

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

宏觀調控事件對大陸股票報酬之影響

THE INFLUENCES OF GOVERNMENT MACRO CONTROL ON
CHINA STOCK RETURNS

指導教授：徐清俊 博士

ADVISOR: PH.D. CHING-JUN HSU

共同指導教授：白宗民 博士

CO-ADVISOR: PH.D. TZUNG-MIN PAI

研究生：廖泰宇

GRADUATE STUDENT: TAI-YU LIAO

中華民國九十七年七月

南 華 大 學

財務管理研究所

碩 士 學 位 論 文

宏觀調控事件對大陸股票報酬之影響

THE INFLUENCES OF GOVERNMENT MACRO CONTROL ON
CHINA STOCK RETURNS

研究生：廖 泰 宇

經考試合格特此證明

口試委員：

徐 靖 俊

施 孟 隆

張 端 真

指導教授：徐 靖 俊 白 宗 民

系主任(所長)：邱 魏 頌 正

口試日期：中華民國 九十七 年 六 月 六 日

謝辭

論文完成了，也意味著多采多姿的學生生涯告一段落。求學生涯中，有許多的人在我身邊給我鼓勵、扶持，讓我順利完成學業，在此獻上我誠摯的感謝。

首先，感謝恩師徐清俊博士這兩年的細心的教導。從碩一的財務專題研討，到論文方向、資料蒐集、撰寫，甚至在和老師的互動中，亦讓我學習到待人處事的道理以及生活哲學。使我不論在專業知識以及生活上，均受益匪淺，誠摯的感謝徐老師的教誨。

另外，感謝白宗民博士、張瑞真博士以及施孟隆博士，對於本論文細心審閱，並且提出許多寶貴的建議以及修正方向，使本論文得以更加完備與充實。

以及在南華大學財管所兩年中諸位好友，讓我在嘉義的生活留下難忘的回憶，感謝你們的支持及鼓勵。

最後，感謝生我、養我、育我二十餘載的父母，沒有他們，也就沒有今天的我。謹以此篇論文與大家分享我的喜悅.....

廖泰宇 謹誌
2008.6.23 夏 於嘉義

南華大學財務管理研究所九十六學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：宏觀調控事件對大陸股票報酬之影響

研究生：廖泰宇

指導教授：徐清俊 博士

共同指導教授：白宗民 博士

論文摘要內容：

本研究主要探討中國大陸實施宏觀調控對大陸股票報酬之影響，以上海 A 股和深圳 A 股股價指數之日資料進行實證分析，將研究期間區分成三段來做比較，分別為 1993 年、2004 年和 2006 年等 3 次宏觀調控，並以央行調升銀行存款準備率為事件日，研究方法使用事件研究法、時間序列模型和相關係數分析來探討。實證結果發現，3 次的宏觀調控事件中都有顯著負的累積異常報酬存在，表示政府宣佈宏觀調控後的确會造成上海 A 股和深圳 A 股股價下跌。而在波動性實證結果方面，上海 A 股和深圳 A 股三個期間的波動性(β_1 係數)皆達 1% 的顯著水準。另外由歷史波動率的實證結果可以發現，在事件日前後，上海 A 股與深圳 A 股都有劇烈的股價波動。

關鍵詞：宏觀調控、存款準備率、事件研究法、GARCH。

**Title of Thesis : The Influences of Government Macro Control on China
Stock Returns**

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

Graduate date: June 2008

Degree Conferred: M.B.A.

Name of student: Tai-Yu Liao

Advisor: Ph.D. Ching-Jun Hsu

CO-ADVISOR: PH.D. Tzung-Min Pai

Abstract

This paper mainly examines the effects of Chinese government macro control policies on the rate of return of China stock markets using the daily price indexes of Shanghai A-share and Shenzhen A-share as sample markets. The sample period includes 1993, 2004 and 2006 when Central Bank had significantly engaged in macro-control by raising the Required Reserve Ratio. The results indicate that : (1) negative accumulated rate of return is significant after each of these three adjustments and the announcement of macro-control by Chinese government will significantly induce price drops in both Shanghai A-share and Shenzhen A-share; (2) through a volatility test for the impact of raising requirement to the stock prices, the volatility coefficients (β_1) of Shanghai A-share and Shenzhen A-share both reached 1% significant level in each sample period; (3) the volatility of the stock prices of Shanghai A-share and Shenzhen A-share before and after the macro-control is significant.

Keywords: government macro control, required reserve ratio, event study, GARCH.

目錄

論文口試委員審定書	ii
版權宣告.....	iii
謝辭	iv
中文摘要	v
英文摘要	vii
目錄	ix
表目錄	x
圖目錄	x
第一章 緒論	1
第一節 研究背景	1
第二節 研究動機	4
第三節 研究目的	5
第四節 論文架構	6
第二章 文獻探討	8
第一節 中國大陸歷年宏觀調控相關文獻	8
第二節 各國總體經濟政策對股市影響相關文獻	11
第三節 文獻回顧總結	15
第三章 研究方法	17
第一節 資料範圍與來源	17
第二節 研究流程	18
第三節 短期異常報酬模型	20
第四節 股價波動性模型	26
第五節 歷史波動率模型	31
第四章 實證分析	32
第一節 資料特性分析與檢定	32
第二節 事件研究法分析	36
第三節 時間序列分析	42
第四節 相關係數分析	48
第五節 實證總結	49
第五章 結論與建議	52

第一節 結論	52
第二節 後續研究建議	54
參考文獻	56
附錄一 大陸股市上市家數	60
附錄二 大陸股市上市公司市價總值	61

表目錄

表 1-1	1992 年至 2006 年中國大陸國內生產總值成長.....	2
表 1-2	1996 年至 2006 年大陸股市成交金額.....	4
表 4-1	基本統計量分析.....	33
表 4-2	上海A股和深圳A股股價指數報酬單根檢定表.....	34
表 4-3	上海A股和深圳A股股價指數報酬自我相關檢定表.....	35
表 4-4	上海A股和深圳A股配適最適ARMA表.....	35
表 4-5	上海A股和深圳A股股價指數報酬之異質性檢定表.....	36
表 4-6a	上海A股各事件期累積異常報酬檢定表.....	38
表 4-6b	深圳A股各事件期累積異常報酬檢定表.....	39
表 4-7a	上海A股股價指數之GARCH(1,1)模型.....	43
表 4-7b	深圳A股股價指數之GARCH(1,1)模型.....	43
表 4-8a	上海A股相關係數分析.....	48
表 4-8b	深圳A股相關係數分析.....	49
表A1-1	1991 年至 2006 年大陸股市上市家數.....	60
表A2-1	1991 年至 2006 年大陸股市上市公司市價總值.....	61

圖目錄

圖 1-1	論文架構圖	7
圖 3-1	研究流程圖	19
圖 3-2	時間參數關係圖	21
圖 4-1	上海A股各事件期累積異常報酬	38
圖 4-2	深圳A股各事件期累積異常報酬	39
圖 4-3	上海和深圳 1993 年累積異常報酬比較	41
圖 4-4	上海和深圳 2004 年累積異常報酬比較	41
圖 4-5	上海和深圳 2006 年累積異常報酬比較	42
圖 4-6	1993 年上海A股事件期歷史波動率	45
圖 4-7	2004 年上海A股事件期歷史波動率	45
圖 4-8	2006 年上海A股事件期歷史波動率	46
圖 4-9	1993 年深圳A股事件期歷史波動率	47
圖 4-10	2004 年深圳A股事件期歷史波動率	47
圖 4-11	2006 年深圳A股事件期歷史波動率	47

第一章 緒論

第一節 研究背景

1987年10月19日美國股市出現了嚴重的股災，且波及到全球的股市。當時美國聯邦儲備銀行迅速把短期的利率提升來抑制通貨膨脹，並透過各種總體經濟上的調控，慢慢的平息這場全球性的股災。此種現象不只發生在美國而已，世界各國也都是如此調控，中國大陸也不例外的在經濟高速成長階段，使用總體經濟的調控來達成降溫的目的。

中國大陸經濟發展從1978年開始有重大的變革。在開始實施經濟對外開放政策後，其經貿發展開始快速增長。據中國國家統計局統計參見表(1-1)，中國大陸國內生產總值(Gross Domestic Product, GDP)從1992年開始快速增長。1992年的GDP成長為14.2%，而1992年至1996年中國經濟成長率每年也都在10%以上。由於經濟過熱，中國政府開始重視到這個問題，在1993年實施第一次的宏觀調控，希望動用政府的力量去調節過熱的經濟成長。從表(1-1)中雖然可以明顯發現，在實施宏觀調控後大陸GDP開始下降的趨勢，但是下降的幅度卻還是有限，代表宏觀調控措施並非完全能抑制市場的熱度。到了2003年GDP成長率又上升到10%，代表市場又過度的熱絡，所以中國政府在2004年又再度實施宏觀調控來調節市場過熱的現象，但是成效卻不是很顯著，因為2004年和2005年的GDP成長率都還是超過10%，所以在2006年中國政府又再一次實施宏觀調控。雖然沒辦法將GDP成長率調節到10%以下，但是至少能使中國GDP成長率維持在10%附近，不至於繼續往上快速的攀升。

表 1-1 1992 年至 2006 年中國大陸國內生產總值成長

時間(年)	對上年同期 GDP 成長率%
1992	14.2%
1993	14.0%
1994	13.1%
1995	10.9%
1996	10.0%
1997	9.3%
1998	7.8%
1999	7.6%
2000	8.4%
2001	8.3%
2002	9.1%
2003	10.0%
2004	10.1%
2005	10.2%
2006	10.4%

資料來源:中華人民共和國統計局

由於2003年起中國貨幣供應規模高速擴張，根據陳金龍(1994)提出，至12月末，廣義貨幣M2增長19.6%，狹義貨幣增長18.7%，並且中國投資在國民經濟中的比例提高，投資拉動的經濟成長特徵更為明顯。2002年，中國固定資產投資佔GDP的份額超過41%，2003年超過47%，2004年更高達50%；因此造成物價水準持續上揚15個月，加大通貨膨脹壓力，可見投資率偏高、通膨升高消費率偏低將成為中國經濟發展的大問題。所以中國為抑制投資過熱而可能出現的通貨膨脹，便開始實施一系列的宏觀調控措施，而其主要調控手段即為管緊土地、看好信貸兩項。

上述兩項手段衍生成四項方式即為：(1)調高存款準備率；(2)限制銀行放款及調高利率；(3)提高特定行業自有資本金包括提高鋼鐵、電解鋁、水泥、房地產開發等固定資產投資項目資本金比例，其中鋼鐵由25%以上提高到40%以上；(4)限制固定資產投資：對所有在建、擬建固定資產投資項目進行一次全面清理，重點清理包括鋼

鐵、電解鋁、水泥、黨政機關辦公樓和培訓中心、城市快速軌道交通、高爾夫球場、會展中心、物流園區、大型購物中心等項目，以及2004年以來新開工的所有項目。而當央行實施公開市場操作會造成資金移動到股市或貨幣市場，此時央行必須調高存款準備率來吸收市場過剩的資金，以達到緊縮貨幣的功效，故上述四項宏觀調控的手段，以調高存款準備率為最直接會對股市或貨幣市場的資金造成影響。

此外，在2004年4月29日中國國務院宣布中國大陸將實施「宏觀調控」，利用經濟制度、法律和行政干預手段控制部分行業的發展，避免經濟過熱，包括取消鋼鐵、水泥、非鐵金屬等投資計畫，並限制銀行融資額度、嚴訂土地使用規則。這項宣布造成全世界為之震動，導致上海、深圳股市、香港恆生指數、日經指數以及台灣股市的全面下跌，更有人稱之「溫式效應」，表示此舉將對中國大陸經濟產生深遠影響並將牽動世界經濟局勢。

中國股市在1991年開放上海A股和深圳A股集中市場交易，在國際上算是起步較晚的國家。中國大陸原本是施行共產主義，為了慢慢向資本主義靠攏，乃開放股市交易。雖然剛開始規模不大，制度上也並不完善，屬於一個較封閉的市場。我們可以從表(1-2)中發現大陸股市成交量的變化。剛開始股市投資的資金多數是大陸本地的個體戶居多，所以股市的成交量都不大，但是到了2000年開始有外資的進駐之後，使得大陸股市的成交金額開始放大，尤其是到了2006年成交金額比2002年足足成長了45%之多，成為國際上不可忽視的股票市場，它的漲跌已經會影響整個國際股市的動向，而2003年至2005年成交金額下降是因為當時發生了SARS，所以這3年的成交金額才會下降。

由於經濟的快速成長將帶動股市也跟著快速的發展，所以當政府實施宏觀調控時，雖然主要是在抑制經濟成長的速度，但是也有可能會影響到大陸股市的動向，所以宏觀調控是否會對大陸股市帶來衝擊，是一個值得探討的主題。

表 1-2 1996 年至 2006 年大陸股市成交金額 單位:十億美元

時間	上海 A 股	深圳 A 股
1996	333.33	168.10
1997	360.43	224.99
1998	414.74	144.52
1999	434.71	197.00
2000	602.86	398.78
2001	536.93	210.61
2002	586.26	169.62
2003	255.96	140.29
2004	322.83	194.46
2005	238.81	154.44
2006	738.86	423.70

資料來源: 台灣證券交易所統計資料

第二節 研究動機

根據附錄一和附錄二，這幾年來上海和深圳已經成為中國大陸主要的股市交易市場，而在股市方面，上海A股和深圳A股波動性比上海B股和深圳B股來的大。由於大陸漸漸的從社會主義轉變為資本主義，金融市場的自由機制也慢慢的在建立，造成大陸的投資者越來越多，使得本土資金也越來越活絡。由於上海A股和深圳A股的資金量是所有的大陸股市中最充足的，本研究最主要是想讓大陸內地的投資人了解，中國政府施行宏觀調控後會對股市所帶來的衝擊與效應有多大，然而A股主要是給大陸內地人民投資，而B股是讓非大陸內地人民的外資投資，故本研究將選取上海A股和深圳A股為研究資料來進行實證研究。

由於中國經濟往後還是可能會持續發展，所以中國政府還是有可能會持續使用宏觀調控的措施，所以我們必須去研究早期的宏觀調控和近期的宏觀調控的差異與變化，以央行調升存款準備率為宏觀調控的事件日。

而選取 1993 年、2004 年和 2006 年的宏觀調控事件來探討，主要是想瞭解再這三個不同年度的時空背景當中，宏觀調控對於當時股市的影響性與是否有達到股市上降溫的效果，再去比較 3 次的宏觀調控對股市所造成影響大小的原因，以及在政府宣佈施行宏觀調控後，在短期上對股市的影響是否會出現負的異常報酬，而在長期上對股市影響的波動性有多大與影響的持續性能有多久，以上都是本研究想去探討的問題。

