至多有 r 個共整合向量。其步驟依序為以最大概似估計法建構共整合模式：

$$\Delta Y_t = \mathbf{m} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-k} + \mathbf{e}_t \quad (3-10)$$

其中， Y_t 為 $(p \times 1)$ 維之內生變數矩陣； Γ_i 為待估計之 $(p \times p)$ 維之係數矩陣； k 為干擾項符合白噪音過程的最適遞延期數； ΠY_{t-k} 為誤差修正項； \mathbf{e}_t 為 $(p \times 1)$ 維矩陣。以最大概似比率法檢定共整合個數，可採最大特徵值(Maximum Eigenvalue)檢定之，從變數間不具任何共整合關係開始檢定，即 $r=0$ ($H_0: r=0$)，再逐漸增加共整合個數進行檢定，直到無法拒絕為止，則表示變數間具長期穩定關係。

$$H_0: \text{至多有 } r \text{ 個共整合向量} \quad (3-11)$$

$$H_1: \text{至少有 } r+1 \text{ 個共整合向量} \quad (3-12)$$

特別注意的是，當資料檢定具有共整合關係時，在使用向量自我迴歸模型時需加入長期修正項，將模型轉換成向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)，才不會導致統計上的誤差。

第四節 誤差修正模型

Engle and Granger(1987)表示變數間若具有共整合關係，將可以把誤差項代入向量自我迴歸模型中，進一步探討變數間的因果關係。模型表示如下：

$$\Delta Y_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 e_{t-1} + \sum_{i=1}^p \mathbf{a}_{2i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \mathbf{a}_{3i} \Delta X_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (3-13)$$

其中： $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ； \mathbf{a}_0 為常數項， \mathbf{a}_1 為非零係數； $e_t = Y_t - a - bX_t$ ，表示長期均衡誤差； $Y_t \sim I(1)$ ， $X_t \sim I(1)$ ； $e_t \sim I(0)$ ， $\mathbf{e}_t \sim iid(0, \mathbf{S}^2)$ ； p 為各變數之落差期數。

上式中的誤差修正項 e_t 表示 X_t 與 Y_t 的水準項在前期偏離長期均衡之程度，只要 X_t 與 Y_t 具有共整合關係，則 e_{t-1} 恆為定態序列。因此，當 Y_t 的變動不僅和 X_t 的變動有關，同時亦和 X_t 與 Y_t 之間的前期偏離長期均衡程度相關。所以，這個模式包含了變數之動態設定及其長期特質。

第五節 向量自我迴歸模型

向量自我迴歸模型是一種時間數列分析法的動態模式，它是一組組許多變數的向量迴歸式。向量自我迴歸模型不需有先驗的理論基礎，也不需考慮變數內外生及因果關係的問題，將各變數皆視為內生變數，以該變數及其他變數落差項為解釋變數，由一組迴歸式來表示變數間的互動關係，因為時間序列的精神在於認為落差項已反應了所有相關的資訊。

向量自我迴歸模型的形式如下：

$$Z_t = \mathbf{a} + \sum_{i=1}^m \mathbf{b}_i Z_{t-i} + \mathbf{m}_t \quad (3-14)$$

其中， $E(\mathbf{m}_t) = 0$ $E(\mathbf{m}_t Z'_{t-i}) = 0$ ， Z_t 是 $(m \times 1)$ 的向量組成之具有聯合共變異定態特性的線性隨機過程， Z_t 即是模型內的變數， m 則為模型所討論的變數個數， \mathbf{b}_i 為 $(m \times m)$ 的係數矩陣， Z_{t-i} 是 $t-i$ 期落後項變數所組成的 $(m \times 1)$ 向量， \mathbf{m}_t 為 $(m \times 1)$ 的 t 期預測誤差， \mathbf{m}_t 可視為隨機衝擊項(impulse)， $E(\mathbf{m}_t) = 0$ 表示模型中每條迴歸式的誤差項期望值為 0， $E(\mathbf{m}_t Y'_{t-i}) = 0$ 則表示各方程式是序列獨立的，且誤差項與各落差項是相互獨立的。

藉由上述所介紹的向量自我迴歸模型，將簡述可用來判斷變數間關係之分析工具，包括因果關係檢定(Granger Causality Test)、衝擊反應函數(Impulse Response Function)及預測誤差變異數分解(Forecast Error Variance Decomposition)。

第六節 因果關係檢定

Granger(1969)提出的因果關係是以預測誤差是否被降低為判定標準。例如有兩個變數 X 及 Y ，對 Y 做預測時，除了利用 Y 過去的數值找尋資訊外，此時若因為加入 X 過去的數值，使原來的預測誤差降低，也就是對 Y 的預測更準確時，我們稱這種現象為 X 是 Y 的因(X causes Y)，反之亦然。若是上述兩種情形同時存在時，表示 X 和 Y 之間具有回饋(Feedback)關係。而此處所謂的因果關係不全然為「 X 導致 Y 」的含義，其概念應為「領先 - 落後」的關係。下列以兩變數模型說明 Granger 因果關係檢定法的模式，假設有兩數列 X_t 、 Y_t ，其定義的訊息集合如下：

$$X_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i Y_{t-i} + \mathbf{e}_{1t} \quad (3-15)$$

$$Y_t = \mathbf{b}_0 + \sum_{i=1}^p c_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_i Y_{t-i} + \mathbf{e}_{2t} \quad (3-16)$$

其中： $\mathbf{a}_0, \mathbf{b}_0$ 表截距項； a_i, b_i, c_i, d_i 表係數值； $\mathbf{e}_{1t}, \mathbf{e}_{2t}$ 表殘差項； p 表落後期數。

利用F統計檢定量分別檢定式(3-15)及式(3-16)的虛無假設：

$$H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0 \quad (3-17)$$

$$H'_0 : c_1 = c_2 = \dots = c_p = 0 \quad (3-18)$$

檢定其結果以決定變數間的關係，(1)若同時無法拒絕虛無假設 H_0 及 H'_0 ，表示 X_t 與 Y_t 兩者間不存在因果關係，為相互獨立；(2)若拒絕虛無假設 H'_0 但不拒絕虛無假設 H_0 ，表示 X_t 領先 Y_t ；(3)若拒絕虛無假設 H_0 但不拒絕虛無假設 H'_0 ，則表示 Y_t 領先 X_t ；(4)如果同時拒絕了兩個虛無假設，則表示 X_t 與 Y_t 之間具有互為因果的回饋關係。

第七節 衝擊反應分析

衝擊反應分析主要是用來研究向量自我迴歸模型中，當某一變數受到一個外生之振動(Exogenous Shock)或衝擊時，其他變數對此衝擊之動態反應模式(Dynamic Response Pattern)。

式(3-14)可經由 Wold 分解定律(Wold Decomposition)轉換成移動平均(Moving Average, 簡稱 MA)的表示方式，如下所示：

$$Z_t - \sum_{i=1}^m \mathbf{b}_i Z_{t-i} = \mathbf{a} + \mathbf{m} \quad (3-19)$$

$$(1 - \mathbf{b}_1 L - \mathbf{b}_2 L^2 - \dots - \mathbf{b}_m L^m) Z_t = \mathbf{a} + \mathbf{m}_t \quad (3-20)$$

$$Z_t = (1 - \mathbf{b}_1 L - \mathbf{b}_2 L^2 - \dots - \mathbf{b}_m L^m)^{-1} \mathbf{a} + (1 - \mathbf{b}_1 L - \mathbf{b}_2 L^2 - \dots - \mathbf{b}_m L^m)^{-1} \mathbf{m}_t \quad (3-21)$$

$$Z_t = \mathbf{a}' + \sum_{i=0}^{\infty} C_i \mathbf{m}_{t-i} \quad (3-22)$$

其中： Z_t 為 $(m \times 1)$ 數列； $\mathbf{a}' = (1 - \mathbf{b}_1 L - \mathbf{b}_2 L^2 - \dots - \mathbf{b}_m L^m)^{-1} \mathbf{a}$ 為 $(m \times 1)$ 常數向量；
 C_i 為 $(m \times n)$ 矩陣， $C_0 = I$ (單位矩陣)； \mathbf{m}_t 為殘差向量。

由式(3-22)可看出每一個變數皆可以體系內所有變數的當期隨機衝擊項來表示，而隨機衝擊項(\mathbf{m}_t)雖為向量白噪音，但其只能確保 \mathbf{m}_t 的每個元素無序列相關，卻無法保證不具當期相關。當無法保證每個元素之間不具當期相關，但又因創新分析所需，須用正交化過程去掉隨機衝擊項之間的當期相關，而向量自我迴歸模型即是利用 Choleski 分解法來完成正交化，之後可找到一個下三角矩陣 $A(AA' = I)$ ，將式(3-22)轉換成：

$$Z_t = \mathbf{a}' + \sum_{i=0}^{\infty} C_i A A' \mathbf{m}_{t-i} \quad (3-23)$$

$$Z_t = \mathbf{a}' + \sum_{i=0}^{\infty} D_i \mathbf{e}_{t-i} \quad (3-24)$$

其中 $D_i = C_i A$ ， $\mathbf{e}_{t-i} = A' \mathbf{m}_{t-i}$ 為一個序列無關且當期無關之正交化隨機衝擊項，由式(3-24)中，可將每個變數視為隨機衝擊項的函數，可由 D_i 的大小來看出當某變數的隨機衝擊項變動時，對另外其它變數產生何種影響；而藉著觀察衝擊反應大小的變化，可以看出經濟變數間相互的影響，是持續性(persistence)或是波動性(volatility)，即可明白經濟變數對經濟活動產生的影響型態。

第八節 預測誤差變異數分解

除了衝擊反應之分析之外，亦可利用式(3-24)求得預測誤差變數分解(variance decomposition)，看出經濟變數間外生性的相對強弱。由式(3-24)， Z_t 的 k 階預測誤差可轉換成：

$$Z_t - E_{t-k}(Z_t) = D_0 \mathbf{e}_t + D_1 \mathbf{e}_{t-1} + \cdots + D_{k-1} \mathbf{e}_{t-k+1} \quad (3-25)$$

式(3-25)中， $E_{t-k}(Z_t)$ 表示在 $t-k$ 期，利用所有已知資訊對 Z_t 做預測所得到的預測值與可能產生的誤差，並由 k 階的預測誤差求得對應的預測誤差共變異矩陣為：

$$E(Z_t - E_{t-k}(Z_t))(Z_t - E_{t-k}(Z_t))' = D_0 E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_t') D_0' + D_1 E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_t') D_1' + \cdots + D_{k-1} E(\mathbf{e}_t \mathbf{e}_t') D_{k-1}' \quad (3-26)$$

由上式可看出每一個變數的變異數皆可以表示為所有變數變異數的加權總和，即是每一期對角線上的數值，而此數值的大小決定於 D_k 的矩陣元素；因此，透過向量自我迴歸模型的移動平均表示法中的係數矩陣 D_i ，我們可對各變數預測 k 階誤差變異數做分解，並由 D_i 的大小推算出各變數的預測誤差分解百分比，藉此可判斷變數中外生性之強弱、誤差變異數中受其他變數影響的程度及變數間可能存在的因果關係。

第四章 實證結果與分析

本章中，首先針對變數進行單根檢定，檢定依不同指數分為三組的變數是否呈現定態；若資料的時間序列特性具有單根，即呈現非定態的現象，須將此變數進行一階差分後，再進行一次單根檢定，若數列於一階差分後呈現定態，便可針對數列資料型態為 $I(1)$ 的變數，進行 Johansen 共整合檢定，探討變數間的長期均衡關係；若變數間具有共整合現象，在短期調整變動分析時，需加入誤差修正項，進行誤差修正模型。若變數間不具共整合現象時，則變數須以定態型式，進行向量自我迴歸模型分析，藉由 Granger 因果關係檢定，判斷其「領先 - 落後」的關係；並進而透過衝擊反應分析及預測誤差變異數分解，探討變數間短期調整變動現象。

第一節 單根檢定

在進行多變量的共整合檢定(Cointegration test)及向量自我迴歸模型之前，為避免統計上的誤差，本研究須先確定各個時間序列是否呈現定態，因此對所有變數進行單根檢定，若序列不為定態時，須經差分加以修正。同時可藉單根檢定確定時間序列的整合級次。

