

國立交通大學

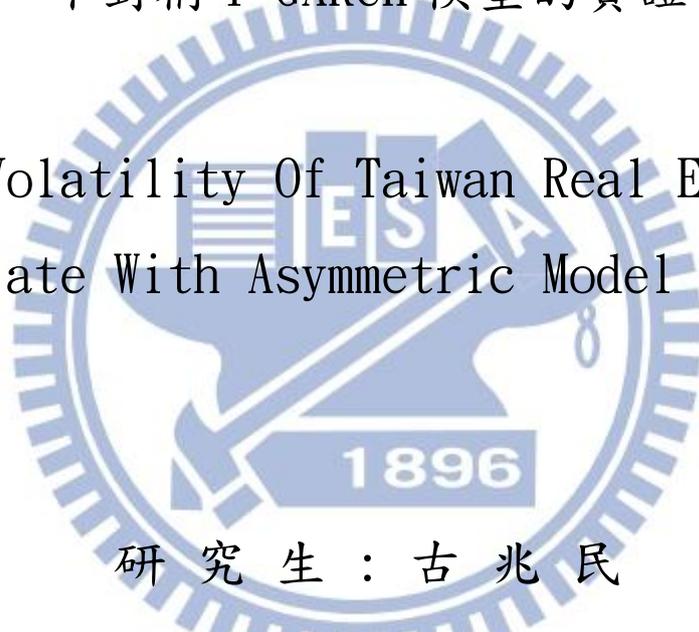
土木工程學系

碩士論文

台灣房地產波動性分析-

不對稱 T-GARCH 模型的實證

The Volatility Of Taiwan Real Estate-  
Associate With Asymmetric Model T-GARCH



研究生：古兆民

指導教授：黃玉霖 教授

中華民國一百零一年七月

台灣房地產波動性分析-  
不對稱 T-GARCH 模型的關聯

The Volatility Of Taiwan Real Estate-  
Associate With Asymmetric Model T-GARCH

研 究 生 : 古兆民

Student : Chao-Min Ku

指 導 教 授 : 黃玉霖

Advisor : Yu-Lin Huang



## 摘要

系統性的研究房地產市場已經行之有年了，多變數線性迴歸模型，特徵價格函數模型，時間序列模型等。以往多以探討影響房地產價格的因子並且計量化影響力的大小。而在房地產特性的研究方面卻是鮮少有人去討論之。經濟學上的蜘蛛網理論實證了時間序列所擁有的經濟含意，而且時間序列在捕捉波動性的能力也非常精準，所以本研究將使用時間序列模型探討台灣房地產所擁有的特性。以往的文獻已經實證過台北地區房地產市場有波動不對稱性的反槓桿效應。並且許多研究認為房地產市場由於擁有居住性的需求財和投資性的投資財兩種特性，每個城市在這兩種特性有不同的含量，造成配適的時間序列模型不同。所以本研究嘗試使用異質變異時間序列模型對台灣四個都會區進行建構模型。結果發現房地產市場模型有 ARMA-GARCH 和 ARMA-T-GARCH 模型等兩種模型。發現了高度成熟的房地產市場台北地區以 T-GARCH 模型配適度最高。由於台北有 T-GARCH 性質，本研究最後將使用 T-GARCH 模型在總體經濟因子上，如果總體經濟因子也擁有 T-GARCH 模型，也可以嘗試使用多變量 T-GARCH 模型計量出總體經濟因子對房地產波動性的影響力。總體經濟因子資料選取了 11 個因子，其中有 8 個因子也有配適度高的 T-GARCH 模型。最後本研究組合出了一組多變量 T-GARCH 模型，而對房地產有負面影響只有房地產自己本身，而消費者物價指數、薪資所得、台灣股價和房屋貸款餘額有正面的影響力。

**關鍵詞:**房地產特性、時間序列模型、波動性、不對稱性、T-GARCH

# Abstract

Systematic study of the real estate market has been decades, such as multivariable linear regression model, hedonic price theory and time series. They must concentrate study in the influence of real estate price by macroeconomic factor and calculate them for the past years. Characteristic of real estate have been talk seldom. We use cobweb theory by economics to prove that time series implied economic meaning, and time series excellent ability to capture the volatility. For the reason, this research tries to use time series to explore characteristic of real estate in Taiwan. They have proved anti-leverage effect in the asymmetric volatility of the Taipei real estate market by previous literature. Many reference thinks that real estate market has two properties, the nature of residential service of demand goods and the nature of investment of investment goods. Every city has different content of the two properties lets them has different suitable time series module. For the reason, this research tried to analysis four metropolitan area of Taiwan by Heteroskedasticity time series model. This research found out there have two suitable time series module, ARMA-GARCH and ARMA-T-GARCH. High maturity of real estate market Taipei suits complex module "T-GARCH". Then this research will use T-GARCH in macroeconomic factor. If it can be, we will use multivariable T-GARCH model to measure the influence of macroeconomic factor in Taipei real estate price. Eight of the eleven factors are suitable T-GARCH model. Finally, this research finds a multivariable T-GARCH model between house price indx and macroeconomic factor. There have negative influence by house price index itself and positive influence by CPI, salary, TWII and the balance of hosing loan.

Key Word: Characteristic of real estate, time series, volatility, asymmetric, T-GARCH.

## 謝誌

很高興能夠完成這一份論文，在這兩年的過程中經歷了許多困難和障礙，藉由了許多人的鼓勵和自己不放棄的決心，終於跨過了障礙而得以完成這份論文。回首這兩年的點點滴滴，將會是我人生道路上一個重要的指標。

這一份論文的開始和最後的順利結束，都要感謝指導教授 黃玉霖教授的指導和教誨。黃老師帶領我看見了自己土木工程領域外的世界，學習了許多關於經濟和財務金融方面的知識。雖然和其他的同學相比較，這一段學習的過程中是辛苦了許多，但是過往的努力，將會成就未來的我。扎實的基礎學科訓練，讓我在完成這份論文中，跨越了困難障礙。回首以前辛勤的修課，成就了現在的我，任何的努力，都已經呈現在這一份論文裡了。堅決走在這條道路上，並且沒有放棄，對我而言是很重要的決定。黃老師希望我們能夠在學術研究中培養出獨立研究能力。當遇到任何問題時，能夠獨立思考自我尋求解決的問題。每一次思考出一個答案之後，總是讓人高興並且充滿自信感受到學術研究的樂趣。雖然總是會有瑕疵，不過黃老師會適時的給予我們提點和建議，讓我們的論文能夠更加的完善。最後完成了這一份能夠讓自己滿意的研究。開始以及結束，都在黃老師的帶領之下。因此在此向黃老師獻上我由衷的敬意感謝。

還要感謝阿甘，康康，阿政，阿文，維莘，凱復，大餅，勝文以及許許多多相處多年的好朋友們。能夠在繁忙的時候還可以一起出遊散心，互相大吐苦水以及互相鼓勵。在我最困難的時候給予我許多的關懷和協助，因為有你們的陪伴，讓我的生活更加多彩多姿並且順利許多。

當然還要感謝研究室裡一起奮戰的同學們啦。一起討論課業，一起通過嚴峻的內審，還有一起嬉戲遊玩。能夠與你們一起度過在研究室裡的日子，真的很幸運！

最後感謝所有幫助和關心我的人，謹將此論文獻給你們。

古兆民 謹誌  
2011年7月

# 目錄

摘要.....	I
Abstract.....	II
謝誌.....	III
目錄.....	IV
表目錄.....	VI
圖目錄.....	VII
第一章 緒論.....	1
1-1 研究背景.....	1
1-2 研究動機與目的.....	2
1-3 研究架構與流程.....	4
第二章 文獻回顧.....	5
2-1 不動產經濟學相關文獻.....	5
2-2 波動性異質變異文獻回顧.....	7
2-3 影響房價的總體經濟因子相關文獻.....	10
第三章 模型研究方法.....	12
3-1 時間序列研究方法.....	12
3-1-1 自我迴歸模型(autoregressive model).....	12
3-1-2 Box-Jenkins---ARMA 模型.....	13
3-1-3 落後期數的判別.....	14
3-2 時間序列所隱含的問題.....	17
3-2-1 結構轉變.....	17
3-2-2 多變數隱含的自我相關.....	18
3-2-3 自我相關條件異質變異-非定態.....	19
3-3 ARCH/GARCH/T-GARCH 模型.....	20
3-4 多變量 GARCH.....	23
3-5 模型檢定.....	27

第四章 使用時間序列模型探討房地產特性.....	29
4-1 資料整理 .....	30
4-2 模型建立 .....	30
4-3 結果討論與分析 .....	42
第五章 多變量時間序列模型的建構與分析.....	46
5-1 資料來源與整理 .....	46
5-2 多變量 T-GARCH 模型建立 .....	51
5-2-1 檢定個別的 ARMA 模型 .....	52
5-2-2 檢定個別的 T-GARCH(p, q, r)模型.....	70
5-2-3 估計多變量 T-GARCH.....	87
5-3 結果分析與討論 .....	95
第六章 結論與未來展望.....	96
參考文獻.....	97
Reference.....	98



## 表目錄

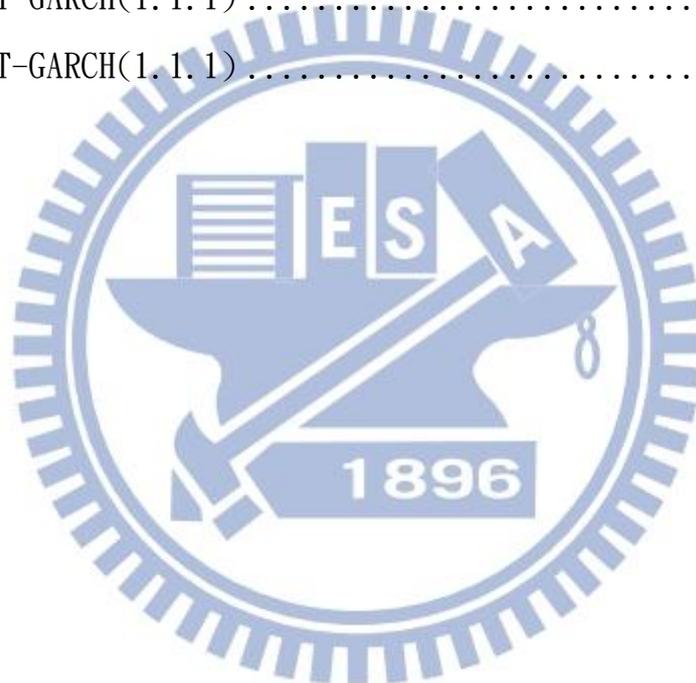
表 2-1 房地產景氣綜合指標-台灣房地產景氣動向季報(99 年第 3 季)	11
表 4-1 房地產指數資料.....	30
表 4-2 各都會區房地產模型總整理.....	42
表 4-3 各都會區房地產模型總整理(顯著值).....	42
表 4-4 一般對房地產市場發展程度的認知.....	44
表 5-1 總體經濟變數總整理表.....	50
表 5-2 總體經濟因子均數方程式模型檢定(一).....	67
表 5-3 總體經濟因子均數方程式模型檢定(二).....	68
表 5-4 總體經濟因子 TGARCH 模型檢定量(一).....	84
表 5-5 總體經濟因子 TGARCH 模型檢定量(二).....	85
表 5-6 多變量 T-GARCH 模型-生產面.....	88
表 5-7 多變量 T-GARCH 模型-投資面(一).....	89
表 5-8 多變量 T-GARCH 模型-投資面(二).....	89
表 5-9 多變量 T-GARCH 模型-交易面.....	91
表 5-10 多變量 T-GARCH 模型-景氣領先面.....	92
表 5-11 多變量 T-GARCH 模型-總體經濟面.....	93
表 5-12 總體經濟因子模型影響力.....	94

## 圖目錄

圖 1-1 研究架構與流程.....	4
圖 3-1 AR(1) $y_t=0.2+0.95y_{t-1}+\varepsilon_t$ .....	14
圖 3-3 AR(2) $y_t=0.01+0.33y_{t-1}+0.25y_{t-2}+\varepsilon_t$ 圖 3-4 AR(2) $y_t=0.01+0.4y_{t-1}-0.21y_{t-2}+\varepsilon_t$ .....	15
圖 3-5 MA(1) $y_t=\varepsilon_t+0.75\varepsilon_{t-1}$ 圖 3-6MA(2) $y_t=\varepsilon_t+0.32\varepsilon_{t-1}-0.44\varepsilon_{t-2}$ .....	15
圖 3-7AR(2).....	16
圖 4-2 台北地區指數(HIR)報酬率.....	32
圖 4-3 HIR Q-test.....	33
圖 4-4 HIR 均數方程式.....	33
圖 4-5 HIR Q-test.....	33
圖 4-6 HIR T-GARCH(1.3.1)模型.....	34
圖 4-7 HIR $Q^2$ -test 和 ARCH-LM test.....	34
圖 4-8 桃竹地區房地產(TH)指數報酬率.....	35
圖 4-9 TH Q-test.....	36
圖 4-10 台中地區(TC)房地產報酬率.....	37
圖 4-11 TC Q-test.....	38
圖 4-12 TC ARMA[(1.2), 3]均數方程式.....	38
圖 4-13 TC Q-test.....	38
圖 4-14 TC GARCH(1.1)模型.....	39
圖 4-15 TC $Q^2$ -test 和 ARCH-LM test.....	39
圖 4-16 南部都會區(KS)房地產指數報酬率.....	40
圖 4-17 KS Q-test.....	41
圖 4-18 房地產特性百分比.....	44
圖 5-1 多變量 T-GARCH 模型建立.....	51
圖 5-2 信義房屋月指數報酬率.....	53

圖 5-3 HIR-ARMA[(2, 6), (1, 2)]	53
圖 5-4 台灣加權指數報酬率	54
圖 5-5 TW ARMA[(1, 2), 1]	54
圖 5-6 營建類指數報酬率	55
圖 5-7 TC ARMA[1, (1, 3)]	55
圖 5-8 消費者物價指數變動率	56
圖 5-9 CPI Q-test(無時間序列現象)	56
圖 5-10 貨幣供給量變動率	57
圖 5-11M2 ARMA[(1, 10, 12), (10, 12)]	57
圖 5-12 人口成長變動率	58
圖 5-13 PR ARMA[(1, 2, 12), (1, 2, 12)]	58
圖 5-14 台灣地區失業率	59
圖 5-15UE ARMA[(1, 2), (12, 24, 25)]	59
圖 5-16 薪資所得成長率	60
圖 5-17 IN ARMA[(1, 11), (12, 24, 36)]	60
圖 5-18 建築貸款餘額變動率	61
圖 5-19 DB ARMA[(1, 4), (2, 4)]	61
圖 5-20 購屋貸款利率變動率	62
圖 5-21 INT ARMA[(1), (1, 2)]	62
圖 5-22 總樓地板面積增加變動率	63
圖 5-23 FA ARMA[(1, 2), (12)]	63
圖 5-24 建築物所有權買賣轉移戶數變動率	64
圖 5-25 HN ARMA[(1, 2), (12)]	64
圖 5-26 土地增值稅變動率	65
圖 5-27 LI ARMA[(12), (1, 12)]	65
圖 5-28 HIR T-GARCH(1.3.1)	71
圖 5-29 TW T-GARCH(1.1.1)	72

圖 5-30 TC T-GARCH(3.0.0) .....	73
圖 5-31 M2 T-GARCH(1.1.1) .....	74
圖 5-32 PR T-GARCH(1.1.1) .....	75
圖 5-34 UE T-GARCH(2.2.1) .....	76
圖 5-35 IN T-GARCH(2.1.1) .....	77
圖 5-36 DB T-GARCH(2.2.0) .....	78
圖 5-37 INT T-GARCH(2.1.1) .....	79
圖 5-38 FA T-GARCH(2.0.0) .....	80
圖 5-39 HN T-GARCH(1.1.1) .....	81
圖 5-40 LI T-GARCH(1.1.1) .....	82



# 第一章 緒論

## 1-1 研究背景

台灣的不動產市場從六十年代開始，經歷了許多次的房地產價格大幅的波動，從長期的趨勢來看，房地產價格持續的往上看漲，在一般的眼裡似乎是很天經地義的一件事。不過到了八十年代，台灣地區的經濟景氣已經由成長期進入了成熟期，不再是人人投資必有暴利的年代。所以人們開始投入大量地精神來加以研究。從早期營造業的房地產經濟面的成本分析，到現在人們開始使用總體經濟上的影響或者是個體特徵以及環境的差別，去分析房地產的價值，儼然已經成為一門深奧的不動產經濟學理論。房地產本為人們生活的必需品，但是在這個大環境的年代，房地產的範圍已經慢慢從營建領域進入到了金融市場的領域。成為了投資客的一種標的。基於房地產仍然是人們的必需品，它的價格合理與否勢必須密切的研究觀察。

影響房地產的變數包羅萬象，舉凡任何政治，軍事，經濟，金融，文化，建設等，從營造業領域到金融投資業領域，都要深入的研究，才可以使房地產正確而且合理化。

在 2008 年全球發生了金融大海嘯，其中最大的原因就非美國二次房貸莫屬了。在每個人都矛頭指向二次房貸的時候，是否應該去思考到底是甚麼原因才可以把這個問題如雪球般的滾大。首先在 2007 年美國聯準會調大幅調降了利率，使人們買屋購屋的成本變小了，購屋率的增加，讓銀行沒有制度的貸款。而其中的衍生性金融商品次級房貸更是不斷的增加，最後導致了市場泡沫破裂。銀行也如骨牌效應般的倒閉，甚至歷史悠久的大銀行雷曼兄弟也支撐不了而倒閉了。最後整體的連動性使全球的經濟都大受打擊。由如此的血淋淋的例子，可以知道房地產在現今社會的重要性和影響之深遠。

2000 年以來，台灣房地產經歷了 SARS，金融大海嘯，開放陸資來台的 ECFA，還有增加了奢侈稅等等。房地產景氣循環也是難以捉摸的。不過大台北地區在近年來房地產的價格屢屢創新高，而人們的所得成長卻無法跟上房價，就供需法則來論，人們無法負擔得起高房價，那在需求減少的情況之下，房價應該要出現下跌的情況。但是事情卻與理論相違背，在這之中背後的原因，值得我們去探討。

2011年國泰第二季房地產指標新聞稿指出：北部都會區因為奢侈稅衝擊，形成價量嚴重背離結構。在四、五月份奢侈稅實行前偏向保守觀望，推案和銷量整體有明顯的萎縮。等到六月正式執行，卻受到陸客自由行的預期心理，和輿論對奢侈稅的影響，結果市場上以高價位豪宅為主的推案模式，雖然交易量大幅的萎縮之下，但是成交價卻持續的創新高。

## 1-2 研究動機與目的

### 研究動機

波動性(Volatility)長久以來是財務經濟的重要課題，過去習慣以波動性的幅度來觀測資產的報酬的風險度。風險影響了購買者的意願。由於各國在過去幾年來房地產市場都經歷了大波動性的震盪，在1970年代開始，學者們紛紛提出了有關於房地產價格與時間序列的關係。如Hendry(1984)使用時間序列研究英國房價的關連，Malpezzi(1999)也對房價進行模型的檢測等等。

在台灣方面，因為受到國際對亞洲市場以及陸資來台等因素，尤其是大都會市的台北地區，房屋價格屢屢創新高，政府祭出的政策也無法阻止房價的成長趨勢。而在台灣房地產對時間序列關係研究方面，早期也有張金鵠與林秋瑾(1997)建立了台灣房地產景氣系統，陳明吉與蔡怡純(2003)對房地產結構的檢驗等研究。

在這眾多的研究結果，都說明了房地產在時間序列方面都無法拒絕著波動性異質變異的現象。在近幾年來異質變異的分析才開始成長了起來。ARIMA，ARCH以及往後的GARCH模型大家族，不斷的進化改變。以往我們會把波動性的誤差以平方項後加總，來代表此資產的波動性大小。因此正的波動和負的波動將沒有分別。可是在陳明吉與蔡怡純(2008)探討了台北地區不動產價格波動性不對稱的研究面。其中又說到這種現象是因為房地產擁有抗跌性，但是在以往的文獻之中卻很少提及到。在金融性衍生性商品常常提及到槓桿效果，他的意思是當前一期的出現負面消息或有負向報酬的時候，會造成比正向消息和正向報酬還要大的波動改變，這種正負之間不平等的效應，就是所謂的槓桿效果。而在模型方面，T-GARCH能夠成功的解釋此現象，在實作的過程當中，也相當有顯著的結果。

不動產商品兼具了消費財和投資財的特性，在消費者的立場，會衡量不動產的環境設施，地段良好，交通便利和財產所得等因素去評量是否購買此商品。而在投資者的面前，他們看到的是總體經濟面的商機，例如國民所得提升和貸款利率下降會增加購買的能力，通貨膨脹和失業率的上升會造成購買力的下降，或者是政府政策的介入等等。還有可能一些人們眼中看不到的因子在影響整個市場。總體來說，總體經濟很深遠的影響著房地產價格的波動，所以總體經濟因子會是本研究注意的重點，並且期望找出與以往不同的結果。

## 研究目的

- A. 檢驗台北房地產價格在不連續型時間序列模型之下是否擁有自我相關異質變異和波動不對稱的性質，建立正確配適度高的時間序列模型。
- B. 建構適當的時間序列模型，比較台北地區和其他台灣都會地區的差異性。以確立房地產的所擁有的特性。
- C. 大量選取總體經濟變數，如同房地產價格檢驗各自是否擁有自我相關異質變異和波動不對稱的性質，並且建立正確配適度高的多變量時間序列模型。
- D. 研究資料橫跨了 2000~2011 年間單月的資料，希望可以從房地產的四個面向，生產面，投資面，交易面，景氣領先面找出影響力最為深重的總體經濟因子。
- E. 最後由過往文獻和測試建構高配適度台北房地產的多變量總體經濟因子時間序列模型。

### 1-3 研究架構與流程

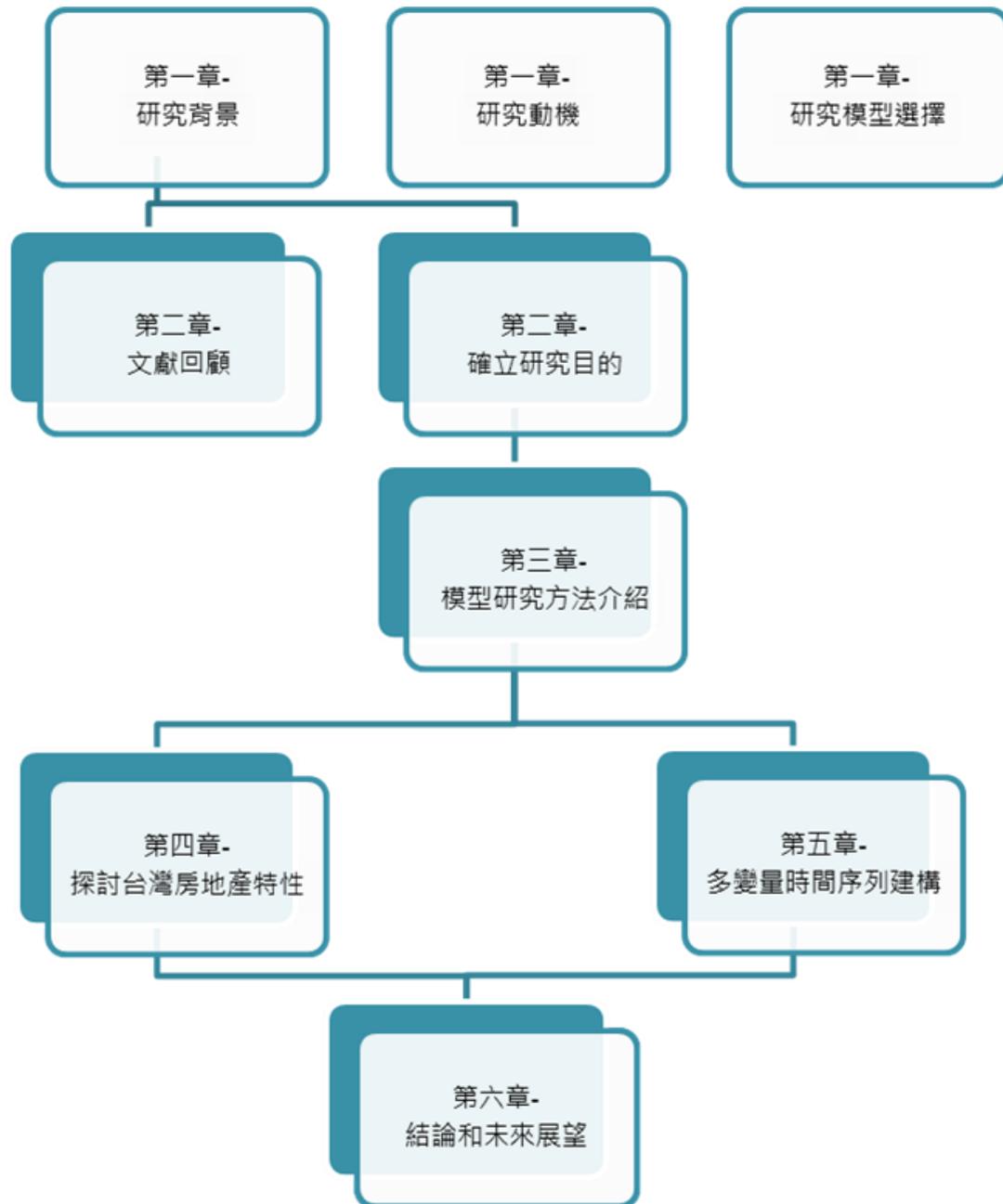


圖 1-1 研究架構與流程

## 第二章 文獻回顧

### 2-1 不動產經濟學相關文獻

John(1998), 美國柏克萊教授暨美國不動產與都市經濟協會主席在亞洲房地產協會年會的專題演講說道:有關房地產價格與一般經濟現象結合的研究已經有很長的歷史。它起始於一連串表列示對建築及價格成長的研究,同時伴隨著一連串對整體經濟活動的研究。不過現在趨向於使用系統化的模型進行有關房地產價格預測研究。

在這次的演講當中,它的問題在於經濟基礎真的足以解釋房地產價格嗎?主席帶給我們那些年許多學者的研究,像是 Mankiw and weil(1989)以人口為基礎,預測美國房地產的真實價格。Dipasquale and Wheaton (1994)收集了涵蓋全國性價格趨勢的詳細經濟基礎分析。以及 John and Christian(1997)收集了美國 41 區都會區詳細經濟情況的數字資料,包含了人口,就業,所得,新建數量,核准數量,空屋率和貸款情形。這是第一次有系統地對整個美國主要住宅市場價格決定因素所做的實證研究。

主席所帶來的研究,使用的是多變數線性迴歸,並且在變數之間的選取,找出了數十組多變數迴歸方程式做比較。而變數方面也經由了百分比變動量或是 log 處理,而且已經有了落後期數的觀念。在結論,他相信這一開始所提到的問題:經濟基礎真的足以解釋房地產價格嗎?已經成功的說服了在場的各位學者。不過這只是房地產評價一切的開端,其中還是有許許多多的問題存在,而這正是主席所帶來讓學者們必須去思考的問題,而後就如我們現在所看到的各式各樣的房地產評價模型不斷的出現。

除了線性迴歸法之外,歷史也已經存在 AR(autoregressive)的概念,直到 Box-Jenkins(1976)---ARMA 模型的出現,完整了時間序列模型。除了多變數之外,在方程式中也加入了落後期數的概念,和波動度的影響(殘差必須符合白噪音的觀念)。因此在歷史上開始出現了許多使用 ARMA 模型建立房地產評價模型。McCue and King(1994)利用 ARIMA 模型研究房地產評價和總體經濟之間的關聯。Barras(1994)利用共整合模型測試房地產與總體經濟的影響。在亞洲方面,謝文勝(2001)採用共積、因果關係、及誤差修正 VAR 模型等方法,探討我國獨樹一幟的土地增稅,與住宅價格間的關係。黃浩(2003)使用 ARIMA 找出利率、通貨膨脹、薪資對房價擁有較大的影響力。洪淑娟(2008)使用因果檢定和共整合模型,找到股價、薪資所得、消費者物價指數、M2、儲蓄率等變數。

雖然和本研究較無相關性，不過在房地產評價模型，在台灣比較常用的是特徵價格函數模型。與上面所提及的不同的地方，在於變數的選取從總體經濟層面改為個體房地產的特徵價值。在早期張金鶚與范垂爐(1993)就以太平洋房屋公司所提供的 77~79 年真實交易價格資料，以多變量的方式探討特徵價格理論在台灣的適用性。而同年許坤榮(1993)也提出了四個房地產的主要特徵(一)耐久性(Durability)(二)空間的僵固性和住宅的異質性(三)在消費者預算和總體經濟中的相對重要性(四)特殊財和外部性。



