

台北地區不動產價格波動與蛛網理論

蔡怡純* 陳明吉**

論文收件日期：95年07月10日

論文接受日期：96年03月20日

摘 要

鑑於台灣的不動產市場景氣之劇烈變動，本研究探討台北地區的不動產價格波動。首先我們以蛛網理論之討論作為後續實證技術使用合理性之基礎，說明了在蛛網理論下，不動產價格波動性可能非定值，且預期心理會使不動產價格會呈現大小不同波動之情況。因此進而在實証上我們先利用ARCH及GARCH模型來估計不動產價格之異質條件變異數，證明不動產價格之波動性會隨著時間變動，再來我們續使用Markov-Switch-ARCH (SWARCH) 模型估計，發現不動產價格在資料期間內至少並存兩種波動狀態，有時波動幅度較大而有時則僅會小幅波動，另外，高波動時期的波動幅度是另一種情況的九倍之多，但是在資料期間內僅出現六個時點為高波動時期，所以低波動時期才是不動產市場的常態。在這樣可能存在不同波動幅度的市場當中，交易者的風險也是會隨時間變動的，所以我們進一步使用ARCH-M模型觀察，波動性是否能解釋不動產預期價格的變動，結果發現的確在高風險會帶來高報酬的回饋。

關鍵詞：馬可夫轉換、蛛網理論、一般化自我迴歸條件異質變異、自我迴歸條件異質變異、不動產價格

* 私立南台科技大學財務金融系助理教授，E-mail: trista12@mail.stut.edu.tw

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

Housing Price Volatility in the Taipei Area and Cobweb Theory

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

Abstract

This paper examines the volatile behavior of real estate prices in the Taipei area. First, cobweb theory is used to explain price volatility and justify our empirical analysis. We use cobweb theory to illustrate inconstant real estate prices and further explain the phenomenon of occasional high and low volatility caused by anticipation. In the empirical test, we use both ARCH and GARCH models to estimate price conditional heteroscedasticity in order to verify a time-varying property of real estate prices. We continue to use the SWARCH model and find that there are at least two states of volatility. The magnitude of the high volatility state is as high as nine times that of low volatility, but low volatility is the normal condition in the market. Because risk is time-varying in the market, we further use the ARCH-M model to observe whether volatility can explain the change in expected returns and find that indeed high risk can bring high return.

Keywords: Markov-Switching, Cobweb Theory, GARCH, SWARCH, Real Estate Price

一、前 言

波動性的衡量在資產市場及金融市場中一直都是重要的課題，因為傳統的財務理論認為資產的預期報酬率及風險是影響投資決策的重要因素，而價格波動性的衡量即是風險估計的重要管道。國內不動產市場波動一直相當劇烈，代表市場存

* Department of Finance, Southern Taiwan University of Technology, Tainan, E-mail: trista12@mail.stut.edu.tw

** Department of Finance, National Sun Yat-sen University, Kaohsiung, E-mail: mcchen@finance.nsysu.edu.tw

在高度的風險，所以針對市場波動性（風險）研究，是非常必要且迫切的。由於各國不動產市場在過去幾十年都曾經歷過大幅波動，約從1970年代開始，不動產市場的價格序列在理論和實証文獻上都廣為被討論，早期Whitehead（1971）運用多條聯立方程式以預測住宅價格，之後文獻多以單一方程式或共積理論為基礎以預測價格，譬如Hendry（1984）、Meen（1990）、Drake（1993）、Holly and Jones（1997）、Malpezzi（1999）與Meen（2002）等等，而在國內有關不動產價格的文獻主要約從1990年代開始，近期可見文獻包括林秋瑾（1996）、Chen and Patel（1998, 2002）、陳明吉（2003）及蔡怡純與陳明吉（2004）等。然而這些文獻著重於價格長期變化的預測，對於短期波動性時間序列的估計卻十分貧乏^{註1}。如果探討的市場不存在異質變異現象，那麼著眼於市場波動性序列的分析可能不是那麼重要，但有不少文獻（如Hendry, 1984；Meen, 1990）認為不動產價格確實存在有異質變異現象，而為避免此異質變異現象造成應用傳統迴歸的障礙，使用不動產市場資料的實証文獻多將不動產價格取自然對數，以減少異質變異的情況^{註2}，並非研究異質的變異。雖然Hendry（1984）直接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，Giussani and Hadjimatheou（1990）則使用不動產價格差分的二次方來捕捉，然而這些研究也無法使我們真正對房價短期波動有深入瞭解。

在財務與經濟資料的分析上，估計隨時間改變的變異數（異質條件變異數）已相當普遍，其中最廣泛使用的方法為自我迴歸異質條件變異數（autoregressive conditional heteroscedasticity）的相關模型估計，如Engle（1982）與Bollerslev（1986）等。如果我們以*ad hoc* model的模式來決定是否估計異質條件變異數及變異數的決定，如此一來資料及資料期間的變動就很可能決定模型的結果及推論。為避免此偏誤，本研究首先以蛛網理論來架構不動產價格的理論模型，說明本實証研究的合理性，並將不動產投資人的心理行為考量入房價蛛網理論，推論不動產市場可能存在不同的波動狀態，有時波動幅度較大而有時則僅會小幅波動，亦即當交易者對房價調整的預期改變時，不動產市場的波動性可能會有結構性的改變。為驗證上述理論模型的推論，我們進而使用ARCH及GARCH模型來估計台北地區不動產價格之異質條件變異數，以觀察其波動性是否為與時俱變（time varying），並續使用Markov-Switch-ARCH（SWARCH）模型估計，檢定不動產價格在資料期間內是否並存兩種波動狀態：有時波動幅度較大而有時則僅會小幅波動，最後用ARCH-M模

