

學術論著

台北地區不動產價格波動之不對稱性探討

An Analysis of the Asymmetric Volatility of Real Estate Price in the Taipei Area

蔡怡純* 陳明吉**

I-Chun Tsai*, Ming-Chi Chen**

摘 要

過去的文獻已說明，不動產價格波動性可能存在異質自我相關的現象，但對於不動產市場相較於其他市場的最大優勢之一：抗跌性，卻鮮少有文獻以波動性的角度驗證它。本文的目的即是，希望提出證據說明不動產價格的向下波動不對稱性，藉以驗證不動產市場的所謂抗跌性。首先，本文使用台北地區1973年第二季至2005年第二季的房價資料，選取適當的平均數及變異數模型，以估計不動產價格報酬之異質條件變異數，而後，本文在模型內加入了衡量波動性槓桿效果(leverage effect)的變數，即使用T-GARCH模型，結果發現不動產市場的波動性存在反向槓桿效果，亦即，當上一期發生與房價報酬相關的負面消息時，當期的報酬波動性會變小，展現房價往下與往上波動的不對稱性，此結果說明，台北地區在資料區間內存在房價抗跌的現象。

關鍵詞：不動產價格、波動性、抗跌性、不對稱性、T-GARCH

ABSTRACT

Although several articles have documented that there are heteroskedastic autocorrelations in the volatility of real estate prices, few of these papers depict one of the most commonly known advantages of the housing market, namely, its ability to be defensive from the viewpoint of volatile behavior. Therefore, this research seeks to examine “defensiveness” in the housing market by providing evidence to show the asymmetric volatility between house prices moving up and down. First, we use the house price data for Taipei from the second quarter of 1973 to the second quarter of 2005, and select the most suitable mean and variance equations to estimate the conditional heteroskedasticity volatility of the return on house prices. Furthermore, the leverage effect of the volatility variable is included in the model, i.e., T-GARCH (the Asymmetric Autoregressive Threshold GARCH) and then adopted. The result of the empirical test shows that there are antileverage effects in the volatility of the housing market. Therefore, while the lagged innovations are negatively correlated with the housing return, the current volatility of the housing return might decline. These results depict the asymmetric volatility between house prices moving up and down, and show that there is a defensive effect in the Taipei housing market during the data periods examined.

Key words: real estate price, volatility, defensive, asymmetric, T-GARCH

(本文於2007年5月23日收稿，2007年8月27日審查通過，實際出版日期2008年12月)

* 國立高雄大學金融管理學系助理教授。E-mail: ictsai@nuk.edu.tw

Assistant Professor, Department of Finance, National University of Kaohsiung.

** 國立中山大學財務管理系副教授。E-mail: mcchen@finance.nsysu.edu.tw

Associate Professor, Department of Finance, National Sun Yat-sen University.

一、前言

近年來國外有許多的文獻都說明不動產市場亦有如同其他資產市場及金融市場常見的問題：波動性具有異質性(隨時間改變)或其存在自我相關的現象，如：Hendry(1984)和Meen(1990)都認為不動產價格確實存在有異質變異現象，而Hendry(1984)使用不動產價格差分的三次方，當成是一個自變數以捕捉價格的不同幅度波動，而後Giussani & Hadjimatheou(1991)則使用不動產價格差分的二次方來捕捉。在國內研究方面，蔡怡純、陳明吉(2007)以投資人預期調整係數的變動說明，不動產投資報酬波動性可能會有隨時間改變的情況。

令人好奇的是，對於不動產市場為人所知的一個優勢：抗跌性，卻鮮少有文獻以波動性實證的角度去驗證它，但如果不動產市場相較於金融市場具有抗跌性，那麼其波動性的特性是否會與金融市場的不同呢？過去有文獻以實證的方式證明，金融市場中存在波動性的槓桿效果(leverage effect)，其是指未預期之負向消息或負報酬發生，所引起的後續資產價格的波動會大於未預期之正向消息或正報酬發生，所引起的後續資產價格的波動。此特性最早由Black(1976)指出，其認為此現象的成因是由於未預期的股價下跌會使該公司的負債權益比上升，導致公司財務風險增加，進而使股價波動更劇烈，故此由於公司財務槓桿比例變化所產生的股價波動不對稱現象，便稱之為槓桿效果。