## 2-2 波動性異質變異文獻回顧

在經濟財務界波動性(Volatility)一直是研究的熱門對象，它們認為資產擁有高的波動性存在著高的風險，但是也伴隨著高額的報酬。而比較平穩的波動性資產，隨之帶來的風險就低了許多了。如果我們能夠捕捉波動性(Volatility)的趨勢，人們就不需要承受非必要的風險。在早期方面，金融商品的評價認為波動性是符合常態分配以及同質變異數的情況。期貨與選擇權的蒙地卡羅法，歷史回溯，二元素法等等。還有上面所提到的 ARMA 與特徵價格函數法。但是在最近的研究開始發現波動性異質變異的現象，這將會影響到評價出來的結果。

Engle(1982)建立了自我迴歸相關條件異質變異數的模型，即所謂的 ARCH(autoregressive conditional heteroscedasticity)模型。他改變了以往同質變異數的情形，在變異數的方程式中加入了動態影響的時間序列模型。前一期的殘差平方項將會造成當期的變異數的影響。在經濟意義上可以解釋成前一期的波動性的大小，將會影響投資人對於當期投資心理的改變，前一期的經濟熱潮可能會使熱潮蔓延到這一期的投資。當然在很多的經濟變數上面，影響並不是如此直接的。有可能在第 5 期第 6 期或者是更之後的期數才會造成影響，這就必須去實證研究才可以發現了。

ARMA 模型包含了自我迴歸延遲和移動平均的概念，是否可以依樣畫葫蘆帶入波動性異質變異的模型之中呢?答案是肯定的。Engle 的學生，

Bollerslev(1986)認為除了前期殘差的影響之外，前期的條件變異數也會影響到當期條件變異數的改變，因此 Bollerslev 把自我迴歸模型(autoregressive)代入了 ARCH 模型之中，演變成現在泛用的自我迴歸條件變異數模型 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroscedasticity)模型。

在不動產市場方面，因為他擁有了許多特性，所以波動性一直都很劇烈，所以研究不動產市場的波動性是十分迫切的。由其是在條件變異數異質變異方面，也開始許許多多的研究。

Meen(1990)使用時間序列研究英國的房價。他認為房地產價格在地區與地區之間的差異性非常大。在他的研究裡面，他使用了地區性的經濟特性建立模型，進而整合英國房地產的價格。三個重點在於(一)是否為同質變異(二)地區是否獨立(三)在英國各地區的經濟相關程度。最後他的結果同意了他的假設。在長跨期數時間序列模型，是擁有同質變異並且經濟特

性在各地方面影響的能力都有相似的效果。

Dolde and Tirtiroglu(1997)，使用了 GARCH 模型分析了美國舊金山房價的模型。除此之外，還加了 GARCH-M 模型的概念。它們認為高的風險要伴隨著高的報酬，投資者才有可能繼續持有資產，所以它們把報酬率加入了 GARCH 模型之間。他們的研究結果發現，在短落後期數，會有負的相關報酬，與一般金融商品的槓桿效應相反。並且證實了 moving average 會反轉波動性。

Norman and Peng(2006) 探討美國大都會房價的波動性。它們使用了 GARCH 模型和 VAR 模型檢測房價波動性和總體經濟間的關聯。資料為 1990 到 2002 年之間 277 個季資料的單位。結果發現有 17% 的美國大都會有條件變數異質變異的現象。家戶(house appreciation)增加率和 GMP 增加率有重要的影響。個人薪資增加率也算有影響，但是沒這麼明顯。

在台灣方面的研究有

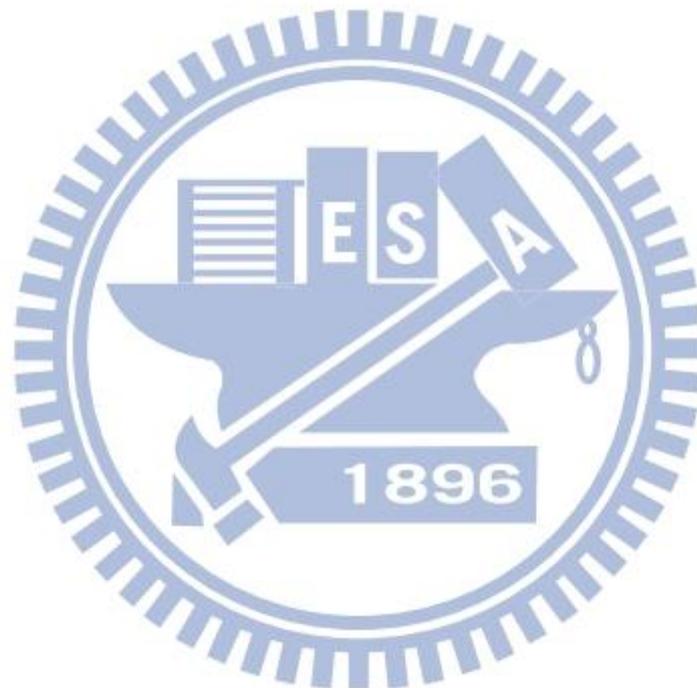
黃瓊瑩(2003)主要以市場風險為主，以 1975~2003 年售屋平均房價資料為時間主軸，並以台北為研究標的，運用了樣本變異數法，指數加權移動平均法，GARCH 模型，歷史模擬，蒙地卡羅法等等，試圖去計算風險值，希望以購屋者的角度建立一套不動產投資風險因子模型。

蔡怡純和陳明吉(2007)完善解釋了不動產波動性動態理論-蜘蛛網模型，並且進一步的使用 ARCH，GARCH 和 SWARCH 估計不動產市場的波動異質變異。所謂的蜘蛛網模型是從靜態的市場供需模型，供給和需求的靜態平衡，演變成供需有時間落差的動態模型，更能補捉不動產價格的調整及不動產價格序列的波動性。因為模型行徑的時間序列方向如同蜘蛛網一般，因此而以此命名。有了蜘蛛網模型，看到了動態時間序列的演變。以此為基準，進一步的研究異質變異的時間序列模型。使用 ARCH 模型以及 GARCH 模型估計出來的係數非常顯著，說明了異質變異的情形。而使用了 SWARCH 模型所估計出來的係數比前者更是顯著許多，證明了波動性存在著結構轉變的現象，並且由 SWARCH 實證出低波動性為常態。

蔡怡純和陳明吉(2008)接續了 2007 年的研究，試圖證明台北地區房價波動性的不對稱性。不動產與財務金融商品比較之下，他擁有了後者所沒有的特性:抗跌性。他們希望從研究中證明不動產價格波動性向下的不對稱性，藉以證明不動產的”抗跌性”。使用的資料為台北地區 1973~2005 年房價資料，選取適當的均數方程式。而且使用 T-GARCH 模型-衡量波動

性存在槓桿效果的模型。最後他們得到的結果是不動產市場存在的反槓桿效果，就是說如果上一期出現了一個壞消息，當期的報酬波動性有減小的情況，證明了台北房地產擁有波動不對稱性的抗跌效果。

張曉慈(2010)使用了 GARCH 和 GARCH-M 模型探討了商用和住宅不動產市場的報酬波動性的特性和差異，最後選取模型與總體經濟的落後期數。本研究結果發現總體經濟因子對房價波動性的影響都有不同顯著效果而且是存在著時間上的落差。



## 2-3 影響房價的總體經濟因子相關文獻

影響房地產的總體經濟因素非常多元，有經濟層面的、社會環境層面的、政治力的影響還有房地產本身特徵等等。總包括的因素數十種，在本研究希望能夠多收集不同的變數，加以檢測出最符合的模型。

McCue and King(1994)利用 ARIMA 模型研究房地產評價和總體經濟之間的關聯。發現 CPI、名目利率、GDP 和民間投資等因素影響顯著。

Norman and Peng(2006)使用 GARCH 和 VAR 模型探討美國大都會房價的波動性。他們認為家戶數增加率和 GMP 增加率有顯著的影響。個人薪資則有小幅度的影響。

John(1998)收集了人口、就業、所得、新建數量、核准數量、空屋率和貸款情形。並且把全美國分成 41 個城市進行分析，建立了許多房價迴歸模型。

Jim, Norman and Peng(2008)完整檢定 1990~2002 年間 price volume 和房地產價格的關聯和共變程度。

在亞洲方面，也有許多的利用 ARIMA，VAR，共整合模型，grenger 因果檢定，迴歸分析等方法研究出很多變數，在這裡就不一一介紹了。

### 房地產景氣指標系統

內政部建築研究所委託中華民國住宅學會研究的報導，台灣房地產景氣動向季報，指出了每年度各季的房地產景氣指標，房地產廠商對市場景氣的想法，還有對房地產未來的展望。由很多不同面向討論房地產景氣。其中的指標也是本研究選取變數的標的，甚至希望能有進一步的探討。

表 2-1 房地產景氣綜合指標-台灣房地產景氣動向季報(99 年第 3 季)

房地產景氣綜合指標	包含變數	解釋說明
1. 領先綜合指標	國內生產毛額貨幣供給額、營建股股價指數、建築貸款餘額變動量、消費者物價指數	和同時綜合指標可以解釋當期的房地產景氣
2. 同時綜合指標	素地交易量指數、基準放款利率、建造執照面積、新推個案標準單價、新承做購屋貸款金額、住宅使用率	
3. 投資綜合指標	國內生產毛額、貨幣供給額、素地交易量指數、基準放款利率、營建股股價指數	投資者方預期的景氣指標
4. 生產綜合指標	由建築貸款餘額變動量、建造執照面積、使用執照面積、營造業員工平均薪資	廠商預期的景氣指標
5. 交易綜合指標	消費者物價指數、新推個案標準單價、建物買賣移轉登記棟數、土地增值稅額、新承做購屋貸款金額	房地產新成立及轉移的指標
6. 使用綜合指標	住宅使用率、房屋租金價格指數、家戶數年增率	住戶使用指標

## 第三章 模型研究方法

### 3-1 時間序列研究方法

#### 3-1-1 自我迴歸模型 (autoregressive model)

說起時間序列模型，可以從自我迴歸模型開始說起。AR(1)為最基本的模型。它的意思是某一個變數上一期的結果會與當期的結果有關。基本的式子為

$$y_t = a_1 y_{t-1} \text{ 不含常數項}$$
$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} \text{ 包含常數項}$$

由第一條式子得知，當期的值會由 $a_1 y_{t-1}$ 所決定。依此類推，我們也可以得知 $y_{t-1}$ 的值會由 $a_1 y_{t-2}$ 得到。不斷的反覆此類疊代，最後會得到的結果為：

$$y_t = a_1^t y_0 \text{ 不含常數項}$$
$$y_t = a_0 \left( \frac{1-a_1^t}{1-a_1} \right) + a_1^t y_0 \text{ 包含常數項}$$

所以我們只要知道一段數列的起始值和 $a_0$ 以及 $a_1$ ，就可以輕鬆的算出任何一期 $y$ 變數的值。

當然在很多時候，我們都會疑惑時間序列的計量方法。像是在統計學裡我們會去計算身高和體重的最小平方法。而在房地產上面，我們會用總體經濟學上的變數或者是個體上的差異變數來計算房地產的價格波動，ex: 特徵價格函數法。雖然在方法論上差異是很大的，但是我們不能忽略各自方法所隱含的假設。而時間序列方法讓我們由繁入簡的工具，我們將只討論一個變數的問題，只要能夠成功的找出配適度高的模型，我們也可以將稱之為一個好的模型。而其中在經濟學中供需市場的「蜘蛛理論」，更是能夠讓我們明白時間序列當中的奧妙之處。

其次我們注意到 $a_1$ 常數項的意義，它代表著上一期或上上一期或更後面的期數影響的程度以及深度。如果常數項的值很小，那會在前面幾期的疊代而很快地趨近於零。反之影響會有很長遠的效果。在這邊我們發現了如果估計出來的結果 $|a_1| \geq 1$ ，此數列會無窮的發散，那麼將會沒有任何的意義存在。所以時間序列模型必要條件為  $|a_1| < 1$ 。

### 3-1-2 Box-Jenkins---ARMA 模型

Box-Jenkins(1976)發展出的 ARMA(autoregressive moving average) 模型，即所謂的均數方程式，AR 模型在前一章節已經加以描述，不過在這裡我們還要多加一個誤差的觀念，在後面將會提到。MA(移動平均)及表達出前一期的誤差值可以估計出當其誤差值，即所謂的「誤差修正」的觀念。當然 MA 也有它本身所含有的經濟意義，前面所提及的經濟學供需理論的「蜘蛛理論」也可以解釋它所含有的經濟意義，在這裡就不多加以描述。

#### (一) 白噪音(white noise)

在寫出 ARMA 模型的式子之前，我們必須提及這個重要的假設。在估計式中我們都會加入此「隨機變數」。它所含有的三個定義(a)期望值為 0(b)變異數為一定值(c)自我共變異數也為 0。它的統計式為

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t) &= 0 \text{ for all } t \\ \text{var}(\varepsilon_t) &= \sigma^2 \text{ for all } t \\ \text{cov}(\varepsilon_j, \varepsilon_k) &= 0 \text{ for all } j, k \end{aligned}$$

白噪音在統計學或時間序列上，都是不可忽略的因子，在後面的 garch 的模型檢定更是扮演了很重要的腳色。接下來可以寫出 ARMA 的迴歸方程式了。

#### (二) AR(p)

$$\begin{aligned} y_t &= a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \varepsilon_t \\ y_t &= a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \varepsilon_t \cdots \cdots \text{AR}(2) \\ y_t &= a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + a_3 y_{t-3} + \varepsilon_t \cdots \cdots \text{AR}(3) \\ &\vdots \end{aligned}$$

$a_0$  為常數的截距項， $p$  為落後的期數(lag)， $a_i$  為各落後期數的係數， $\varepsilon_t$  即為殘差項。

#### (三) MA(q)

$$\begin{aligned} y_t &= a_0 + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^q b_i \varepsilon_{t-i} \\ y_t &= a_0 + \varepsilon_t + b_1 \varepsilon_{t-1} \cdots \cdots \text{MA}(1) \end{aligned}$$

$$y_t = a_0 + \varepsilon_t + b_1 \varepsilon_{t-1} + b_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \text{MA}(2)$$

$$\vdots$$

$a_0$  為常數的截距項， $q$  為落後的期數(lag)， $b_i$  為各落後期數的係數， $\varepsilon_t$  即為第  $t$  期的殘差項。

(四) ARMA(p, q)

ARMA 模型是由兩種 DGP(Data generating process)AR 和 MA 所組合而成的。

ARMA 講的就是現在變數資料和過去的資料一種統計的關係。它的方程式為

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

$p$  為 AR 項的落後期數， $q$  為 MA 項的落後期數。可以使用上述的原則產生任意的 ARMA 模型。透過 ARMA 的分析我們可以知道資料它的自我相關程度和誤差修正的情況。

### 3-1-3 落後期數的判別

了解了 ARMA 模型之後，另一件重要的事情就是我們要如何判別資料延遲的期數(決定  $p$   $q$  的大小)。很慶幸的是時間序列的發展已經讓我可以有簡單的根據判斷落後期數。當時間序列有 AR 和 MA 性質的時候，其自我相關係數(autocorrelation function ACF)和偏自我相關係數(partial autocorrelation function PACF)會有重要的性質讓我們去判斷變數的 ARMA 模型。

(一) AR 的 ACF, PACF

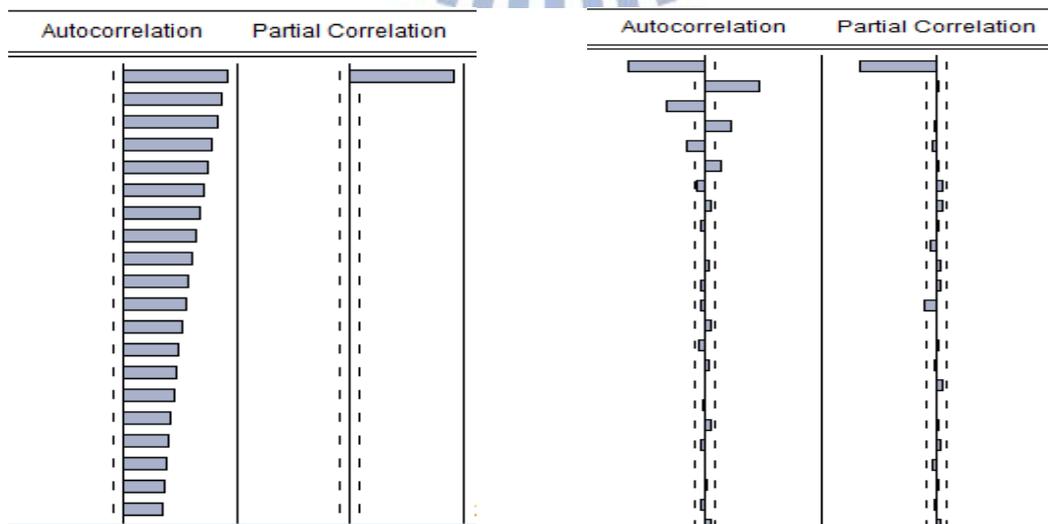


圖 3-1 AR(1)  $y_t = 0.2 + 0.95y_{t-1} + \varepsilon_t$  圖 3-2 AR(1)  $y_t = 0.01 - 0.71y_{t-1} + \varepsilon_t$

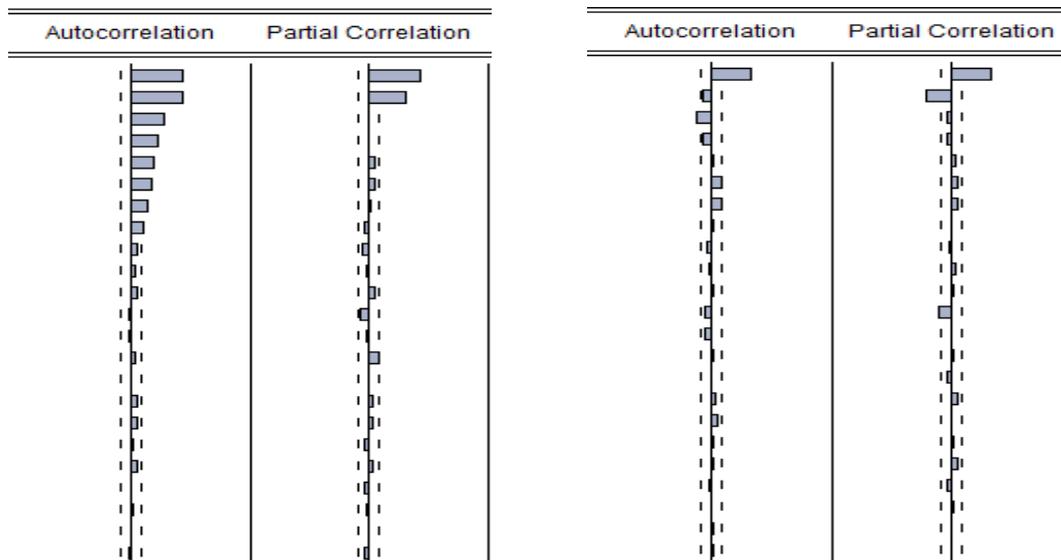


圖 3-3 AR(2)  $y_t=0.01+0.33y_{t-1}+0.25y_{t-2}+\varepsilon_t$     圖 3-4 AR(2)  $y_t=0.01+0.4y_{t-1}-0.21y_{t-2}+\varepsilon_t$

(二) MA 的 ACF, PACF

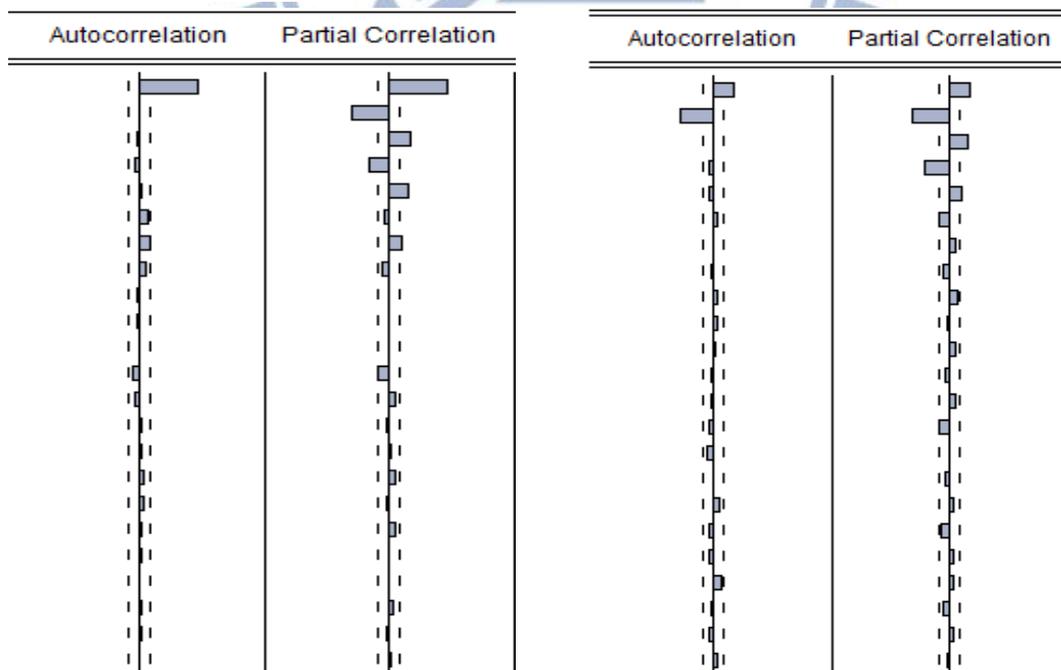


圖 3-5 MA(1)  $y_t=\varepsilon_t+0.75\varepsilon_{t-1}$

圖 3-6 MA(2)  $y_t=\varepsilon_t+0.32\varepsilon_{t-1}-0.44\varepsilon_{t-2}$

### (三) ARMA

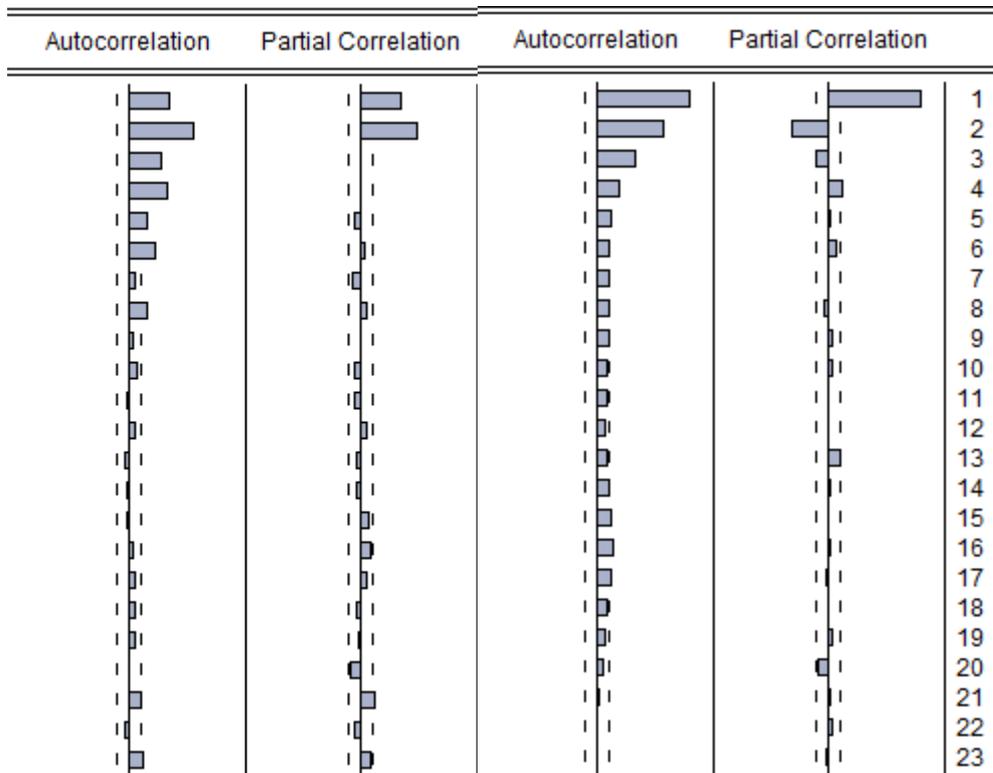


圖 3-7AR(2)，圖 3-8ARMA(1,2)-----取自時間序列分析-楊亦農 著

從圖 3-1~3-4 的 AR 自我相關係數我們不難發現，當一個變數含有 AR(1) 性質的時候，所繪出來的偏自我相關係數在第一期就異常的顯著。而 AR(2) 在第一期和第二期的偏自我相關係數異常顯著。而自我相關係數是有規律性的逐漸遞減，係數出現負值的時候會來回震盪，但是持續有遞減的現象。從圖 3-5~3-6 得知，含有 MA 性質的變數所出現的結果剛剛好和 AR 相反，MA(1) 的自我相關係數在第一期時異常的顯著。MA(2) 也有相同的性質。

雖然藉由自我相關係數和偏自我相關係數我們可以很快的判斷出模型的型態，但是在真實的世界裡，並沒有如此的單純，ARMA 相互混和著，落後的期數也有可能大不相同。由圖 3-7~3-8 來比較，都會判斷出兩種 DGP 都是 AR(2)，但是事實上卻非如此，圖 3-8 的真實 DGP 是 ARMA(1,2)。這種失真可能會讓模型偏離真實。因此在後面的章節還有介紹各式各樣的時間序列檢定法，像是 ACI，SBC，Q 檢定法，JB 統計量，還有應用在異質變異檢定的 ARCH-LM，Q 平方檢定法等等。

不過在做模型檢測的時候，直接用自我先關係數和偏自我相關係數觀察，是最直接而且便利的工具，所以在任何檢定之前，都是需要使用到的。

## 3-2 時間序列所隱含的問題

### 3-2-1 結構轉變

在以往的時間序列模型，常常都會橫跨非常大的一個時段。如果是在短時間之內，時間序列模型可以擁有很好的配適度。但是在很長的一段時間裡，某一天發生了很巨大的改變，將會改變整個模型的架構。如果忽略了這個點，那估計出來的模型也將不堪使用。

就拿房地產的例子而言，我們會使用總體經上的因子，也會用單體特徵性質去評估它所含有的價值。當人們的經濟能力提高，房地產的價值也會提高。就時間序列的觀點來看，前一期的經濟因子有正的發展，所以影響了這一期的房價。這些因子都是可以由過往的資料來分析得到。在合理的誤差範圍內，都是可以接受的。但是如果發生了嚴重的改變，像是兩岸關係緊張，金融風暴，嚴重的自然災害等，所造成的巨大負向的改變，房價的改變將會遠遠超出可以預期的漲跌。與過往的誤差是完全無法比擬的，超出了常態的分配。

這個時候我們就必須考慮到模型是否有結構轉變，以免發生模型的錯誤或是預測不準確的困境。還好在過去的統計理論方面，已經有很多人發展出結構轉變的概念和模型。只要各個因子和最終模型有做結構轉變的檢定，相信不會有很大的問題。

結構轉變的基本模型。

$$D_t = \begin{cases} = 0 & \text{if } t < t_i \\ = 1 & \text{if } t \geq t_i \end{cases}$$
$$y_t = a_0 + a_0' D_t + a_1 y_{t-1} + a_1' D_t y_{t-1}$$

結構轉變的檢定，會用 F\_Chow 檢定，門檻式檢定等。

F\_Chow 基本模型

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

### 3-2-2 多變數隱含的自我相關

典型的相關統計分析，主要是研究兩組變數間的關係。研究會設定一個應變數以及自變數，將兩種變數進行直線的組合。在更進階的分析，會設立一個應變數和多個自變數，計算出各自的係數。此種線性迴歸式隱含著我們已經假定的認知，也就是給了為原因變數的位置，也給了我們認為是結果變數的地位。此種「內生變數」和「外生變數」的地位，就房地產來說，卻因為經濟體系上微妙的變化，使得有時候我們並無法確立變數是為內生變數或者為外生變數。

就拿房地產與總體經濟之間關係來說，我們會說房價是因為所得的成長，人口的成長，利率和需求而有所波動。但是從另一個方面看，其實房價的改變，也會影響到人口的成長和利率及需求的改變。所以我們很難確定外生和內生變數的地位。很有可能所有的變數都可能為內生變數。

在傳統的時間序列自我迴歸的問題，多將會使用「VAR」作檢定。所謂的VAR，是由多變數和多條方程式所組成。每個方程式的自變數是由自己落後期數和別的變數落後期數來表示。藉由方程式之間的殘差交互檢定，直到殘差沒有自我相關為止。進一步也可以檢定一變數是否為外生變數。

而在本文最後的目標是多變量 GARCH 模型的確立。多變量 GARCH 的分析過程從第一步的單變量 GARCH 的確立，得到了各自的 GARCH 模型之後，把所得到的方程式連立成矩陣，之後也是如同 VAR 檢定一樣，做方程式與方程式之間的交叉檢定，直到變數和變數的落後期的殘差都沒有自我相關後，即可得到安定的多變量 GARCH 模型。

