

南華大學企業管理系管理科學碩士論文

A THESIS FOR THE DEGREE OF MASTER BUSINESS ADMINISTRATION

MASTER PROGRAM IN MANAGEMENT SCIENCES

DEPARTMENT OF BUSINESS ADMINISTRATION

NANHUA UNIVERSITY

台股加權指數於時間序列模型最適解之探討

THE RESEARCH FOR THE MOST SUITABLE SOLUTION TO THE
WEIGHTING INDEX IN TAIWAN STOCK MARKET THE MODEL OF
TIME SERIES

指導教授：丁誌紋 博士

ADVISOR : CHIH-WEN TING Ph.D.

研究生：吳行正

GRADUATE STUDENT : HSING-CHENG WU

中 華 民 國 九 十 七 年 六 月

南 華 大 學

企業管理系管理科學碩士班

碩 士 學 位 論 文

台股加權指數於時間序列模型最適解之探討

研究生：吳 行 正

經考試合格特此證明

口試委員：丁 誌 敏

高 東 昇

戴 錦 周

指導教授：丁 誌 敏

系主任：李 俊 卿

口試日期：中華民國 九十七 年 六 月 二 日

南華大學企業管理系管理科學碩士班
九十七學年度第二學期碩士論文摘要

論文題目：台股加權指數於時間序列模型最適解之探討

研究生：吳行正

指導教授：丁誌紋 博士

論文摘要內容：

本文旨在探討台股加權指數利用時間序列分析工具來找出以單變量與多變量為模型的時間序列模型。

綜合實證結果，可以歸納以下幾點結論：

1. 在單變量的求解方面(1)日資料以ARIMA(8,1,7)-GARCH(3,2)為最適模型，(2)月平均資料以ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)為最適模型為，且日資料、月資料兩個最適模型中，在殘差自我相關檢定、殘差常態性檢定方面皆亦符合白噪音。
2. 在多變量方面，由變異數分解得到，加權指數發生變異時，除了自身的影響外，韓國綜合指數、日經指數對其變異的解釋能力最高；美國道瓊工業指數，美元兌台幣的匯率與三大法人中的外資買賣超，對台股加權指數的影響不大。
3. 三種模型中以單變量的月平均資料所配適的模型配最佳、日平均資料次之、多變量所配適的模型表現最差。

關鍵詞：ARIMA、GARCH、白噪音

Title of Thesis : The Resarch for the most Suitable Solution to the Weighting
Index in Taiwan Stock Market the Model of Time Series
Department : Master Program in Management Sciences, Department of
Business Administration, Nanhua University
Graduate Date : June 2007 Degree Conferred : M.B.A.
Name of Student : Hsing-Cheng Wu Advisor : Chih-Wen Ting Ph.D.

Abstract

The thesis is trying to built the Optimal Model of Taiwan Stock Exchange Capitalization Weighted stock Index(TAIEX) by using time series analysis method and to find out the Optimal solution thrutilizing the model of both univarite and multivariate.

After integrating the fact of the result,the followings are finally concluded:

1. To the solution by using univarite,
 - a) the optimal solution of daily data is derived thru the model of ARIMA(8,1,7)-GARCH(3,2).
 - b) the optimal solution of monthly data is derived thru the model of ARIMA(2,1,3)-ARCH(2).
2. To the solution by using multivariate,the most correlation happens between the variates of TAIEX and the DOW JONES Industrial Average index(DJIAI),the exchange rate of US dillars to NT dollars, and the net buy & sell of Foreign Investors.The positive correlation exists among DJIAI,Foreign Investors,while the negative correlation exists among the exchange rate of US dollars to NT dollars.
3. It is easiest to observe the correlation by using the monthly data and then the daily data.The model of the multivariate is the least to be used.

Keywords : ARIMA , GARCH , White Noise

目 錄

中文摘要	i
英文摘要	ii
目 錄	iii
表目錄	v
圖目錄	vii
第一章	緒論.....	1
1.1	研究背景與動機.....	1
1.2	研究目的與範圍.....	5
1.3	研究架構.....	9
第二章	理論基礎與文獻探討.....	10
2.1	理論基礎.....	10
2.2	文獻探討.....	15
第三章	研究方法.....	20
3.1	時間序列簡介.....	20
3.2	時間序列 DGP 結構改變問題探討.....	23
3.3	單根檢定.....	26
3.4	Box-Jenkins 的 ARIMA 模型解說.....	29
3.5	多變量模型.....	31
3.6	自我相關與異質變異.....	34
3.7	VAR 模型.....	40
第四章	實證結果與分析.....	43
4.1	單變量時間序列 ARIMA(日資料).....	43
4.1.1	數列單根檢定(ADF).....	44
4.1.2	結構轉變 Chow 檢定.....	49
4.1.3	模型的選取.....	54
4.1.4	JB 統計量(常態性檢定).....	57
4.1.5	樣本外預測力.....	62
4.2	單變量時間序列 ARIMA(月平均資料).....	64
4.2.1	數列單根檢定(ADF).....	64
4.2.2	落後期數的選取及迴歸模式的建立.....	68
4.2.3	樣本外預測力.....	78
4.3	多變量時間序列與迴歸.....	80
4.3.1	各變數的單根檢定.....	81
4.3.2	落後期數的選取及迴歸模式的建立.....	84
4.4	向量自我迴歸與變數之間的因果關係.....	91

4.4.1	Var 模型估計的步驟.....	91
4.4.2	衝擊反應.....	94
第五章	結論與建議.....	96
5.1	結論.....	96
5.2	後續研究與建議.....	98
參考文獻	99
一	中文部分.....	99
二	英文部分.....	103

表 目 錄

表 1.1	台股上市概況	2
表 1.2	外資持股比率前六名產業別	2
表 1.3	美股與亞洲主要國家股市波動情形	4
表 1.4	三大法人成交比重分析	6
表 4.1	台股指數單根檢定表 (原始資料)	45
表 4.2	台股指數單根檢定表(原始資料取對數值)	46
表 4.3	台股指數單根檢定表(對數值再取一次差分)	47
表 4.4	Chow 轉變點檢定值	50
表 4.5	結構轉變點 F 值檢定	51
表 4.6	台股指數的 ACF 和 PACF(sample:1~2004)	52
表 4.7	台股指數的 ACF 和 PACF(sample:486~1898)	53
表 4.8	ARIMA 模型選擇準則	55
表 4.9	ARIMA(5,1,8) 殘差自我相關 Q 統計量	55
表 4.10	ARIMA(8,1,7) Q 統計量	56
表 4.11	JB 統計量模型比較	57
表 4.12	ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)模型的迴歸參數估計表	58
表 4.13	ARIMA(5,1,8)-GARCH(1,1)模型的迴歸參數估計表	59
表 4.14	ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)標準殘差平方自我相關檢定	60
表 4.15	ARIMA(5,1,8)-GARCH(1,1)標準殘差平方自我相關檢定	61
表 4.16	各種模型的樣本外預測結果	63
表 4.17	台股指數單根檢定表 (月平均原始資料)	65
表 4.18	台股指數-月平均 單根檢定表(原始資料取一次差分)	66
表 4.19	台股指數一次差分後的 ACF 和 PACF	68
表 4.20	模型最適度選取標準	69
表 4.21	ARIMA 模型選擇準則(SBC、R-square)	70
表 4.22	ARIMA(2,1,3)模型的迴歸參數估計表	70
表 4.23	ARIMA(2,1,3)殘差自我相關檢定表	71
表 4.24	ARIMA(2,1,3)殘差平方(常態性檢定)自我相關檢定表	72
表 4.25	模型 ARIMA 的 ARCH/GARCH 的效果檢定	73
表 4.26	ARCH-LM 檢定	73
表 4.27	ARIMA(1,1,2)模型的迴歸參數估計表	74
表 4.28	ARIMA(1,1,2)殘差自我相關檢定表	75
表 4.29	ARIMA(1,1,2)殘差平方(常態性檢定)自我相關檢定表	76
表 4.30	模型 ARIMA 的 ARCH/GARCH 的效果檢定	77
表 4.31	ARCH-LM 檢定	77

表 4.32	各種模型的樣本外預測結果·····	79
表 4.33	變數轉換名稱一覽表·····	80
表 4.34	七個變數的單根檢定(* $p < 0.0005$)·····	81
表 4.35	ARIMA(2,1,2)模型的迴歸參數估計表·····	84
表 4.36	殘差自我相關 Q 統計量檢定表·····	84
表 4.37	殘差平方自我相關檢定表·····	85
表 4.38	多變量模型的迴歸參數估計表·····	86
表 4.39	殘差自我相關 Q 統計量檢定表·····	87
表 4.40	殘差平方自我相關檢定表·····	88
表 4.41	ARIMA(1,1,1)-GARCH(3,4)模型的迴歸參數估計表·····	90
表 4.42	VAR 最適 P 期計算結果·····	91
表 4.43	向量自我迴歸模型估計結果·····	92
表 4.44	台股指數預測值之變異分解·····	95
表 5.1	三種模型的樣本外預測力比較·····	97

圖目錄

圖 1.1	上市公司總市值增加趨勢圖.....	1
圖 1.2	論文章節架構圖.....	9
圖 3.1	架構流程圖.....	23
圖 4.1	台灣股票發行人加權股價指數.....	44
圖 4.2	CUSUM 檢定(sample:1~2004).....	49
圖 4.3	CUSUM 檢定(sample:486~1898).....	49
圖 4.4	模型的殘差圖.....	58
圖 4.5	模型的殘差圖.....	59
圖 4.6	ARIMA(5,1,8)-GARCH(1,1)的樣本外預測結果.....	62
圖 4.7	ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)的樣本外預測結果.....	62
圖 4.8	TAIEX-(原始月資料).....	64
圖 4.9	模型的殘差圖表.....	70
圖 4.10	ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)樣本外預測結果.....	78
圖 4.11	ARIMA(1,1,2)-ARCH(2)樣本外預測結果.....	78
圖 4.12	模型 ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)的 Jarque_Bera 統計量.....	79
圖 4.13	模型 ARIMA(1,1,2)-ARCH(2)的 Jarque_Bera 統計量.....	79
圖 4.14	ARIMA(2,1,2) 殘差常態性檢定的 JB 值.....	85
圖 4.15	ARIMA(2,1,2)模型的 CUSUM test.....	86
圖 4.16	ARIMA(2,1,2) 殘差常態性檢定的 JB 值.....	89
圖 4.17	ARIMA(1,1,1)-GARCH(3,4) 殘差常態性檢定的 JB 值.....	89
圖 4.18	圖 4.18 模型樣本外預測結果.....	90
圖 4.19	台股指數的干擾對其他三變數的衝擊反應.....	94

第一章 緒論

1.1 研究背景與動機

從歷史的角度來看，台股過去三次站上萬點，第一次在 1990 年 2 月，當時的歷史因素為展現過去幾年來「出口大幅成長」、「順差持續累積增加」、「台幣大幅升值」造成台灣內部資金大增，股價從低點算起，大漲二十倍，走資產膨脹題材；第二次是 1997 年 8 月，科技股初露頭角，台灣公司逐漸進入國際舞台；第三次是 2000 年的網路科技泡沫時，台商已經在全球供應鏈上佔一席之地，加上總統大選政策作多，光是電子股的漲勢，就把台股推上萬點。

分析台股三次萬點的結構，市值從 1990 年萬點時的 7.6 兆元，到 1997 年的 9.7 兆元，2000 年達到 13.5 兆元，直到 2007 年 7 月突破 23 兆元(如圖 1.1)，主角從過去的傳統產業、金融、再到電子，2007 年則是百花齊放，傳統產業股、中概股、能源股、生技類股，呈現輪漲格局。

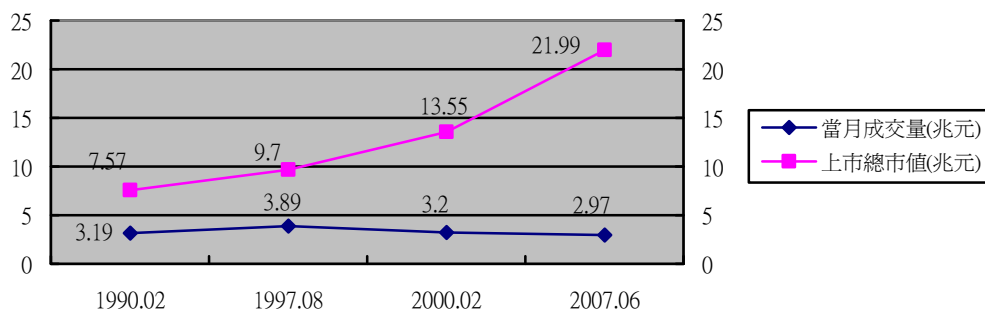


圖 1.1 上市公司總市值增加趨勢圖(資料來源：TSEC)

台灣的經濟發展愈發達，與世界的互動也就愈密切，影響股價漲跌的因素也相形愈複雜，這幾年來，產業結構的改變，光是電子股家數六年來就成長 52.26%(見表 1.1)，外資的持續加碼台股(見表 1.2)亦使股價增加預測的不確定性。

表 1.1 台股上市概況

	上市股票 公司家數	上市公司 電子股 家數	上市股票 日平均成交值 (單位：百萬元)	加權平均股 價指數
2001	584	199	88636	4907.43
2002	638	247	75497	5225.61
2003	669	275	82378	5161.90
2004	697	301	96711	6033.78
2005	691	303	77222	6092.27
2006	688	303	97602	6842.04

資料來源：TSEC (2007.10.26)

表 1.2 外資持股比率前六名產業別

產業別	外資持股比率(%)	投資家數
半導體業	44.61	50
通信網路業	34.60	33
電子工業	32.12	305
其他電子業	31.75	31
水泥工業	28.57	7
電腦及週邊設備業	27.92	55

資料來源：TSEC (2007.10.26)

台股在 2007 年 6、7 月間量價齊揚，個股資金行情的炒作颯勁也是十年來所未見，各家分析師、媒體釋出股市萬點不是夢的訊息，使得投資大眾資金又快速集中在股海裡，且在 7 月底外資持有股票，已經佔台股總市值的 31.25%，相較 2004 年，成長超過三成以上。唯美國次級房貸¹所引起的風暴，短短一週全球股市逆轉直下，台股 7 月走勢大洗三溫暖，最後

1. 次級房貸：顧名思義就是給美國消費經濟能力較差的人作房屋貸款，他的利率也比較高一點，因為之前美國利率很低，所以美國銀行就一直讓經濟能力較差的人作房貸。

三個交易日跌掉一整個月漲幅。所有人都存在一個疑問，現在是股市的歷史高點還是低點？現在是買進還是賣出？台股所引起的效應使得投資人信心危機、波動加劇。剛好給投資人一記當頭棒喝，再重新看待理財基本面哲學的機會。

再從外資的角度而言，外資從股市撤走的速度，短短兩週，就賣超一千兩百億台幣；這次「次級房貸」引發了全球股災，災情不下於 2007 年 2 月 27 日的那一次股災，這次的股災幾乎引來全球股市的重挫，其中台股從 7 月 26 日最高點 9807 跌至 8 月 17 日最低點 7987 點，共下跌 18.56%，是全亞洲最深的。再從美國的表現來看，道瓊指數從 14022 點跌至 13132 點，跌幅逾 6.04%；S&P500 指數則從 1555 點跌至 1430 點，跌幅達 7.9%；納斯達克(NASDAQ)則從 2724 點跌至 2493 點，跌幅也達 7.8%；(以 2007.07.14 與 2007.08.03 為計算比較基準日)跟 2007 年 2 月 27 日的股災類似，全球股市的跌幅大約都在 10%左右。

最後，美國聯邦準備理事會(FED)終於在 2007 年 8 月 17 日開盤前意外宣佈將重貼現率由 6.25%調降為 5.75%，台灣市場信心大受激勵，不僅歐、美股市應聲大漲，隔一個週末，亞洲股市於 8 月 20 日全數亮燈上漲，包括中國、香港、新加坡、南韓、台灣股市等都上漲超過 5%，創下三年來最大漲幅。外資持股比重也一路由 32.13%提高到 36.35%。

不過比較兩次的股災，有相同的地方，也有不同的地方。相同之處是美國次級房貸與日圓的利差交易(重大經濟因素)；不同之處是上一次股災由深滬股市暴跌所引發，但是這次美股大跌，深滬股市卻逆勢走高，且頻頻創新高。這也代表了全世界經濟版圖在這次美國股災之後，可能又有了新的變化。

根據表 1.3 統計可知，2007 年有三次美、亞股股災，2 月主要股市跌幅都在 10% 以內，其後一個月的復原能力，除了美股漲幅超過一成外，新加坡和上海証綜合指數漲幅相對搶眼；接下來 7 月次級房貸爆發以來，只有上海証綜合指數逆勢走強、不跌反漲一成以上，接下來漲幅還逾 26%，最為強勢。不過，10 月底以來，台股指數 10 天跌了 1139 點，市值蒸發 2.8 兆，整體而言又以台灣和上海証綜合指數跌幅最兇，超過一成。

表 1.3 美股與亞洲主要國家股市波動情形

		道瓊工業指數	那斯達克指數	日經 225 指數	南韓	台灣	香港	新加坡	上海証綜合
2 月股災	波段跌幅 02/26~03/05	-5.76	-6.86	-8.50	-6.38	-7.03	-9.88	-9.91	-7.11
	之後漲幅 03/05~04/10	13.42	11.67	6.14	8.94	9.58	9.02	14.76	23.66
7 月股災	波段跌幅 07/24~08/17	-8.14	-9.60	-15.16	-17.78	-16.97	-13.15	-14.58	-10.6
	之後漲幅 08/17~10/03	9.19	13.36	14.31	15.69	19.87	42.90	23.80	26.77
10 月股災	波段跌幅 10/31~11/12	-6.37	-8.09	-6.90	-3.60	-11.14	-8.19	-5.41	-12.88

資料來源：匯豐中華投信，單位：%

除了次級風暴影響持續外，另一個讓市場持續震盪的因素就是美元持續走弱，而亞洲貨幣走強影響出口類股獲利，亦是影響股市的因素之一。

1.2 研究目的與範圍

近年來雖然電子高科技產業還是台灣最具競爭力的產業，但在股市的表現上，傳統產業或其它類股亦有輪漲的局面產生，台股指數的漲跌不再以電子股為主，因此藉由此理由，本研究將標的物鎖定在台股加權平均指數。

再者，學者 Kwon,Shin,and Bacon(1997)指出匯率變動為影響股票報酬率之其中一個重要總體因素。因此，台灣資訊電子產業多以外銷市場型態為主，目前台灣的電子公司可以說是世界各國資訊電子業的代工大本營，故其本身的獲利率與國際局勢密不可分，每日外匯市場的變化，牽扯台灣這些獲利達每年上千億的電子大廠匯率差價所產生的影響，世界各主要國家匯率的變動亦可能間接牽動公司的股價，進而影響台股的走勢。

除了匯率的因素之外，再從經濟面探討，台灣的經濟成長多半是靠外貿，但現在出口的一半已經在中國，美國只佔 16%，另外 12% 在歐洲。若美國經濟下滑，對台灣的影響是否一如以往？是故，以往美國股價為影響台灣股價漲跌的主因，但因大陸經濟的急起直追，美、日、韓等開發國家在大陸投資的量能持續加碼，牽動台灣股價的因素又因時空背景的不同而產生不同的連動關係，大陸股市是否亦會連動台灣的股市。影響層面是否又大於美國股市呢？

另外，投資習慣的改變，由於前三次股價指數萬點的歷史因素，使大多數投資人損失慘重，又因近年「基金」的話題盛行，其產品琳瑯滿目，投資人已漸習慣將其資金交由專業經理人代為操作。亦因如此，三大法人進出股市的背後隱含意義是否同於以往？見下頁表 1.4。

表 1.4 三大法人成交比重分析

三大法人	2006 年第四季(日)平均值		佔成交值(日)百分比(%)
	買進(元)	賣出(元)	
自營商	3,604,504,504.00	3,231,838,510.67	8.30
投 信	2,181,035,940.00	2,194,938,772.33	5.31
外 資	20,703,781,621.00	13,263,277,231.67	41.23
三大法人	2007 年第一季(日)平均值		佔成交值(日)百分比(%)
	買進(元)	賣出(元)	
自營商	2,445,012,047.33	2,959,370,821.33	4.96
投 信	2,780,743,893.33	2,983,787,337.67	5.29
外 資	25,776,612,458.67	23,876,060,127.33	45.60
三大法人	2007 年第二季(日)平均值		佔成交值(日)百分比(%)
	買進(元)	賣出(元)	
自營商	3,369,428,476.67	3,292,329,034.67	5.65
投 信	2,673,280,683.33	2,423,084,082.33	4.32
外 資	30,811,701,502.67	30,590,063,442.00	52.04
三大法人	2007 年第三季(日)平均值		佔成交值(日)百分比(%)
	買進(元)	賣出(元)	
自營商	2,134,900,646.00	2,256,199,899.00	2.51
投 信	6,933,069,073.67	4,175,933,575.67	6.35
外 資	39,358,210,030.67	33,431,851,424.00	41.62

資料來源:本研究整理

因為從長期來看，股市反映了一國的經濟實力以及投資大眾對於未來經濟成長的預期，然而股市的漲跌通常也都會領先經濟實質活動的表現，或反映一國實質產出與國人經濟消費能力的現況；但是一般社會大眾要對

未來包含眾多不確定因素的經濟發展作所謂的理性預期，是相當難以掌握與估計的，也因如此，要預測股市的價值與趨勢，將會是一件相當困難的工作。但由於近年來的計量技術亦趨成熟，已有不少的預測方法與研究陸續的應用於實際環境的真實操作中，但是經濟理論與模型終究必須經過預測過程的檢驗方能具有一定的說服力；因為單就以時間序列模型而言，其發展至今的程度與內容之豐富性自然不在話下，一般傳統模型有其普遍性與簡易性，而新興模型卻有其精緻與捕捉特定顯像功能之優勢，並且隨著資訊電腦技術與研究發展的結合，更使須經過繁冗及複雜計算的計量模型如雨後春筍般的浮上檯面。但是在預測的道路上就如同經濟的思維核心：如何在有限的資源環境下，做最適的配適與模擬，且必須兼顧「計算的環境」與「預測的績效」，這亦將是本研究的重心與方向。

基於上述，隨著時代的演進、區域整合經濟的形成，再加上台灣屬於淺碟形市場經濟，探討台股報酬之模式，似乎應在研究上更著重於外生變數構面的討論，而非僅止於公司內部可以進一步控制與掌握的因素，才可對台灣股市報酬有更真實的表達。

綜觀先前學者在此方面的諸多發展與研究，也都提出了「以預測模型的基礎理論與背景假設能和市場環境最相近為前提，才可提升預測績效」的論點；本文將利用各種不同時序模型對參數的設定與限制作為其對市場環境各有所堅持的假設與模擬，再輔以基本分析的角度來衡量股價指數在時間點上的最適模型，藉以嘗試推估股價指數未來的可能走向，以進一步比較何種模型其背後對市場放寬的參數假設最能描述出股價變動的行為。

首先說明我國股票市場的特徵為：(1) 週轉率偏高 (2) 資金集中電子類股 (3) 散戶投資人的交易比重過高 (4) 內線交易嚴重(姚蕙芸，民 94)，所以在股票價格的波動中，到底哪些變數是領先或影響股價的主要因素，

或是股價可能影響哪些重要的變數，其中之因果關係與重要性是本研究的重點。

基於以上研究動機，本文主要探討的主題有以下數點：

- 一、 建立台灣股價加權平均指數的時間數列分析模式，就本研究所建立之單變量與多變量模型，分別以日資料與月資料為對照模組，試圖找出兩者的最適解模型，並分析比較日資料與月資料的最適預測能力。
- 二、 探討國際股市(主要有道瓊工業指數、日經指數、韓國綜合指數)、國內三大法人之外資買賣超、台幣與美元的匯率之變動情形，來研究台股指數與諸多變數間之連動情形與試圖找出多變量時間序列模型的最適預測模式。
- 三、 在單變量的預測模型中本研究以日資料(2004 筆)、月資料(96 筆)為研究對象，時間點選擇在 2000 年台灣股市萬點為整個波動周期的起點，所以日期選擇以為 2000 年 1 月 1 日至 2007 年 12 月 31 日，試圖找出台股在這八年當中的最適模型趨勢。
- 四、 在多變量方面以日資料探討外在變數的影響下，台股波動的最適模型，且與各變數的連動關係，所以資料取自 2004 年 11 月 1 日至 2007 年 12 月 31 日止(650 筆)。

1.3 研究架構

本研究共分為五章(見圖 1.2)，第一章為緒論，主要說明：研究背景動機、研究目的、範圍，並以簡易架構圖說明本研究各章節之關係。第二章為理論基礎與文獻探討，簡單說明股票市場型態、股票價格形成理論、技術分析面、報酬波動性的應用與預測模型之相關研究論文做一簡單印證。第三章為研究方法，主要針對資料有效性的轉換、參數的設定與 ARIMA 與 VAR 的理論基礎與架構。第四章為實證結果與分析，針對研究動機之產生的問題，做出一套有系統且最適模型的印證。第五章為結論與建議，說明本研究之貢獻，並提供未來可供研究之方向及建議。

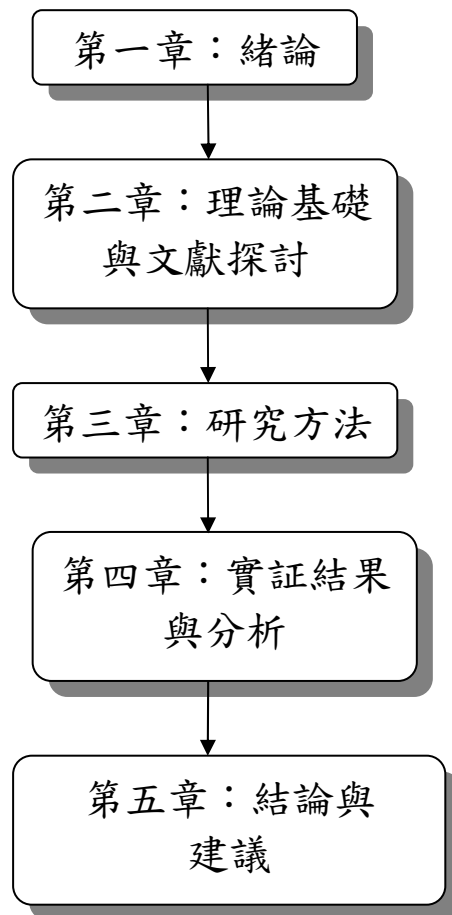


圖 1.2 論文章節架構圖

第二章 理論基礎與文獻探討

2.1 理論基礎

對於股價行為的表現是否可預測此一論點，歷來已有多位專家學者提出不同的觀點，主要都在於驗證 Fama (1970) 的效率市場假說是否能夠成立。根據效率市場假說，當影響單一或整體股票價格的新訊息出現在市場時，該訊息能完全正確的迅速反應在股價上，使得股價隨之調整至合理的價位，如此，投資人將無法在市場賺取超額報酬，僅能獲得投資該股票的同時，所承擔該投資風險時帶來的正常報酬。至於風險的種類有哪些以及該如何來衡量，都是在架構預測模型之前就必須先給予清楚的定義與完整的描述，如此才可進一步的提高預測的績效，例如世界上重大事件的發生可能會使得一個時間數列的移動產生根本的變化，如美國 911 遇襲事件，使本已放緩的全球經濟雪上加霜，一時間股市下跌風潮席捲全球，此變數的不確定影響，如何在實證研究上將風險與不確定性納入經濟與財務的實證模型中，就相對顯得越來越重要。