註1. 國內外房價相關資料至今多為長度多不超過30年之季資料，早期難以套用分析波動之技術。

註2. 如英國大部分的房價研究。

型，說明台北地區不動產市場的波動增加時也會帶來較高的報酬回饋。

文獻上不動產價格模型十分多元，但如以傳統不動產供需模型或以住宅使用者效用極大化所推導出來之理論模型，多考慮不動產價格與家戶所得、不動產新增供給、建築成本等實質變數相關，而如以*ad hoc model*來估計，由計量模型估計顯示的不動產相關變數尚仍包含其餘金融市場，如：股票市場、外匯市場、貨幣市場的因素。不論何種理論均著眼於不動產的價格水準而非市場的波動性，本文首先我們以蛛網理論之討論作為後續實證技術使用合理性之基礎，說明了在蛛網理論下，不動產價格波動性可能非定值，且預期心理會使不動產價格會呈現大小不同波動之情況。進而在實証上使用ARCH、GARCH及SWARCH模型分析不動產價格之波動性，是以嘗試一個新的不動產理論模型完整詮釋不動產市場在實証上所觀察到的波動狀態。本研究同時包含理論的房價蛛網模型與實證的異質波動模型，是以蛛網模型說明本實證研究之合理性，此舉雖未能以實證模型估計理論模型之變數，但已較之前文獻以*ad hoc model*的模式來決定是否估計異質條件變異數，提供更多的合理性。因此本文除了在理論上的貢獻，仍提供實証估計的結果驗證推論，以其補足文獻對不動產價格波動性研究的遺漏。

本研究共分為六部份，除第一部份前言外，第二部份為本文理論模型的建立，第三部份為實證方法的說明，第四部份為資料描述與分析，第五部份為實證結果分析，而最後一部份則為結論與建議。

二、理論模型

(一) 不動產市場波動性之理論模型：蛛網理論 (cobweb theory)

許多討論不動產市場供需的模型，都以靜態分析的模式出發，但其實此方式較適合用以探討一般市場，對於供給明顯存在時間落差的不動產市場來說，蛛網理論提供的比較動態分析，會更能捕捉不動產價格的調整及不動產價格序列的波動性。我們以不動產市場中的住宅市場說明如何將靜態分析的不動產市場供需模型轉為比較動態分析。

在典型的住宅市場供需模型中(可參見Whitehead (1971)、Bowden (1980)等)，某一地區第 t 期新增之住宅需求(HD)可以寫成家庭所得(PY)、住宅服務價格(Phs)及人口特徵(HHN)等因素的函數，其中住宅服務價格會受到利率

(i) 和住宅價格(Ph)的影響。所以住宅需求函數可以寫成：

$$HD_t = f(Ph_t, PY_t, HHN_t, i_t) \dots\dots\dots (1)$$

而住宅供給 (HS) 除了也會受到住宅價格 (Ph) 的影響外，建築成本 (CC) 和土地價格 (LC) 同樣也會影響住宅供給，所以住宅供給函數可以寫成：

$$HS_t = g(Ph_t, CC_t, LC_t) \dots\dots\dots (2)$$

如果我們欲觀察的是一個靜態的市場，就不考慮住宅供給明顯存在的時間落差，而假設：

$$HD_t = HS_t \dots\dots\dots (3)$$

以導出均衡的住宅價格，不去觀察住宅價格朝向均衡的調整過程。可是這樣的價格調整實際上就造成了價格的波動，亦即投資人所面臨到的價格風險，甚至有可能住宅價格模型是不滿足動態穩定均衡條件的，所以住宅價格可能很難收斂在式 (3) 的均衡。

為了要觀察住宅價格是否會收斂及其收斂過程的波動大小，我們加入考量住宅供給存在的時間落差，所以式 (2) 改寫成

$$HS_t = g(Ph_{t-1}, CC_{t-1}, LC_{t-1}) \dots\dots\dots (4)$$

由式 (1) 和式 (4) 來看，發現當期住宅的供給量是前期住宅價格的函數，而當期住宅的需求量是當期住宅價格的函數，式 (1) 和式 (4) 為一蛛網理論模型。依照蛛網理論，當供給線的斜率大於需求線斜率的絕對值時，住宅價格會趨向某一均衡值收斂，所以我們觀察到的住宅價格序列應會朝某一均衡值調整，而住宅價格波動性也會愈來愈小。而當供給線的斜率等於需求線斜率的絕對值時，住宅價格依相同的幅度而不斷上、下跳動，此時我們所觀察到的住宅價格波動性可能趨於固定的水準。最後，當供給線的斜率小於需求線斜率的絕對值時，住宅價格不會趨向某一均衡值收斂，所以我們觀察到的住宅價格序列應不會朝某一均衡值調整，而住宅價格波動性也會愈來愈大^{註3}。

不管我們觀察的住宅市場是屬於上述何種類型，蛛網理論模型提供了住宅價格實証模型考慮異質波動性的正當及必要，因為如果我們使用的是月、季資料，那麼住宅價格就可能受到住宅供給時間落後特性的調整影響有不同的波動。

註3. 上述我們討論的不動產市場之外生變數如果是與時俱變的，那麼住宅收斂的均衡值，可能是多重的，亦即，住宅價格會趨向某一穩定的關係均衡，而非一固定均衡值。那麼如果我們實證的模型是為了捕捉住宅價格的均衡，模型中定要考量這些外生變數，及均衡關係的變動，但本文試圖做的是解釋不動產價格的波動過程會因為是否趨向均衡而有不同，造成實證上觀察到不動產市場波動有變異的情況，故不需使用外生變數，估計均衡值或均衡關係。