經由上述檢定之後，我們計算了一個變數和變數的落後期對整個模型的影響，這樣的影響即所謂的”衝擊反應函數(Impulse Response Function)”。大波動會跟隨著大波動而出現，小波動也會跟隨著小波動而產生。而經由多變量 GARCH 模型分析，將可以得到變異數衝擊反應量化後的值(變異數即時間序列上的波動)。

### 3-2-3 自我相關條件異質變異-非定態

Engle(1982)的 ARCH(autoressive conditional heteroscedasticity)模型，Bollerslev(1986)的 GARCH(generalized autoregressive conditional heteroscedasticity)模型，GJR-GARCH(即 T-GARCH)以及後面一連串的變形模型，都是在近一二十年來如雨後春筍般被研究出來，並且經常被經濟和財務的實證研究使用，這些模型都是自我相關條件異質變異類的代表研究。

說到異質變異，那就必須從波動性(Volatility)說起。波動性就是一般常見的條件變異數(conditional variance)。是不容易觀測得知，在現今的財務和經濟上，它顯得愈來愈重要。不過它擁有以下的性質

1. 波動叢聚現象(Volatility clustering) 即所謂的大波動通常伴隨著大波動出現，小波動伴隨著小波動產生。
2. 波動是一連串的行為，很少有出現規格外的劇烈震盪，就是前面所提及的「結構轉變」為一個原因。
3. 在財務和經濟面，高的波動代表著高的風險，較低的波動代表著低風險值。
4. 對過去而言，波動會在固定的範圍內變化，即所謂的安定性。

然而第四點，經過了許多年的研究發現，變異數出現了不一樣的情況，10 年的變異數和現今 10 年的變異數會有拒絕相關的檢定。因此有了異質變異的觀念發展，在這一章節開頭所提到的 ARCH 等模型，都是異質變異下的產物，它的基本概念也很簡單，像 ARMA 模型所使用自我相關概念，套用到條件變異數的估計，因此變異數將會隨著時間而有不同的值了，它們的基本模型將會在下一節所詳加描述。

### 3-3 ARCH/GARCH/T-GARCH 模型

#### Engle(1982)-ARCH 基本模型

由前一章節提到自我迴歸和異質變異的性質，推倒出基本模型 ARCH(q)

$$\begin{aligned}y_t | \Omega_t &\sim N(x, a, \sigma_t^2) \\ \varepsilon_t | \Omega_t &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \\ &\rightarrow \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2\end{aligned}$$

$x$ : 迴歸式中的自變數向量(矩陣)

$a$ : 迴歸式中的係數向量(矩陣)

$\varepsilon_t$ : 白噪音

$\Omega_t$ : 在  $t$  期內可以獲得的資訊集合

$\sigma_t^2$ : 在所有已知的資訊集合內的條件變異數

舉例來說，ARMA(1, 1)-ARCH(2)的模型為

$$\begin{aligned}y_t &= a_0 + a_1 y_{t-1} + b_1 \varepsilon_{t-1} \\ \varepsilon_t | \Omega_t &\sim N(0, \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2\end{aligned}$$

因此 ARCH 模型重要的特性，在條件變異數受到本身前期波動的影響，可以較精準的描繪出波動叢聚的現象。若前一期的誤差殘項幅度大，影響到當期的變異數也會跟著提高。反之，誤差殘項較小，影響就沒這麼明顯了。再者，適當的選取 ARCH 模型也可以更符合財務經濟上厚尾(heavy-tail)的性質。ARCH 含有的波動模型架構在經濟意義上也是顯而可見的。

#### Bollerslev(1986) GARCH 基本模型

而所謂的 GARCH 模型，其中 G 代表 generalized 的縮寫。即所謂的更一般化的 ARCH 模型。Bollerslev 把落後期條件變異數的觀念加入 ARCH 模型

裡 GARCH(p, q)

$$y_t | \Omega_t \sim N(x, a, \sigma_t^2)$$
$$\varepsilon_t | \Omega_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$
$$\rightarrow \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

x: 迴歸式中的自變數向量(矩陣)

a: 迴歸式中的係數向量(矩陣)

$\varepsilon_t$ : 白噪音

$\Omega_t$ : 在 t 期內可以獲得的資訊集合

$\sigma_t^2$ : 在所有已知的資訊集合內的條件變異數

p, q: GARCH 模型的階次

舉例來說, ARMA(1, 1)-GARCH(1, 1)模型為

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + b_1 \varepsilon_{t-1}$$
$$\varepsilon_t | \Omega_t \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$

GARCH(1, 1)幾乎可用於金融財務方面的解釋, 都有很好的效果。其中在變異數方面,  $\varepsilon_t$ 為當期的殘差,  $\varepsilon_{t-1}$ 則是來自前一期的預期誤差, 我們可以將之稱為「短期衝擊(new shock)」, 而 $\sigma_t^2, \sigma_{t-1}, \sigma_{t-2} \dots$ 這種條件變異數來自落後項數, 會一直影響著之後的條件變異數, 隨著期數而慢慢遞減則可以視為「衝期之持續性(persistence of volatility)」。

### 不動產市場所存在的波動性不對稱性-T-GARCH (GJR-GARCH)

由於波動性和殘差落後項的關係, 在式子中皆以平方項處理, 所以殘差不因為正或負而有所差異。基於上面的理由, ARCH 和 GARCH 模型皆無法考慮到波動的不對稱性。Zakoian(1994)於是提出了 T-GARCH 模型。考慮到了落後期數的殘差是正或是負會不會帶來不相同的影響。

在住宅學報(民國 97 年 12 月)中的研究發現, 房地產市場存在著反槓

桿效果。在上一期發生房價相關負面消息的時候，當期的報酬波動性會減小。產了上下不同的波動的不對稱性。因此本論文將以 T-GARCH 作為研究的重心。

T-GARCH(p, q, r)

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

$$D_{t-j} = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-j} < 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}, \text{ for all } j$$

T-GARCH(1, 1, 1)模型

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1} + \beta_1 \sigma_{t-1}^2$$



### 3-4 多變量 GARCH

在前面章節介紹到的時間序列模型，是以本身變數為資料，只適合用來預測變數本身的未來變動趨勢和波動性。但是如果要探討到變數和變數之間「因果關係」是不可能的。本研究主要是在於總體經濟因子對房地產價格的影響程度，例如國民所得的提升對房價究竟有何影響，通貨膨脹又是如何改變房價的結構。甚至外匯是否會對房價也有直接的影響。所以本研究必須從前面所提及的單變量模型擴展到多變量的模型。

多變量線性迴歸是從單變量線性迴歸衍生而來的，雖然差別就只是從單一個自變數成長到兩個或多的自變數，但是演算複雜的程度卻大幅增加，多變量的線性迴歸就必須使用到向量矩陣才可以算得出結果。例如想知道一個商品成功的因素有那些，我們就會提到價格，品牌，尺寸，人種等等因素加入到多變量線性迴歸方程式裡。

在說到多變量 GARCH 之前，我們會先提到 ARMA 模型的衍伸。如果我們把多變量模型加入了跨期性(lag)的性質，此時多變量模型從靜態的時間序列模型變為動態的時間序列模型，即為多變量的 ARMA 模型。例如變數的落後項數 $x_{t-1}$ 的係數為 $\alpha$ ，它表示 $x$ 的前一期對 $y$ 會有 $\alpha$ 量的影響。在分析動態的時間序列模型，我們必須判讀條件變異數是否穩定和落後的期數，還有是否有共整合的現象。好在這些問題都已經有好的方法解決了。使用單根檢定法可以得知變異數是否為定態，並且使用 VAR 模型來分析落後期數(lag)都是很好的方法。

若 ARMA 的單變數模型可以發展成多變量的向量自我迴歸模型，那單變數 GARCH 然也可以用一樣的思維演變成多變數 GARCH 模型。做法也如同，每個變數的落後期，都可以藉由交叉自我相關檢定，來決定是否存在。而第一個步驟就是先決定變數各自的均數方程式(也就是 ARMA 模型)，第二步驟決定變數各自配適的 GARCH 模型使殘差及殘差平方都符合白噪音，最後再估計多變量 GARCH 模型。

多個不相干的模型，擴展成多變量 GARCH 的形式，其中的差別就多了「條件共變數方程式」。不過正如前面所提及的，單變數擴展到多變數，待估計的係數呈現幾何的方式增長，所以以往的線性迴歸已經無法再勝任，必須使用最大概似法去估計。

以下介紹多變量 GARCH 模型的基本式，矩陣型態表示

GARCH(1, 1)

$$H_t = C + A \otimes \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + B \otimes H_{t-1}$$

式子展開

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & h_{nn,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & c_{nn} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \varepsilon_{n,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & b_{nn} \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & h_{nn,t-1} \end{bmatrix}$$

$H_t$ : 變異數  $\sigma_t^2$  的改寫

$\otimes$ : Hadamard 運算元

$\varepsilon_{t-1}$ : 第 t-1 期的殘差項

上列的方程式是多個獨立的變數的基本式子，變數和變數之間呈現獨立。但是我們最終是要分析變數和變數之間的相聯性，所以必須加入一條「條件共變數方程式」：

$$h_{ij,t} = c_{ij} + a_{ij} \varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} + b_{ij} h_{ij,t-1}$$

加入條件共變異數的 GARCH(1, 1) 模型

$$H_t = C + A \otimes \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + B \otimes H_{t-1}$$

式子展開

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{n1,t} & \cdots & h_{nn,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ c_{n1} & \cdots & c_{nn} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{1,t-n} & \cdots & \varepsilon_{n,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ b_{n1} & \cdots & b_{nn} \end{bmatrix} \otimes \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ h_{n1,t-1} & \cdots & h_{nn,t-1} \end{bmatrix}$$

式子一和式子二的矩陣模型是同一個樣子的，其中的差別就在於參數

矩陣 C, A, B 和原來的元素內容不一樣了，除了對角的元素之外，多了共變異數的參數需要估計。

雖然式子很簡單易懂，係數卻是不容易估計的。尤其是多變量 GARCH 模型，每增加多一個變數，其中要估計的係數呈現幾何的方式成長，在數據長度不足的時候，根本無法做到估計。所以我們必須簡化一些公式，以達到更好效率的工作。

### (一) 下三角化堆疊模型(vech model)

這個模型較為一般化，在理論上，可能影響變數的除了自身的 ARCH 和 GARCH 項之外，其他變數的 ARCH 和 GARCH 項也會影響到這一個變數。因此參數估計數量會非常龐大。

簡化成

### (二) 對角化下三角堆疊模型(diagonal-vech model)

這個模型待估的係數大幅的精簡了，它把上述會影響條件變異數項目減少了許多，只留下對角線的係數，本身的 ARCH 和 GARCH 項和條件共變數的向次。不過因為  $h$  是條件變異數，它的值不應該出現負值，但是在矩陣運算的結果，會出現非正定矩陣(indefinite matrix)。為了解決這個問題，文獻上出現兩種方法將在下面討論之。

簡化成

### (三) Cholesky 分解以及 BEKK

若 A 為正定(positive definiteness)則 A 可以分解為  $A=aa'$  的形式，其中 a 為下三角矩陣，且主對角線上的項皆為正數。此種分解方法稱之為 Cholesky 法，以下為三種 Cholesky 分解法(GARCH(1,1)為例子)

### 1. 矩陣對角化模型 Matrix-diagonal model

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & \cdot \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \otimes \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \cdot \\ \varepsilon_{2,t-1} & \cdot \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \otimes \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & \cdot \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

### 2. 向量對角化模型 Vector-diagonal model

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & \cdot \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ 0 & c_{22,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ 0 & a_{22} \end{bmatrix}' \otimes \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \cdot \\ \varepsilon_{2,t-1} & \cdot \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix}' \otimes \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & \cdot \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

### 3. 純量對角化模型 Scalar-diagonal model

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & \cdot \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C & 0 \\ 0 & C \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C & 0 \\ 0 & C \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} A & 0 \\ 0 & A \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A & 0 \\ 0 & A \end{bmatrix}' \otimes \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \cdot \\ \varepsilon_{2,t-1} & \cdot \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B & 0 \\ 0 & B \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B & 0 \\ 0 & B \end{bmatrix}' \otimes \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & \cdot \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix}$$

此三種方法的差別在於 a 的定義不同，第一種模型接近一般常態，待估的參數沒有減少，但是可以保證矩陣有正定性質。

### 4. BEKK 模型(1991 年 Baba, Engle, Kraft, Kroner)

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & \cdot \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \cdot \\ \varepsilon_{2,t-1} & \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \cdot \\ \varepsilon_{2,t-1} & \cdot \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} a_{11} & 0 \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & \cdot \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}'$$

與 Cholesky 分解法不同的地方在於，是將 ARCH 和 GARCH 項變數如三明治般夾在待估的參數之中。不過 BEKK 的精神和矩陣對角化模型相似，但是 BEKK 模型的好處是確保估計出來的參數具有半正定的性質。

在實證分析的階段，將會以向量對角化模型以及 BEKK 模型為主要的檢定模型。

### 3-5 模型檢定

在 3-1 節已經簡單介紹了如何判定 ARMA 模型的落後期數，不過在這一章節會再介紹幾種常見的檢定量，好讓我們能選取較佳的配適模型。而自我相關條件異質變異 (ARCH, GARCH 模型) 的檢定方法也會在這一章節介紹。

#### ARMA 模型的檢定

在古典的迴歸統計當中，殘差必須符合一般線性模型的假設。殘差必須為常態性 (normality)，期望值必須為零 ( $E(\varepsilon)=0$ ) 還有殘差必須無自我相關等條件。而其中 Q-檢定量就能檢定殘差是否存在自我相關，而 JB 統計量可以檢定殘差是否符合常態分配的檢定。

#### Q-test

$$Q(P) = T(T+2) \sum_{i=1}^p \rho(i)^2 / (T - i)$$

p: 為落後期數。1, 2, 3, 4...

T: 為樣本數

$\rho(i)$ : 第 i 階自我相關係數

Q 統計量的分配屬於自由度 p 的卡方分配，可以檢定是否含有自我相關。虛無假設為

$$H_0 = \text{此變數從 1 到 p 都沒有自我相關}$$

#### Jarque-Bera 統計量 (JB 統計量)

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

T: 為樣本數

n: 為待估的係數個數

S: 偏態係數 (skewness)

K: 峰態係數 (kurtosis)

JB 統計量的分配是屬於自由度 2 的卡方分配，可以檢定是否符合常態分配，JB 的虛無假設為

$$H_0 = \text{變數符合常態分配}$$

### 自我相關條件異質變異的檢定(ARCH/GARCH 檢定)

常見的自我相關條件異質變異檢定法有兩種，一種是 ARCH-LM 檢定法。另外一種是本研究所使用的 Ljung-Box  $Q^2$  檢定量，將在下面介紹。

#### Ljung-Box $Q^2$ 檢定量

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

T: 為樣本數

q: 為 ARCH 項落後期數

$\rho(i)$ : 此自我相關係數與前面的自我相關係數不同。同樣的先用 OLS 估計適當的均數方程式，並且取得殘差後，將殘差平方後存成另一時間序列，之後計算新的時間序列方程式自我相關係數，即為現在所指的  $\rho(i)$ 。

此統計量是自由度 q 的卡方分配，其虛無假設為

$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_q = 0$$

$\alpha_q$ : ARCH 項落後期數的係數

## 第四章 使用時間序列模型探討房地產特性

使用時間序列模型研究房地產已經行之有年了，但是對於房地產特性討論的文獻卻是很少出現的。蔡怡純和陳明吉(2008)討論得出的結論是房地產擁有了不對稱性的特性。在好消息發生的時候，會使得波動性(Volatility)上升。使得市場上的價格趨向不穩定。但是在壞消息發生的時候，當期的條件變異數會減小，使得波動性會下降，市場的價格波動會減緩，使得價格變得穩定。兩位學者稱之為”不動產的抗跌性”，並且提到這個房地產的特性是很少被討論的現象。所以本研究將會以房地產的特性為本研究的對象。

而在國外關於房地產特性的探討也有一些文獻，Wolfgang and Lisa(2007)認為人口的成長和縮減對都會區房地產真實價格有不對稱的影響，並且以房地產高度成熟的都會區-德國為例子做了一份研究。Constantinos and Emmanouil(2012)使用了不對稱自我迴歸模型研究希臘房地產價格的動態行為。並且總結出消費者物價指數和工業生產指數有長期的不對稱性影響房地產價格。

在台灣也有另一個研究，Chen ,Chen and Chou(2008)認為房地產市場影響了經濟總量，而且影響了消費者消費不對稱性的現象。

上面一些房地產特性的研究，都認為房地產擁有居住的性質(消費財)和投資或擔保品的性質(投資財)等性質，才使得房地產與一般的消費品以及金融性商品有所分別，房地產的複雜性是眾所皆知的。因此本研究希望使用時間序列模型探討台灣地區房地產的特性。

#### 4-1 資料整理

本研究將以房地產指數作為研究的應變數，由於台灣房地產研究並未很成熟，所以在房地產指數資料的來源，將會來自多個房地產公司所公布的房地產指數。

表 4-1 房地產指數資料

變數名稱	時間區間	變數簡寫	資料來源
台北地區房地產指數報酬率	2004.1~2011.10	HIR	信義房屋
桃竹地區房地產指數報酬率	2004.1~2011.10	TH	國泰房地產
台中地區房地產指數報酬率	2004.1~2011.10	TC	國泰房地產
南部都會區房地產指數報酬率	2004.1~2011.10	KS	國泰房地產

#### 4-2 模型建立

本研究的時間序列模型建立將在下面做介紹：

第一步驟：

首先將資料進行 Q 檢定，觀察資料在假設檢定：是否拒絕有時間序列之關係的假定，若無法拒絕的話就可以進行下列的程序。

第二步驟：

接著將使用 ACF 和 PACF 的落後期數圖檢定資料，可以由 ACF 判定 AR 項的落後期數，而 PACF 可以判定 MA 項的落後期數。不過在真實世界的資料當中是混合而且複雜的，除了參考 ACF 和 PACF 之外，就只能不斷的嘗試找出適合的配適的 ARMA 模型。

第三步驟：

在第二步驟中找出的配適模型若有兩個以上，則可以使用 AIC，SBC 和 R-squares 去選擇較佳的 ARMA 模型。

第四步驟：

決定出適合的 ARMA 模型之後，將使用  $Q^2$ -test 檢定量來決定資料是否擁有殘差異質變異的現象。若是含有異質變異的現象，則必須選擇適當的 ARCH / GARCH / T-GARCH 模型帶入模型裡。

第五步驟：

在決定適當的 ARCH/GARCH/T-GARCH 模型的時候，除了係數檢定必須顯著拒絕為零，我們也依據 Q-test 和  $Q^2$ -test 和 JB 值檢定殘差的分配情形。當檢定量都有不錯的表現，就可以認定為適當的模型。



## (一) 台北地區房地產指數報酬率(HIR)

首先在第一步驟檢測台北房地產報酬率(HIR)使用 Q-test 檢定量，觀察圖 4-3 可以發現落後期數二十期之內都拒絕無時間序列性質的現象，在 5%、10% 的檢定量下都是很顯著的，並且自我相關和偏自我相關也顯示出有時間序列之關係。因此我們可以進一步的進行均數方程式的配適。

經過多次的反覆測試之後，可以看到最終結果 ARMA[(2, 6), (1, 2)] 的配適能力是最好的，而係數的檢定結果由圖 4-4 可以看到顯著地拒絕為零的情況。再一次的進行 Q-test 檢定，由圖 4-5 可以看出 ARMA[(2, 6), (1, 2)] 已經沒有時間序列自我相關的現象，所以可以再進一步的進行 ARCH/GARCH /TGARCH 模型配適。

最後所選擇出來的最好的配適模型為 T-GARCH(1.3.1) 模型，並且由圖 4-6 可以看出係數檢定量。雖然波動性異質變異的係數似乎看起來沒有這麼好，但是也是許多波動性異質變異的時間序列模型中所挑選出來最好的選擇。

最後再做一次 Q-test、 $Q^2$ -test 和 ARCH-LM test 以及 JB 值的檢定量。由圖 4-7 可以看得出來在  $Q^2$ -test 和 ARCH-LM test 已經顯著拒絕異質變異的現象。而且其他的統計量都也已經在合格的範圍裏面。故本研究最後對台北房地產市場地模型選擇為 ARMA[(2, 6), (1, 2)]- T-GARCH(1.3.1) 模型。

由於台北房地產擁有 T-GARCH 模型的性質，將可以對波動性中的正殘差和負殘差係數做比較。正殘差係數加總為 0.334726，而負殘差係數總合為 0.2588。這於之前的研究有相同的結果，正殘差帶來的影響是高於負殘差的，與之前的文獻差別在於它們的差異並沒有太大的差距。

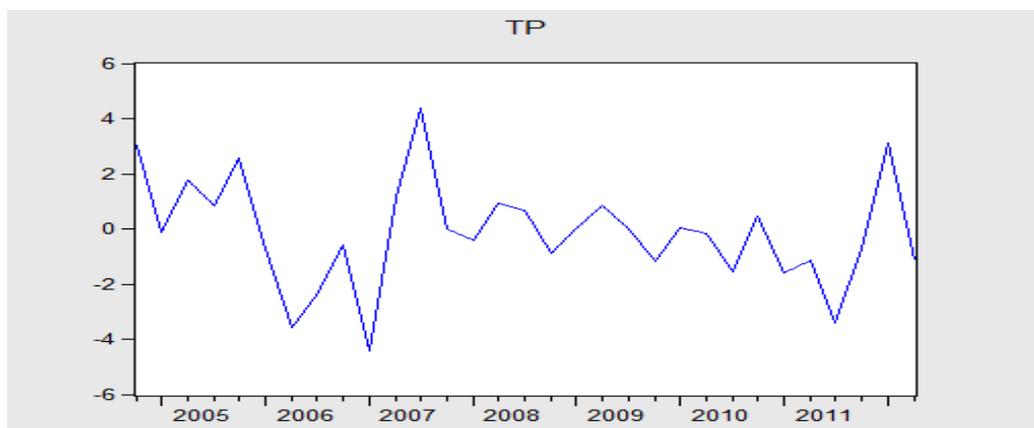


圖 4-2 台北地區指數(HIR)報酬率

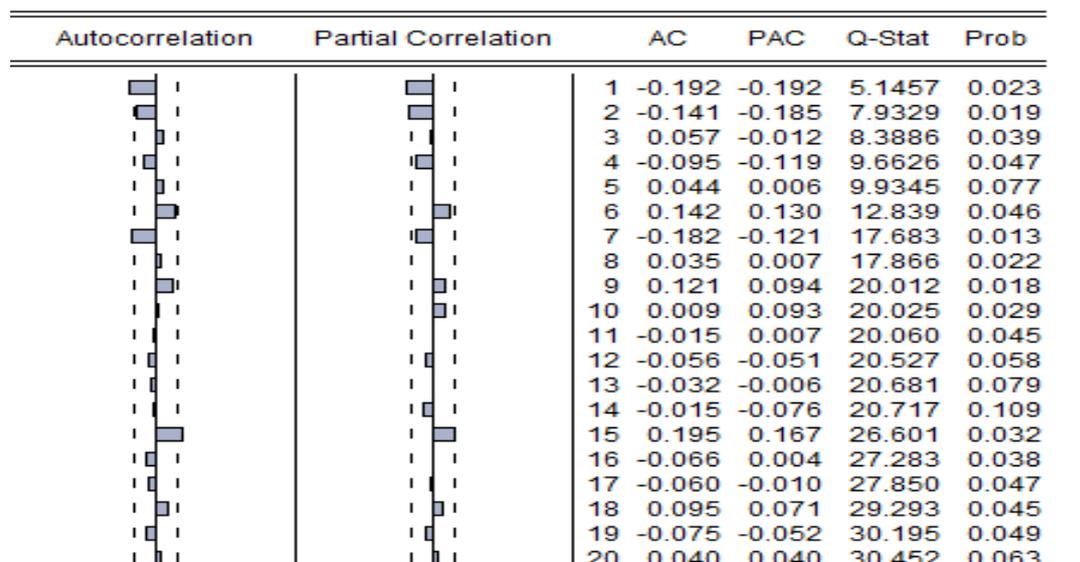


圖 4-3 HIR Q-test

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.198652	0.039008	5.092617	0.0000
HIR(-2)	0.482551	0.086439	5.582584	0.0000
HIR(-6)	0.204020	0.070802	2.881558	0.0046
MA(1)	-0.237268	0.067733	-3.503007	0.0006
MA(2)	-0.740864	0.067317	-11.00561	0.0000
R-squared	0.200330	Mean dependent var		0.446912
Adjusted R-squared	0.175724	S.D. dependent var		2.789455
S.E. of regression	2.532535	Akaike info criterion		4.732653
Sum squared resid	833.7856	Schwarz criterion		4.840255
Log likelihood	-314.4541	Hannan-Quinn criter.		4.776379
F-statistic	8.141743	Durbin-Watson stat		2.158201
Prob(F-statistic)	0.000007			
Inverted MA Roots	.99	-.75		

圖 4-4 HIR 均數方程式

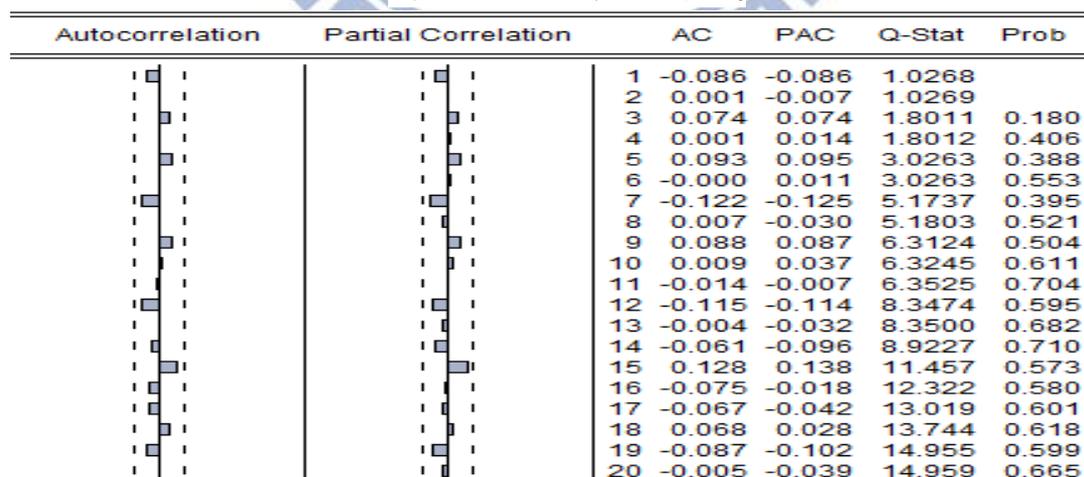


圖 4-5 HIR Q-test

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.137966	0.037247	3.704061	0.0002
HIR(-2)	0.602691	0.067551	8.922014	0.0000
HIR(-6)	0.187060	0.052295	3.577000	0.0003
MA(1)	-0.154110	0.050096	-3.076273	0.0021
MA(2)	-0.824507	0.049942	-16.50943	0.0000

Variance Equation				
C	4.599259	1.512102	3.041633	0.0024
RESID(-1)^2	0.010703	0.038623	0.277114	0.7817
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.258832	0.229000	1.130270	0.2584
RESID(-2)^2	-0.038228	0.042486	-0.899779	0.3682
RESID(-3)^2	0.362251	0.165387	2.190327	0.0285
GARCH(-1)	-0.225448	0.170627	-1.321289	0.1864

R-squared	0.179570	Mean dependent var	0.446912
Adjusted R-squared	0.113407	S.D. dependent var	2.789455
S.E. of regression	2.626525	Akaike info criterion	4.635235
Sum squared resid	855.4305	Schwarz criterion	4.871962
Log likelihood	-301.8784	Hannan-Quinn criter.	4.731434
F-statistic	2.714031	Durbin-Watson stat	2.316741
Prob(F-statistic)	0.004779		

Inverted MA Roots	.99	-.83
-------------------	-----	------

圖 4-6 HIR T-GARCH(1.3.1)模型

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.008	-0.008	0.0095	
		2 -0.033	-0.033	0.1619	
		3 -0.003	-0.004	0.1634	0.686
		4 -0.075	-0.076	0.9518	0.621
		5 -0.087	-0.089	2.0350	0.565
		6 0.046	0.039	2.3420	0.673
		7 -0.047	-0.054	2.6676	0.751
		8 -0.087	-0.094	3.7745	0.707
		9 0.069	0.051	4.4637	0.725
		10 -0.007	-0.014	4.4702	0.812
		11 -0.068	-0.069	5.1498	0.821
		12 0.063	0.040	5.7442	0.836
		13 -0.020	-0.027	5.8031	0.886
		14 0.020	0.035	5.8665	0.923
		15 0.122	0.101	8.1471	0.834
		16 -0.057	-0.063	8.6605	0.852
		17 -0.023	0.005	8.7415	0.891
		18 0.012	0.000	8.7661	0.923
		19 0.039	0.054	9.0128	0.940
		20 -0.104	-0.085	10.769	0.904