在弱勢效率市場的假設普遍獲得國內外者的支持下林煜宗(民 77)，股價的變動應是呈隨機走勢(Random Walk)，而無法準確的加以預測 Richard 和 Stewart(1988)，但亦有學者如 French 和 Roll(1986)利用股票日報酬做落遲相關檢定，發現股價指數在前後期的落遲相關上具有顯著的負相關。

過去的文獻也已經明確的發現市場指數報酬波動(volatility of stock market)會隨時間而改變(time-varying)的特性，特別是過去的文獻發現，許多經濟與財務的時間序列統計資料，都出現高狹峰分配(leptokurtic)、波動叢聚現象²(volatility clustering)的共同特性，而 ARCH/GARCH 模型恰可以適切地描述這些特性(Bollerslev et al. 1983)。近年來 Bollerslev, Chou, and

Kroner(1992), Hentschel(1995), Campbell, Lo and MacKinlay (1997)等人利用 ARCH 系列模型(ARCH- family)研究經濟變數對波動性的影響，由此可知波動性的衡量與經濟變數的探討已有很多文獻所論述。

早於 1948 年 Mindell,J 曾提出如總體經濟面、產業脈動、法令政策、政治局勢、企業經營績效、股票市場動態、投資大眾的預期心理、消息面、商品價格水準的波動、人口變動及天災人禍等都會影響股價波動(朱富村, 民 67)。因此在分析股價方法上，大約可分為三種學派，第一是基本分析學派，認為股票有內含價值。第二是技術分析學派，認為歷史會重演股票價格有週期性，可用圖形或技術指標來預測股價未來走勢。第三是隨機學派，股價走勢是毫無規律與週期可循，此學派認為任何股價分析方法毫無助益。一般而言，影響股票價格波動的主要因素包括：公司因素(company factor)、產業因素(industry factor)、市場因素(market factor)、國際因素(international factor)等。在 Eun and Shim (1989)的研究指出，當經濟相關程度越高時，則股價變動的相關性也越強；而台灣是一個淺碟型經濟體系，國際貿易為主要經濟命脈，再加上時代變遷資訊流通迅速、區域經濟的關聯性擴增及證券市場加速國際化等環境變遷等，使得外在的國際因素影響國內股市將愈顯得重要。Eun and Shim 研究結果發現美國股市為國際傳導現象的主要影響源。而江智德(民 87)也實證了地理區域間的整合程度確實會影響股市間的互動。在各國市場間連動性呈現漸次增長的情況下，Liu, etal(1996)、段光齡(民 88)、賴怡洵(民 87)研究中都包含了台灣資料，並且皆顯示國際股市與台股連動的關係。

2.所謂波動叢聚，係指變數的變動(即波動性,volatility)會有聚集在一起的現象，換句話說將變數畫成時間數列時，可觀察到「大波動通常會隨著大波動，小波動通常會隨著小波動」這種現象。

一般分析性的模型強調邏輯推演的因果關係，因此只能夠知道變數間的影響方向及乘數分析效果。總體經濟計量模型，不但具備分析的功能，計算量化的影響大小；秉承統計模型的特性，總體經濟計量模型更可以對未來的趨勢做預測，也可以探討各式情境分析。所以在總體經濟計量模型的領域中，皆由均數方程式與變異方程式所組成，因此在設定模型時大多選擇與其相關之經濟理論模型加以應用。理論上雖然模型的規模越大，對經濟現象的觀察也相對越深入，但在另一方面，模型規模越複雜則越難以立即明瞭經濟變數間的關聯。而多數的計量模型在設定個別水準方程式時的動態調整太過於粗糙，往往扭曲了經濟行為；或者是為了降低計算過程的複雜性，而加諸過多的假設限制以至於參數的設定不足，而造成模型狀態與實際環境的偏差，都將使預測行為大打折扣。由於總體經濟計量模型有諸多的缺失，近年來時間序列分析法卻有長足的進步，並且有日漸普及的現象。時間序列分析法乃純粹以變數間的實際資料來解釋其行為，並透過資料特性的行為發展能更確切的捕捉到研究變數的隱含特徵，而避免了傳統計量經濟過度依賴經濟理論，以至於忽略了資料本身訊息的缺點，並且改進了傳統模式殘差項的不當假設與處理。預測的模型有很多，如之前最先發展成型及深具基礎代表的隨機漫步模型(Random Walk)與自我迴歸移動平均模型(ARIMA)等線性模式。然而這些預測方法對資料特性有諸多的限制，而在現實中股票市場的諸多資料常無法符合這些限制，對預測結果績效產生嚴重性的影響。尤其是資料的「定態與否的檢定」、「時間序列結構轉變的問題」、「殘差是否符合白噪音」、「假性迴歸共線性的問題探討」，為了解決上述的問題，本文的研究中將特別著墨於模型建構的完整性與實証的合理性。

本章首先針對股票市場的型態、價格的形成、技術分析面做簡單的概

述，最後針對本研究與相關的國內外論文做一說明。

在股票市場的型態方面，「效率市場假說（Efficient Market Hypothesis, EMH）」（Fama, 1965；Fama, 1970）意指資本市場的所有資訊已充分反應於價格上，因此投資人所獲得的資訊並不能取得超額利潤，市場中股票價格總是處於一個均衡狀態，而任何投資人皆無法因此而獲得超償報酬。況且證券價格的波動屬一隨機漫步過程（random walk process），在技術上無法有效預測（Cootner, 1962；Samuelson, 1965），因而一般投資人無法藉由技術分析來擊敗市場機能而獲得超額利潤，相反的若證券市場不具弱勢效率性，一般投資人可從證券價格的歷史軌跡中，以技術分析的方式來研判適當的投資時機，進而從中獲得超額利潤。因此證券市場是否具有弱勢效率性，一直是學術界與投資者所關心的問題，亦是本研究所欲探討的重要議題。

Fama（1970）認為市場的效率性有下列三種型態：

一、弱勢效率市場（Weak Form Efficient Market）

如果證券價格可以隨時充分反應包含過去價格移動中的所有資訊，則可以稱為弱勢效率市場。如果弱勢效率市場成立，則投資人便無法從分析過去證券價格趨勢的相關資訊中獲得超額報酬，因此各項技術分析的法則將無法比買進持有策略獲得超額報酬，因此當我們在檢定技術分析的有效性時，便是在間接推論市場是否具有弱勢效率性。

二、半強勢效率市場（Semi-strong Form Efficient Market）

如果證券價格可以隨時充分反應包含「過去」及「目前」的所有公開資訊，則可以稱為半強勢效率市場。如果半強勢效率市場成立，則投資人便無法藉由基本分析（Fundamental Analysis）來獲得超額報酬。

三、強勢效率市場（Strong Form Efficient Market）

如果證券價格可以隨時充分反應包含「過去」、「目前」的所有公開資訊與為公開的私有資訊，則可以稱該市場為強勢效率市場。如果強勢效率市場成立，則任何投資人都無法在證券市場中獲得超額報酬。

在股票價格形成理論方面，股票的起源是由於一般公司企業為了在公開市場上募集資金之用而建立的，而股票之交易如同一般商品之買賣方式，價格決定於供給與需求，然而市場中須注意的是，並不存在任何價格之「決定者」，經濟學之父亞當斯密曾對此現象提出一觀點，他認為，自由經濟社會的資源，是由一隻看不見的手（Invisible Hand）所支配。資源分配的多寡導致價格變動的趨勢，使得依附於供需力道決定之，也由於如此，股票價格因此形成，買方力道大於賣方力道，形成多頭市場；賣方力道大於買方力道，形成空頭市場。

最後在技術分析面而言，技術分析的基本假設在於，歷史會重複發生，這也是依據統計概念，認為未來變動將和過去有密切相關。亦即，可以利用過去資料建構一合理且具有理論基礎之模式加以評估之，並且進一步地發展出各項技術指標，技術指標為一統計觀念的衍生，依據過去資料的收集及分析，期從過去資料型態變化中尋找一標準模式，用以對於未來變動作出一合理解釋。有關報酬波動性的應用與預測模型的方面，目前一般市場所討論波動性均是強調市場報酬之波動性（volatility of market return），但是這樣的總體觀並不非常客觀，主要的原因為指數波動率的增加為絕對性，但是一般投資人接觸的都是個股變化，這些個股變化只是指數成分的千分之幾已。就如同這次的次級房貸徹底改變了我們對風險的認識，股市的短期波動極難猜測，但長期變動則有軌跡可循，然而社會大眾為何如此重視指數報酬波動率呢？這亦是股市吸引人之處，在盛極而衰、否極泰來的多空循環中，找尋最大的投資報酬率。

2.2 文獻探討

2.2.1 實證資料的選取標準

陳裴紋(民84)利用 GARCH-family 及時間序列之單變量 ARIMA 模式來作為台灣股市報酬率及波動性之預測，其結論是 GARCH(1,1)-MA(1) 模型所配置之條件變異數參數在統計上相當顯著。而期間內發現有近似於 Engle and Bollerslve (1986)之累積變異 (IGARCH) 現象，亦即過去資訊對於所有期間的變異數預測有持續性的影響力，而高頻率的資料(日報酬)累積變異現象更為明顯。總結為 GARCH 模型在台灣股市「短期」預測力較佳，其時間長度為五至十五天。

洪瑞蓮(民93)在探討不同頻率(日、週、月)資料下，股價、匯率與利率之價格行為，採用共整合檢定、因果關係檢定、恆常與短暫成分對平均數複迴歸等方法，進而瞭解三項金融資產價格的動態關係。實證結果發現，股價與匯率之日、週與月報酬存在短期正自我相關與長期負自我相關，而利率日報酬、週報酬與月報酬則是短期與長期均呈現負自我相關，亦表示股價、匯率與利率皆存在平均數複迴歸現象。

探討股價、匯率與利率間的長期均衡與短期動態因果關係，實證結果發現，不論何種頻率資料，股價、匯率與利率間皆不存在長期均衡，也就是說，任一市場，無法對於其他市場進行預測；在短期動態關係部份，在日資料方面，股價與利率均對匯率具有單向因果關係；在週資料方面，股價與利率具有雙向因果關係，利率對匯率具單向因果關係；在月資料方面，股價與利率呈雙向因果關係，匯率對利率具有單向因果關係。

2.2.2 實證模型的建構

黃冠瑋(民88)採用蒙地卡羅模擬法，並加入隨時間變異數改變之 GARCH(1,1)模型來預測波動性，並以SMA與EWMA模型估計之VAR值作

為指標，發現利用GARCH(1,1)模型估計之績效仍然優於傳統的估計模式。

陳煒朋（民88）也是利用一般GARCH 模型以及隱含波動性模型做比較，發現對於台灣金融市場而言，利用GARCH 系列之模型能夠提供一個較為穩定的估計及預測過程。

呂文正（民 88）利用 ARCH-family 及 SWARCH 模型來驗證開發、台塑及中環等三種個股之波動性分析，發現在樣本內之實證時，SWARCH 的模型表現較好，而 ARCH- family 則在短期間的預測較為理想。另外在樣本外之預測時，均以預測超前一期的波動率作為比較指標時，發現各模型各擅所常，並無一致性。

陳仕偉（民 89）利用馬可夫轉換模型來預測經濟循環與波動性，發現在自我迴歸變異數模型，比一般傳統模型上更能掌握台股指數報酬波動性行為，而且在預測的量化指標上也較佳。

曾淑婷(民 94)由 VAR 及 ARIMA 模式比較，台灣、美國股價、台灣重貼現率與隔夜拆款利率之 ARIMA 模式的配適度較 VAR 模式佳，表示此四個變量由過去本身歷史資訊即可反應本身的走勢；至於美國重貼現率之 VAR 模式較 ARIMA 模式來得佳，即美國重貼現率的水準可由自身及股價指數之歷史資料來反應。

楊踐為、李家豪、類惠貞(民 96) 利用 ARIMA 模型與 ARIMA-GARCH 模型預測結果進行模擬交易，實證結果顯示應用時間序列分析工具所建構的交易系統，投資報酬率顯著的超過了買入持有交易策略。此外：時間序列系統模擬交易的獲利指標與風險指標，都顯著的優於買入持有策略，顯示應用時間序列分析股價所建構的交易系統確實可以獲得超額報酬。

2.2.3 實證變數的因果關係

Shiller (1981a,b) and Le Roy and Porter (1981)使用一個將未來固定利率

折現率的現值模型來預測股價的波動，卻發現實際股價波動比模型所預測的波動還要大。

王章誠(民88) 藉由向量自我迴歸模型(Vector autoregressive model; VAR)來探討台灣股票市場中股價指數、融資餘額、融券餘額與成交量等四項數列之相互因果關係，結果發現，股價指數的漲跌對融資餘額、融券餘額及成交量的變化情形並無顯著的影響。最後，成交量的增減，會在發生變化的一、二個交易日對股價指數呈現正向的影響。

陳玲慧(民90) 因果關係檢定結果發現，台股指數期貨報酬率領先台股指數現貨報酬率，台股指數現貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率間具有相互回饋之因果關係，台股指數期貨報酬率與摩根台股指數期貨報酬率間具有相互回饋之因果關係。且對衝擊之反應均在第二期出現極大變化，在第四期趨於緩和，至第七期逐漸消失。

洪銓(民91) 根據市場模型、市場調整模型與加權加總等程序之總和分解法來分解總體波動性，發現在本文實證研究初期，各成分波動性中以市場波動性所佔成分最高，因此投資人在期初可以視市場波動性為總體波動性之估計值。

姜淑美、鄭婉秀、邱建良(民92) 實證結果顯示：

- 1 外資買賣超與股價指數報酬率間及匯率變動率與股價指數報酬率間存在因果關係，具回饋效應，外資買賣超與匯率變動率間只有單向因果關係。
- 2 在衝擊反應的分析中，股價指數報酬率所產生之衝擊大於匯率變動率的衝擊及外資買賣超所導致之衝擊。

蕭山隆(民93) 所建立台股報酬多因子模式中含有：當期之歐美股市、亞洲股市、市場交易資訊等；並受到落後期之歐美股市、亞洲股市、台股

報酬本身及利率等因素影響，結論為台灣股市會受國際股市影響，且有以下特點，顯示台股並非隨機漫步且具波動叢聚的特性。

曾梅卿（民93），主要目的係探討台灣加權股價指數與總體經濟變數間之互動關係，資料期間為1976年1月至2003年9月之月資料，研究方法分別以向量自我迴歸、因果關係檢定，來探討實質股票報酬率、實質利率、工業生產指數成長率、通貨膨脹率、名目股票報酬率、名目利率、經一階差分之工業生產指數成長率與貨幣供給等八個變數間之互動關係，並以衝擊反應函數、及預測誤差變異數分解，分別來顯示總體經濟變數因素對股價報酬之影響。研究發現台灣股價報酬僅受到少數總體經濟變數之影響，而工業生產指數成長率的增減變動對我國股價報酬有相當的影響力。

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

林建宇（民93），以台灣為研究對象，探討台灣股價指數與台幣兌美元匯率間的因果關係，此篇研究將股價指數與匯率依其上升或下跌之情況加以區分，以日資料為分析頻率，採取單根檢定、共整合分析法、不對稱

Granger 因果關係檢定等計量方法來分析，經實證結果發現，在短期內，匯率貶值為股價指數之前因，而匯率升值不為股價指數之前因，但股價指數上漲卻為匯率之前因，另外股價指數下跌不為匯率之前因。在以上結論中發現存在不對稱因果關係，發現股票市場大幅度上漲與下跌會使得台幣匯率產生升值與貶值，而匯率市場大幅度升值也會使得股價指數上漲，因此顯示了台灣股票市場與匯率市場的關聯性相當顯著。

朱正修(民93)利用時間序列分析，針對所收集到的14個國家(含16種股市)，各297筆週交易紀錄進行分析；經實證結果顯示，在相關性方面，就美洲地區而言，台股與美國那斯達克科技類股連動性最強；在亞洲地區，台股與南韓漢城綜合指數連動性最強；就歐洲而言，德國法蘭克福商銀指數與台股連動性最高。

陳盈之(民 95) 價格衝擊對於外匯波動的影響存在不對稱與反轉現象，當價格變動幅度很大時，負向衝擊比起正向衝擊對波動的影響要較大；但是當價格變動幅度較小時，影響程度會出現反轉(Reversal)，即正向衝擊比負向衝擊對波動度的影響較大，使用四種外匯(英鎊、歐元、日圓、及瑞士法郎)為實證對象，實證結果發現此訊息衝擊亦造成波動度不對稱效果即反轉的現象，與前述的價格對衝擊效果是分別獨立存在的，此結果支持了Back(1993)的理論模型選擇權市場並非是多餘的，其交易活動提供了更廣泛且有別於標的現貨市場的訊息來源。

陳柏豪(民95)實證結果如下：

- 1 預期前期收盤後未預期期貨報酬、當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數與隔夜現貨報酬之間存在正向關係。
- 2 當期開盤前未預期期貨報酬、前期那斯達克指數與當期現貨報酬之間存在正向關係。

第三章 研究方法

3.1 時間序列簡介

本研究冀望以計量經濟學中的預測方法—時間序列的數學模組，找出最佳模型以解釋三大構面：「各國股票指數」、「匯率」、「三大法人」與國內股票加權平均指數的連動關係，並試圖找出彼此是否有因果關係存在。

首先，針對時間序列的意義、特性、分析與應用簡述如下：

一、時間序列的意義：一般而言，所謂的時間序列（Time Series）係指以時間順序型態出現之一連串觀測值的集合，或更確切地說，對某動態系統（Dynamic System）隨時間連續觀察所產生有順序的觀測值之集合。

二、時間序列的特性：時間數列一般均成隨機（Random）之現象，及對數列未來結果無法確定，以機率分配方式來表示者，稱之為未確定或隨機性時間數列（Non-deterministic or Stochastic Time Series）林茂文(民 80)。若一時間數列，它是依據數學定律而變化，其預測未來之結果是被確定的，稱為確定性時間數列（Deterministic time Series）。林茂文(民 81)

三、時間序列的分析法與應用：時間數列分析法可分為兩大類：第一類為時間定義域分析法（Analysis in Time Domain）：利用自我相關函數（Autocorrelation Function，簡稱 ACF）做為建立模式的依據。第二類為頻率定義域分析法（Analysis in Frequency Domain）：以光譜（Spectrum）作為分析之工具，一般又稱為譜系分析（Spectral Analysis）。

四、架構流程圖

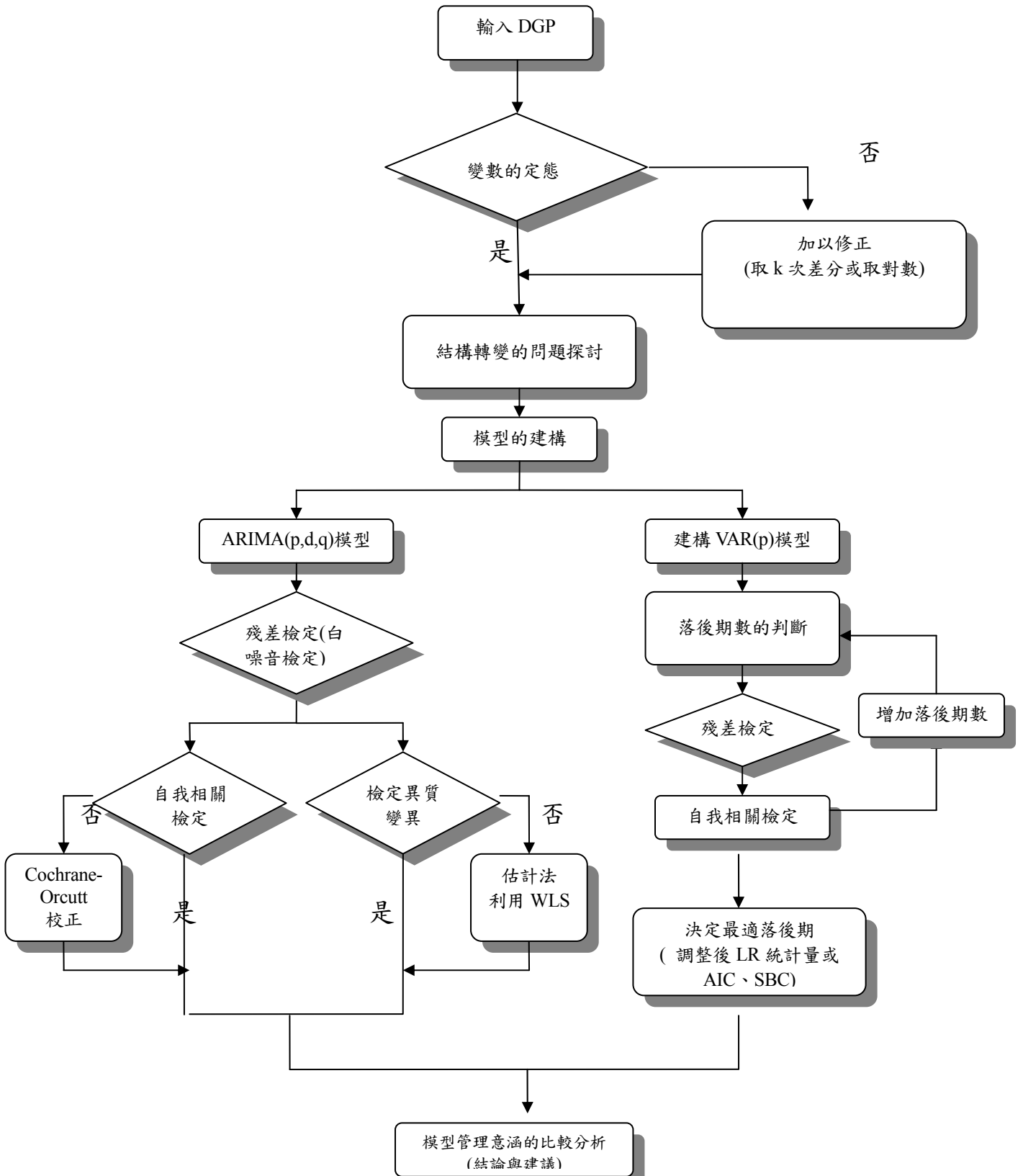


圖 3.1 架構流程圖

所以本研究希望以確定性時間數列，透過時間定義域分析法來建構模型，在討論其模型之前，首先要了解二個重要觀念：

一、時間序列的資料所轉換成的變數需符合白噪音：簡而言之白噪音因常在時間序列中被討論，所以我們一開始可以將它視為隨機過程，又因它是在討論不同時間的變化，所以又可定義它為隨機變數討論之。況且因白噪音是在討論誤差項的特性，我們希望干擾項誤差愈小愈好。簡單的說，如果有一個時間序列變數(以符號 ε_t 來表示)，

須符合以下三個定義：

- 1 期望值為 0，亦即 $E(\varepsilon_t)=0$, for all t ，符合統計的不偏性。
- 2 變異數為固定常數， $\text{var}(\varepsilon_t)=\sigma^2$ ， for all t ，符合統計的齊一性。
3. $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = \text{cov}(\varepsilon_{t-j}, \varepsilon_{t-j-k}) = 0$ ， for all $j, k, j \neq k$ ，符合統計的獨立性。

二、殘差的假設：多變數的時間序列線性模型之性質與估計，其實和一般統計和計量學中的複迴歸很類似，若以 OLS 模型估計時，其中最重要的假設都是殘差(以符號 e_t 來表示)必須符合古典一般線性模型之假設(classical normal linear assumptions)：

- 1 殘差為常態性(normality)。
- 2 殘差期望值為零(zero mean)： $E(e_t)=0$ for any t 。
- 3 殘差具同質變異(homoskedasticity)： $\text{var}(e_t)=\sigma^2$ ， σ^2 唯一固定常數 for any t 。
- 4 殘差無自我相關(non-autocorrelation)： $\text{cov}(e_t, e_{t-s})=0$ for $s \neq 0$ 。
- 5 自變數與殘差無相關(orthogonality)： $\text{cov}(x_{it}, e_t)=0$ for any i
- 6 自變數與自變數間無相關(independence)： $\text{cov}(x_{it}, x_{jt})=0$ for any $i \neq j$

3.2 時間序列 DGP 結構改變問題探討(Chow 轉變點檢定)：

根據前述流程圖架構可知：時間序列資料(Data Generating Process, DGP)在股價資料的分析上，資料來源取自歷史資料，只因過去的價格或誤差和現在的價格間的關係，或許在短期內不致有太大的變動；然而如在估計時間序列模型，選用的樣本資料期間過長，或在樣本期間有重大的經濟因素發生改變（美國 911 事件、2007 年 7 月美國次級房貸問題），那過去的價格或誤差和現在的價格間的關係，是否會產生模型建構的改變？換句話說：考量模型是否有結構轉變(Structural Changes or Structural Breaks)的問題，也才能降低模型估計的錯誤，而避免統計推論或預測發生問題。計量模型上的「結構轉變」考量，稱為迴歸係數的「安定性」(Stability or Constancy)問題。

如我們知道模型中，因某些因素改變，最後使 DGP 發生結構轉變，使模型中原 DGP 之常數項改變，我們為了提高其正確性，可將此因素(變數)加入 DGP 的模型中來估計，也可以達成同樣的目的，這正是在實證文獻中最廣為引用的結構轉變模型，即由 chow(1960)所提出之結構轉變模型概念。結構轉變不見得只影響模型的常數項，也有可能使模型中的自變數的係數發生改變，在實際估計 DGP 時，我們常常無法確定造成 DGP 發生結構轉變的因素有哪些？是否一定是單一因素改變所引起的，但是只要知道結構轉變點是發生在 t_k ，即可利用「加入虛擬變數」的方式來進行估計。

現就 Chow 的結構轉變檢定與估計做一個簡單的概述：

Chow 的結構轉變檢定大體上有兩種：

一、轉變點檢定(Breakpoint Test)

檢定樣本中的子樣本(sub-sample)之間，是否有不一樣的性質(例如：迴歸係數是否相同、或 DGP 是否相同)，其數學式子如下：

數學式子可表示為

$$y_{1t} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} \quad \text{當 } t=1,2,\dots,k-1 \quad (3.1)$$

$$y_{1t} = a'_0 + \sum_{i=1}^p a'_i y_{t-i} \quad \text{當 } t=k,k+1,\dots,T \quad (3.2)$$