根據 Schwert(1989)指出，在進行單根檢定時需要決定一最適遞延期數，以修正殘差項自我相關的問題，使殘差項呈現白噪音過程(White Noise Process)。因為如果使用的遞延期數過長，則模型會產生參數過度化(Over-parameterization)的現象，造成估計結果無效率；相對地，若選取的遞延期數過短，則會因為過度簡化參數(Parsimonious Parameterization)產生偏誤的問題。欲避免上述兩種情形會對模式的分析運算造成影

響，因此須慎選各個變數之遞延期數。

本研究之單根檢定以 ADF 及 PP 統計量檢定之，由表 4-1：研究變數之水準項單根檢定結果可觀察出，只有工業生產指數(LIPI)及通貨膨脹率(RCPI)於水準項時達到定態，其餘變數如發行量加權股價指數(LSP)、金融類股股價指數(LBA)、電子類股股價指數(LEL)、金融業隔夜拆款利率(LBON)及貨幣供給額(LM1B)，都未在水準項時達到定態。因此，需將這些變數取一階差分後，再做單根檢定。

從表 4-2：研究變數經一階差分後之單根檢定結果觀察到未在水準項呈現定態的變數在一階差分後，皆呈現定態，即符合共整合檢定之變數需要 I(1)的要求前提。因此，我們須分別對股價指數變數(LSP、LBA、LEL)及貨幣市場變數(LBON、LM1B)進行共整合檢定，探討貨幣市場因素與股價指數是否存在長期穩定的均衡關係。

表 4-1 研究變數之水準項單根檢定結果

	LSP	LBA	LEL	LM1B	LBON	LIPI	RCPI
最適遞延期數	2	3	2	5	10	1	2
ADF 統計量	-1.5058	-1.8450	-2.0014	-1.5210	-2.4833	-5.1603***	-6.5369***
PP 統計量	-1.5684	-2.0559	-1.7120	-2.9421	-0.6693	-7.4703***	-13.647***

註：***表示在 1% 的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。

表 4-2 研究變數經一階差分後之單根檢定結果

	LSP	LBA	LEL	LM1B	LBON
最適遞延期數	1	2	2	4	9
ADF 統計量	-9.6326***	-6.1230***	-4.5413***	-6.1715***	-6.3303***
PP 統計量	-5.8500***	-11.4463***	-7.7817***	-6.0235***	-9.4447***

註：***表示在 1% 的顯著水準下，拒絕單根存在的虛無假設。

第二節 共整合檢定

本節將利用 Johansen 共整合檢定估計法進行共整合向量數目 r 之檢定，判斷股價指數(LSP、LBA、LEL)、隔夜拆款利率(LBON)及貨幣供給額(LM1B)三項變數間是否具有長期均衡關係。本研究採用 Johansen 共整合檢定法中的軌跡檢定及最大特性根檢定兩種統計量，檢定共整合向量個數。

一、LSP、LBON 及 LM1B 之共整合檢定

從表 4-3：LSP、LBON 及 LM1B 軌跡檢定之結果與表 4-4：LSP、LBON 及 LM1B 最大特性根檢定之結果可以觀察到，加權股價指數、隔夜拆款利率及貨幣供給額的共整合個數之檢定。檢定的結果發現：在軌跡檢定中，變數在 5% 的顯著水準下無法拒絕共整合向量的個數為 0 ($H_0: r = 0$) 的虛無假設，因此三個變數間不存在共整合關係；在最大特性根檢定中，變數在 5% 的顯著水準下亦無法拒絕 $r = 0$ 的虛無假設 ($H_0: r = 0$)，本研究可以更加確定三個變數間不存在共整合關係。由此可以推斷加權股價指數、隔夜拆款利率及貨幣供給額三者間沒有長期穩定的均衡關係。所以在探討變數的短期變動關係時，無須加入長期修正項進行調整，因此進行向量自我迴歸模型即可。

表 4-3 LSP、LBON 及 LM1B 軌跡檢定之結果

虛無假設 H_0	特性根	統計量	$\alpha = 5\%$ 臨界值
$r = 0$	0.2141	31.6359	34.91
$r \leq 1$	0.0880	12.1163	19.96
$r \leq 2$	0.0558	4.6525	9.24

註：軌跡檢定顯示在 5% 的顯著水準下不存在共整合向量。

表 4-4 LSP、LBON 及 LM1B 最大特性根檢定之結果

虛無假設 H_0	特性根	統計量	$\alpha = 5\%$ 臨界值
$r = 0$	0.2141	19.5196	22.00
$r \leq 1$	0.0880	7.4638	15.67
$r \leq 2$	0.0558	4.6525	9.24

註：最大特性根檢定顯示在 5% 的顯著水準下不存在共整合向量。

二、LBA、LBON 及 LM1B 之共整合檢定

從表 4-5：LBA、LBON 及 LM1B 軌跡檢定之結果與表 4-6：LBA、LBON 及 LM1B 最大特性根檢定之結果可以觀察到，金融類股股價指數、隔夜拆款利率及貨幣供給額的共整合個數之檢定。根據 Johansen 最大概似估計法檢定的結果發現：在軌跡檢定中，變數在 5% 的顯著水準下無法拒絕共整合向量的個數為 0 的虛無假設($H_0 : r = 0$)，因此三個變數間不存在共整合關係；在最大特性根檢定中，變數在 5% 的顯著水準下亦無法拒絕 $r = 0$ 的虛無假設($H_0 : r = 0$)，表示三個變數間不存在共整合關係。由此可以推斷金融類股股價指數、隔夜拆款利率及貨幣供給額三者間沒有長期穩定的均衡關係。所以本研究在探討變數的短期變動關係時，須以進行向量自我迴歸模型進行分析之。

表 4-5 LBA、LBON 及 LM1B 軌跡檢定之結果

虛無假設 H_0	特性根	統計量	$\alpha = 5\%$ 臨界值
$r = 0$	0.1676	30.1694	34.91
$r \leq 1$	0.1153	15.3012	19.96
$r \leq 2$	0.0642	5.3762	9.24

註：軌跡檢定顯示在 5% 的顯著水準下不存在共整合向量。

表 4-6 LBA、LBON 及 LM1B 最大特性根檢定之結果

虛無假設 H_0	特性根	統計量	$\alpha = 5\%$ 臨界值
$r = 0$	0.1676	14.8682	22.00
$r \leq 1$	0.1153	9.9249	15.67
$r \leq 2$	0.0642	5.3762	9.24

註：最大特性根檢定顯示在 5% 的顯著水準下不存在共整合向量。

三、LEL、LBON 及 LM1B 之共整合檢定

表 4-7：LEL、LBON 及 LM1B 軌跡檢定之結果與表 4-8：LEL、LBON 及 LM1B 最大特性根檢定之結果顯示，依據 Johansen 共整合分析法檢定的結果發現：在軌跡檢定中，變數在 5% 的顯著水準下無法拒絕共整合向量的個數為 0 的虛無假設($H_0: r = 0$)，因此三個變數間不存在共整合關係；在最大特性根檢定中，變數在 5% 的顯著水準下亦無法拒絕 $r = 0$ 的虛無假設($H_0: r = 0$)，本研究可以更加確定三個變數間不存在共整合關係。由此可以推斷電子類股股價指數、隔夜拆款利率及貨幣供給額三者間沒有長期穩定的均衡關係。因此在下一節中，本研究將利用向量自我迴歸模型來探討變數間的短期變動關係。

表 4-7 LEL、LBON 及 LM1B 軌跡檢定之結果

虛無假設 H_0	特性根	統計量	$\alpha = 5\%$ 臨界值
$r = 0$	0.2152	29.1603	34.91
$r \leq 1$	0.0783	9.5302	19.96
$r \leq 2$	0.0354	2.9235	9.24

註：軌跡檢定顯示在 5% 的顯著水準下不存在共整合向量。

表 4-8 LEL、LBON 及 LM1B 最大特性根檢定之結果

虛無假設 H_0	特性根	統計量	$\alpha = 5\%$ 臨界值
$r = 0$	0.2152	19.6300	22.00
$r \leq 1$	0.0783	6.6067	15.67
$r \leq 2$	0.0354	2.9235	9.24

註：最大特性根檢定顯示在 5% 的顯著水準下不存在共整合向量。

四、小結

從共整合檢定的結果發現，貨幣市場變數與三類股價指數間，均不存在長期均衡的穩定關係，此與蕭夙妙(1997)的結論不同，應與研究期間選取之不同有關。因此，本研究在探討貨幣市場因素與股價指數之關聯性時，不需考慮長期修正項對短期互動關係之影響。

第三節 向量自我迴歸模型

為了解貨幣市場因素與股價指數的短期變動關聯性，本文採用 Sims(1980)提出的向量自我迴歸模型。首先透過 Granger 因果關係檢定，判斷變數間的領先、落後關係，並藉由衝擊反應分析及預測誤差變異數分解，探討三項股價指數與隔夜拆款利率、貨幣供給額 M1B、工業生產指數及通貨膨脹率等變數之間的互動關係。

本文將利用所有變數的定態序列資料進行向量自我迴歸模型中的 Granger 因果關係檢定、衝擊反應分析及預測誤差變異數分解，來探討變數間之短期關聯性。另外，在模型配適過程中，如果落後期數太多，會造成自由度過度損耗；如果落後期數太少，則會影響模型的解釋能力。故變數落後期數的選取非常重要。本文採用 AIC 檢定法則

來選取變數落後期數，實證結果顯示第一組、第二組及第三組資料之向量自我迴歸模型分別以落後期數 2 期、2 期及 4 期予以配適。再進行衝擊反應分析及預測誤差變異數分解，觀察三組資料的短期變動關係，並比較之。

一、Granger 因果關係檢定

向量自我迴歸模型之最適落後期數為 2 期、2 期及 4 期，因此將依據此最適落後期數利用向量自我迴歸模型進行 Granger 因果關係檢定，以期瞭解隔夜拆款利率、貨幣供給額 M1B、工業生產指數及通貨膨脹率與三類股價指數，兩兩變數間是否存在雙向的回饋關係，或僅具有單向的因果關係，甚或為互不影響的獨立關係。此外，Granger(1969)提出因果關係是以預測誤差能否被降低為判定標準，亦即當變數 X 的過去資料有助於變數 Y 之預測時，我們即認為 X 在統計上為 Y 的因。也就是說，本研究中所討論的因果關係，不必然表示「 X 導致 Y 」的意義，較正確的說法應為「領先 - 落後」的關係。

本研究將貨幣市場因素與股價指數 Granger 因果關係的檢定結果分別列於表 4-9：第一組變數之因果關係檢定結果、表 4-10：第二組變數之因果關係檢定結果及表 4-11：第三組變數之因果關係檢定結果。若將兩變數的所有落後項作聯合 F 檢定，結果皆為拒絕係數均為零的虛無假設時，表示兩變數相互影響，具有雙向的回饋關係；若僅其中一變數拒絕虛無假設，則表示該變數(因變數)為另一變數(應變數)的因，只存在單向的因果關係；否則，當檢定結果皆無法拒絕係數均為零的虛無假設時，則表示變數之間不存在因果關係，屬於互不影響的獨立關係。

(一) 第一組變數之因果關係檢定

由表 4-9 可以看到貨幣供給額成長率及工業生產指數對於加權股價指數報酬率有單向的因果關係，為領先關係；而加權股價指數報酬率亦有領先通貨膨脹率的因果關係。另外，隔夜拆款利率變動率及工業生產指數對於貨幣