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.051454	Prob. F(3,128)	0.9845
Obs*R-squared	0.158995	Prob. Chi-Square(3)	0.9839

圖 4-7 HIR  $Q^2$ -test 和 ARCH-LM test

## (二) 桃竹地區房地產指數報酬率(TH)

第二個區域為桃竹地區房地產，鄰近台北兩個地區，一般都會將這兩個縣市當為一個都會區。由於鄰近台灣最大的都會區台北地區，有許多工作人士或者是學生會選擇在這個都會區定居，並且通勤到台北地區。這種現象為這個都會區的特色，而是否會影響此都會區房地產市場則將在以下的統計模型之下來評論。

由圖 4-8 桃竹地區房地產指數報酬率初步看起來，似乎緩緩地都有增加的趨勢，報酬率為負值的次數較少，波動性不如台北都會區來的激烈。首先還是使用 Q-test 檢定桃竹地區房地產指數報酬率是否有時間序列的關係。

由圖 4-9 的檢定結果，落後期數二十期之內都無顯著拒絕無時間序列的關係。在第五期看似有自我相關和偏自我相關，但是機率為 0.455 似乎也無法顯著拒絕，所以桃竹地區房地產將不適用時間序列模型接下來的建構步驟。

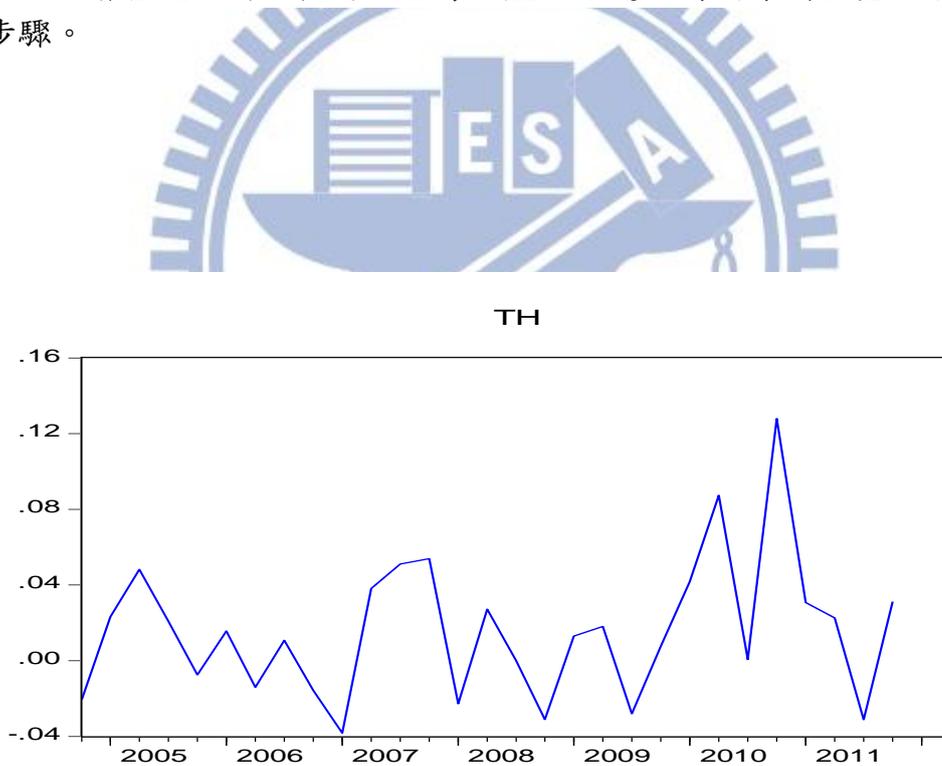


圖 4-8 桃竹地區房地產(TH)指數報酬率

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.042	0.042	0.0556	0.814
		2	0.085	0.084	0.2986	0.861
		3	-0.089	-0.097	0.5736	0.902
		4	0.075	0.077	0.7776	0.941
		5	-0.323	-0.322	4.6908	0.455
		6	-0.130	-0.125	5.3473	0.500
		7	0.009	0.094	5.3509	0.617
		8	-0.077	-0.147	5.6039	0.692
		9	-0.037	0.001	5.6669	0.773
		10	0.231	0.215	8.1939	0.610
		11	0.013	-0.155	8.2026	0.695
		12	0.094	0.136	8.6650	0.731
		13	0.016	0.020	8.6797	0.797
		14	0.048	-0.119	8.8174	0.843
		15	-0.192	0.005	11.175	0.740
		16	-0.146	-0.181	12.644	0.699
		17	-0.089	-0.078	13.241	0.720
		18	-0.077	0.058	13.725	0.747
		19	0.084	0.065	14.365	0.762
		20	-0.009	-0.119	14.373	0.811

圖 4-9 TH Q-test



### (三) 台中地區房地產指數報酬率(TC)

台中地區也算是房地產交易熱絡的地區，許多有名的建商也在台中都會區之中。在歷史上隨著臺灣省政府諸多機關設立於臺中市，使得許多中台灣人口移居於周圍衛星市鎮，今日所稱的台中，有時泛指包括臺中市、彰化、及南投部分鄉鎮在內的大台中地區，人口達 300 多萬人。不過就行政區劃而言，「台中」通常仍指臺中市，人口約 265 萬人（2011 年）。

所以可想而知，台中的房地產市場受到這些因子的影響，預期會有和台北都會區有相同的情況。

由圖 4-10 台中地區房地產報酬率看起來波動性似乎是有劇烈波動的現象，其中 2009 年~2010 年之間，甚至在正負 12%之間劇烈的波動。接著由圖 4-11 Q-test 明顯的拒絕了無時間序列關係的假定，並且由 ACF 和 PACF 看出落後期數一期有顯著性的影響力在此時間序列之中。

因為由前面的 Q-test 檢定顯著拒絕了無時間序列關係的假定，因此進行下一步驟均數方程式的檢定。ARMA[(1, 2), 3]為最終所選擇的模型，指出資料在落後期數一期和落後期數二期以及殘差落後期數第三期會對當期的資料所影響。而由圖 4-12 可以看出在 1%、5%和 10%的假設檢定下都拒絕了係數為 0 的假設。

在圖 4-13 可以看出 ARMA[(1, 2), 3]已經沒有時間序列相關，因此可以進一步的挑選 ARCH/GARCH/TGARCH 模型。經過了多次試驗之後，GARCH(1, 1)模型為最終的選擇。由圖 4-14 可以看出波動性的係數都明顯拒絕為零的假定，並且 Q-test、 $Q^2$ -test 和 ARCH-LM test 以及 JB 值的檢定量都是合格的。在圖 4-15 可以看到 $Q^2$ -test 已經顯著拒絕時間序列異質變異的現象，而 ARCH-LM test 也已經升到 42.2%的顯著性了。

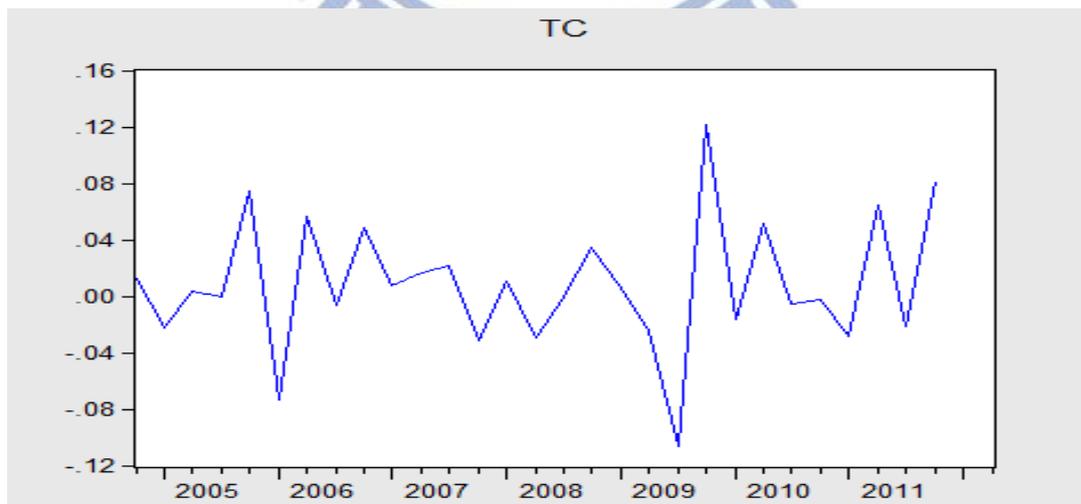


圖 4-10 台中地區(TC)房地產報酬率

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.501	-0.501	8.0692	0.005
		2	0.259	0.010	10.301	0.006
		3	-0.314	-0.241	13.717	0.003
		4	0.159	-0.126	14.627	0.006
		5	-0.075	-0.022	14.839	0.011
		6	0.159	0.099	15.831	0.015
		7	-0.048	0.107	15.925	0.026
		8	-0.027	-0.016	15.955	0.043
		9	-0.066	-0.063	16.153	0.064
		10	-0.051	-0.143	16.278	0.092
		11	-0.077	-0.278	16.575	0.121
		12	0.119	-0.105	17.327	0.138
		13	-0.047	-0.077	17.452	0.179
		14	0.148	0.127	18.770	0.174
		15	-0.296	-0.159	24.387	0.059
		16	0.163	-0.055	26.213	0.051
		17	-0.094	0.057	26.882	0.060
		18	0.164	0.021	29.088	0.047
		19	-0.132	-0.126	30.660	0.044
		20	0.154	0.005	33.031	0.033

圖 4-11 TC Q-test

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012588	0.003440	3.659176	0.0013
TC(-1)	-0.776018	0.177519	-4.371453	0.0002
TC(-2)	-0.529968	0.185035	-2.864154	0.0088
MA(3)	-0.883489	0.061362	-14.39791	0.0000

R-squared	0.425772	Mean dependent var	0.009305
Adjusted R-squared	0.350872	S.D. dependent var	0.047960
S.E. of regression	0.038641	Akaike info criterion	-3.533059
Sum squared resid	0.034342	Schwarz criterion	-3.341083
Log likelihood	51.69629	Hannan-Quinn criter.	-3.475974
F-statistic	5.684585	Durbin-Watson stat	1.892081
Prob(F-statistic)	0.004597		

Inverted MA Roots	.96	-.48+.83i	-.48-.83i
-------------------	-----	-----------	-----------

圖 4-12 TC ARMA[(1, 2), 3]均數方程式

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.010	0.010	0.0029	0.635
		2	0.084	0.084	0.2252	0.790
		3	0.087	0.086	0.4726	0.896
		4	-0.062	-0.071	0.6023	0.959
		5	-0.029	-0.044	0.6325	0.978
		6	0.064	0.070	0.7843	0.822
		7	-0.232	-0.220	2.8917	0.589
		8	-0.256	-0.280	5.5887	0.223
		9	-0.341	-0.374	10.639	0.266
		10	-0.105	-0.094	11.146	0.319
		11	-0.086	-0.062	11.507	0.399
		12	-0.026	-0.049	11.543	0.483
		13	0.009	-0.018	11.547	0.487
		14	0.126	0.149	12.504	0.527
		15	-0.086	-0.146	12.991	0.516
		16	0.127	-0.169	14.131	0.343
		17	0.213	-0.035	17.679	0.408
		18	-0.014	-0.227	17.697	0.435
		19	0.079	-0.160	18.311	0.403
		20	0.118	-0.025	19.867	

圖 4-13 TC Q-test

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.015335	0.002351	6.522314	0.0000
TC(-1)	-0.887726	0.178489	-4.973552	0.0000
TC(-2)	-0.585624	0.200420	-2.921983	0.0035
MA(3)	-0.750054	0.208548	-3.596547	0.0003

Variance Equation				
C	0.000154	0.000118	1.306967	0.1912
RESID(-1)^2	-0.125954	0.046164	-2.728390	0.0064
GARCH(-1)	1.012923	0.092827	10.91191	0.0000

R-squared	0.374712	Mean dependent var	0.009305
Adjusted R-squared	0.187125	S.D. dependent var	0.047960
S.E. of regression	0.043241	Akaike info criterion	-3.635903
Sum squared resid	0.037395	Schwarz criterion	-3.299945
Log likelihood	56.08469	Hannan-Quinn criter.	-3.536005
F-statistic	1.997541	Durbin-Watson stat	1.578441
Prob(F-statistic)	0.113935		

圖 4-14 TC GARCH(1,1)模型

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.008	0.008	0.0017	
		2	-0.097	-0.097	0.2944	0.587
		3	-0.125	-0.125	0.8036	0.669
		4	-0.092	-0.103	1.0918	0.779
		5	-0.135	-0.167	1.7393	0.784
		6	0.205	0.173	3.3045	0.653
		7	0.051	-0.001	3.4069	0.756
		8	-0.043	-0.052	3.4816	0.837
		9	0.190	0.237	5.0566	0.752
		10	0.024	0.036	5.0825	0.827
		11	-0.043	0.054	5.1745	0.879
		12	-0.137	-0.124	6.1477	0.863
		13	-0.152	-0.165	7.4347	0.828
		14	0.048	0.123	7.5711	0.870
		15	0.046	-0.117	7.7065	0.904
		16	-0.075	-0.181	8.1040	0.920
		17	-0.040	-0.069	8.2264	0.942
		18	-0.020	-0.094	8.2616	0.961
		19	-0.050	0.000	8.5039	0.970
		20	0.010	-0.090	8.5153	0.981

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.422677	Prob. F(1,25)	0.5215
Obs*R-squared	0.448901	Prob. Chi-Square(1)	0.5029

圖 4-15 TC  $Q^2$ -test 和 ARCH-LM test

#### (四) 南部都會區房地產指數報酬率(KS)

包含了台南大都會區及高雄大都會區的兩大大都會區。台南地區管轄區域往北移動。現在針對運量較高路線引進新型捷運系統技術，以期吸引民眾使用並改善都會區內之交通問題與生活品質，促使台南都會區的整體繁榮與均衡發展。設有台南科學園區。高雄市是台灣主要的重工業發展區域。高雄港是台灣第一大港，為台灣進出口的重要港口。1950年代至1960年代，以輕工業為主，設置高雄加工出口區。1966年在楠梓成立加工出口區。1970年代，為了推行十大建設，設立大型造船廠、煉鋼廠、石化廠。日治時期縱貫鐵路，再加上現代高雄捷運、高鐵已通車，使高雄的交通愈便利。

由於探討到南部都會區房地產，以往都是以這兩大大都會區為標的，房地產資料往往會合併討論之。不過這兩大大都會區各自擁有各自的都市特性，對於房地市場影響我們所知道的不多，因此將透過時間序列分析此南部都會區的特性。

首先觀察圖 4-16 南部都會區的房地產指數的報酬率趨勢圖，波動性似乎也有劇烈波動，在 2008 年底到 2009 年也有正負 12% 的大幅度波動，比台中地區提前了一段時間間距。而觀察圖 4-17 南部都會區的 Q-test 檢定卻有點出乎意料的沒有時間序列之關係，在資料落後一期的 ACF 和 PACF 似乎有一點影響，但是信賴區間的機率為 33.6%，並沒有非常的顯著。

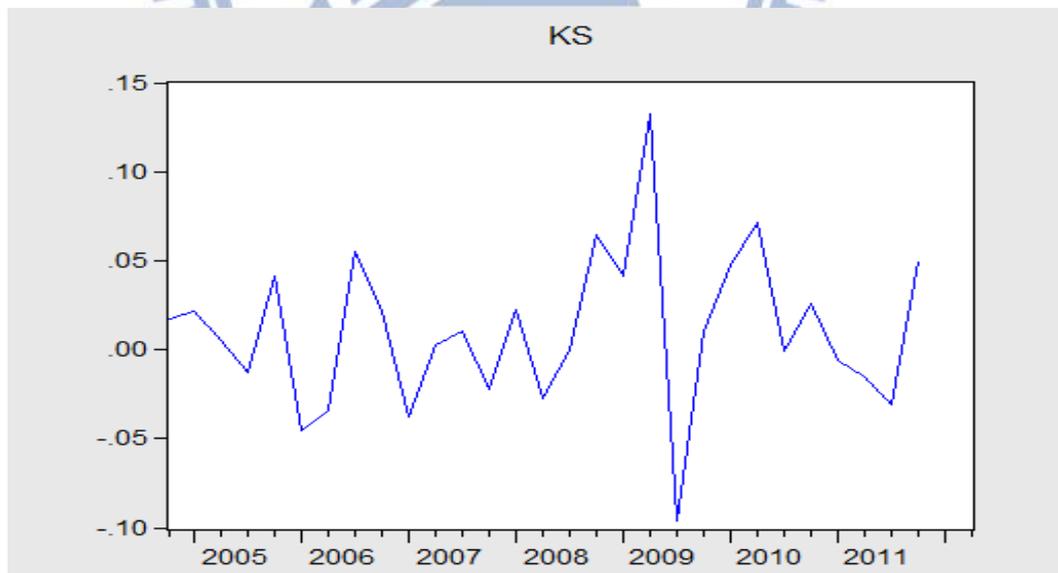


圖 4-16 南部都會區(KS)房地產指數報酬率

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.170	-0.170	0.9260	0.336
		2	-0.139	-0.173	1.5735	0.455
		3	-0.093	-0.159	1.8702	0.600
		4	0.097	0.022	2.2069	0.698
		5	-0.008	-0.025	2.2095	0.819
		6	0.082	0.090	2.4713	0.872
		7	0.021	0.076	2.4894	0.928
		8	-0.053	-0.009	2.6113	0.956
		9	-0.188	-0.183	4.2011	0.898
		10	0.082	-0.017	4.5174	0.921
		11	0.004	-0.068	4.5182	0.952
		12	-0.172	-0.244	6.0876	0.912
		13	-0.069	-0.168	6.3552	0.932
		14	0.185	0.081	8.4122	0.867
		15	-0.066	-0.049	8.6960	0.893
		16	-0.056	-0.029	8.9122	0.917
		17	0.046	0.066	9.0700	0.938
		18	0.023	0.014	9.1132	0.957
		19	-0.117	-0.104	10.347	0.944
		20	0.027	-0.077	10.418	0.960



圖 4-17 KS Q-test

### 4-3 結果討論與分析

表 4-2 各都會區房地產模型總整理

地區	時間序列相關	配適模型	好消息影響	壞消息影響
台北地區房地產指數報酬率	相關	ARMA[(2, 6), (1, 2)] T-GARCH(1.3.1)	0.33476	0.258832
桃竹地區房地產指數報酬率	無	無		
台中地區房地產指數報酬率	相關	ARMA[(1, 2), 3] GARCH(1, 1)	-0.12595	-0.12595
南部都會區房地產指數報酬率	無	無		

表 4-3 各都會區房地產模型總整理(顯著值)

地區	Q(20)	配適後	Q <sup>2</sup> (20)	配適後	JB	配適後
台北地區房地產指數報酬率	0.044	0.726	0.082	0.904	0	0.357
桃竹地區房地產指數報酬率	0.814	---	---	---	---	---
台中地區房地產指數報酬率	0.033	0.527	0.996	0.984	0.009	0.294
南部都會區房地產指數報酬率	0.96	---	---	---	---	---

經過檢定後，呈現時間序列現象的城市有台北地區和台中地區。並且連續型的均數方程式的表現似乎沒有非連續型的均數方程式表現的好，這為本研究 and 以往研究有所區分之處。在台北地區自我相關的落後項數為第二期和第六期，殘差落後期數為第一期和第二期。而台中地區自我相關的落後項數為第一期和第二期。在經濟的意義上，非連續型的時間序列模型可以說是真實影響應變數的淺在因子。以往我們會認為當期數期將會影響落後期數一期，二期…到多期之後，且影響力的大小將會隨著落後期數的增加而遞減，直到趨近為零。而本研究認為當變數變動市場需要一段調整的時間去適應，最後才在落後多期後而有顯著性的影響力。所以才以淺在的因子稱呼之。本研究資料以季為單位，橫跨了2004~2011年區間，而以

往的研究有使用月資料或者是年資料以及區間資料的不同，也可能是造成此差異的原因之一。

在前面的內文有解釋到經濟學上的供需理論和蜘蛛網理論，成功的把古典經濟學的理論和基礎的時間序列模型做了結合。更加證明的 ARMA 時間序列模型的使用可行性。而在之後 ARCH/GARCH/變異 GARCH 都有其經濟意義所在。

在桃竹地區和南部都會區在 Q-test 檢定量下，拒絕時間序列現象程度非常高，所以並不進一步進行異質變異模型的配適。而在台中地區和台北地區經由了 Q-test 則是顯著拒絕了無時間序列的假設檢定，因此需要進一步進行異質變異模型的配適模型。經過多次的檢定和調整之後，台中的時間序列模型為 ARMA[(1, 2), 3]-GARCH(1, 1)模型。而台北地區的時間序列模型為 ARMA[(2, 6), (1, 2)]-TGARCH(1, 3, 1)模型。

完成了模型建立之後，可以發現在台灣四個都會區各自擁有了不同的時間序列模型，不過就台北地區而言是和以往的研究相符合的，台北擁有了 T-GARCH 模型的性質並且呈現一種反槓桿效果，好消息將會帶來比壞消息更大的波動幅度。房地產市場由於舉凡任何政治、軍事、經濟、金融、文化、建設等，從營造業領域到金融投資業領域等影響，使得房地產系統化研究變得繁複複雜。房地產除了供需法則之下，還需要考慮到投資市場理性或不理性的行為。

居住性特質

投資性特質



居住性特質

投資性特質



居住性特質

投資性特質



圖 4-18 房地產特性包含百分比

由圖 4-18 來看，房地產原本就是擁有居住特性的商品。但是當人們所能使用的資金變多之後，漸漸的房地產投資的特性含量會慢慢漸增。房地產市場越成熟的地區，投資財特性將會越來越顯著。就以台北地區為例子，最近的報告指出一般的上班族要不吃不喝三十年才可以買得起一個家，房屋已經不再是人們花錢就可以容易買到的需求財了，幾乎成為投資客和炒作房地產的投機者的市場了。就上述而言，台北地區投資財的特性包含百分比是非常高的。

ARMA 均數方程式為時間序列模型，反映出供需法則的現象。而進一步 ARCH/GARCH 模型加入了波動性異質變異的現象，代表人們開始會去考慮到波動性，也就是高(低)風險會帶來高(低)報酬的反應，更精確反映出人們投資心態的轉變。而在之後就像是金融性商品和他的金融性衍生性商品因為有槓桿效應而使用 ARCH-M/GARCH-M 更能反映出真實的價格。而在房地產市場方面他擁有了和金融性商品不同的性質，在模型的選擇上 T-GARCH 模型更為適合房地產市場時間序列模型。這也就是前面的文獻回顧所提及的，房地產波動性不對稱性的特質所造成的，稱之為「房地產的抗跌性」。

回到本研究實證結果，在台灣桃竹地區和南部都會區沒有時間序列的現象，暫時可以說這兩個地區的房地產特性需求財的比重占了大部分，投資的特性似乎沒這麼明顯。而台中地區檢定出  $ARMA[(1, 2), 3]$ -GARCH(1, 1) 模型。比起桃竹和南部都會區，台中的房地產市場成熟度高了一些，有了配適度高的 GARCH(1, 1) 模型，投資財的特性已經開始出現在房地產市場了。而台北地區更是不用說了，台北為台灣發展程度最高的城市，而台北的房地產市場更是屬於高度的成熟。因此擁有高度配適的模型  $ARMA[(2, 6), (1, 2)]$ -TGARCH(1, 3, 1)。而在波動不對稱性方面，在好消息發生的時候，會產生 0.38 的波動影響。在壞消息發生的時候，會產生 0.2588 的波動影響。證實了在壞消息發生的時候會使得房地產市場波動減小。在 ARCH/GARCH 模型之下是看不出來此種差異的。

經由這四個城市的研究結果，可以總結出房地產發展程度和所配適的時間序列模型呈現了正相關。

表 4-4 一般對房地產市場發展程度的認知

房地產發展程度	低	中	高
例子	桃竹	台中、高雄	台北
配適模型	無自我迴歸模型	ARCH/GARCH	T-GARCH

不過以台灣的都會區來講，地區似乎是少了一些，所以本研究也有試著分析世界上大城市的房地產資料，由於英國的房地產領域研究非常的完整，所以試著分析了英國總體大都會區的房地產資料，結果也和本研究的結果相似，英國含有高度 T-GARCH 配適度。並且與台北相比，時間序列模型更為複雜且配適度也是高於台北地區。可以推論出英國房地產市場的成熟度更是高於台北地區，在波動性不對稱性方面，抗跌的效果更是優於台北地區。

而英國的 ARMA-TGARCH 模型為 ARMA [(1, 3, 4, 6), (1, 2, 9, 12)] -TGARCH(2, 1, 1)，在係數檢定上都顯著拒絕於零。可以看出來在模型的選擇上，比台北地區較為複雜了一點，但是 R-squared 高達 0.8，三項指標檢定量顯著值也在高度合格的範圍， $Q(20)-0.402$ 、 $Q^2(20)-0.358$ 、 $JB-0.427$ ，在世界上高度發展的城市也是擁有 T-GARCH 模型的性質。而且不對稱性更為顯著。在好消息發生的時候有 0.954 的影響，而在壞消息發生時只有 0.0689 的影響力。



## 第五章 多變量時間序列模型的建構與分析

在前面的章節利用了時間序列 T-GARCH 模型分析了台灣地區房地產的現況。並且發現在台北都會區擁有高度 T-GARCH 模型的配適度。以往的研究使用了 ARMA, ARIMA, ARCH/GARCH 模型分析總體經濟因子對房地產價格的影響力，而本研究將嘗試將總體經濟因子帶入 T-GARCH 模型之中，如果總體經濟因子也含有 T-GARCH 模型高度的配適度的結果，那將可以進入多變量 T-GARCH 模型分析總體經濟因子對房地產價格的影響力。

### 5-1 資料來源與整理

由於房地產在區域異質性很大，所以將以台北都會區(台北市和台北縣)為主要研究的區域範圍。資料長度從 2000 年 1 月到 2011 年 10 月共計 142 筆資料。房價指數有信義房屋提供的月資料，而在總體經濟因子方面從內政部統計月報(97 年以前為紙本資料，97 年後改為電子版本)，中華民國統計資訊網以及 TEJ 資料庫等地方取得。

#### (一) 信義房屋月指數

台灣現有的房地產指數:(一)國泰房地產指數:以可能成交價為基礎，採用特徵價格函數理論為基礎。(二)台灣房價指數:以實際成交價為基礎。(三)信義房屋指數:採用特徵價格函數理論為基礎，並且以樓層效益比來開發模型，樣本取用純住宅商品並且排除樣本偏差和預售房屋。以以往不同，更能反映真實房地產價格指數。本研究採用(三)信義房屋指數的台北地區資料。

#### (二) 台灣加權指數 V.S 營建類股指數

台灣加權指數反映了台灣金融市場的景氣的動向，房地產也擁有投資的特性，所以很直觀的都會認為加權指數與房地產景氣的連動是很有相關的。早期林秋瑾，王建安，張金鶚(1997)就已經研究發現台灣加權指數和房地產是有正相關的。不過現在營建類股指數更常被人使用在房地產的研究，它代表投資者對未來景氣的樂觀程度。在房地產指標系統也是以營建類股指數為研究方向。在本研究目標希望能從這兩者選取適合的變數。

### (三) 消費者物價指數(CPI)

在經濟成長的同時，因為產出的貨物增加了，為了使買賣市場能夠有良好的資金流通，央行會增加發行貨幣，進而造成物價通膨的現象。在古典的經濟學認為物貨通膨是正常的現象，它與失業率息息相關。但是人民對物價指數的觀感卻是難以捉摸的。經濟成長可能會使房地產市場熱絡，但是物價通膨過度的話，可能又會使人民或投資者怯步。所以預期的影響可能是負相關或正相關。

### (四) 貨幣供給量(M2)

貨幣供給量在上面已經提及到，它與物價通膨和失業率息息相關。在古典經濟學的學者認為由於決策者無法及時反應景氣的波動，所以貨幣供給量將會對人們投資消費會有不小的衝擊。在以往的研究發現，M2(貨幣準備金)是決策者所控制的，而且由於資訊傳遞的不對稱性，M2的影響會有落後期數，隨著決策者的調整而漸漸統整。

### (五) 人口成長率

人口成長率與家戶增加率在以往的研究都有人使用。兩個變數直觀看起來是有高度正相關的。但是考慮到台灣家庭結構的改變，可能會造成不一樣的結果。像是房地產使用指標包含了家戶成長率，但是本研究因為資料樣本不足，所以只選用人口成長率。

### (六) 台灣地區失業率

失業包括了自然失業與周期性失業。自然失業就如同它的名詞，是一種自然的現象，因為人們想換工作以及找工作而造成的短期失業，和產業的結構性改變而造成勞工的不適應產生失業，這兩種是自然產生的失業現象是持續存在的。而本研究所要探討的是周期性的失業，人們有意願工作卻無法取得工作的失業，造成的原因可能是總供需的減少，導致勞動力減少，或者是一些無法抵抗的因素，像是全球性的金融大風暴。這些因素所造成的失業率將會讓人們購買或投資房地產的意願降低，進而進入房地產的景氣低潮。