比較(3.1)、(3.2)式，令虛無假設 $H_0: a_i = a'_i \quad i=0,1,\dots,p$

\therefore 虛無模型(null model)亦可假設為：

$$y_{1t} = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i y_{t-i} \quad \text{當 } t=1,2,\dots,k,\dots,T \quad (3.3)$$

加入虛擬變數的 chow 轉變點檢定的步驟：

1 已知轉變點為 k 的前提下，自訂一個虛擬變數 D_t ，並令其值如下所示：

$$D_t = \begin{cases} 0 & \text{if } t=1,2,\dots,k-1 \\ 1 & \text{if } t=k,k+1,k+2,\dots,T \end{cases} \quad (3.4)$$

2 然後用全部的樣本(即 $1,2,\dots,T$)估計以下的未受限制式。

$$y_{1t} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + c_0 D_t + \sum_{i=1}^p c_i D_t y_{t-i} \quad (3.5)$$

3 計算 F 統計量,並以自由度($p+1, T-2p-2$)的 F 分配進行聯合檢定。

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_U)/(p+1)}{(SSR_U)/(T-2(p+1))} \sim F(p+1, T-2p-2)$$

4 或者針對個別係數做 t 檢定：此時以一般判斷迴歸係數是否顯著的方
式即可。

二、chow 預測性檢定(Predictive Test)：

1 當樣本不夠大，或子樣本的樣本數不足以估計迴歸式(也就是自由度不足)時，採用之。

2 或結構轉變點很接近樣本的開始或結尾處，使分組之後的子樣本數不足以進行迴歸模式的估計，亦即子樣本數不足時適用之。

三、結論

1 一旦發現採取的樣本資料拒絕了無結構轉變的虛無假設，擬應該在加入是當的虛擬變數之後，再用類似(3.6)式的方式，將一個或一個以上的結構轉變加到模型中估計。

$$y_{1t} = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + c_{10} D_{1t} + \sum_{i=1}^p c_{1i} D_{1t} y_{t-i} + c_{20} D_{2t} + \sum_{i=1}^p c_{2i} D_{2t} y_{t-i} \quad (3.6)$$

2 chow 結構轉變檢定與虛擬變數之使用：

(1)用目視法輔助判斷

(2)用 ACF 和 PACF 輔助判斷變數的 DGP—即 ARMA(p,q)模型的 p 和 q。用過度配適(overfitting)的方式來選基本模型，或用更嚴謹的 AIC 或 SBC 當做模型的選擇。

(3)估計出基本模型，再來檢查殘差的 Q 值和 JB 值，並使殘差符合白噪音。

(4)進行 Chow 轉變點檢定(breakpoint test)：

(5)判斷是否拒絕「無結構轉變」之虛無假設

(6)設定虛擬變數

(7)重新估計模型

(8)適當地去掉不顯著的變數，直到剩下的變數都超過你所選擇的顯著水準為止。

(9)進行模型診斷，以確定模型的適切性，查看此模型估計殘差的 Q-stat， Q^2 -stat 和 JB 值，模型必須符合以下三大假設：

(a)殘差無法拒絕無自我相關

(b)殘差平方無法拒絕無自我相關

(c)殘差無法拒絕非常態分配

3.3 單根檢定(ADF)

3.3.1 非定態時間序列模型：

當我們所蒐集的資料，為了探討其時間序列的相關特性時，若產出的變數為非定態時，其影響模型最大原因，不外乎是由 Granger and Newbold(1974)所發現非定態變數之間，可能會出現所謂「假性迴歸」(spurious regression)的問題，所以在對時間模型序列的實証分析裡，首先都必須先確定變數的定態與否的問題。又經濟性資料之模式，因數列之平均水準隨著時間變化而改變，所以對於未來的動向將不能預知，此種沒有固定水準且成漂浮無定向之數列，一般稱為無定向型數列。且此數列有一特性，即平均水準為連續之隨機改變。因此稱由此方法所推導出之時間數列稱為隨機漫步(Random Walk)。

3.3.2 時間趨勢與隨機趨勢

1 定性趨勢(deterministic trend)：亦即變數是隨著時間而變動的情況，一般而言，定性趨勢大都指的是變數是含有時間趨勢的(time trend)，它是屬於可完全被預測的變動趨勢。

其模型可分為以下幾種：

(1)線性趨勢(linear time trend)或時間趨勢模型： $y_t = a_0 + a_1t$ 若 y_t 和 t 的關係是非線性的，亦被稱為定性趨勢。

(2)多項式時間趨勢模型： $y_t = a_0 + a_1t + a_2t^2 + a_3t^3 + \dots$

(3)片斷趨勢(segmented trend) $y_t = \begin{cases} a_0 + a_1t, \Lambda & \text{if } t < t_k \\ a'_0 + a'_1t, \Lambda & \text{if } t \geq t_k \end{cases}$ 類似結構轉變模型，此

亦被歸類為定性趨勢的一種(Maddala and Kim,1998)。

在此先介紹 Random Walk 模型的意義與在財務分析上的基本觀念，在予以探討單根的問題，尤其在時間序列的資料產生過程(DGP)，在經濟的意涵裡常有以下幾種特殊情況發生：

在股市的買賣行為中，投資者若對未來的預期價格，可以直接以前一期的價格為參考值，在此情況下所產生的時間序列價格(交易量、指數)所形成的資料，其 DGP 可能屬於「不含截距項的 RW 模型」(pure random walk) 其模型為 $y_t = y_{t-1} + e_t$ ；經由遞迴推算法得一般式

$$y_t = y_0 + \sum_{i=1}^t e_i \quad (3.7)$$

若股價的變動在固定報酬(固定股息)的預期假設下，股價的變動率也會成隨機趨勢項，RW 的趨勢。其模型可能為 random walk with drift(含截距項的 RW 模型，drift 又被稱為漂浮項。

其模型為 $y_t = a_0 + y_{t-1} + e_t$ 經遞迴推算法得一般式

$$y_t = y_0 + a_0 t + \sum_{i=1}^t e_i \quad (3.8)$$

若股市交易中，由於外在因素(國外指數、外匯、外資)或公司本身的經營技術面是隨機性的，但其影響性卻有持續累積的情況發生時，在其條件下所產生的價格，其時間序列資料，其 DGP 可能是含隨機干擾項的 RW 模型 (random walk with noise)，其模型定義為：

$$y_t = \mu_t + e_t \text{ 且 } \mu_t = \mu_{t-1} + v_t$$

其中， e_t 、 v_t 都是白噪音

$$\text{其一般式為 } y_t = \mu_0 + \sum_{i=1}^t v_i + e_t \quad (3.9)$$

三、擴充的 DF 檢定(Augmented DF Test ADF)

若 AR(p)模型中， $p > 1$ ，則可以 ADF 來判別，因為 DF 檢定，適用 OLS 的方法來進行，因此迴歸估計後的殘差項是否符合白噪音的性質，當然會影響到估計出來的迴歸係數的性質。

若殘差存在自我相關的現象，就使用 ADF 檢定的形式來取代 DF 檢

定，也就是在 DF 檢定式上加上自變數差分的落後期，使單跟檢定估計式的殘差符合白噪音的性質

ADF 檢定的三種常見模型：

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

3.4 Box-Jenkins 的單變量 ARIMA 模式解說

Box 與 Jenkins(1970)提出一套時間序列分析方法，其認為影響時間序列資料變動得主要因素可分為兩種，其中可藉由序列中的歷史資料來推估未來的趨勢，稱此序列符合自我迴歸過程(Autoregressive Process；AR Process)；若現期的不規則變異可以藉由過去的不規則變異所估計，則稱此數列符合移動平均過程(Moving Average Process；MA Process)。

ARMA (p, q) 模型：所謂 ARMA 模型，就是一種時間數列的「資料產生過程」(data generating process，簡稱 DGP)，而所謂的 DGP，在時間序列的理論來看，及代表現在的變數和過去的變數的函數 $y_t=f(y_{t-1})$ 或統計關係。

模型的建構：ARMA 是由兩種 DGP，即 AR 和 MA 結合而成，簡言之：ARMA=AR+MA

AR：autoregressive 自我迴歸 MA：moving average 移動平均

ARMA (p, q) 的建構：

$$\text{AR}(p) \quad y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.13)$$

a_0 ：常數的截距項

P ：代表落後期數

a_1 ：代表 y_{t-1} 的係數，本身亦是常數， ε_t ：白噪音

y_t ：應變數， y_{t-1} ：自變數。

AR(p)，簡單而言：現在的 y 變數和過去 n 個 p 期的 y 變數都有關係。

$$\text{MA}(q) \quad y_t = a_0 + \sum_{i=1}^q b_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

a_0 ：常數的截距項

q ：代表落後期數

b_i ：代表 ε_{t-i} 的係數，本身亦是常數， ε_t ：白噪音

y_t ：應變數， ε_{t-1} （自變數）： y_{t-1} （實際） $-\hat{y}_{t-1}$ （預測）

MA(q):簡單來說:現在的 y_t 和過去 n 個 q 期的隨機變項 ε_{t-q} 有關係，
MA 模型隱含經濟行為體系的結構中，含有誤差修正的特性。

綜合(3.13)、(3.14)得知：ARMA(p, q)模型之正式定義為：

$$\text{ARMA}(p, q): y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q b_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.15)$$

時間序列是由資料的過去實際值和隨機振動(Random Vibration)所組成，稱為自我迴歸整合移動平均模式(Autoregressive Integrated Moving Average Model; ARIMA)理論。ARIMA 模式的建立是系統化辨識、估計、診斷和預測時間序列之方法論，實際資料全部被用來將一個時間序列分解成三個 ARIMA 成份。ARIMA(p, d, q)模型表示如下：

p : 自我迴歸過程之階數 d : 差分次數 q : 移動平均過程之階數

$$\psi_p(B)Y_t = c + \theta_q(B)e_t, e_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2) \quad (3.16)$$

其中 B 為後移運算子(Backward Shift Operator)， $BY_t = Y_{t-1}$ ， Y_t 為一穩定(Stationary)狀態的時間序列值， c 為常數項， e_t 為干擾項，且符合白噪音(White Noise)的假設，即期望值為零，變異數為一固定常數之假設。

而 $\psi_p(B)$ 及 $\theta_q(B)$ 分別代表 B 之多項式，可表示如下：

$$\psi_p(B) = 1 - \psi_1 B - \psi_2 B^2 - \dots - \psi_p B^p \quad (3.17)$$

$$\theta_q(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \quad (3.18)$$

p, d, q 為非負整數

B : 後移運算子，即 $BY_t = Y_{t-1}$ ， B 的所有根均落在單位圓外，參數($\psi_1, \psi_2, \psi_3, \dots, \psi_p$)稱為自我迴歸參數 AR，($\theta_1, \theta_2, \theta_3, \dots, \theta_q$)稱為移動平均參數 MA。

3.5 多變量模型

前一節所介紹的 ARIMA 模型是屬於單變量的模型，它較適合預測該變數未來的變動趨勢，若要了解幾個外在變數之間的因果關係，則我們將採用多變量模型來建構。而多變量模型以應變數與自變數落後期數的特性大致可分為兩種形式，茲分別介紹如下：

一、所謂靜態模型，指的是一個變數「當期」的值(以 y_t 表之)，與另一個(或更多個)變數「當期」的值(以 $x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{kt}$ 表之)有因果關係。

以數學的函數式加上隨機誤差(以 e_t 表之)來表達，即是：

$$y_t = f(x_{1t}, x_{2t}, x_{3t}, \dots, x_{kt}) + e_t \quad (3.19)$$

如果變數間的函數關係是線性的，則可表示成複迴歸模型：

$$y_t = a_0 + a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + a_3 x_{3t} + \dots + a_k x_{kt} + e_t \quad (3.20)$$

如果變數間的函數關係是非線性的，則可經由變數轉換，而轉變成線性模型。

二、動態時間序列模型：動態的時間序列模型(dynamic models)，和靜態的時間序列模型最大的不同，就是模型中因變數(y_t)和自變數(x_t)有跨期性的影響。動態模型的一般化可表示為：

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} b_{1j} x_{1t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} b_{2j} x_{2t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} b_{3j} x_{3t-j} + \dots + \Lambda + e_t \quad (3.21)$$

將上式以落遲運算元函數來表示成：

$$y_t = a_0 + A(L)y_{t-1} + B_1(L)x_{1t} + B_2(L)x_{2t} + B_3(L)x_{3t} + \dots + e_t \quad (3.22)$$

$$A(L) = (a_1 L + a_2 L^2 + a_3 L^3 + \dots + a_p L^p)$$

$$B_1(L) = (b_{10} + b_{11} L + b_{12} L^2 + b_{13} L^3 + \dots + b_{1q_1} L^{q_1})$$

$$B_2(L) = (b_{20} + b_{21} L + b_{22} L^2 + b_{23} L^3 + \dots + b_{2q_2} L^{q_2})$$

$$B_3(L) = (b_{30} + b_{31} L + b_{32} L^2 + b_{33} L^3 + \dots + b_{3q_3} L^{q_3})$$

由一般化的式子中可看出因變數的落後期(舉例: y_{t-1} 、 y_{t-2} 、 y_{t-3} ...)可以當自變數,而其它本身的自變數(x_{1t} 、 x_{2t} 、 x_{3t} 、...)等也都各自有落後期(舉例: x_{1t-1} 、 x_{1t-2} 、 x_{1t-3} 、..., x_{2t-1} 、 x_{2t-2} 、 x_{2t-3} ..., x_{3t-1} 、 x_{3t-2} 、 x_{3t-3} ...);求取長期均衡值也同樣可以取期望值的方式來計算,用這種方式計算出來的係數組合,可以巧妙地變成經濟意義的統計檢定之假設。

多變數的時間序列線性模型之性質與估計,與一般統計或計量書中的複迴歸類似,若以 OLS 模型估計時,其中最重要的假設都是殘差 e_t 必須符合古典一般線性模型之假設(Classical Normal Linear Assumptions):

- 1 殘差為常態性(Normality)。
- 2 殘差期望值為零(Zero Mean), $E(e_t)=0$, for any t 。
- 3 殘差具同質變異(Homoskedasticity); $\text{var}(e_t)=\sigma^2$, σ^2 為一固定常數 for any t
- 4 殘差無自我相關(Non-Autocorrelation); $\text{cov}(e_t, e_{t-s})=0$ for $s \neq 0$
- 5 自變數與殘差無相關(Orthogonality); $\text{cov}(x_{it}, e_t)=0$ for any i
- 6 自變數與自變數間無相關(Independence); $\text{cov}(x_{it}, x_{jt})=0$ for any $i \neq j$

所以在時間序列的分析與探討中,殘差有無自我相關、殘差具同質變異等的問題,是必須審慎處理的。殘差不符無自我相關:模型之殘差經常會出現殘差有自我相關(甚至有 MA)的現象,雖然估計出來的參數有不偏性和一致性,但是不具有有效性。

殘差自我相關之處理可分為兩部分來說明:

1. Cochrane-Orcutt 兩步驟遞迴估計(Two-Step and Iterative Estimation)

Cochrane-Orcutt 兩步驟遞迴估計

(1). 先估計 $y_t = a_0 + a_1 x_{1t} + e_t$

(2). 取殘差以計算估計值 \hat{b}
$$\hat{b} = \frac{\sum e_t e_{t-1}}{\sum e_{t-1}^2}$$

(3). 以此估計值 \hat{b} 代入 Cochrane-Orcutt 轉換進行估計。

(4). 不斷重覆步驟 2、3，直到估計值 \hat{b} 收斂為止。

2. 修正殘差中存在自我相關的方法。使用非線性模型來估計，可將一階自我相關 $y_t = a_0 + a_1 x_{1t} + e_t$ ， $e_t = b e_{t-1} + \mu_t$

$$\text{轉換成: } y_t = b y_{t-1} + (1-b)a_0 + a_1(x_{1t} - b x_{1t-1}) + \mu_t \quad (3.23)$$

然後直接利用 Marquardt 非線性迴歸演算法(Nonlinear Least Squares Algorithm)估計 b 、 a_0 、 a_1 等參數。

殘差不符同質變異：ARCH/GARCH：該模型的均數方程式可以是多變數模型，但變異數方程式仍屬單變數模型，多變數模型之殘差若具有 MA(1)，其可表示為：

$$y_t = a_0 + a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + a_3 x_{3t} + \Lambda + a_k x_{kt} + e_t$$
$$e_t = \mu_t + h \mu_{t-1} \quad (3.24)$$

多變數時間序列模型之殘差也有可能是 AR 和 MA 的組合，也是以 ARMA(p,q)表示，檢定、估計、與診斷的步驟同前之方法。

3.6 自我相關與異質變異

一、前言：ARCH 是 Autoregressive Conditional Heteroscedasticity，其中文意思是自我相關條件異質變異或是自我相關條件變異數不齊一，ARCH 模型簡而言之就是將「自我相關」的概念用在「條件變異數」的估計。又因為古典的迴歸模型在估計時，通常是假設迴歸殘差的變異數為一個固定不變的常數。在財務和經濟的時間序列資料，都具有條件變異不齊一的現象，具體來說，即 $\text{Var}(y_t | y_{t-1}) = \sigma_t^2$ ，換句話說，條件變異數會隨著時間改變 (time-varying)，則此現象可用 Engle 學者的 ARCH 模型解釋。

二、經濟與財務時間序列統計資料之特性：大體而言，區分為以下三大重點。

1. 高狹峰分配(leptokurtic)：常見於財務資產報酬的統計資料最為明顯，所謂高狹峰，指的是變數的峰態係數(kurtosis)大於 3，(常態分配的峰態係數等於 3)，所以有人又稱為超峰態(excess kurtosis)現象，亦被稱之為厚尾(thick tails,heavy tails)或胖尾(fat tails)現象。

2. 波動叢聚現象(volatility clustering):(台灣股市符合此現象)係指變數的變動(即波動性,volatility)，會有聚集在一起的現象，簡單的說，就是將變數畫成時間序列圖時，可觀察到大波動通常會跟隨著大波動、小波動通常會跟隨著小波動的現象。

3 金融資產之風險與以模型量化處理，也可以研究財務市場上常被提及的槓桿效果(leverage effects)、星期效果、宣告效果(announcement effects)、以及不同資產之間的報酬波動關聯性(co-movements in volatilities)。

以上的諸特性皆存在有風險與不確定的問題，而 ARCH/GARCH 模型恰可以適切地描述這些特性(Bollerslev et al.1983)。

三、ARCH/GARCH 基本模型：

典型的 ARCH(q)模型可以表示如下：

$$y_t | \Omega_t \sim N(x_t a, \sigma_t^2)$$

均數方程式(mean equation)： $\varepsilon_t = y_t - x_t a$

$$\text{變異數方程式(variance equation)：} \sigma_t^2 = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + a_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (3.25)$$

變數說明：

x_t ：迴歸式的自變數向量， $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})$

a ：是迴歸式的係數向量， $a = (a_0, a_1, \dots, a_k)$

q ：為落遲項的階次(order)

x_{ta} ：表示在資訊集合 Ω_t 所能獲得變數之線性組合，即

$$\Omega_t = a_0 + a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + \dots + a_k x_{kt} \quad (3.26)$$

均數方程式中的 x_t 所代表的是單一時間序列的 ARMA。

一般式 ARMA(m, n)-ARCH(q)

m ： y_t 落遲項、 n ：MA 的落遲項

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i y_{t-i} + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^n b_i \varepsilon_{t-i}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (3.27)$$

ARCH 是將迴歸係數 AR 模型的概念用在估計條件變異數之上。

GARCH 就是同時將 AR 和 MA 的觀念用在估計條件變異數之中，而

GARCH 模型可說是「一般化的 ARCH 模型」。

典型的 GARCH(p, q)模型可表示為：

$$y_t | \Omega_t \sim N(x_t a, \sigma_t^2)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \dots\dots\dots (3.28)$$

四、ARCH/GARCH 的經濟意涵

經濟變數的變異數可以作為衡量風險的一種指標，而在時間序列中，會隨著時間變動的變異數，隱含了風險也會隨著時間變動。

若將 ARCH 模型應用在探討理性預期相關的總體計量上，亦即將模型的概念擴展到估計報酬和風險的關係，於是就產生了 ARCH-M 模型。

EGARCH(exponential GARCH): 主要應用於財務市場的槓桿效果 (leverage effect)。所謂槓桿效果，就是財務資產出現負報酬時，比出現正報酬造成更大的波動現象，這其實亦可看出條件變異數波動的不對稱現象。

伍、未考量 ARCH 對模型估計的影響

若迴歸殘差存在有變異數不齊一的問題，對迴歸的影響主要會使估計出來的係數(推定量)並不具備有效性(efficiency)。

1. 有效性定義的兩個要件:

(1) 推定量必須具備不偏性: 『 $E(a_1) = E(a_1') = \alpha_1$ 』, a_1 、 a_1' 都是母體參數 α_1 的不偏推定量。

(2) 此不偏推定量的變異數必需小於或等於任何其他的不偏推定量。

『 $\text{Var}(a_1) \leq \text{Var}(a_1')$ 』, 假設前題: a_1 具備相對有效性。

2. 解決異質變異所造成的問題: 若迴歸殘差中有異質變異，即代表均數方程式所估計出來的係數，其變異數不會是最小，其最大影響在於對所估計係數的推論。

3. 解決異質變異的方法: 是用加權最小平方的方式來處理。

4. 找出模型中是否有自我相關變異數不齊一的問題:因為若我們知道迴歸的殘差條件不齊一,則所估計出來的係數會不具有有效性;且當實証研究所用的資料是時間序列時,「自我相關條件異質變異」的檢定,就成為不可或缺的檢定.茲將兩種常見「ARCH/GARCH」的檢定,分別介紹如下:

六、ARCH-LM 檢定(Lagrange Multiplier Test)

欲檢定條件變異是否存在 ARCH 效果,虛無假設可表示成:「 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_q = 0$ 」,針對虛無假設所採用的檢定,稱為 ARCH-LM 檢定。係數 a 的估計,則用 OLS 來做即可。

ARCH-LM 檢定步驟:

1. 先用 OLS 估計適當的均數方程式 $y_t = x_t \hat{a}$, \hat{a} 表示用 OLS 估計所得之係數,並計算殘差 $\hat{\varepsilon}_t = y_t - x_t \hat{a}$,然後平方存成另一個時間序列 $\hat{\varepsilon}_t^2$ 。
2. 將 $\hat{\varepsilon}_t^2$ 對截距項與 q 個落後項作輔助迴歸,並計算此輔助迴歸的 R^2 ,即估計: $\hat{\varepsilon}_t^2 = a_0 + \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \hat{\varepsilon}_{t-q}^2$ 。
3. 將樣本總數(T)乘以輔助迴歸的 R^2 即可計算得到 ARCH-LM 統計量,而此統計量服從自由度 q 的卡方分配,也就是 $TR^2 \sim \chi^2(q)$ 。
4. ARCH-LM 統計量補充說明:由於 LM 統計量的漸近性質,比較適合樣本大的情況,如果實証樣本較小,可改用 F 檢定才較合適。
(Kmenta,1986,p.491~495)
5. 若其虛無假設為一聯合檢定,所以亦可用 F 檢定來檢驗是否存在 ARCH 現象(Tsay,2002)。

七、利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定 ARCH:

1. 另一種常見的檢定 ARCH 的統計量為 Ljung-Box Q^2 統計量

(簡稱 Q stat 或 Q^2 統計量)

2. Q^2 統計量是將 Q 統計量應用在殘差平方檢定,所以稱之為「Q 平方」檢定

3. Q^2 檢定的虛無假設: 『 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_q = 0$ 』

4. Q^2 統計量計算與檢定步驟:

(1)同樣先用 OLS 估計適當的均數方程式(其樣本數為 T), 並取得殘差 $\hat{\varepsilon}_t$, 然後取平方存成另一個時間序列 $\hat{\varepsilon}_t^2$ 。並計算殘差平方的樣本變

$$\text{異數: } \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2}{T}$$

(2)計算 $\hat{\varepsilon}_t^2$ 的自我相關係數 $\rho(i)$ (i 是落遲階數)如下:

$$\rho(i) = \frac{\sum_{t=i+1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\hat{\varepsilon}_{t-i}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^T (\hat{\varepsilon}_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2}$$

(3)再依下式計算得 $Q^2(q)$ 統計量(q 是虛無假設中 ARCH 項的階次), 此統計量也是自由度為 q 的卡方分配, 所以查表即可判斷是否拒絕虛無

$$\text{假設 } Q^2(q) = T(T+2) \sum_{i=1}^q \frac{\rho(i)}{T-i}$$

八、估計 ARCH/GARCH 模型:

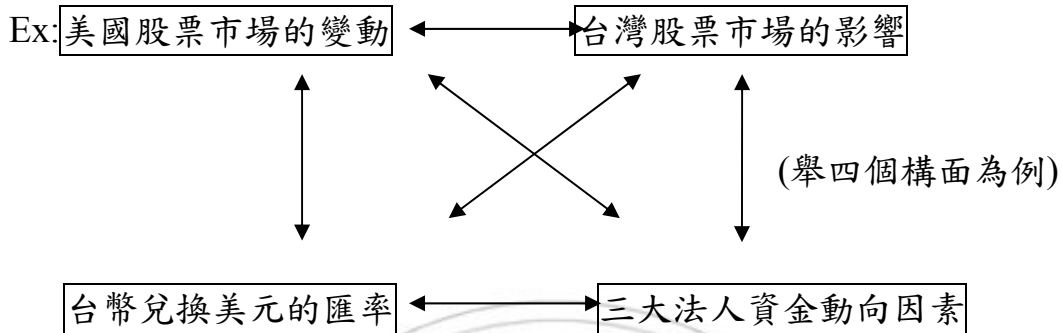
1. 由 ARCH-LM 統計量檢定或 Ljung-Box Q^2 統計量檢定發現模型中無法拒絕自我相關變異數不齊一的虛無假設之後, 接著就可以估計 ARCH/GARCH 模型中的參數。
2. 估計之前, 必需先決定 ARCH(q) 的階次, 可利用 PACF 來找出 ARCH 的落後其數 q, (理由: ARCH 效果類似 AR 效果), 簡單來說, 計算出殘差平方的 ACF 和 PACF, 再利用最大概似法來估計。

3. ARCH 模型檢定與估計的步驟流程:

- (1)先判斷 y_t 變數的 ARMA 型態。
- (2)估計均數迴歸方程式。
- (3)檢查迴歸的殘差是否有自我相關和 ARCH 型態的異質變異數:亦即檢
定 Q-stat、 Q^2 -stat 和 Jarque-Bera 的常態性。
- (4)估計 AR(1)-ARCH(1)模型。
- (5)進行模型診斷:估計完模型之後，要檢驗標準化後的殘差之 Q-stat、
 Q^2 -stat 和 JB 值，才能確定 AR(p)-ARCH(q)。