表 4-9 第一組變數之因果關係檢定結果

虛無假設 H_0	F統計量	P-value
RM1B 沒有領先 RSP	3.5835**	0.0325
RSP 沒有領先 RM1B	0.3721	0.6905
RBON 沒有領先 RSP	0.6725	0.5134
RSP 沒有領先 RBON	1.6405	0.2006
LIPI 沒有領先 RSP	0.9972*	0.0736
RSP 沒有領先 LIPI	0.1373	0.8719
RCPI 沒有領先 RSP	0.1047	0.9007
RSP 沒有領先 RCPI	2.8604*	0.0634
RBON 沒有領先 RM1B	4.7904**	0.0109
RM1B 沒有領先 RBON	2.2372	0.1137
LIPI 沒有領先 RM1B	6.4187***	0.0026
RM1B 沒有領先 LIPI	1.0842	0.3433
RCPI 沒有領先 RM1B	2.7196*	0.0723
RM1B 沒有領先 RCPI	5.7862***	0.0045
LIPI 沒有領先 RBON	1.2382	0.2956
RBON 沒有領先 LIPI	0.8832	0.4176
RCPI 沒有領先 RBON	2.3438	0.1028
RBON 沒有領先 RCPI	0.1815	0.8343
RCPI 沒有領先 LIPI	1.6032	0.2079
LIPI 沒有領先 RCPI	4.0984**	0.0204

註：*、**、***分別表示在 10%、5%、1%的顯著水準下，拒絕不具有因果關係的 H_0 。

供給成長率有單向的因果關係，為領先關係；而通貨膨脹率與貨幣供給額成長率有雙向的因果關係，為回饋關係。在非貨幣變數方面，工業生產指數對於通貨膨脹率則有單向的因果關係，為領先關係。

(二) 第二組變數之因果關係檢定

表 4-10 顯示在第二組的變數資料中，本文要觀察金融類股股價指數報酬率與其他變數的因果關係。實證發現僅貨幣供給額成長率對於金融類股價指數報酬率有單向的因果關係，為領先關係。而其他變數間之因果關係為，

表 4-10 第二組變數之因果關係檢定結果

虛無假設 H_0	F統計量	P-value
RM1B 沒有領先 RBA	0.5070*	0.0602
RBA 沒有領先 RM1B	0.6323	0.5341
RBON 沒有領先 RBA	0.1532	0.2581
RBA 沒有領先 RBON	0.5988	0.5520
LIPI 沒有領先 RBA	0.4337	0.6496
RBA 沒有領先 LIPI	1.6066	0.2072
RCPI 沒有領先 RBA	0.5487	0.5799
RBA 沒有領先 RCPI	1.6000	0.2086
RBON 沒有領先 RM1B	4.7904**	0.0109
RM1B 沒有領先 RBON	2.2372	0.1137
LIPI 沒有領先 RM1B	6.4187***	0.0026
RM1B 沒有領先 LIPI	1.0842	0.3433
RCPI 沒有領先 RM1B	2.7196*	0.0723
RM1B 沒有領先 RCPI	5.7862***	0.0045
LIPI 沒有領先 RBON	1.2382	0.2956
RBON 沒有領先 LIPI	0.8832	0.4176
RCPI 沒有領先 RBON	2.3438	0.1028
RBON 沒有領先 RCPI	0.1815	0.8343
RCPI 沒有領先 LIPI	1.6032	0.2079
LIPI 沒有領先 RCPI	4.0984**	0.0204

註：*、**、***分別表示在 10%、5%、1%的顯著水準下，拒絕不具有因果關係的 H_0 。

隔夜拆款利率變動率及工業生產指數領先貨幣供給成長率；工業生產指數領先通貨膨脹率；通貨膨脹率與貨幣供給額成長率則有回饋關係。

(三) 第三組變數之因果關係檢定

在第三組的變數資料中，接著要觀察電子類股股價指數報酬率與其他變數的因果關係。我們發現貨幣供給額成長率與工業生產指數對於電子類股股價指數報酬率有單向的因果關係，為領先關係，與第一組資料雷同。而其他變數間之因果關係為隔夜拆款利率變動率及工業生產指數領先貨幣供給額

表 4-11 第三組變數之因果關係檢定結果

虛無假設 H_0	F統計量	P-value
RM1B 沒有領先 REL	2.2530*	0.0645
REL 沒有領先 RM1B	0.8850	0.4169
RBON 沒有領先 REL	0.9614	0.3869
REL 沒有領先 RBON	1.1035	0.3369
LIPI 沒有領先 REL	0.6367*	0.0531
REL 沒有領先 LIPI	0.0962	0.9083
RCPI 沒有領先 REL	0.2840	0.7534
REL 沒有領先 RCPI	1.5422	0.2205
RBON 沒有領先 RM1B	4.7904**	0.0109
RM1B 沒有領先 RBON	2.2372	0.1137
LIPI 沒有領先 RM1B	6.4187***	0.0026
RM1B 沒有領先 LIPI	1.0842	0.3433
RCPI 沒有領先 RM1B	2.7196*	0.0723
RM1B 沒有領先 RCPI	5.7862***	0.0045
LIPI 沒有領先 RBON	1.2382	0.2956
RBON 沒有領先 LIPI	0.8832	0.4176
RCPI 沒有領先 RBON	2.3438	0.1028
RBON 沒有領先 RCPI	0.1815	0.8343
RCPI 沒有領先 LIPI	1.6032	0.2079
LIPI 沒有領先 RCPI	4.0984**	0.0204

註：*、**、***分別表示在 10%、5%、1%的顯著水準下，拒絕不具有因果關係的 H_0 。

成長率；工業生產指數領先通貨膨脹率；通貨膨脹率與貨幣供給額成長率則有回饋關係。

(四) 小結

由 Granger 因果關係檢定的結果可以看到貨幣供給額成長率對於加權股價指數報酬率、金融類股股價指數報酬率及電子類股股價指數報酬率均有領先關係；而工業生產指數對於加權股價指數報酬率及電子類股股價指數報酬率亦有領先的因果關係。另外，隔夜拆款利率變動率及工業生產指數對於貨

幣供給額成長率有領先關係；而通貨膨脹率與貨幣供給額成長率有雙向的因果關係，為回饋關係。因此可以觀察到貨幣供給額成長率與其他變數之間，有領先關係，有落後關係，亦有回饋關係。

二、衝擊反應分析

衝擊反應分析是將向量自我迴歸模型中所估計的殘差項加以分析，當其中一變數變動一單位正的標準差時，其他變數面對此衝擊的各期反應情形。

以下分別為三組資料中的股價指數(分別為加權股價指數報酬率、金融類股價指數報酬率及電子類股價指數報酬率)和貨幣市場因素(貨幣供給額成長率及隔夜拆款利率變動率)面對自身及其他變數變動一單位正的標準差時，第 1 期至第 12 期所受衝擊時的反應情形。

(一) 第一組變數之衝擊反應分析

圖 4-1：加權股價指數報酬率受其他變數衝擊的變動反應(第一組變數)、圖 4-2：貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應(第一組變數)及圖 4-3：隔夜拆款利率變動率受其他變數衝擊的變動反應(第一組變數)，分別為加權股價指數報酬率、貨幣供給額成長率及隔夜拆款利率變動率受本身及其他變數變動衝擊時的反應圖形。

由圖 4-1 至圖 4-3 可觀察到加權股價指數報酬率對本身的干擾所呈現的反應屬於持續性的，第 1 期時衝擊達到最大，為正向於衝擊，之後逐期遞減，於第 6 期後逐漸趨近於零；加權股價指數報酬率對貨幣供給額成長率的衝擊所呈現的變動反應亦屬於持續性的，第 2 期時反應程度最大，且為正向反應，於第 5 期後逐漸趨近於零；加權股價指數報酬率對於隔夜拆款利率變動率的衝擊反應屬於跳動性的，雖然於第 2 期有正向反應，但在第 3 期時轉為負向後，便持續至收斂，對於第 2 期的正向反應，本研究認為與投資者的預期心理有關，也就是當利率調升前，投資者已事先反應；當調升後，反而有

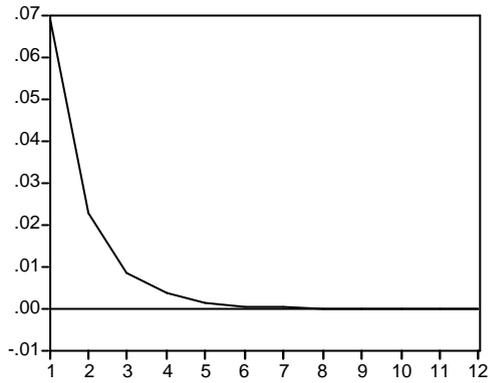


圖 4-1-a 加權股價指數報酬率變動一單位標準差時本身變動的反應

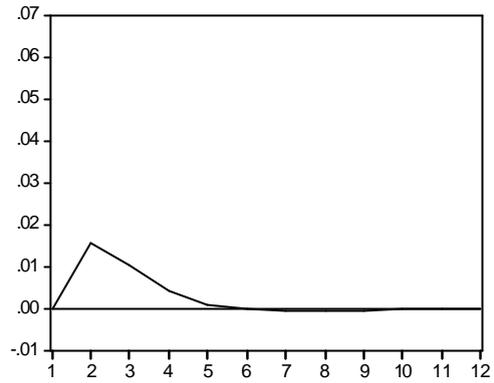


圖 4-1-b 貨幣供給額成長率變動一單位標準差時加權股指報酬率變動的反應

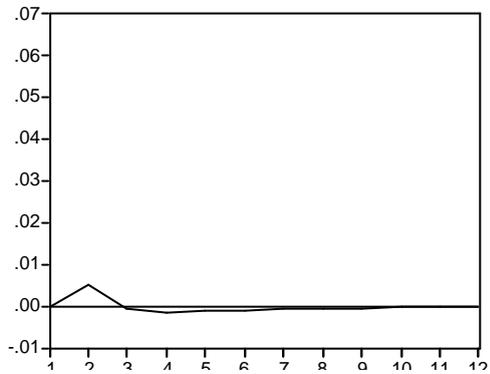


圖 4-1-c 隔拆利率變動率變動一單位標準差時加權股指報酬率變動的反應

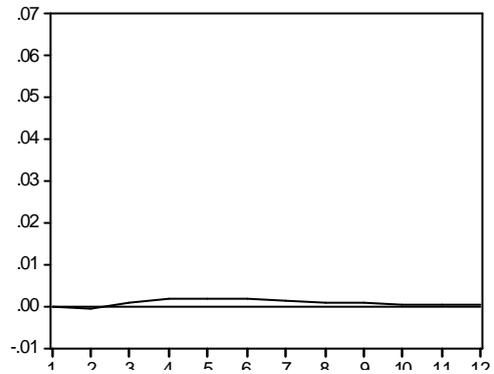


圖 4-1-d 工業生產指數變動一單位標準差時加權股價指數報酬率變動的反應

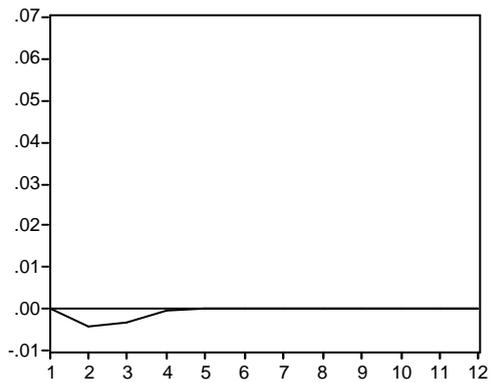


圖 4-1-e 通貨膨脹變動率變動一單位標準差時加權股指報酬率變動的反應

圖 4-1 加權股價指數報酬率受其他變數衝擊的變動反應(第一組變數)