### (七) 薪資所得成長率

經濟成長使人們越來越富有，薪資所得也會跟著提高。人們購買房地產的能力也隨之升高。薪資所得成長看似和房地產景氣有著高度的正相關。在本研究使用依季節性調整的薪資所得。因為季節性影響的幅度不小。像是二月的日數少於其他月份，自然會擁有較少的薪資。而在年底有年終和分紅，薪資甚至高於其他月份 1~2 倍的報酬。所以本研究認為薪資需要經過季節性調整才可以把季節造成的波動性消除。

#### (八) 建築貸款餘額變動率

貸款餘額指的是銀行所承做的房屋貸款總額。在本研究使用台灣一般銀行貸款餘額。在房地產景氣系統中認為貸款餘額是屬於生產面的一環。它綜合了對建築業貸款餘額加上對一般企業建築貸款餘額加上對一般民眾建築貸款餘額。當餘額量增加，代表人們有更多能力負擔建築貸款，所以投資了許多資金在這裏面。對未來的房地產景氣有好的影響。是為生產面的一環。而除了作為使用商品之外，投資者也會對未來的景氣好壞來決定對房地產投資的多寡。當未來景氣一面看好的時候，大量的資金將會進入房地產市場裡。但是就以現階段台北而言，是否會發生房地產泡沫危機，也是一個重要的課題。

#### (九) 購屋貸款利率

五行庫平均貸款利率。利率對於長期的資金流是一個重要的因子，對於房地產貸款動輒 10 年到 20 年以上都是有可能的。一稍微的利率上升會使成本大幅增加。因此營建業或者是個人投資購屋都是很重視利率這一門學問。央行利用貼現率來調整市場資金的多寡。而銀行依據貼現率來決定貸款利率。而貸款利率很直接的影響到房地產的成本。所以本研究也將考慮利率的影響。

#### (十) 住宅建照執造-總樓地板面積增加率

總樓地板面積是生產面的一方。一棟建築物要可以使用必須經過建築執造申請以及使用執造地申請。不過在台灣的預售制度盛行，建築商拿到建築執造後便開始販售預售屋，這對使用執造不確定性增加不少。因此本研究將使用建築生產執照為生產面地考慮變數。

#### (十一) 建築物所有權買賣轉移戶數增加率

一棟建築物轉移所耗費的成本是相當大的。一般的民眾會因為許多因素像是環境品質，交通，成立家庭等想要改變住屋。但是人的一生之中，發生買入建築物地的次數是很少的。所以波動性應該是很小的。但是在台北都會區，必須加以考慮房地產金融性的特性。已經淪為資本家炒屋賣屋地的工具，隨著對房地產的預期心態，轉屋賣屋的情形也會有波動性的增加減少。

## (十二) 土地增值稅

土地增值稅的基準是土地轉移前後公告地價的差額乘以稅率，而已經有轉移過的土地，若現值高於公告地價，將使用轉移的現值和上一次轉移的價格差額為基準。土地包含在房地產的一部分，因此土地增值稅可以衡量房地產景氣的變動。另外奢侈稅在房地產部分就是以短時間內多次轉移的房地產加以課稅，此一政策希望能夠打擊房地產的炒作。但是在近起期的景氣報告，似乎效果並沒有很良好，反而台北地區的房地產單價持續創新高。但是也許造成了隱性結構改變，需要有足夠的資料和加以檢定才可以看出結果。



表 5-1 總體經濟變數總整理表

變數名稱	時間區間	變數簡寫	資料來源
信義房屋月指數 報酬率	2000.1~2011.10	HIR	信義房屋
台灣加權指數 and 營建類指數	2000.1~2011.10	TW and TC	TEJ
消費者物價指數	2000.1~2011.10	CPI	內政部統計月報
貨幣供給量	2000.1~2011.10	M2	TEJ
人口成長率	2000.1~2011.10	PR	中華民國統計資 訊網
台灣地區失業率	2000.1~2011.10	UE	內政部統計月報
薪資所得成長率	2000.1~2011.10	IN	中華民國統計資 訊網
建築貸款餘額變 動率	2000.1~2011.10	DB	內政部統計月報
購屋貸款利率	2000.1~2011.10	INT	TEJ
總樓地板面積增 加率	2000.1~2011.10	FA	信義房屋
建築物所有權買 賣轉移戶數	2000.1~2011.10	HN	信義房屋
土地增值稅	2000.1~2011.10	LI	內政部統計月報

## 5-2 多變量 T-GARCH 模型建立

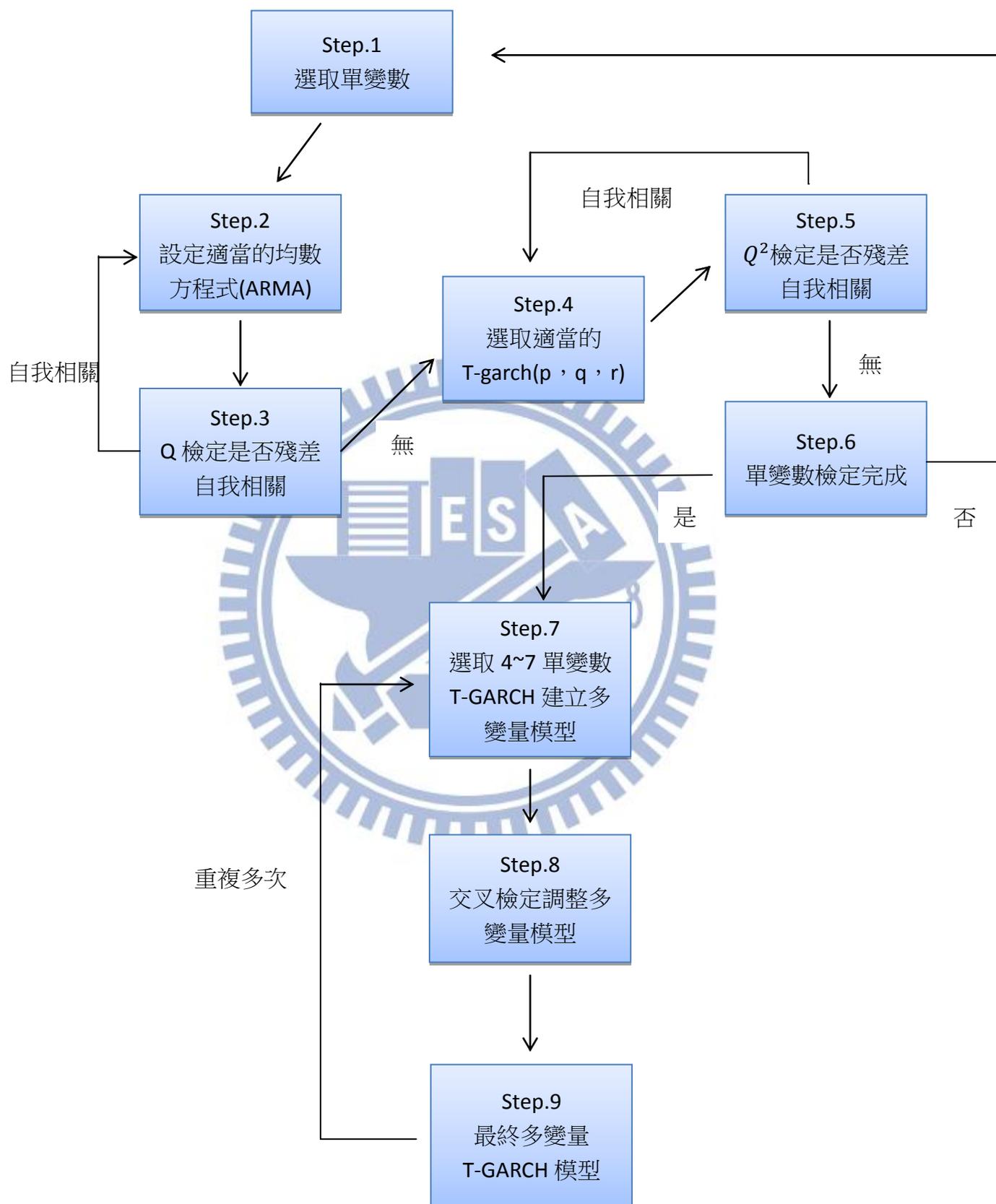


圖 5-1 多變量 T-GARCH 模型建立

## 5-2-1 檢定個別的 ARMA 模型

在第五章節由於需要檢定的變數眾多，而且多了多變量 T-GARCH 模型的建立，所以在此章節只放入最終模型，而檢定的結果將會放在後面的附錄之中。而檢定的步驟和第四章節一樣如下：

第一步驟：

首先將資料進行 Q 檢定，觀察資料在假設檢定：是否拒絕有時間序列之關係的假定，若無法拒絕的話就可以進行下列的程序。

第二步驟：

接著將使用 ACF 和 PACF 的落後期數圖檢定資料，可以由 ACF 判定 AR 項的落後期數，而 PACF 可以判定 MA 項的落後期數。不過在真實世界的資料當中是混合而且複雜的，除了參考 ACF 和 PACF 之外，就只能不斷的嘗試找出適合的配適的 ARMA 模型。

第三步驟：

在第二步驟中找出的配適模型若有兩個以上，則可以使用 AIC，SBC 和 R-squares 去選擇較佳的 ARMA 模型。

第四步驟：

決定出適合的 ARMA 模型之後，將使用  $Q^2$ -test 檢定量來決定資料是否擁有殘差異質變異的現象。若是含有異質變異的現象，則必須選擇適當的 ARCH / GARCH / T-GARCH 模型帶入模型裡。

第五步驟：

在決定適當的 ARCH/GARCH/T-GARCH 模型的時候，除了係數檢定必須顯著拒絕為零，我們也依據 Q-test 和  $Q^2$ -test 和 JB 值檢定殘差的分配情形。當檢定量都有不錯的表現，就可以認定為適當的模型。

以上的步驟單變數的模型建立就完成了，接下來就要進行多變量 TGARCH 模型的建立。由於選取的變數非常多，而一次能進入多變量模型的因子在 4~7 個之間，原因會在之後的章節說明。由於此限制，變數的選擇將會參考房地產景氣系統的分類，並且重複多次的建立和分析，得到最終的影響力結果。

### (一) 信義房屋月指數報酬率(HIR)

由圖 5-2 可以看出房價月指數報酬率的波動性介於-8%~12%之間劇烈的波動。最後選擇 ARMA 模型，在房價月指數報酬率落後期數的二期和第六期分別有 0.48 和 0.20 的影響。而殘差落後期數一期和二期有-0.23 和 -0.74 的影響。房屋月指數報酬率在我相關是正面的影響力，而殘差擁有了負面的影響力將房價調整回來。模型 ARMA[(2, 6), (1, 2)]的 R-square 的值為 0.2，並且在 1%係數的檢定上，完全拒絕了係數為零的假設檢定。表示出此 ARMA 模型算是配適度合格的標準。但是在  $Q^2(20)$ -test(36.675)和 JB 值檢定殘差的分配情形(18.995)-表 5-3，顯示房價指數報酬率有異質變異和常態分配不均的現象，所以需要進一步的進行異質變異模型的選擇。

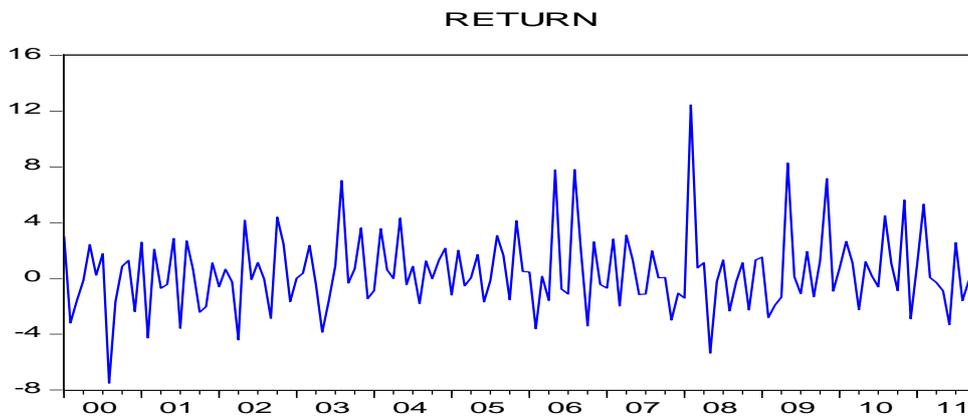


圖 5-2 信義房屋月指數報酬率

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.198652	0.039008	5.092617	0.0000
HIR(-2)	0.482551	0.086439	5.582584	0.0000
HIR(-6)	0.204020	0.070802	2.881558	0.0046
MA(1)	-0.237268	0.067733	-3.503007	0.0006
MA(2)	-0.740864	0.067317	-11.00561	0.0000
R-squared	0.200330	Mean dependent var		0.446912
Adjusted R-squared	0.175724	S.D. dependent var		2.789455
S.E. of regression	2.532535	Akaike info criterion		4.732653
Sum squared resid	833.7856	Schwarz criterion		4.840255
Log likelihood	-314.4541	Hannan-Quinn criter.		4.776379
F-statistic	8.141743	Durbin-Watson stat		2.158201
Prob(F-statistic)	0.000007			
Inverted MA Roots	.99	-.75		

圖 5-3 HIR ARMA[(2, 6), (1, 2)]

## (二) 台灣加權指數報酬率(TW)

由圖 5-4 看到台灣加權指數報酬率的波動性似乎沒有房價指數來的劇烈，而圖 5-5 建構出的 ARMA[(1, 2), 1] 也顯示出模型並無太複雜，在落後期數一期會有 -0.4859 的影響力，但是落後期數二期有 0.35866 的正向影響力。如此的看起來，台灣加權指數和供需理論是有相同的效應。若指數過高成長投資人會因此放腳步甚至賣出，導致是市場的正常價格是偏低的，因此在落後期數二期將會有迎頭趕上的趨勢。而特別的是殘差落後期數一期有 0.9949 的影響力，似乎越是有大波動的情形產生，會使投資人更熱絡的進入股票市場，這一點值得深入探討。而表 5-3 顯示  $Q^2(20)$ -test 的值為 26.522 也顯示含有異質變異的現象。

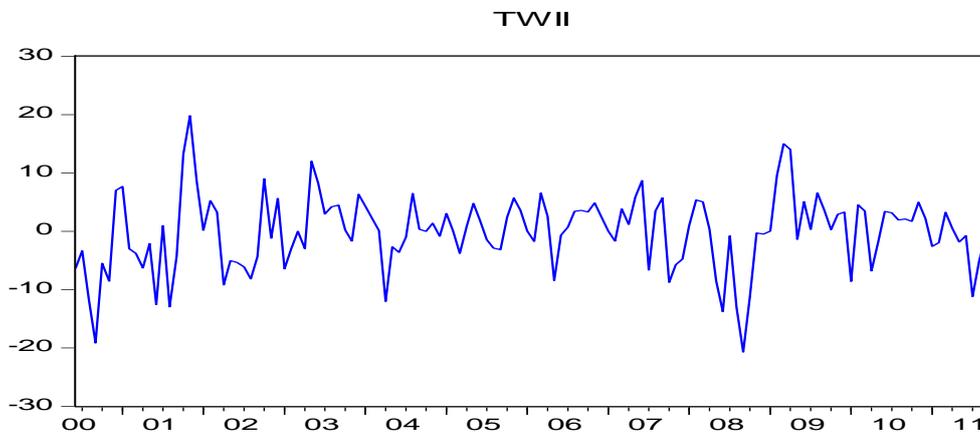


圖 5-4 台灣加權指數報酬率

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TW(-1)	-0.485982	0.082036	-5.924019	0.0000
TW(-2)	0.358666	0.083843	4.277812	0.0000
MA(1)	0.994950	0.009558	104.0943	0.0000
R-squared	0.224622	Mean dependent var		-0.128603
Adjusted R-squared	0.212963	S.D. dependent var		6.408744
S.E. of regression	5.685525	Akaike info criterion		6.335536
Sum squared resid	4299.251	Schwarz criterion		6.399786
Log likelihood	-427.8164	Hannan-Quinn criter.		6.361645
Durbin-Watson stat	2.018486			
Inverted MA Roots	-0.99			

圖 5-5 TW ARMA[(1, 2), 1]

### (三) 營建類指數報酬率(TC)

而營建類指數和台灣加權指數都是屬於投資市場的因子，不過從圖 5-6 看出營建類指數大部分處於正的報酬方向，而圖 5-7 建構出來的 ARMA[1, (1, 3)]也反映出相同的結果。營建類指數落後期數一期有 0.80 的影響力，高報酬將會帶動營建股指數往上升高，但是在 MA(1)以及 MA(3) 殘差項次將會修正到正常的值。在檢定係數是否顯著拒絕為零也表現的不錯。但是 R-squared 似乎低了點，並且查表 5-3， $Q^2(20)$ -test(14.574) 在合格範圍內，而 JB 值(0.000517)也顯示出不為常態分配，所以可以帶入異質變異的模型嘗試建構出更適合的模型。

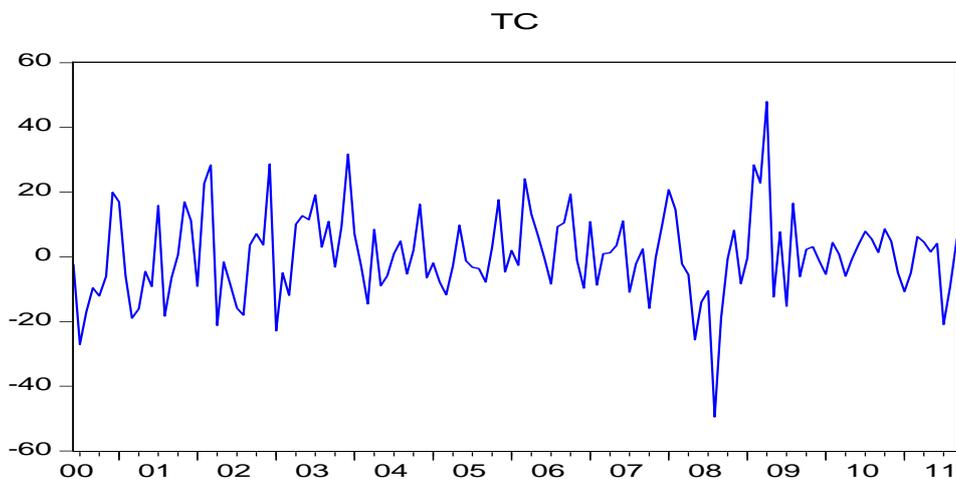


圖 5-6 營建類指數報酬率

Dependent Variable: TC  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/20/11 Time: 14:44  
 Sample: 2000M06 2011M09  
 Included observations: 136  
 Convergence achieved after 14 iterations  
 MA Backcast: 2000M03 2000M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TC(-1)	0.806370	0.137133	5.880193	0.0000
MA(1)	-0.666586	0.151235	-4.407619	0.0000
MA(3)	-0.203278	0.068632	-2.961871	0.0036

R-squared	0.091603	Mean dependent var	0.418456
Adjusted R-squared	0.077943	S.D. dependent var	13.28652
S.E. of regression	12.75823	Akaike info criterion	7.952042
Sum squared resid	21648.72	Schwarz criterion	8.016291
Log likelihood	-537.7388	Hannan-Quinn criter.	7.978151
Durbin-Watson stat	1.898365		

Inverted MA Roots	.91	-.12+.46i	-.12-.46i
-------------------	-----	-----------	-----------

圖 5-7 TC ARMA[1, (1, 3)]

#### (四) 消費者物價指數(CPI)

消費者物價指數和過往的文獻一樣，在 Q-test 檢定不出時間序列的相關現象，所以無法再進一步的進行 ARMA-TGARCH 模型的建立。

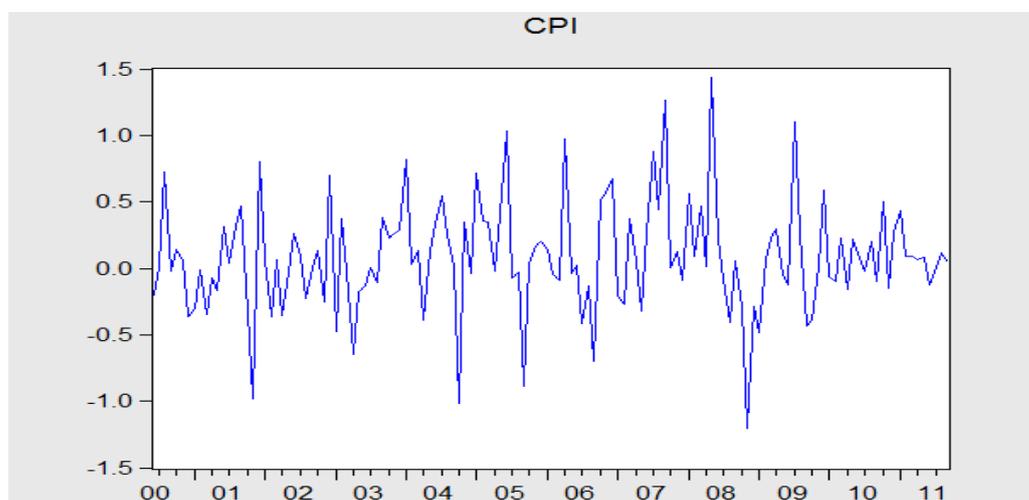


圖 5-8 消費者物價指數變動率

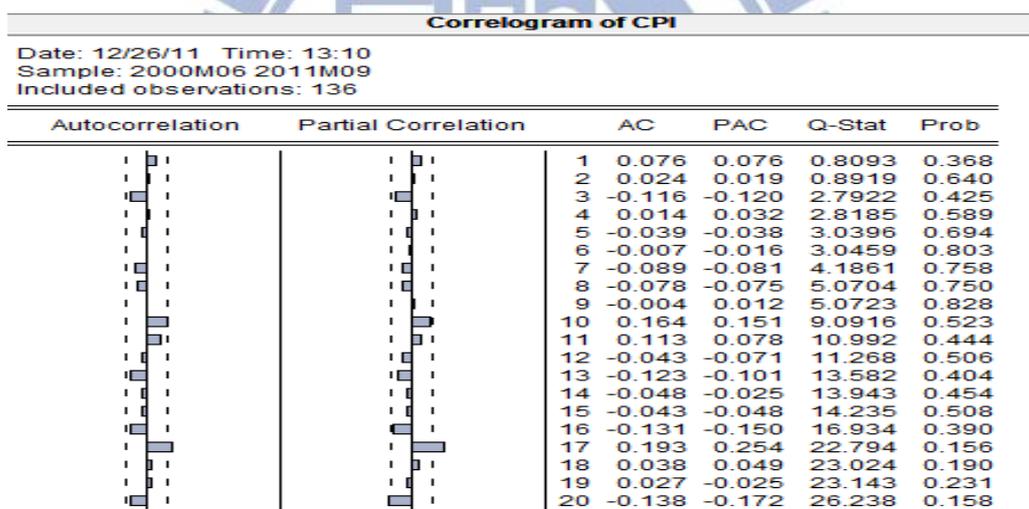


圖 5-9 CPI Q-test

## (五) 貨幣供給量(M2)

圖 5-10 貨幣供給量變動率看起來大部分皆為正值為多。就猶如前面所提及到的，它與物價通膨和失業率息息相關。在古典經濟學的學者認為由於決策者無法及時反應景氣的波動，所以貨幣供給量將會對人們投資消費會有不小的衝擊。而圖 5-11 最後跑出的結果 ARMA[(1, 10, 12), (10, 12)] 發現 M2 雖然在落後一期有 0.091 些微的影響，但是要一直到落後期數十期和十二期才有顯著性的影響力。這與古典經濟學是不謀而合的，M2 的調整是很難在短期之內達到決策者所需要的目標。甚至要到一年期以上效果才會展現出來。而模型的檢定和 R-squared 都有很好的表現。在表 5-3  $Q^2(20)$ -test(24.196) 有異質變異的現象，也可以嘗試建構異質變異的模型。

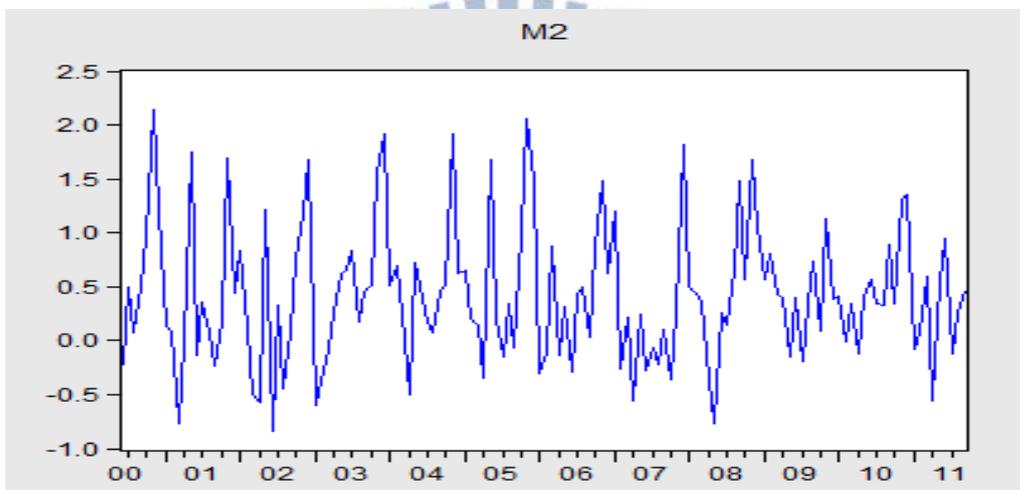


圖 5-10 貨幣供給量變動率

Dependent Variable: M2  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/26/11 Time: 15:30  
 Sample (adjusted): 2001M01 2011M09  
 Included observations: 129 after adjustments  
 Convergence achieved after 19 iterations  
 MA Backcast: 2000M01 2000M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M2(-1)	0.091669	0.029719	3.084514	0.0025
M2(-10)	0.092492	0.030660	3.016754	0.0031
M2(-12)	0.827605	0.037651	21.98078	0.0000
MA(10)	-0.241180	0.071344	-3.380516	0.0010
MA(12)	-0.730023	0.071208	-10.25203	0.0000
R-squared	0.496099	Mean dependent var	0.402196	
Adjusted R-squared	0.479844	S.D. dependent var	0.628004	
S.E. of regression	0.452928	Akaike info criterion	1.291823	
Sum squared resid	25.43786	Schwarz criterion	1.402668	
Log likelihood	-78.32257	Hannan-Quinn criter.	1.336861	
Durbin-Watson stat	2.114023			
Inverted MA Roots	1.00	.85+.51i	.85-.51i	.46-.85i
	.46+.85i	.00-.95i	-.00+.95i	-.46-.85i
	-.46+.85i	-.85+.51i	-.85-.51i	-1.00

圖 5-11 M2 ARMA[(1, 10, 12), (10, 12)]

## (六) 人口成長率(PR)

由圖 5-12 人口成長變動率看起來是很正常的波動現象，但是在 2009 年底發生了劇烈的波動現象，這將會對模型建構產生一些偏差。而由圖 5-13 的 ARMA[(1, 2, 12), (1, 2, 12)]模型，和 M2 貨幣供給因子有很相似的模型。人口成長也含有自我相關的現象，會對短期一期和二期以及長期十二期有顯著性的影響力。在係數檢定方面都顯著拒絕為零。R-squared 則有點偏低，並且從表 5-3， $Q^2(20)$ -test(30.851)有異質變異的現象以及 JB 值(199.319)也說明殘差並不符合常態分配，所以需要進一步的進行異質變異模型的建構。