第三節 研究目的

本文將研究宏觀調控事件對大陸股價指數的波動性與影響程度，將收集上海A股價指數和深圳A股價指數的日資料作為研究加以比較，針對宏觀調控的事件日前後對上海A股和深圳A股的影响來做分析，再以3次宏觀調控時間點來做差異比較。本研究結果也可提供市場投資者、企業經營者、政府經貿政策與學術研究之參考。

本研究目的歸納如下：

- 1.利用事件研究法探討 3 次宏觀調控宣告對上海 A 股和深圳 A 股股價報酬所造成的影響，是否存在異常報酬，並了解造成差異的原因。
- 2.利用時間序列方法比較 3 次宏觀調控對上海 A 股和深圳 A 股波動性的影響與差異，並了解造成差異的原因。
- 3.利用相關係數分析，探討 3 次宏觀調控期間，上海 A 股和深圳 A 股股價指數與總體經濟指標間的相關性。

第四節 論文架構

本研究共分為五章，各章內容概要說明如下：

第一章 緒論

說明本研究之研究背景、研究動機與研究目的。

第二章 文獻探討

列舉中國大陸宏觀調控的背景與實施之相關文獻，還有其他國家總體經濟政策的相關文獻，提供研究理論的基礎。

第三章 研究方法

說明實證研究方法與資料來源，包括本研究所使用之各項統計檢定方法與實證模型及變數資料選取方式與資料來源。定義各變數與建構實證流程，建立實證研究模型基本模式。

第四章 實證結果

根據第三章的研究方法並依照本研究所分類的資料形式進行分析，並提出實證研究結果。

第五章 結論與建議

根據本研究的實證結果進行彙總說明，並提出建議以供後續研究參考。

本論文之研究架構是透過研究背景之了解，引發所要探討之核心問題，作為研究動機與目的；再透過國內外相關文獻的整理與彙總，建立本論文之研究理論基礎架構與方法，進而藉由實證結果證明理論假說之正確性，最後以實證結果作為本論文之總結性分析並給予後續研究人員不同思考方向。

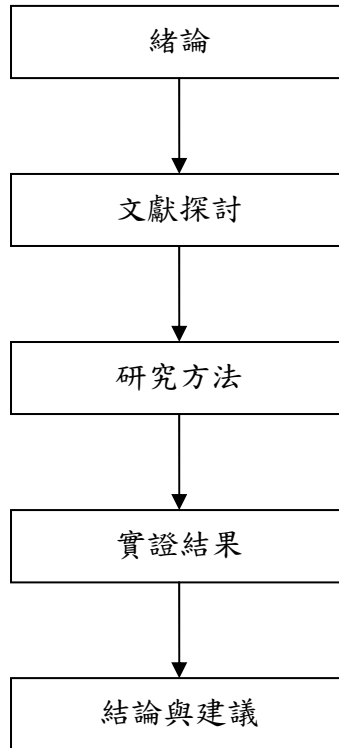


圖 1-1 論文架構圖

第二章 文獻探討

本研究主要探討宏觀調控事件對大陸股市之影響性，因此將文獻探討分為二個重點方向：首先藉由中國大陸歷年來宏觀調控文獻，探討宏觀調控的事件背景因素與影響性；再來參考國外類似宏觀調控的總體經濟政策對股市所造成的影響。本論文將以此二個重點的結論作為研究之理論基礎。

第一節 中國大陸歷年宏觀調控相關文獻

本小節是以中國大陸歷年來宏觀調控之文獻為主，探討對大陸經濟與股市上所產生的影響，並作為研究宏觀調控事件對大陸股價指數影響之理論基礎。

毅君(1993)認為中國大陸經濟存在主要問題有：(1)金融情勢嚴峻、貨幣投放增長異常、貨幣回籠少、居民儲蓄減少、國庫券滯銷；(2)財政情勢繼續惡化、欠稅嚴重、財政收入減少、支出增加；(3)固定資產投資規模過猛，上半年增長，占用了大量資金，相對帶動了生產資料價格的暴漲；且結構不合理，重點資金難以到位；(4)進出口失衡、出口乏力；(5)農業種植面積減少、各項保護農民的政策落實差；(6)通貨膨脹嚴重。總結上述六點結論，中國大陸將需要對總體經濟進行調控，維持經濟穩定。

陳金龍(1994)認為中國大陸自鄧小平南巡，即黨中央確立將社會主義推向市場發展以後，中國大陸形成全面經商、追求高速經濟發展，因而造成了投資過熱，固定資產投資增長過快，能源、交通未能配套發展，形成瓶頸的結構性失調現象，造成以下諸種不尋常金融情勢：(1)1993年上半年貨幣出現投放多、回籠少、週轉速度減緩的

現象；(2)儲蓄存款出現下滑現象；(3)人民幣匯價貶值之預期心理濃厚，人民幣匯價巨幅震盪；(4)固定資產投資增長速度過猛，使得長短期資金結構嚴重失調；(5)資金流向高利潤、高風險、高投機性的股票、債券、房地產市場；(6)通貨膨脹壓力未減。由上述六點結論，與毅君在1993年提出的論點一致。

侯山林(1995)發現中國大陸自1979年以來，先後發生了4次較嚴重的通貨膨脹，分別發生在1980年、1985年、1988年及1994年左右，物價上漲率都在6%以上，且呈現一次比一次嚴重之現象，均創下中國大陸改革開放以來的新高紀錄。所以為了抑制嚴重的通貨膨脹，將進行宏觀調控來達成經濟降溫的效果。

郭錫嘏(1995)提出中國大陸自1979開始實施改革開放以來，物價與其經濟發展一樣，一直處於跳躍式的大漲大落狀態，極不穩定。若按商品零售物價指數上漲4%至10%為中度通膨，10%以上為嚴重通膨(根據IMF(International Monetary Fund)國際標準來衡量)，中國大陸自開放改革以來，已發生5次通貨膨脹高峰期，即1980(6%)、1985(8.8%)、1988(18.5%)、1993(13.2%)及1994(20.9%)。故自1993年7月以來，中國大陸連續採取多項金融調控措施，嚴格控制貨幣發行量、信貸規模和固定資產投資等，以壓抑經濟過熱和趨於惡化的高通膨。

陳德昇(1996)認為中國大陸經濟自1992年初，鄧小平「南巡」講話發表後，即擺脫「治理、整頓」的經濟發展衰退期，並積極推動深化改革與對外開放政策。1993年中國大陸經濟出現「四高」即高投資、高貨幣投放、高物價、高進口，以及「兩亂」即金融與生產資料市場秩序混亂，中國大陸當局遂採取16條「宏觀調控」措施，期能化解經濟困局。而中國大陸所稱之「宏觀調控」，即是指政府運用貨幣與財政政策，以影響企業與人民的經濟活動，期使經濟不至於「過熱」與「過冷」，並消除經濟發展的不利因素，以維繫經濟秩序的正常運作。就中國大陸經濟情勢而論，經濟「過熱」現象似已有緩和，國內生產總值、工業與固定資產投資成長率皆有漸降之趨勢；金融

體系運作混亂之現象與違法行為亦漸有所改善；外貿出現順差與外匯儲蓄劇增，亦顯示中國大陸採取宏觀調控與改革政策並行措施，已發揮初步效果。

陸明德與史小龍(2005)主張由於受到無法預期的「衝擊」影響，經濟運行常常會偏離原有軌道，產生波動。價格調節的停滯，使得市場機制難以迅速消除波動，國民經濟會長期處於蕭條或過熱的週期性震盪之中。此時，反週期的宏觀調控政策可以減少經濟波動。中國大陸自1990年代以來，宏觀調控基本遵循「相機抉擇」原則，即利用財政政策和貨幣政策應對「衝擊」，弭平經濟波動，以實現「國民經濟持續、快速、健康發展」。

郭穎謙與邱正仁(2005)探討政府政策對市場經濟之影響，以中國宏觀調控政策對銅價之影響為例，中國大陸鋼鐵產業對於國家干預政策能有效因應、預為應對：(1)由衝擊反應分析得知亞洲銅價指數與宏觀調控相關中國總體經濟變數，確實存在長短期相互影響關係；(2)由變異數分解分析得知亞洲銅價指數隨著時間之增加；(3)行政干預手段仍然有其意義和功能。

經過上述文獻探討之結果顯示，可獲得下列結論：

1. 首先，3次宏觀調控措施除行政手段外，必須信用管制與貨幣政策合併使用，效果才能顯著。
2. 1994年經濟開始降溫，但直至1995年效果才較明顯，表示宏觀調控成效緩慢，宏觀調控措施非臨時性，須長期觀察。
3. 宏觀調控實施後，金融緊縮、限制放款，將會影響中國大陸投資者面臨籌措資金管道的困難。
4. 根據過去文獻，三次宏觀調控結果主要是舒緩惡化的高通膨，和緊縮市場過多的資金對股市降溫。

第二節 各國總體經濟政策對股市影響相關文獻

本小節是以探討關於各國總體經濟政策對股市影響之相關文獻為主。

Fama(1981)認為工業生產成長率、資本支出與股價報酬間呈現正向關係。通貨膨脹與實質經濟變數呈負向關係，而實質經濟變數與股價報酬間呈正向關係，故股票報酬與通貨膨脹為負相關。

Pearce and Roley(1985)提出貨幣供給額對於股價報酬具有正向的解釋能力。通貨膨脹率與其他實質變數的關係不具顯著性。

Koreisha and Partch(1985)認為貨幣供給額成長率與股票報酬有很強的相關性，實質經濟活動的預期變動和貨幣供給額成長率係預期通貨膨脹變動時不可或缺的因子。

Schwert(1989)主張利率波動性對股價報酬率波動不具有顯著性。貨幣供給成長率波動與股價波動呈正向關係，且股價報酬率與總體經濟波動性之間的關係會因為樣本期間的不同而有所不同。

Fang, Lai and Lai(1992)認為股價和匯率間存在長期趨勢一致性，兩者關係為正。經濟意涵為本國貨幣貶值。股價上升，而短期內股價和匯率並無明顯正向或負向的關係。

Abdullah and Steven(1993)發現長期利率、預算赤字及貨幣供給額成長率與股價指數報酬率間存在因果關係。其中前兩項與股價指數報酬率呈負相關，通貨膨脹率、貨幣供給額成長率則呈現正相關。預算赤字、貿易赤字及長短期利率均呈負相關。

Lee(1994)利用ADF法進行單根檢定，股價、M1、M2都具有單根。無論是Enger-Granger二階段檢定法及Johansen最大概似法，都發現股價與貨幣供給間具有長期穩定的均衡關係，但是美國股市並未完全充分反應所有貨幣供給的改變，因此可說美國股市在研究期間並不具效率性。

Mukherjee and Naka(1995)認為日本股價與匯率、貨幣供給、工業生產指數及CMR呈正相關，與長期政府債券利率、消費者物價指數呈負相關。在實證模型的比較上，向量誤差修正模型較向量自我迴歸模型有較佳的解釋及預測能力。

Dayananda and Ko(1996)提出台灣貨幣供給與股價報酬率的統計顯著性不強，但兩者呈現正向關係，而利率與股價則呈現反向關係。

Choudhry(1996)認為無論加拿大或美國，實證皆支持貨幣存量、實質所得、長短期利率及股票價格間存在著雙向的關係，但M1及股票價格則否。

Ajayi(1996)探討八大工業國的股價指數與匯率，在長期下存在顯著的共整合關係，短期而言股價與匯率之間存在雙向的關係。當股價上漲時，將使得貨幣貶值，而長期持續性的股價上漲時，將使得貨幣升值。

Park(1997)認為就業成長率與實質股價報酬呈負相關，GDP成長率與實質股價報酬呈正相關。而股價與貨幣公告的差異呈負相關。

Kwon, Shin and Bacon(1997)認為美、日兩國的通貨膨脹變數對股價報酬具有顯著的解釋能力，韓國則是國際貿易活動的變數對股價報酬具有顯著的解釋能力。

Ibrahim(2000)使用3種不同的匯率衡量方式(實質有效匯率、名目有效匯率及名目

匯率)檢定和馬來西亞股價指數之間的關係。實證顯示：3種不同匯率表示方式分別和馬來西亞股價指數皆沒有共整合的關係。不過如果在向量自我迴歸中再加入了M2和外匯存底兩變數後，則4變數模型中存在長期關係，而且匯率、M2及外匯存底和股價指數皆存在因果關係，因此文中做出馬來西亞股票市場不具效率性的結論。

Granger, Huang and Yang(2000)提出南韓的股票市場中匯率領先股價指數的變動，而在菲律賓則是股價指數領先匯率變動，兩者呈現負向關係；台灣、香港和馬來西亞等地則是呈現一個雙向的因果關係；至於日本和印尼的股價指數則和匯率間沒有存在著明顯的因果關係。

陳旭怡與顏錫銘(1991)利用複迴歸分析建立國際總體經濟因素對亞太各國股票報酬率之解釋模型，再分別針對各國的日、月、季、年資料進行實證研究。其研究結論如下：(1)在月報酬率模型下，匯率變化對於多數亞太股市而言，是一不可或缺的重要因子；(2)以日資料與月資料觀之，只有極少數的國家，如：香港、台灣的匯率變動領先股價變動，且二者在短期間呈反向關係；對於其他亞太股市而言，匯率波動對於股價變化之長短期時間效應的研究假設皆無法成立；(3)不論日、月、季資料，都證明了亞太各國股市受到美、日二國（或至少其中一國）當期或前期股市之顯著影響，顯示出亞太各國與美、日股市時時刻刻皆息息相關的特性。

張珍鳳與胡星陽(1994)探討美國非預期總體經濟消息宣告對香港、日本、新加坡、韓國、臺灣等亞洲主要股票市場報酬、波動性以及交易量的影響，經由實證，獲致下列幾點結論：(1)亞洲各國股票市場的報酬與波動性對美國總體經濟消息宣告的反應大多不顯著，且未能在宣告後立即反應此訊息，呈現出遞延反應的現象；(2)美國總體經濟消息宣告時，亞洲各國股市的交易量大多較平時為小，唯貨幣供給額因牽涉較大的政策不確定性，故貨幣供給額宣告時，亞洲股票市場的交易量增加；(3)美國總體經濟消息的宣告中，以工業生產指數與貿易赤字對亞洲股市的報酬與交易量較

具影響力；(4)美國股票市場的報酬與波動性對亞洲國家股票市場有強烈的傳遞效果，然此效果無法由美國總體經濟消息宣告來解釋。

郭崑謨與古耀文(1996)利用相關矩陣及複迴歸的模型，探討在臺灣股市中股價與總體經濟因素相關性的研究。以0.05為顯著水準研究的結果發現，整體股價指數與匯率、物價呈負相關，與貨幣供給、出口總值呈正相關，與物價相關性不顯著，食品類股價與匯率、利率呈負相關，與貨幣供給、出口總值正相關，與物價的關係不顯著。塑化類股價與匯率、利率呈負相關，與貨幣供給、物價、出口總值正相關。紡織塑化類股價與匯率、物價呈負相關，與出口總值正相關，與利率、貨幣供給額相關性不顯著。水泥類股價指數與匯率、利率、物價呈負相關，與貨幣供給額、出口總值呈正相關。營造類股價與匯率、利率呈負相關，與貨幣供給、出口總值成正相關，與物價相關性不顯著。金融保險類股價指數與匯率、利率、呈負相關，與貨幣供給額、物價、出口總值呈正相關。