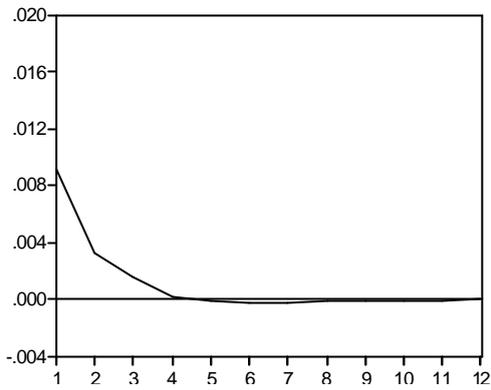


圖 4-2-a 加權股指報酬率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

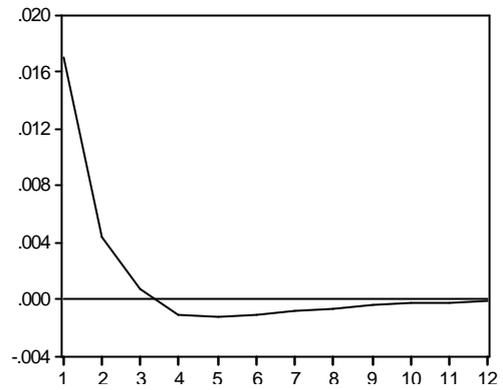


圖 4-2-b 貨幣供給額成長率變動一單位標準差時本身變動的反應

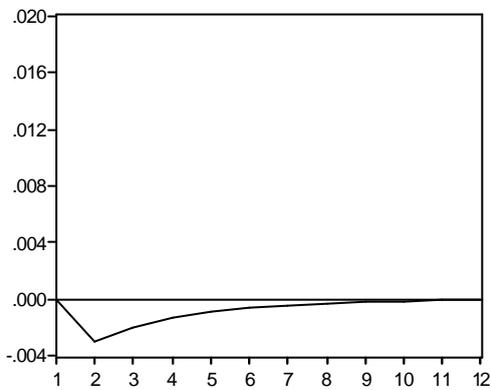


圖 4-2-c 隔拆利率變動率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

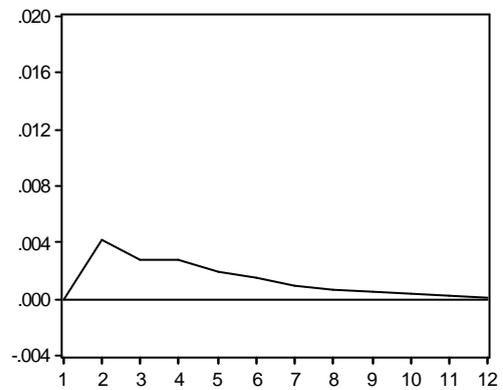


圖 4-2-d 工業生產指數變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

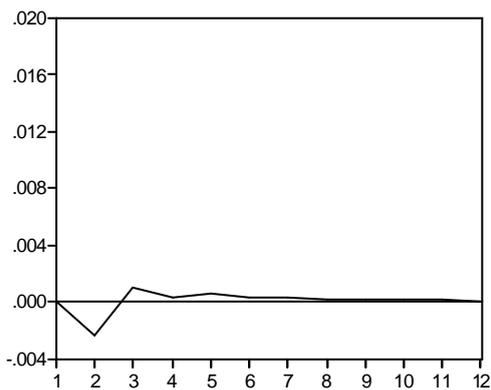


圖 4-2-e 通貨膨脹變動率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

圖 4-2 貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應(第一組變數)

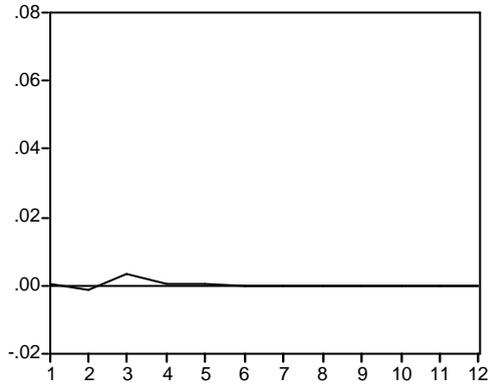


圖 4-3-a 加權股指報酬率變動一單位標準差時隔拆利率變動率變動的反應

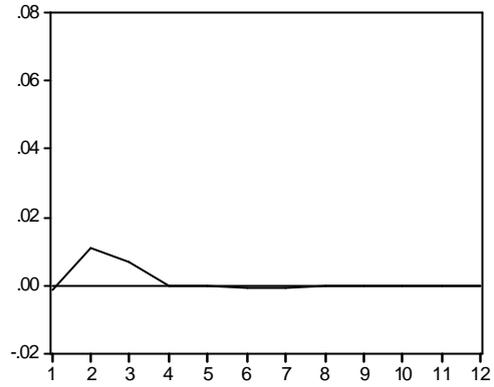


圖 4-3-b 貨幣供給額成長率變動一單位標準差時隔拆利率變動率變動的反應

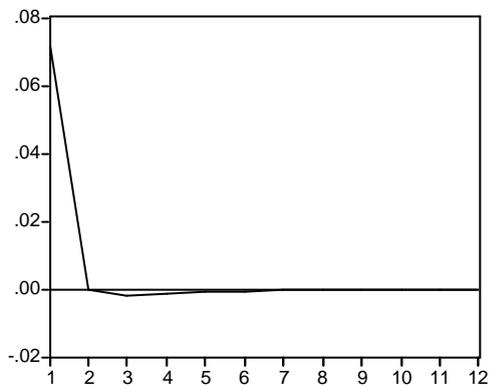


圖 4-3-c 隔夜拆款利率變動率變動一單位標準差時本身變動的反應

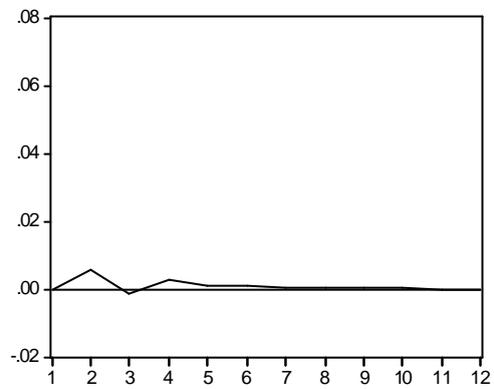


圖 4-3-d 工業生產指數變動一單位標準差時隔拆利率變動率變動的反應

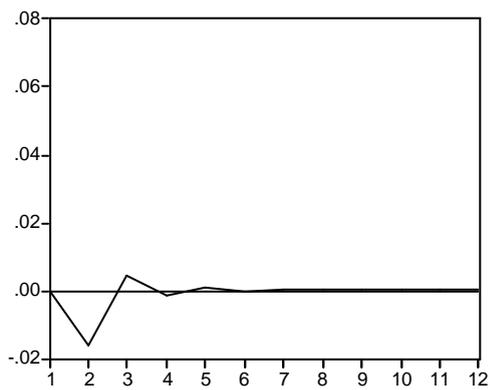


圖 4-3-e 通貨膨脹變動率變動一單位標準差時隔拆利率變動率變動的反應

圖 4-3 隔夜拆款利率變動率受其他變數衝擊的變動反應(第一組變數)

所謂利空出盡的現象，短期內股價指數不降反升，第 3 期後恢復理論所述呈現負向反應。對於工業生產指數及通貨膨脹率的衝擊，則分別呈現正向及負向的反應型態。

貨幣供給額成長率對本身的干擾所呈現的反應在前三期有相當顯著的正向反應，第 4 期起轉為負向；特別的是加權股指報酬率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率於第 1 期即有顯著的正向變動反應；而面對隔夜拆款利率變動率的衝擊，其反應屬於持續性的負向變動，與理論相符合。

隔夜拆款利率變動率面對本身衝擊時，除了在第一期呈現相當程度的正向反應外，其餘各期皆呈現持續性的負向反應；在面對加權股價指數報酬率及貨幣供給額成長率的衝擊時，均呈現跳動性的變動反應。

(二) 第二組變數之衝擊反應分析

圖 4-4：金融股價指數報酬率受其他變數衝擊的變動反應(第二組變數)、圖 4-5：貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應(第二組變數)及圖 4-6：隔夜拆款利率變動率受其他變數衝擊的變動反應(第二組變數)，分別為金融類股股價指數報酬率、貨幣供給額成長率及隔夜拆款利率變動率受本身及其他變數變動衝擊時的反應圖形。

由圖 4-4 至圖 4-6 可以發現金融類股股價指數報酬率對本身的干擾所呈現的反應屬於跳動式的，第 1 期時衝擊達到最大，為正向衝擊，之後正負向反應相間且逐期遞減；金融類股股價指數報酬率對貨幣供給額成長率的衝擊所呈現的變動反應屬於持續性的，第 2 期時反應程度最大，且為正向反應，於第 5 期後逐漸趨近於零；特別的是金融類股股價指數報酬率對隔夜拆款利率變動率的衝擊反應過小，無法判斷隔拆利率如何影響金融類股價；對於工業生產指數的衝擊，亦有類似狀況；而對於通貨膨脹則呈現負向的反應型態。

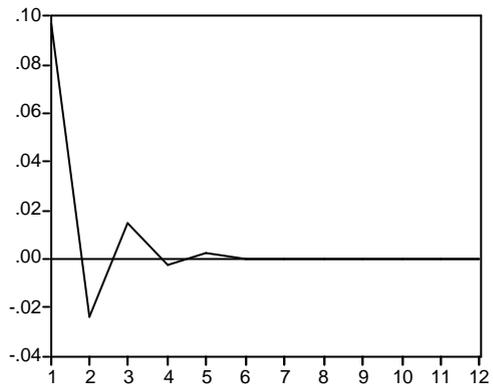


圖 4-4-a 金融股價指數報酬率變動一單位標準差時本身變動的反應

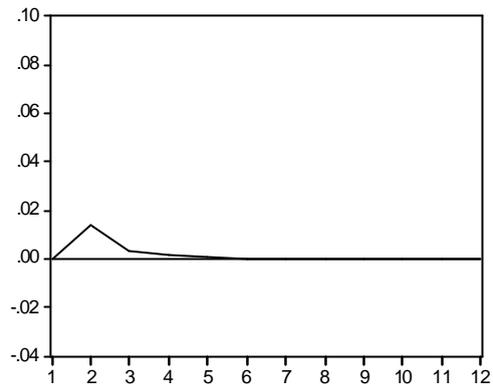


圖 4-4-b 貨幣供給額成長率變動一單位標準差時金融股指報酬率變動的反應

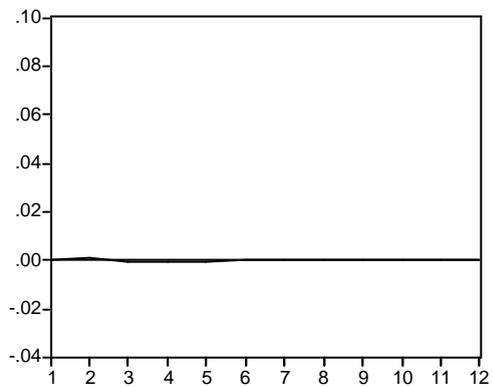


圖 4-4-c 隔拆利率變動率變動一單位標準差時金融股指報酬率變動的反應

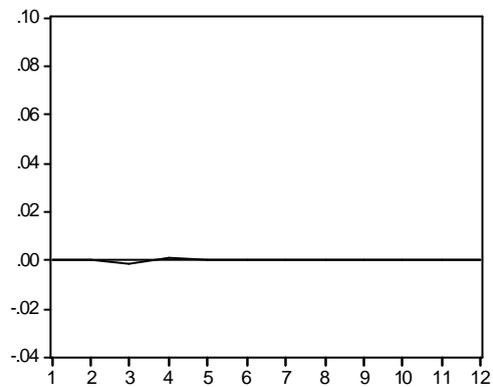


圖 4-4-d 工業生產指數變動一單位標準差時金融股價指數報酬率變動的反應

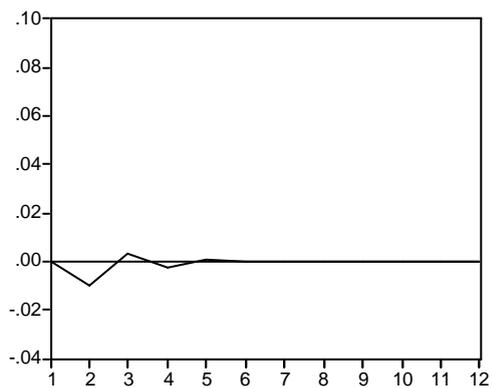


圖 4-4-e 通貨膨脹變動率變動一單位標準差時金融股指報酬率變動的反應

圖 4-4 金融股價指數報酬率受其他變數衝擊的變動反應(第二組變數)