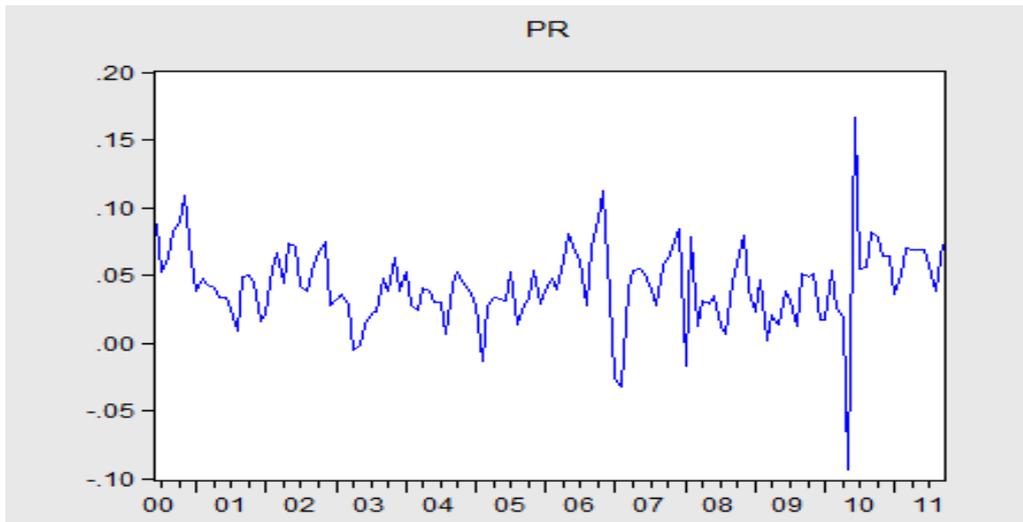


圖 5-12 人口成長變動率

Dependent Variable: PR  
Method: Least Squares  
Date: 12/28/11 Time: 12:27  
Sample (adjusted): 2001M01 2011M09  
Included observations: 129 after adjustments  
Convergence achieved after 110 iterations  
MA Backcast: 2000M01 2000M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.062354	0.007721	8.076239	0.0000
PR(-1)	-0.246795	0.082480	-2.992187	0.0034
PR(-2)	-0.631233	0.087649	-7.201794	0.0000
PR(-12)	0.349662	0.092894	3.764095	0.0003
MA(1)	0.359253	0.068515	5.243425	0.0000
MA(2)	0.818350	0.058463	13.99775	0.0000
MA(12)	-0.232952	0.080669	-2.887760	0.0046
R-squared	0.117802	Mean dependent var		0.040891
Adjusted R-squared	0.074415	S.D. dependent var		0.028755
S.E. of regression	0.027665	Akaike info criterion		-4.284583
Sum squared resid	0.093371	Schwarz criterion		-4.129400
Log likelihood	283.3556	Hannan-Quinn criter.		-4.221529
F-statistic	2.715156	Durbin-Watson stat		1.887947
Prob(F-statistic)	0.016460			
Inverted MA Roots	.82	.69-.45i	.69+.45i	.36+.79i
	-.36-.79i	-.08+.99i	-.08-.99i	-.41-.85i
	-.41+.85i	-.73+.47i	-.73-.47i	-.85

圖 5-13 PR ARMA[(1, 2, 12), (1, 2, 12)]

### (七) 台灣地區失業率(UE)

從圖 5-14 來看，失業率的也有不小的劇烈波動。圖 5-15 ARMA [(1, 2), (12, 24, 25)] 在落後期數一期有 1.60 的影響力，而隨後落後期數二期有 -0.606 的影響力。隨後在落後期數一年和兩年左右有殘差作為修正。失業率在經濟學上一直以來是個難以解決的問題，也出現難以解釋的 ARMA 模型。而在表 5-3， $Q^2(20)$ -test(51.117) 無法拒絕異質變異的現象，所以也可以嘗試建構異質變異模型之中。

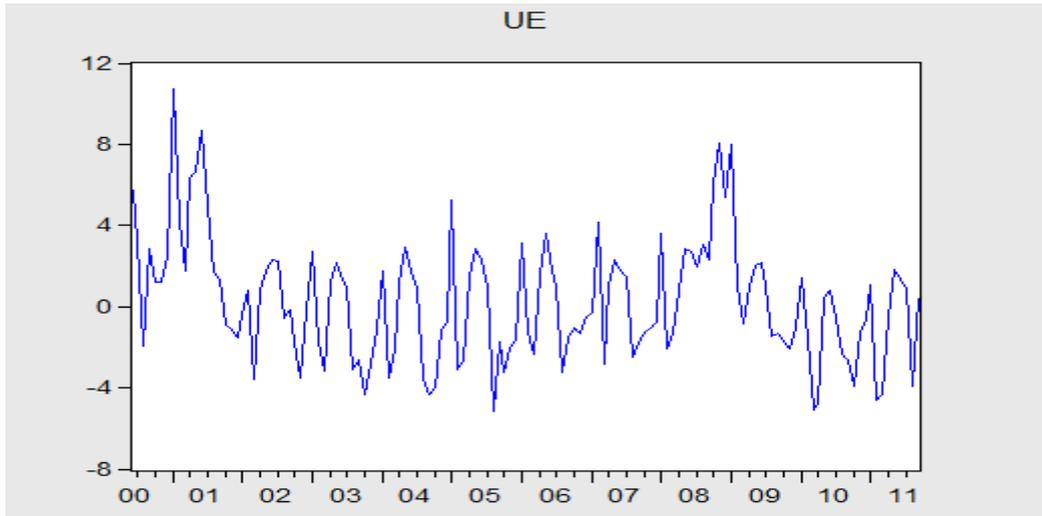


圖 5-14 台灣地區失業率

Dependent Variable: UE  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/29/11 Time: 14:29  
 Sample: 2000M06 2011M09  
 Included observations: 136  
 Convergence achieved after 16 iterations  
 MA Backcast: 1998M05 2000M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
UE(-1)	1.600943	0.069304	23.10045	0.0000
UE(-2)	-0.606408	0.068646	-8.833896	0.0000
MA(12)	0.443035	0.064146	6.906677	0.0000
MA(24)	0.583498	0.060534	9.639141	0.0000
MA(25)	0.313449	0.060855	5.150716	0.0000
R-squared	0.984895	Mean dependent var	4.540147	
Adjusted R-squared	0.984434	S.D. dependent var	0.728681	
S.E. of regression	0.090913	Akaike info criterion	-1.921755	
Sum squared resid	1.082738	Schwarz criterion	-1.814672	
Log likelihood	135.6793	Hannan-Quinn criter.	-1.878239	
Durbin-Watson stat	2.233699			

圖 5-15 UE ARMA[(1, 2), (12, 24, 25)]

### (八) 薪資所得成長率(IN)

由圖 5-16 看，薪資所得成長率的波動度是非常劇烈的，而且他也可以看出有波動叢聚的現象，大的波動會帶動著小的波動的產生，算是很標準的波動性的圖形。而從圖 5-17 ARMA[(1, 11), (12, 24, 36)]可以看出薪資所得成長在落後期數一期和落後期數十一期分別有-0.2631 和-0.2211 的影響力，也就是短期的薪資成長率會造成負面的影響。但是在殘差 12、24、36 的落後期數，也就是一年、兩年、三年將會自我調整回來。可以知道在短期內薪資所得是很難有所成長的，可能要一直到三年後才可以調整到正常合理的值。而 JB 值(92.0599)-表 5-3，顯示顯著拒絕常態分配的現象。

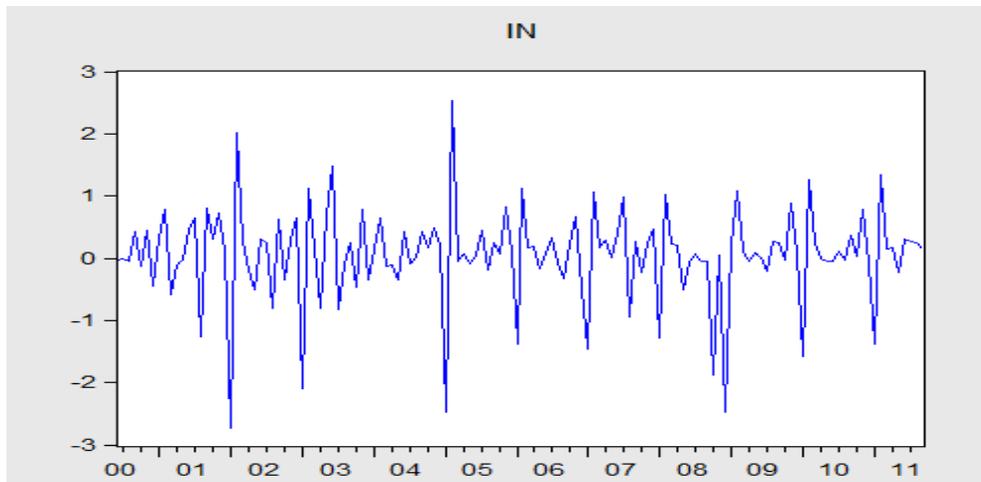


圖 5-16 薪資所得成長率

Dependent Variable: IN  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/29/11 Time: 15:43  
 Sample (adjusted): 2000M12 2011M09  
 Included observations: 130 after adjustments  
 Convergence achieved after 7 iterations  
 MA Backcast: 1997M12 2000M11

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IN(-1)	-0.263134	0.085410	-3.080822	0.0025
IN(-11)	-0.221144	0.086593	-2.553847	0.0119
MA(12)	0.187245	0.035615	5.257462	0.0000
MA(24)	0.169873	0.035915	4.729886	0.0000
MA(36)	0.848746	5.69E-06	149224.6	0.0000
R-squared	0.584859	Mean dependent var	0.049647	
Adjusted R-squared	0.571574	S.D. dependent var	0.775149	
S.E. of regression	0.507368	Akaike info criterion	1.518541	
Sum squared resid	32.17777	Schwarz criterion	1.628831	
Log likelihood	-93.70519	Hannan-Quinn criter.	1.563356	
Durbin-Watson stat	2.017235			

圖 5-17 IN ARMA[(1, 11), (12, 24, 36)]

### (九) 建築貸款餘額變動率(DB)

圖 5-18 建築貸款餘額變動率有向上的趨勢，圖 5-19 ARMA [(1, 4), (2, 4)] 自我迴歸落後期數一期和四期分別有 0.2334 和 0.6273 的影響力，是符合圖 5-18 的趨勢。而殘差落後期數四期會有 -0.3063 的影響力稍微調整迴歸。係數檢定和 R-squared 也有很好的效力。但是建築貸款餘額變動率的 JB 值(15.3323)-表 5-3，顯示出不屬於常態分配。

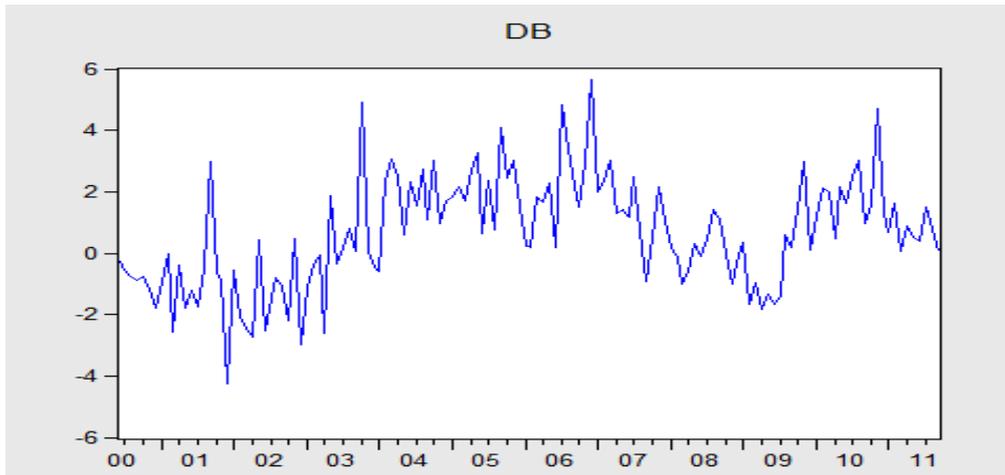


圖 5-18 建築貸款餘額變動率

Dependent Variable: DB  
 Method: Least Squares  
 Date: 12/29/11 Time: 16:51  
 Sample: 2000M06 2011M09  
 Included observations: 136  
 Convergence achieved after 8 iterations  
 MA Backcast: 2000M02 2000M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DB(-1)	0.233409	0.076975	3.032269	0.0029
DB(-4)	0.627342	0.108208	5.797537	0.0000
MA(2)	0.200738	0.087143	2.303544	0.0228
MA(4)	-0.306383	0.134511	-2.277750	0.0243
R-squared	0.419744	Mean dependent var		0.631231
Adjusted R-squared	0.406557	S.D. dependent var		1.777363
S.E. of regression	1.369197	Akaike info criterion		3.495296
Sum squared resid	247.4603	Schwarz criterion		3.580962
Log likelihood	-233.6801	Hannan-Quinn criter.		3.530109
Durbin-Watson stat	2.019907			
Inverted MA Roots	.68			

圖 5-19 DB ARMA[(1, 4), (2, 4)]

## (十) 購屋貸款利率(INT)

圖 5-20 購屋貸款利率變動率，在 2008 年發生全球金融大海嘯的時候產生了異常的波動現象。這將會對模型建構上產生很大的誤差。由圖 5-21 ARMA[(1), (1, 2)]表示購屋貸款利率在落後期數一期的時候有 0.94 的正影響力，而殘差落後期數第一期和第二期分別有-0.3947 和-0.3812 的負影響力調整至均衡點。係數的檢定和 R-squared 也都有不錯的表現。至於 JB 值(717.1464)-表 5-3，是所有模型當中最高的，完全的拒絕了常態分配，很大的一個因素，這是前面所說到的 2008 年發生全球金融大海嘯的時候產生了異常的波動現象。不過之後帶入了異質變異的模型，將會有很好的效果。

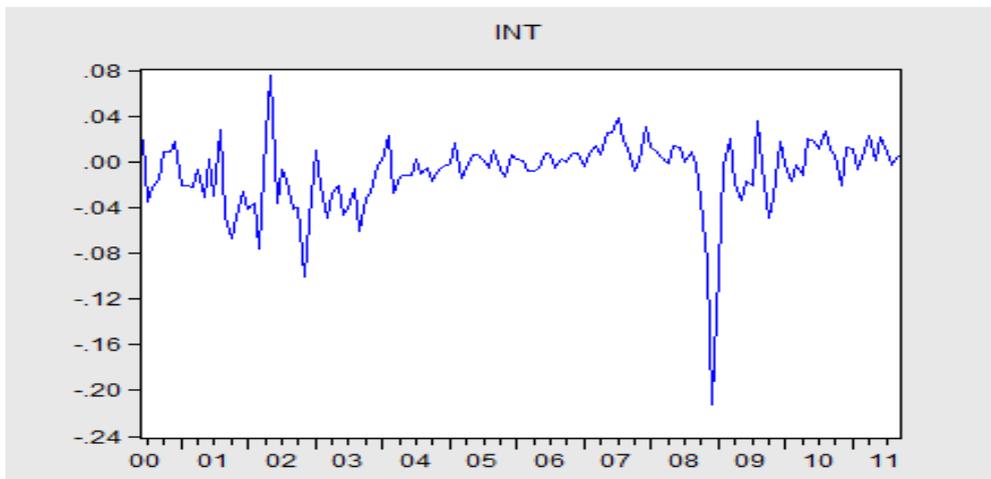


圖 5-20 購屋貸款利率變動率

Dependent Variable: INT  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/09/12 Time: 19:18  
 Sample: 2000M06 2011M09  
 Included observations: 136  
 Convergence achieved after 7 iterations  
 MA Backcast: 2000M04 2000M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INT(-1)	0.940167	0.059978	15.67508	0.0000
MA(1)	-0.394712	0.106459	-3.707656	0.0003
MA(2)	-0.381289	0.094685	-4.026913	0.0001
R-squared	0.263605	Mean dependent var		-0.009382
Adjusted R-squared	0.252531	S.D. dependent var		0.031628
S.E. of regression	0.027345	Akaike info criterion		-4.338774
Sum squared resid	0.099449	Schwarz criterion		-4.274524
Log likelihood	298.0366	Hannan-Quinn criter.		-4.312665
Durbin-Watson stat	1.957373			
Inverted MA Roots	.85	-.45		

圖 5-21 INT ARMA[(1), (1, 2)]

### (十一) 總樓地板面積增加率(FA)

圖 5-22 總樓地板面積增加率的波動大小似乎沒有很高的值，但是在時間區間裡波動的頻率卻是異常的頻繁，這是在其他因子看不到的現象。而圖 5-23 ARMA[(1, 2), (12)] 顯示在總樓地板面積落後期數第一期和第二期分別有 -0.5098 和 -0.1971 的影響力，這也是與其他因子大不相同的地方，與一般的思維是不同的。然而殘差在落後期數第十二期有 0.467 的正影響力調整至均衡點。在係數檢定和 R-squared 有步錯的表現。表 5-3，JB 值 (4.724) 差強人意。

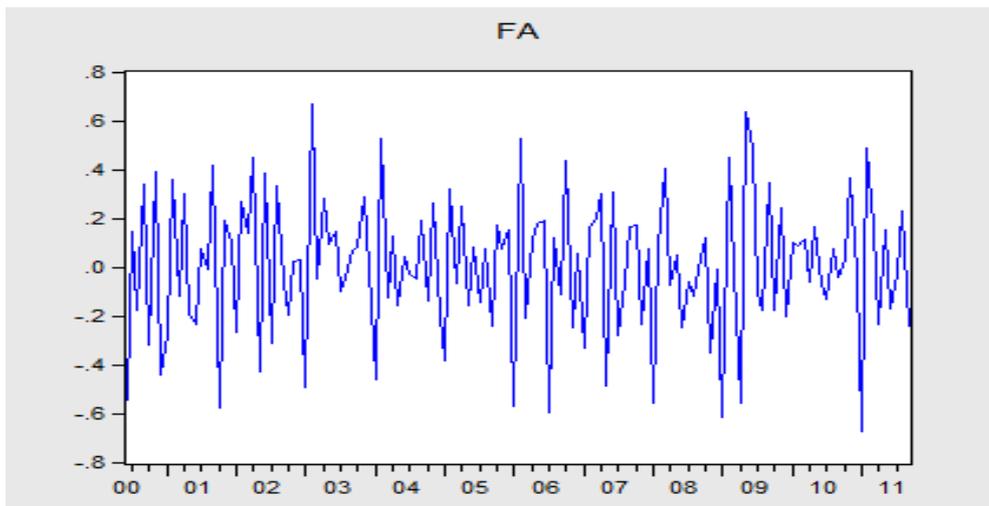


圖 5-22 總樓地板面積增加變動率

Dependent Variable: FA  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/04/12 Time: 16:01  
 Sample: 2000M06 2011M09  
 Included observations: 136  
 Convergence achieved after 7 iterations  
 MA Backcast: 1999M06 2000M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FA(-1)	-0.509814	0.085194	-5.984131	0.0000
FA(-2)	-0.197186	0.084997	-2.319925	0.0219
MA(12)	0.467384	0.081588	5.728628	0.0000
R-squared	0.351982	Mean dependent var		0.003777
Adjusted R-squared	0.342237	S.D. dependent var		0.282717
S.E. of regression	0.229291	Akaike info criterion		-0.085840
Sum squared resid	6.992375	Schwarz criterion		-0.021590
Log likelihood	8.837115	Hannan-Quinn criter.		-0.059730
Durbin-Watson stat	2.015681			
Inverted MA Roots	.91+.24i	.91-.24i	.66-.66i	.66+.66i
	.24+.91i	.24-.91i	-.24+.91i	-.24-.91i
	-.66-.66i	-.66-.66i	-.91+.24i	-.91-.24i

圖 5-23 FA ARMA[(1, 2), (12)]

## (十二) 建築物所有權買賣轉移戶數(HN)

圖 5-24 建築物所有權買賣轉移戶數變動率也和薪資所得因子一樣有波動叢聚的趨勢，而且固定一段時間點就會產生一次大波動。不過讓人訝異的由圖 5-25 ARMA[(1, 2), (12)]模型看來，落後期數一期和落後期數二期分別有-0.546 和-0.204 的影響力，直到殘差落後期數第十二期有 0.917 的影響力調整回到均衡點。建築物所有權買賣轉移戶數，除了一般人選擇改變居所也包含了投資者買賣的轉移的次數，所以和預期的隨著房地產市場成熟而建築物所有權買賣轉移戶數會慢慢增加的想法產生差異，投資者心理預期也將會是考慮的一大因素之一。而同樣的係數檢定和 R-squared 都有很好的表現，但是表 5-3，JB 值(27.2925)卻無法認同有常態分配的現象。

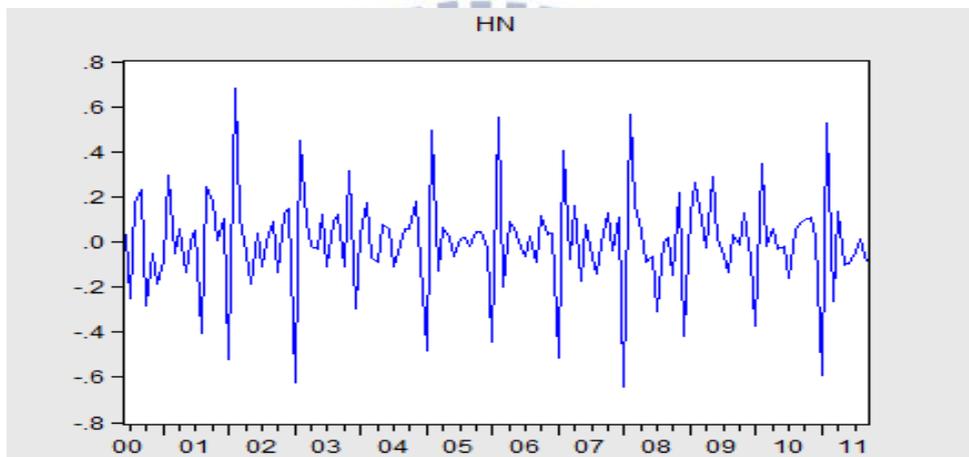


圖 5-24 建築物所有權買賣轉移戶數變動率

Dependent Variable: HN  
 Method: Least Squares  
 Date: 01/04/12 Time: 15:37  
 Sample: 2000M06 2011M09  
 Included observations: 136  
 Convergence achieved after 11 iterations  
 MA Backcast: 1999M06 2000M05

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HN(-1)	-0.546970	0.085479	-6.398906	0.0000
HN(-2)	-0.204412	0.085604	-2.387878	0.0184
MA(12)	0.917069	0.015059	60.89832	0.0000
R-squared	0.487148	Mean dependent var		-0.000821
Adjusted R-squared	0.479436	S.D. dependent var		0.219813
S.E. of regression	0.158595	Akaike info criterion		-0.823112
Sum squared resid	3.345274	Schwarz criterion		-0.758862
Log likelihood	58.97158	Hannan-Quinn criter.		-0.797002
Durbin-Watson stat	2.021657			
Inverted MA Roots	.96-.26i	.96+.26i	.70+.70i	.70-.70i
	.26-.96i	.26+.96i	-.26-.96i	-.26+.96i
	-.70-.70i	-.70-.70i	-.96-.26i	-.96+.26i

圖 5-25 HN ARMA[(1, 2), (12)]

### (十三) 土地增值稅(LI)

從圖 5-26 土地增值稅變動率似乎看不出甚麼端倪，偶而有大波動的產生，偶而有小波動的產生，也沒有固定的時間間距規律。而從圖 5-27 ARMA [(12), (1, 12)] 的最終模型來看，短時間內土地增值稅是沒有影響力的，落後期數第十二期也就是一年，會有 0.816 的正影響力。而殘差落後期數 MA(1)、MA(12) 將會有負的影響力調整到均衡點。而同樣的係數檢定和 R-squared 都有很好的表現，但是表 5-3，JB 值(21.1026)卻無法認同有常態分配的現象。

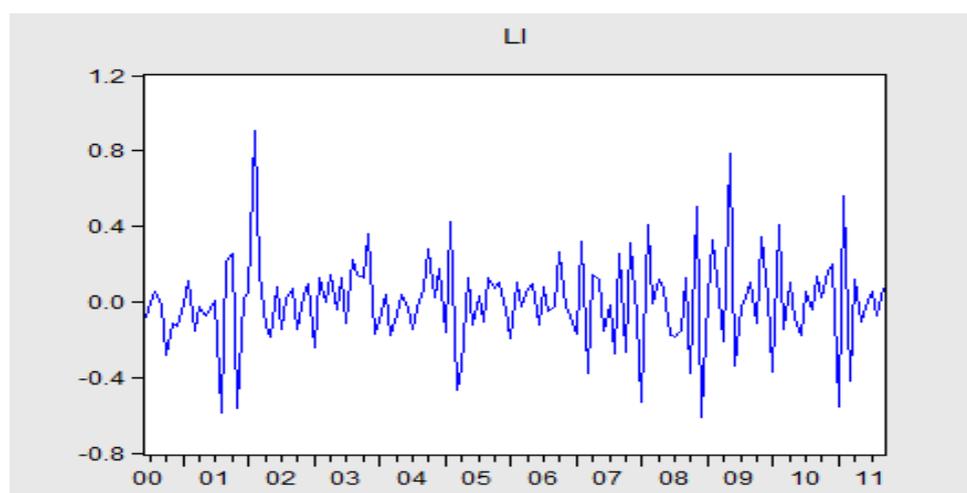


圖 5-26 土地增值稅變動率

Dependent Variable: LI  
Method: Least Squares  
Date: 01/04/12 Time: 14:25  
Sample (adjusted): 2001M01 2011M09  
Included observations: 129 after adjustments  
Failure to improve SSR after 14 iterations  
MA Backcast: 2000M01 2000M12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LI(-12)	0.816100	0.080410	10.14923	0.0000
MA(1)	-0.297723	0.071139	-4.185063	0.0001
MA(12)	-0.680449	0.081416	-8.357674	0.0000
R-squared	0.317325	Mean dependent var		0.002733
Adjusted R-squared	0.306489	S.D. dependent var		0.241228
S.E. of regression	0.200888	Akaike info criterion		-0.349159
Sum squared resid	5.084843	Schwarz criterion		-0.282652
Log likelihood	25.52079	Hannan-Quinn criter.		-0.322136
Durbin-Watson stat	2.180509			
Inverted MA Roots	1.00	.87-.48i	.87+.48i	.51+.84i
	.51-.84i	.02-.97i	.02+.97i	-.46+.84i
	-.46-.84i	-.82-.48i	-.82+.48i	-.95

圖 5-27 LI ARMA[(12), (1, 12)]

#### (十四) 總整理

對所有的變數進行了 Q 統計量檢定，除了消費者物價指數以外，都有顯著無法拒絕變數含有時間序列的假定，也就是與自我相關係數和偏自我相關係數相關。這和以往的文獻研究有一致性。雖然有 ACF 和 PACF 可以判斷，但是混和型的均數卻沒辦法有明確指出落後期和移動平均。這時候就必須有耐心的進行測試，以及依靠 Q 統計量，變數的 t 統計量，來決定均數方程式，最後 Q 檢定量都大幅的降低。本研究也收集了 Q 平方檢定量和常態分配 JB 檢定量，Q 平方檢定量可以得知是均數方程式是否含有異質變異，而殘差也必須符合常態分配，以利用下一節 T-GARCH 模型的建立。不過本章節並沒有把結果貼出來，所以將簡略的整理在下方表格。



表 5-2 總體經濟因子均數方程式模型檢定(一)

變數名稱	均數方程式	Q(20)	p-value	自我相關
信義房屋月指數報酬率	ARMA[(2, 6), (1, 2)]	14.959	0.665	不顯著
台灣加權指數	ARMA(2, 1)	16.128	0.584	不顯著
營建類指數	ARMA[1, (1, 3)]	22.681	0.305	不顯著
消費者物價指數	***	***	***	不顯著
貨幣供給量	ARMA[(1, 10, 12), (10, 12)]	17.774	0.471	不顯著
人口成長率	ARMA[(1, 2, 12), (1, 2, 12)]	7.0569	0.983	不顯著
台灣地區失業率	ARMA[(1, 2), (12, 24, 25)]	19.004	0.328	不顯著
薪資所得成長率	ARMA[(1, 11), (12, 24, 36)]	11.741	0.816	不顯著
建築貸款餘額變動率	ARMA[(1, 4), (2, 4)]	11.412	0.876	不顯著
購屋貸款利率	ARMA(1, 2)	10.826	0.902	不顯著
總樓地板面積增加率	ARMA[(1, 2), (12)]	10.199	0.948	不顯著
建築物所有權買賣轉移戶數	ARMA[(1, 2), (12)]	18.216	0.508	不顯著
土地增值稅	ARMA[(12), (1, 12)]	19.209	0.379	不顯著

表 5-3 總體經濟因子均數方程式模型檢定(二)

$Q^2(20)$	p-value	異質變異	JB	p-value	常態分配
36.675	0.006	顯著	18.995	0.000007	不顯著
26.552	0.116	顯著	2.7789	0.249	顯著
14.574	0.691	不顯著	15.134	0.000517	不顯著
***	***	***	***	***	***
24.196	0.149	顯著	0.0896	0.956	顯著
30.851	0.021	顯著	199.3195	0	不顯著
51.117	0	顯著	0.4547	0.7966	顯著
24.808	0.099	顯著	92.0599	0	不顯著
19.576	0.357	不顯著	15.3323	0.00468	不顯著
7.7825	0.982	不顯著	717.1464	0	不顯著
20.461	0.865	不顯著	4.724	0.0942	不顯著
15.957	0.66	不顯著	27.2925	0	不顯著
9.4676	0.948	不顯著	21.1026	0.00002	不顯著