3.7 VAR 模型

一、前言：想要了解變數之間的「因果關係」，或能確定或估計變數與變數之間的關係，當然也有助於變數的預測。



每個因素(應變數)皆可當其它三個(自變數)的函數關係，而三個自變數亦存在彼此相關(因果關係)，嘗試找出相關性最大者為應變數。

二、向量自我迴歸

1. 前言:在迴歸方程式中應變數是受到自變數的影響，自變數並不會受到應變數的影響；應變數我們將之稱為內生變數(endogenous variable)，而自變數則是外生變數(exogenous variable)。然而由於經濟體系的微妙運作，使得有時候我們無法確定某些變數是不是因變數或自變數。(楊奕農,2005)Pagan (2003)考慮長期限限制式的影響將總體計量模型分成兩個面向：經濟理論的一致性及計量理論的一致性。前者的最佳是動態隨機一般均衡模型，後者的最佳是 VAR，而兩個面向的追求會產生互相消長 (trade-off)。據此 LSE 提出下列做計量模型的系統化步驟：(李進生、鍾惠民、陳煒朋,民 95)

- (1)將有興趣的經濟變數予以邊際化出來；也就要割捨一些沒有關係，或不重要的經濟變數。
- (2)建立條件機率模型；就是牽涉到變數弱外生性。(weakly exogeneity)，強外性 (strongly exogeneity)及超強外生性 (super exogeneity) 的問題。一

一般而言，我們需在弱外生性的外生變數下，才能導對內生變數做條件機率分配，不然要使用到整體複雜的聯合分配；需要沒有回饋效果的強外生性下才能做預測；需要參數有不變性的超強外生性，才能避免 Lucas 質疑(Lucas'critique)(1976) 以做政策性分析。詳見的文獻可參見 Engle et al. (1983)。

(3)將複雜的條件機率方程式予以簡化，尋找合適的簡化方程式；則是實證上需要不同的嘗試及經驗的累積。

(4)將未知的參數數，用估計量予以取代，換句話說，需倚賴適當的估計方法。

2.像變數間存在錯綜複雜的關係時，在實證上經常採用所謂「結構系統方程式」(structural system equations)的方法來估計。而在時間序列分析中，有人提出「向量自我迴歸」(vector autoregression, 簡稱 VAR)的方法來估計，因為 VAR 可以視為是結構系統方程式的縮減式。這種方法將所有的變數均以內生變數來處理，可以克服內生、外生變數認定的質疑，不過值得注意的是，VAR 原來主要的目的在於預測任一變數變動對所有變數的影響，而不像結構系統方程式可以用來估計變數之間的理論關係，或檢驗經濟理論所形成的假設，不過後來學者也擴張了他的適用領域，例如 Littleman and Weiss (1985)。

3.向量自我迴歸基本模型

(1)所謂的 VAR 是一組由多變數、多條迴歸方程式所組成，這些在每一條方程式中，因變數皆以因變數自我的落後期，加上其他變數落後期來表示。

<一>舉例說明:『兩個變數、一階自我相關』

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}x_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$x_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

其中 ε_{1t} 和 ε_{2t} 為白噪音，但相互間並不一定獨立，這個式子若以向量矩陣可表示成：

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

令 $Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}$ ， $A_0 = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix}$ ， $A_1 = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$ ， $\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$

$$\therefore Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

n 變數 q 階自我相關:VAR(q) : $Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_q Y_{t-q} + \varepsilon_t$ (3.29)

我們以 n 變數 2 階 VAR(2) 可以表示為(3.30)

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ M \\ y_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ M \\ a_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(1)} & a_{12}^{(1)} & \Lambda & a_{1n}^{(1)} \\ a_{21}^{(1)} & a_{22}^{(1)} & \Lambda & a_{2n}^{(1)} \\ M & M & \Lambda & M \\ a_{n1}^{(1)} & a_{n2}^{(1)} & \Lambda & a_{nn}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ M \\ y_{n,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^{(2)} & a_{12}^{(2)} & \Lambda & a_{1n}^{(2)} \\ a_{21}^{(2)} & a_{22}^{(2)} & \Lambda & a_{2n}^{(2)} \\ M & M & \Lambda & M \\ a_{n1}^{(2)} & a_{n2}^{(2)} & \Lambda & a_{nn}^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \\ M \\ y_{n,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ M \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix} \quad (3.30)$$

可簡化為：『 $Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t$ 』 (3.31)

利用落遲運算元：『 $Y_t = A_0 + A_1 L Y_t + A_2 L^2 Y_t + \varepsilon_t$ 』 (3.32)

由上式經過適當化簡： $Y_t(I - A_1 L - A_2 L^2) = A_0 + \varepsilon_t$

∴ 所以推算出所有變數的期望值： $E(Y_t) = \frac{A_0}{I - A_1 L - A_2 L^2}$

<二> VAR 的定態條件

VAR 的定態條件其實和 AR 模型的情況很類似，若一 VAR(q) 模型，像(3.32)式，以落遲運算元可表示為：『 $Y_t = A_0 + A_1 L Y_t + A_2 L^2 Y_t + \dots + A_q L^q Y_t + \varepsilon_t$ 』

移項後提出 Y_t ，可得： $Y_t(I - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_q L^q) = A_0 + \varepsilon_t$ ，只要特性根

方程式 $|I\lambda^q - A_1 \lambda^{q-1} - A_2 \lambda^{q-2} - \dots - A_q \lambda^1 - A_q| = 0$ ，所有的解 $|\lambda| < 1$ ，即所有的

變數皆符合定態之性質。

第四章實證結果與分析

4.1 單變量時間序列 ARIMA(日資料)

前言：本研究之主題主要是探討發行量加權股價指數在時間序列模型中,最適模型為何？在本章裡，將依研究架構，以第三章所提之研究方法分為兩個主軸分別加以實證分析，本章第一節與第二節主要以單變量為討論的主軸，第三節主要討論多變量與向量自我回歸模型，最後一節找出變數之間的因果關係。

1 資料來源

本研究以台灣股票發行量加權股價指數(TAIEX)為研究的對象，資料取自「台灣證交所 (TSEC)」。

2 研究期間：本研究主要探討台股中、長期的趨勢，所以在時間的取捨方面以8年的資料為主，主要因為2000年股市上萬點，為一個週期的開始，2001年911事件發生後，在時間的趨勢中因重大事件而產生結構改變的問題是否會受其影響，所以在研究過程中，分別以日資料與月資料討論模型的最適落後期數解。

(1) 日資料:本研究選取之研究期間自2000年1月4日至2007年12月31為止。共有2004筆。

(2) 月資料: 本研究選取之研究期間自2000年01月至2007年12月為止，共有96筆。

3. 研究流程：原始資料→單根檢定(ADF)→結構轉變 Chow 檢定→ARIMA(p,d,q)模型假設→ARIMA模型的診斷：自我相關檢定(Q統計量)→常態性檢定(JB統計量)→選擇適當的ARIMA模型：樣本內(配適度檢定)、樣本外(預測力準確度)。

4.1.1 數列單根檢定(ADF)

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

黃柏農 (民83) 研究指出，若一開始即將資料做差分來分析，則將形成過度差分，過度差分的結果將導致低效率，因此先進行單根檢定以確保變數不致過度差分，實為必要的步驟，在此步驟中，我們仍利用Eview統計分析系統軟體來進行分析，交叉印證時再輔以SAS軟體加以佐證。

首先，本研究先針對台灣股票發行量加權股價指數(TAIEX)的原始資料來進行其單根檢定。雖然由圖4.1大致可判斷出，其變數DGP為「含截距且有趨勢之RW模型」之時間序列圖，但為求慎重起見，三種型態的單根檢定值皆一起呈現如表4.1。結果可知，台灣股票發行量加權股價指數不為穩定的時間數列，亦即存在單根的現象，其DGP為非定態。

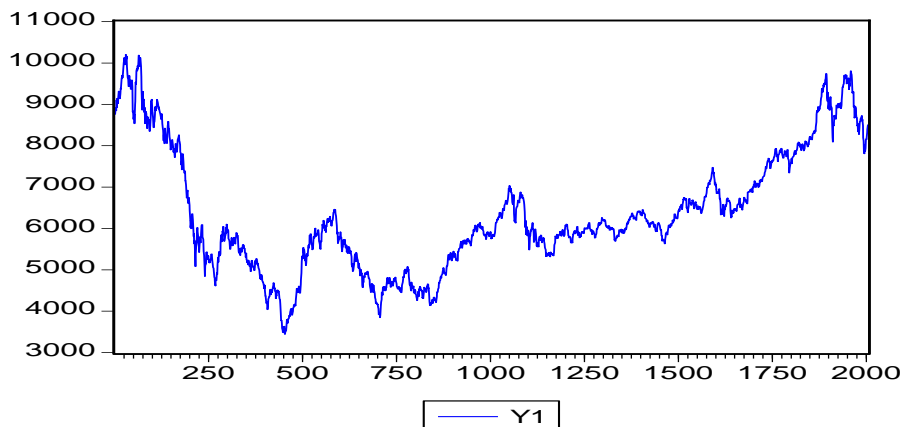


圖 4.1 台灣股票發行量加權股價指數(TAIEX=Y1)

表4.1 台股指數單根檢定表 (原始資料)

落後期數	檢定方程式	ADF 值	P 值	臨界值	結論
0	含截距項	-1.597667	0.4836	-3.433416(1%)	非定態
				-2.862781(5%)	非定態
				-2.567477(10%)	非定態
1	含截距項	-1.698400	0.4320	-3.433417(1%)	非定態
				-2.862781(5%)	非定態
				-2.567477(10%)	非定態
.....					
15 (落後期長度)	含截距項	-2.006826	0.2840	-3.433440(1%)	非定態
				-2.862791(5%)	非定態
				-2.567483(10%)	非定態
說明:即使最大落後 15 期時, ADF 皆大於檢定臨界值, 亦即無法拒絕 H_0 , DGP 為單根的假設					
0	含時間趨勢 和截距項	-2.198680	0.4895	-3.962630 (1%)	非定態
				-3.412053(5%)	非定態
				-3.127938(10%)	非定態
1	含時間趨勢 和截距項	-2.295067	0.4359	-3.962632(1%)	非定態
				-3.412054(5%)	非定態
				-3.127939(10%)	非定態
.....					
15 (落後期長度)	含時間趨勢 和截距項	-2.726932	0.2256	-3.962664(1%)	非定態
				-3.412070(5%)	非定態
				-3.127948(10%)	非定態
說明:即使最大落後 15 期時, ADF 皆大於檢定臨界值, 亦即無法拒絕 H_0 , DGP 為單根的假設					
0	不含時間趨勢 和截距項	-0.412400	0.5351	-2.566117(1%)	非定態
				-1.940982(5%)	非定態
				-1.616593(10%)	非定態
1	不含時間趨勢 和截距項	-0.451630	0.5195	-2.566118(1%)	非定態
				-1.940982(5%)	非定態
				-1.616593(10%)	非定態
.....					
15 (落後期長度)	不含時間趨勢 和截距項	-0.635753	0.4421	-2.566126(1%)	非定態
				-1.940983(5%)	非定態
				-1.616592(10%)	非定態
說明:即使最大落後 15 期時, ADF 皆大於檢定臨界值, 亦即無法拒絕 H_0 , DGP 為單根的假設					

資料來源:本研究整理

於是將台灣股價指數先取自然對數，再做一次單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列結果如表4.2。結果仍判定為非定態，存在單根的特性，顯然由結論中可知取完對數的DGP仍然存在單根。

表4.2 台股指數單根檢定表(原始資料取對數值)

落後期數	檢定方程式	ADF 值	P 值	臨界值	結論
0	含截距項	-1.613724	0.4753	-3.433416(1%)	非定態
				-2.862781(5%)	非定態
				-2.567477(10%)	非定態
1	含截距項	-1.719869	0.4210	-3.433417(1%)	非定態
				-2.862781(5%)	非定態
				-2.567477(10%)	非定態
.....					
14 (落後期長度)	含截距項	-2.016781	0.2936	-3.433438(1%)	非定態
				-2.862791(5%)	非定態
				-2.567482(10%)	非定態
說明:即使最大落後 14 期時, ADF 皆大於檢定臨界值, 亦即無法拒絕 H_0 , DGP 為單根的假設					
0	含時間趨勢 和截距項	-2.268417	0.4506	-3.962630 (1%)	非定態
				-3.412053(5%)	非定態
				-3.127938(10%)	非定態
1	含時間趨勢 和截距項	-2.363768	0.3986	-3.962632(1%)	非定態
				-3.412054(5%)	非定態
				-3.127939(10%)	非定態
.....					
4 (落後期長度)	含時間趨勢 和截距項	-2.503379	0.3265	-3.962639(1%)	非定態
				-3.412058(5%)	非定態
				-3.127941(10%)	非定態
說明:即使最大落後 4 期時, ADF 皆大於檢定臨界值, 亦即無法拒絕 H_0 , DGP 為單根的假設					
0	不含時間趨勢 和截距項	-0.083076	0.6549	-2.566117(1%)	非定態
				-1.940982(5%)	非定態
				-1.616593(10%)	非定態
1	不含時間趨勢 和截距項	-0.097848	0.6499	-2.566118(1%)	非定態
				-1.940982(5%)	非定態
				-1.616593(10%)	非定態
.....					
4 (落後期長度)	不含時間趨勢 和截距項	-0.136314	0.6367	-2.566119(1%)	非定態
				-1.940982(5%)	非定態
				-1.616593(10%)	非定態
說明:即使最大落後 4 期時, ADF 皆大於檢定臨界值, 亦即無法拒絕 H_0 , DGP 為單根的假設					

資料來源:本研究整理

接著我們再將對數值再取一次差分，在其經濟意涵上可解釋為為股價的變化率(成長率):其數學式子可表示成『Y:股價 $\Delta \ln(Y)$ \ln 為對數關係 Δ 為差分』；最後再做一次檢定，如下表4.3

表4.3 台股指數單根檢定表(對數值再取一次差分)

落後期數	檢定方程式	ADF 值	P 值	臨界值	結論
0	含截距項	-42.38143	0.0000*	-3.433417(1%)	定態
				-2.862781(5%)	定態
				-2.567477(10%)	定態
1	含截距項	-42.38143	0.0000*	-3.433417(1%)	定態
				-2.862781(5%)	定態
				-2.567477(10%)	定態
.....					
15 (落後期長度)	含截距項	-10.87861	0.0000*	-3.433442(1%)	定態
				-2.862792(5%)	定態
				-2.567483(10%)	定態
說明:即使最大落後 15 期時, ADF 皆小於檢定臨界值, 亦即無法接受 H_0 , DGP 已為定態					
0	含時間趨勢 和截距項	-42.42846	0.0000*	-3.962632 (1%)	定態
				-3.412054(5%)	定態
				-3.127939(10%)	定態
1	含時間趨勢 和截距項	-42.42846	0.0000*	-3.962632(1%)	定態
				-3.412054(5%)	定態
				-3.127939(10%)	定態
.....					
15 (落後期長度)	含時間趨勢 和截距項	-11.01794	0.0000*	-3.962667(1%)	定態
				-3.412071(5%)	定態
				-3.127949(10%)	定態
說明:即使最大落後 15 期時, ADF 皆小於檢定臨界值, 亦即無法接受 H_0 , DGP 已為定態					
0	不含時間趨勢 和截距項	-42.39196	0.0001	-2.566118(1%)	定態
				-1.940982(5%)	定態
				-1.616593(10%)	定態
1	不含時間趨勢 和截距項	-42.39196	0.0001	-2.566118(1%)	定態
				-1.940982(5%)	定態
				-1.616593(10%)	定態
.....					
15 (落後期長度)	不含時間趨勢 和截距項	-10.88049	0.0001	-2.566126(1%)	定態
				-1.940983(5%)	定態
				-1.616592(10%)	定態
說明:即使最大落後 15 期時, ADF 皆小於檢定臨界值, 亦即無法接受 H_0 , DGP 已為定態					

資料來源:本研究整理

- (1) 當延長落後期數時，雖然ADF值呈遞增現象，但還是通過定態檢定，即 $ADF < \text{臨界值}$ ，所以DGP值無法接受虛無假設。
- (2) 落後期為0與1期時，其ADF值皆小於臨界值，且Prob.值已達顯著水準，資料變數已屬定態。
- (3) 當延長落後期數時，雖然ADF呈遞增現象，但還是通過定態檢定，即 $ADF < \text{臨界值}$ ，即DGP無法接受虛無假設，資料變數已屬定態。
- (4) $P \text{ 值} = 0.0000^* < 0.00005$ 。



4.1.2 結構轉變Chow檢定

本研究首先利用CUSUM檢定來找出結構轉變點，CUSUM檢定是利用逐次迴歸殘差(recursive residuals)來進行檢定。

Eviews是取最小可估計模型的樣本數為n，然後逐次地增到最後一個樣本T，且它所畫的CUSUM邊界線是用顯著水準5%時的 $\theta=0.948$ 如圖4.2。從Eviews的圖可以看出，CUSUM的值約在第470筆位置附近開始變化，初步將401筆資料至500筆資料之F值結果呈現如表4.4所示：

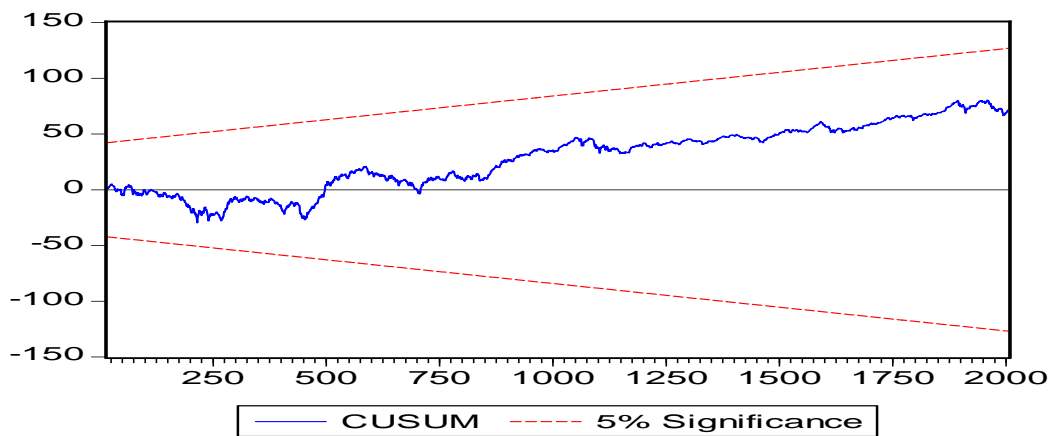


圖4.2 CUSUM檢定(sample:1~2004)

再經由CUSUM檢定如圖4.3所示，用同樣的方法找出資料是從486筆資料至1898筆，此時的資料已無自我相關。

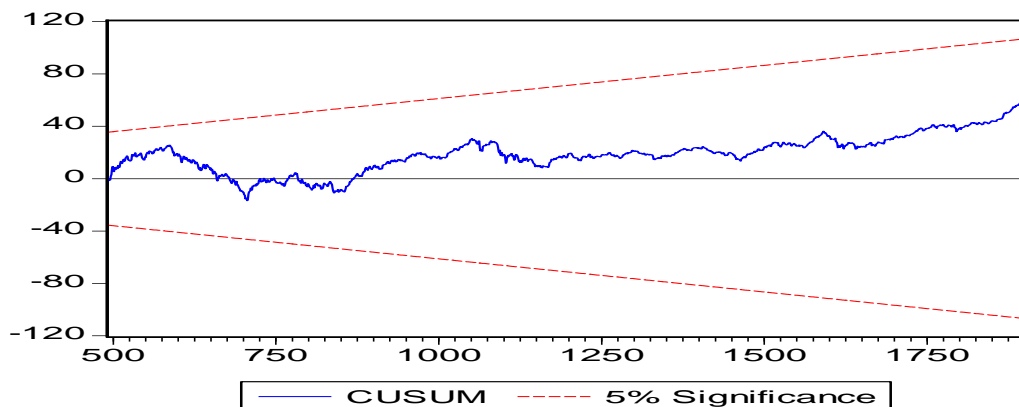


圖4.3 CUSUM檢定(sample:486~1898)

表4.4 Chow轉變點檢定值

轉變點	F 統計量	轉變點	F 統計量	轉變點	F 統計量	轉變點	F 統計量
401	4.7048	426	4.9294	451	5.5201	476	5.1745
402	4.7394	427	4.9695	452	5.0343	477	5.3117
403	4.8913	428	3.8472	453	4.8321	478	3.4978
404	5.5475	429	4.4977	454	3.9442	479	3.9731
405	4.4728	430	4.3507	455	4.0862	480	4.4958
406	5.5848	431	4.8865	456	6.0918	481	4.4268
407	6.9603	432	4.5379	457	5.9441	482	5.6533
408	4.5918	433	4.5517	458	4.7988	483	4.8067
409	5.1501	434	4.7289	459	4.4462	484	5.0521
410	4.6297	435	4.3041	460	4.6232	485	5.3236
411	3.8931	436	5.4788	461	4.5348	486	7.0507
412	4.7637	437	4.8665	462	4.2216	487	3.5877
413	4.1319	438	6.0203	463	4.6912	488	4.5346
414	4.0262	439	5.8513	464	4.5333	489	5.3623
415	3.6760	440	6.0900	465	5.0838	490	6.0381
416	3.8357	441	6.1539	466	4.9606	491	4.1630
417	3.5620	442	5.8340	467	4.8360	492	4.5781
418	3.8613	443	5.1341	468	3.9232	493	3.2231
419	4.1831	444	4.6622	469	3.9506	494	2.7344
420	4.2691	445	4.7765	470	6.0057	495	4.2310
421	4.2998	446	4.7439	471	5.3238	496	5.2179
422	4.4623	447	4.3877	472	4.2206	497	5.1347
423	3.6977	448	3.9929	473	3.8444	498	4.0565
424	4.5182	449	4.2330	474	3.8391	499	4.3120
425	4.3602	450	3.8595	475	3.5922	500	4.4467

資料來源:本研究整理

將上述資料中F值最為顯著者，陳列如表4.5，其中以第486筆處的F值最大，所以結構轉變的位置應該在此。同樣做法也可求出第1898筆處的F值最大，也就是資料日期從2001年11月20日到2007年7月31日共1413筆資料，值得注意的是結構轉變點第486筆資料正是美國911事件後約兩個月，

而第1898筆資料剛好是美國次級房貸(2007年07月20日)全面波及各主要國家金融市場及股市劇烈變動後約兩週，由此觀之，足以充分驗證結構轉變點檢定的必要性。

表4.5 結構轉變點F值檢定

結構轉變點	F-statistic	Log likelihood ratio	Prob. F(15,1966)	Prob. Chi-Square(15)
407	6.9603	103.2792	0	0
438	6.0203	89.6399	0	0
440	6.0900	90.6535	0	0
441	6.1539	91.5842	0	0
456	6.0918	90.6806	0	0
470	6.0057	89.4265	0	0
486	7.0507	104.5858	0	0
490	6.0381	89.8991	0	0

資料來源:本研究整理

Q 統計量(自我相關的檢定)主要針對所估計模型之殘差進行是否仍存在「自我相關」的檢定；其 Box-Pierce Q 統計量的計算式為：

$$Q(p) = \sum_{i=1}^p \rho(i)^2 \sim \chi^2(p)$$

令 H_0 ：此變數從 1 到 p 階都沒有自我相關

由下頁表4.6可明顯看出資料存在自我相關的問題，而表4.7可清楚得到 Q 統計量在5%的顯著水準下，皆無法拒絕「沒有自我相關」的虛無假設假設，所以殘差從1到36階殘差都沒有自我相關的問題存在。

表4.6 台股指數的ACF和PACF(sample:1~2004)

期數	AC	PAC	Q統計量	P值
1	0.054	0.054	5.7661	0.016
2	0.015	0.012	6.2065	0.045
3	0.076	0.075	17.885	0.000
4	-0.047	-0.056	22.389	0.000
5	-0.004	-0.001	22.427	0.000
6	-0.022	-0.027	23.427	0.001
7	-0.028	-0.018	25.029	0.001
8	-0.004	-0.003	25.062	0.002
9	-0.027	-0.023	26.494	0.002
10	-0.014	-0.011	26.915	0.003
11	0.045	0.045	30.958	0.001
12	-0.002	-0.004	30.965	0.002
13	0.048	0.046	35.519	0.001
14	0.074	0.061	46.670	0.000
15	-0.031	-0.036	48.603	0.000
16	-0.026	-0.033	49.986	0.000
17	-0.006	-0.007	50.049	0.000
18	-0.033	-0.020	52.273	0.000
19	-0.004	0.003	52.299	0.000
20	-0.004	0.002	52.326	0.000
21	-0.020	-0.015	53.175	0.000
22	0.004	0.002	53.204	0.000
23	0.003	0.006	53.218	0.000
24	0.028	0.025	54.765	0.000
25	0.008	-0.006	54.891	0.001
26	-0.006	-0.007	54.959	0.001
27	0.000	-0.009	54.959	0.001
28	0.044	0.045	58.875	0.001
29	-0.009	-0.004	59.057	0.001
30	-0.005	-0.002	59.116	0.001
31	-0.011	-0.016	59.371	0.002
32	-0.020	-0.010	60.189	0.002
33	-0.006	-0.006	60.257	0.003
34	-0.009	-0.004	60.432	0.003
35	-0.002	0.001	60.438	0.005
36	0.011	0.008	60.695	0.006

表4.7台股指數的ACF和PACF(sample:486~1898)

期數	AC	PAC	Q統計量	P值
1	0.045	0.045	2.8752	0.090
2	0.003	0.001	2.8848	0.236
3	0.054	0.054	7.0712	0.070
4	-0.045	-0.050	9.9562	0.041
5	-0.006	-0.002	10.011	0.075
6	-0.012	-0.015	10.216	0.116
7	-0.025	-0.018	11.071	0.136
8	0.013	0.013	11.297	0.185
9	-0.057	-0.058	15.908	0.069
10	-0.043	-0.037	18.517	0.047
11	0.054	0.055	22.661	0.020
12	-0.005	-0.003	22.694	0.030
13	-0.004	-0.005	22.713	0.045
14	0.020	0.010	23.297	0.056
15	-0.036	-0.034	25.169	0.048
16	-0.005	-0.004	25.203	0.066
17	0.015	0.014	25.506	0.084
18	0.008	0.011	25.588	0.110
19	-0.006	-0.015	25.632	0.141
20	0.013	0.017	25.880	0.170
21	0.022	0.025	26.587	0.185
22	0.000	-0.005	26.587	0.227
23	0.012	0.013	26.795	0.265
24	0.003	-0.001	26.811	0.313
25	-0.044	-0.048	29.569	0.241
26	-0.016	-0.008	29.918	0.271
27	-0.011	-0.005	30.102	0.310
28	0.020	0.024	30.653	0.333
29	0.014	0.010	30.924	0.369
30	-0.009	-0.006	31.035	0.414
31	0.005	-0.000	31.065	0.463
32	0.045	0.044	34.041	0.370
33	-0.028	-0.027	35.149	0.367
34	0.054	0.050	39.430	0.240
35	0.033	0.020	41.002	0.224
36	-0.053	-0.045	45.013	0.144