(二) 不動產市場存在不同波動狀態之理論模型：考量預期效果的蛛網理論

延續上一個小節的分析，我們推論，在其他條件不變下，如果一個住宅市場中需求量受當期住宅價格影響的幅度較大時，亦即，需求曲線較陡，則住宅供給的落差調整，會使住宅價格的波動幅度愈來愈大；反之，在其他條件不變下，如果一個住宅市場中需求量受當期住宅價格影響的幅度較小時，亦即，需求曲線較平緩，則住宅供給的落差調整，會使住宅價格的波動幅度愈來愈小，不管是屬於上述何種市場，應都會觀察到波動性有自我相關的情形。但是在實務上，我們可能也會觀察到住宅價格波動性在某些期間波動愈來愈大，某些期間波動愈來愈小，上述蛛網理論模型無法解釋，是什麼原因讓一個住宅市場時而收斂，時而不收斂。以下我們試圖將投資人對住宅價格的預期效果加入蛛網理論，似乎可以對同一住宅市場存在波動大小轉換的現象提出一個合理的解釋。

在上一小節的分析中，我們說明住宅服務價格 (Phs) 會受到利率 (i) 和住宅價格 (Ph) 的影響，而得到住宅需求函數。但是在住宅市場中觀察利率的高低尚需和預期住宅價格上漲率 (PhGr^e) 比較，所以其也會是住宅需求函數中的一個變數。但是預期住宅價格上漲率不得而知，如果投資人會以過去的住宅價格上漲率來推估未來的住宅價格上漲率，那麼可以以下式來表示此變數：

$$PhGr_t^e = \gamma PhGr_{t-1}^e \dots\dots\dots (5)$$

或是：

$$Ph_{t+1}^e - Ph_t = \gamma (Ph_t - Ph_{t-1}) \dots\dots\dots (6)$$

其中 γ 為預期調整係數 (coefficient of adjustment)，滿足 $0 < \gamma \leq 1$ ，所以住宅需求函數可以改寫為：

$$HD_t = f (Ph_t + Ph_{t-1}, Ph_{t-2}, PY_t, HHN_t, i_t) \dots\dots\dots (7)$$

根據上式住宅需求曲線斜率的大小就會受到預期調整係數 (γ) 的影響，那麼預期調整係數會是個定值嗎？目前行為財務學的發展如火如荼，心理學研究的結果正逐步的套用在財務和經濟領域裡，其中有一大部份的研究是與交易者的預期相關。Bloomfield and Hales (2002) 的研究說明，如果之前的資料呈現很多連續性的變化，人們會傾向於過度反應，但是如果之前的資料呈現很多反轉性的變化，人們會傾向於反應不足。所以如果要合乎人性，式 (7) 的預期調整係數不應該是一個固定的值，可能會受到要預期的變數 (PhGr) 之前時間序列的特性影響，亦即， $\gamma_t = \gamma_t (PhGr_{t-1})$ ，其中 $i < t$ 。

所以住宅需求曲線斜率的大小受到預期調整係數 (γ) 的影響也會變動，當使

用過去的資訊預期結果較準確時，人們傾向於相信過往的資訊，故預期調整係數較大，需求曲線也會較平緩，供給線的斜率較可能大於需求線斜率的絕對值，所以住宅價格會趨向某一均衡值收斂，在實務上，我們觀察到的住宅價格序列應會朝某一均衡值調整，而住宅價格波動性也會愈來愈小。反之，當使用過去的資訊預期結果較不準確時，人們對使用過往資訊以調整預期的態度傾向於保守，故預期調整係數較小，需求曲線也會較陡峭，供給線的斜率就可能小於需求線斜率的絕對值，所以住宅價格可能無法收斂，在實務上，我們觀察到的住宅價格波動性就可能會愈來愈大。

三、實証方法及模型

為了要觀察上個章節所論述的房價模型是否能解釋不動產市場的波動性，所以本文將以實際的住宅價格資料驗證，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；使用SWARCH模型觀察是否存在不同波動狀態，最後使用ARCH-M模型觀察此市場波動與報酬之間的關係，以下簡介這三類實証模型。

(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, 簡稱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有用的多。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, 簡稱GARCH model)。之後，Engle, Lilien, and Robins (1987) 為考量波動性 (風險) 增加是否會使資產的預期報酬增加，則將ARCH模型的條件變異數引入條件平均數中，發展了平均數之自我迴歸條件異質變異模型 (ARCH in mean model, 簡稱ARCH-M 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 為資產價格序列，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：

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

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

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

其中 h_t 為異質條件變異數，與殘差項的落差項相關。

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：

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

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) 不動產市場存在不同波動性之估計：SWARCH 模型

當ARCH和GARCH模型被普遍的用在估計財務資料的波動性時，Lamoureux and Lastrapes (1990) 提出意見，其認為如果所使用的資料存在波動的結構性改變時，那麼利用ARCH和GARCH模型來估計資料的波動性是不適宜的。故Hamilton and Susmel (1994) 提出regime switching ARCH模型（以下簡稱SWARCH模型），允許資料分配的條件變異數存在動態結構性改變，而且此結構性改變時點不需外生給定，可以由模型估計得出不同波動狀態下的平滑機率，而推估波動性改變的時點，或不同波動狀態的期間。本文為觀察不動產市場波動性是否在資料期間存在結構性改變，亦即並存不同波動狀態，將使用此模型，故以下簡介SWARCH模型：

同樣令 y_t 為資產價格序列，由其一階自我迴歸得到的殘差 ε_t 符合SWARCH(K, q)模型，則模型可描述如下：

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

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

$$\varepsilon_t = \sqrt{g_{s_t}} u_t$$

$$u_t = \sqrt{h_t} u_t$$

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

其中 v_t 為標準差為1的高斯分配（gaussian distribution）， s_t 為無法觀察到的狀態變數，該數值可能為1, 2, ..., K。本文假設資料可能並存兩種波動狀態，即 s_t 可能為1或2，在不失一般化的假設下，將第一種狀態 g_1 標準化為1，故狀態二的市場變異性即為狀態一的 g_2 倍。如果 $g_2 > 1$ ，即顯示當 $s_t = 1$ 時，市場處於較低波動性的狀態，反之，當 $s_t = 2$ 時，市場處於較高波動性的狀態。假設 s_t 遵循一階馬可夫過程，則兩種狀態之間的轉換是依循轉換機率（transition probabilities）矩陣P：