ARMA 即所謂的均數方程式，在上面的 ARMA 圖為經過多次測試之後所決定最終的均數方程式。而它們在係數檢定上 1%、5% 和 10% 之下都有良好的表現，並且同時參考 Q-test 和  $Q^2$ -test 和 JB 值檢定殘差的分配情形，都在合格的範圍之下才選用的均數方程式。而  $Q(20)$  即為 Q-test 檢定落後期數二十期的結果，因為要把所有落後期數的檢定結果表現出來會很混亂，所以參考以往的文獻選用落後期數第二十期作為代表。而可以看到從表 5-2 觀察到 Q-test 值都已經無法拒絕無自我相關的假設檢定。P-Value 也介於 0.3~0.9 之間，因此均數方程式有良好的表現。而  $Q^2$ -test 則是檢定時間序列資料異質變異的現象，在還未帶入 ARCH/GARCH/TGARCH 模型之前，只有四個變數因子無異質變異的現象，可見一般的總體經濟因子擁有異質變異的情況也是很普遍的。而  $Q^2(20)$  就是  $Q^2$ -test 落後期數二十期的值。其中失業率的值甚至高達 51，而信義房屋房價指數也高達 36，而 JB 值是檢定殘差是否符合常態分配，從表 5-3 可以看到也只有三個總體經濟因子有常態分配的現象，其中購屋貸款利率的 JB 值更是高達 717，完全拒絕的常態分配。所以勢必要進行 ARCH/GARCH/TGARCH 模型中作檢定。



## 5-2-2 檢定個別的 T-GARCH(p, q, r)模型

檢定完個別的均數方程式後，係數經過 t-test 之後在 5% 檢定量之下都非常顯著，Q 檢定量都已經顯著的拒絕了變數時間序列的自我相關。因此都可以視為候選的均數方程式。但是常態分配的 JB 檢定量在有些變數上並不顯著，所造成的原因可能是經濟上的厚尾，峰態或者是擁有過度偏態。而且 Q 平方統計量檢定出有一半的變數擁有異質變異。由於以上兩個原因，可以進一步的配適 T-GARCH 模型。

檢定 T-GARCH 模型的步驟，首先選取適合的 p, q, r 落後期數，再由 Q 統計量，Q 平方統計量以及 JB 統計量進行判斷，統計量不合格就再選取新的 p, q, r 落後期數，直到三項統計量都達到合格的範圍。

圖 5-28~圖 5-40 為最後檢定出來的最終的 ARMA-TGARCH 模型。



(一) 信義房屋月指數報酬率 T-GARCH(1.3.1)

信義房屋月指數報酬率最後所選擇出來的最好的配適模型為 T-GARCH(1.3.1)模型，並且由圖 5-28 可以看出係數檢定量。雖然波動性異質變異的係數檢定量似乎看起來沒有這麼好，但是也是許多波動性異質變異的時間序列模型中所挑選出來最好的選擇。

最後再做一次 Q-test、 $Q^2$ -test 和 ARCH-LM test 以及 JB 值的檢定量。由表 5-5 可以看得出來 Q(20)-test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2$ (20)-test 從 36.675 降至 10.769 已經顯著拒絕異質變異的現象。JB 值也從 18.995 降到 2.0566 非常接近常態分配了。故本研究最後對台北房地產市場地模型選擇為 ARMA[(2, 6), (1, 2)]- T-GARCH(1.3.1)模型。

由於台北房地產擁有 T-GARCH 模型的性質，將可以對波動性中的正殘差和負殘差係數做比較。正殘差係數加總為 0.334726，而負殘差係數總合為 0.2588。這於之前的研究有相同的結果，正殘差帶來的影響是高於負殘差的，與之前的文獻差別在於它們的差異並沒有太大的差距。

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.137966	0.037247	3.704061	0.0002
HIR(-2)	0.602691	0.067551	8.922014	0.0000
HIR(-6)	0.187060	0.052295	3.577000	0.0003
MA(1)	-0.154110	0.050096	-3.076273	0.0021
MA(2)	-0.824507	0.049942	-16.50943	0.0000
Variance Equation				
C	4.599259	1.512102	3.041633	0.0024
RESID(-1)^2	0.010703	0.038623	0.277114	0.7817
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.258832	0.229000	1.130270	0.2584
RESID(-2)^2	-0.038228	0.042486	-0.899779	0.3682
RESID(-3)^2	0.362251	0.165387	2.190327	0.0285
GARCH(-1)	-0.225448	0.170627	-1.321289	0.1864
R-squared	0.179570	Mean dependent var	0.446912	
Adjusted R-squared	0.113407	S.D. dependent var	2.789455	
S.E. of regression	2.626525	Akaike info criterion	4.635235	
Sum squared resid	855.4305	Schwarz criterion	4.871962	
Log likelihood	-301.8784	Hannan-Quinn criter.	4.731434	
F-statistic	2.714031	Durbin-Watson stat	2.316741	
Prob(F-statistic)	0.004779			
Inverted MA Roots	.99	-83		

圖 5-28 HIR T-GARCH(1.3.1)

## (二) 台灣加權指數 T-GARCH(1.1.1)

由圖 5-29 看出台灣加權指數最終配適度高的模型為 T-GARCH(1.1.1)，而且在係數檢定上比信義房屋月指數更為合格。均數方程式和 TGARCH 項的係數都顯著拒絕於零。

表 5-4 跟 5-5 可以看出，Q(20)-test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 26.552 降至 13.683 已經顯著拒絕異質變異的現象。不過 JB 值從 2.7789 小幅上升到 5.7389，常態分布的情形稍微變成不顯著了。但是這也是經過多次測試後最好的模型。所以台灣加權指數最後所選擇的模型為 ARMA[(1, 2), 1]- T-GARCH(1.1.1) 模型。

台灣加權指數的正的殘差對波動性會有 -0.1369 的影響，負的殘差對波動性會有 0.1266 的影響力。與房地產剛好產生了相反的結果，如果有好消息發生的話波動性會下降，反之會上升。此為金融性商品以及房地產之間的差異。

Dependent Variable: TW  
Method: ML - ARCH  
Date: 12/20/11 Time: 13:58  
Sample: 2000M06 2011M09  
Included observations: 136  
Convergence achieved after 25 iterations  
MA Backcast: 2000M05  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(4) + C(5)\*RESID(-1)^2 + C(6)\*RESID(-1)^2\*(RESID(-1)<0) + C(7)\*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TW(-1)	-0.525745	0.023427	-22.44197	0.0000
TW(-2)	0.303582	0.043596	6.963489	0.0000
MA(1)	0.992413	0.008031	123.5758	0.0000

Variance Equation				
C	0.721331	0.270565	2.666018	0.0077
RESID(-1)^2	-0.136970	0.016658	-8.222615	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.126643	0.059936	2.112978	0.0346
GARCH(-1)	1.042177	0.025708	40.53942	0.0000

R-squared	0.222468	Mean dependent var	-0.128603
Adjusted R-squared	0.186304	S.D. dependent var	6.408744
S.E. of regression	5.781014	Akaike info criterion	6.189699
Sum squared resid	4311.195	Schwarz criterion	6.339615
Log likelihood	-413.8995	Hannan-Quinn criter.	6.250621
Durbin-Watson stat	1.933262		

Inverted MA Roots	-0.99
-------------------	-------

圖 5-29 TW T-GARCH(1.1.1)

### (三) 營建類指數 T-GARCH(3.0.0)

由圖 5-30 看出營建類指數最終配適度高的模型為 T-GARCH(3.0.0)，也就是 GARCH(3.0) 模型。在眾多的總體經濟因子中算是少數沒有 T-GARCH 性質的因子。雖然如此，均數方程式和 TGARCH 項的係數都顯著拒絕於零，表現也是非常好。

表 5-4 跟 5-5 可以看出，Q(20)-test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 14.574 升至 22.99，不過依舊顯著拒絕異質變異的現象。不過 JB 值從 15.134 下降到 8.1688，更接近了一些常態分配。為了選擇出較好的方程式，有時候會犧牲一些統計量來增加模型合格的標準。所以營建類指數最後所選擇的模型為 ARMA[(1, (1, 3)]-GARCH(3.0) 模型。

營建類指數由於配適的模型為 GARCH(3.0)，在波動性上沒有殘差的影響，只有波動性落後期數第一期、第二期和第三期有所關連。

Dependent Variable: TC  
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution  
Date: 12/26/11 Time: 11:41  
Sample: 2000M06 2011M09  
Included observations: 136  
Convergence achieved after 63 iterations  
MA Backcast: 2000M03 2000M05  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(4) + C(5)\*GARCH(-1) + C(6)\*GARCH(-2) + C(7)\*GARCH(-3)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
TC(-1)	0.794676	0.144098	5.514839	0.0000
MA(1)	-0.668648	0.163068	-4.100417	0.0000
MA(3)	-0.196319	0.070068	-2.801850	0.0051
Variance Equation				
C	439.0474	48.09053	9.129602	0.0000
GARCH(-1)	-0.279418	0.013832	-20.20132	0.0000
GARCH(-2)	-0.257216	0.018582	-13.84196	0.0000
GARCH(-3)	-1.012759	0.014157	-71.53547	0.0000
R-squared	0.091234	Mean dependent var	0.418456	
Adjusted R-squared	0.048966	S.D. dependent var	13.28652	
S.E. of regression	12.95715	Akaike info criterion	7.959581	
Sum squared resid	21657.52	Schwarz criterion	8.109497	
Log likelihood	-534.2515	Hannan-Quinn criter.	8.020503	
Durbin-Watson stat	1.871875			
Inverted MA Roots	.91	-.12-.45i	-.12+.45i	

圖 5-30 TC T-GARCH(3.0.0)

#### (四) 貨幣供給量 T-GARCH(1.1.1)

由圖 5-31 看出貨幣供給量最終配適度高的模型為 T-GARCH(1.1.1)，為最常被人所使用的模型。均數方程式和 TGARCH 項的係數都顯著拒絕於零，表現也是非常好。

表 5-4 跟 5-5 可以看出， $Q(20)$ -test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 24.196 降至 19.101 達到顯著拒絕異質變異的現象。不過 JB 值從 0.0896 小幅上升到 1.006，不過依舊維持著常態分布的情形。在目前做出來的模型中，算是最有效力的一個模型。

貨幣供給量的正的殘差對波動性會有 -0.2136 的影響，負的殘差對波動性會有 0.2096 的影響力。與台灣加權指數有相同的結果，如果有好消息發生的話波動性會下降，反之會上升。

Dependent Variable: M2  
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution  
Date: 12/26/11 Time: 15:45  
Sample (adjusted): 2001M01 2011M09  
Included observations: 129 after adjustments  
Failure to improve Likelihood after 19 iterations  
MA Backcast: 2000M01 2000M12  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(5) + C(6)\*RESID(-1)^2 + C(7)\*RESID(-1)^2\*(RESID(-1)<0) + C(8)\*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
M2(-10)	0.070839	0.021881	3.237431	0.0012
M2(-12)	0.912123	0.021039	43.35306	0.0000
MA(10)	-0.063402	0.031488	-2.013534	0.0441
MA(12)	-0.907268	0.025124	-36.11109	0.0000

Variance Equation				
C	0.096290	0.056670	1.699131	0.0893
RESID(-1)^2	-0.213689	0.064856	-3.294825	0.0010
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.209686	0.088255	2.375913	0.0175
GARCH(-1)	0.615862	0.299393	2.057037	0.0397

R-squared	0.489142	Mean dependent var	0.402196
Adjusted R-squared	0.459588	S.D. dependent var	0.628004
S.E. of regression	0.461663	Akaike info criterion	1.307455
Sum squared resid	25.78907	Schwarz criterion	1.484808
Log likelihood	-76.33085	Hannan-Quinn criter.	1.379517
Durbin-Watson stat	2.073223		

圖 5-31 M2 T-GARCH(1.1.1)

### (五) 人口成長率 T-GARCH(1.1.1)

人口成長率也是適用於 T-GARCH(1.1.1) 模型，並且係數檢定量也都相當的不錯，就不在多加描述。

不過在表 5-4 跟 5-5 可以看出， $Q(20)$ -test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 30.851 大幅降至 7.538 達到顯著拒絕異質變異的現象。並且 JB 值從 199.319 大幅降至 20.2，雖然還是沒有達到常態分佈合格的標準，但是表現也已經很不錯了。

人口成長率的波動不對稱性，在正殘差有 0.37 的影響力，而負殘差有 1.134 的影響力，不管是好消息發生或壞消息發生，都會增加波動的幅度，而當壞消息發生的時候更為顯著。

Dependent Variable: PR  
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution  
Date: 12/28/11 Time: 12:46  
Sample (adjusted): 2001M01 2011M09  
Included observations: 129 after adjustments  
Failure to improve Likelihood after 23 iterations  
MA Backcast: 2000M01 2000M12  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(6) + C(7)\*RESID(-1)^2 + C(8)\*RESID(-1)^2\*(RESID(-1)<0) + C(9)\*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.027234	0.006712	4.057510	0.0000
PR(-1)	0.364358	0.058456	6.232974	0.0000
PR(-2)	0.118701	0.048891	2.427884	0.0152
PR(-12)	-0.148748	0.089638	-1.659422	0.0970
MA(12)	0.382738	0.087335	4.382395	0.0000
Variance Equation				
C	0.000217	6.48E-05	3.341778	0.0008
RESID(-1)^2	0.370553	0.149749	2.474496	0.0133
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	1.134024	0.253133	4.479945	0.0000
GARCH(-1)	-0.069729	0.026658	-2.615732	0.0089
R-squared	0.007025	Mean dependent var		0.040891
Adjusted R-squared	-0.059173	S.D. dependent var		0.028755
S.E. of regression	0.029594	Akaike info criterion		-4.733715
Sum squared resid	0.105095	Schwarz criterion		-4.534193
Log likelihood	314.3246	Hannan-Quinn criter.		-4.652645
F-statistic	0.106125	Durbin-Watson stat		2.391728
Prob(F-statistic)	0.998957			

圖 5-32 PR T-GARCH(1.1.1)

## (六) 台灣地區失業率 T-GARCH(2. 2. 1)

台灣地區失業率最後所選擇出來的最好的配適模型為 T-GARCH(2. 2. 1) 模型，並且由圖 5-34 可以看出係數檢定量。均數方程式和 T-GARCH 係數項都顯著拒絕於零。

表 5-4 跟 5-5 可以看出， $Q(20)$ -test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 51.117 大幅降至 21.606 達到顯著拒絕異質變異的現象。JB 值從 0.4547 升至 0.7922，不過依舊維持著常態分配的性質。

台灣地區失業率的波動不對稱性，在正殘差有 0.167 的影響力，而負殘差有 -0.168 的影響力，這與信義房屋月指數報酬率擁有一樣的反槓桿不對稱性。當失業率提升的時候，他的波動性將會些微上升，可能是市場上的不安情緒造成失業率的波動。而反觀失業率若是呈現下降的，波動性會大幅的降低，有穩定就業率的可能性。

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
UE(-1)	1.633979	0.040601	40.24507	0.0000
UE(-2)	-0.641439	0.040390	-15.88132	0.0000
MA(12)	0.554130	0.050723	10.92472	0.0000
MA(24)	0.588956	0.041376	14.23430	0.0000
MA(25)	0.281873	0.056430	4.995060	0.0000
Variance Equation				
C	0.007331	0.001617	4.532731	0.0000
RESID(-1) <sup>2</sup>	0.250747	0.052206	4.803053	0.0000
RESID(-1) <sup>2</sup> *(RESID(-1)<0)	-0.168417	0.040963	-4.111489	0.0000
RESID(-2) <sup>2</sup>	-0.093403	0.059092	-1.580642	0.1140
GARCH(-1)	-0.504873	0.090579	-5.573843	0.0000
GARCH(-2)	0.510079	0.085580	5.960246	0.0000
R-squared	0.984657	Mean dependent var	4.540147	
Adjusted R-squared	0.983429	S.D. dependent var	0.728681	
S.E. of regression	0.093802	Akaike info criterion	-1.966207	
Sum squared resid	1.099843	Schwarz criterion	-1.730624	
Log likelihood	144.7021	Hannan-Quinn criter.	-1.870472	
Durbin-Watson stat	2.309026			

圖 5-34 UE T-GARCH(2. 2. 1)

### (七) 薪資所得成長率 T-GARCH(2. 1. 1)

薪資所得成長率適用於 T-GARCH(2. 1. 1)模型，與 T-GARCH(1. 1. 1)有所不同。而在薪資所得成率落後期數第十一期係數檢定，有一點超出安全範圍，R-squared 為 0.486 有很好的表現。

在表 5-4 跟 5-5 可以看出，Q(20)-test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 24.808 大幅降至 14.759 達到顯著拒絕異質變異的現象。並且 JB 值從 92.059 大幅降至 14.537，雖然還是沒有達到常態分佈合格的標準，但是表現也已經很不錯了。

薪資所得成長率的波動不對稱性，在正殘差有 0.28 的影響力，而負殘差有 -0.07 的影響力，似乎在波動性方面當負面消息發生的時候，比較不會影響波動性。而當好消息發生的時候，將會使薪資所得市場產生較劇烈的波動。



Dependent Variable: IN  
 Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution  
 Date: 12/29/11 Time: 15:52  
 Sample (adjusted): 2000M12 2011M09  
 Included observations: 130 after adjustments  
 Convergence achieved after 40 iterations  
 MA Backcast: 1997M12 2000M11  
 Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
 GARCH = C(6) + C(7)\*RESID(-1)^2 + C(8)\*RESID(-1)^2\*(RESID(-1)<0) + C(9)\*GARCH(-1) + C(10)\*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
IN(-1)	-0.341125	0.060627	-5.626613	0.0000
IN(-11)	0.072646	0.048933	1.484602	0.1376
MA(12)	0.355152	0.036783	9.655227	0.0000
MA(24)	0.537141	0.039872	13.47158	0.0000
MA(36)	0.660632	0.032112	20.57244	0.0000

Variance Equation				
C	0.340333	0.034542	9.852746	0.0000
RESID(-1)^2	0.280426	0.057812	4.850674	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.076450	0.023750	-3.218991	0.0013
GARCH(-1)	0.524179	0.060089	8.723313	0.0000
GARCH(-2)	-0.782247	0.074295	-10.52894	0.0000

R-squared	0.486245	Mean dependent var	0.049647
Adjusted R-squared	0.447714	S.D. dependent var	0.775149
S.E. of regression	0.576059	Akaike info criterion	1.547253
Sum squared resid	39.82133	Schwarz criterion	1.767833
Log likelihood	-90.57146	Hannan-Quinn criter.	1.636882
Durbin-Watson stat	1.785097		

圖 5-35 IN T-GARCH(2. 1. 1)

### (八) 建築貸款餘額變動率 T-GARCH(2. 2. 0)

由圖 5-36 看出建築貸款餘額變動率配適的模型為 T-GARCH(2. 2. 0)，也就是 GARCH(2. 2) 模型。在眾多的總體經濟因子中是第二個沒有 T-GARCH 性質的因子。而在均數方程式中殘差落後期數 MA(2) 的檢定量也稍微超出了合格範圍，不過其他係數都有顯著拒絕於零。

表 5-4 跟 5-5 可以看出，Q(20)-test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 19.579 降至 15.229，依舊顯著拒絕異質變異的現象。不過 JB 值從 15.332 下降到 1.364，從原本沒有常態分配的性質變為擁有常態分配的性質，算是成功建構的模型之一。

建築貸款餘額變動率配適的模型為 GARCH(2. 2)，殘差在波動性上沒有區分正負的差別，在殘差落後一期有 -0.1 的影響力，在殘差落後二期有 0.034 的影響力。

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
DB(-1)	0.264879	0.068163	3.885945	0.0001
DB(-4)	0.641928	0.095396	6.729104	0.0000
MA(2)	0.077024	0.057899	1.330315	0.1834
MA(4)	-0.389042	0.122224	-3.183038	0.0015

Variance Equation				
C	1.464445	0.194053	7.546638	0.0000
RESID(-1)^2	-0.100006	0.019857	-5.036346	0.0000
RESID(-2)^2	0.034166	0.019474	1.754407	0.0794
GARCH(-1)	1.212284	0.024001	50.51046	0.0000
GARCH(-2)	-0.943835	0.033690	-28.01515	0.0000

R-squared	0.408676	Mean dependent var	0.631231
Adjusted R-squared	0.371427	S.D. dependent var	1.777363
S.E. of regression	1.409140	Akaike info criterion	3.444795
Sum squared resid	252.1807	Schwarz criterion	3.637545
Log likelihood	-225.2461	Hannan-Quinn criter.	3.523124
Durbin-Watson stat	2.035237		

圖 5-36 DB T-GARCH(2. 2. 0)

### (九) 購屋貸款利率 T-GARCH(2.1.1)

購屋貸款利率適用於 T-GARCH(2.1.1) 模型，與薪資所得成長率有相同的配適模型。而在 GARCH(-1) 係數檢定，超出了安全範圍，R-squared 為 0.222 的表現也算普通。

但是在表 5-4 跟 5-5 可以看出，Q(20)-test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 7.7825 升至 17.28 不過還是在顯著拒絕異質變異的範圍。並且 JB 值從 717.1464 大幅降至 1.4917，這在所有的總體經濟因子中改變最多的因子，並且也符合了常態分配的標準。

購屋貸款利率的波動不對稱性，在正殘差有 0.27 的影響力，而負殘差有 0.49 的影響力，好消息和壞消息都會使購屋貸款利率波動性增加。而壞的消息更是擁有兩倍的影響力於好的消息。所以政府在調整利率時，必須小心謹慎。



Dependent Variable: INT  
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution  
Date: 01/09/12 Time: 19:36  
Sample: 2000M06 2011M09  
Included observations: 136  
Convergence achieved after 29 iterations  
MA Backcast: 2000M04 2000M05  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(4) + C(5)\*RESID(-1)^2 + C(6)\*RESID(-1)^2\*(RESID(-1)<0) + C(7)\*GARCH(-1) + C(8)\*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
INT(-1)	0.947640	0.035973	26.34311	0.0000
MA(1)	-0.611675	0.111752	-5.473527	0.0000
MA(2)	-0.180504	0.106192	-1.699791	0.0892

Variance Equation				
C				
C	3.23E-05	1.60E-05	2.022771	0.0431
RESID(-1)^2	0.270711	0.168335	1.608163	0.1078
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.491041	0.230357	2.131653	0.0330
GARCH(-1)	0.205923	0.223614	0.920886	0.3571
GARCH(-2)	0.293467	0.183635	1.598099	0.1100

R-squared	0.222141	Mean dependent var	-0.009382
Adjusted R-squared	0.179602	S.D. dependent var	0.031628
S.E. of regression	0.028648	Akaike info criterion	-4.876197
Sum squared resid	0.105048	Schwarz criterion	-4.704864
Log likelihood	339.5814	Hannan-Quinn criter.	-4.806572
Durbin-Watson stat	1.569852		

圖 5-37 INT T-GARCH(2.1.1)

### (十) 總樓地板面積增加率 T-GARCH(2.0.0)

由圖 5-38 看出總樓地板面積增加率配適的模型為 T-GARCH(2.0.0)，也就是 GARCH(2.0) 模型。在眾多的總體經濟因子中是第三個沒有 T-GARCH 性質的因子。係數檢定量都顯著拒絕於零。R-squared 值為 0.348 也算有不錯的表現。

表 5-4 跟 5-5 可以看出，Q(20)-test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 20.461 降至 17.951，依舊顯著拒絕異質變異的現象。不過 JB 值從 4.724 下降到 0.717，從原本沒有常態分配的性質變為擁有常態分配的性質，算是成功建構的模型之一。

總樓地板面積增加率配適的模型為 GARCH(2.0)，殘差在波動性上沒有影響力，波動性只與自我的落後期數有關。

Dependent Variable: FA  
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution  
Date: 01/04/12 Time: 16:08  
Sample: 2000M06 2011M09  
Included observations: 136  
Convergence achieved after 33 iterations  
MA Backcast: 1999M06 2000M05  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(4) + C(5)\*GARCH(-1) + C(6)\*GARCH(-2)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
FA(-1)	-0.532062	0.094227	-5.646575	0.0000
FA(-2)	-0.144546	0.080449	-1.796731	0.0724
MA(12)	0.445195	0.061846	7.198482	0.0000

Variance Equation

C	0.028792	0.002288	12.58513	0.0000
GARCH(-1)	1.469841	0.007160	205.2891	0.0000
GARCH(-2)	-0.991934	0.007510	-132.0812	0.0000

R-squared	0.348370	Mean dependent var	0.003777
Adjusted R-squared	0.323307	S.D. dependent var	0.282717
S.E. of regression	0.232567	Akaike info criterion	-0.129240
Sum squared resid	7.031349	Schwarz criterion	-0.000741
Log likelihood	14.78835	Hannan-Quinn criter.	-0.077021
Durbin-Watson stat	1.970907		

圖 5-38 FA T-GARCH(2.0.0)

(十一) 建築物所有權買賣轉移戶數 T-GARCH(1.1.1)

建築物所有權買賣轉移戶數也是 T-GARCH(1.1.1)的成員之一。在係數檢定上，除了 GARCH(-1)外，都有顯著拒絕於零的結果。而 R-squared 也高達 0.484，算是有很好的表現。

在表 5-4 跟 5-5 可以看出，Q(20)-test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 15.957 升至 16.561 不過依舊顯著拒絕異質變異的現象。而 JB 值從 27.2925 大幅降至 8.0718，雖然還是沒有達到常態分佈合格的標準，但是 P-value 也增加到 0.017。

建築物所有權買賣轉移戶數的波動不對稱性，在正殘差有 1.01 的影響力，而負殘差有 -0.94 的影響力，這與信義房屋月指數報酬率擁有相同的反槓桿不對稱性，並且係數更為顯著。就如同前面所提及的，投資者心理預期也將會是考慮的一大因素之一。因此造成了和房價指數有了相同的趨勢。

Dependent Variable: HN  
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution  
Date: 01/04/12 Time: 15:46  
Sample: 2000M06 2011M09  
Included observations: 136  
Convergence achieved after 48 iterations  
MA Backcast: 1999M06 2000M05  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(4) + C(5)\*RESID(-1)^2 + C(6)\*RESID(-1)^2\*(RESID(-1)<0) + C(7)\*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
HN(-1)	-0.498745	0.097266	-5.127643	0.0000
HN(-2)	-0.225691	0.075313	-2.996721	0.0027
MA(12)	0.913724	0.012331	74.09694	0.0000
Variance Equation				
C	0.017051	0.004093	4.165669	0.0000
RESID(-1)^2	1.014696	0.362593	2.798444	0.0051
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.946578	0.355535	-2.662405	0.0078
GARCH(-1)	-0.101615	0.082996	-1.224333	0.2208
R-squared	0.484543	Mean dependent var		-0.000821
Adjusted R-squared	0.460568	S.D. dependent var		0.219813
S.E. of regression	0.161444	Akaike info criterion		-0.900348
Sum squared resid	3.362268	Schwarz criterion		-0.750432
Log likelihood	68.22365	Hannan-Quinn criter.		-0.839426
Durbin-Watson stat	2.128756			

圖 5-39 HN T-GARCH(1.1.1)

## (十二) 土地增值稅 T-GARCH(1.1.1)

土地增值稅也是 T-GARCH(1.1.1) 的成員之一。在係數檢定上，T-GARCH 項係數檢定的表現不太好，但是由於經過多次檢定之後 T-GARCH(1.1.1) 還是較為合格的模型。

在表 5-4 跟 5-5 可以看出， $Q(20)$ -test 依舊維持高度無時間序列關係。而在  $Q^2(20)$ -test 從 9.4676 升至 10.429 不過依舊顯著拒絕異質變異的現象。而 JB 值從 21.1026 小降至 16.181，還是沒有達到常態分佈合格的標準。

土地增值稅的波動不對稱性，在正殘差幾乎是沒有影響力，而負殘差有 0.192 的影響力。



Dependent Variable: LI  
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution  
Date: 01/04/12 Time: 14:36  
Sample (adjusted): 2001M01 2011M09  
Included observations: 129 after adjustments  
Convergence achieved after 14 iterations  
MA Backcast: 2000M01 2000M12  
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)  
GARCH = C(4) + C(5)\*RESID(-1)^2 + C(6)\*RESID(-1)^2\*(RESID(-1)<0) + C(7)\*GARCH(-1)

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
LI(-12)	0.761405	0.061520	12.37657	0.0000
MA(1)	-0.337138	0.056476	-5.969601	0.0000
MA(12)	-0.642359	9.92E-05	-6477.792	0.0000

Variance Equation				
C	0.012920	0.009168	1.409302	0.1587
RESID(-1)^2	-0.000630	0.042521	-0.014805	0.9882
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.192601	0.197907	0.973189	0.3305
GARCH(-1)	0.580384	0.279182	2.078869	0.0376

R-squared	0.309315	Mean dependent var	0.002733
Adjusted R-squared	0.275347	S.D. dependent var	0.241228
S.E. of regression	0.205349	Akaike info criterion	-0.294129
Sum squared resid	5.144508	Schwarz criterion	-0.138945
Log likelihood	25.97132	Hannan-Quinn criter.	-0.231075
Durbin-Watson stat	2.106946		

圖 5-40 LI T-GARCH(1.1.1)