4.1.3模型的選取

在判斷模型的好壞時，就是以模型的預測力（forecastability）為判斷準則，也就是希望所估計出來的模型能否有效地預測未來的目標變數。

模型的配適度參考指標：

1. 判定係數(R^2)：傳統上，迴歸模型的評估常使用判定係數(coefficient of determination)，其意義可解釋為「已解釋變異佔總變異的比例」，所以判定係數其值越大，則代表模型的配適度越好。『 $0 \leq R^2 \leq 1$ 』

2. AIC或SBC：AIC與SBC所計算出來的值越小，則代表模型的配適度越佳。

『 $AIC = T \ln(SSE) + 2K$ 』、『 $SBC = T \ln(SSE) + K \ln(T)$ 』T是樣本總數， $\ln(SSE)$ 是SSE(殘差平方和)取自然對數， $\ln(T)$ 是樣本總數取自然對數，K是待估參數總數。在文獻上指出AIC和SBC之間，對模型選取的結果，會有以下的差異：

(1) 用SBC當做選擇模型的準則時，會傾向對待估參數較少的模型較有利。

(2) 用SBC當做選擇模型的準則時，樣本數越大時表現越好，即有一致性。這表示樣本資料越大時，SBC愈能選出正確的模型；而AIC會傾向選出落後期數較長的模型。(Ender,2004,p.70;Brooks,2002,p.258)

3. LR檢定：由於剛剛介紹的 R^2 判定係數、AIC與SBC，雖然是幾種常用的準則，但是卻沒有統計上所要求的『顯著性』。當我們利用判定係數或AIC與SBC找出一個配適度較佳的模型，但是我們卻不知道這個模型是否『顯著地』優於其他模型。

4. LR統計量為 $LR = -2(L_R - L_U) \sim \chi^2(m)$

由上所述的原則，所以先假設AR與MA的落後期數可能在10期(兩週)內，且由單根檢定知道將原始資料取一次差分的自然對數值，符合定態，所以本研究將以ARIMA(p,1,q)模型選取最適p、q值。首先利用SAS軟體撰

寫迴圈程式對台股加權指數做ARMA可能的 p、q值，再者，落後期數的選取，因採取樣本為1898-486=1413個，且待估參數21個較多，所以選用準則以不同的p=0~10、q=0~10，經用R²、SBC等配適判斷準則來選取。本研究列出共121種不同檢定值中最適8組，表列如4.8。

表4.8 ARIMA模型選擇準則

p	q	R-square	SBC	p	q	R-square	SBC
9	6	0.3583	3.7370	8	8	0.3436	3.7423
8	7	0.4110	3.7315	7	8	0.3845	3.7342
7	5	0.3180	3.7297	6	9	0.3110	3.7419
6	8	0.3426	3.7348	5	8	0.3646	3.7287

資料來源:本研究整理

經由上表得知:在(p,q)=(8,7)時，R-square的已解釋變異最大，配適度最佳，而(p,q)=(5,8)時，SBC值最小；但值得注意的是，這兩種模型的峰態係數(K)與JB值皆過大，則迴歸的殘差條件變異不齊一，則所估計出來的係數會不具時效性，所以我們要加入「ARCH/GARCH」檢定。

接著針對模型ARIMA(5,1,8)，檢定殘差自我相關的問題，如表4.9

表 4.9 ARIMA(5,1,8) 殘差自我相關 Q 統計量

期數	AC	PAC	Q統計量	P值
9	-0.020	-0.020	1.5931	0.207
10	-0.008	-0.008	1.7088	0.426
11	0.011	0.011	1.9428	0.584
p值都大於5%，殘差8到36階都沒有自我相關的問題				
34	-0.003	-0.004	18.874	0.842
35	0.017	0.016	19.471	0.852
36	0.001	0.002	19.472	0.883

由表4.9可知： p值都大於5%，無法拒絕此殘差8到36階都沒有自我相關的虛無假設。

同樣作法針對ARIMA(8,1,7)，檢定殘差自我相關的問題，如表4.10

表4.10 ARIMA(8,1,7) 殘差自我相關Q統計量

期數	AC	PAC	Q統計量	P值
8	0.003	0.003	2.1264	0.145
9	-0.009	-0.009	2.2918	0.318
p值都大於5%，殘差8到36階都沒有 自我相關的問題				
35	0.009	0.008	18.039	0.925
36	-0.005	-0.004	18.088	0.942

由表 4.10 可知： p 值都大於 5%，無法拒絕此殘差 8 到 36 階都沒有自我相關的虛無假設。

綜合表 4.9 與 4.10 可知，兩種模型皆已無殘差自我相關的問題存在，接下來針對殘差平方檢定(白噪音)於下個單元說明。

4.1.4. JB 統計量(常態性檢定)

主要針對所估計模型之殘差進行是否符合常態分配的檢定；兩種可能的模型檢定結果如表 4.11。

其 JB 統計量的計算式是：

$$JB = \frac{T-n}{6} \left[S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right] \sim \chi^2(2)$$

表 4.11 JB 統計量模型比較

模型	Kurtosis (峰態係數)	Jarque-Bera 統計量	備註
ARIMA(5,1,8)	4.6395	225.0464	K > 3 且 JB 值 > 5.991, 意即模型無法通過常態性檢定
ARIMA(8,1,7)	4.7171	247.0692	K > 3 且 JB 值 > 5.991, 意即模型無法通過常態性檢定

資料來源:本研究整理

自我相關條件異質變異：由於 ARIMA 僅能運用在定態時間序列，然而在實際上的經濟與商業資料，大多數是非定態的(Pankratz,1983)，尤其是在股價的時間序列(Box-Jenkin,1976)。雖然非定態數列可經由差分或轉換函數的方式轉為定態數列，在此限制下，必須有一種能夠處理時間序列的變異數會隨時間而改變的方法，而 Engle(1982)所提出的 ARCH 模型來彌補 ARIMA 的不足。

ARIMA(p,d,q)-GARCH(p,q)首先將估計方法由最小平方法更改為估計 ARCH 的方法，並將模型分別更改為 GARCH。

典型的GARCH(p,q)模型可以表示如下：

$$y_t \mid \Omega_t \sim N(x_t a, \sigma_t^2),$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a,$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

所以先將得到的可能模型ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)的迴歸參數估計

表如表4.12與模型的殘差圖如圖4.4

表4.12 ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)模型的迴歸參數估計表

變數	參數係數	標準誤	t統計量	P值
Y1(-3)	-0.249241	0.034816	-7.158783	0.0000
Y1(-5)	0.204273	0.046576	4.385778	0.0000
Y1(-8)	0.850666	0.048759	17.44617	0.0000
MA(3)	0.282519	0.035338	7.994704	0.0000
MA(5)	-0.200771	0.047025	-4.269431	0.0000
MA(7)	-0.850321	0.050542	-16.82390	0.0000
Variance Equation				
C	9.47E-07	2.74E-07	3.457403	0.0005
RESID(-1)^2	0.030383	0.004001	7.594029	0.0000
GARCH(-1)	2.271176	0.032473	69.93959	0.0000
GARCH(-2)	-2.163273	0.057766	-37.44869	0.0000
GARCH(-3)	0.856165	0.030196	28.35377	0.0000
R-squared	0.026353	Mean dependent var		0.000505
Adjusted R-squared	0.019408	S.D. dependent var		0.013374
S.E. of regression	0.013244	Akaike info criterion		-5.997587
Sum squared resid	0.245904	Schwarz criterion		-5.956690
Log likelihood	4248.295	Durbin-Watson stat		1.916838

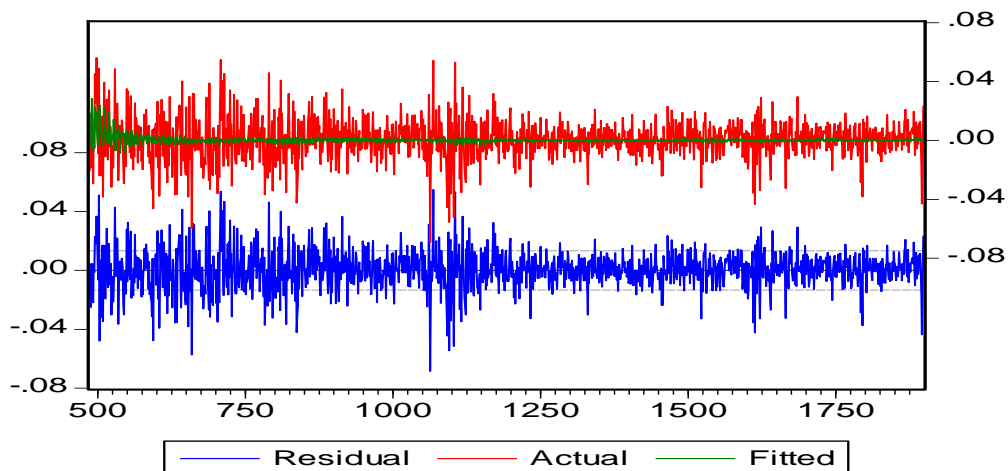


圖4.4 模型的殘差圖

另外再將選取出來的ARIMA(5,1,8)-GARCH(1,1)模型的迴歸參數估計表分別列於如表4.13與模型的殘差圖如圖4.5。

表4.13 ARIMA(5,1,8)-GARCH(1,1)模型的迴歸參數估計表

變數	參數係數	標準誤	t統計量	P值
Y3(-1)	-0.621903	0.034288	-18.13755	0.0000
Y3(-2)	0.502045	0.039394	12.74427	0.0000
Y3(-5)	0.163802	0.028916	5.664656	0.0000
MA(1)	0.717406	0.026264	27.31546	0.0000
MA(2)	-0.466634	0.024048	-19.40400	0.0000
MA(8)	-0.204755	0.013562	-15.09776	0.0000
Variance Equation				
C	3.86E-06	1.38E-06	2.797520	0.0051
RESID(-1)^2	0.085672	0.014401	5.949120	0.0000
GARCH(-1)	0.884957	0.020113	43.99891	0.0000
R-squared	0.017277	Mean dependent var		0.000284
Adjusted R-squared	0.008777	S.D. dependent var		0.011614
S.E. of regression	0.011563	Akaike info criterion		-6.240665
Sum squared resid	0.123665	Schwarz criterion		-6.194032
Log likelihood	2923.391	Durbin-Watson stat		2.109613

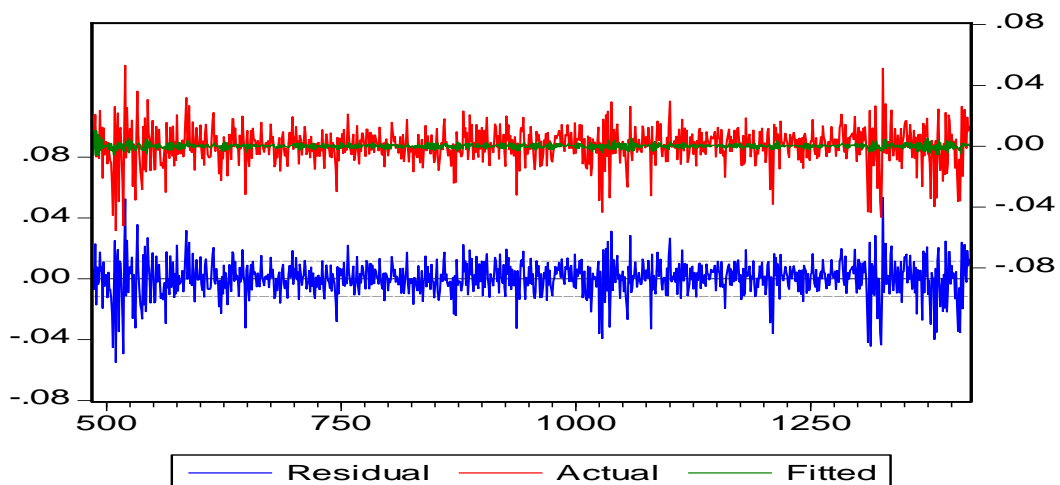


圖4.5 模型的殘差圖

最後在殘差平方的檢定方面如表4.14，由表中明顯可以看出且模型中之殘差項已符合白噪音的假設。

表4.14 ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)標準殘差平方自我相關檢定

期數	AC	PAC	Q統計量	P值
1	-0.008	-0.008	0.0992	
2	0.010	0.010	0.2397	
3	0.031	0.031	1.5964	
4	-0.031	-0.031	2.9984	0.083
5	0.032	0.031	4.4822	0.106
6	-0.001	-0.001	4.4839	0.214
7	0.013	0.015	4.7414	0.315
8	0.005	0.003	4.7819	0.443
9	-0.021	-0.019	5.4212	0.491
10	0.010	0.008	5.5584	0.592
11	0.004	0.005	5.5783	0.694
12	-0.006	-0.006	5.6380	0.776
13	0.011	0.009	5.8069	0.831
14	0.020	0.021	6.3527	0.849
15	-0.008	-0.008	6.4462	0.892
16	-0.023	-0.024	7.2061	0.891
17	-0.036	-0.036	9.0235	0.830
18	-0.010	-0.009	9.1639	0.869
19	-0.009	-0.008	9.2789	0.901
20	0.028	0.030	10.418	0.885
21	-0.043	-0.044	13.130	0.784
22	-0.006	-0.005	13.190	0.829
23	-0.023	-0.023	13.952	0.833
24	-0.009	-0.004	14.069	0.867
25	0.009	0.005	14.197	0.894
26	0.002	0.005	14.202	0.921
27	0.007	0.006	14.274	0.940
28	0.025	0.026	15.148	0.938
29	0.048	0.052	18.489	0.857
30	0.029	0.029	19.675	0.844
31	0.014	0.014	19.952	0.866
32	0.024	0.021	20.765	0.868
33	-0.012	-0.015	20.986	0.888
34	0.002	-0.003	20.991	0.912
35	0.001	-0.001	20.992	0.932
36	-0.055	-0.056	25.402	0.825

另外一個模型中，殘差平方的檢定方面如表4.15，由表中明顯可以看出P值 >0.05 ，所以模型中之殘差項已符合白噪音的假設。

表4.15 ARIMA(5,1,8)-GARCH(1,1)標準殘差平方自我相關檢定

期數	AC	PAC	Q統計量	P值
1	-0.019	-0.019	0.7237	
2	-0.012	-0.013	1.0325	
3	-0.000	-0.001	1.0326	
4	-0.008	-0.009	1.1733	
5	0.000	-0.000	1.1733	
6	-0.009	-0.010	1.3509	
7	-0.015	-0.016	1.8181	
8	0.006	0.005	1.8818	
9	0.001	0.001	1.8849	0.170
10	0.004	0.004	1.9160	0.384
11	0.006	0.006	1.9950	0.573
12	-0.009	-0.008	2.1466	0.709
13	0.022	0.022	3.1401	0.678
14	0.012	0.013	3.4364	0.752
15	0.006	0.008	3.5199	0.833
16	-0.007	-0.006	3.6083	0.891
17	-0.036	-0.035	6.1742	0.722
18	-0.008	-0.010	6.3141	0.788
19	-0.005	-0.006	6.3582	0.848
20	0.008	0.008	6.4768	0.890
21	-0.023	-0.023	7.5100	0.874
22	-0.011	-0.012	7.7387	0.902
23	-0.032	-0.035	9.8659	0.828
24	-0.000	-0.003	9.8659	0.874
25	0.038	0.037	12.808	0.749
26	0.030	0.031	14.638	0.687
27	0.012	0.013	14.919	0.728
28	0.029	0.029	16.593	0.679
29	0.045	0.047	20.718	0.476
30	-0.001	0.003	20.720	0.538
31	0.025	0.029	21.967	0.522
32	0.006	0.011	22.036	0.577
33	-0.011	-0.009	22.296	0.619
34	-0.017	-0.017	22.870	0.640
35	0.010	0.010	23.061	0.682
36	-0.029	-0.027	24.763	0.641

4.1.5 樣本外預測力

比較不同模型預測力常見的指標有誤差均方根(RMSE)、平均誤差絕對直(MAE)、平均誤差百分比值(MAPE)等指標，這些指標皆是愈小愈好。

接著將本文所選取的模型 ARIMA(5,1,8)-GARCH(1,1) 與 ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)分別做樣本外預測力檢定，採用軟體為Eview進行預測時，採用方法為逐次更新預測，測試樣本為第1701筆至1898筆資料，即時間點選取為2007年3月12日至2007年7月30日。圖4.6為ARIMA(5,1,8)-GARCH(1,1)的樣本外預測結果，圖4.7為ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)的樣本外預測結果。

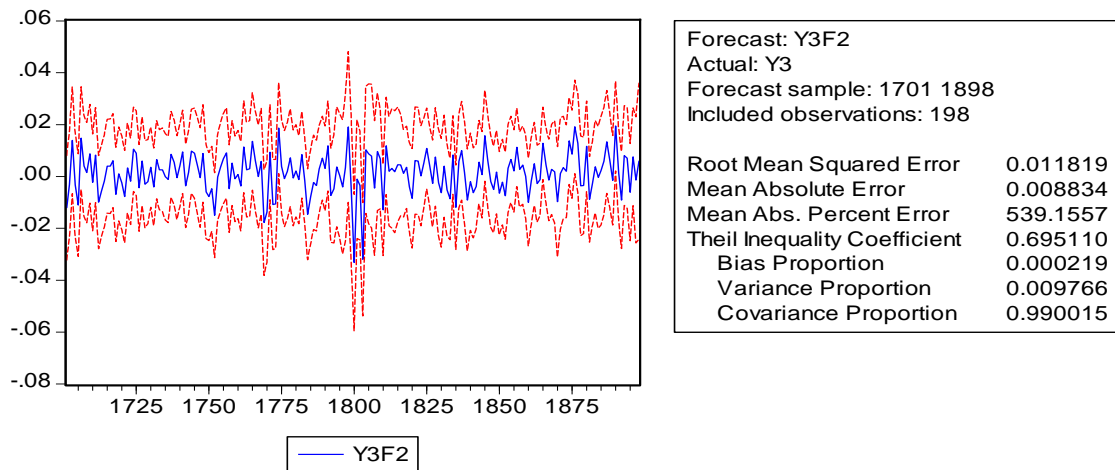


圖4.6 ARIMA(5,1,8)-GARCH(1,1)的樣本外預測結果

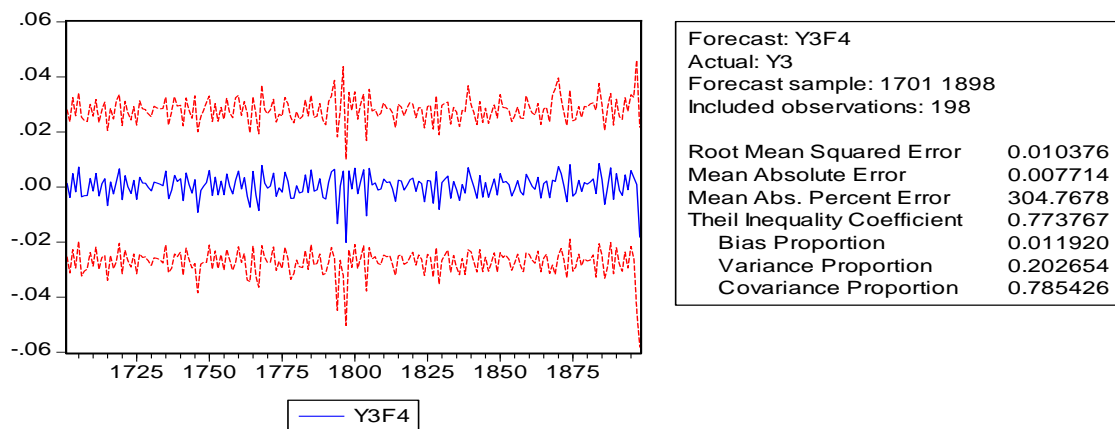


圖4.7 ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)的樣本外預測結果

綜合上述圖4.6與4.7的樣本外預測結果，整理如下表4.16：

表4.16 各種模型的樣本外預測結果

模型 (不含截距)	RMSE (誤差均方根)	MAE (平均誤差絕對值)	MAPE (平均誤差百分比值)
ARIMA(8,1,7)	0.010376	0.007714	304.7678
ARIMA(5,1,8)	0.011819	0.008834	539.1557

資料來源:本研究整理

由上資料可知：RMSE、MAE、MAPE皆以模型ARIMA(8,1,7)為最小值。所以我們最後以ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)模型為日資料的最適解。



4.2 單變量時間序列ARIMA(月平均資料)

4.2.1 原始數列單根檢定(ADF)

首先，本研究先針對台灣股票發行量加權股價指數(TAIEX)的月平均原始資料來進行單根檢定。雖然由圖4.8大致可判斷出，其變數DGP為「不含截距與趨勢之RW模型」之時間序列圖，但為求慎重起見，三種型態單根檢定值的結果皆一起呈現如下頁表4.17。

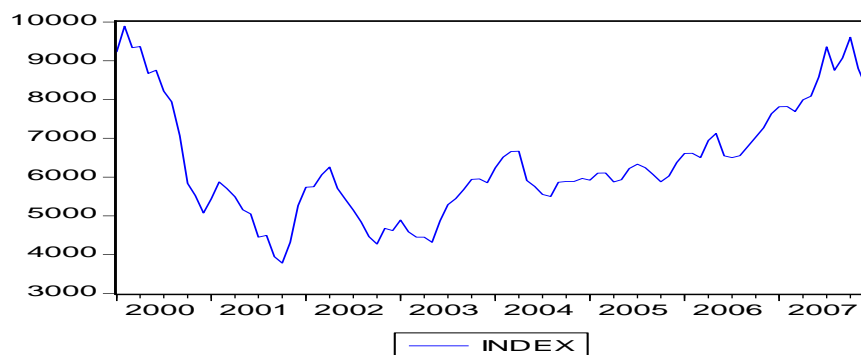


圖4.8 台股指數TAIEX-原始月資料(INDEX)

雖然由表4.17中可看出在含截距項的檢定方程式中，臨界值10%時，原始資料雖通過單根檢定，但不予採用；在含時間趨勢和截距項的檢定方程式中，即使最大落後11期時，ADF在5%、10%的臨界值皆小於檢定臨界值，雖可判定為定態，但在1%時卻無法拒絕 H_0 ，DGP為單根的假設。可知，台灣股票發行量加權股價指數月平均資料在含時間趨勢與截距項不完全通過顯著水準，在1%的臨界值皆未通過，所以判定為不穩定的時間數列，亦即有單根存在。

表4.17 台股指數單根檢定表（月平均原始資料）

落後期數	檢定方程式	ADF 值	P 值	臨界值	結論
0	含截距項	-1.729179	0.4134	-3.500669(1%)	非定態
				-2.892200(5%)	非定態
				-2.583192(10%)	非定態
1	含截距項	-2.635872	0.0895	-3.501445(1%)	非定態
				-2.892536(5%)	非定態
				-2.583371(10%)	定態
.....					
11 (最大落後期)	含截距項	-2.635872	0.0895	-3.501445(1%)	非定態
				-2.892536(5%)	非定態
				-2.583371(10%)	定態
說明:雖然臨界值 10%時, 原始資料通過單根檢定, 但不予採用					
0	含時間趨勢和截距項	-2.615068	0.2748	-4.057528 (1%)	非定態
				-3.457808(5%)	非定態
				-3.154859(10%)	非定態
1	含時間趨勢和截距項	-3.724136	0.0255	-4.058619(1%)	非定態
				-3.458326(5%)	定態
				-3.155161(10%)	定態
.....					
11 (最大落後期)	含時間趨勢和截距項	-3.724136	0.0255	-4.058619(1%)	非定態
				-3.458326(5%)	定態
				-3.155161(10%)	定態
說明:即使最大落後 11 期時, ADF 在 5%、10%的臨界值皆小於檢定臨界值, 雖可判定為定態, 但在 1%時卻無法拒絕 H_0 , DGP 為單根的假設。					
0	不含時間趨勢和截距項	-0.620522	0.4461	-2.589531(1%)	非定態
				-1.944248(5%)	非定態
				-1.614510(10%)	非定態
1	不含時間趨勢和截距項	-0.963358	0.2975	-2.589795(1%)	非定態
				-1.944286(5%)	非定態
				-1.614487(10%)	非定態
.....					
11 (最大落後期)	不含時間趨勢和截距項	-0.426104	0.5268	-2.590622(1%)	非定態
				-1.944404(5%)	非定態
				-1.614417(10%)	非定態
說明:即使最大落後 11 期時, ADF 皆大於檢定臨界值, 亦即無法拒絕 H_0 , DGP 為單根的假設					

資料來源:本研究整理

再將台灣股價指數月平均資料先取一次差分，再做一次單根檢定，檢定其是否為穩定時間數列，結果如表4.18。顯然在落後零期與落後一期甚至到最大落後期數十一期時皆通過拒絕虛無假設，亦即ADF檢定統計量皆小於1%、5%、10%的臨界值，所以變數資料經一次差分後為定態數列。

表4.18 台股指數-月平均 單根檢定表(原始資料取一次差分)

落後期數	檢定方程式	ADF 值	P 值	臨界值	結論
0	含截距項	-7.302976	0.0000*	-3.501445(1%)	定態
				-2.892536(5%)	定態
				-2.583371(10%)	定態
1	含截距項	-7.302976	0.0000*	-3.501445(1%)	定態
				-2.892536(5%)	定態
				-2.583371(10%)	定態
.....					
11 (最大落後期)	含截距項	-4.439532	0.0005	-3.503879(1%)	定態
				-2.893589(5%)	定態
				-2.583931(10%)	定態
0	含時間趨勢 和截距項	-7.752015	0.0000*	-4.058619 (1%)	定態
				-3.458326(5%)	定態
				-3.155161(10%)	定態
1	含時間趨勢 和截距項	-7.752015	0.0000*	-4.058619 (1%)	定態
				-3.458326(5%)	定態
				-3.155161(10%)	定態
.....					
11 (最大落後期)	含時間趨勢 和截距項	-4.711321	0.0013	-4.062040(1%)	定態
				-3.459950(5%)	定態
				-3.156109(10%)	定態
0	不含時間趨勢 和截距項	-7.331203	0.0000*	-2.589795(1%)	定態
				-1.944286(5%)	定態
				-1.614487(10%)	定態
1	不含時間趨勢 和截距項	-7.331203	0.0000*	-2.589795(1%)	定態
				-1.944286(5%)	定態
				-1.614487(10%)	定態
.....					
11 (最大落後期)	不含時間趨勢 和截距項	-4.465150	0.0000*	-2.590622(1%)	定態
				-1.944404(5%)	定態
				-1.614417(10%)	定態