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}$$

其中 p_{ij} 代表由狀態 i 轉換為狀態 j 的機率，假設轉換機率 $p_{11} < 1$ ，且 $p_{12} < 1$ ，且 $p_{11} + p_{12} = p_{21} + p_{22} = 1$ 。

(三) 承受風險的回饋：ARCH in mean 模型

Engle, Lilien, and Robins (1987) 為考量波動性（風險）增加是否會使資產的預期報酬增加，則將ARCH模型的條件變異數引入條件平均數中，發展了平均數之自我迴歸條件異質變異模型。本文如觀察到不動產價格存在不同波動性，意味不同區間的投資風險將有差異，故將再使用ARCH-M模型檢定，是否這樣的風險差異對報酬有正向的回饋，茲簡介如下：

如果考量異質波動性對資產預期價格的影響，則平均數模型要加入條件變異數做為解釋變數：

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 h_{t-1} + \varepsilon_t$$

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

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

可以看到資產價格的解釋因子包含了變異數的落差項，如果高風險高報酬的現象存在於資產序列，則係數 a_2 應顯著為正。

四、資料描述與分析

(一) 資料來源

國內不動產價格指數目前有營建署編制的預售住宅價格指數、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1973Q2年至1999Q1年，而國泰與信義房價指數為近十年產生的指數，資料相當短，所以本研究以營建署所公布之台北縣市預售住宅價格季指數為基礎，再加以延長。由於本文所採取的研究方法ARCH類模型通常需要較長期的資料以得到較佳的估計，所以本研究除了以同樣之編制方法將資料延長至2002年，另外本研究以年資料^{註4}差補法^{註5}將資料推前至1967年，所以整個資料樣本期間為1967年第一季至2002年第四季，而本文使用的住宅價格變數取過自然對數。

註4. 年資料的來源來自於卓輝華（1994），房地產市場景氣發展。

註5. 我們使用曲線（spline）差補法，由於本文分析之波動是一年以上的的波動，並非年內的季節性波動，不同差補法對SWARCH實證估計結果並無顯著影響。

(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，我們採用傳統的單根檢定方法 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。由表一中可以看到，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的不動產價格資料。

另外，為觀察不動產價格及其序列，本文繪出時間序列圖置於圖一，不動產價格及報酬率有時呈現波動愈來愈大的狀態，如：1977年至1982年間；而有時波動會愈來愈小，如：1973年至1977年間；另外，有時價格來回震盪，維持相同幅度的波動，如：1992年至1995年間。為再更嚴謹的分析，本文在下節將使用SWARCH模型，估計價格是否的確在資料期間內存在不同的波動狀態，如果是，其波動性結構改變的時點又為何。

表一 資料之簡單統計量與單根檢定

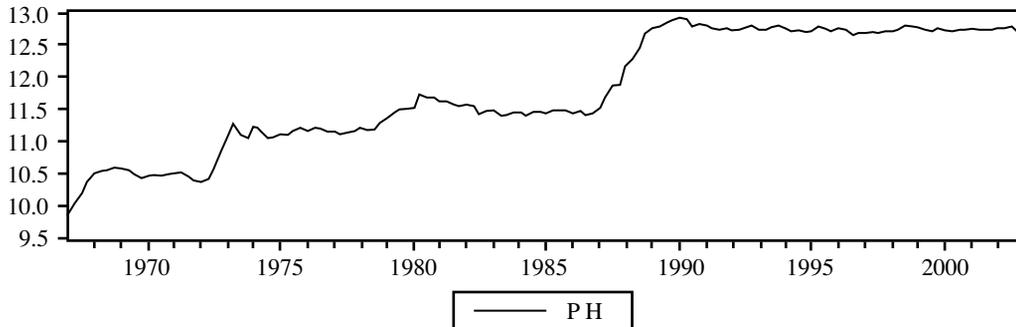
變數	$\ln Ph$
平均值	11.83
標準差	0.84
偏態係數	-0.13
峰態係數	1.58
原始資料之單根檢定統計量：	
ADF test	-1.33
PP test	-1.60
差分後資料之單根檢定統計量	
ADF test	-4.46
PP test	-8.15

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。

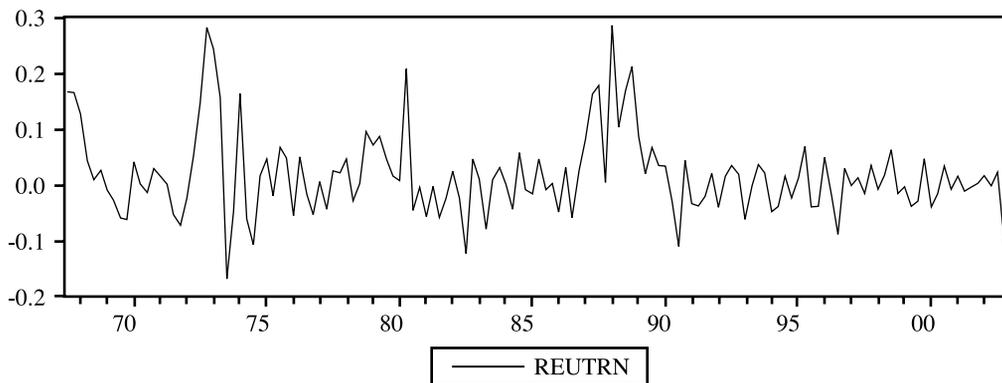
註2：檢定之虛無假設為時間序列具有單根；對立假設為時間序列不具有單根。

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

(a) 價格之時間序列圖



(b) 報酬率之時間序列圖



圖一

五、實証結果

(一) 不動產價格波動性的估計：ARCH 模型估計結果

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預期價格作為解釋變數，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，並輔以調整後R平方及模型概似值兩比較水準，以觀察最適落後之選取，而不同落後期數模型之配適度比較結果如下表二。