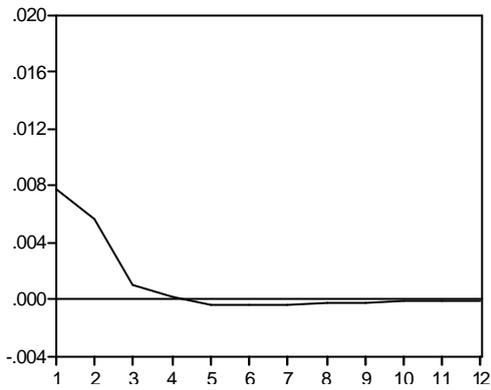


圖 4-5-a 金融股指報酬率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

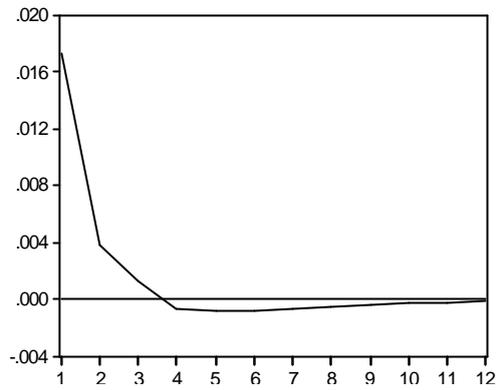


圖 4-5-b 貨幣供給額成長率變動一單位標準差時本身變動的反應

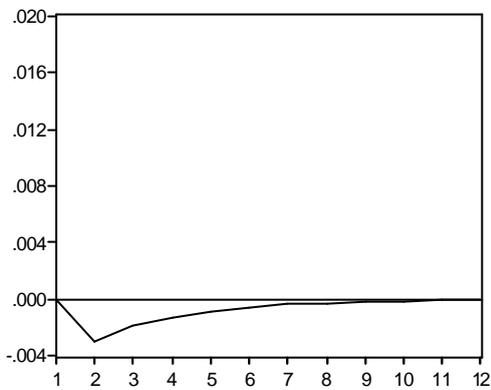


圖 4-5-c 隔拆利率變動率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

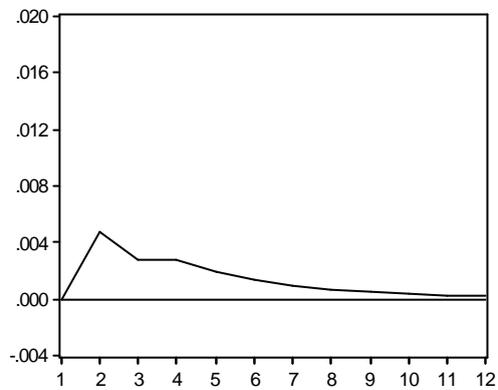


圖 4-5-d 工業生產指數變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

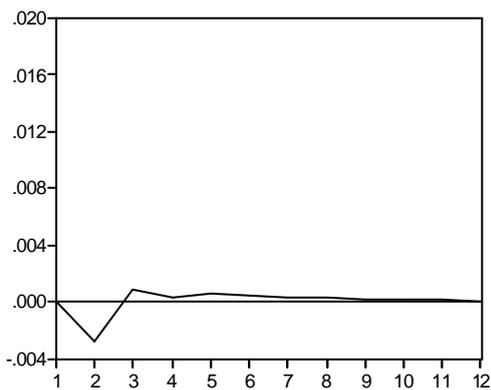


圖 4-5-e 通貨膨脹變動率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

圖 4-5 貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應(第二組變數)

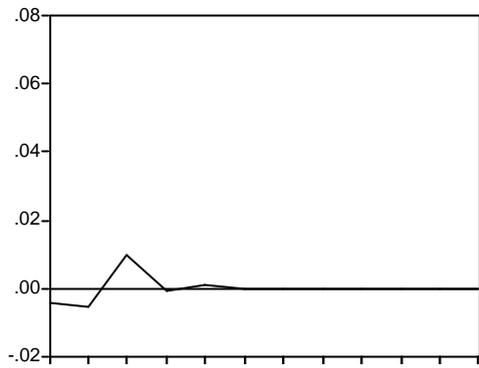


圖 4-6-a 金融類股指報酬率變動一單位
標準差時隔拆利率變動率變動的反應

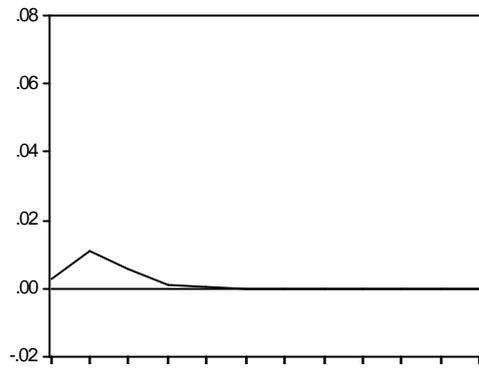


圖 4-6-b 貨幣供給額成長率變動一單位
標準差時隔拆利率變動率變動的反應



圖 4-6-c 隔夜拆款利率變動率變動一單位
標準差時隔拆利率變動率變動的反應



圖 4-6-d 工業生產指數變動一單位標準
差時隔拆利率變動率變動的反應

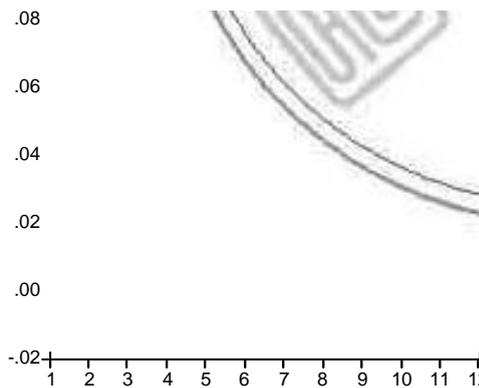


圖 4-6-e 通貨膨脹變動率變動一單位標
準差時隔拆利率變動率變動的反應

圖 4-6 隔夜拆款利率變動率受其他變數衝擊的變動反應(第二組變數)

貨幣供給額成長率對本身的干擾所呈現的反應在前三期有相當顯著的正向反應，第 4 期開始轉為負向；特別的是與第一組加權股價指數報酬率一樣，金融類股股價指數報酬率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率於第 1 期即有顯著的正向變動反應；而面對隔夜拆款利率變動率的衝擊時，其反應屬於持續性的負向變動；對於工業生產指數及通貨膨脹率的衝擊，則分別呈現正向及負向的反應型態。

隔夜拆款利率變動率面對本身衝擊時，除了在第一期呈現相當程度的正向反應外，其餘各期皆呈現持續性的負向反應；在面對金融類股價指數報酬率的衝擊時，呈現先負向而後正向的跳動性反應；但對於貨幣供給額成長率的衝擊時，卻呈現正向持續性的變動反應。

(三) 第三組變數之衝擊反應分析

圖 4-7：電子股價指數報酬率受其他變數衝擊的變動反應(第三組變數)、圖 4-8：貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應(第三組變數)及圖 4-9：隔夜拆款利率變動率受其他變數衝擊的變動反應(第三組變數)，分別為電子類股價指數報酬率、貨幣供給額成長率及隔夜拆款利率變動率受本身及其他變數變動衝擊時的反應圖形。

由圖 4-7 至圖 4-9 發現電子類股股價指數報酬率對本身的干擾所呈現的反應屬於持續性的，第 1 期時衝擊達到最大，為正向衝擊，之後逐期遞減，於第 6 期後趨近於零；電子類股股價指數報酬率對貨幣供給額成長率的衝擊所呈現的變動反應亦屬於持續性的，第 2 期時反應程度最大，且為正向反應，於第 6 期後逐漸趨近於零；而電子類股股價指數報酬率對隔夜拆款利率變動率的衝擊反應除在第 2 期呈現正向反應外，之後各期均為負向；對於工業生產指數的的衝擊反應甚小，於第四期起趨近於零；而對於通貨膨脹率則呈現負向的反應型態。

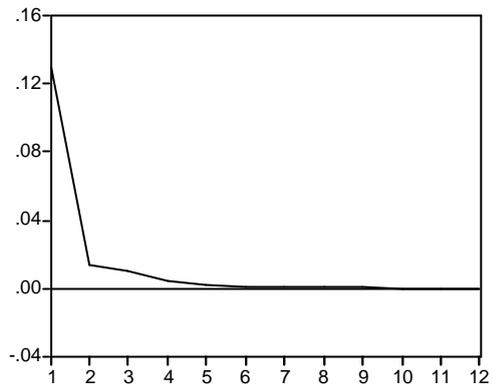


圖 4-7-a 電子股價指數報酬率變動一單位標準差時本身變動的反應

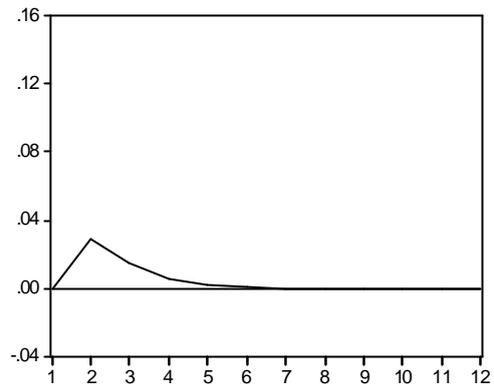


圖 4-7-b 貨幣供給額成長率變動一單位標準差時電子股指報酬率變動的反應

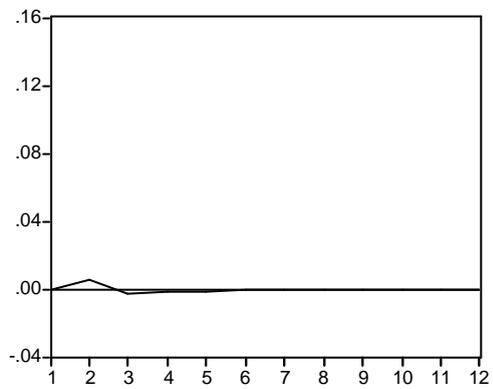


圖 4-7-c 隔拆利率變動率變動一單位標準差時電子股指報酬率變動的反應

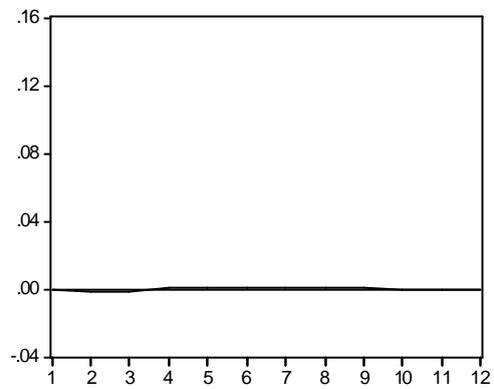


圖 4-7-d 工業生產指數變動一單位標準差時電子股價指數報酬率變動的反應

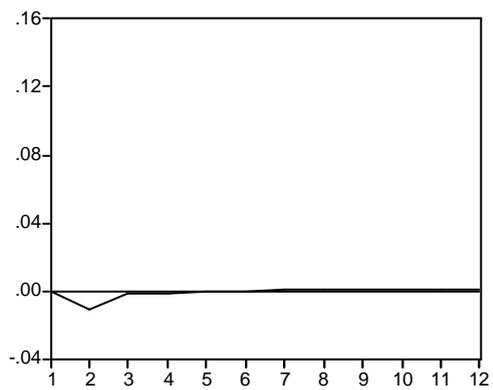


圖 4-7-e 通貨膨脹變動率變動一單位標準差時電子股指報酬率變動的反應

圖 4-7 電子股價指數報酬率受其他變數衝擊的變動反應(第三組變數)