資料來源:本研究整理

由上表 4.18 中可看出四點結論：

- (1).即使最大落後 11 期時，ADF 皆小於檢定臨界值，亦即拒絕 H_0 ，DGP 為單根的假設，資料為定態。
- (2).當延長落後期數時，其檢定值皆相同，還是通過定態檢定，即 $ADF <$ 臨界值，即 DGP 無法接受虛無假設。
- (3).落後期為 0 與 1 期時，其 ADF 值皆小於臨界值，且 Prob.值已達顯著水準，資料變數已屬定態， $0.0000^* < 0.0005$ 。
- (4).當延長落後期數時，其檢定值皆相同，皆通過定態檢定，即 $ADF <$ 臨界值，即 DGP 無法接受虛無假設，資料變數已屬定態。

所以往下的檢定步驟開始，所有資料皆是取一次差分之變數資料。



4.2.2 落後期數的選取及迴歸模式的建立

先利用Eview軟體對台股指數做ACF和PACF判斷ARMA可能的 p 、 q 值，如下表4.19，且資料皆已通過無自我相關檢定

表4.19 台股指數一次差分後的ACF和PACF

自我相關	偏自我相關	期數	AC	PAC	Q統計量	P值
. **	. **	1	0.270	0.270	7.1203	0.008
. *	. .	2	0.130	0.062	8.7953	0.012
. *	. .	3	0.073	0.025	9.3259	0.025
. .	. * .	4	-0.056	-0.095	9.6420	0.047
. * .	. .	5	-0.061	-0.035	10.020	0.075
. * .	. .	6	-0.074	-0.042	10.589	0.102
. .	. .	7	0.012	0.063	10.604	0.157
. .	. * .	8	-0.050	-0.063	10.870	0.209
. * .	. * .	9	0.078	0.109	11.528	0.241
. * .	. .	10	0.083	0.034	12.279	0.267
. * .	. .	11	0.068	0.034	12.786	0.308
. * .	. .	12	0.070	0.017	13.336	0.345
. * .	. * .	13	-0.131	-0.174	15.269	0.291
. .	. * .	14	-0.006	0.070	15.274	0.360
. * .	. * .	15	-0.095	-0.075	16.323	0.361
. * .	. .	16	-0.110	-0.052	17.743	0.339
. .	. * .	17	0.023	0.080	17.805	0.401
. .	. .	18	-0.014	-0.029	17.830	0.467
. .	. .	19	-0.021	-0.044	17.881	0.530
. .	. .	20	-0.003	0.009	17.882	0.595
. .	. .	21	0.061	0.023	18.350	0.627
. * .	. **	22	0.194	0.234	23.120	0.395
. * .	. .	23	0.085	-0.031	24.046	0.401
. * .	. .	24	0.067	0.011	24.624	0.426
. .	. .	25	0.038	0.043	24.814	0.473
. .	. .	26	0.049	0.019	25.132	0.511
. .	. .	27	-0.027	-0.012	25.228	0.562
. .	. .	28	-0.048	-0.052	25.540	0.598
. .	. * .	29	-0.047	-0.064	25.849	0.634
. * .	. .	30	-0.097	-0.001	27.196	0.613
. .	. .	31	0.024	0.020	27.277	0.658
. .	. * .	32	-0.048	-0.104	27.621	0.688
. .	. .	33	-0.029	-0.019	27.750	0.726
. .	. .	34	0.011	-0.015	27.769	0.766
. * .	. .	35	-0.066	-0.021	28.434	0.776
. .	. .	36	-0.044	-0.040	28.735	0.800

再者，落後期數的選取，首先利用Eview軟體撰寫對台股加權指數做ARMA可能的 p、q值，將p和q皆從0至假設落後4期，根據乘法原理可得(5×5) 25 種組合，亦即從ARIMA(0,1,0)~(4,1,4)中，經由下表4.20求得TAIEX的ARIMA(p,1,q)的最適p與q值，由表中可知：落後期可能有p=2,q=3；或p=1，q=2。

表4.20 模型最適度選取標準

p	q	R-square	AIC	S	Kurtosis	JB	Prob.	MAPE
4	4	0.286337	14.50174	-0.222433	3.262563	1.011787	0.602967	118.0584
4	3	0.283614	14.48357	-0.229966	3.406156	1.427558	0.48979	107.7179
4	2	0.283243	14.46211	-0.250693	3.412648	1.598821	0.449594	110.0932
4	1	0.214791	14.53134	-0.379457	3.701164	4.047914	0.132132	201.9028
3	4	0.303646	14.48004	-0.283472	3.459439	2.041288	0.360363	104.2764
3	3	0.285408	14.48115	-0.224085	3.58439	2.079078	0.353618	139.3022
3	2	0.293857	14.45052	-0.326842	3.525211	2.695404	0.259837	124.3602
3	1	0.238892	14.50374	-0.366175	3.688971	3.928774	0.140242	212.3684
2	4	0.29305	14.46133	-0.298934	3.488772	2.310831	0.314927	123.8047
2	3	0.35626	14.34616	-0.1776	3.474721	1.362169	0.506068	245.6101
2	2	0.266617	14.45502	-0.292949	3.702942	3.244941	0.19741	133.7708
2	1	0.224669	14.48914	-0.388518	3.563474	3.569989	0.167748	158.513
1	4	0.252355	14.50623	-0.2686	3.605738	2.567384	0.277013	217.1408
1	3	0.238933	14.50274	-0.434115	3.645784	4.585868	0.10097	185.2833
1	2	0.348151	14.32656	-0.265155	3.396479	1.717161	0.423763	135.1898
1	1	0.194583	14.51683	-0.401599	3.701552	4.453937	0.107855	95.44934
0	4	0.204472	14.56956	-0.309195	3.194025	1.662702	0.435461	176.9081
0	3	0.11025	14.66044	-0.481831	3.857091	6.5837	0.037185	238.0673
p	q	R-square	AIC	S	Kurtosis	JB	Prob.	MAPE
2	3	0.35626	14.34616	-0.1776	3.474721	1.362169	0.506068	245.6101
1	2	0.348151	14.32656	-0.265155	3.396479	1.717161	0.423763	135.1898

資料來源：本研究整理

最後再經由SAS軟體撰寫程式迴圈，將p和q皆從0至假設落後6期，根據乘法原理可得(7×7) 49 種組合，亦即從ARIMA(0,1,0)~(6,1,6)中，以模型選擇準則中之SBC為最適度，其中應以選取SBC最小者為準則。經由下表4.21求得台股指數的ARIMA(p,1,q)的最佳p與q值，即p=1,q=2。

表4.21 ARIMA模型選擇準則(SBC 、R-square)

P	q	AIC	R Square
1	2	14.32656	0.348151

最適落後期選取標準：對R-square模型解釋能力而言，其值越大越好，AIC模型選擇準則其值越小越好。

所以先將得到的可能模型ARIMA(2,1,3)的迴歸參數估計表列表4.22與模型的殘差圖如圖4.9

表4.22 ARIMA(2,1,3)模型的迴歸參數估計表

變數	參數係數	標準誤	t統計量	P值
Y2(-1)	-0.181467	0.452962	-0.400622	0.6897
Y2(-2)	0.373383	0.336303	1.110257	0.2699
MA(1)	0.759463	0.461702	1.644921	0.1036
MA(2)	-0.316098	0.627249	-0.503943	0.6156
MA(3)	0.091030	0.189737	0.479770	0.6326
R-squared	0.356260	Mean dependent var		-11.06366
Adjusted R-squared	0.326999	S.D. dependent var		374.6573
S.E. of regression	307.3561	Akaike info criterion		14.34616
Sum squared resid	8313166.	Schwarz criterion		14.48232
Log likelihood	-662.0962	Durbin-Watson stat		1.832144

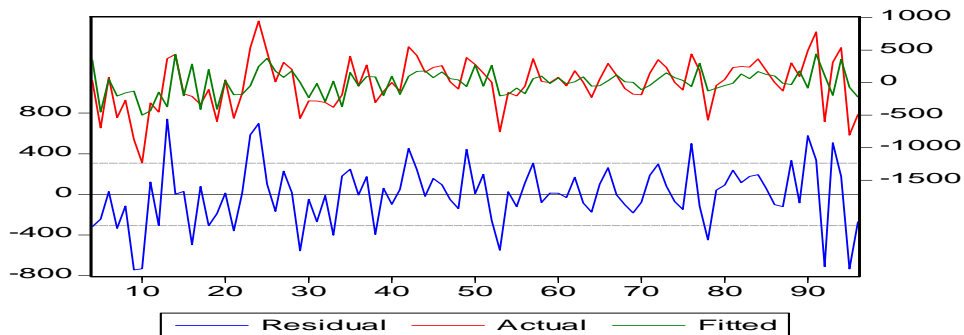


圖4.9 模型的殘差圖表

而模型自我相關檢定表中可看出模型ARIMA(2,1,3)中，殘差項檢定以落後36期為測試標準，發現P值皆大於0.01，所以模型殘差已無自我相關的問題，如表4.23。

表4.23 ARIMA(2,1,3)殘差自我相關檢定表

自我相關	偏自我相關	期數	AC	PAC	Q統計量	P值
. *.	. *.	1	0.073	0.073	0.5153	
. .	. .	2	-0.042	-0.047	0.6840	
. .	. .	3	0.039	0.046	0.8328	
* .	* .	4	-0.115	-0.125	2.1503	0.143
. .	. .	5	-0.041	-0.018	2.3224	0.313
* .	* .	6	-0.071	-0.082	2.8396	0.417
. .	. .	7	0.009	0.031	2.8482	0.584
. .	. .	8	-0.022	-0.047	2.9004	0.715
. .	. *.	9	0.063	0.074	3.3129	0.769
. *.	. .	10	0.087	0.052	4.1246	0.765
. *.	. *.	11	0.073	0.078	4.6994	0.789
. .	. .	12	0.036	0.012	4.8394	0.848
* .	* .	13	-0.137	-0.127	6.9037	0.735
. .	. .	14	0.000	0.031	6.9037	0.807
. .	. .	15	-0.022	-0.014	6.9581	0.860
* .	* .	16	-0.179	-0.153	10.646	0.640
. *.	. *.	17	0.141	0.158	12.948	0.531
* .	* .	18	-0.058	-0.114	13.345	0.576
. .	. .	19	0.012	0.045	13.361	0.646
. .	* .	20	-0.027	-0.112	13.447	0.706
. .	. .	21	0.024	0.064	13.518	0.760
. *.	. *.	22	0.164	0.130	16.859	0.599
. .	. .	23	0.009	0.033	16.870	0.661
. .	. .	24	0.038	0.029	17.059	0.707
. .	. .	25	0.003	0.037	17.061	0.760
. .	. .	26	0.018	0.023	17.104	0.804
. .	. .	27	-0.013	0.021	17.126	0.843
. .	. .	28	-0.020	-0.015	17.180	0.875
. .	* .	29	-0.033	-0.067	17.332	0.899
* .	. .	30	-0.077	-0.007	18.155	0.899
. .	. .	31	0.046	0.013	18.457	0.914
. .	. .	32	0.008	-0.052	18.466	0.934
* .	* .	33	-0.071	-0.067	19.203	0.936
. *.	. .	34	0.083	0.027	20.230	0.931
* .	* .	35	-0.096	-0.068	21.635	0.917
. .	. .	36	-0.011	-0.022	21.653	0.935

接下來殘差常態性檢定，顯然在期數第四期時P值小於0.01，代表模型可能存在ARCH/GARCH現象，常態性檢定如表4.24，為了完整性起見，我們會將ARIMA繼續探討模型中自我相關變異數不齊一的問題。

表4.24 ARIMA(2,1,3)殘差平方(常態性檢定)自我相關檢定表

自我相關	偏自我相關	期數	AC	PAC	Q統計量	P值
. *	. *	1	0.100	0.100	0.9533	
. .	. .	2	0.048	0.039	1.1791	
. **	. **	3	0.246	0.241	7.1359	
. *	. .	4	0.075	0.031	7.6950	0.006
. .	. .	5	0.056	0.034	8.0051	0.018
. .	. * .	6	0.007	-0.066	8.0103	0.046
. .	. .	7	-0.018	-0.044	8.0444	0.090
. .	. .	8	-0.017	-0.038	8.0755	0.152
. .	. .	9	-0.034	-0.021	8.1945	0.224
. .	. .	10	-0.010	0.013	8.2051	0.315
. *	. *	11	0.114	0.146	9.5991	0.294
. .	. .	12	-0.043	-0.045	9.8025	0.367
. .	. .	13	0.010	0.020	9.8141	0.457
. **	. * .	14	0.238	0.193	16.165	0.135
. *	. .	15	0.072	0.048	16.754	0.159
. .	. .	16	0.017	-0.021	16.787	0.209
. .	. * .	17	-0.015	-0.131	16.814	0.266
. * .	. * .	18	-0.067	-0.128	17.338	0.299
. *	. * .	19	0.095	0.101	18.426	0.300
. *	. * .	20	0.081	0.141	19.221	0.316
. * .	. .	21	-0.079	-0.028	19.995	0.333
. .	. * .	22	-0.048	-0.083	20.285	0.378
. .	. * .	23	-0.035	-0.064	20.438	0.431
. .	. .	24	0.015	0.040	20.466	0.492
. .	. .	25	-0.000	-0.015	20.466	0.554
. .	. .	26	-0.023	0.015	20.535	0.609
. * .	. * .	27	-0.092	-0.120	21.663	0.599
. .	. * .	28	-0.041	-0.073	21.890	0.642
. *	. * .	29	0.077	0.104	22.700	0.650
. .	. .	30	-0.055	-0.035	23.126	0.678
. * .	. * .	31	-0.117	-0.081	25.087	0.623
. * .	. .	32	-0.079	-0.042	25.999	0.626
. .	. .	33	0.002	0.004	25.999	0.675
. * .	. * .	34	-0.091	-0.121	27.238	0.660
. * .	. .	35	-0.079	-0.046	28.184	0.660
. * .	. .	36	-0.061	-0.002	28.763	0.678

但值得注意的是在峰態係數(Kurtosis)方面，其值皆大於3(常態分配的峰態係數=3)，是屬於超峰態(excess Kurtosis)現象，所以產生迴歸的殘差條件變異不齊一，則所估計出來的係數會不具時效性，所以下個單元當中我們會將ARIMA模型加入ARCH/GARCH檢定，以找出模型中是否有自我相關變異數不齊一的問題。

在表4.25中，我們將以不同GARCH(p,q)的組合探討條件變異是否存在ARCH/GARCH的效果，結果中可以看出在p=2,q=0時，P值最大，p=2,q=1時，P值次之。

表4.25 模型ARIMA的ARCH/GARCH的效果檢定

p	q	R-squared	Kurtosis	Jarque-Bera	Probability
1	0	0.341935	3.203189	0.743853	0.689405
1	3	0.328446	3.173140	1.076664	0.583721
2	0	0.347687	3.173288	0.372900	0.829900
2	1	0.225789	3.074580	0.672636	0.714396
2	2	0.253981	3.701194	5.270431	0.071704
3	0	0.259241	3.363919	1.718567	0.423465

資料來源:本研究整理

接下來最後我們將此兩種p、q值的ARCH-LM檢定，結果表示如表4.26，在F-statistic與Obs*R-square的統計值愈小代表p、q值的選定愈好，而P值一樣愈大愈好。

表4.26 ARCH-LM檢定

ARCH Test: p=2、q=0			
F-statistic	0.423807	Prob. F(10,72)	0.930566
Obs*R-squared	4.613961	Prob. Chi-Square(10)	0.915431
ARCH Test: p=2、q=1			
F-statistic	0.439845	Prob. F(10,72)	0.921861
Obs*R-squared	4.778516	Prob. Chi-Square(10)	0.905474

資料來源:本研究整理

綜合表4.22、4.25、4.26的結論，我們選出模型ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)為可能模型之一。接著再將可能模型ARIMA(1,1,2)的迴歸參數估計表列表4.27與模型的殘差圖如圖4.9

表4.27ARIMA(1,1,2)模型的迴歸參數估計表

變數	參數係數	標準誤	t統計量	P值
Y2(-1)	-0.737377	0.007773	-94.86690	0.0000
MA(1)	1.229830	0.116792	10.53011	0.0000
MA(2)	0.124907	0.121715	1.026225	0.3075
R-squared	0.348151	Mean dependent var		-16.83202
Adjusted R-squared	0.333825	S.D. dependent var		376.8109
S.E. of regression	307.5514	Akaike info criterion		14.32656
Sum squared resid	8607496.	Schwarz criterion		14.40773
Log likelihood	-670.3481	Durbin-Watson stat		1.641116

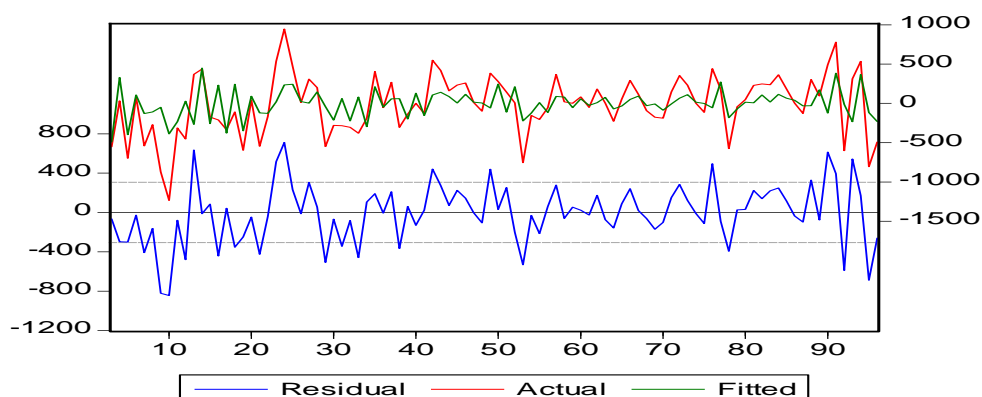


圖4.9模型的殘差圖表

而模型自我相關檢定表中可看出模型ARIMA(1,1,2)中，殘差項檢定以落後36期為測試標準，發現P值皆大於0.05，所以模型殘差已無自我相關的問題，如表4.28。接下來殘差常態性檢定，顯然在期數第三至七期時P值小於0.05，代表模型可能存在ARCH/GARCH現象，常態性檢定如表4.29，為了完整性起見，我們會將ARIMA繼續探討模型中自我相關變異數不齊一的問題。

表4.28 ARIMA(1,1,2)殘差自我相關檢定表

自我相關	偏自我相關	期數	AC	PAC	Q統計量	P值
. *	. *	1	0.175	0.175	2.9595	
. *	. *	2	0.098	0.070	3.9079	
. *	. *	3	0.110	0.084	5.0992	0.024
* .	* .	4	-0.083	-0.126	5.7900	0.055
. .	. .	5	-0.025	-0.007	5.8554	0.119
* .	* .	6	-0.072	-0.064	6.3844	0.172
. .	. *	7	0.028	0.080	6.4671	0.263
. .	. .	8	-0.010	-0.027	6.4781	0.372
. *	. *	9	0.083	0.101	7.2182	0.407
. *	. .	10	0.087	0.033	8.0228	0.431
. *	. .	11	0.068	0.053	8.5264	0.482
. .	. .	12	0.043	-0.016	8.7289	0.558
* .	* .	13	-0.122	-0.133	10.390	0.496
. .	. .	14	-0.011	0.025	10.403	0.581
. .	. .	15	-0.031	0.008	10.514	0.651
* .	* .	16	-0.173	-0.146	13.967	0.452
. *	. *	17	0.117	0.169	15.567	0.411
* .	* .	18	-0.065	-0.114	16.073	0.448
. .	. .	19	0.022	0.055	16.129	0.515
. .	* .	20	-0.004	-0.084	16.131	0.583
. .	. *	21	0.040	0.095	16.328	0.635
. *	. *	22	0.172	0.143	20.046	0.455
. .	. .	23	0.032	0.030	20.174	0.510
. *	. .	24	0.070	0.001	20.802	0.533
. .	. .	25	0.022	0.035	20.865	0.589
. .	. .	26	0.032	0.001	20.999	0.639
. .	. .	27	-0.014	0.011	21.024	0.691
. .	. .	28	-0.028	-0.039	21.129	0.735
. .	* .	29	-0.037	-0.070	21.318	0.771
* .	. .	30	-0.083	-0.014	22.292	0.768
. .	. .	31	0.029	0.014	22.409	0.803
. .	. .	32	-0.007	-0.056	22.416	0.838
* .	* .	33	-0.078	-0.070	23.318	0.837
. .	. .	34	0.059	0.025	23.840	0.850
* .	. .	35	-0.101	-0.055	25.386	0.826
. .	. .	36	-0.025	-0.016	25.483	0.854

表4.29 ARIMA(1,1,2)殘差平方(常態性檢定)自我相關檢定表

自我相關	偏自我相關	期數	AC	PAC	Q統計量	P值
.*	.*	1	0.175	0.175	2.9611	
.*	.*	2	0.128	0.101	4.5733	
**	**	3	0.251	0.223	10.838	0.001
.	.	4	0.063	-0.020	11.237	0.004
.	.	5	0.057	0.006	11.566	0.009
.	.*	6	-0.004	-0.077	11.568	0.021
.	.	7	-0.046	-0.054	11.783	0.038
.	.	8	0.016	0.025	11.812	0.066
.	.	9	0.020	0.047	11.856	0.105
.*	.	10	-0.061	-0.050	12.259	0.140
.*	.*	11	0.120	0.141	13.832	0.128
.	.	12	0.027	-0.015	13.914	0.177
.	.	13	-0.009	-0.013	13.923	0.237
**	**	14	0.256	0.221	21.296	0.046
.*	.	15	0.114	0.054	22.791	0.044
.	.*	16	-0.021	-0.102	22.842	0.063
.	.*	17	0.019	-0.095	22.882	0.087
.	.*	18	-0.052	-0.087	23.204	0.108
.*	.*	19	0.084	0.137	24.048	0.118
.	.*	20	0.058	0.091	24.457	0.141
.*	.	21	-0.060	-0.013	24.898	0.164
.	.*	22	-0.024	-0.099	24.973	0.202
.	.*	23	-0.019	-0.078	25.017	0.246
.	.*	24	0.026	0.097	25.107	0.292
.	.	25	-0.035	-0.045	25.265	0.337
.	.	26	-0.044	-0.034	25.517	0.378
.*	.*	27	-0.087	-0.094	26.543	0.379
.	.*	28	-0.034	-0.081	26.702	0.425
.	.*	29	0.036	0.083	26.880	0.470
.*	.	30	-0.059	0.014	27.376	0.498
.*	.*	31	-0.098	-0.070	28.764	0.477
.	.	32	-0.057	-0.020	29.234	0.505
.	.	33	0.019	0.004	29.285	0.554
.*	.*	34	-0.091	-0.130	30.528	0.541
.*	.	35	-0.076	-0.042	31.401	0.547
.*	.	36	-0.073	0.009	32.224	0.555

在表4.30中，我們將以不同GARCH(p,q)的組合探討條件變異是否存在ARCH/GARCH的效果，結果中可以看出在p=2,q=0時，P值最大，p=2,q=1時，P值次之。

表4.30 模型ARIMA的ARCH/GARCH的效果檢定

p	q	R-squared	Kurtosis	Jarque-Bera	Probability
1	0	0.226812	3.201302	2.607844	0.271465
1	1	0.225807	3.179324	1.671925	0.433457
1	2	0.223347	2.794351	1.432977	0.488465
1	3	0.224095	2.811615	1.369079	0.504322
2	0	0.217752	3.209105	0.738710	0.691180
2	1	0.219356	3.296341	1.040607	0.594340

資料來源:本研究整理

接下來最後我們將此兩種p、q值的ARCH-LM檢定，結果表示於表4.31，在F-statistic與Obs*R-square的統計值愈小代表p、q值的選定愈好，而P值愈大愈好。

表4.31 ARCH-LM檢定

ARCH Test: p=2、q=0			
F-statistic	0.541847	Prob. F(5,83)	0.744026
Obs*R-squared	2.813255	Prob. Chi-Square(5)	0.728750
ARCH Test: p=2、q=1			
F-statistic	0.524623	Prob. F(4,85)	0.717886
Obs*R-squared	2.168399	Prob. Chi-Square(4)	0.704819

資料來源:本研究整理

綜合表4.22、4.25、4.26的結論，我們選出模型ARIMA(1,1,2)-ARCH(2)為可能模型之一，接下來針對這兩種模型我們將以樣本外預測力選出最適解。

4.2.3 樣本外預測力

在樣本外預測力方面，在此採用重覆代入預測法(Iterative Forecast)。其做法為將T+1期的預測值代入模型，在計算第T+2期的預測值，以此類推代入估計模型n次。這種預測方式在Eviews中稱為動態預測法(Dynamic Forecast Method)。這種方法在 $n \rightarrow \infty$ 時，預測值將收斂至模型的長期值，將所有的預測值畫成圖時，線圖會漸漸成水平狀。

首先將模型ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)與模型ARIMA(1,1,2)-GARCH(2)的樣本外預測力的判定指標列於圖於4.10與圖4.11。