由表二的結果當中可以看到，相對而言，AR(1) 的模型的配適度較高^{註6}，且

註6. 在AIC與SBC值的比較方面，雖然AR(3) 模型的AIC值較小，但是差異不大，且僅有

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	-5.33	-5.32	-5.34	-5.32
SBC	-5.29	-5.27	-5.25	-5.21
Adj-R平方	0.10	0.09	0.18	0.18
概似值	178.52	176.67	184.05	184.36

模型又較簡潔，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 (R^2)	2.10	8.51	19.49	19.90
p-value	0.15	0.01	0.00	0.00

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合宜、適當的，驗證了本文所提出的房價蛛網理論。

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

AR (1) 模型的AIC及SBC值都較另兩個模型小，在調整後的R平方及概似值方面，因為AR模型容易出現落後期數愈多，這兩個值愈高的問題，所以文獻上在ARMA模型選取，大多採用AIC與SBC值的比較，但由表中結果，可看到AR (1) 模型既簡潔又在調整後的R平方及概似值方面表現不差，勝過AR (2) 模型，故以四個比較水準來看，我們選取AR (1) 模型。

表四 ARCH與GARCH模型的估計結果

模型：令 y_t 為不動產價格序列

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 h_{t-1} + \varepsilon_t$$

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

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

模型	ARCH (1)		ARCH (2)		GARCH (1,1)	
	係數	標準差	係數	標準差	係數	標準差
平均數方程式						
a_0	0.0077	0.0067	0.0027	0.0056	0.0020	0.0058
a_1	0.2963*	0.0570	0.2031*	0.1127	0.1763	0.1149
變異數方程式						
ω_0	0.0032*	0.0004	0.0022*	0.0002	0.0010*	0.0005
α_1	0.3741*	0.1342	0.2897*	0.1287	0.3111*	0.1128
α_2	-	-	0.2653*	0.0963	-	-
β_1	-	-	-	-	0.4822*	0.1748
殘差檢定	統計量	p-value	統計量	p-value	統計量	p-value
Q (20)	19.85	0.46	21.43	0.37	24.55	0.22
Q ² (20)	15.55	0.74	7.06	0.97	10.33	0.96
AIC	-5.30		-5.24		-5.22	
SBC	-5.21		-5.13		-5.12	
標準化殘差之峰度	4.92		3.76		3.56	
Centered R ² =	0.1089		0.0879		0.0732	
Log likelihood	182.80		191.41		191.53	

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R²都顯示ARCH (1) 的配適度較高，再根據Q檢定發現，三個模型所得到的殘差都是呈現白色噪音 (white noise) 的型態，因為其一階與二階的自我相關都不存在，而最後在標準化殘差之峰度方面，可

以看到上述模型之標準化殘差分配都較常態為高聳（因為其值為正），這可能是因為如Lamoureux and Lastrapes（1990）所言，若使用的資料存在波動性改變時，僅利用ARCH或GARCH模型來估計是不適宜的，所以以下我們將續估計SWARCH模型。而根據上述結果，為求模型的簡潔，在以下估計SWARCH模型時將僅考量條件變異數與落後一期的殘差平方項關係，亦即，將估計AR(1)-SWARCH(2,1)的模型^{註7}。

最後，在前面第三部分的理論模型中，我們考量了預期效果的蛛網理論，發現如果交易者修正對不動產價格的預期，就會影響到不動產需求曲線的斜率，進而影響不動產價格的波動性，那麼使用不動產和報酬率的資料可能就會發現其存在不同波動幅度的區間，以下我們先簡單用圖形來觀察，本文所使用的不動產價格是否可能也有這樣的形態，下圖二分別為由三個模型估計而得的條件標準差序列。

由圖二中可以發現，不管是何種模型，不動產價格波動性很明顯在某些區間比較大，這樣的波動性差異在統計上是否顯著呢？以下將使用SWARCH來分析。

（二）不動產價格之不同波動幅度估計：SWARCH 模型估計結果

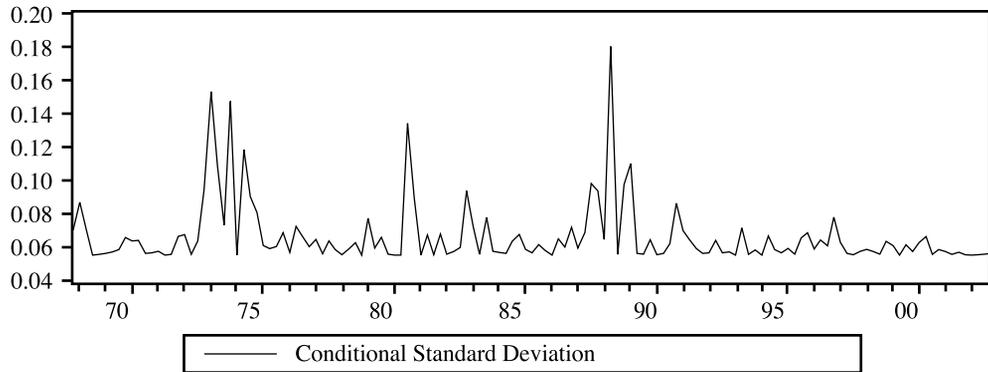
為由模型內生決定波動性結構改構是否存在及其時點，我們使用AR(1)-SWARCH(2,1)模型估計不動產價格波動性，估計的方法則採用Berndt, Hall, Hall, and Hausman（1974）所提出的BHHH法，以求取概似函數之最大值。估計的結果列在表五。