不動產市場中是否亦有如此的現象呢？答案應是否定的，因為房價下跌並無造成資產的負債權益比上升的現象，但其波動性的特性又是如何呢？蔡怡純、陳永甫(2007)使用2006年台灣不動產投資信託基金之資料，研究發現其中兩檔基金具有顯著的反向槓桿效果，亦即，當前一期的訊息為負向影響股價時，當期報酬的波動性將會降低，進而穩定股價。過去文獻論述不動產證券的抗跌或低風險性皆由於其標的資產的特性，既然台灣不動產投資信託基金價格有波動性的不對稱，而其標的資產又大多位於台北地區(註1)，那麼台北地區的不動產價格是否亦有波動不對稱的特性呢？

本文的目的即是欲以波動性實證的觀點，觀察台北地區房價的風險是否有向下波動與向上波動的不對稱性，藉以說明，此不動產市場抗跌的優勢是否源自其波動性的不對稱，即反向槓桿效果。本文使用，在經濟資料的分析上，常用的自我迴歸異質條件變異數(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)相關模型來估計房價資料，而後，再續以上述模型的延伸，考量不對稱波動性的T-GARCH (Asymmetric Autoregressive Threshold GARCH)模型，估計、觀察其是否具有波動的不對稱性，希望藉此說明不動產市場的波動特性，更清楚的界定其所謂的“抗跌性”特徵為何。本文研究的結果除了可以提供學術界一個說明房價波動行為的研究結果，另可以提供給一般不動產市場的投資者參考，讓其更清楚的了解到所面對的風險性質。

本研究共分為五部份，除第一部份前言外，第二部份為實證方法的說明，第三部份為資料描述與分析，第四部份為實證結果分析，而最後一部份則為結論與建議。

二、實証方法及模型

為了要觀察不動產市場的波動特性，本文使用ARCH類模型來觀察住宅價格的波動是否會與時俱變，而後，續使用T-GARCH模型觀察是否存在不對稱的上下波動狀態，以下簡介這二類實証模型。

(一) 不動產市場波動性的估計模型：ARCH與GARCH模型

Engle(1982)打破迴歸模型的變異數為恒常的假設，提出自我迴歸條件異質變異模型(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity model, ARCH model)，允許條件變異數受過去 q 期殘差平方項的影響，指出條件變異數可以隨著時間經過而改變，此模型解釋金融性資產時間數列的變動現象，比起一般傳統考量變異數平均水準的模型，在配適度上及實務應用上都有更佳表現。Bollerslev(1986)更將ARCH模型一般化，除了考量殘差項的落差項外，尚考量其條件變異數的落差項，而導出一般化自我迴歸條件異質變異模型(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity model, GARCH model)。本文為估計不動產市場波動性，將使用此二個模型，故以下簡介這二個模型：

1. ARCH model

令 y_t 為不動產報酬之序列，由其一階自我迴歸(first-order autoregression)得到的殘差 ε_t 符合ARCH(q)模型，則模型可描述如下：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