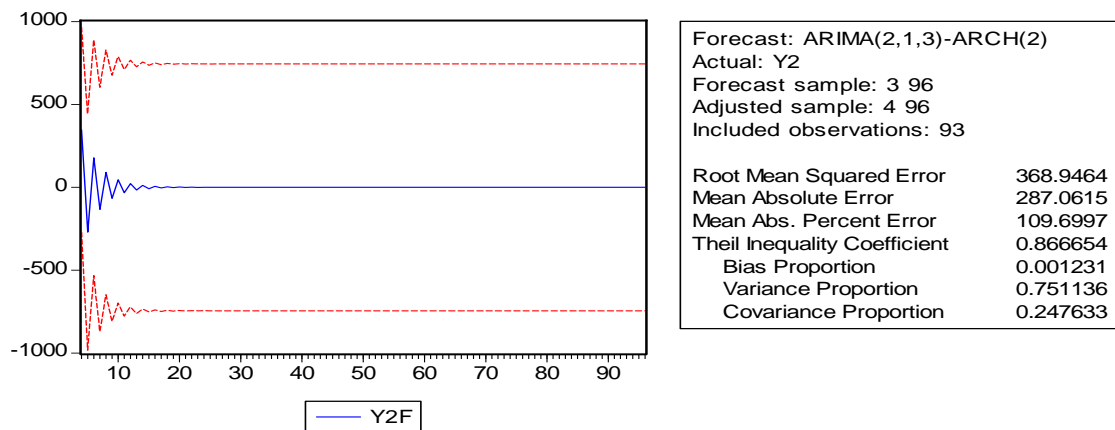


圖4.10 ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)樣本外預測結果

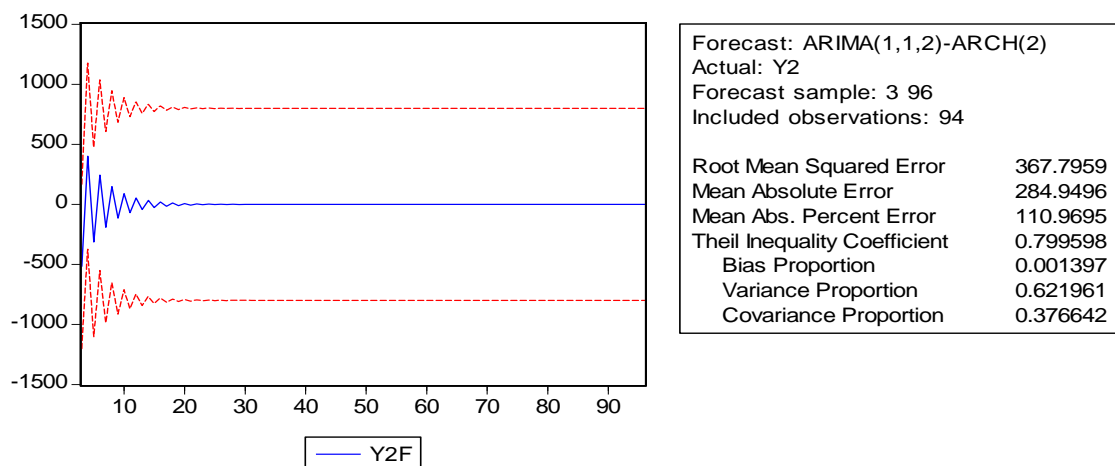


圖4.11 ARIMA(1,1,2)-ARCH(2)樣本外預測結果

顯然由上結果可知，在 RMSE 和 MAE 的結果都顯示 ARIMA(1,1,2) 比 ARIMA(2,1,3)模型來得好。而 MAPE 卻以模型 ARIMA(2,1,3)來得好。結果如 4.32。

表4.32 各種模型的樣本外預測結果

模型(不含截距)	RMSE	MAE	MAPE
ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)	368.9464	287.0615	109.6997
ARIMA(1,1,2)-ARCH(2)	367.7959	284.9496	110.9695

(本研究整理)

最後將此兩種模型殘差結果表示於圖 4.12 與圖 4.13。

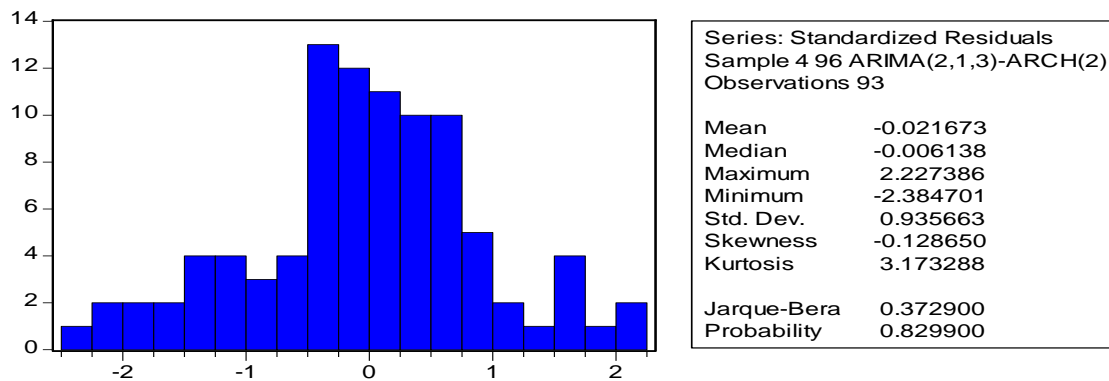


圖 4.12 模型 ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)的 Jarque_Bera 統計量

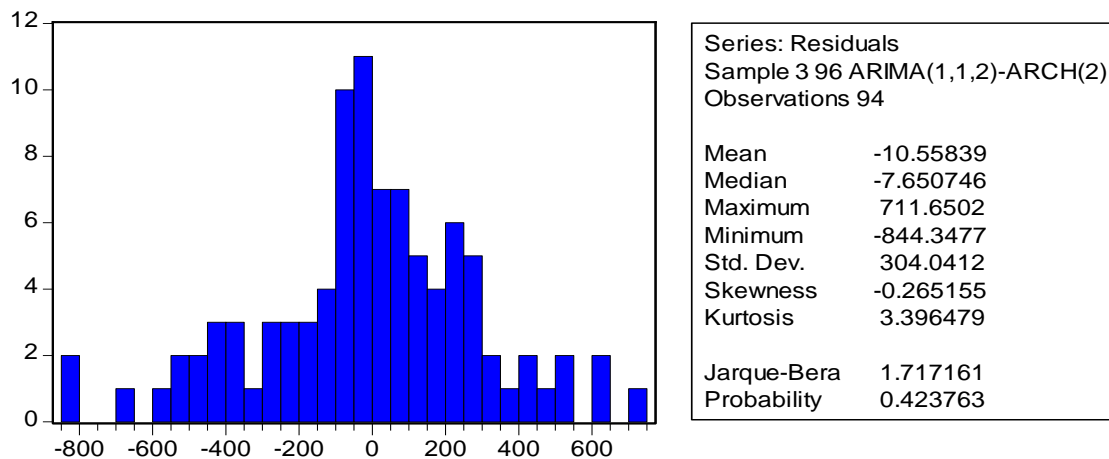


圖 4.13 模型 ARIMA(1,1,2)-ARCH(2)的 Jarque_Bera 統計量

很明顯看出 Jarque_Bera 統計量以模型 ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)的 P 值 0.829900 最大，所以在台股指數月平均資料我們以 ARIMA(2,1,3)-ARCH(2) 為最適解。

4.3 多變量時間序列與迴歸

對於前二節所介紹的內容，是以單變數時間序列ARIMA模型為主軸，ARIMA模型只較適合預測未來變動的趨勢，對於想要深入了解變數之間的「因果關係」，亦即假設能確定獲估計變數與變數之間的關係，相對的也有助於變數的預測。在此我們希望藉由「各國股價指數」、「匯率」與國內「三大法人」等多個變數之間對台灣股票市場的影響程度為何？採用多變量的模型探討之。並且在研究的過程中探討台股與其它變數之間的連動性，研究期間：以日資料討論模型的最適落後期數解，選取之研究期間自2004年11月1日至2007年12月31為止。共有655筆資料。為了方便起見，將研究資料以新變數名稱替代原始資料，如表4.33

表4.33 變數轉換名稱一覽表

原始資料變數	新變數變數	原始資料變數	新變數變數
台股指數	A1	首爾綜合指數	D1
道瓊工業指數	B1	台幣兌美金匯率	E1
日經指數	C1	外資買賣超合計	F1
三大法人買賣超合計		G1	

4.3.1 單根檢定

首先將以上七個變數分別作單根檢定，因其做法與第一、二節所列的方法相同，所以僅將最後結果整理於表 4.34

表 4.34 七個變數的單根檢定(*p<0.0005)

變數名稱	採用步驟	ADF 統計值	臨界值	定態判定 (P 值)
A1	原始資料取 (自然對數)再 一次差分	-13.85092 (含截距項)	-3.440181(1%)	0.0000<0.0005 定態(最大落後期 數:3 期)
			-2.865769(5%)	
			-2.569080(10%)	
B1	原始資料取 (自然對數)再 一次差分	-27.67743 (不含時間趨勢 與截距項)	-2.568508(1%)	0.0000<0.0005 定態(最大落後期 數:4 期)
			-1.941309(5%)	
			-1.616373(10%)	
C1	原始資料取 (自然對數)再 一次差分	-19.27331 (不含時間趨勢 與截距項)	-2.568514(1%)	0.0000<0.0005 定態(最大落後期 數:1 期)
			-1.941309(5%)	
			-1.616373(10%)	
D1	原始資料取 (自然對數)再 一次差分	-9.358886 (含截距項)	-3.440228(1%)	0.0000<0.0005 定態(最大落後期 數:6 期)
			-2.865790(5%)	
			-2.569091(10%)	
E1	原始資料取 (自然對數)再 一次差分	-8.056934 (不含時間趨勢 與截距項)	-2.568541(1%)	0.0000<0.0005 定態(最大落後期 數:6 期)
			-1.941313(5%)	
			-1.616370(10%)	
F1	原始資料	-9.733962 (含時間趨勢與 截距項)	-3.972191(1%)	0.0000<0.0005 定態(最大落後期 數:2 期)
			-3.416725(5%)	
			-3.130706(10%)	
G1	原始資料	-7.577399 (含截距項)	-3.440228(1%)	0.0000<0.0005 定態(最大落後期 數:7 期)
			-2.865790(5%)	
			-2.569091(10%)	

資料來源:本研究整理

在各變數選取的過程解說如下：

1. A1(台股指數)

- (1) 原始資料存在自我相關的問題，且 ADF 值在 1%沒有通過檢定。
- (2) 原始資料取一次差分，雖然 ADF 皆通過單根檢定，但以落後 36 期為測試標準，在第 7、8、14 期外皆存在自我相關的問題。

- (3) 取完自然對數後，在 1 至 36 期仍存在自我相關的問題，且 ADF 皆沒有通過檢定。
- (4) 所以在模型的選取方面，選擇將原始資料取自然對數後再取一次差分的 DGP 為判定標準。

2. B1(道瓊工業指數)

- (1) 原始資料存在自我相關的問題，且 ADF 值在 1%沒有通過檢定。
- (2) 原始資料取一次差分，雖然 ADF 皆通過單根檢定，但以落後 36 期為測試標準，在第 24 期後，皆存在自我相關的問題。
- (3) 取完自然對數後，在 1 至 36 期仍存在自我相關的問題，且 ADF 皆沒有通過檢定。
- (4) 在模型的選取方面，選擇將原始資料取自然對數後再取一次差分的 DGP 為判定標準，且以落後 36 期為測試標準，皆沒有自我相關的問題。

3. C1(日經指數)

- (1) 原始資料存在自我相關的問題，且 ADF 值在 1%沒有通過檢定。
- (2) 原始資料取一次差分，雖然 ADF 皆通過單根檢定，且以落後 36 期為測試標準，雖皆沒有自我相關的問題，但以 R-square、AIC 準則而言，還是以將原始資料取自然對數後再取一次差分的 DGP 檢定值較高，所以就取自然對數後再取一次差分為判定標準。

4. D1(首爾綜合指數)

- (1) 原始資料存在自我相關的問題，且 ADF 值在 1%沒有通過檢定。
- (2) 一次差分後，前 4 期無自我相關的問題，但第 5 期後存在自我相關的問題。
- (3) 原始資料取自然對數，以落後 36 期而言，皆存在自我相關的問題。

5. E1(台幣兌美金匯率)：原始資料前 36 期皆存在自我相關的問題，取完一次差分後，在第 26 期以後存在自我相關的問題，而取自然對數，皆沒有存在自我相關。
6. F1(外資買賣超合計)：原始資料中，前 36 期皆沒有自我相關的問題，且皆通過單根檢定。
7. G1(三大法人買賣超合計)：原始資料中，前 36 期皆沒有自我相關的問題，且皆通過單根檢定。

4.3.2 落後期數的選取及迴歸模式的建立

1. ARIMA(p,d,q)模型假設：在 d=1 的情況下，先假設 p=7、q=7；再經由 ARIMA 模型配適度的診斷，得到 p=2、q=2。如表 4.35。

表4.35 ARIMA(2,1,2)模型的迴歸參數估計表

變數	參數係數	標準誤	t統計量	P值
A1(-1)	-0.171972	0.501035	-0.343234	0.7316
A1(-2)	0.495881	0.440688	1.125243	0.2612
MA(1)	0.203335	0.483339	0.420688	0.6742
MA(2)	-0.574500	0.443074	-1.296623	0.1955
R-squared	0.007637	Mean dependent var		0.001146
Adjusted R-squared	0.000304	S.D. dependent var		0.014373
S.E. of regression	0.014371	Akaike info criterion		-5.637533
Sum squared resid	0.083847	Schwarz criterion		-5.598351
Log likelihood	1159.694	Durbin-Watson stat		1.988914

2. 殘差自我相關檢定(Q統計量):由以下資料可知，prob.值皆大於0.01，所以接受殘差已無自我相關的虛無假設，所以模型中殘差項已無自我相關的問題(以落後36期檢定之)，如表4.36。

表4.36 殘差自我相關Q統計量檢定表

自我相關	偏自我相關	期數	AC	PAC	Q統計量	P值
. .	. .	1	-0.002	-0.002	0.0023	
. .	. .	2	0.007	0.007	0.0237	
. .	. .	3	-0.040	-0.040	0.6864	0.407
* .	* .	4	-0.074	-0.075	2.9925	0.224
...從第5期至第32期P值皆大於0.01，在此省略...						
. .	. .	33	0.007	0.028	30.958	0.468
. .	. .	34	-0.035	0.001	31.512	0.491
. *	. *	35	0.088	0.086	35.032	0.372
. .	. .	36	0.031	-0.003	35.455	0.400

3. 在表4.37中，除了第6、7、8、9期以外，其他各期P值皆小於0.01，可以看出殘差有異質變異的問題，需加入ARCH/GARCH殘差白噪音的問題。

表4.37 殘差平方自我相關檢定表

自我相關	偏自我相關	期數	AC	PAC	Q統計量	P值
.*	.*	1	0.113	0.113	5.2950	
.*	.*	2	0.126	0.115	11.895	
.	.	3	0.029	0.003	12.243	0.000
.	.	4	0.014	-0.004	12.320	0.002
.	.	5	-0.012	-0.018	12.383	0.006
.	.	6	0.015	0.017	12.477	0.014
.	.	7	-0.034	-0.035	12.975	0.024
.*	.*	8	0.077	0.083	15.449	0.017
.	.	9	-0.007	-0.016	15.468	0.030
...從第10期至第33期P值皆小於0.01，在此省略...						
*	*	34	-0.093	-0.107	59.065	0.002
.	.	35	-0.013	0.020	59.141	0.003
.	.	36	0.017	0.061	59.268	0.005

4. 但在殘差符合常態分配檢定(白噪音)方面，卻沒有通過檢定如表4.37與圖4.14所示，代表模型中還存在兩個問題，結構轉變與殘差異質變異的問題，所以先將ARIMA模型討論結構轉變的問題。

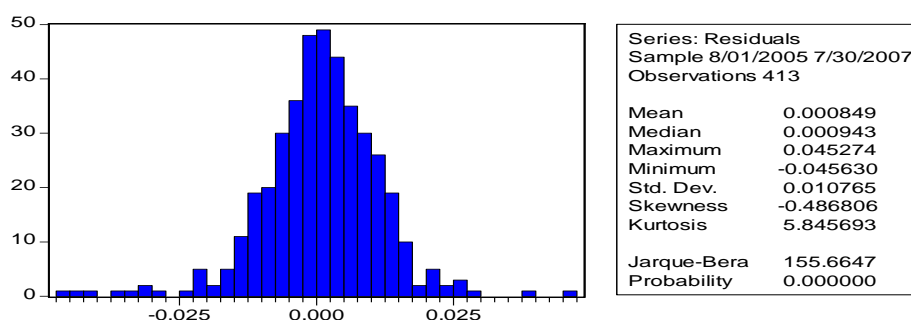


圖 4.14 ARIMA(2,1,2) 殘差常態性檢定的 JB 值

5. 結構轉變的考量：我們採用移動式 CHOW 檢定的方式來探討結構轉變時間點的問題，首先列出 CUSUM Test 的圖示，加以判斷轉變點所在，如圖 4.15。

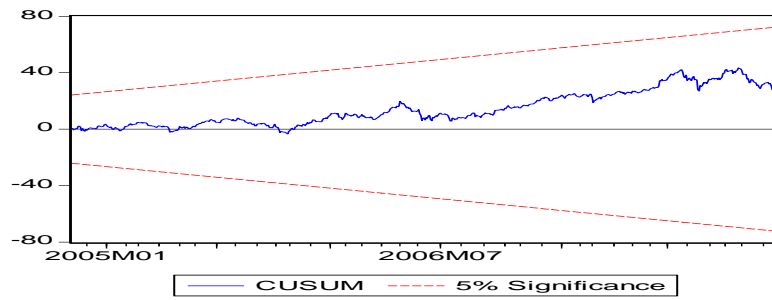


圖 4.15 ARIMA(2,1,2)模型的 CUSUM test

在經過但在模型的診斷中發現模型之殘差平方並沒有通過「常態分配的假設」，即殘差不符合白噪音。甚至還存在異質變異的問題，所以首先針對資料利用移動式 CHOW 檢定試圖找出結構轉變的問題點，在 2005 年 8 月 1 日與 2007 年 7 月 31 日為結構轉變點，其 F 檢定值最大，做法如第一節說明，所以往後模型之時間皆以 2005/08/01~2007/07/30 為研究對象，在此不再贅述，接著我們將模型再輸入先前假設的七個變數，發現模型中對外加變數經刪減去除不顯著的變數後，發現其解釋力皆過低。亦可顯示出雖然影響的變數尚有「C1、D1、E1、G1」，但 G1 其參數係數過低，原則上可以再刪除，結果如表 4.38。

表 4.38 多變量模型的迴歸參數估計表

變數	參數係數	標準誤	t統計量	P值
A1(-1)	0.123636	0.059524	2.077068	0.0384
A1(-2)	0.004959	0.056942	0.087090	0.9306
C1	0.294399	0.052865	5.568874	0.0000
D1	0.464392	0.056246	8.256391	0.0000
E1	-0.916267	0.191395	-4.787317	0.0000
MA(1)	-0.234476	0.076972	-3.046229	0.0025
MA(2)	-0.074609	0.076065	-0.980869	0.3272
R-squared	0.436046	Mean dependent var		0.001146
Adjusted R-squared	0.427650	S.D. dependent var		0.014373
S.E. of regression	0.010874	Akaike info criterion		-6.188016
Sum squared resid	0.047650	Schwarz criterion		-6.119448

6. 在表4.39中可以看出多變量模型中殘差已無自我相關的問題又因為落後兩期，估計時扣掉兩個參數，所以期數從第三期開始計算，第3~36期，P值皆大於0.01。

表4.39 殘差自我相關Q統計量檢定表

自我相關	偏自我相關	期數	A C	P A C	Q 統計量	P 值
. .	. .	1	0.006	0.006	0.0151	
. .	. .	2	0.018	0.018	0.1487	
. .	. .	3	-0.043	-0.043	0.9197	0.338
* .	* .	4	-0.100	-0.100	5.0925	0.078
* .	* .	5	-0.109	-0.108	10.080	0.018
. *	. *	6	0.076	0.080	12.521	0.014
. .	. .	7	-0.003	-0.007	12.525	0.028
. .	. .	8	0.041	0.020	13.247	0.039
. *	. .	9	0.074	0.060	15.534	0.030
. .	. .	10	-0.010	-0.008	15.574	0.049
* .	* .	11	-0.104	-0.091	20.114	0.017
* .	* .	12	-0.066	-0.064	21.940	0.015
. .	. .	13	0.014	0.040	22.027	0.024
. .	. .	14	0.056	0.063	23.369	0.025
. .	. .	15	0.052	0.017	24.505	0.027
. .	. .	16	0.040	0.009	25.188	0.033
. .	. .	17	-0.043	-0.040	25.967	0.038
* .	* .	18	-0.112	-0.098	31.363	0.012
. .	. .	19	-0.034	-0.014	31.849	0.016
. .	. .	20	-0.043	-0.020	32.648	0.018
. .	. .	21	-0.048	-0.054	33.630	0.020
. *	. .	22	0.082	0.039	36.547	0.013
. .	. .	23	0.023	-0.015	36.775	0.018
. .	. .	24	0.032	0.025	37.225	0.022
* .	* .	25	-0.071	-0.077	39.452	0.018
. *	. *	26	0.068	0.100	41.498	0.015
. .	. .	27	0.014	0.065	41.583	0.020
. .	. .	28	0.009	-0.011	41.622	0.027
* .	* .	29	-0.066	-0.099	43.572	0.023
. .	. .	30	0.023	0.008	43.809	0.029
* .	. .	31	-0.069	-0.044	45.946	0.024
. .	. .	32	0.043	0.032	46.788	0.026
. .	. .	33	0.005	0.013	46.801	0.034
. .	. *	34	0.050	0.067	47.937	0.035
. .	. .	35	0.039	0.034	48.620	0.039
. .	. .	36	0.040	-0.005	49.345	0.043

表4.40中殘差平方項已無自我相關的問題，即模型ARIMA(2,1,2)已符合迴歸殘差項白噪音的假設，又因為模型落後兩期，估計時扣掉兩個參數，所以期數從第三期開始計算，第3~36期，P值皆大於0.01。

表4.40 殘差平方自我相關檢定表

自我相關	偏自我相關	期數	AC	PAC	Q統計量	P值
.	.	1	-0.040	-0.040	0.6691	
.	.	2	0.048	0.046	1.6064	
.	.	3	0.007	0.011	1.6287	0.202
.	.	4	0.055	0.054	2.8801	0.237
.	.	5	0.011	0.014	2.9272	0.403
.	.	6	0.020	0.016	3.0890	0.543
.	.	7	-0.008	-0.009	3.1177	0.682
*.	*.	8	-0.059	-0.065	4.5887	0.598
.	.	9	0.021	0.016	4.7808	0.687
.	.	10	0.008	0.013	4.8069	0.778
.	.	11	0.005	0.006	4.8172	0.850
.	.	12	0.020	0.026	4.9797	0.893
.	.	13	-0.008	-0.007	5.0058	0.931
.	.	14	0.051	0.049	6.1126	0.910
.	.	15	0.019	0.021	6.2671	0.936
.	.	16	-0.018	-0.028	6.4110	0.955
.	.	17	-0.040	-0.043	7.0990	0.955
.	.	18	0.037	0.031	7.6963	0.957
.	*.	19	0.063	0.069	9.3992	0.927
.	.	20	-0.031	-0.026	9.8084	0.938
.	.	21	0.003	-0.002	9.8137	0.957
.	.	22	0.022	0.028	10.017	0.968
.	.	23	-0.015	-0.019	10.113	0.977
.	.	24	0.014	0.005	10.199	0.984
.	.	25	-0.003	-0.009	10.205	0.990
.	.	26	-0.029	-0.027	10.571	0.992
.	.	27	0.012	0.020	10.636	0.995
*.	*.	28	-0.059	-0.065	12.166	0.990
.	.	29	0.045	0.041	13.055	0.989
.	.	30	-0.038	-0.024	13.683	0.989
.	.	31	0.030	0.025	14.085	0.991
.	.	32	0.015	0.029	14.192	0.994
.	.	33	-0.035	-0.054	14.749	0.994
.	.	34	0.004	0.000	14.756	0.996
.	.	35	-0.021	-0.013	14.961	0.997
.	.	36	-0.021	-0.032	15.165	0.998

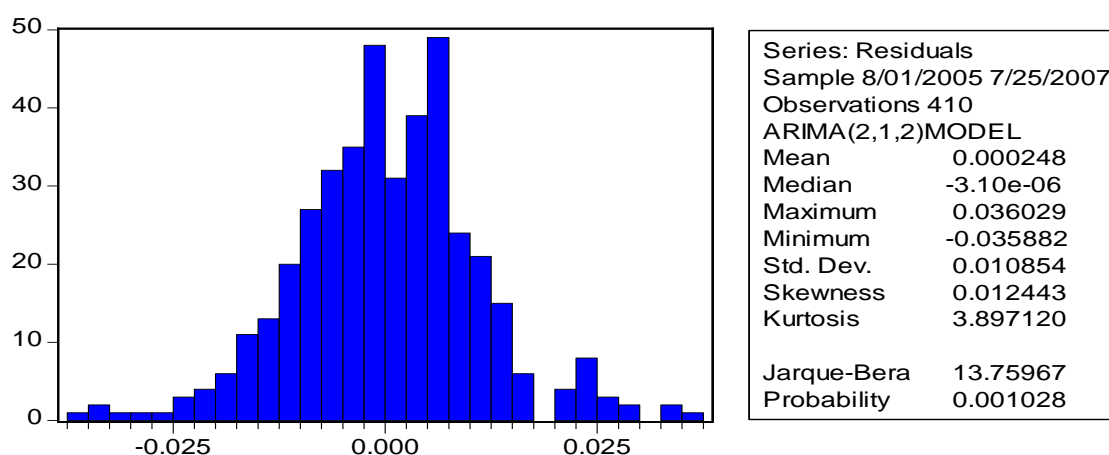


圖 4.16 ARIMA(2,1,2) 殘差常態性檢定的 JB 值

由表 4.38~4.40 及圖 4.16 可知，雖然統計檢定值皆表現不好，但加入 ARCH/GARCH 檢定後，如表 4.41；在 ARIMA(1,1,1)-GARCH(3,4) 殘差常態性檢定的 JB 值中 P 值才 0.227363，顯然通過殘差白噪音檢定，如圖 4.17；最後在樣本外預測結果的表現上，RMSE 值=0.012049、MAE=0.008862、MAPE=459.1613%，由這些數據中可以看出模型是好的模組。最後雖然在多變數時間序列模型以線性迴歸式來表示時，其實隱含著變數之間彼此可能存在著落後期數互相影響的假設。所以在下一節中，加入向量自我迴歸 (vector autoregression，簡稱 VAR) 的方法來估計。