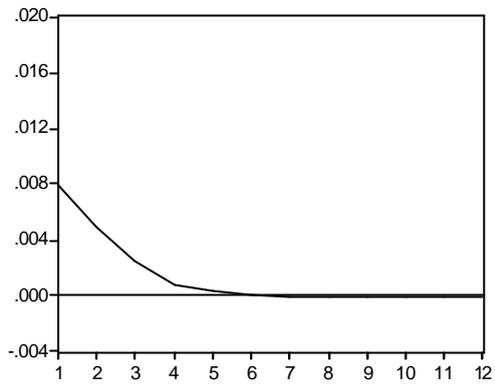


圖 4-8-a 電子股指報酬率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

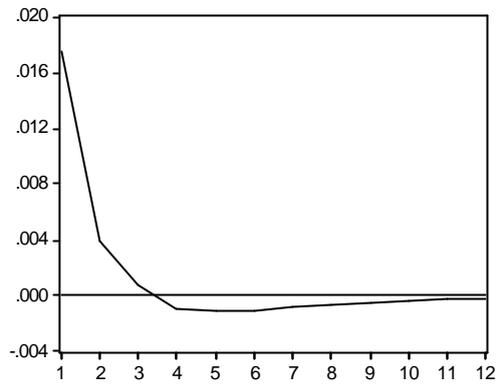


圖 4-8-b 貨幣供給額成長率變動一單位標準差時本身變動的反應

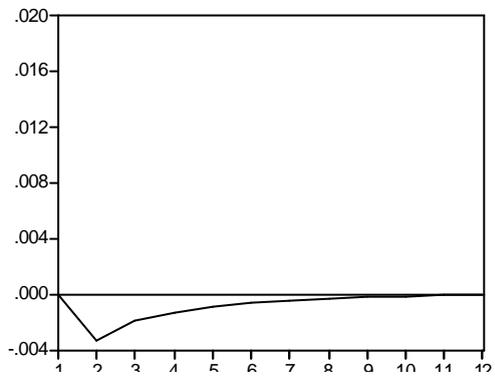


圖 4-8-c 隔拆利率變動率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

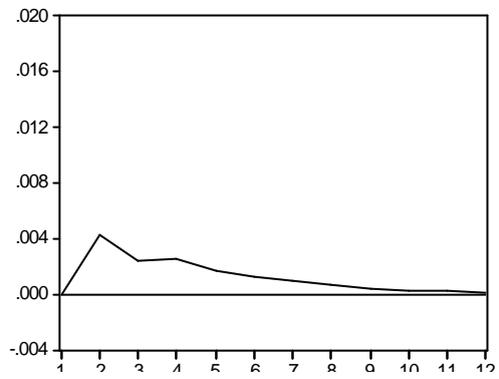


圖 4-8-d 工業生產指數變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

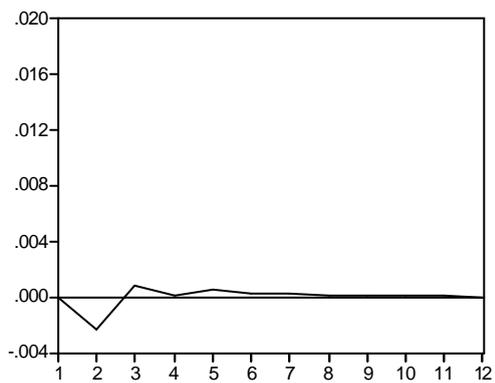


圖 4-8-e 通貨膨脹變動率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率變動的反應

圖 4-8 貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應(第三組變數)

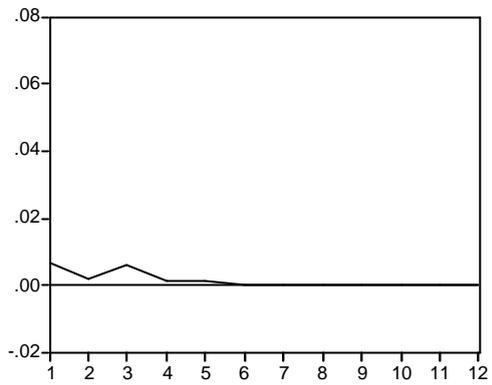


圖 4-9-a 加權股指報酬率變動一單位標準差時隔拆利率變動率變動的反應

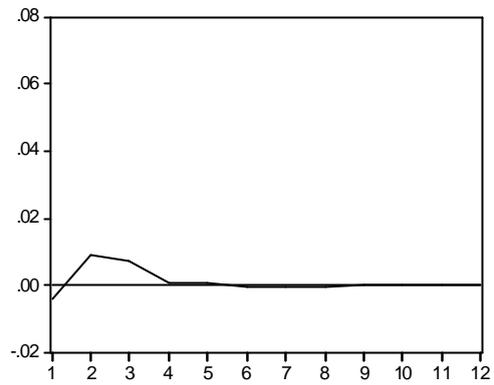


圖 4-9-b 貨幣供給額成長率變動一單位標準差時隔拆利率變動率變動的反應

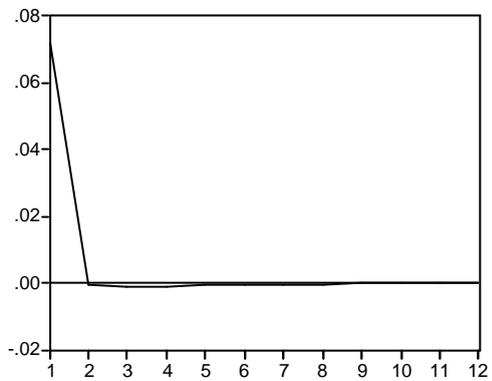


圖 4-9-c 隔夜拆款利率變動率變動一單位標準差時本身變動的反應

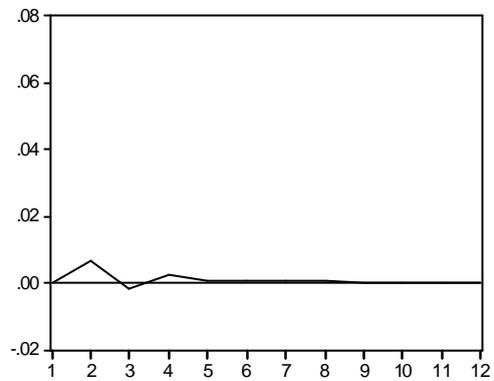


圖 4-9-d 工業生產指數變動一單位標準差時隔拆利率變動率變動的反應

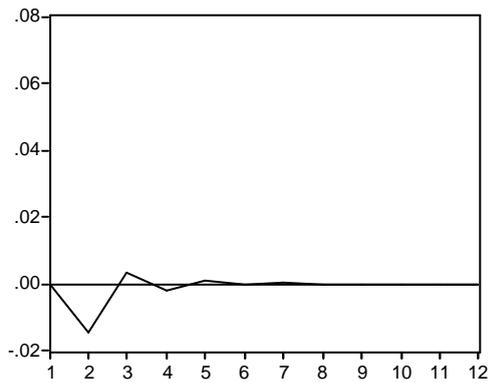


圖 4-9-e 通貨膨脹變動率變動一單位標準差時隔拆利率變動率變動的反應

圖 4-9 隔夜拆款利率變動率受其他變數衝擊的變動反應(第三組變數)

貨幣供給額成長率對本身的干擾所呈現的反應在前三期有相當顯著的正向反應，第 4 期開始轉為負向；與第一組加權股價指數報酬率及第二組金融類股價指數報酬率一樣，電子類股股價指數報酬率變動一單位標準差時貨幣供給額成長率於第 1 期即有顯著的正向變動反應；而面對隔夜拆款利率變動率的衝擊時，其反應屬於持續性的負向變動；對於工業生產指數及通貨膨脹率的衝擊，則分別呈現正向及負向的反應型態。

隔夜拆款利率變動率面對本身衝擊時，除了在第一期呈現相當程度的正向反應外，其餘各期皆呈現持續性的負向反應；在面對電子類股股價指數報酬率的衝擊時，呈現正向的持續性反應；但對於貨幣供給額成長率的衝擊時，亦呈現正向的變動反應。

(四) 小結

在股價指數報酬率受其他變數衝擊的變動反應方面，貨幣供給額成長率的變動，對三項股價指數報酬率的影響，均呈現正向的變動反應；而面對隔夜拆款利率變動率的變動衝擊，反應屬於跳動性的，為先正後負的反應方向，本研究推論市場已有預期心理後造成利多出盡或利空出盡，使得近兩期呈現正向反應，三期之後轉為負向反應；而對於工業生產指數及通貨膨脹的衝擊，則分別呈現正向及負向的反應型態。

在貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應方面，面對股價指數報酬率變動，貨幣供給額成長率於第一期時即呈現顯著的正向反應，表示貨幣供給額成長率對股價指數報酬率變動時的反應，較其他變數變動時來的迅速；而在面對隔夜拆款利率變動率的變動衝擊時，呈現負向的持續性反應；對於工業生產指數及通貨膨脹率的衝擊，與股價指數報酬率一樣，分別呈現正向及負向的反應型態。

在隔夜拆款利率變動率受其他變數衝擊的變動反應方面，特別的是，受到股價指數報酬率及貨幣供給額成長率變動衝擊時，隔夜拆款利率變動率會呈現正向的反應形式。本研究推論當市場資金充裕或股市活絡時，央行可能以緊縮的貨幣政策促使利率上升來抑制市場上的投機風氣。

三、預測誤差變異數分解

預測誤差變異數分解是分析向量自我迴歸模型中之一變數的預測誤差變異中，源自模型其他變數之變異數干擾影響所佔的百分比。藉由各變數的預測誤差分解百分比，可判斷變數的外生性及股價指數報酬率的殘差變異數是受到哪些變數的影響，且比較程度的大小。以下我們由九張表格呈現三組變數資料中三項股價指數報酬率與貨幣市場變數第 1 期至第 12 期之預測誤差變異數分解。

(一) 第一組變數之預測誤差變異數分解

由表 4-12：加權股價指數報酬率之預測誤差變異數分解(第一組)觀察到，在第 1 期時，加權股價指數報酬率之外生性為 100%，之後加權股價指數報酬率之外生性漸漸遞減。至第 12 期時，加權股價指數報酬率之外生性遞減為 92.24%，被貨幣供給額成長率解釋的比例遞增為 6.46%；其次是隔夜拆款利率變動率，被其解釋的比例遞增為 0.56%；被通貨膨脹率解釋的比例是 0.49%；被工業生產指數解釋的比例最小，只有 0.25%。

表 4-13：貨幣供給額成長率之預測誤差變異數分解(第一組)顯示貨幣供給額成長率在第 1 期時，其外生性為 77.77%，其餘部份 22.23%，由加權股價指數報酬率所解釋。至第 12 期時，貨幣供給額成長率之外生性遞減至 66.27%，被加權股價指數報酬率解釋的比例尚維持在 20%左右；由工業生產指數解釋的比例遞增至 8.55%；依序分別是被隔夜拆款利率變動率及通貨膨脹率解釋的程度，各達 3.51%及 1.52%。在第一組變數資料中，隔夜拆款利率變動率之預測誤差變異數分解如表 4-14：隔夜拆款利率變動率之預測誤

表 4-12 加權股價指數報酬率之預測誤差變異數分解(第一組)

(%)					
期數	RSP	RM1B	RBON	LIPI	RCPI
1	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	94.6991	4.4602	0.4853	0.0113	0.3438
3	92.8458	6.1551	0.4766	0.0322	0.4900
4	92.4823	6.4336	0.5134	0.0793	0.4911
5	92.3860	6.4391	0.5399	0.1443	0.4905
6	92.3291	6.4366	0.5532	0.1893	0.4915
7	92.2885	6.4420	0.5596	0.2173	0.4924
8	92.2638	6.4481	0.5626	0.2320	0.4933
9	92.2500	6.4525	0.5639	0.2396	0.4937
10	92.2429	6.4551	0.5645	0.2432	0.4940
11	92.2394	6.4565	0.5648	0.2449	0.4941
12	92.2377	6.4572	0.5649	0.2457	0.4942

註：RSP 以下的數字為其外生性，其他變數下的數字為 RSP 的預測誤差變異數中源自模型其他變數之變異數的百分比。

表 4-13 貨幣供給額成長率之預測誤差變異數分解(第一組)

(%)					
期數	RSP	RM1B	RBON	LIPI	RCPI
1	22.2324	77.7675	0.0000	0.0000	0.0000
2	21.4818	71.1585	2.1048	3.9872	1.2675
3	21.2479	68.7543	2.9266	5.6069	1.4640
4	20.7424	67.3838	3.2723	7.1639	1.4373
5	20.4601	66.7869	3.4105	7.8512	1.4911
6	20.2983	66.5005	3.4671	8.2332	1.5006
7	20.2193	66.3724	3.4904	8.4046	1.5132
8	20.1807	66.3138	3.5000	8.4877	1.5176
9	20.1628	66.2875	3.5040	8.5251	1.5204
10	20.1545	66.2758	3.5057	8.5423	1.5215
11	20.1507	66.2705	3.5064	8.5500	1.5221
12	20.1490	66.2682	3.5067	8.5535	1.5224