### (十三) 總結

在 T-GARCH 模型選擇有非常多的難處，為了調整自我迴歸的異質變異，有時候會使常態分配檢定變弱，或者是要使高度偏性的方程式迴歸常態分配，就要犧牲不少異質變異的檢定力。因此在這兩個因子之間選擇較適合的 T-GARCH 模型，就變成了一大難題。在本研究上面 12 種 T-GARCH 模型都是經過精密的檢定和深思熟慮後決定的最終模型。當然也有可能更有高度配適的模型隱藏在其中，希望之後調整能夠發現。

在配適的過程中，本研究發現 T-GARCH(1, 1, 1) 和 T-GARCH(2, 1, 1) 比較能夠泛用在房地產價格和總體經濟之間的表現。在本研究的重點，為了解決房地產市場波動性不對稱性的現象而使用了 T-GARCH 模型。就從結果來講，許多的總體經濟變數也可適用此不對稱性的模型之中。大幅降低峰態和偏性過高的變數。就以建築貸款利率變數來看，他的 JB 統計量從 717 降到 1.49，高度峰態的狀態下，轉化成 49% 機率的常態分配，算是非常有效力的模型配適，不過異質變異的現象卻增加了不少。

以上的研究是為了接下來的多變量 T-garch 做準備，影響台北房地產價格的總體經濟因子的選擇。(1) 從以往的研究選取變數組合 (2) 擁有相似的 T-GARCH 模型變數組合 (3) 景氣指標的變數組合等等。

ARMA-TGARCH 模型，Q 平方檢定，JB 統計量，ARCH-LM 檢定將整理在下表。

表 5-4 總體經濟因子 TGARCH 模型檢定量(一)

變數名稱	ARMA-TGARCH	Q(20)	p-value	自我相關
信義房屋月指數報酬率	ARMA[(2, 6), (1, 2)]- TGARCH(1. 3. 1)	14. 043	0. 726(+)	不顯著
台灣加權指數	ARMA(2, 1) TGARCH(1. 1. 1)	14. 834	0. 733(+)	不顯著
營建類指數	ARMA[1, (1, 3)] TGARCH(3. 0. 0)	12. 466	0. 822(+)	不顯著
貨幣供給量	ARMA[(10, 12), (10, 12)] TGARCH(1. 1. 1)	24. 295	0. 146(-)	不顯著
人口成長率	ARMA[(1, 2, 12), (12)] TGARCH(1. 1. 1)	12. 228	0. 876(-)	不顯著
台灣地區失業率	ARMA[(1, 2), (12, 24, 25)] TGARCH(2. 2. 1)	18. 595	0. 352(+)	不顯著
薪資所得成長率	ARMA[(1, 11), (12, 24, 36)] TGARCH(2. 1. 1)	15. 19	0. 231(-)	不顯著
建築貸款餘額變動率	ARMA[(1, 4), (2, 4)] TGARCH(2. 2. 0)	15. 395	0. 635(-)	不顯著
購屋貸款利率	ARMA(1, 2) TGARCH(2. 1. 1)	20. 099	0. 327(-)	不顯著
總樓地板面積增加率	ARMA[(1, 2), (12)] TGARCH(2. 0. 0)	10. 797	0. 930(+)	不顯著
建築物所有權買賣轉移戶數	ARMA[(1, 2), (12)] TGARCH(1. 1. 1)	19. 524	0. 424(-)	不顯著
土地增值稅	ARMA[(12), (1, 12)] TGARCH(1. 1. 1)	19. 983	0. 334(-)	不顯著

表 5-5 總體經濟因子 TGARCH 模型檢定量(二)

$Q^2(20)$	p-value	異質變異	JB	p-value	常態分配
10.769	0.904(+)	不顯著	2.0556	0.3577(+)	顯著
13.683	0.936(+)	不顯著	5.7389	0.0567(-)	不顯著
22.99	0.402(-)	不顯著	8.1688	0.0168(+)	不顯著
19.101	0.386(+)	不顯著	1.006	0.604(-)	顯著
7.538	0.991(+)	不顯著	20.2	0.00004(+)	不顯著
21.606	0.2(+)	不顯著	0.7922	0.6729(-)	顯著
14.759	0.613(+)	不顯著	14.537	0.0069(+)	不顯著
15.229	0.646(+)	不顯著	1.364	0.5055(+)	顯著
17.28	0.242(-)	不顯著	1.4917	0.474(+)	顯著
17.951	0.526(-)	不顯著	0.717	0.698(+)	顯著
16.561	0.62(-)	不顯著	8.0718	0.017(+)	不顯著
10.429	0.917(-)	不顯著	16.181	0.0003(+)	不顯著

由表 5-4~5-5 可以看出帶入了異質變異模型後 Q-test 和  $Q^2$ -test 和 JB 值的改變和各個總體經濟因子所適合的配適模型。全部的總經濟因子 Q-test 檢定都合格，不過帶入異質變異模型之後，有增加也有減少的情況（表中+-號是指表 5-2 和 5-3 相比較，增加或減少的部分），除了 M2 貨幣供給量在危險的邊緣，其他的因子的 P-Value 介於 0.3~0.9 之間，都算是有不錯的表現。而本章節的目的在於消除總體經濟因子波動性異質變異的現象，即所謂要使  $Q^2$ -test 在合格範圍內，而次要的目標則是使殘差能夠符合標準常態分配。從表 5-5 可以看到，全部總體經濟因子也已經到達合格的範圍，它們的 P-value 介於 0.4~0.9 之間，而台灣地區失業率為 0.2 算是在危險的邊緣，不過和表 5-3 比較，它的  $Q^2(20)$  值也從 51 降到了 21.6，而 P-Value 也從 0 增加到 0.2，已經有很好的表現。而次要的目標使殘差標準常態分佈化，也從原本三個顯著常態分配增加到了六個總體經濟因子，而在前面也有提及到就以建築貸款利率因子來看，他的 JB 統計量從 717 降到 1.49，高度峰態的狀態下，轉化成 49% 機率的常態分配。而大部分的總體經濟因子的 JB 值也降低到了 10 以下，雖然無法使全部的因子常態分配，但是和沒有使用異質變異的模型之前，已經增加了許多了檢定力。

總體經濟因子最後沒有配適到 TGARCH 模型有營建類指數的 ARMA[1, (1, 3)]-TGARCH(3, 0, 0) 和貸款餘額變動率 ARMA[(1, 4), (2, 4)] TGARCH(2, 2, 0) 兩個因子。在建構模型的過程中，使用到 T-GARCH 模型的總體經濟因子，往往能夠降低 JB 值，提高因子常態分配的現象，觀察了這十三個總體經濟因子的殘差分配圖形，有許多的樣本都位於兩個甚至三個標準差之外，屬於樣本外的數值，如果排除了這些數值，應該可以使更多的總體經濟因子符合常態非配。

### 5-2-3 估計多變量 T-GARCH

估計多變量 T-GARCH 模型的準備工作已經完成了。現在需要考慮的是如何選擇變數因子進入多變量 T-GARCH 模型中。所遇到的問題如下

(一)因為多變量 T-GARCH 模型是很複雜的模型，多一變數進入候選因子，會使整個模型歪曲產生異質變異或非常態分配的現象。而且在做多變量交叉檢定的時候，會變得複雜到難以檢定。所以在選擇的階段將以 4~7 個為目標估計。

(二)T-GARCH(p, q, r)的估計方法，在第三節也已經詳加說明。而在這裡要選取適當的估計方法，未簡化的估計式會導致太多的待估因子甚至導致資料長度不足，而太簡化的估計式又有可能會失去精準度。因此使用矩陣對角化模型或 BEKK 模型。兩者的差別是數學式上一點的差別，不過在一些待估計參數上可能會出現某一種模型才估計出來的現象(因為簡化導致一些因子沒估計出來，產生了 NA)。而在(p, q, r)的選擇上還是以(1, 1, 1)為主，過往的文獻也有說明(1, 1, 1)是較為多數變數適合的模型。在本研究也有嘗試的使用多種 T-GARCH 模型，最後發現(1, 1, 1)的配適度較為高一些。

(三)而又如何選出 4~7 為一組的多變量模型呢?當然本研究的重點房價是一定要包含在其中的。再者分析前面各個變數的 T-GARCH 模型，擁有相似的模型將會擺在一起。最後參考景氣指標系統做了許多個多變模型。

1. 由生產面面向考慮房價的影響。生產面由如樓地板面積變量很直覺的讓人反應出房地產的景氣狀況。樓地板面積變動率增加，代表生產增加以供日後需要的人增加了，將會造成房地產的熱絡，反之亦然。將生產面因子為一組來考慮房地產景氣。
2. 由投資面面向來看，像是營建股指數代表著投資者對未來房地產的期待，如果投資者認為房地產景氣將會熱絡，則營建股指數會上升。因此把投資因子為一組來考慮。
3. 由交易面面向來看，像是房屋轉移數變動率，若轉移率增加，代表購屋買屋的人數增加，或者是投機者的炒房價行為增加都有可能影響房價的變動，因此把交易面為一組來考慮。
4. 房地產景氣領先面，是由房地產景氣系統所建構出來的。它代表著房地產景氣的熱絡或蕭條。所以使用 T-GARCH 模型建構。
5. 最後將由上述的模型中挑出看起來影響房價最主要的因子組合而成數

個 T-GARCH 模型，將所有面向都考慮進去的總體經濟因子面向。

## I. 生產面(HIR FA DB IN)

表 5-6 多變量 T-GARCH 模型-生產面

組別	第一組		第二組	
異質變異項	T-GARCH(1. 1. 1)		T-GARCH(1. 2. 1)	
解釋變數		Prob.		Prob.
常數項	0. 541610	0. 0659	0. 416982	0. 2019
HIR(-1)	-0. 257858	0. 1350	-0. 221473	0. 0794
HIR(-2)	-0. 200643	0. 3399	0. 083348	0. 3068
HIR(-6)	0. 073456	0. 0337	-0. 303592	0. 0069
FA(-6)	<b>1. 866420</b>	0. 0318	<b>1. 175534</b>	0. 1509
DB(-4)	0. 172142	0. 3070	0. 241714	0. 0575
Log likelihood	-619.2088		-614.9670	
Adj Q-Stat(12)	192.8867	0.4684	189.9312	0.5287

### 小結：

在生產面四個變數跑多次迴歸模型下，只有這組合擁有較好的配適度。經由交叉檢定之後，房價(HIR)除了自我相關之外，也和 FA 以及 DB 有關，其中 FA(-6)的係數 1. 175534 為正影響最為顯著。而其中特別的地方，本研究發現使用 T-GARCH(1. 2. 1)似乎更提高了配適度。不過最大概似值在預期中降低了。不過這兩組都有不錯的配適度。在 Q 檢定之下都已經無自我相關了。

## II. 投資面(HIR IN M2 HN INT TC)

表 5-7 多變量 T-GARCH 模型-投資面(一)

組別	第一組		第二組	
異質變異項	T-GARCH(1.1.1)		T-GARCH(1.1.1)	
解釋變數		Prob.		Prob.
常數項	0.694695	0.0172	0.502006	0.1443
HIR(-1)	<b>-0.338719</b>	0.0000	-0.169719	0.1573
HIR(-2)	-0.214310	0.0456	0.178348	0.0677
HIR(-6)	<b>0.138871</b>	0.0810	-0.246218	0.0033
TC(-1)			0.048019	0.0582
TC(-3)	0.030608	0.1707	0.047475	0.0719
IN(-2)			-0.360416	0.4918
INT(-12)			<b>-13.94576</b>	0.2539
HN(-1)			-3.269174	0.0268
HN(-5)			0.107146	0.9482
INT(-3)			<b>22.29121</b>	0.1170
HN(-12)			0.257869	0.8694
Log likelihood	-632.3831		-592.3110	
Adj Q-Stat(12)	484.9494	0.0396	443.7130	0.3381

表 5-8 多變量 T-GARCH 模型-投資面(二)

組別	第三組		第四組	
異質變異項	T-GARCH(1.1.1)		T-GARCH(1.1.1)	
解釋變數		Prob.		Prob.
常數項	0.979372	0.0002		
HIR(-1)	-0.361271	0.0000	0.132335	0.1307
HIR(-2)	-0.365322	0.0015	-0.332561	0.1573
HIR(-6)	0.052022	0.5280	-0.200431	0.0020
TC(-1)	0.036909	0.0475	0.019144	0.1590
TC(-3)	0.048172	0.0202	0.056936	0.4511
IN(-2)	-0.374771	0.2111		
IN(-11)			0.404429	0.2367
HN(-1)	-1.473721	0.2163	-1.888887	0.0431
INT(-3)	<b>21.57571</b>	0.0029	<b>24.97040</b>	0.1802
INT(-5)			-13.99891	0.0331

INT(-7)			<b>19.38764</b>	0.1300
INT(-8)			<b>-15.51696</b>	0.0163
INT(-12)	<b>-15.24687</b>	0.0195	<b>-23.25730</b>	0.1127
M2(-1)			0.607891	0.1895
Log likelihood	-558.0944		-615.8083	
Adj Q-Stat(12)	437.1881	0.4213	440.7235	0.3755

### 小結：

第一組係數的檢定值都無法拒絕係數不為 0，而且模型簡便讓人使用起來會方便許多。但是在 Q 檢定的 P-value=0.0396，無法拒絕有自我相關，因此是否為一個好的模型還有待商榷。而後面 3 組的 Q 檢定都已經拒絕有自我相關現象了，比較各個系數的 p-value 和最大概似值，似乎第四組有較好的配適度。不過有模型趨於過大的現象。

觀察第四組的係數發現，落後期數三和七的購屋貸款利率變動率 (INT) 有顯著與房價正相關，分別是 19.387 與 24.97。而落後期數八和十二的購屋貸款利率卻顯著與房價有負相關。因此我們可以說房屋貸款利率變動率短期內會造成房價的高幅度上升。但是再落後幾期，貸款利率變動率也使房價大幅下降，這是一種修正的行為。因為大幅度不合理的房價上升造成供需不平衡，因此市場會在往後自動迴歸平衡。所以貸款利率變動率可以說是造成房價波動性劇烈的因子。所以政府以及銀行在利率申降碼的時候需要三思而後行才不會造成嚴重的房價波動。

### III. 交易面(HIR CPI HN LI DB)

表 5-9 多變量 T-GARCH 模型-交易面

組別	第一組		第二組	
異質變異項	T-GARCH(1.1.1)		T-GARCH(1.1.1)	
解釋變數		Prob.		Prob.
常數項				
HIR(-1)			-0.244126	0.0099
HIR(-2)	-0.244106	0.0000	-0.163804	0.0000
HIR(-6)	0.106587	0.0000	0.201291	0.0000
DB(-4)	<b>0.345737</b>	0.0000	<b>0.221096</b>	0.0000
DB(-5)	-0.225417	0.0000	-0.116591	0.0000
Log likelihood	-3358.950		-1023.481	
Adj Q-Stat(12)	309.1674	0.3454	284.5129	0.7311

#### 小結：

在交叉檢定分析之下所跑出來的兩組 T-GARCH 模型，房價除了自我迴歸的現象，只有 DB(房屋貸款餘額變動量)與房價有關係。第一組的最大概似值甚至高達 3358.95，不過 Q 檢定比較沒這麼明顯。而第二組雖然最大概似值降了很多，但是 Q 檢定增加了不少。而兩條方程式影響房價最高的分別是落後期數第四期和第五期，0.3457 和 0.221096。可以得知在交易面房屋貸款變動量增加對房價有正面的影響，並且落後約四或五期左右。

#### IV. 景氣領先面(HIR M2 TC DB CPI)

表 5-10 多變量 T-GARCH 模型-景氣領先面

組別	第一組		第二組		第三組	
異質變異項	T-GARCH (1.1.1)		T-GARCH (1.1.1)			
解釋變數		Prob.		Prob.		Prob.
常數項	0.604634	0.0298	0.682596	0.0276	0.510409	0.1135
HIR(-1)	<b>-0.276717</b>	0.0076	<b>-0.368543</b>	0.0002	-0.229322	0.0238
HIR(-2)	-0.209813	0.0968	-0.246116	0.0308	-0.256810	0.0125
HIR(-6)	<b>0.117115</b>	0.1415	0.065741	0.4713	0.037747	0.6039
TC(-3)	0.044408	0.0662	0.045432	0.0300	0.033322	0.0536
DB(-3)			<b>0.273410</b>	0.0411	0.342625	0.0284
CPI(-1)					<b>0.75090</b>	0.1832
CPI(-2)			-0.364033	0.5632	<b>-0.80739</b>	0.2681
Log likelihood	-1188.923		-1183.608		-1157.265	
Adj Q-Stat(12)	309.7940	0.3363	296.0179	0.5541	268.3010	0.9058

小結：

第三組模型的最大似值雖然是最小的，但是無自我相關程度是非常高的。並且稍微提高了係數的虛無假設。從前面分析到現在，房價的落後期數都與當期的房價有顯著的負相關。CPI 是最顯著的影響因子。CPI 和 INT 有相同的性質，落後一期有顯著正相關與房價。落後第二期有顯著負相關修正調整。

## V. 總體經濟面(HIR CPI IN INT M2 TW DB)

表 5-11 多變量 T-GARCH 模型-總體經濟面

組別	第一組		第二組	
異質變異項	T-GARCH(1.1.1)		T-GARCH(1.1.1)	
解釋變數		Prob.		Prob.
常數項	0.570449	0.0855		
HIR(-1)	<b>-0.316453</b>	0.0035	-0.222365	0.0133
HIR(-2)	-0.206770	0.1726	0.103256	0.0540
HIR(-6)	0.153784	0.0837	<b>1.582953</b>	0.2750
CPI(-5)	1.053956	0.0263	1.006690	0.0283
CPI(-1)	<b>1.198580</b>	0.0669	<b>-1.025619</b>	0.1623
CPI(-11)	-1.040985	0.1658	0.398826	0.1437
IN(-3)	0.385723	0.2890	0.017678	0.3717
TW(-1)	0.023023	0.6625	0.288296	0.7113
DB(-1)			-0.280062	0.0190
Log likelihood	-953.0291		-1158.296	
Adj Q-Stat(12)	243.1839	0.9930	385.9766	0.9454

結論：

經過了房地產景氣系統的生產面、投資面、交易面和景氣投資面向的分析，接下來的總體經濟面的選擇非常多元，因此建立了一些準則如下

1. 擁有相同 T-GARCH 模型的總體經濟因子組合成多變量 T-GARCH 模型。
2. 從前面四個面向，生產面、投資面、交易面和景氣領先面中有顯著影響的係數組合而成。
3. 從以往的文獻的組合總體經濟因子嘗試。
4. 不斷重複選擇四到七個總體經濟因子，嘗試找出高度的最大概似值模型，以及擁有合格的 Q-test。

多次模型建構之後，第一種擁有相同 T-GARCH 模型和第二種顯著影響係數的模型最大概似值偏低，因此宣告失敗無法建構出有效度的模型。而上面三組參數的選擇，物價指數通膨率、薪資所得成長率、房屋貸款利率變動率、貨幣供給變動率、台灣股價變動率和房屋貸款餘額變動率，是由第三種過往文獻的組合和第四種重複選擇總體經濟因子兩種方法所決定出最後的台北房地產市場 T-GARCH 多變量模型。

表 5-12 總體經濟因子模型影響力

總體經濟因子	落後期數	影響力
台北房價指數	第一期	-0.280062
台北房價指數	第二期	-0.222365
台北房價指數	第六期	0.103256
消費者物價指數	第一期	1.006690
消費者物價指數	第五期	<b>1.582953</b>
消費者物價指數	第十一期	<b>-1.025619</b>
薪資所得成長	第三期	0.398826
台灣股價指數	第一期	0.017678
貸款餘額	第一期	0.288296

台北房價指數在落後期數有些微的負影響，使得房價稍微減弱，但是到了落後期數第六期有 0.103256 的正影響。如同蛛網理論一般，會在落後的期數做自我調整。而影響力最大的是消費者物價指數，在落後期數第一和第五期有最大的正影響力在台北房價指數上。在落後期數第十一期將會有負影響自我調整到正常結果。薪資所得成長落後期數第三期、台灣股價指數落後期數一期和貸款餘額落後期數一期也有些微的正影響在台北房價指數。

多變量總體經濟因子的模型和景氣領先面的模型非常類似，其中的差異在於前者使用了台灣股價加權指數而後者使用了營建類股指數，而兩者的影響度在多變量模型當中卻都很小。在檢定量方面總體經濟因子的最大概似值以及 Q-test 也只稍稍優於景氣領先面。不過在多次的檢定多變量 T-GARCH 模型後，在使用台灣加權指數很多時候都優於營建類指數，所以本研究將使用台灣股價加權指數最為最終的因子選擇。

### 5-3 結果分析與討論

經過檢驗之後，房地產價格的確存在著高度 T-GARCH 的配適度，也就是波動性不對稱的現象，更可以解決以往異質變異和非常態分配的現象。而本研究進一步的也把 T-GARCH 模型帶入總體經濟變數裡面。由表 4-3 看出來除了房價也有九個變數也適用 T-GARCH 模型的應用，效果也非常的卓越。

有了各個變數的 T-GARCH 模型之後，就可以來決定多變量 T-GARCH 模型。這時候就進入了複雜的分析階段。這時候本研究決定從各個角度去分析房價。像從生產面我們可以得知，樓地板面積量和貸款餘額量是影響房價最重要的因子。從投資面來看，貸款利率的升降碼，會嚴重影響到房價的波動大小。從交易面來看，擁有最高的概似值，且和貸款餘額變動量有正向的影響力。從景氣領先面來看，物價通膨指數是影響最大的因子。

其中特別的是投資面的分析，在所有的組合裡面，投資面所帶來的影響力是最大的。雖然最大概似值並不高，多變量的模型有待商榷，但是模型落後期數三和七的購屋貸款利率變動率 (INT) 有顯著與房價正相關，分別是 19.387 與 24.97。而落後期數八和十二的購屋貸款利率卻顯著與房價有負相關。這是其他組合所看不見的高度影響力，這部分值得讓人思考。

最後的總體經濟因子分析也是和以往的文獻有著不同的想法，會對房價有負面影響的只有房價指數它本身自己而已。也就是過高的房價會使得人們短期購置房屋的意願降低，但是在長遠一點的時間點來看，房價會自我調整到正常的價格，這和古典的經濟學供需理論是相符合的。而消費者物價指數、薪資所得成長、台灣股價指數貸款餘額短期內也會對房價有正相關的影響。

## 第六章 結論與未來展望

本研究可以分為前半段使用時間序列模型分析房地產的特性以及後半段多變量 T-GARCH 模型分析總體經濟因子對房價的影響。在第四章節建構了台灣四個都會區房地產指數的時間序列模型，出現了三種不同的模型，分別為無時間序列現象/GARCH/T-GARCH 模型。與四個都會區做比較之後，發現目前台灣只有台北都會區有 T-GARCH 的特性。而本研究認為是由於房地產擁有了兩個特性，居住性的需求財以及投資性的投資財特性，當房地產市場趨於成熟，投資的現象也會越為明顯，導致房地產擁有了 T-GARCH 模型的特性。就像是在金融性商品中常見的風險溢酬的討論，認為高的風險將會帶來高的報酬，而有了 GARCH-M 模型的產生。與之對比房地產本身擁有的特性使它在 T-GARCH 模型中有更好的表現。T-GARCH 模型是把正的殘差和負的殘差區別開來，認為正與負的殘差會對房地產有不同的影響，也就是不波動性的不對稱性。研究發現台北擁有此種不對稱性的特性，當好的消息發生的時候會產生劇烈的波動，但是當壞消息發生的時候，這種劇烈的波動會減緩不小，使得房地產的價值較為平穩。蔡怡純和陳明吉(2008)的研究將此現象稱為房地產所擁有的”保值抗跌性”。由於在台北房地產市場擁有 T-GARCH 性質，所以在第五章節多變量的分析以大台北都會區為中心，並且參考了台灣房地產景氣系統中的分類，景氣領先面，生產面，投資面，交易面等分類去建構對房地產的多變量 T-GARCH 模型，讓生產者、投資者以及政府可以由不同的面向去思考房價的波動性。最後建立出了屬於本研究的房地產與總體經濟因子的 T-GARCH 模型。

本研究以台灣四個都會區為研究的標的，雖然結果有不同的表現，但是樣本還是稍嫌不足，未來希望能夠使用這套理論分析英國，美國或者是中國等大國家的都會區，在樣本更加足夠之下，相信可以看到更細微的模型變化，還有國家與國家因為政策的不同，模型與模型之間或許可以看到其中細微的差異。

由於多變量 T-GARCH 模型的複雜性，要估計出配適度高的模型有一定的困難度。在本研究使用了三種檢定量和統計上的一些特性去判斷，但是本研究認為應該還需要多一些基準和檢定方法，期許未來能夠增進實力，能夠有更好的研究成果。

## 參考文獻

1. 楊奕農，時間序列分析-經濟與財務之應用，二版，雙葉書廊有限公司，民國九十八年。
2. 張金鶚、范垂爐，房地產真實交易價格之研究，住宅學報，第一期，民國八十二年一月。
3. 張金鶚、林秋璟，台灣地區房地產景氣指標電腦輔助系統之建立與應用，內政部建築研究所，民國八十六年。
4. John, M. Q.，連經宇翻譯，陳彥仲校稿，不動產價格與經濟循環，住宅學報，第七期，民國八十七年八月。
5. 黃浩，我國房地產周期實證研究，博士論文，廈門大學，民國九十二年。
6. 黃瓊瑩、林秋璟，購屋者住宅投資風險衡量之研究—風險值之應用，台灣土地研究，第七卷第一期，第71頁到94頁，民國九十三年。
7. 蔡怡純、陳明吉，台北地區不動產價格波動與蛛網理論，住宅學報，第十卷第二期，民國九十六年三月。
8. 蔡怡純、陳明吉，台北地區不動產價格波動之不對稱性探討，住宅學報，第十七卷第二期，民國九十七年十二月。
9. 洪淑娟，總體經濟變數與中古屋、預售屋房價互動關係之研究，碩士論文，台灣大學農業經濟學研究所，民國九十七年。
10. 張金鶚，台灣房地產景氣動向季報，中華民國住宅學會，民國九十九年第三季。
11. 張誌文，影響房地產價格之總體經濟因素分析，碩士論文，國立台灣大學社會科學院經濟學系在職專班，民國一百年一月。
12. 張曉慈，影響不動產報酬波動性之總體經濟因素分析，碩士論文，國立政治大學地政學系，民國九十九年七月。

## Reference

1. Barras, R. (1994), Property and the Economic Cycle: Cycles Revisited, *Journal of Property Research* pp.183-197
2. Bollerslev, T. (1986) , Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31:307-328
3. Box, G. E. P. and Jenkins, G.M. (1976) , *Time Series Analysis Forecasting and Control* , San Francisco:Holden-Day
4. Constantinos, K. and Emmanouil, T. (2012), What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration , *Economic Modelling* 29 1064 - 1069.
5. Dolde, W. and Tirtiroglue, D. (1997) , Emporal and Spatial Information Diffusion In Real Estate Price Changes and Variances , *Real Estate Economics* , 25:539-565
6. Dolde, W. and Tirtiroglue, D. (2002) , Housing Price Volatility Changes and Their Effects, *Real Estate Economics* , 30:41-66
7. Engle, R. F. (1982) , Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50:987-1007.
8. Engle, R. F., Lilien, D. and Robins, R. (1987) , Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model, *Econometrica*, 55:391-407.
9. Hendry, D. F. (1984) , Econometric Modeling of House Prices in the UK, in D. F. Hendry and K. F. Wallis, eds., *Econometrics and Quantitative Economics*, Oxford: Basil Blackwell.
10. Johnston, J. and DiNardo, J. (1997), *Econometric Methods*, 4th ed. , McGraw-Hill Companies, Inc.
11. McCue , T. E. and Kling, J. L. (1994) , Real Estate Returns and the Macroeconomy : Some Empirical Evidence from Real Estate Investment Trust Data , *The Journal of Real Estate Research* , 9, 277-288 .
12. Meen, G. P. (1990) , The Removal of Mortgage Market Constraints and the Implications for Econometric Modelling of UK House Prices, *Oxford Bulletin Economics and Statistics* , 52(1):1-23.
13. Meen, G. P. (2002) , The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?, *Journal of Housing Economics*, 11:1-23
14. Malpezzi, S. (1999) , A Simple Error Correction Model of House Prices, *Journal of Housing Economics*, 8:27-62

15. Miller, N. and Peng, L. (2006) , Exploring Metropolitan Housing Price Volatility , Journal of Real Estate Economics and Finance , 33:5-18
16. Tsai, I.C. and Chen, M.C. (2009) , The asymmetric volatility of house prices in the UK, Property Management, Vol. 27 Iss: 2 pp. 80-90.
17. Tsai, I.C. and Chen, M.C. (2011), Bubbles in the Taiwan housing market: The determinants and effects, Habitat International, 35 379-390
18. Wolfgang, M. and Lisa, D. (2008), Shrinking and growing metropolitan areas asymmetric real estate price reactions?☆ The case of German single-family houses , Regional Science and Urban Economics 38 (2008) 63 - 69.