陳瑞卿與陳安斌(2000)說明股票市場雖是上市公司籌措資金的地方，但現在也漸漸成為國人投資的主要管道。雖因短期供需未達平衡而使得投機盛行，但以長遠分析，影響股價指數趨勢的因素仍為總體經濟等基本因素所決定。

陳奕芃與雷立芬(2001)改變以往對股價指數或類股指數分析的方式，而採用多國籍企業與本國企業作為研究標的。文中依台灣證券交易所發行量加權股價指數計算方式計算多國籍企業類股指數與本國企業類股指數，然後針對國內外股價文獻曾提及之總體經濟變數，利用Johansen(1988)所發展出的多變量共整合分析方法，檢定變數間是否存在共整合關係，若存在共整合關係，則藉由誤差修正項再次引入同時包含短期動態與長期訊息的向量誤差修正模型。最後，再運用預測誤差變異數分解及衝擊反應函數，瞭解每個總體經濟變數對多國籍企業股價指數與本國企業股價指數的相對重要性。

劉宗欣與蕭珮瑜(2005)以最小平方(Least Squares, LS)迴歸和近似無相關迴歸(seemingly unrelated regressions, SUR)二種方法，探討影響股市關聯性的總體經濟因素。研究發現，無論是利用SUR或LS分析法，結果皆顯示，整體而言，在亞洲金融風暴之後，台灣與各國的總體經濟變數對股市關聯性的解釋能力，皆比亞洲金融風暴之前顯著提高。個別國家情況則顯示，在亞洲金融風暴之前及之後，影響台灣與各國股市關聯性的總體經濟因素及透過的管道則有所不同。

劉素疋與楊踐為(2005)以1989年1月至2004年12月，共192筆月資料觀察值，運用Granger因果關係檢定及向量自我迴歸(vector auto-regression, VAR)模型來研究總體經濟因素(包含匯率、利率、貨幣供給及物價指數)與台灣加權股價指數間之互動關係。經由因果關係檢定實證結果發現，利率具領先股價關係，而股價指數領先貨幣供給，因此可藉由利率的變化來預測股價的變動；但股價指數與物價指數及匯率間不存在因果關係。

由上述文獻我們可以發現，國家總體經濟政策都會對股票市場造成影響，甚至像經濟大國美國施行總體經濟調控，不只會影響本國，連亞洲國家都會受到強烈的影響。由於宏觀調控事件是屬於國家的總體經濟政策的一種事件，故我們可以根據以上文獻，去探討宏觀調控事件對大陸股票市場的影響程度。

第三節 文獻回顧總結

由以上的文獻可以初步得知，關於宏觀調控事件的文獻探討，還很少人去用計量的方法探討，大部分的文獻都是以論述宏觀調控事件的背景原因和實施的方法與宏觀調控事件所造成的影響，所以本研究打算使用計量方法的角度切入主題去探討，而在

其他國家總體經濟政策文獻當中也能發現，總體經濟政策的確會影響到股票市場的波動性。

故本研究將用事件研究法去探討宏觀調控事件發生，對大陸股票市場是否有異常報酬，然後再導入時間序列的模型，去探討宏觀調控事件，對大陸股票市場所造成的波動性，由於過去文獻較少使用上海A股和深圳A股來探討，故本研究將提供大陸內地投資民眾在未來要在上海A股和深圳A股進行投資的參考。

第三章 研究方法

根據本研究的研究動機與文獻探討後，本章下分四小節，第一節資料範圍與來源；第二節研究流程；第三節短期異常報酬模型；第四節股價波動性模型；第五節歷史波動率模型。

第一節 資料範圍與來源

本研究之研究樣本為上海A股價指數和深圳A股價指數，研究期間1993/1/1至2006/12/31，期間共3次宏觀調控，分別以1993/7/1日、2004/4/25日和2006/6/16日為事件的宣告日。本研究的事件日選取準則是用宏觀調控措施當中的央行調高銀行存款準備率為事件日，參照沈中華(2000)事件研究法取宣告日前後共130筆日資料，時間序列分析則取宣告日前後共240筆日資料，以事件日前後各半年的時間來觀察股價波動性，相關係數分析則取三段宏觀調控期間的每月收盤價共12筆月資料與各總體經濟指標12筆月資料，與時間序列分析相同以一年的資料來做總體經濟分析。相關係數分析的變數分別取消費者物價指數、工業生產指數、兌美元匯率和一年期定存利率，以上總體經濟變數來做為分析對三次宏觀調控股價指數的相關性。

資料來源台灣經濟新報大陸資料庫、Datastream資料庫、上海證券交易所和深圳證券交易所。

第二節 研究流程

為瞭解宏觀調控事件是否會對股價報酬造成影響而產生異常報酬及是否對股價報酬波動性亦產生影響，故本研究採用事件研究法及時間序列模型來進行探討。在事件研究法方面分成4個步驟，首先決定時間參數的選擇，再估計期望報酬率及異常報酬率，最後進行異常報酬率的統計檢定；而在時間序列方法方面，採用ADF單根檢定、序列相關檢定、異質性檢定、GARCH 模型以及歷史波動率模型，來了解宏觀調控事件對於股票報酬的影響，再利用相關係數分析上海A股和深圳A股股價指數與總體經濟指標之間的關係，得出實證結果並加以分析，本研究之流程參閱圖3-1。

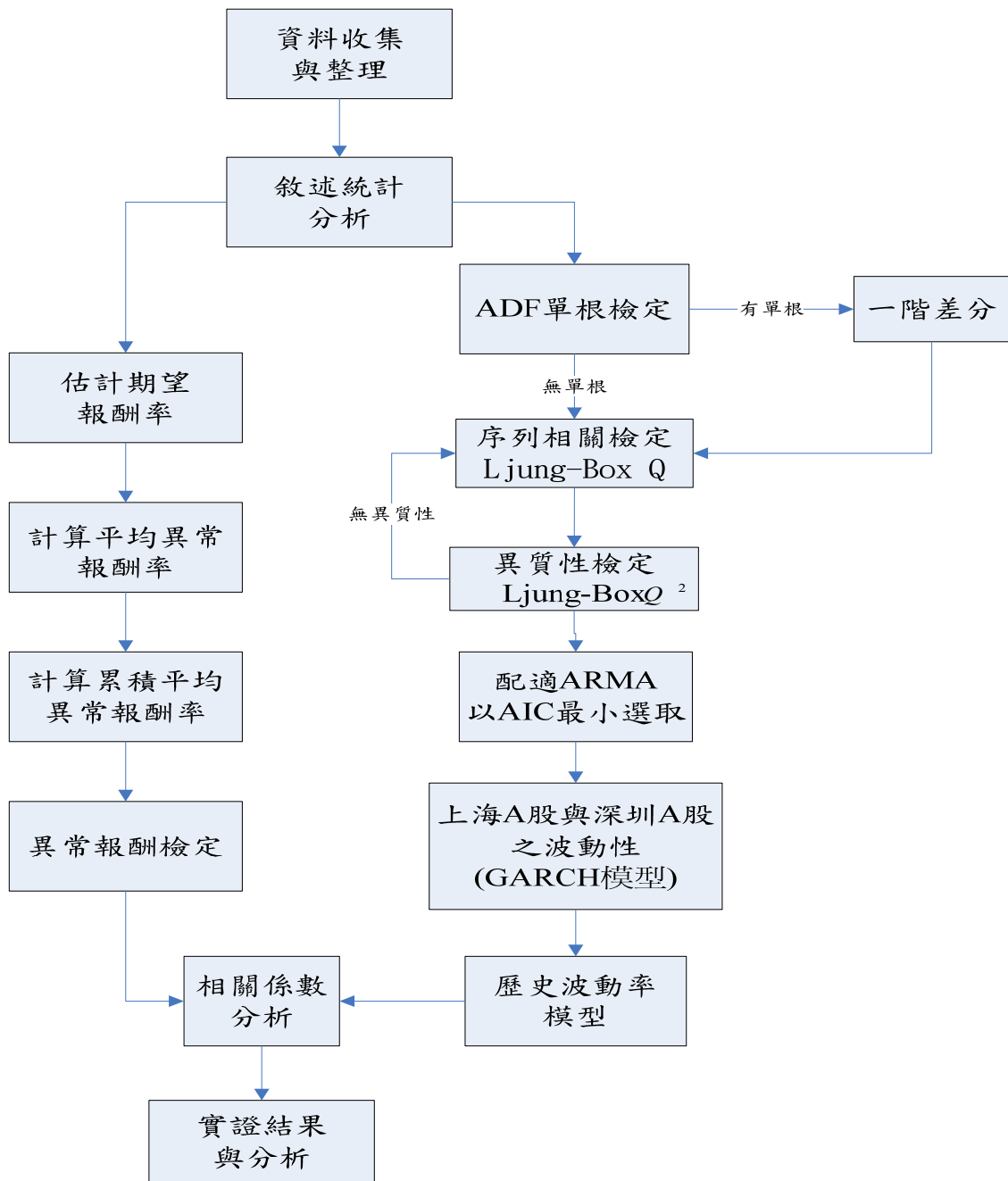


圖 3-1 研究流程圖

第三節 短期異常報酬模型

事件研究法的主要目的在探討當某一資訊或事件發生時，探討資訊或事件發生時，是否引起股價異常變動，亦即是否會發生「異常報酬」(abnormal returns)，故本研究將探討宏觀調控前後，是否會對上海A股和深圳A股有所影響。在進行事件研究法時，將依循以下5個步驟：

一、時間參數的選擇

因時間參數之選擇對於事件研究法有相當大的影響，所以我們必須先確定此事件的時間參數，本研究之時間參數定義，參照沈中華(2000)如下：

- 1.相對天數：以 $(t=t_0)$ 表示事件日，而以 $-t$ 表示事件日前第 t 個交易日，以 $+t$ 表事件日後第 t 個交易日。
- 2.事件宣告日：以宏觀調控宣告日為第0個交易日，亦即事件宣告日 $(t= t_0)$ ，若事件日為假日，則提前一營業日。
- 3.估計期：約宣告日前120日起至宣告日前第10個交易日，共110個交易日作為估計期，代表半年線。
- 4.觀察期：宣告日前第120個交易日起至宣告日後第10個交易日止。
- 5.事件期：宣告日前第10個交易日起至宣告日後第10個交易日止為事件期，共20個交易日，代表月線。

為了便於瞭解上述各期間的關係，茲將各期間的關係描繪如圖3-2時間參數關係圖所示：

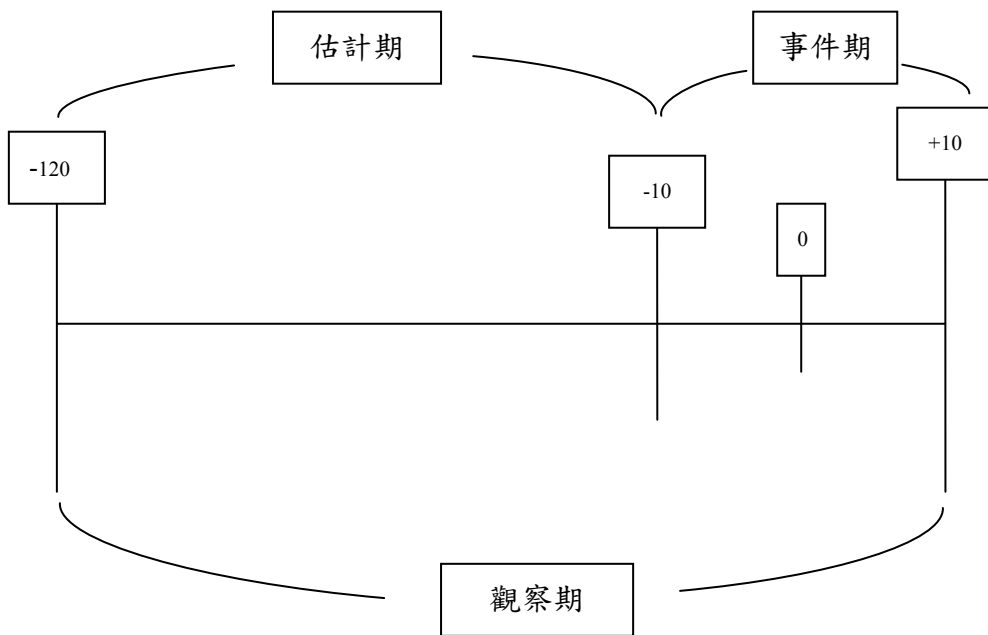


圖 3-2 時間參數關係圖

二、資料基本處理

(一)上海A股和深圳A股報酬率之計算

上海綜合股價指數*i*在第*t*期的收盤股價減去在第*t-1*日的收盤價，再除以第*t-1*日的收盤價，公式如式(3-1)：

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1}}{P_{i,t-1}} \quad (3-1)$$

其中：

$R_{i,t}$ ：上海A股和深圳A股*i*在第*t*期的報酬率

$P_{i,t}$ ：上海A股和深圳A股*i*在第*t*期之收盤指數

$P_{i,t-1}$ ：個別事件*i*在第*t-1*期之收盤指數

(二)市場投資組合報酬率之計算

本研究以上海A股和深圳A股的估計期作為市場投資組合報酬，以估計期在第 t 日的收盤股價減去該指數在 $t-1$ 日的收盤價，再除以估計期在第 $t-1$ 日的收盤價，公式如式(3-2)：

$$R_{m,t} = \frac{I_{m,t} - I_{m,t-1}}{I_{m,t-1}} \quad (3-2)$$

其中：

$R_{m,t}$ ：第 t 日的估計期報酬率

$I_{m,t}$ ：第 t 日的估計期之收盤指數

$I_{m,t-1}$ ：第 $t-1$ 日的估計期之收盤指數

三、期望報酬率之計算

期望報酬率代表若事件沒有發生時的預期報酬水準，均數調整法是指事件期各期之預期報酬率為該證券在估計期之平均報酬率，即估計期所算得之平均報酬，將直接被視為事件期的預期報酬率。