註：RM1B 以下的數字為外生性，其他變數下的數字為 RM1B 的預測誤差變異數中源自模型其他變數之變異數的百分比。

表 4-14 隔夜拆款利率變動率之預測誤差變異數分解(第一組)

(%)

期數	RSP	RM1B	RBON	LIPI	RCPI
1	0.0002	0.0455	99.9542	0.0000	0.0000
2	0.0425	2.0898	92.7405	0.6128	4.5141
3	0.2044	2.8263	91.5748	0.6376	4.7567
4	0.2050	2.8212	91.4161	0.7572	4.8003
5	0.2076	2.8203	91.3822	0.7728	4.8169
6	0.2078	2.8301	91.3483	0.7985	4.8150
7	0.2079	2.8347	91.3344	0.8067	4.8160
8	0.2082	2.8387	91.3252	0.8121	4.8156
9	0.2083	2.8406	91.3209	0.8143	4.8157
10	0.2084	2.8416	91.3187	0.8154	4.8156
11	0.2085	2.8421	91.3177	0.8159	4.8156
12	0.2085	2.8423	91.3172	0.8161	4.8156

註：RBON 以下的數字為外生性，其他變數下的數字為 RBON 的預測誤差變異數中源自模型其他變數之變異數的百分比。

變異數分解(第一組)所示，其外生性自第 1 期至第 12 期，雖從 99.95% 遞減至 91.32%，但其中由貨幣供給額成長率及加權股價指數報酬率所解釋的比例，均不超過 3%，分別為 2.84% 及 0.21%；反而由通貨膨脹來解釋隔夜拆款利率變動率的比例較大，有 4.82%。

(二) 第二組變數之預測誤差變異數分解

表 4-15：金融類股股價指數報酬率之預測誤差變異數分解(第二組)、表 4-16：貨幣供給額成長率之預測誤差變異數分解(第二組)及表 4-17：隔夜拆款利率變動率之預測誤差變異數分解(第二組)列出第二組資料中金融類股股價指數報酬率、貨幣供給額成長率及隔夜拆款利率變動率的預測誤差變異中，源自模型其他變數之變異數干擾影響所佔的百分比。由表 4-15 發現第 1 期時，金融類股股價指數報酬率之外生性為 100%，之後金融類股股價指數報酬率之外生性逐漸遞減。至第 12 期時，金融類股股價指數報酬率之外生性

表 4-15 金融類股價指數報酬率之預測誤差變異數分解(第二組)

(%)

期數	RBA	RM1B	RBON	LIPI	RCPI
1	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	97.1730	1.9087	0.0069	0.0003	0.9109
3	97.0366	1.9474	0.0158	0.0247	0.9752
4	96.9470	1.9640	0.0170	0.0379	1.0340
5	96.9357	1.9663	0.0176	0.0381	1.0421
6	96.9304	1.9662	0.0180	0.0410	1.0441
7	96.9295	1.9661	0.0181	0.0412	1.0448
8	96.9287	1.9663	0.0182	0.0418	1.0448
9	96.9285	1.9663	0.0182	0.0419	1.0449
10	96.9283	1.9664	0.0183	0.0420	1.0449
11	96.9282	1.9664	0.0183	0.0420	1.0449
12	96.9282	1.9664	0.0183	0.0420	1.0449

註：RBA 以下的數字為外生性，其他變數下的數字為 RBA 的預測誤差變異數中源自模型其他變數之變異數的百分比。

表 4-16 貨幣供給額成長率之預測誤差變異數分解(第二組)

(%)

期數	RBA	RM1B	RBON	LIPI	RCPI
1	16.5920	83.4079	0.0000	0.0000	0.0000
2	20.5975	70.6046	2.0846	4.9884	1.7247
3	20.1902	68.7385	2.7344	6.5285	1.8081
4	19.7625	67.3945	3.0613	8.0023	1.7792
5	19.5712	66.7642	3.1851	8.6476	1.8316
6	19.4695	66.4353	3.2388	9.0089	1.8473
7	19.4270	66.2738	3.2607	9.1750	1.8632
8	19.4071	66.1948	3.2703	9.2575	1.8701
9	19.3983	66.1569	3.2744	9.2960	1.8742
10	19.3942	66.1387	3.2763	9.3144	1.8761
11	19.3924	66.1302	3.2771	9.3231	1.8770
12	19.3915	66.1261	3.2775	9.3271	1.8775

註：RM1B 以下的數字為外生性，其他變數下的數字為 RM1B 的預測誤差變異數中源自模型其他變數之變異數的百分比。

表 4-17 隔夜拆款利率變動率之預測誤差變異數分解(第二組)

(%)

期數	RBA	RM1B	RBON	LIPI	RCPI
1	0.3570	0.1085	99.5343	0.0000	0.0000
2	0.9026	2.1539	92.9692	0.5063	3.4678
3	2.4984	2.6688	90.7366	0.5077	3.5882
4	2.4988	2.6724	90.5258	0.6329	3.6699
5	2.5177	2.6726	90.4763	0.6455	3.6877
6	2.5195	2.6758	90.4438	0.6740	3.6867
7	2.5192	2.6778	90.4319	0.6820	3.6888
8	2.5200	2.6803	90.4225	0.6883	3.6885
9	2.5203	2.6816	90.4183	0.6908	3.6888
10	2.5206	2.6824	90.4158	0.6922	3.6888
11	2.5207	2.6827	90.4147	0.6928	3.6888
12	2.5208	2.6829	90.4141	0.6931	3.6889

註：RBON 以下的數字為外生性，其他變數下的數字為 RBON 的預測誤差變異數中源自模型其他變數之變異數的百分比。

遞減至 96.93%，其中貨幣供給額成長率解釋的比例最高，遞增至 1.97%；但是由隔夜拆款利率變動率所解釋的部份，僅有 0.02%，相較於被貨幣供給額成長率解釋的比例，可說是微乎其微；由通貨膨脹率來解釋金融類股股價指數報酬率的部份也有 1.02%。所以，我們可以比較出貨幣供給額成長率影響金融類股股價指數報酬率較隔夜拆款利率變動率為大。

由表 4-16 顯示貨幣供給額成長率在第 1 期時，其外生性為 83.41%，其餘部份 16.59%，由金融類股股價指數報酬率所解釋。至第 12 期時，貨幣供給額成長率之外生性遞減至 66.13%，被金融類股股價指數報酬率解釋的比例尚維持在 20%左右；由工業生產指數解釋的比例遞增至 9.33%；而被隔夜拆款利率變動率解釋的程度不若被金融類股股價指數報酬率解釋的程度，只有 3.28%。

表 4-17 實證結果發現隔夜拆款利率變動率之外生性自第 1 期至第 12

期，雖從 99.53%遞減至 90.41%，但其中由貨幣供給額成長率及金融類股價指數報酬率所解釋的比例，均不超過 3%，分別為 2.68%及 2.52%；反而由通貨膨脹率來解釋隔夜拆款利率變動率的比例較大，有 3.69%。

(三) 第三組變數之預測誤差變異數分解

表 4-18：電子類股股價指數報酬率之預測誤差變異數分解(第三組)、表 4-19：貨幣供給額成長率之預測誤差變異數分解(第三組)及表 4-20：隔夜拆款利率變動率之預測誤差變異數分解(第三組)列出第三組資料中電子類股股價指數報酬率、貨幣供給額成長率及隔夜拆款利率變動率的預測誤差變異中，源自模型其他變數之變異數干擾影響所佔的百分比。由表 4-18 可以看到，在第 1 期時電子類股股價指數報酬率之外生性為 100%，之後電子類股股價指數報酬率之外生性漸漸遞減。至第 12 期時，電子類股股價指數報酬率之外生性遞減為 93.13%，被貨幣供給額成長率解釋的比例遞增為 5.86%；其餘的三個變數依序為通貨膨脹率、隔夜拆款利率變動率及工業生產指數，被其解釋的比例分別為 0.76%、0.21%及 0.04%，足見其影響電子類股股價指數報酬率的程度甚小。

由表 4-19 顯示貨幣供給額成長率在第 1 期時，其外生性為 83.15%，其餘部份 16.85%，由電子類股股價指數報酬率所解釋。至第 12 期時，貨幣供給額成長率之外生性遞減至 67.83%，被電子類股股價指數報酬率解釋的比例在 20%左右，達 19.20%之多；由工業生產指數解釋的比例遞增至 7.70%；而被隔夜拆款利率變動率及通貨膨脹率解釋的程度，有 3.88%及 1.38%。表 4-20 顯示隔夜拆款利率變動率之外生性自第 1 期至第 12 期，雖從 98.89%遞減至 90.85%，但其中由貨幣供給額成長率及電子類股股價指數報酬率所解釋的比例，均不超過 3%，分別為 2.59%及 1.44%；反而由通貨膨脹率來解釋隔夜拆款利率變動率的比例較大，有 4.08%。

表 4-18 電子類股價指數報酬率之預測誤差變異數分解(第三組)

(%)

期數	REL	RM1B	RBON	LIPI	RCPI
1	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	94.3549	4.7230	0.1697	0.0155	0.7367
3	93.3256	5.7111	0.1928	0.0218	0.7485
4	93.1740	5.8399	0.2046	0.0261	0.7551
5	93.1500	5.8540	0.2097	0.0312	0.7548
6	93.1426	5.8537	0.2122	0.0365	0.7547
7	93.1382	5.8536	0.2133	0.0397	0.7548
8	93.1352	5.8542	0.2139	0.0416	0.7549
9	93.1334	5.8547	0.2141	0.0426	0.7549
10	93.1324	5.8551	0.2142	0.0431	0.7550
11	93.1319	5.8553	0.2143	0.0434	0.7550
12	93.1316	5.8554	0.2143	0.0435	0.7550

註：REL 以下的數字為外生性，其他變數下的數字為 REL 的預測誤差變異數中源自模型其他變數之變異數的百分比。

表 4-19 貨幣供給額成長率之預測誤差變異數分解(第三組)

(%)

期數	REL	RM1B	RBON	LIPI	RCPI
1	16.8549	83.1450	0.0000	0.0000	0.0000
2	19.3271	72.7097	2.5890	4.1790	1.1950
3	19.9703	70.0476	3.3118	5.3349	1.3353
4	19.6717	68.7779	3.6480	6.5932	1.3091
5	19.4769	68.2693	3.7839	7.1167	1.3529
6	19.3410	68.0308	3.8413	7.4264	1.3602
7	19.2707	67.9263	3.8652	7.5661	1.3715
8	19.2339	67.8779	3.8754	7.6370	1.3756
9	19.2160	67.8559	3.8798	7.6698	1.3783
10	19.2073	67.8457	3.8817	7.6856	1.3794
11	19.2032	67.8410	3.8826	7.6929	1.3801
12	19.2012	67.8389	3.8830	7.6963	1.3804

註：RM1B 以下的數字為外生性，其他變數下的數字為 RM1B 的預測誤差變異數中源自模型其他變數之變異數的百分比。

表 4-20 隔夜拆款利率變動率之預測誤差變異數分解(第三組)

(%)

期數	REL	RM1B	RBON	LIPI	RCPI
1	0.7822	0.3262	98.8915	0.0000	0.0000
2	0.7788	1.7681	92.7440	0.8566	3.8522
3	1.3983	2.5738	91.1145	0.9011	4.0120
4	1.4204	2.5767	90.9309	0.9986	4.0731
5	1.4393	2.5788	90.8934	1.0049	4.0833
6	1.4395	2.5819	90.8714	1.0244	4.0825
7	1.4397	2.5842	90.8626	1.0300	4.0833
8	1.4395	2.5869	90.8558	1.0344	4.0831
9	1.4395	2.5884	90.8525	1.0361	4.0832
10	1.4395	2.5894	90.8507	1.0371	4.0831
11	1.4395	2.5898	90.8498	1.0376	4.0831
12	1.4395	2.5901	90.8493	1.0378	4.0831