其中 h_t 為異質條件變異數，與殘差項的落差項相關，故由上述模型可描述變異數(波動性)的與時俱變。

2. GARCH model

若上述殘差 ε_t 符合GARCH(p, q)模型，則條件變異數模型要改寫為：

$$h_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

其中 h_t 為異質條件變異數，不僅與殘差項的落差項相關尚與變異數落差項相關。

(二) 不動產市場是否存在波動性的不對稱：T-GARCH模型

上述兩個模型都沒有考慮到波動性的不對稱情況，因為波動性與殘差的落後項關係，不因殘差為正或為負而有所不同。估計模型的殘差，因為是實際資料與估計資料之間的差距，可以視為是新進的資訊，亦即，估計資料無法捕捉到的變動。所以上述的模型，不管第 i 期的訊息是正向或負向的，對波動性的影響都是一樣，因為條件變異數中的係數都是 α_i 。Zakoian(1994)提出T-GARCH模型，其中考慮落後期數的殘差(訊息)對當期波動性的影響，可能會受到殘差是為正或為負的影響，亦即，會考慮好壞消息對資產報酬波動的不對稱影響。本文欲使用此模型來觀察不動產市場的波動性特質，以下簡介本文所使用的模型：

同樣令 y_t 為不動產報酬之序列，由其一階自我迴歸得到的殘差 ε_t 符合T-GARCH(p, q)模型，則模型可描述如下：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$$

其中 D_{t-1} 為虛擬變數，當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 時， $D_{t-1} = 1$ ；反之，當 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 時， $D_{t-1} = 0$

其中 h_t 為考量不對稱效果之異質條件變異數，與殘差項和變異數的落差項相關。且當上

一期的殘差是負值時，亦即，上一期的訊息是與房價報酬反向相關的資訊時，其與當期條件變異數的關係會增加 γ ，所以如果估計的係數 γ 為顯著的，此市場的波動就存在不對稱性，反之，若估計的結果，係數 γ 不為顯著拒絕為零的假設時，此模型就與一般的GARCH模型無異，此市場即不存在波動性的不對稱現象。

再者，估計係數 γ 的正負值亦分別代表不同的波動不對稱現象，若係數 γ 顯著為正，則當上一期的訊息是與房價報酬反向相關的資訊，亦即，壞消息發生時，當期條件變異數會增加，市場的波動性會增加。上述即為證券市場中，所謂的槓桿效果，此特性最早由Black (1976)指出，其認為此現象的成因是由於未預期的股價下跌會使該公司的負債權益比上升，導致公司財務風險增加進而使股價波動更劇烈。但是，若係數 γ 顯著為負，則當上一期的訊息是與房價負向相關的資訊，亦即，壞消息發生時，當期條件變異數會減少，市場的波動性會下降，資產的價值變動會較平穩，這樣的情況，很類似我們所謂的抗跌效果。故本研究欲用其模型估計台北地區房價資料，觀察實證模型的估計係數 γ 是否顯著，說明此不動產市場是否有不對稱的波動性，而後，進而觀察估計係數 γ 為正或為負，說明此市場的波動特性是具有槓桿效果，或是抗跌的效果。

三、資料描述與分析

(一) 資料來源

國內房地產價格指數目前有營建署編制的住宅價格指數、國泰房價指數與信義房價指數，其中資料期間最長的營建署編制指數是來自於預售住宅資料，期間從1972年至1999年(註2)，而國泰與信義房價指數為近十年產生的指數，資料相當短，較不足以分析長期價格變化與過程中產生的結構性的轉變，所以本研究採用營建署所公布之台北縣市預售住宅價格季指數，並據以計算出台北地區之價格(註3)。另外一個目的則是住宅價格實證文獻，多數採用預售價格指數，如此本研究可以在同一基礎上作比較。此資料是以預售住宅二樓以上的平均單價經加權計算而得，資料之期間由本研究採用同樣之編制方法延長至2005年第二季。本文使用的資料區間由1973年第二季至2005年第二季，另外，本文使用的住宅價格變數取過自然對數。