本研究使用均數調整法，計算上海A股和深圳A股的估計期為市場投資組合報酬率，因為大陸股市與世界各國股市的連動性不高，屬於較為封閉的市場，所以不適合用MSCI(Morgan Stanley Capital Internatioal)指數來估計，故本研究根據過去文獻，使用均數調整法來計算期望報酬率(Mean-Adjusted Returns Model)，本研究利用上海A股和深圳A股的估計期，以求出預期報酬，其計算方式如式(3-3)。

$$E(\tilde{R}_{i,t}) = \frac{1}{T_i} \sum_{t=t_1}^{t_2} R_{i,t} \quad (3-3)$$

其中：

$R_{i,t}$ ：證券*i*在估計期*t*的實際報酬率

四、估計異常報酬率

異常報酬率係指實際報酬率與該其在無事件發生下的期望報酬率之差，即殘差項 $e_{it} = R_{i,t} - E(\hat{R}_{i,t})$ ，而此項差異即稱為異常報酬率(abnormal returns, AR)，或稱為超常報酬率(excess returns, ER)。其主要的目的是在探討每一證券是否因事件的公佈而產生異常報酬。

(一)異常報酬率($AR_{i,t}$)之計算

異常報酬率是利用觀察期間實際的股票日報酬率扣除估計出來的期望報酬率而得，其計算方式如式(3-4)：

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(\hat{R}_{i,t}) \quad (3-4)$$

其中：

$AR_{i,t}$ ：第*i*種證券於第*t*日的異常報酬率

$R_{i,t}$ ：第*i*種證券於第*t*日的實際報酬率

$E(\hat{R}_{i,t})$ ：第*i*種證券於第*t*日估計之正常報酬率

(二)平均異常報酬率(AR_t)之計算

由於個別異常報酬率除了代表研究事件對股價的影響外，其中尚包含其他因素對股價所造成之影響，這些干擾因素有可能造成股價之上漲或下跌，因此，為消除或降低研究事件以外之其他干擾事件對報酬率之影響，應將所有樣本中之異常報酬予以「平均」，以突顯研究事件對股價報酬率之影響，其計算方式如式(3-5)：

$$AR_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ER_{it} \quad (3-5)$$

其中：

AR_t ：第 t 日的平均異常報酬率

n ：樣本數目為120筆

(三) 累積平均異常報酬率(CAR_t)之計算

為了瞭解某一特定期間的累積效果或異常報酬率的行為，本研究將觀察期間內某一特定期間的平均異常報酬率予以累加，以求得累積平均異常報酬率(cumulative abnormal return, CAR)，其計算方式如式(3-6)：

$$CAR_{t_1, t_2} = \sum_{t_1}^{t_2} AR_t \quad (3-6)$$

其中：

CAR_{t_1, t_2} ： t_1 到 t_2 之累積平均異常報酬率

t_1 ：計算 CAR_{t_1, t_2} 的開始(start)日

t_2 ：計算 CAR_{t_1, t_2} 的終止(end)日

五、統計檢定方法

當異常報酬率計算出來後，即可利用統計檢定方法檢定檢在測試期間事件日前後數日是否有顯著的異常報酬率。

(一) 平均異常報酬(AR_t)檢定

本研究擬以 t 統計量去檢定事件其中單一交易日是否具有異常報酬。其假設檢定如下：

$$H_0 : AR_t = 0$$

$$H_1 : AR_t \neq 0$$

其統計量為如式(3-7)：

$$T(AR_t) = \frac{\overline{AR_t}}{S(AR)} \quad (3-7)$$

其中：

$\overline{AR_t}$ ：估計期間內平均異常報酬之算數平均數

$S(AR)$ ：估計期內平均異常報酬率之標準差

(二) 累積平均異常報酬(CAR_t)之檢定

亦以 t 統計量檢定事件窗口是否有累積平均異常報酬。其假設檢定如下：

$$H_0 : CAR_{t_1, t_2} = 0$$

$$H_1 : CAR_{t_1, t_2} \neq 0$$

其統計量如式(3-8)：

$$T(CAR_{t_1, t_2}) = \frac{CAR_{t_1, t_2}}{S(CAR)} \quad (3-8)$$

其中：

CAR_{t_1, t_2} : t_1 到 t_2 之累積平均異常報酬率

$S(CAR)$: 估計期內平均累積異常報酬率之標準差

第四節 股價波動性模型

由於總體經濟與財務金融資料有波動叢聚性(volatility clustering)現象，大波動往往伴隨大波動，Engle(1982)首先提出自我迴歸條件變異數(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, ARCH)模式來解釋此現象，模式中之條件變異數為過去誤差平方的函數，具有隨時間而變的特性，並利用拉式乘數(Lagrange Multiplier, LM)檢定法，確認殘差項的變異數是否具有ARCH效果。Bollerslev(1986)將落後期的條件變異數加入ARCH模式，稱為一般化自我迴歸條件異質變異數(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic, GARCH)模式，此模式不但能掌握ARCH模式的特性，在條件變異數之結構設定更具有彈性，達到參數精簡原則。由於股票報酬率產生過程中，股票報酬率波動性與時間有關且其非條件誤差呈現肥胖型分配(leptokurtic distribution)，因此GARCH模式被公認為描述每日股價報酬率行為的最貼切模式之一。

一、ADF單根檢定(Augmented Dickey-Fuller, ADF)

一般的估計方法如最小平方法(OLS)或一般最小平方法(GLS)，都是假設誤差項為定態序列，從而分析其估計式之統計特性，並以此特性做為假設檢定的依據。若誤差項是非定態序列時，則在定態假設下所得到的估計式和檢定結果都將不具意義。因此在財務實證方面上，須利用單根檢定來檢驗一個時間序列是否有單根存在，若檢驗結果發現數列有單根時，則必須取差分再進行一次單根檢定，直到沒有單根為止，根據須取幾次差分後才會變成定態的數列，來判斷數列的整合階數。

但若資料為非定態仍進行最小平方法的估計時，則容易產生虛假迴歸。Granger

and Newbole(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，將產生假性迴歸關係，即在自變數原本與應變數無任何因果關係下，分析者沒有察覺自變數為非定態，但仍運用傳統OLS 檢定方法時，將產生很容易接受自變數顯著影響應變數的結論。

因此Fuller(1976)，Dickey and Fuller(1979)提出DF檢定，但由於DF檢定的誤差項常常存在自我相關而非單純的雜訊，這導致DF檢定的範圍與能力受到限制，故Said and Dickey(1984)提出DF的修正模式，加上ARMA模型以捕捉誤差修正項存在自我相關的現象，即成為Augmented Dickey and Fuller(ADF)單根檢定法，而本文也將選用ADF來進行單根檢定。

模型1：無漂浮項且無趨勢項

$$\Delta X_t = \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (3-9)$$

模型2：有漂浮項，但無趨勢項

$$\Delta X_t = \alpha + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (3-10)$$

模型3：有漂浮項與趨勢項

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + \delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta X_t + \varepsilon_t \quad (3-11)$$

其中：

Δ ：表一階差分運算因子

α ：漂浮項

T ：時間趨勢項

δ ：使殘差項符合白噪音之最適落後期數

虛無假設為 $H_0: \delta = 0$ ，若拒絕虛無假設表示 X_t 為恆定數列；無法拒絕則為非恆定數列。

二、序列相關檢定

傳統迴歸模型中假設誤差項之間是無關聯的，但現實情況中，時間序列資料通常會出現前後期具有相關性。檢定序列相關一般採用Ljung-Box Q 統計量檢定。序列相關檢定假設如下：

H_0 ：報酬數列沒有序列相關存在

H_1 ：報酬數列有序列相關存在

Ljung-Box Q 統計量計算式為如式(3-12)：

$$Q(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k (\rho_j^2 / T-j) \quad (3-12)$$

其中：

T ：觀察值之樣本數

ρ_j ：落後 j 期的樣本相關係數

三、異質性檢定

傳統的迴歸模型假設誤差項是同質性的，但現實情況中，時間序列資料誤差項變異數是不相同的，在這裡以Ljung-Box-Pierce Q 統計量作檢定。才能從事反覆非線性運算的參數估計。

四、自我迴歸移動平均(Autoregressive Moving Average, ARMA)

序列由本身過去的觀測值給予不同的權重來解釋，稱為自我迴歸模型，而由同期與過去的隨機項給予不同的權重來解釋，則稱為移動模型，此兩種模型混合在一起，即為自我迴歸移動平均模型。時間序列資料通常出現前後期具有相關性，為解決線性迴歸模型不適用的問題，Box and Pierce(1970)年提出自我迴歸移動平均模型，此模型由：AR—自我迴歸項、MA—移動平均項兩各工具的處理與結合，可用來說明恆定的時間序列，其模型如式(3-14)：

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p a_i u_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{t-j} \quad (3-13)$$

其中：

y_t ：第 t 天的股價報酬，受過去 p 期條件變異數及 q 期誤差項之影響

在決定自我迴歸項(p)和誤差項(q)的最適期數時，本研究採用Akaike(1973)準則(Akaike's information criterion, AIC)來決定自我相關最適期數，其方程式如式(3-15)：

$$AIC(k) = T \times \ln \sigma^2 + 2k \quad (3-14)$$

其中：

k ：參數的個數

T ：觀察值的個數

σ^2 ：樣本變異數的最大概似估計值

使AIC為最小的 k 即為 p 和 q 的最適期數。

五、一般化自我迴歸條件異質變異數(Generalized ARCH, GARCH)

在財經的實證上發現許多時間序列資料的變異數是不固定的，而是隨著時間的改變而改變，但傳統上計量模型都假設變異數為固定，所以為了描述股價報酬波動具有

波動叢聚的現象，Engle(1982)提出自我迴歸異質條件變異數模型(ARCH)模型，此模型允許條件變異數為過去殘差值得函數，使條件變異數並非固定常數而是隨時間改變。而Bollersler(1986)則是將過去殘差及條件變異數加入條件變異數方程式中，使其模型更能縮減估計的參數個數，並有很好的估計效果，此模型稱為一般化自我迴歸條件異質變異數(GARCH)模型。Bollersler(1986)GARCH(1,1)模型之架構為：

$$\text{平均數方程式} \quad R_t = bx_t + \varepsilon_t \quad (3-15)$$

$$\text{條件變異數方程式} \quad \sigma^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (3-16)$$

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (3-17)$$

其中：

α_1 ：來自波動率的貢獻

β_1 ：最新訊息衝擊的大小

$\alpha_1 + \beta_1$ ：波動的持續性，當波動率的持續性愈大，則未來波動率受到當前衝擊的影響持續愈久。

其中， $\omega > 0$ 、 $\alpha_1 > 0$ 、 $\beta_1 > 0$ 、 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ； Ω_{t-1} 表示在 $t-1$ 期之前所有已知資訊之集合； σ^2 為模型殘差之異質條件變異數，其受過去誤差干擾項的影響，以及過去條件殘差變異數之影響。

第五節 歷史波動率模型

本文以20個交易日來計算移動窗口之平均歷史波動率(參照Akgiray, 1989)，公式如式(3-18):

$$\rho_t = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (r_i - \bar{r}_i)^2} \quad (3-19)$$

其中 ρ_t 為歷史波動率

$n=20$ (20 個交易日)

r_i : 報酬率

\bar{r}_i : 報酬率的平均數

此外，為顧及股價的不確定性會與未來時間長度的平方根呈比例增加，故參考Hull(2003)將其轉換為以交易天數計算的年化標準差，本研究取 250 天故年化標準差公式如式(3-20):

$$S = \rho_t \times \sqrt{250} \quad (3-20)$$

第四章 實證分析

本章下分四小節，第一節將資料做基本特性分析與檢定；第二節利用事件研究法探討宏觀調控事件對於大陸股票市場報酬是否產生影響；第三節利用時間序列方法探討宏觀調控事件對於大陸股票報酬波動性是否產生影響；第四節為相關係數分析探討總體經濟變數對大陸股票之相關性；第五節為實證總結。

第一節 資料特性分析與檢定

一、基本統計量分析

表4-1為上海A股股價和深圳A股指數報酬的初步統計分析結果。在平均數方面，上海A股和深圳A股在2004年的宏觀調控之平均數呈現負值，顯示在這次宏觀調控期間，上海A股和深圳A股股價指數報酬平均為負報酬，而其餘兩次宏觀調控期間，股價指數報酬皆為正報酬。在標準差方面，可以看出指數報酬變動程度約為1.2%~3.7%左右，1993年的變動程度較大，上海A股為3.7%，深圳A股為3%。

在偏態係數值方面，除上海和深圳2006宏觀調控期間，股價指數報酬為左厚尾，其餘皆符合右厚尾，代表上海和深圳2006股價指數大部份都在高檔位置，但有幾個極端值股價指數再較低檔位置，當年宏觀調控影響使股市的高低點落差很大，雖然調控後股市有快速下跌，但市場資金充沛使股市很快的有反轉向上，其餘皆反之。而在峰態方面，除了上海1993和深圳2006的宏觀調控期間，股價指數報酬呈現高峰、瘦腰與厚尾的現象，代表這兩次宏觀調控期間股市散佈在高低檔極端值較多，波動也較為劇烈，其餘則呈低峰與厚腰的現象。從J-B值可以發現6個樣本期間的股價報酬皆不是呈

現常態分配，所以接下來將使用GARCH模型來做檢定。

表 4-1 基本統計量分析

		平均數	標準差	偏態	峰態	J-B 值
上海 A 股	1993 年	0.026%	3.7780%	0.611221	3.034277	102.0233 ***
	2004 年	-0.008%	1.3525%	0.427982	0.280710	7.894072 ***
	2006 年	0.280%	1.2622%	-0.570236	2.969031	96.36167 ***
深圳 A 股	1993 年	0.017%	3.0494%	0.445162	2.610884	72.25029 ***
	2004 年	-0.038%	1.3970%	0.280426	0.626127	6.596203 ***
	2006 年	0.271%	1.3795%	-0.891126	3.075861	121.1310 ***

註：***表示1%顯著水準。

二、單根檢定

在做時間序列之各項統計分析前，必須先判定資料結構是否為定態，這種檢定稱為單根檢定(unit root test)，以避免產生假性迴歸的問題。ADF單根檢定之虛無假設為序列具有單根現象，拒絕虛無假設表示序列呈定態無單根；不拒絕虛無假設則序列非定態有單根。本文使用ADF單根檢定，結果顯示各次宏觀調控期間，上海A股和深圳A股股價指數報酬達到1%的顯著水準(見表4-2 上海A股和深圳A股股價指數報酬單根檢定表)，無論有截距項、有截距項有趨勢項與無截距項無趨勢項，皆拒絕序列存在單根的虛無假設，表示序列呈定態，為穩定的時間序列資料。

表 4-2 上海 A 股和深圳 A 股股價指數報酬單根檢定表

變數名稱		有截距項	有截距項有趨勢項	無截距項無趨勢項
上海 A 股	1993 年	-16.11266 ***	-16.10530 ***	-16.14547 ***
	2004 年	-15.08499 ***	-15.26019 ***	-15.11624 ***
	2006 年	-14.78896 ***	-14.75728 ***	-14.17251 ***
深圳 A 股	1993 年	-17.42827 ***	-17.45704 ***	-17.46349 ***
	2004 年	-14.50608 ***	-14.59120 ***	-14.52752 ***
	2006 年	-14.08804 ***	-14.09948 ***	-13.64824 ***