註：RBON 以下的數字為外生性，其他變數下的數字為 RBON 的預測誤差變異數中源自模型其他變數之變異數的百分比。

(四) 小結

貨幣供給額成長率有領先加權股價指數報酬率、金融類股股價指數報酬率及電子類股價指數報酬率的效果，並大幅超越其他貨幣市場變數及非貨幣市場變數，是股價指數報酬率較佳的先行判斷指標。再者，貨幣市場變數(貨幣供給額成長率及隔夜拆款利率變動率)相較於非貨幣市場變數(工業生產指數及通貨膨脹率)所影響三類股價指數報酬率的程度顯著許多，可見股價指數與貨幣市場變數之關聯的重要性。相對地，各個股價指數報酬率在解釋貨幣供給變動率之變異時，均有 20% 左右的解釋程度，可見相互影響能力相當大。

第五章 結論與建議

第一節 結論

本文運用向量自我迴歸模型，探討貨幣市場變數與股價指數及其報酬率之關聯性。所選擇的貨幣市場因素包括金融業隔夜拆款利率及貨幣供給額(M1B)；另外加入工業生產指數及通貨膨脹率兩總體經濟變數代表非貨幣市場因素之變數；股價指數則選取發行量加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數。研究期間自 1995 年 1 月至 2001 年 12 月，共計 84 筆月資料，變數則依加權股價指數、金融類股股價指數及電子類股股價指數分別與貨幣供給額、金融業隔夜拆款利率、工業生產指數及通貨膨脹率分為三組進行探討。以下為本研究之結論：

- 一、由於只有工業生產指數及通貨膨脹率於水準項時達到定態，為 $I(0)$ 序列，其餘變數如發行量加權股價指數、金融類股股價指數、電子類股股價指數、隔夜拆款利率及貨幣供給額，均需取一階差分後才達到定態，為 $I(1)$ 序列。因此，針對貨幣市場變數與三類股價指數進行共整合檢定，探討其長期均衡關係。從共整合檢定的結果發現，貨幣市場變數與三類股價指數間，均無共整合向量的存在，因此沒有長期均衡的穩定關係，所以不需考慮長期修正項對短期互動關係之影響。
- 二、短期變動關係之檢定中，由 Granger 因果關係檢定的結果可以看到貨幣供給額成長率對於三項股價指數報酬率均有單向領先的因果關係；而工業生產指數對於加權股價指數報酬率及電子類股股價指數報酬率亦有領先的因果關係。另外，隔夜拆款利率變動率及工業生產指數對於貨幣供給額成長率有單向的因果關係，為領先關係；而通貨膨脹率與貨幣供給額成長率有雙向的因果關係，為回饋關係。由

此發現隔夜拆款利率與股價指數間並無直接的「領先—落後」關係，因此欲觀察拆款利率與股價指數之因果關係，可透過貨幣供給額加以判斷。

三、衝擊反應分析方面，在股價指數報酬率受其他變數衝擊時，貨幣供給額成長率的變動，對三類股價指數報酬率的影響，均呈現正向的變動反應；而面對隔夜拆款利率變動率的變動衝擊，反應屬於跳動性的，為先正後負的反應方向，我們認為與投資者的預期心理有關，也就是當利率調升前，投資者已事先反應；當調升後，反而有所謂利空出盡的現象，短期內股價指數不降反升，第 3 期後回復理論所述呈現負項反應；而對於工業生產指數及通貨膨脹率的衝擊，則分別呈現正向及負向的反應型態。在貨幣供給額成長率受其他變數衝擊的變動反應方面，面對股價指數報酬率變動，貨幣供給額成長率於第一期時即呈現顯著的正向反應，表示貨幣供給額成長率對股價指數報酬率變動時的反應，較其他變數變動時來的迅速；而在面對隔夜拆款利率變動率的變動衝擊時，呈現負向的持續性反應；對於工業生產指數及通貨膨脹率的衝擊，與股價指數報酬率一樣，分別呈現正向及負向的反應型態。

四、預測誤差變異數分解方面，貨幣供給額成長率有領先加權股價指數報酬率、金融類股股價指數報酬率及電子類股股價指數報酬率的效果，並大幅超越其他貨幣市場變數及非貨幣市場變數，是股價指數報酬率較佳的先行判斷指標。再者，貨幣市場變數(貨幣供給額成長率及隔夜拆款利率變動率)相較於非貨幣市場變數(工業生產指數及通貨膨脹率)所影響股價指數報酬率的程度顯著許多，可見股價指數與貨幣市場變數之關聯的重要性。相對地，各個股價指數報酬率在解釋貨幣供給變動率之變異時，均有 20%左右的解釋程度，可見其互為影響的能力。

第二節 建議

一、對後續研究者的建議

- (一) 由於1995年1月台灣證券交易所將上市公司的產業分類重新劃分，從原來的八大類股增加為二十二大類，電子類股股價指數就是當時才開始制定，為求資料的一致性，本研究的資料選取期間自1995年1月至2001年12月，共84筆月資料。往後學者應可應用更長期間，從事分類股價指數的相關研究。除期間以外，亦可加入其他分類指數一同研究比較。
- (二) 本研究所選取的貨幣市場及非貨幣市場因素，雖然為參考過去文獻後所決定選用，但還是有主觀認定之嫌，後續研究可列舉更多的貨幣市場因素，以逐步迴歸或主成分因素分析萃取影響股價指數顯著者後，在加以檢定之間關聯性，應可更加周全。
- (三) 在資料樣本頻率的考量方面，本研究使用月資料是由於選取之變數為月資料型態呈現，但股市的反應往往在數天內便可調整完畢，因此後續學者可嘗試選取以日資料或週資料型態呈現的變數來探討與股價之間的關聯性，或許更為合適。

二、對投資人的建議

因為貨幣供給額(M1B)成長率顯著地領先股價指數報酬率，所以本研究給投資人的建議，可參考貨幣供給(M1B)成長率，藉以預測往後的股價指數報酬率，賺取超額報酬，其中對加權股價指數報酬率的效果最佳。另外，在隔夜拆款利率影響股價指數的部分，要注意市場有預期心理會提前反應，反而於影響之當期及第二期造成利多出盡或利空出盡，而呈現正向反應，第三期之後轉為負向反應。

參考文獻

一、中文部份

王志中(民 88),「以總體經濟指標預測臺灣股票報酬」,台灣科技大學管理所碩士論文。

林煜宗(民 77),現代投資學 - 制度、理論與實證,四版,台北:自印。

林國輝(民 79),「台灣地區貨幣供給、利率與股價之因果關係之研究」,政治大學企業管理研究所碩士論文。

林宗懋(民 80),「台灣地區貨幣供給與股價價格之因果關係研究」,國立交通大學管理科學研究所碩士論文。

林師模(民 84),「台灣股市報酬與貨幣供給之關聯性 - 頻譜分析與向量自我迴歸結果探討」,管理科學學報,第 12 卷第 3 期,437-463 頁。

林奕秀(民 86),「股價與總體經濟因素關連性研究」,國立成功大學企業管理研究所碩士論文。

徐俊明(民 88),投資學理論與實務,二版,台北:新陸書局。

梁發進(民 78),「台灣之貨幣供給、股票價格與通貨膨脹」,台灣銀行季刊,第 40 卷第 4 期。

郭建忠(民 78),「台灣地區貨幣供給與物價對股價之動態關係實證研究」,淡江大學管理科學研究所碩士論文。

陳翠玲(民 79),「總體經濟因素與股價關係之研究 - 以台灣股票市場為例」,國立中山大學企業管理研究所碩士論文。

陳俊傑(民 81),「股價與總體經濟變數關聯性之實證研究:向量自我迴歸模型之應用」,淡江大學金融研究所碩士論文。

連惠萍(民 85),「股票報酬率之預測誤變異數分解」,淡江大學金融研究所碩士論文。

黃姿榮(民 85),「台灣地區匯率與股價關係之實證研究」,淡江大學金融研究所碩士論文。

黃柏農(民 87),「臺灣的股價與總體變數之間的關係」,《證券市場發展月刊》, 89-109 頁。

張麗蕙(民 79),「台灣股價波動之總體經濟因素分析(上)」,《證券管理》, 3 月, 16-20 頁。

張麗蕙(民 79),「台灣股價波動之總體經濟因素分析(下)」,《證券管理》, 4 月, 4-12 頁。

張錫杰、俞海琴(民 82),「台灣地區股價與匯率、利率互動關係之研究—向量自我迴歸模式之應用」,《中原學報》, 第 22 卷, 頁 177-191。

楊淑玲(民 81),「台灣分類物價、股價、貨幣供給之因果關係分析」,私立淡江大學金融研究所碩士論文。

劉子瑯(民 76),「台灣地區貨幣供給與股票價格關係的實證研究」,國立台灣大學商學研究所碩士論文。

蔡曉玲(民 83),「台灣地區貨幣供給、匯率、分類股價因果關係實證分析」,淡江大學金融研究所碩士論文。

蔡森源(民 84),「股價與總體經濟因素關係之研究」,淡江大學管理科學研究所碩士論文。

蕭夙妙(民 86),「台灣分類股價指數與總體經濟變數共整合關係實證研究」,淡江大學金融研究所碩士論文。

二、英文部份

Abdullah, D.A. and S.C. Hayworth(1993), "Macroeconometric of Stock Price Fluctuation," *Journal of Business and Economics*, Vol. 32, pp. 50-67.

Branke, Ben S., and Alan S. Blinder(1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, Vol.82, pp.901-921.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller(1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, pp.1057-1072.

Domian, D.L., J.E. Gilster and D.A. Louton(1996), "Expected Inflation, Interest Rates and Stock Returns," *Financial Review*, 31(4), pp.809-30.

- Engle, R. and G. Granger(1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrics*, Vol.55, pp.251-276.
- Fama, Eugene F.(1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money," *American Economic Review*, Vol.71, pp.545-565.
- Fisher, I.(1930), *The Rate of Interest*, Macmillan, New York.
- Friedman, M. and A. Schwartz(1963), "Money and Business Cycle," *Review of Economics and Statistics*, Vol.45, pp.52-64.
- Gautam Kaul(1987), "Stock Return and Inflation - The Role of Monetary Sector," *Journal of Finance Economics*, Vol.18, pp.253-276.
- Geske, R. and R. Roll(1983), "The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation," *Journal of Finance*, Vol.38, pp.7-33.
- Granger, C.W.J.(1969), "Investigation Casual Relation by Econometric Model and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, Vol. 36, pp.424-438.
- Granger, C.W.J. and P. Newblod(1974), "Suprious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol.26, pp.1045-1066.
- Granger, C.W.J.(1981), "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification," *Journal of Econometrics*, Vol. 16, No. 1, pp.121-130.
- Granger, C.W.J.(1986), "Developments in the study of Cointegrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 3, pp.213-228.
- Gultekin, N.(1983), "Stock Market Seasonality International Evidence," *Journal of Financial Economics*, December, pp.469-482.
- Johansen, S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economics Dynamics and Control*, Vol.12, pp.231-254.
- Johansen S.(1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregression Models," *Econometrics*, Vol.59, pp.1551-1580.
- Michael S., Rozeff(1974), "Money and Stock Price - Market Efficiency and The Lag in

Effect of Monetary Policy,” *Journal of Financial Economics*, Vol.1, pp.245-302.

Patelis, Alex D.(1987), “Stock Return Predictability and The Role of Monetary Policy,” *Journal of Finance*, Vol.LII, No.5, pp.1951-1971.

Phillips, P.C.B. and P. Perron(1988), “Testing for a unit root in time series regression, ” *Biometrika*, 75, pp.335-346.

Schwert, G.W.(1989), “Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp.147-159.

Schwert, G.W.(1990), “Stock returns and real activity: a century of evidence,” *Journal of Finance*, 45, pp.1237-1257.

Sims, A. C.(1980), “Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered,” *American Economic Review*, Vol.70, pp.250-257.

Sprinkel, B.W.(1964), “Money and Stock Prices,” Richard D. Irwin, Homewood, Illinois.

Thorbecke, Willem (1997), “On Stock Market Return And Monetary Policy,” *The Journal of Finance*, Vol. LII, No.2, June, pp.635-653.