首先我們由表五中看到，狀態變數 g_2 十分的顯著異於0，表示不動產價格在資料期間的確存在不同的波動狀態，而且其估計值為9.03，由於我們將第一種狀態 g_1 標準化為1，故當不動產價格處於第一種波動期間時，即 $s_t = 1$ 時，市場是處於較低波動性的狀態，反之，當不動產價格處於第二種波動期間時，亦即，當 $s_t = 2$ 時，市場是處於較高波動性的狀態。且第二種波動狀態的波動幅度是第一種的9.03倍。可以看到這兩種期間波動性的差異是十分明顯的，也可以說，不動產價格在 $s_t = 2$ 的時期出現波動性的結構改變，有巨幅波動的情況。

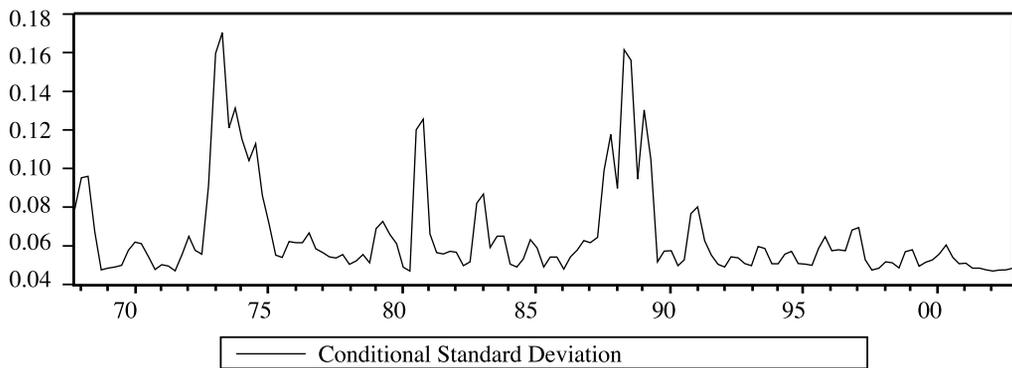
由於我們假設 s_t 是遵循一階馬可夫過程，即兩種狀態之間的轉換是依循轉換機

註7. Cai（1994）與Hamilton and Susmel（1994）都是將馬可夫轉換引入ARCH模型而非GARCH模型，是因為考量GARCH模型的轉換機率難以求解，雖然Gray（1996）發展generalised regime-switching（GRS）模型將馬可夫轉換引入GARCH模型，但其也需要某些強烈的假定，所以在實証文獻上並沒有被廣泛的使用。故本文選擇使用SWARCH模型，而在ARCH項階次的選擇上，我們也曾將階次放寬為3階以上，但估計的結果，係數皆不顯著異於0，所以不考量更高階設定的模型。

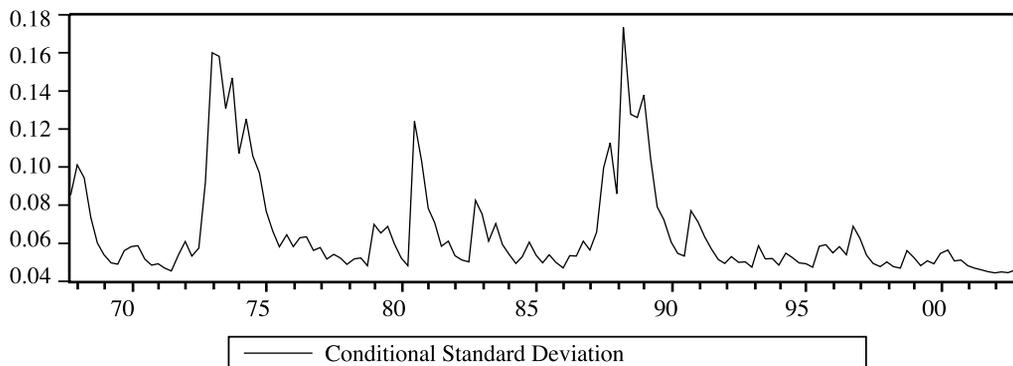
1. ARCH (1)



2. ARCH (2)



3. GARCH (1,1)



圖二 ARCH模型之條件標準差序列

表五 SWARCH模型的估計結果

模型：令 y_t 為不動產價格序列

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{g_{s_t}} u_t, u_t = \sqrt{h_t} u_t$$

$$h_t = \omega_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$$

模型	SWARCH (2,1)	
平均數方程式	係數	標準差
a_0	0.0104*	0.0002
a_1	0.4008*	0.0060
變異數方程式	係數	標準差
ω_0	0.0019*	0.0004
α_1	0.6666*	0.0339
轉換機率	係數	標準差
p_{12}	0.0321*	0.0094
p_{21}	0.7721*	0.0691
狀態變數	係數	標準差
g_2	9.0327*	0.9728
AIC	-41.67	
SBC	-21.15	
Centered $R^2 =$	0.6699	
Log likelihood	299.58	

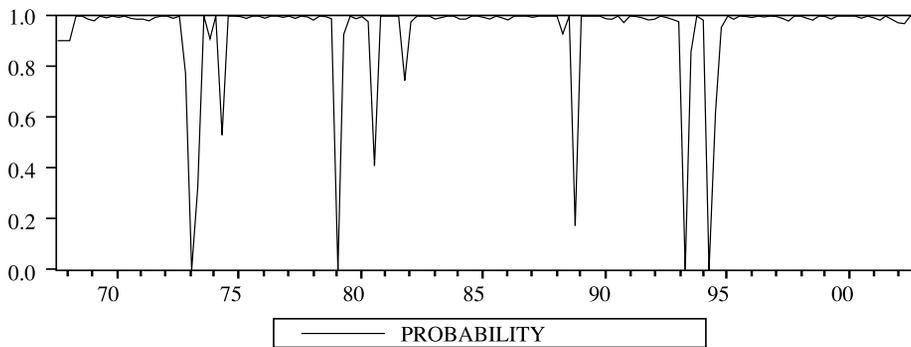
註：*代表在0.05的顯著水準下顯著。

率： p_{ij} ^{註8}，而模型所估計而得的轉換機率分別為 $p_{12}=0.03$ ， $p_{21}=0.77$ ，表示不動產價格由低波動的時期轉為高波動時期的機率很小，僅有0.03，但是由高波動的時期回復穩定轉為低波動時期的機率則很大，有0.77，低波動時期相對而言是不動產市場的常態，另外，我們可以以 $\frac{1}{1-p_{ii}}$ 來估算兩種狀態的平均存續期間（duration）由於 $p_{11} + p_{12} = p_{21} + p_{22} = 1$ ，所以 $p_{11}=0.97$ ，且 $p_{22}=0.23$ ，所以，狀態1的平均存續期