註:***表示 1%的顯著水準。

三、自我相關檢定

經過基本統計量之Jarque-Bera檢定後，發現上海A股和深圳A股在三個期間的指數報酬都未服從常態分配假設，因此需透過自我相關檢定來檢定上海A股和深圳A股在3個期間的指數報酬是否存在自我相關。本研究利用Ljung-Box Q進行檢定，若Ljung-Box 的Q統計量顯著，則表示序列具自我相關現象。

本研究選取落後3期、6期和9期作為檢定是否與當期報酬存有相關性。檢定結果，在10%的顯著水準下，上海A股的3個期間在落後6期時都存在相關性，而上海1993年在落後3期在1%的顯著水準下時也存在相關性，而在上海1993年和2006年在落後9期在5%的顯著水準下時也存在相關性。深圳A股的3個期間在落後6期都在10%的顯著水準下時也都存在相關性，而深圳1993年在落後3期在1%的顯著水準下時也存在相關性。上述檢定序列資料顯著拒絕無自我相關的虛無假設，隱含序列存在自我相關現象，因此需配適最適ARMA模型。

表 4-3 上海 A 股和深圳 A 股股價指數報酬自我相關檢定表

		L-B Q(3)	L-B Q(6)	L-B Q(9)
上海 A 股	1993 年	8.6732 ***	9.3714 *	17.195 **
	2004 年	2.4605	8.1588 *	9.5632
	2006 年	1.5568	12.607 **	15.699 **
深圳 A 股	1993 年	9.4818 ***	11.582 **	4.4559
	2004 年	4.9602 **	8.6673 *	10.871
	2006 年	2.0638	9.2750 *	13.263 *

註：1. *表示10%的顯著水準；**表示5%的顯著水準；***表示1%的顯著水準。

2. L-B Q() 為 Ljung-Box 統計量。

四、配適最適ARMA

表4-4為經過配適後之最適ARMA模型，所以本研究在進行ARMA 模型配適時，取AIC值最小、 p 值顯著且符合白噪音的假設來選取最適模型。配適結果，上海A股的三個期間最適ARMA模型為ARMA(2,2)，深圳A股在1993年的最適ARMA模型為ARMA(3,3)，而在2004年和2006年的最適ARMA模型為ARMA(2,2)，在經過最適ARMA模型配適後，仍進一步需檢定序列資料是否存在異質性現象。

表 4-4 上海 A 股和深圳 A 股配適最適 ARMA 表

	年份	最適 ARMA	AIC 值
上海 A 股	1993 年	ARMA (2,2)	-3.714627 *
	2004 年	ARMA (2,2)	-5.757664 *
	2006 年	ARMA (2,2)	-5.907484 *
深圳 A 股	1993 年	ARMA (3,3)	-4.129172 *
	2004 年	ARMA (2,2)	-5.679495 *
	2006 年	ARMA (2,2)	-5.718201 *

註：*表示 AIC 值(Akaike Information criterion)最小者。

五、異質性檢定

異質性檢定為檢定序列是否存在異質性。虛無假設為序列無異質性的現象，若不拒絕虛無假設表示序列不存在異質性；反之，若拒絕虛無假設表示序列存在異質性。本研究運用Ljung-Box檢定，作為異質性檢定標準檢定。若序列存在異質性，則需利

用消除其異質性效果的GARCH 模型來進行迴歸估計。

由表4-5可知有關異質性檢定結果，顯示不論在落後3期、6期或9期，在5%的顯著水準下，序列都存在異質性。因此，為消除異質性本研究以配適過後GARCH模型來進行迴歸。

表 4-5 上海 A 股和深圳 A 股股價指數報酬之異質性檢定表

		L-B $Q^2(3)$	L-B $Q^2(6)$	L-B $Q^2(9)$
上海 A 股	1993 年	7.9565 ***	8.7594 *	16.257 **
	2004 年	7.1455 ***	9.5035 **	10340
	2006 年	2.2302	21.393 ***	23.403 ***
深圳 A 股	1993 年	11.370 ***	46.633 ***	47.341 ***
	2004 年	10.177 ***	18.543 ***	19.898 ***
	2006 年	0.8483	12.544 **	13.509 *

註: 1.***表示1%的顯著水準；**表示5%的顯著水準；* 表示10%的顯著水準。

2. L-B()是報酬平方項的 Ljung-Box 值。

第二節 事件研究法分析

在本節中將實證結果分為兩大部份:第一部份在於探討事件期的累積異常報酬的實證分析；第二部份將實證結果進行比較，以上海A股和深圳A股同期間的累積異常報酬比較。

一、事件期累積異常報酬分析

表4-6a和表4-6b為事件期的累積異常報酬及檢定。而從圖4-1和圖4-2中我們可以明顯的發現上海A股和深圳A股在3段事件期，都有顯著負的累積異常報酬存在，尤其1993年的宏觀調控最為明顯。在事件日前累積異常報酬還為正的報酬，而事件日後累

積異常報酬就變為負的報酬。在上海A股的三段事件期裡，以1993年的負的累積異常報酬最大為-20.15%，而2004年的-15.92%次之，2006年的負的累積異常報酬最小為-8.99%；在深圳A股的3段事件期中，以2004年的負的累積異常報酬最大為-17.67%，1993年的-13.05%次之，而2006年的負的累積異常報酬最小為-8.52%。

我們可以從以上實證分析中得到一些結論，不論上海A股還是深圳A股，在2006年的股市在事件期中受宏觀調控影響的力量最小，因為實證發現在事件期當中其負的累積異常報酬相較於其他兩個期間都比較小，而以1993年的宏觀調控影響上海A股最大，其負的累積異常報酬為整體市場中最大的，而以2006年的宏觀調控影響上海A股最小，其負的累積異常報酬為整體市場中最小的。因為1993年的上海A股，當時大多為國有企業掛牌上市，當時還沒開放外資投資，大陸內地投資者的資金有很少，所以政府宏觀調控的影響性才會如此之大，負的累積異常報酬為-20.15%；而到了2006年的上海A股，此時已經開放外資投資，而且大陸內地投資者也因為由共產主義走向社會主義，也開始買股票投資，使上海A股資金量能充沛，所以政府宏觀調控的影響性大減，負的累積異常報酬為-8.52%。

表 4-6a 上海 A 股各事件期累積異常報酬檢定表

事件期	1993		2004		2006	
	CAR	T(CAR)	CAR	T(CAR)	CAR	T(CAR)
-10	-0.75%	-0.10 ***	-0.48%	-0.10	-1.29%	-0.36 ***
-9	0.03%	0.00 ***	-1.15%	-0.25	-0.76%	-0.21 ***
-8	-2.93%	-0.38 ***	-2.43%	-0.53	-1.49%	-0.41 ***
-7	-2.60%	-0.34 ***	-3.72%	-0.81	-7.26%	-2.02 ***
-6	-2.12%	-0.28 ***	-3.05%	-0.66	-7.53%	-2.10 ***
-5	-2.90%	-0.38 ***	-4.34%	-0.94	-10.44%	-2.91 ***
-4	-0.30%	-0.04 ***	-4.93%	-1.07	-10.74%	-2.99 ***
-3	-0.92%	-0.12 ***	-6.23%	-1.35	-11.44%	-3.19 ***
-2	1.59%	0.21 ***	-6.07%	-1.32	-12.97%	-3.62 ***
-1	-0.67%	-0.09 ***	-7.63%	-1.66	-13.21%	-3.68 ***
0	-1.70%	-0.22 ***	-7.84%	-1.70	-10.99%	-3.06 ***
1	-2.90%	-0.38 ***	-9.51%	-2.06	-10.63%	-2.96 ***
2	-6.59%	-0.87 ***	-10.05%	-2.18	-10.64%	-2.97 ***
3	-12.60%	-1.65 ***	-11.96%	-2.60	-10.68%	-2.98 ***
4	-11.98%	-1.57 ***	-11.15%	-2.42	-11.23%	-3.13 ***
5	-12.95%	-1.70 ***	-13.58%	-2.95	-11.04%	-3.08 ***
6	-16.23%	-2.13 ***	-13.29%	-2.88	-9.73%	-2.71 ***
7	-19.04%	-2.50 ***	-11.23%	-2.44	-9.77%	-2.72 ***
8	-16.21%	-2.13 ***	-11.83%	-2.57	-10.19%	-2.84 ***
9	-20.28%	-2.66 ***	-14.25%	-3.09	-8.62%	-2.40 ***
10	-20.15%	-2.65 ***	-15.92%	-3.45	-8.99%	-2.51 ***

註: ***表示1%的顯著水準。

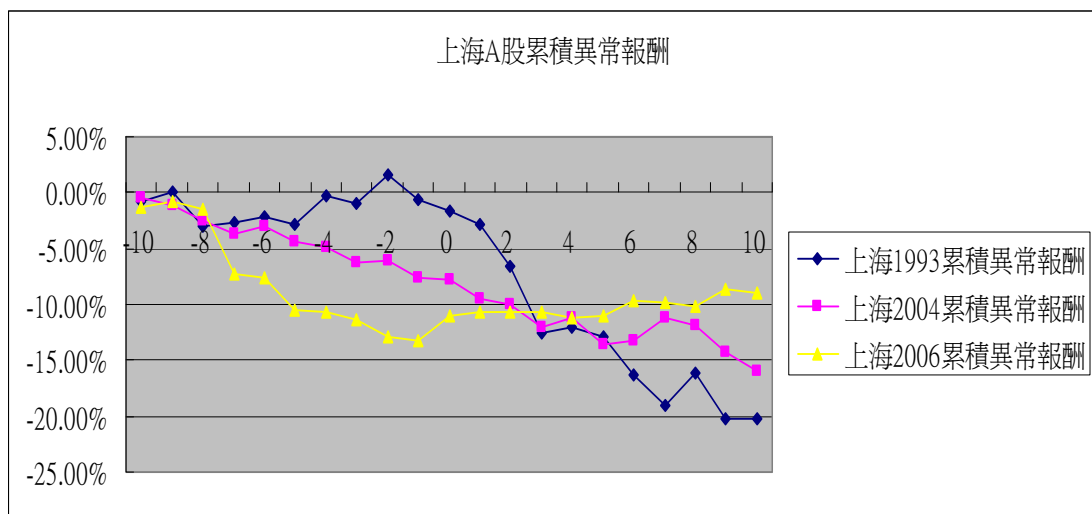


圖 4-1 上海 A 股各事件期累積異常報酬

表 4-6b 深圳 A 股各事件期累積異常報酬檢定表

事件期	1993		2004		2006	
	CAR	T(CAR)	CAR	T(CAR)	CAR	T(CAR)
-10	-0.56%	-0.11 ***	-0.08%	-0.01	-1.06%	-0.31 ***
-9	5.42%	1.05 ***	-0.78%	-0.14	-0.19%	-0.05 ***
-8	2.41%	0.47 ***	-2.96%	-0.54	-1.09%	-0.32 ***
-7	2.32%	0.45 ***	-4.44%	-0.81	-7.44%	-2.17 ***
-6	3.56%	0.69 ***	-4.21%	-0.77	-7.84%	-2.28 ***
-5	5.46%	1.06 ***	-5.63%	-1.03	-10.26%	-2.99 ***
-4	2.74%	0.53 ***	-6.83%	-1.24	-10.37%	-3.02 ***
-3	2.05%	0.40 ***	-7.92%	-1.44	-10.51%	-3.06 ***
-2	2.50%	0.48 ***	-7.55%	-1.37	-11.92%	-3.47 ***
-1	0.92%	0.18 ***	-9.45%	-1.72	-12.21%	-3.56 ***
0	-1.06%	-0.20 ***	-9.84%	-1.79	-10.24%	-2.98 ***
1	1.75%	0.34 ***	-11.18%	-2.04	-9.33%	-2.72 ***
2	1.59%	0.31 ***	-11.67%	-2.13	-9.32%	-2.72 ***
3	-1.74%	-0.34 ***	-14.10%	-2.57	-10.19%	-2.97 ***
4	-2.14%	-0.41 ***	-14.14%	-2.58	-10.91%	-3.18 ***
5	-2.04%	-0.39 ***	-16.63%	-3.03	-10.39%	-3.03 ***
6	-4.24%	-0.82 ***	-16.41%	-2.99	-8.85%	-2.58 ***
7	-8.31%	-1.60 ***	-13.97%	-2.55	-9.11%	-2.65 ***
8	-9.26%	-1.79 ***	-14.52%	-2.64	-9.63%	-2.80 ***
9	-9.67%	-1.87 ***	-16.89%	-3.08	-7.88%	-2.30 ***
10	-13.05%	-2.52 ***	-17.67%	-3.22	-8.52%	-2.48 ***

註: ***表示1%的顯著水準。

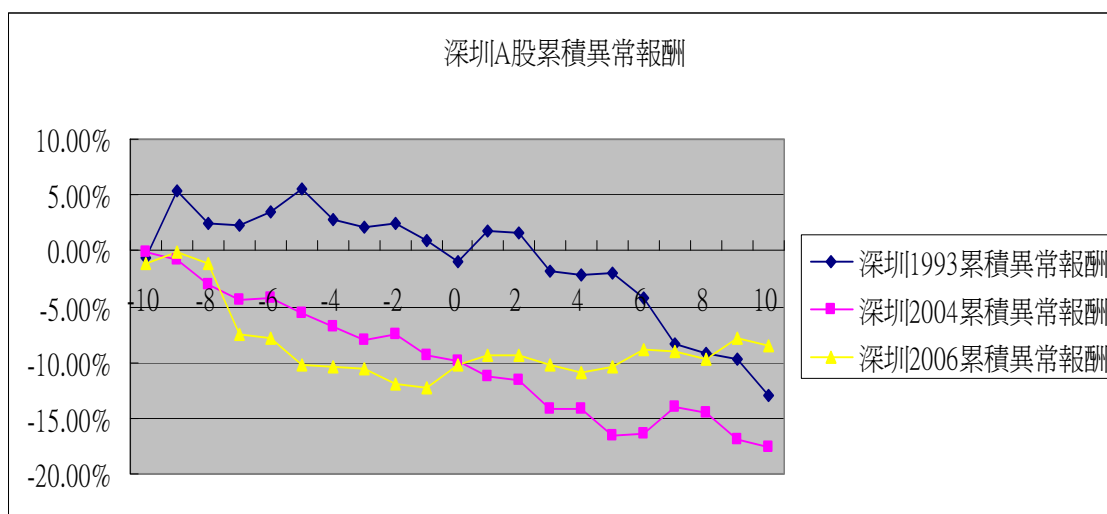


圖 4-2 深圳 A 股各事件期累積異常報酬

二、上海A股和深圳A股同期間的累積異常報酬比較

(一) 上海和深圳1993年累積異常報酬比較

圖4-3為上海和深圳1993年累積異常報酬比較。我們可從圖中發現深圳A股在事件日之前累積異常報酬還是為正的，事件日以後累積異常報酬才變為負的。而單純比較此兩市場可以發現，上海A股在事件期裡的負的累積異常報酬大於深圳A股，在事件期裡兩者的負的累積異常報酬相差了7.1%。