(二) 資料之簡單統計量與單根檢定

在估計實證模型之前，我們必須檢定變數是否為定態，如果變數非定態、具有單根，模型的估計就會出現虛假迴歸的結果。於此，我們採用Augmented Dickey-Fuller (ADF)和Phillips-Perron (PP)檢定來檢定不動產價格是否為定態。檢定結果列在下表一，同時表一中也列出不動產價格的簡單統計量。由表1中可以看到，不動產價格之時間序列資料是為I(1)之數列，亦即，在ADF和PP檢定中，原始時間數列檢定統計量無法顯著的拒絕具有單根的虛無假設，但經過一次的差分後，其檢定的統計量呈現顯著拒絕含有單根之虛無假設的結果。為避免估計的偏誤，故本文以下的實証資料都使用一次差分後的不動產價格資料，亦即使用房價報酬資料。另外，為觀察不動產價格序列，本文繪出時間序列圖置於圖一，由圖一中看到資料期間內，房價呈現很明顯的上升趨勢，但無法依此觀察到是否具有抗跌的特性，在下一節中將進行更嚴謹的分析以判定。

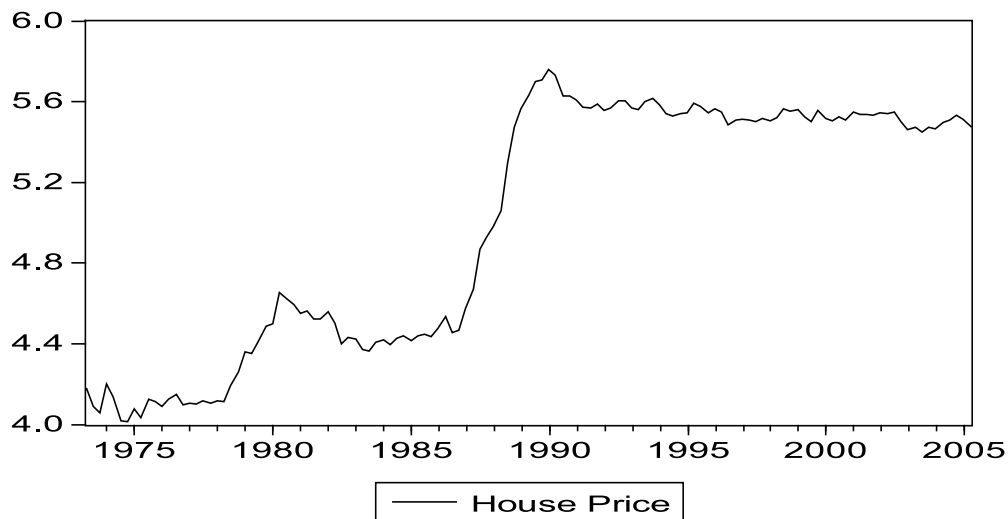
表一 資料之簡單統計量與單根檢定

變數	$\ln Ph$
平均值	4.9913
標準差	0.6148
偏態係數	-0.2865
峰態係數	1.3111
原始資料之單根檢定統計量	
ADF test	-1.3660
PP test	-1.1713
差分後資料之單根檢定統計量	
ADF test	-8.1494
PP test	-8.8035

註1：上述單根檢定之模型皆為僅加入截距項，未加入與線性趨勢(linear trend)之模型，而檢定模型最適期數的選擇依照SIC最小之準則。

註2：檢定之虛無假設為時間序列具有單根；對立假設為時間序列不具有單根。

註3：顯著水準為1%，5%，10%的臨界值分別為：-3.48，-2.88，-2.58。



圖一 價格之時間序列圖

四、實証結果

為估計不動產價格波動性，首先必須決定平均數迴歸式，亦即要選取落後幾期的不動產價格作為解釋變數，本文決定模型的方式以選取估計模型所得到的AIC (Akaike Information Criterion)及SBC (Schwartz Bayesian Criterion)值最小為原則。不同落後期數模型之配適度比較結果如下表二：

表二 平均數迴歸式(AR 模型)的決定

模型	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)
AIC	-3.0775	-3.0570	-3.1870	-3.2033
SBC	-3.0327	-2.9894	-3.0966	-3.0896