註8. 代表由狀態i轉換為狀態j的機率。

間為33.33，而狀態2的平均存續期間為1.30，更進一步顯示低波動時期是不動產市場的常態。

此外，由圖二當中我們可以很明顯看到有某些時期的波動性較大，對於這樣的資料，傳統的文獻可能使用虛擬變數以解決很明顯出現的資料的結構性改變^{註9}，但是馬可夫模型讓我們得以用內生的機制，來推論任意時點分屬於不同狀態的機率，此為平滑機率（smoothing probability），下圖三中我們繪出模型所推估資料在不同時點屬於狀態1（低波動狀態）的機率。



圖三 低波動狀態的機率

根據上述的平滑機率，我們發現有六點時點是很明顯出現波動性的結構轉變，因為其屬於狀態1的機率是低於0.5，亦即較可能是屬於高波動狀態，這六個時點分別為：1972年第四季至1973年第一季，1978年第四季，1980年第四季，1988年第三季，1993年第一季，及1994年第一季。比較過去文獻的結果，我們發現在這些時點左右，都有學者證明國內的不動產市場存在結構性改變，其可能是房價的暴漲或是暴跌^{註10}，但是尚無文獻指出這些時點亦出現不動產價格波動性的結構變化。本文

註9. 如彭建文與張金鶚（2000），Chen and Patel（1998, 2002）都使用虛擬變數考量國內住宅價格在民國70年底的結構性轉變，不過上述文獻仍未觀察此結構性轉變對波動性的影響。

註10. 下表為蔡怡純與陳明吉（2004）所整理之房地產市場大幅波動或結構性轉變時間與原因

時期	房價變化	可能原因	文獻
1972	暴漲	經濟成長引起投資需求與石油禁運	吳森田（1994）、Chen and Patel（2002）
1979	暴漲	經濟成長引起投資需求與石油禁運	吳森田（1994）、Chen and Patel（2002）
1981	下跌	房市不景氣導致建商一連串倒閉	林秋瑾（1996）

此部份的研究結果可以填補文獻不足。

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SWARCH模型相較於表四所估計的ARCH及GARCH模型要好的多，這是因為SWARCH模型放寬了模型的限制，允許波動性存在結構改變，得以達到較佳的配適。

(三) 高風險高報酬？ ARCH in mean 模型估計結果

既然在不同的時間區間，不動產價格存在不同波動性，且至少並存兩種波動狀態，高波動狀態的波動，亦即風險，是低波動狀態的九倍之多，是否這麼高的風險差異對報酬有正向的回饋呢？如果沒有，投資人似乎在進入市場投資時要多留意不動產市場的波動狀態了。以下我們估計ARCH-M模型以觀察此課題^{註11}，估計的結果列在下表六。

由表六的結果當中發現，風險因素的確可以解釋不動產價格的變動，因為 a_2 是顯著的大於0的，表示條件變異數的增加會顯著的增加不動產報酬，所以在此市場當中投資，當承受較高的風險時，確能帶來較高的預期報酬。但是我們將由SWARCH模型估計而得的高波動時期以虛擬變數加入本模型的條件變異數估計式，結果卻不顯著，也許是這些高波動時期的變異各有不同的結構轉變，無法用一簡單的虛擬變數來捕捉其差異，或者是因為實證的模型無法同時內生捕捉或區分資料究竟是平均數的波動或是變異數的波動所致。

1988	暴漲	台幣升值、外匯管制放寬、貨幣政策寬鬆引起投資需求	林秋瑾（1996）、彭建文與張金鶚（2000）、Chen and Patel（2002）及楊雅婷與彭建文（2003）
1992	下跌	全面實施容積率管制	楊雅婷與彭建文（2003）
1994	下跌	農地釋出	楊雅婷與彭建文（2003）
1998	下跌	亞洲金融風暴	林祖嘉（2000）、楊雅婷與彭建文（2003）

註11. 目前文獻上尚無考量風險回饋的SWARCH模型被提出，但我們欲同時觀察風險回饋及波動性結構轉變，所以折衷之法是把SWARCH模型所觀察到的波動結構性改變時點，以虛擬變數的型態加入ARCH-M模型。

表六 ARCH-M模型的估計結果

模型：令 y_t 為不動產價格序列

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 h_{t-1} + \varepsilon_t$$

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

$$h_t = \omega_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 D_t$$

其中 D_t 為一虛擬變數，當不動產價格波動處於高波動時期為1，否則為0^{註12}。

模型	ARCH-M	
平均數方程式	係數	標準差
a_0	-0.0038	0.0077
a_1	0.2367*	0.0565
a_2	3.3214*	1.5652
變異數方程式	係數	標準差
ω_0	0.0023*	0.0003
α_1	0.6023*	0.1456
α_1	0.0027	0.0059
AIC	-5.26	
SBC	-5.13	
Centered $R^2 =$	0.09	
Log likelihood	190.41	