(二) 上海和深圳2004年累積異常報酬比較

圖4-4 上海和深圳2004年累積異常報酬比較，我們可以從圖中發現上海A股和深圳A股在事件期中走勢很相近，而且都是從事件日前就都出現負的累積異常報酬，而且都在事件日後的第6天出現小反彈。而單純比較此兩市場可以發現，深圳A股在事件期裡的負的累積異常報酬大於上海A股，在事件期裡兩者的負的累積異常報酬只相差了1.75%。

(三) 上海和深圳2006年累積異常報酬比較

圖4-5為上海和深圳2006年累積異常報酬比較。我們可以從圖中發現上海A股與深圳A股在事件期中走勢更為相近，而且都在事件日前8日就已經開始反映宏觀調控事件，開始加速出現負的累積異常報酬，反而到了事件日之後卻出現負的累積異常報酬逐漸縮小。而單純比較此兩市場可以發現，上海A股在事件期中的負的累積異常報酬大於深圳A股，在事件期中兩者的負的累積異常報酬相差了0.47%。

(四) 上海和深圳累積異常報酬比較小結

我們可以從上述歸納出幾點結論，2006年兩市場在事件期受到宏觀調控影響最小，2004年次之，而以1993年兩市場在事件期受到宏觀調控影響最大，因為當時大陸股票市場規模還很小，還是一個未成熟的市場，而且當時市場政府為最大的投資者，所以市場上其餘投資資金並不充足，當央行調升存款準備率時，對股市資金的緊縮影

響程度為最大，才會造成這種差異結果。而到了2006年就可以看出兩市場受到訊息的衝擊接近一致，政府不再是市場中最大的投資者，外資和內資的資金進駐，使央行調升存款準備率時，對股市資金的緊縮影響程度為最小，從另外一個角度也可以看出大陸股市漸漸走向效率市場。

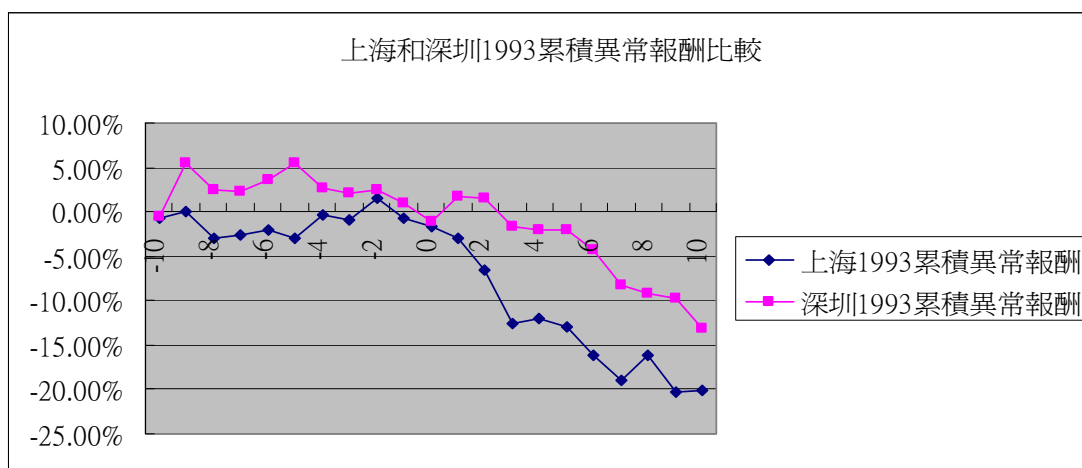


圖 4-3 上海和深圳 1993 年累積異常報酬比較

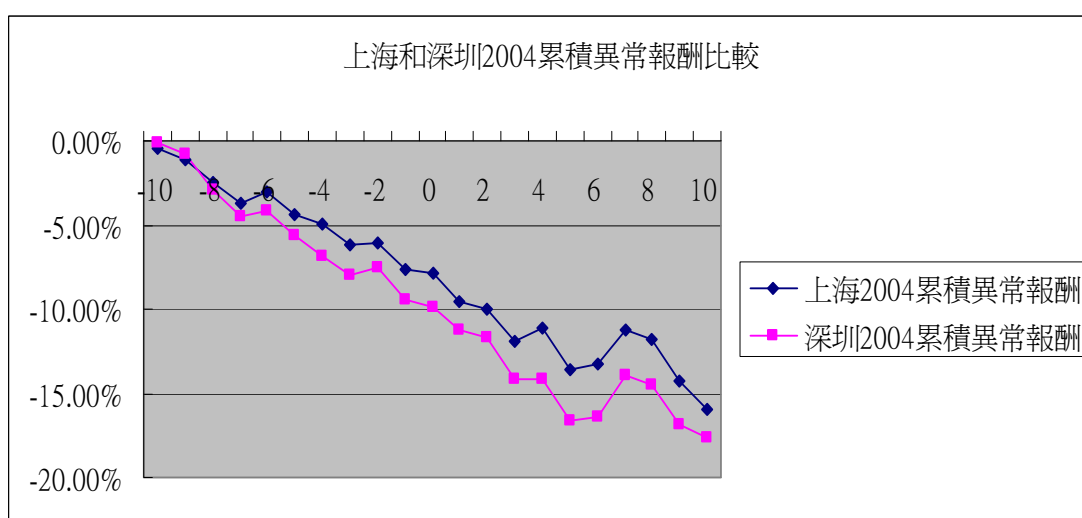


圖 4-4 上海和深圳 2004 年累積異常報酬比較

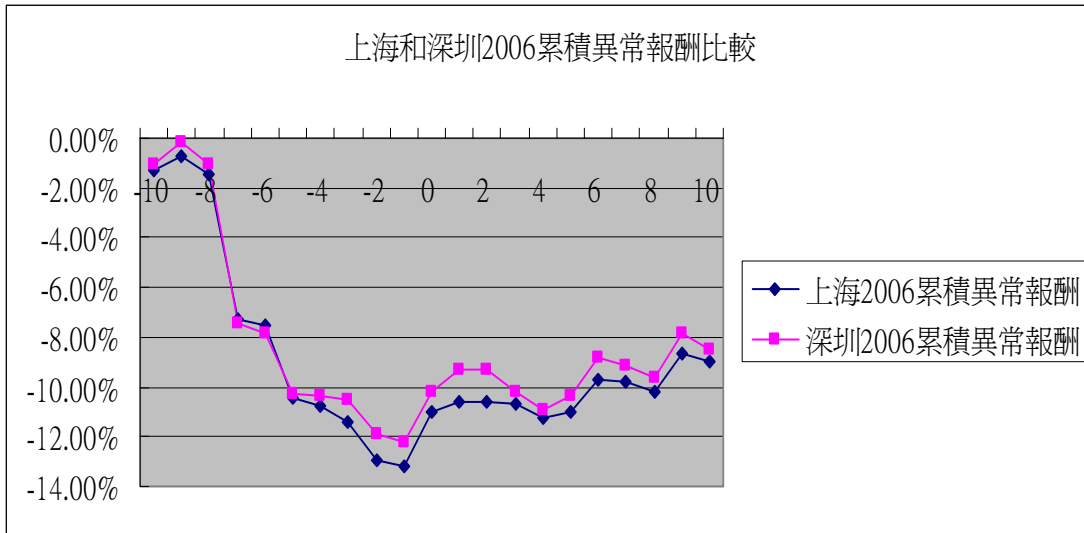


圖 4-5 上海和深圳 2006 年累積異常報酬比較

第三節 時間序列分析

一、各宏觀調控期間上海A股和深圳A股指數報酬之條件變異數方程式設定

本研究將已捕捉序列相關的ARMA 模型之條件平均數做為股價報酬條件變數異數的基礎，由於各次宏觀調控期間，上海A股深圳A股股價指數報酬時間序列存在異質性，因此在條件變異數方程式之設定方面，必需採用GARCH 模型來捕捉此特性。另外，本研究以大陸央行調升存款準備率(若遇假日提前一日)作為宣告日，在條件變異數方程式中加入虛擬變數，以宣告日前後時間點來觀察宏觀調控事件是否對於上海A股和深圳A股股價指數報酬波動性造成影響，也觀察此訊息對股價指數報酬的衝擊影響，分別將1993年、2004年、2006年實證結果列於表4-7a和4-7b，並做以下分析。

由表4-7a和4-7b台灣加權股價指數之GARCH(1,1)模型中可以看出GARCH模型下，各宏觀調控期間上海A股和深圳A股股價指數報酬符合 $\omega > 0$ 、 $\alpha_1 > 0$ 、 $\beta_1 > 0$ 與 $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ ，顯示滿足GARCH模型條件的恆定性。 β_1 表示為訊息的衝擊大小，實證結果顯示，上海A股和深圳A股三個期間的 β_1 係數皆達1%的顯著水準。

表 4-7a 上海 A 股股價指數之 GARCH(1,1)模型

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + d_1 D \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} \quad \varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$d_1=0$ 調升日前； $d_1=1$ 調升日後

上海 A 股			
	1993 年	2004 年	2006 年
α_0	0.000150 ***	2.51E-05	4.20E-06 *
α_1	-0.027026 **	0.038792	0.054998 **
β_1	0.964399 ***	0.804548 ***	0.929000 ***
d_1	-0.000130 ***	6.72E-06	-1.80E-06
$\alpha_1 + \beta_1$	0.937373	0.84334	0.983998

註: ***表示1%顯著水準，**表示5%顯著水準，*表示10%顯著水準。

表 4-7b 深圳 A 股股價指數之 GARCH(1,1)模型

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^q \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + d_1 D \varepsilon_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-1} \quad \varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$d_1=0$ 調升日前； $d_1=1$ 調升日後

深圳 A 股			
	1993 年	2004 年	2006 年
α_0	0.000162	2.60E-05	4.57E-06 **
α_1	0.140131 **	0.055872	0.034407 **
β_1	0.714751 ***	0.762160 ***	0.949227 ***
d_1	-5.34E-05	1.83E-05	-1.68E-06
$\alpha_1 + \beta_1$	0.854882	0.818032	0.983634

註: ***表示1%顯著水準，**表示5%顯著水準。

$\alpha_1 + \beta_1$ 表示為波動的持續性，當波動的持續性愈大，則未來波動率受到當前衝擊的影響持續愈久。實證結果顯示上海A股和深圳A股2006年的股價報酬存在強烈的波動叢聚性，股價報酬接近1係數，顯示股價指數報酬對訊息衝擊有很高的持續性。然而上海A股和深圳A股2004年的股價報酬波動性持續較低，其中又以2004年的深圳A股最低(0.818032)，而上海A股1993年和深圳A股1993年波動持續性的差異較大，分別

為(0.937373)和(0.854882)。

前期殘差項平方之估計參數 d_1 為探討加入虛擬變數後，宏觀調控是否對股價波動造成影響，下列將分別針對上海A股及深圳A股宏觀調控分析之。

(一)上海A股的調升存款準備率

在加入時間虛擬變數(d_1)後，以3次宏觀調控的央行調升存款準備率為事件日(若遇假日則提前一日)，分別以1993/07/01、2004/04/25和2006/06/16為事件日，探討宏觀調控的央行調高存款準備率是否對於股價波動性造成影響。在表4-7a中，前期殘差項平方之估計參數(d_1)顯著的僅有1993年的宏觀調控(其估計係數為-0.000130)，表示在大陸央行調升存款準備率後，前期未預期報酬比存款準備率調升前對股價報酬波動之影響還要高；而2004年和2006年的宏觀調控其參數估計值不顯著，表示在大陸央行調升存款準備率之後，前期未預期報酬對於股價報酬波動之影響並無存款準備率調升前高。

(二)深圳A股的調升存款準備率

在加入時間虛擬變數(d_1)後，以3次宏觀調控的央行調升存款準備率為事件日(若遇假日則提前一日)，分別以1993/07/01、2004/04/25和2006/06/16為事件日，探討宏觀調控的央行調高存款準備率是否對於股價波動性造成影響。在表4-7b中，前期殘差項平方之估計參數(d_1)均不顯著，表示在大陸央行調升存款準備率之後，前期未預期報酬對於股價報酬波動之影響並無存款準備率調升前高。

二、各宏觀調控期間上海A股和深圳A股指數報酬之歷史波動率

我們利用報酬率所計算之移動平均歷史波動率，亦即計算研究期間內之真實波動率，來搭配 GARCH 模型解釋波動率不足的地方。以下為取事件日前後 120 日繪製事件發生前後之波動率走勢圖。

(一)上海A股的調升存款準備率

以三段期間宏觀調控的上海A股歷史波動率來看，從圖4-6中可以發現1993年上海A股在事件日前的波動率並不大，但是當事件日之後波動率先變小然後變大，波動變的較為劇烈。而在2004年上海A股的歷史波動率圖4-7中可以發現，在事件日前波動率變小，但是事件日後波動率明顯增加。而在2006年上海A股的歷史波動率圖4-8中可以發現，在事件日前波動率就開始明顯的放大，而事件日後波動率還是持續變大，直到事件日後的50天，波動率才又漸漸的變小。