由表二的結果當中可以看到，相對而言，AR(1)模型的配適度較AR(2)的高，其模型所得之比較值又與較多階次之模型相差小，故為顧及模型之簡潔，於是本文以下的平均數迴歸式都使用AR(1)模型。再來，為避免模型過度配適的問題，在使用ARCH類模型估計不動產價格的波動性之前，需檢定上述的AR(1)模型是否有異質變異的殘差，本研究以Engle(1982)所提出的LM檢定，以觀察殘差項的變異數是否具有ARCH效果，檢定的結果如下表三：

表三 ARCH效果檢定

考量殘差項平方自我相關的期數	落後一期	落後二期	落後三期	落後四期
統計量(TR^2)	4.3150	5.5073	3.8550	20.730
P-value	0.0378	0.0637	0.2776	0.0004

由上表三中可以看到，AR(1)模型的殘差項平方很顯著的存在自我相關，統計量大都是十分顯著的拒絕沒有ARCH效果的虛無假設，故使用ARCH類模型來估計不動產價格的波動性是適當的。

接下來，本文估計了三個模型，分別為AR(1)-ARCH(1)、AR(1)-ARCH(2)及AR(1)-GARCH(1,1)，估計的結果列於下表四。

由表四的結果當中可以看到，三個模型中條件變異數方程式內的係數大都很顯著，三個模型的 α_1 都是很顯著，表示條件變異數與落後一期的殘差平方項顯著相關，而呈現條件變異數與落後二期的殘差平方項之係數(α_2)也是顯著的，同樣的，呈現條件變異數之自我相關的係數(β_1)也是顯著的，表示此AR(1)的模型的確存在異質自我相關的波動性。另外，在模型的配適度方面，除了模型所估計的概似值(Log likelihood)以外，AIC、SBC及 R^2 都顯示GARCH(1,1)的配適度較高於ARCH(2)，而除了 R^2 外，AIC、SBC及概似值都顯示GARCH(1,1)的配適度較高於ARCH(1)，再根據Q檢定發現，僅GARCH(1,1)所得到的殘差是呈現白色噪音(white noise)的型態，因為其一階與二階的自我相關都不存在。故本研究選取GARCH(1,1)進行以下之分析。

上述三個模型都沒有考量波動性的不對稱效果，為了初步觀察波動性是否有不對稱的現

表四 ARCH與GARCH模型的估計結果

模型：令 y_t 為不動產報酬序列

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

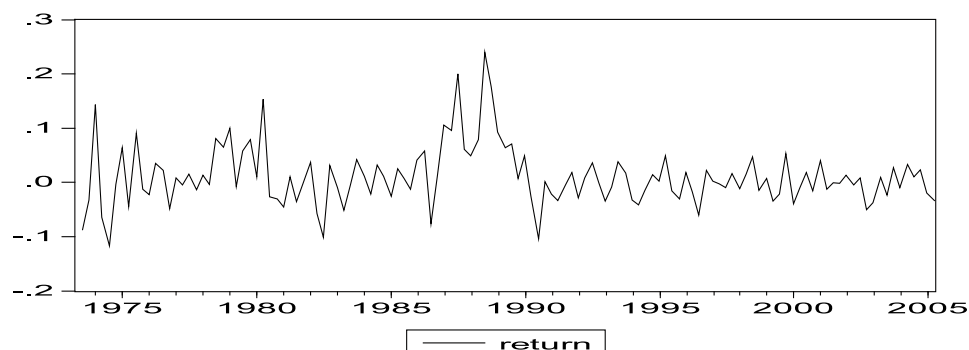
模型	ARCH(1)		ARCH(2)		GARCH(1,1)	
平均數方程式	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
a_0	0.0060	0.0046	-0.0021	0.0034	0.0012	0.0036
a_1	0.0962	0.0840	0.0546	0.0927	0.0553	0.1104
變異數方程式	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
ω_0	0.0015*	0.0002	0.0006*	0.0002	0.0002	0.0001
α_1	0.5558*	0.1424	0.2934*	0.1172	0.3014*	0.1149
α_2			0.6950*	0.2316		
β_1					0.6169*	0.1226
殘差檢定	統計量	p-value	統計量	p-value	統計量	p-value
Q(20)	37.64	0.01	30.99	0.05	29.73	0.07
Q2(20)	13.74	0.84	9.66	0.97	14.91	0.73
AIC	-3.1276		-3.2946		-3.2929	
SBC	-3.0381		-3.1826		-3.1809	
R ²	0.0473		-0.0211		0.0039	
Log likelihood	202.61		214.21		214.10	