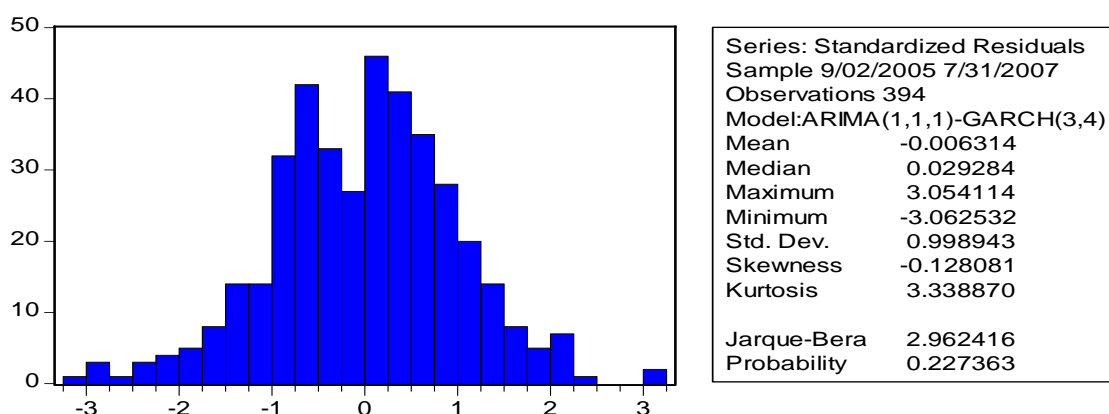


圖 4.17 ARIMA(1,1,1)-GARCH(3,4) 殘差常態性檢定的 JB 值

表4.41 ARIMA(1,1,1)-GARCH(3,4)模型的迴歸參數估計表

變數	參數係數	標準誤	z統計量	P值
台股指數AR(-1)	0.848702	0.022498	37.72346	0.0000
日經指數	0.041077	0.008243	4.983387	0.0000
首爾綜合指數	0.600795	0.090639	6.628433	0.0000
台幣兌美金匯率	-10.40519	1.908379	-5.452371	0.0000
MA(1)	0.180123	0.050185	3.589190	0.0003
Variance Equation				
C	7250.236	6785.001	1.068568	0.2853
RESID(-1)^2	0.055792	0.069077	0.807686	0.4193
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.076025	0.048883	1.555246	0.1199
RESID(-2)^2	0.165887	0.094873	1.748511	0.0804
RESID(-3)^2	0.003405	0.121231	0.028083	0.9776
GARCH(-1)	-0.519434	0.659430	-0.787701	0.4309
GARCH(-2)	0.156535	0.523321	0.299118	0.7649
GARCH(-3)	0.587914	0.172768	3.402913	0.0007
GARCH(-4)	-0.168855	0.430318	-0.392396	0.6948
R-squared	0.989156	Mean dependent var	7623.184	
Adjusted R-squared	0.988785	S.D. dependent var	978.0712	
S.E. of regression	103.5777	Akaike info criterion	12.08547	
Sum squared resid	4076767.	Schwarz criterion	12.22676	
Log likelihood	-2366.837	Durbin-Watson stat	2.069565	

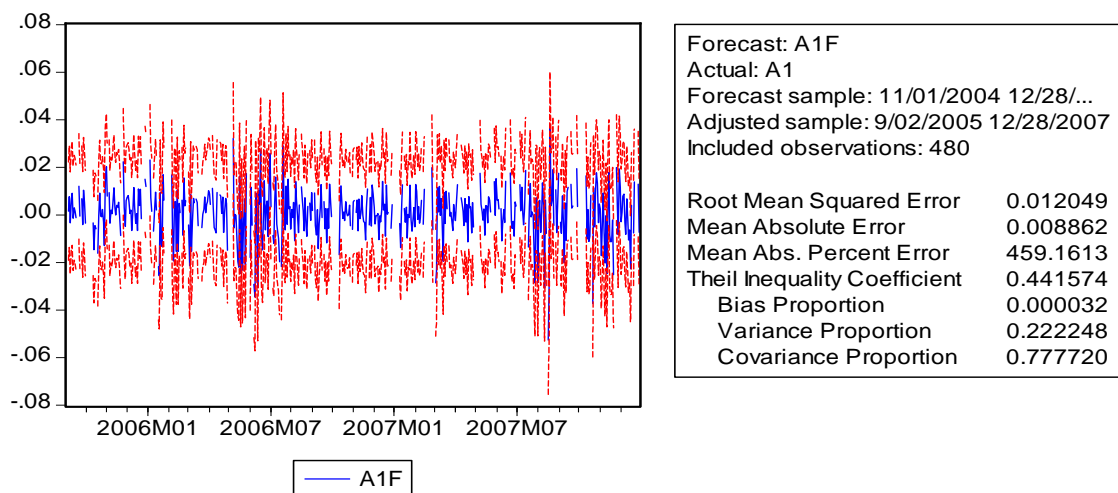


圖 4.18 模型樣本外預測結果

4.4 向量自我回歸與變數之間的因果關係

所謂的 VAR 是一組由多變數、多條迴歸方程式所組合而成的，在每一個方程式中，因變數皆以因變數自我的落後期，加上其他變數的落後期來表示。

4.4.1 Var模型估計的步驟

1. 先將上節找到的模型包含在VAR中的變數，再試以各種長度的落後期估計VAR，使VAR中各方程式中所有的殘差序列無自我相關。
2. 若殘差仍有自我相關，則增加落後長度。
3. 利用調整後LR進行外生性檢定(block exogeneity test)，以確定哪些變數該留在VAR中。
4. 當有好幾種p、q的組合都符合殘差無自我相關的條件時，利用調整後LR統計量或AIC、SBC決定最適落後期。

首先將VAR的落後期數，從第0期到第8期的共變數之行列式值，分別求出其AIC值，以判斷VAR的最適落後期P，並將結果列於表4.42。

表4.42 VAR最適P期計算結果

內生變數: 台股指數、日經指數、首爾綜合指數、 台幣兌美金匯率				
外生變數: C(截距項)				
Lag	LogL	LR	FPE	AIC
0	1388.149	NA	1.44e-08	-6.702901
1	1427.560	77.86874	1.29e-08	-6.816273
2	1444.426	32.99617	1.28e-08*	-6.820465*
3	1450.079	10.94968	1.35e-08	-6.770358
4	1462.555	23.92497	1.37e-08	-6.753292
5	1484.437	41.53912*	1.33e-08	-6.781778
6	1489.217	8.981333	1.41e-08	-6.727444
7	1499.241	18.63982	1.45e-08	-6.698503
8	1510.319	20.38550	1.49e-08	-6.674667

資料來源:本研究整理

在上表中，計算的公式為 $AIC=-2\log L/T+2k/T$ ， $\log L$ 為最大概似值。樣本的選取為2005/08/01~2007/07/30，共413筆資料，且由表4.43中可知P在落後第二期時， $AIC=-6.820465^*$ 為最小值，所以VAR(2)為最後估計之模型，結果如表4.43。

表4.43 向量自我迴歸模型估計結果

標準差 in () & t-統計量 in []				
	台股指數	日經指數	首爾指數	台幣兌美金
台股指數(-1)	0.900620***	0.006515	-0.004356	-9.56E-05*
	(0.06639)	(0.12045)	(0.01037)	(5.6E-05)
	[13.5654]	[0.05409]	[-0.41985]	[-1.70540]
台股指數(-2)	0.070443	0.025009	0.006315	0.000113**
	(0.06612)	(0.11996)	(0.01033)	(5.6E-05)
	[1.06535]	[0.20847]	[0.61116]	[2.03008]
日經指數(-1)	-3.71E-05	0.956649***	-0.005907	5.24E-06
	(0.03518)	(0.06383)	(0.00550)	(3.0E-05)
	[-0.00105]	[14.9874]	[-1.07452]	[0.17645]
日經指數(-2)	0.007369	0.024315	0.005403	-1.45E-05
	(0.03516)	(0.06378)	(0.00549)	(3.0E-05)
	[0.20962]	[0.38123]	[0.98344]	[-0.48958]
首爾指數(-1)	1.104304***	0.048363	1.088029***	9.58E-05
	(0.44348)	(0.80460)	(0.06930)	(0.00037)
	[2.49007]	[0.06011]	[15.7001]	[0.25584]
首爾指數(-2)	-1.007840**	-0.216295	-0.093281	-0.000156
	(0.44865)	(0.81398)	(0.07011)	(0.00038)
	[-2.24636]	[-0.26572]	[-1.33052]	[-0.41070]
台幣兌美金(-1)	-28.26661	-64.86668	5.298596	1.026586***
	(61.8524)	(112.217)	(9.66535)	(0.05225)
	[-0.45700]	[-0.57805]	[0.54821]	[19.6476]
台幣兌美金(-2)	52.86941	124.9288	1.245305	-0.044529
	(62.4707)	(113.339)	(9.76197)	(0.05277)
	[0.84631]	[1.10226]	[0.12757]	[-0.84379]
截距項	-831.1584**	-1657.526**	-212.0460***	0.687327**
	(392.198)	(711.552)	(61.2867)	(0.33131)
	[-2.11923]	[-2.32945]	[-3.45990]	[2.07457]

表4.43向量自我迴歸模型估計結果(續)

R-squared	0.988344	0.984362	0.991120	0.963156
Adj. R-squared	0.988114	0.984053	0.990945	0.962428
Sum sq. resids	4718949.	15532764	115230.5	3.367480
S.E. equation	107.9432	195.8380	16.86772	0.091185
F-statistic	4292.690	3186.634	5650.525	1323.408
Log likelihood	-2521.075	-2767.688	-1752.607	408.5816
Akaike AIC	12.22259	13.41395	8.510179	-1.930346
Schwarz SC	12.31010	13.50147	8.597698	-1.842827
Mean dependent	7564.255	15980.64	1384.184	32.77914
S.D. dependent	990.0924	1550.799	177.2587	0.470428
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.50E+08		
Determinant resid covariance		3.21E+08		
Log likelihood		-6404.037		
Akaike information criterion		31.11129		
Schwarz criterion		31.46136		

註:

1. t統計量的檢定，代表模型在1%、5%與10%顯著水準下拒絕虛無假設，分別以"*"、"**"、"***"加以標示。
2. 顯著水準1%：信賴區間 $|Z| > 1.645$
 顯著水準5%：信賴區間 $|Z| > 1.96$
 顯著水準10%：信賴區間 $|Z| > 2.33$

由上表可知，台股指數受日經指數、首爾綜合指數、台幣兌美金匯率的影響度，若以迴歸模型的評估判定係數 $R^2=0.988344$ (調整後判定係數 $\bar{R}^2=0.988114$)而言，代表模型的配適度是好的。

4.4.2 衝擊反應

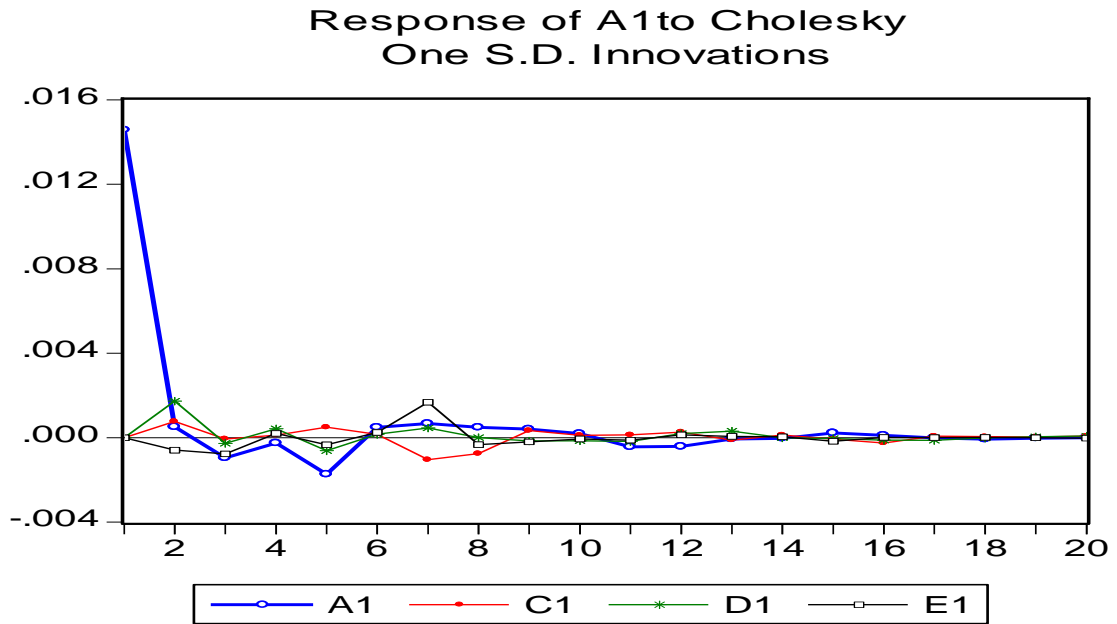


圖4.19 台股指數的干擾對其他三變數的衝擊反應

A1：台股指數、C1：日經指數、D1：首爾綜合指數、E1：台幣兌美金匯率

圖4.19可知，當台股指數發生自發性干擾時，對日經指數、首爾綜合指數以及匯率的影響為短期的，直到第13期後波動才逐漸減少，其衝擊反應效果至第16期以後才會消失。台股指數對日經指數的影響在第7期前為負向，前6期為正向，以第2期的波動幅度最大，且是正向的反應，第8期後影響逐漸消失；台股指數對首爾綜合指數的影響，在第2期波動幅度最大，第5期為負向，但影響不大；台股指數對台幣兌美金匯率的影響在第2、3、5期為負向，在第7期時波動最大且呈現正向的關係。

由表4.44向前預測15天來看，台股指數預測值之變異數分解的結果中可以看出，日經指數對台股的影响不大，在第二期時最大也僅約3.2%左右；而首爾綜合指數可解釋的變異比率，則約為14.5%；比較不同的是台幣兌美金匯率方面，可解釋的變異比率從負值隨著向前預測的天數增加，比率亦隨著增加，向前預測15天時比率達17.33%，向前預測60天時，變異

比率高達52.51%，且隨著天數增加變異比率亦隨著增加的趨勢。

表4.44 台股指數預測值之變異分解

Period	台股指數	日經指數	首爾綜合指數	台幣兌美金匯率
1	105.2076	0.000000	0.000000	0.000000
2	107.7475	3.555442	12.79586	-2.945941
3	106.2402	2.682651	13.23091	-1.096793
4	104.5512	2.680744	13.43963	0.635045
5	102.8873	2.618379	13.56300	2.310059
6	101.2673	2.542752	13.67681	3.951882
7	99.68397	2.451234	13.78484	5.561794
8	98.13623	2.344348	13.88705	7.140437
9	96.62330	2.222789	13.98384	8.687949
10	95.14453	2.087189	14.07561	10.20448
11	93.69928	1.938161	14.16274	11.69018
12	92.28689	1.776301	14.24561	13.14522
13	90.90675	1.602186	14.32458	14.56980
14	89.55825	1.416375	14.40000	15.96410
15	88.24078	1.219410	14.47220	17.32836
Cholesky Ordering: 台股指數、日經指數、首爾綜合指數、台幣兌美金匯率				

第五章 結論與建議

台灣股價指數本身是否可由過去的歷史資訊即可反應本身的走勢；或台股指數受到國際股價、匯率、三大法人間的持股比率的影響，而有正、負相關的問題產生，一直是財經界討論的問題。如果單變量的模式能夠有效預測波動走勢，那麼只要能確實掌握走勢脈動，就可以預測股價指數的走勢。甚至在投資的風險上相對可以降低。本文利用單變數的ARIMA模式以日資料與月資料分別尋求最適模組，另在多變量的分析方面，以歷史資訊中的日資料，了解台股在外在變數的牽動下，建構模型的最適組合，並試圖解釋多變量的外在變數是否對台股有絕對性的影響。

5.1 結論

在單變量ARIMA模型日資料方面，我們最後以ARIMA(8,1,7)-GARCH(3,2)模型為日資料的最適模型，故台股指數的走勢受到自身極高的影響，而不易受其他變數的影響。

在單變量ARIMA月資料方面，ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)為月資料的最適模型，其理由為月平均資料已將每日股價波動震盪的因素因取每月的平均值而消除人為的炒作、或降低因政經因素或國際局勢的變動所帶來短期的波動，ARCH系列模型的確能對各樣本提供一個較為穩定的估計及預測過程。

在多變量模型(日資料)方面，ARIMA(1,1,1)-GARCH(3,4)在變數之間對台股的影響在相關參數係數方面(見表4.41)由大到小為「首爾綜合指數(0.600795)」、「日經指數(0.041077)」、「台幣對美金匯率(-10.40519)」，在此值得注意的是美國道瓊工業指數，因美國從2000年至2005年皆屬於空頭市

場，本身與台股就沒有比較正向的相關性，2007年次級房貸後，台股才比較受美股影響。至於三大法人的買賣超雖會造成隔日投資者投資的意向，但關聯性不強。在匯率變異數分解關係中發現，匯率被股價所解釋的比例為17.33%，而在此模式下匯率的外生性為52.51%，即當匯率自身發生變異時，其本身還存在著很高的解釋能力，表示匯率除了受自身的影響外，也容易受股價的影響，因此匯率的變化會影響股價的高低。

由本文結論可知：在單變量模型方面的結論與陳煒朋(民88)、曾淑婷(民94)等學者的結論相同，亦即台股可由自身及股價指數之歷史資料來反應。在多變量模型中與蕭山隆(民93)、林建宇(民93)、朱正修(民93)等研究者在亞洲地區，首爾綜合指數與台股連動性最強；而在匯率方面與林建宇、姜淑美、鄭婉秀、邱建良(民92)等研究者的看法一致，也就是說台灣股票市場與匯率市場的關連性相當顯著。

最後附上三種模型的配適度列於表5.1，由表中可以明顯看出單變量的月平均資料的模型最佳，單變量的日資料模型次之，多變量的模型在預測力方面表現上最差。

表5.1 三種模型的樣本外預測力比較

ARIMA(p,d,q)-GARCH(p,d)	MAPE
ARIMA(8,1,7)-GARCH(1,3)	304.7678(表4.16)
ARIMA(2,1,3)-ARCH(2)	109.6997(表4.32)
ARIMA(1,1,1)- GARCH(3,4)	459.1613(表4.41)

5.2 後續研究與建議

1. 本論文使用的樣本期間為2000年至2007之間全部交易時間的樣本，故後續研究可以將樣本區分為多頭、空頭兩個不同區間，來驗證在區分多空之後的實證結果是否相異之處。
2. 本論文使用之樣本皆為自然對數取一次差分之資料，我們為了觀察其變化率，目的為使投資大眾以最方便的資料去預測此一現象的發生，若有更想進一步了解的研究者，可以再加入一些會影響台股變動的資料，如槓桿效果或加入風險係數的觀念，是否對台股的波動產生影響。
3. 再者，如未來台股指數的走勢如同本研究所取時間所產生的變化趨勢，最適模型的組合是可以提供投資者在降低風險的前提下一個值得參考的指標。
4. 美國次級房貸影響的層面波及全球金融市場，連帶影響各主要經濟大國的股市表現，在時間序列的預測方面是觀察長時間的變化趨勢，後續者可再經由一段時間後，研究不同變數下的模型最適組合。

參考文獻

中文部份：

1. 王甦(民 84)，報酬衝擊對條件波動所造成之不對稱效果—台灣股票市場之實證分析，證券市場發展季刊，第七卷，第一期，125-160 頁。
2. 王啟山(民 89)，利率、匯率與股價指數互動關係之研究—狀態空間模型之應用，國立中興大學企業管理學系碩士論文。
3. 王毓敏、陳正佑(民 90)，台股認購權證與標的股票交易量及資訊不對稱對於波動性之影響，風險管理學報，第三卷，第一期，49-69 頁。
4. 朱正修(民 93)，台灣股市與國際股市連動性之研究，國立成功大學統計學研究所碩士論文。
5. 池柏毅(民 89)，台股加權及電子指數期貨與現貨關聯性之研究，國立中興大學企管研究所未出版碩士論文。
6. 江智德(1998)，國際資本市場互動關係之研究—GARCH 模型之應用，臺灣大學商學研究所碩士論文。
7. 呂正文(民 89)，股票報酬率之波動性研究-ARCH-family、SWARCH 模型之應用，台灣大學經濟研究所碩士論文。
8. 呂友正(民 91)，台灣、美國、日本、香港與中國大陸股市共移性與股價波動外溢效果之研究-Volatility Switching GARCH 模型之應用，國立台北大學合作經濟學系碩士論文。
9. 李進生、鍾惠民、陳煒朋(民 95)，不同波動性模型預測能力之比較：台灣與香港認購權證市場實證，證券市場發展季刊，第十一期，第四卷，57-90 頁。
10. 吳瑞萱(民 90)，台灣加權股價指數日內動態行為之研究，國立台北大學企業管理學系研究所碩士論文。

11. 林煜宗(民 77)，現代投資學-制度、理論與實證，664 頁。
12. 林建宇(民 93)，匯率與股價不對稱因果關係之實證研究：以台灣為例，國立東華大學國際經濟研究所碩士論文。
13. 洪 銓(民 91)，台灣股票集中市場成分波動性之實證研究，國立成功大學企業管理研究所碩士論文。
14. 洪瑞蓮(民 93)，股價、匯率與利率之價格行為，朝陽大學財務金融系碩士班碩士論文。
15. 段光齡(民 88)，美國、日本與亞洲四小龍之股市相關分析，台北大學經濟學研究所碩士論文。
16. 姜淑美、鄭婉秀、邱建良(民 92)，外資交易行為、股市及匯市動態關係之研究」，風險管理學報，第五卷，第一期，45-64 頁。
17. 胡光華、蔡美華(民 93)，台灣電子指數與美國科技指數日報酬率因果關係之探討，貨幣觀測與信用評等，第四十七卷，88-96 頁。
18. 姚蕙芸、聶建中(民 92)，空頭走勢期間台灣股票市場成交量與股價之關聯性研究，台北商技學報，第四期，6-23 頁。
19. 陳裴紋(民 85)，台灣股票市場報酬率與波動性預測之研究-ARCH-family 模型之運用，台灣大學財務金融學研究所碩士論文。
20. 陳煒朋 (民 89)，GARCH 模型與隱含波動性模型預測能力之比較，淡江大學財務金融研究所碩士論文。
21. 陳玲慧(民 90)，台股指數現貨、台股指數期貨與摩根台股指數期貨關聯性之研究 --向量自我迴歸模型之應用，商管科技季刊，第二卷 第二期，123-137 頁。
22. 陳仕偉(民 91)，台灣景氣循環與股票市場波動性之探討:馬可夫轉換模型之應用，政治大學經濟研究所博士論文。

23. 陳明輝(民 93)，匯率變動對台灣產業股價指數之關連性研究，中華大學經營管理研究所碩士論文。
24. 陳盈之 (民 95)，市場衝擊對匯率波動之不對稱影響與反轉特性:選擇權市場的證據與其意涵。
25. 陳柏豪(民 95)，交易時間差距對台股指數現貨與期貨的響之研究，南華大學財務管理研究所碩士論文。
26. 殷惠縉 (民 93)，股價與匯價關聯性分析—多變量 GARCH 模式運用，淡江大學財務金融學系碩士論文。
27. 張宮熊(民 89)，台灣股票市場三大法人與一般投資人間資訊傳遞結構之研究-以農曆新年效應為例，證卷金融季刊，第 64 期，87-105 頁。
28. 曾梅卿(民 93)，台灣股價報酬與總體經濟變數互動關係之實證研究，長庚大學企業管理研究所碩士論文。
29. 曾淑婷(民 94)，以向量自我迴歸模型探討股價及利率之關聯性，南華大學管理科學研究所碩士論文。
30. 黃玉娟、徐守德(民 88)，報酬與波動性關聯性之研究—摩根台股指數與指數期貨之探討，國科會研究彙刊，第九卷，第一期，153-162 頁。
31. 黃冠瑋(民 89)，結合蒙地卡羅模擬法與波動性模型之涉險值分析，淡江大學財務金融研究所碩士論文。
32. 黃旭輝、丁世儒(民 94)，會計師簽證、法人持股與資訊不對稱對多頭市場股票報酬影響之研究，輔仁管理評論，第十二卷，第二期，99-126 頁。
33. 游英裕(民 93)，股價與成交量因果關係之研究-台灣股市的實證，義守大學管理科學研究所論文。
34. 楊踐為、王章誠(民 88)，台灣股價指數與融資、融券及成交量間資訊傳

- 遞結構之研究，證券櫃檯，第四十一卷，1-14 頁。
- 35.楊奕農(民 95)，時間序列分析-經濟與財務上之應用，台北：雙葉書廊有限公司，133-173 頁。
- 36.楊踐為、李家豪、類惠貞(民 96)，應用時間序列分析法建構台灣證券市場之預測交易模型，中華管理評論國際學報，第十卷，第三期，1-19頁。
- 37.蔡依玲(民 90)，台灣股票市場報酬率之研究，成功大學統計研究所碩士論文。
- 38.賴怡洵(民 89)，美、日、港、台股價資訊傳遞多元 GARCH 模式之研究，證券櫃檯月刊，第五十二期，1-17 頁
- 39.蕭山隆(民 93)，台股報酬多因子分析之研究，以外在變數及時間數列為例，朝陽科技大學財務金融系碩士論文。
- 40.顏錫銘、鍾淳豐(民 91)，配合價量關係技術型態在台灣股票市場的應用，證券金融季刊，第七十二期，1-34 頁。

英文部分：

1. Bollerslev, T., (1986), "Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," Journal of Econometrics, 31, pp.307-327.
2. Box ,G.E.,G.M.Jenkins,and G.C.Reinsel(1994), Time Series Analysis :Forecasting and Control.3rd ed.,New Jersey:Prentice-Hall Inc.
3. Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,"Journal of Econometrics, Vol.31, pp.307-327.
4. Chomsisengphet, S. & Kandil, M. (2007), Towards Understanding the Asian Crisis and its Aftermath. Journal of the Asia Pacific Economy, Vol. 12 Issue 4, pp.452-484.
5. Engle and Bollerslve (1986) , "ARCH Models."Z.Griliches and M.D. Intriligator,eds.Handbook of Econometrics,vol.2,Chapter 49,Amsterdam :North-Holland,pp.2963-2965.
6. Enders, W.(2004),Applied Econometric Time Series. New York:John Willey & Sons,Inc.Johansen, S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors,Journal of Economic Dynamics and Control, Vol.12, pp.231-254.
7. Eun, C. S., and S. Shim, 1989 "International Transmission of Stock Market Movements," Journal of Financial and Quantitative Analysis, 24, pp.241-257.
8. French,Kenneth R and Richard Roll(1986),Stock Return Variances:The Arrival of Information Economic.pp 5-26
9. Granger, C. W. J.& Newbold P. (1974), Spurious Regressions in Econometrics, Journal of Econometrics, Vol.2(2), pp.111–120.
10. Kim,J.R.(2003),The Stock Return-Inflation Puzzle and the Asymmetric Causality in Stock Return,Inflation and Activity,Economics Letters, 80,pp.155.-160.

11. Kmenta, J. (1986), Elements of Econometrics, 2nd ed., New York: Macmillan Publishing Co.
12. Liu, Y. A., M. S. Pan, and J. C. P. Shieh, 1996 “International Transmission of Stock Prices Movements: Evidence from the U.S. and Five Asian-Pacific Markets,” Journal of Multinational Management, 6, pp.81-94.
13. Richard A Brealey and Stewart C. Myers (2003), Principles of Corporate Finance Mc Graw-Hill Inc. New York, 1988, pp.279~302.
14. Roll, R. and S. Ross, 1980 “An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory,” Journal of Finance, 5, pp.1073-1103.
15. Yu, H. (2007), Tests of the Functional Form, the Wealth Effect, Currency Substitution, and Capital Mobility for Taiwan's Money Demand Function. Review of Pacific Basin Financial Markets & Policies, Vol. 10, Issue 3, pp.329-339.