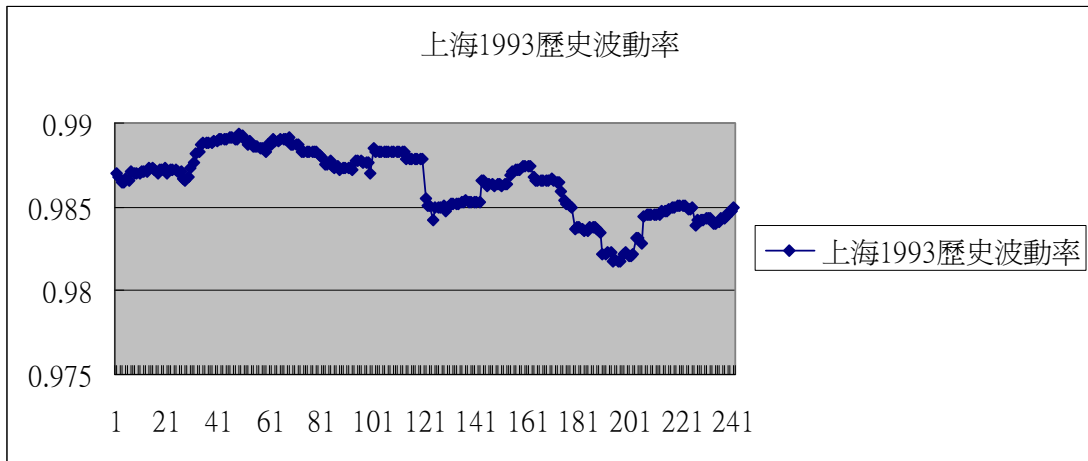


圖 4-6 1993 年上海 A 股事件期歷史波動率

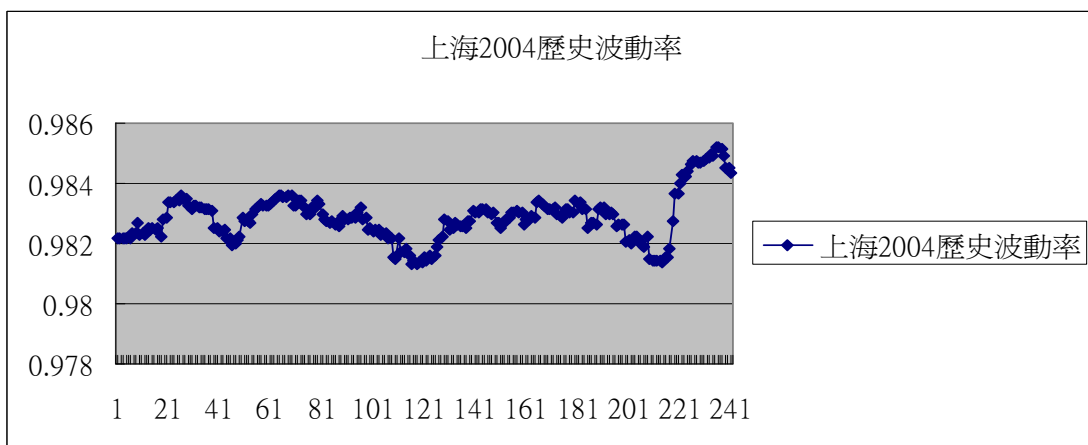


圖 4-7 2004 年上海 A 股事件期歷史波動率

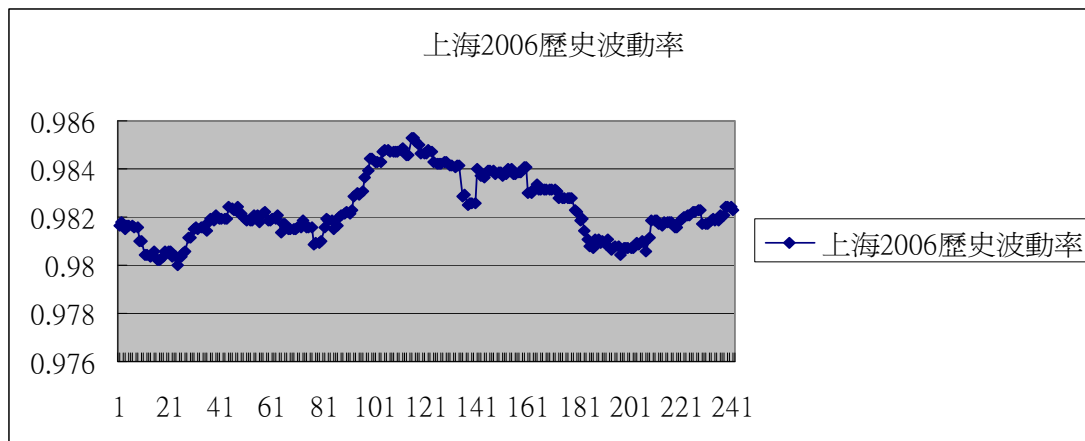


圖 4-8 2006 年上海 A 股事件期歷史波動率

(二)深圳A股的調升存款準備率

以三段期間宏觀調控的深圳A股歷史波動率來看，從圖4-9中可以發現1993年深圳A股在事件日前40天波動率就開始變大，到事件日前10天波動率稍為變小，但是在事件日後波動率馬上又非常明顯的放大，可以從圖4-6和圖4-9中發現1993年上海A股與深圳A股歷史波動率不太相同。而在2004年深圳A股的歷史波動率圖4-10中可以發現，在事件日前波動率變小，而事件日後波動率也一樣明顯增加，此項結果與上海A股2004年的歷史波動率結果相似。而在2006年深圳A股的歷史波動率圖4-11中可以發現，在事件日前波動率就開始明顯的放大，而事件日後波動率還是持續變大，也是直到事件日後的50天，波動率才又漸漸的變小，此結果也與上海A股2006的歷史波動率有相似的結果。

(三)歷史波動率小結

由以上結果可以總結出兩點結論：(1)由歷史波動率的實證結果可以發現，在事件日前後，上海A股與深圳A股都有劇烈的股價波動，代表大陸央行調高存款準備率，的確會對股市帶來衝擊；(2)除了1993年上海A股與深圳A股的歷史波動率走勢不太相同之外，剩下兩個期間的上海A股與深圳A股的歷史波動率走勢大致相同，因該與股市的自由機制有關係，還有消息的傳遞速度有關，因為市場規模已經趨於成熟有效率。

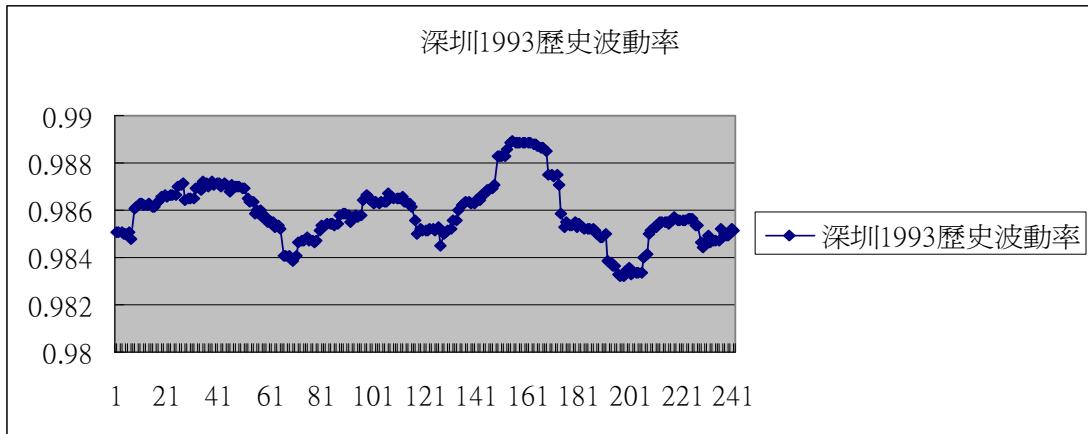


圖 4-9 1993 年深圳 A 股事件期歷史波動率

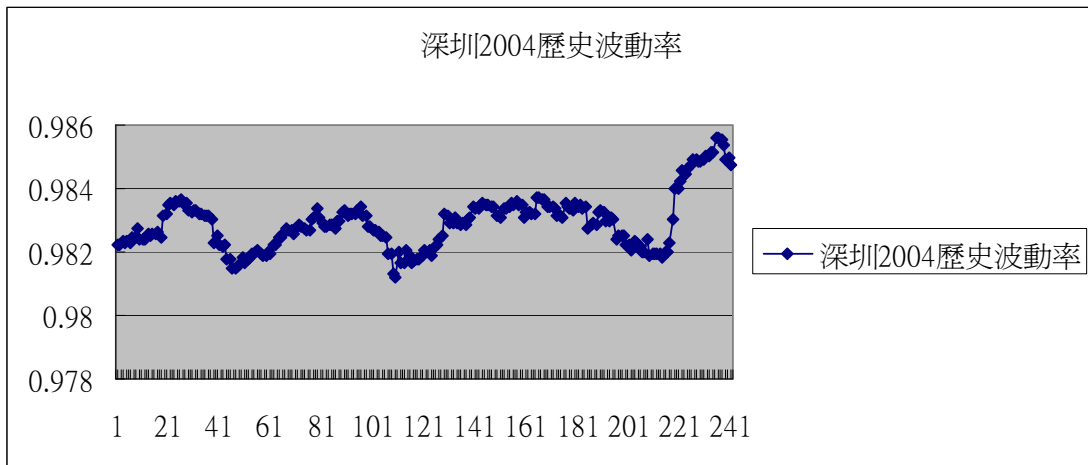


圖 4-10 2004 年深圳 A 股事件期歷史波動率

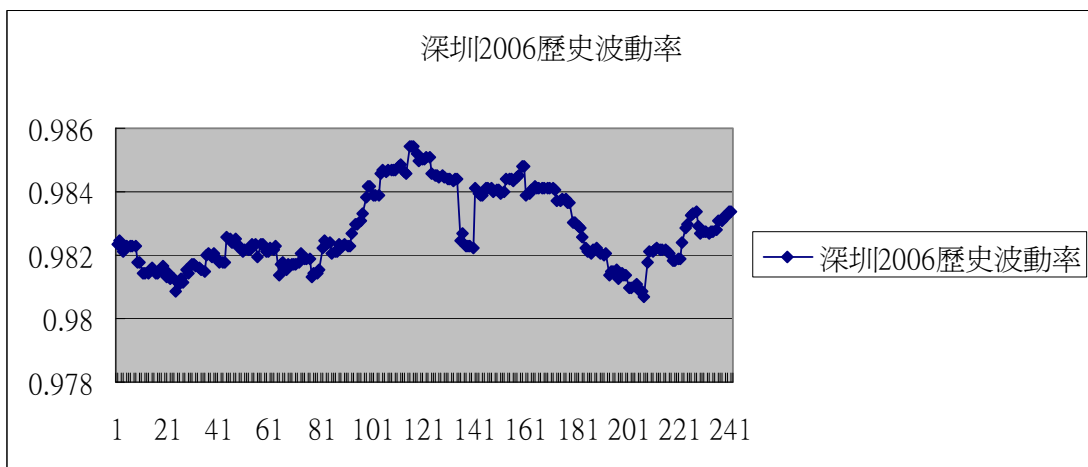


圖 4-11 2006 年深圳 A 股事件期歷史波動率

第四節 相關係數分析

一、上海A股和深圳A股宏觀調控期間與總體經濟的相關係數分析

本研究使用上海A股和深圳A股股價指數在3次宏觀調控期間的每月收盤價，與大陸總體經濟指標進行相關係數分析，選取的變數為與本研究主題相關連的變數以及根據文獻探討裡過去學者使用的變數，從中去瞭解上海A股和深圳A股與各總體經濟指標之間，是正相關或是負相關。

- 1.消費者物價指數：與居民生活有關的產品及勞務價格統計出來的物價變動指標。
- 2.工業生產指數：表示工業部門生產水準變動情況的經濟指標。
- 3.美元匯率：表示人民幣兌換美元的兌換比率。
- 4.一年期定存利率：銀行一年期存款的牌告利率。

(一)上海A股的相關係數分析

以3段期間宏觀調控的上海A股相關係數分析來看，從表4-8a我們可以發現1993年與2004年的股價指數與各總體經濟指標的相關性比較一致，除了美元匯率這個變數再1993年是呈現負相關，然而在2004年是呈現正相關之外，其於指標都是一致的。而在2006年的股價指數與各總體經濟指標的相關性卻剛好與2004年是相反的。

表 4-8a 上海 A 股相關係數分析

	1993 年股價指數	2004 年股價指數	2006 年股價指數
消費者物價指數	— (-0.7624)	— (-0.7042)	+ (0.3277)
工業生產指數	+ (0.0946)	+ (0.2899)	— (-0.4749)
美元匯率	— (-0.5436)	+ (0.1289)	— (-0.9328)
一年期定存利率	— (-0.7795)	— (-0.3881)	+ (-0.9328)

註：「+」正相關；「-」負相關；()內為係數值。

(二)深圳A股的相關係數分析

以三段期間宏觀調控的深圳A股相關係數分析來看，從表4-8b我們可以發現，在三段期間深圳A股與各總體經濟指標的相關性，恰巧與上海A股是一樣的。

(三)相關係數分析小結

從表4-9和表4-10中，我們可以發現上海A股與深圳A股在三段期間，與各總體經濟指標的相關性的是一致的。我們可以發現在1993年和2004年股價指數與消費者物價指數呈現負相關，與工業生產指數呈現正相關，與一年期定存利率呈現負相關，只有在大陸對美元匯率是呈現相反方向。然而1993年和2006年的股價指數與大陸對美元匯率則都呈現負相關。

表 4-8b 深圳 A 股相關係數分析

	1993 年股價指數	2004 年股價指數	2006 年股價指數
消費者物價指數	— (-0.7975)	— (-0.7558)	+ (0.2735)
工業生產指數	+ (0.3359)	+ (0.3616)	— (-0.3959)
美元匯率	— (-0.8036)	+ (0.1545)	— (-0.8840)
一年期定存利率	— (-0.8565)	— (-0.3694)	+ (0.6938)

註：「+」正相關；「-」負相關；()內為係數值。

第五節 實證總結

本研究針對上海A股與深圳A股股價指數報酬，利用事件研究法、GARCH模型，歷史波動率以及相關係數分析，來探討宏觀調控的央行調升存款準備率對於股票報酬

短期及長期之影響，在設定模型前須先將資料做基本分析與檢定，來確保模型的適切性，再進一步去分析所要探討的主題。

由自我相關檢定的結果可以發現三次宏觀調控期間的上海A股與深圳A股其股價指數報酬存在自我相關的現象，若報酬存在自我相關，此時必須考慮報酬存在條件異質變異數的問題，否則會得到不一致的參數估計值，而在條件異質性檢定中發現三次的宏觀調控期間的上海A股與深圳A股股價指數報酬皆存在條件異質性的現象，這代表殘差平方項可能存在著若干資訊，因此以GARCH模型來捕捉這兩個現象。

當模型確定後，分別針對宏觀調控央行調升存款準備率事件對於大陸股票短期以及長期影響來進行實證分析。在短期分析方面，事件期以負的異常報酬較多，且累積異常報酬也都為負的，不論上海A股還是深圳A股，在2006年的宏觀調控影響股市的力量最小，因為其負的累積異常報酬相較於其他兩個期間都比較小。而以1993年的宏觀調控影響上海A股最大，其負的累積異常報酬為整體市場中最大的。而2006年的宏觀調控影響上海A股最小，其負的累積異常報酬為整體市場中最小的。而在比較兩市場累積異常報酬方面，2006年兩市場在事件期受到宏觀調控影響最小，2004年次之，而以1993年兩市場在事件期受到宏觀調控影響最大，因為當時大陸股票市場規模還很小，還是一個未成熟的市場，而且當時市場政府為最大的投資者，所以市場上其餘投資資金並不充足，當央行調升存款準備率時，對股市資金的緊縮影響程度為最大，才會造成這種差異結果。而到了2006年就可以看出兩市場受到訊息的衝擊接近一致，政府不再是市場中最大的投資者，外資和內資的資金進駐，使央行調升存款準備率時，對股市資金的緊縮影響程度為最小，從另外一個角度也可以看出大陸股市漸漸走向效率市場。