註：*代表在0.05的顯著水準下顯著；迴歸模型殘差自我相關的Q檢定，使用落後期數20期。

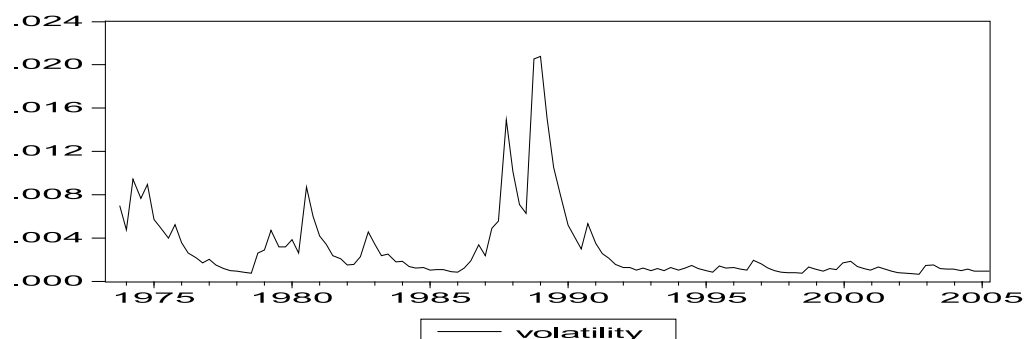
象，我們在下圖二中繪出房價報酬與由GARCH(1,1)模型估計而得的條件變異數序列，似乎呈現房價報酬與估計波動性之正向的相關，此結果意味，當房價報酬較高時，市場的波動性也會較高，反之，當房價表現不理想時，市場的波動性也會較低，房價平穩了下來。此看似抗跌的情況，以下我們將使用T-GARCH模型來驗證，估計的結果列在表五。

首先我們由表五中看到，考慮不對稱的變數 γ 十分的顯著異於0，表示此不動產市場的波動性確有不對稱的現象，而且其估計值為-0.45，十分顯著為負，表示當上一期的訊息是與房價報酬負向相關的資訊，亦即，壞消息發生時，當期條件變異數會減少約0.45，市場的波動性會下降，資產的價值變動會較平穩。不動產市場相對於證券市場的抗跌優勢可以由此觀察到，因為一般的證券市場具有槓桿效果，當股價下跌時，其波動會加劇，但本研究得到台北地區的不動產市場是存在反向的槓桿效果，當房價下跌時，或壞消息發生時，其波動會下

(1) 房價報酬



(2) 條件變異數序列



圖二 房價報酬與GARCH(1,1)模型之條件變異數序列

降，本文的結果說明此市場的抗跌效果，可由波動性的不對稱來解釋。

最後看到模型的配適度，發現不管在概似值、AIC、SBC及 R^2 方面，都顯示T-GARCH模型相較於表四所估計的GARCH模型要好，這是因為T-GARCH模型放寬了模型的限制，允許波動性存在不對稱現象，得以達到較佳的配適。

五、結論

過去的文獻已說明，不動產價格波動性可能存在異質自我相關的現象，但對於不動產市場相較於其他市場的最大優勢之一：抗跌性，卻鮮少有文獻以波動性的角度驗證它。本文的目的即是欲以波動性實證的觀點，觀察台北地區房價的風險是否有向下波動與向上波動的不對稱性，藉以說明，此不動產市場抗跌的優勢是否源自其波動性的不對稱，即反向槓桿效果。本文使用，在經濟資料的分析上，常用的自我迴歸異質條件變異數相關模型來估計房價資料，而後，再續以上述模型的延伸，考量不對稱波動性的T-GARCH模型，估計、觀察其是否具有波動的不對稱性，希望藉此說明不動產市場的波動特性，更清楚的界定其所謂的“抗跌性”特徵為何。