註：*代表在0.05的顯著水準下顯著。

六、結 論

不動產市場的價格序列在理論和實証文獻上都廣為被討論，但對於波動性時間序列的探討卻十分貧乏。本研究首先以房價蛛網理論來架構不動產價格的理論模型，說明本實証研究的合理性，並將不動產投資人的心理行為考量入房價蛛網理論，推論不動產市場可能存在不同的波動狀態，有時波動幅度較大而有時則僅會小幅波動，亦即當交易者對房價調整的預期改變時，不動產市場的波動性可能會有結構性的改變。

註12. 高波動時期為表五所估計的平滑機率小於0.5的時期。

為驗證上述理論模型的推論，我們使用ARCH及GARCH模型來估計台北地區不動產價格之異質條件變異數，以觀察其波動性是否為與時俱變（time varying），並續使用Markov-Switch-ARCH（SWARCH）模型估計，檢定不動產價格在資料期間內是否並存兩種波動狀態：有時波動幅度較大而有時則僅會小幅波動，最後用ARCH-M模型，觀察台北地區不動產市場的波動增加時是否也會帶來較高的報酬回饋。

在實証的結果方面，由ARCH及GARCH模型的估計結果顯示，本文使用的資料顯著存在異質變異的情況，而由模型估計的條件標準差序列圖中，可以很明顯觀察到，不動產價格波動性在某些區間比較大，本文續使用SWARCH模型估計的結果顯示，不動產價格在資料期間的確存在不同的波動狀態，且兩種波動幅度相當非常大，不過由兩種狀態的平均存續期間之估計結果顯示，低波動時期是不動產市場的常態，最後，我們也發現此市場波動幅度增加時，會帶來較高報酬的回饋。

本文嘗試一個新的不動產理論模型完整詮釋不動產市場在實証上所觀察到的波動狀態。除了在理論上的貢獻，本文仍提供實証估計的結果驗證推論，以其補足文獻對不動產價格波動性研究的遺漏。

參考文獻

- 林秋瑾（1996），〈臺灣區域性住宅價格模式之建立〉，《政大地政學報》，第1卷，第1期，頁29-49。
- 林祖嘉（2000），〈亞洲金融風暴對台灣住宅市場與住宅金融之影響與衝擊〉，《現代化研究》，第21卷，頁44-61。
- 吳森田（1994），〈所得、貨幣與房價—近二十年台北地區的觀察〉，《住宅學報》，第2期，頁49-66。
- 陳明吉（2003），〈台北地區住宅價格之時間序列特性與模型：結構性時間序列模型之應用〉，《住宅學報》，第12卷，第1期，頁1-29。
- 蔡怡純、陳明吉（2004），〈住宅市場結構性轉變與價格均衡調整〉，《都市與計畫》，第31卷，第4期，頁365-390。
- 卓輝華（1994），《房地產市場景氣發展》，臺北：北星圖書事業公司。
- 楊雅婷、彭建文（2003），〈房價結構性改變之檢測—以台北縣、市房價為例〉，《台灣土地研究》，第6卷，第2期，頁43-60。

- 彭建文、張金鵬（2000），〈預期景氣與宣告效果對房地產景氣之影響〉，《管理學報》，第17卷，第2期，頁343-368。
- Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall, and J. A. Hausman (1974), "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 3: 653-665.
- Bloomfield, R. J. and J. Hales (2002), "Predicting the Next Step of a Random Walk: Experimental Evidence of Regime-shifting Beliefs," *Journal of Financial Economics*, 65 (3) : 397-414.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31: 307-328.
- Bowden, R. J. (1980), "Equilibrium and Disequilibrium in the Housing Market; A Survey," Paper presented at the National Housing Economics Conference 1978, Canberra: Australian Government Publishing Service.
- Cai, J. (1994), "A Markov Model of Switching-regime ARCH," *Journal of Business and Economic Statistics*, 12: 309-316.
- Chen, M. C. and K. Patel (1998), "House Price Dynamics and Granger Causality: an Analysis of Taipei New Dwelling Market," *Journal of Asian Real Estate Society*, 1 (1) : 101-126.
- Chen, M. C. and K. Patel (2002), "An Empirical Analysis of Determination of House Prices in the Taipei Area," *Taiwan Economic Review*, 30 (4) : 563-595.
- Drake, L. (1993), "Modelling UK House Prices Using Cointegration: an Application of the Johansen Technique," *Applied Economics*, 25: 1225-1228.
- Engle, R. F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50: 987-1007.
- Engle, R. F., D. Lilien, and R. Robins (1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model," *Econometrica*, 55: 391-407.
- Giussani, B. and G. Hadjimatheou (1990), "House Prices: An Econometrics Model for the UK," *The APEX Centre Economics Discussion Paper*, No. 9011, London: Kingston Polytechnic.
- Gray, S. F. (1996), "Modelling the Conditional Distribution of Interest Rates as a Regime-switching Process," *Journal of Financial Economics*, 42: 27-62.
- Hamilton, J. D. and R. Susmel (1994), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

- and Change in Regime,” *Journal of Econometrics*, 64: 307-333.
- Hendry, D. F. (1984) , “Econometric Modelling of House Prices in the UK,” in D. F. Hendry and K. F. Wallis, eds., *Econometrics and Quantitative Economics*, Oxford: Basil Blackwell.
- Holly, S. and N. Jones (1997) , “House Prices Since the 1940s: Cointegration, Demography and Asymmetries,” *Economic Modelling*, 14 (4) : 549-565.
- Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes (1990) , “Persistence in Variance, Structural Change and the GARCH Model,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 8: 225-234.
- Malpezzi, S. (1999) , “A Simple Error Correction Model of House Prices,” *Journal of Housing Economics*, 8: 27-62
- 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.
- Meen, G. P. (2002) , “The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide?,” *Journal of Housing Economics*, 11: 1-23.
- Whitehead, C. (1971) , “A Model of the UK Housing Market,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 33 (44) : 245-66.