在探討完短期分析後，進一步探討宏觀調控事件對上海A股與深圳A股股價指數報酬的長期影響。在長期分析方面主要是探討宏觀調控央行調升存款準備率事件對於

大陸股價波動的影響。實證結果顯示，上海A股和深圳A股三個期間的 β_1 係數皆達1%的顯著水準。而在波動持續性方面上海A股和深圳A股2006年的股價報酬存在強烈的波動叢聚性，股價報酬接近1係數，顯示股價指數報酬對訊息衝擊有很高的持續性，然而上海A股和深圳A股2004年的股價報酬波動性持續較低，其中又以2004年的深圳A股最低(0.818032)，而上海A股1993年和深圳A股1993年波動持續性的差異較大，分別為0.937373和0.854882。然而只有上海A股1993年的宏觀調控後，股價報酬之波動較宏觀調控前來的明顯，其餘在宏觀調控後，股價報酬之波動沒有宏觀調控前高。

經過上面各項的實證分析，我們最後再將上海A股和深圳A股股價指數與各總體經濟指標做一個相關係數分析，從中去了解上海A股和深圳A股與各總體經濟指標之間，是正相關或是負相關。我們發現上海A股與深圳A股在3段期間，與各總體經濟指標相關性是一致的；在1993年和2004年股價指數與消費者物價指數呈現負相關，與工業生產指數呈現正相關，與一年期定存利率呈現負相關，只有在美元匯率是呈現相反方向。然而1993年和2006年的股價指數與美元匯率則都呈現負相關。由此可知宏觀調控期間緊縮市場貨幣使資金匯出造成匯率與股價指數呈現相反方向，根據匯率原始資料發現2004年因為資金匯出並不明顯股市也沒有明顯降溫，所以才會匯率與股價指數呈現相同方向，故在兩年後再次實施宏觀調控緊縮市場資金，而2006年就可以發現調控的效果，匯率與股價指數則呈現相反方向走勢。而2004年股價指數與消費者物價指數呈現負相關，但2006年股價指數與消費者物價指數呈現正相關，原因是2006年時國民所得增加和外資的湧入，使市場資金相當充沛，國民消費支出也相對增加，所以造成消費者物價指數上漲，股價指數也跟著上漲的現象。

第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究探討宏觀調控事件對於大陸股票市場之影響，樣本期間為1992~2006內共3次的宏觀調控事件，首先以事件研究法探討宏觀調控事件對於大陸股票市場所造成之短期影響，更進一步利用時間序列模型探討宏觀調控事件對於大陸股票市場波動性之長期影響。

由於先前的文獻很少用計量方法去分析宏觀調控事件，所以本文使用計量方法去分析宏觀調控事件的影響。在事件研究法的實證發現，在3次的宏觀調控事件中，在1%的顯著水準下都有顯著的負的累積異常報酬，表示政府宣佈宏觀調控央行調升存款準備率後的确會造成上海A股和深圳A股股價指數下跌，表示宏觀調控政策的確是有將過熱的市場降溫的趨勢。

而累積異常報酬主要是在瞭解宏觀調控事件前後數日內股市的變化，而在時間序列分析中，使用GARCH模型和歷史波動率去分析宏觀調控事件央行調升存款準備率對上海A股和深圳A股股價指數的波動性。

欲比較上海A股和深圳A股分別受宏觀調控所影響之程度，我們可以從股市的結構中去發現，上海A股多以工業公司，深圳A股的公司則以地區性公司為主，從事件期的累積異常報酬可以發現，除了2004年以外，1993年和2006年上海A股在事件期的負的累積異常報酬都比深圳A股來的大，所以我們認為工業類股受宏觀調控央行調升存款準備率的影響比較大。依目前大陸政策傾向未來將全力發展上海A股，新上市企

業已不再分配到深圳A股掛牌，所以未來上海A股受宏觀調控的影響性，因該遠大於深圳A股。

欲瞭解造成上海A股和深圳A股在1993年與2004年和2006年的宏觀調控中，波動性會不同的主要原因，則要去比較這3個時期國家的時空環境與政治政策的不同所造成的影響，為什麼1993年上海A股在宏觀調控之後股市有顯著的較宏觀調控前波動性來的大，而其他期間則沒有顯著來的大，主要的原因是1993年當時大陸的股市還不是很開放自由，受到國家的影響很大，而且當時外來的資金量能也很少，所以等於政府是控制股市最大的幕後黑手，所以1993年的宏觀調控後影響股市的波動性最大。而到了2004年和2006年，因為大陸已經從共產主義走向了社會主義，金融市場的自由機制已經慢慢形成當中，加上此時中國大陸的經濟成長率每年都維持在10%以上，所以股市也開始熱絡起來，很多的外資都爭相的把資金投資在大陸股市當中，雖然此時政府實施宏觀調控為市場降溫，但是宏觀調控已經不像1993年時的影響性那麼大了，因為此時大陸股市裡的資金動能很充足，而且有相當多的外資進駐，雖然大陸股市的開放程度還是比不上香港股市，但是與1993年當時相比，已經進步很多了，所以投資者們也不必過度恐慌，只需要建立適當的避險部位即可。

從相關係數分析當中我們可以發現，上海A股與深圳A股在三段期間與各總體經濟指標的相關性是完全一致的，代表國家的總體經濟變化對兩個股市的影響是一致的。然而1993年和2004年與總體經濟指標的相關性，除了對美元匯率是呈現相反方向，其餘都是呈現相同方向，由此可知宏觀調控期間緊縮市場貨幣使資金匯出造成匯率與股價指數呈現相反方向，根據匯率原始資料發現2004年因為資金匯出並不明顯股市也沒有明顯降溫，所以才會匯率與股價指數呈現相同方向，故在兩年後再次實施宏觀調控緊縮市場資金，而2006年就可以發現調控的效果，匯率與股價指數則呈現相反方向走勢。而2004年股價指數與消費者物價指數呈現負相關，但2006年股價指數與消費者物價指數呈現正相關，原因是2006年時國民所得增加和外資的湧入，使市場資金

相當充沛，國民消費支出也相對增加，所以造成消費者物價指數上漲，股價指數也跟著上漲的現象。因為大陸政府對總體經濟的操控影響性慢慢的減少，然後中國股市與國際股市的連動性越來越高，資金的流動更為快速，國際的投資客與避險基金紛紛湧入中國股市炒股，所以不再是政府可以一手掌控，造成2004年和2006年與總經濟指標的相關性，卻剛好都呈現相反方向。

在未來大陸政府還會有多次的宏觀調控措施，因為中國大陸的經濟成長腳步實在太快了，所以沒有適度的宏觀調控會很快的拉大貧富差距。而在未來大陸股市方面依本研究實證發現，宏觀調控措施對大陸股市的影響力會越來越弱，因為大陸股市會逐漸的走向受市場的自由機制影響較大。要投資大陸股市的投資人，可以參考本研究的結果，在宏觀調控實施前降低持股比例或是放空大陸股市，因為宏觀調控的央行調升存款準備率是一種緊縮市場貨幣的政策，所以當政府實施宏觀調控時，會造成上海A股和深圳A股股價指數下跌，在宏觀調控之前當大陸股市過熱時，政府如果將實施宏觀調控政策，投資人可以馬上出脫手中持股，然後反手放空股市，而在宏觀調控之後可以尋找低點逢低佈局，因為宏觀調控對大陸股市在短期間，的確會有負的累積異常報酬存在，本研究由實證結果發現，因為在事件期中上海A股的跌幅較大，未來跌深反彈的幅度也會比較大，而波動性也較深圳A股大，所以建議大陸A股的投資人，可以在宏觀調控後投資上海A股獲利會較投資深圳A股大，以投資期權的角度也是以上海A股為較好的投資標的，因為期權當股市的波動性越大時獲利的報酬較大，反之風險控管上也要適當。

第二節 後續研究建議

影響股市波動的因素非常的多，不僅是政府實施宏觀調控的因素而已，而本研究

僅是以宏觀調控的單一事件央行調升存款準備率來進行驗證，故本研究建議如下：

1. 後續研究者可以從外資持股比例的高低，分別去探討3次宏觀調控對股市的影響程度。
2. 由行為財務學的角度去深入探討，投資信心指數或股市氣氛的高低對股市的影響。
3. 可從兩個股市組成成分不同，分析各類股對3次宏觀調控的影響。

參考文獻

中文部份

古耀文(1996)，「臺灣股價與總體經濟因素之研究」，國立中興大學企業管理學系碩士論文。

沈中華與李建然(2000)，「事件研究法—財務與會計實證研究必備」，台北：華泰書局。

侯山林(1995)，「當前大陸通貨膨脹成因之探討」，經濟情勢暨評論季刊，第1卷第2期，擷錄自<http://www.moea.gov.tw>。

陳旭怡(1991)，「國際總體經濟因素對亞太地區股價影響之實證研究」，輔仁大學管理學研究所碩士論文。

陳金龍(1994)，「中共金融宏觀調控策略」，經濟前瞻，第33號，44-47頁。

陳弈芃(2001)，「台灣多國籍企業股價指數與總體經濟因素互動關聯之實證研究-以製造業為例」，國立台灣大學農業經濟所碩士論文。

陳瑞卿(2000)，「應用總體經濟因素於加權股價指數的預測-類神經網路與多元迴歸比較之研究」，國立交通大學資訊管理所碩士論文。

陳德昇(1996)，「中國大陸市場經濟發展-宏觀調控運作與評估」，管理現代化，7月號，88-96頁。

陸德明與史小龍(2005)，「中國宏觀調控政策回顧與展望」，台灣經濟研究月刊，第27卷第7期，78-82頁。

張珍鳳(1994)，「美國總體經濟消息宣告對亞洲股市影響之研究」，國立台灣大學財務金融研究所碩士論文。

郭錫嘏(1995)，「中共宏觀調控下的通貨膨脹」，共黨問題研究，第21卷第2期，28-39頁。

郭穎謙(2005)，「政府政策對市場經濟之影響分析-以中國宏觀調控政策對鋼價之影響

為例」，成功大學高階管理碩士班論文。

毅君(1993)，「今年上半年大陸經濟的成長、問題及宏觀調控政策」，大陸經濟研究，9月號，1-16頁。

劉宗欣(2005)，「影響股市關聯性的總體經濟因素:台灣的實證分析」，逢甲大學經濟學所碩士論文。

劉素足(2005)，「總體經濟因素與股價關係之研究」，雲林科技大學財務金融系碩士論文。

西文部份

Abdullah, Dewan A. and C. H. Steven (1993), "Macroeconometrics of Stock Price Fluctuations," *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol.32, pp.50-67.

Ajayi, R.A. and M. Mougoue (1996), "On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates", *Journal of Financial Research*, XIX., pp.193-207.

Akaike, H. (1973), "Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle," *In Proceedings of the 2nd International Symposium on Information Theory*, pp.267-281.

Akgiray, V. (1989), "Conditional Heteroscedasticity in the Series of Stock Return Evidence and Forecasts," *Journal of Business*, Vol.62, pp.55-80.

Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, Vol.31, pp.307-327.

Box, G.E.P and D.A. Pierce(1970), "Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.65, pp.1509-1526.

Choudhry, T. (1996), "Real Stock Prices and the Long-Run Money Demand Function: Evidence from Canada and the USA," *Journal of International Money and Finance*, Vol.15, pp.1-17.

Dayananda, D. and W. Y. Ko (1996), "Stock Market Return and Macroeconomic Variables

- in Taiwan,” in Bos Theodore and Fetherston,T.A(eds). *Advance in Pacific Basic Financial Market*, Vol.28, pp.95-110.
- Dickey, D. and W. A. Fuller (1979), “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of the United Kingdom Inflation,” *Journal of Business and Economics Statistics*, Vol.9(1), pp.27-39.
- Fama, E.R. (1981), “Stock Return,Real Activity, Inflation, and Money,” *American Economic Review*, Vol.71, pp.545-565.
- Fang, H., K.S. Lai, and M. Lai (1992), “ Interactions between Stock and Foreign Exchange Markets:Some U.S. Evidence,” *Paper Presented at the Financial Management Association*.
- Fuller, W. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, New York : Wiley.
- Granger, C.W.J., Bwo-Nung Huang and Chin-Wei Yang (2000), “A Bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asian flu,” *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol.40(3), pp.337-354.
- Granger, C.W.J. and P. Newbole (1974), “Spurious Regression in Econometrics,” *Journal of Econometrics*, Vol.11, pp.111-120.
- Hull, John (2003), *Options, Futures and Other Derivative Securities*, 5thed, Englewood Cliffs, Prentice Hall.
- Ibrahim, Mansor H. (2000), “Cointegration and Granger Causality Tests of Stock Price and Exchange Rate Interactions in Malaysia,” *Asean Economic Bulletin*, Vol.17(1), pp.36-47.
- Koreisha, S. and M. Partch (1985), “A VARMA Analysis of the Causal Relations among Stock Returns, Real Output, and Nominal Interest Rates,” *Journal of Finance*, Vol.40, pp.1375-1384.
- Kwon, C.S., T.S. Shin and F.W. Bacon (1997), “The Effect of Macroeconomic Variables

on Stock Market Returns in Developing Markets,” *Multinational Business Review*, Vol.5, pp.63-70.

Lee, Unro (1994), “The Impact of Financial Deregulation on the Relationship Between Stock Prices and Monetary Policy,” *Quarterly Journal of Business & Economics*, Vol.33, pp.37-50.

Mukherjee, T.K. and A., Naka (1995), “Dynamic Relation between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model,” *Journal of Financial Research*, Vol.18, pp.223-237.

Park, S. (1997), “Rationality of Negative Stock-Price Responses to Strong Economic Activity,” *Financial Analysts Journal*, Vol.53, pp.52-57.

Pearce, D. K. and V. Roley (1985), “Stock Price and Economic News,” *Journal of Business*, Vol.58, pp.49-67.

Said, S. and D. Dickey (1984), “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Model of Unknown Order”, *Biometrika*, Vol71, pp.599-607.

Schwert, G. William (1989), “Why Does Stock Market Volatility Change Over Time,” *Journal of Finance*, Vol.44(5), pp.1115-53.

附錄一 大陸股市上市家數

表 A1-1 1991 年至 2006 年大陸股市上市家數

時間	上海 A 股	深圳 A 股
1991	8	6
1992	29	24
1993	101	76
1994	169	118
1995	184	127
1996	287	227
1997	372	348
1998	425	401
1999	471	452
2000	559	501
2001	636	500
2002	705	495
2003	770	493
2004	827	526
2005	824	534
2006	832	579

附錄二 大陸股市上市公司市價總值

表A2-1 1991年至2006年大陸股市上市公司市價總值 單位:十億人民幣

時間	上海 A 股	深圳 A 股
1991	2.7633	8.0762
1992	47.8781	45.7537
1993	208.8355	124.8133
1994	248.7301	102.5872
1995	244.5565	87.0759
1996	533.9618	413.3649
1997	912.3046	812.5925
1998	1060.3051	878.6714
1999	1450.3001	1188.7845
2000	2690.4150	2109.5485
2001	2713.3495	1536.1905
2002	2500.5265	1263.4408
2003	2945.5747	1210.5087
2004	2575.1080	1060.6700
2005	2288.4253	883.2919
2006	7113.9626	1706.4089