本文實證的結果說明，不動產市場的波動性確有不對稱的現象，而且當上一期的訊息是

表五 T-GARCH模型的估計結果

模型：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = \omega_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$$

其中 D_{t-1} 為虛擬變數，當 $\varepsilon_{t-1} < 0$ 時， $D_{t-1} = 1$ ；反之，當 $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ 時， $D_{t-1} = 0$

模 型	T-GARCH(1,1)	
平均數方程式	係數	標準差
a_0	0.0039	0.0035
a_1	0.0319	0.1176
變異數方程式	係數	標準差
ω_0	0.0003*	0.0001
α_1	0.4337*	0.1702
β_1	0.6381*	0.1051
γ	-0.4494*	0.1879
殘差檢定	統計量	p-value
Q(20)	29.77	0.07
Q ² (20)	16.12	0.71
AIC	-3.3414	
SBC	-3.2070	
R ²	0.0042	
Log likelihood	218.18	

註：*代表在0.05的顯著水準下顯著；迴歸模型殘差自我相關的Q檢定，使用落後期數20期。

與房價負向相關的資訊，亦即，壞消息發生時，當期條件變異數會減少，市場的波動性會下降，資產的價值變動會較平穩。不動產市場相對於證券市場的抗跌優勢可以由此觀察到，因為一般的證券市場是具有槓桿效果，當股價下跌時，其波動會加劇，但本研究得到台北地區的不動產市場是存在反向的槓桿效果，當房價下跌時，或壞消息發生時，其波動會下降，本文的結果說明此市場的抗跌效果，可由波動性的不對稱來解釋。

本文研究的結果除了可以提供學術界一個說明房價波動行為的研究結果，另可以提供給一般不動產市場的投資者參考，讓其更清楚的了解到所面對的風險性質。

註 釋

註1：如：富邦1號及2號、國泰1號及2號之標的都為位於台北地區之辦公大樓及商場。

註2：來自張金鶚(1999)，住宅資訊系統之整合與規劃研究，內政部營建署。

註3：係將台北市與台北縣價格資料加以平均而得。以台北地區價格為分析基礎是因為台北地區為一完整之區域，另外為避免因不動產異質性造成價格指數過度波動，故本研究綜合台北縣市以較多的樣本以減輕此問題。同樣的作法可見Chen & Patel(2002)。

參考文獻

蔡怡純、陳永甫

- 2007 〈台灣不動產投資信託基金之風險分析〉《2007年高苑科技大學商業暨管理學院綜合研討會》。

蔡怡純、陳明吉

- 2007 〈台北地區不動產價格波動與蛛網理論〉《台灣土地研究》10(2)：45-66。

Black, F.

- 1976 “Studies of Stock Price Volatility Changes,” *Proceeding of the 1976 Meetings of the Business and Economics Statistics Section*. American Statistical Association. 177-181.

Bollerslev, T.

- 1986 “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*. 31: 307-328.

Chen, M. C. & K. Patel

- 2002 “An Empirical Analysis of Determination of House Prices in the Taipei Area,” *Taiwan Economic Review*. 30(4): 563-595.

Engle, R. F.

- 1982 “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*. 50: 987-1007.

Giussani, B. & G. Hadjimatheou

- 1990 “House Prices: An Econometrics Model for the UK,” The APEX Centre Economics Discussion Paper. 90/1.

Hendry, D. F.

- 1984 “Econometric Modelling of House Prices in the UK,” in *Econometrics and Quantitative Economics*. 135-172. ed. D. F. Hendry & K. F. Wallis, Oxford: Basil Blackwell.

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.

Zakoian, J. M.

- 1994 “Threshold Heteroskedastic Models,” *Journal of Economic Dynamics and Control*. 18: 931-955.

