

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

房價泡沫、股價泡沫與經濟發展：台灣、中國大陸與亞洲 主要國家經驗之比較分析(第3年) 研究成果報告(完整版)

計畫類別：個別型
計畫編號：NSC 98-2410-H-004-149-MY3
執行期間：100年08月01日至101年07月31日
執行單位：國立政治大學經濟學系

計畫主持人：林祖嘉

計畫參與人員：學士級-專任助理人員：王蘋

報告附件：出席國際會議研究心得報告及發表論文

公開資訊：本計畫涉及專利或其他智慧財產權，2年後可公開查詢

中華民國 101 年 12 月 25 日

中文摘要：住宅需求的所得以及價格彈性，對於住宅經濟學的理论與政策都有很重要的涵義。然而和國外文獻相比，估計中國大陸城市的住宅需求彈性研究仍屬少數，且研究結果有很大的差異。而造成文獻上估計結果差異很大的原因可能在於中國大陸屬於發展中國家，房屋市場正處於快速膨脹期，且房價一直在增長，因此整體的房屋需求會有不斷調整的現象。有鑑於此，本研究將重新使用一個非線性的門檻模型，探討在不同房價所得比的情況下，房屋需求彈性的變化。實證結果我們發現，第一，中國大陸 35 個中大城市的住宅的所得以及價格彈性，會隨著房價所得比的增加而下修；第二，幾個房價上漲幅度很高的城市，由於房價占所得的比率亦相當高，因此造成住宅需求的所得以及價格彈性較低的情況。第三；我們比較了東部、中部以及西部城市的住宅需求彈性，並發現這三個地區的城市房價雖各有差異，然而經過所得平減後，房價占所得的比率差距並不大，因而使得區域之間的住宅需求的所得以及價格彈性沒有太大差異的結果。

中文關鍵詞：住宅需求彈性、門檻迴歸模型、中國大陸

英文摘要：An Analysis on the Time-varying and Heterogeneity of Estimation Housing Demand Elasticity among Major Cities in Mainland China

英文關鍵詞：housing demand elasticity, panel threshold, regional diversity

考慮時變因素下，中國大陸中大城市住宅需求彈性的差異性 分析

Analysis of Residential Housing Demand Heterogeneity among China Major Cities

林祖嘉* 林素菁** 游士儀***

Chu-Chia Lin, Sue-Jing Lin, Shih-Yi You

摘 要

住宅需求的所得以及價格彈性，對於住宅經濟學的理论與政策都有很重要的涵義。然而和國外文獻相比，估計中國大陸城市的住宅需求彈性研究仍屬少數，且研究結果有很大的差異。而造成文獻上估計結果差異很大的原因可能在於中國大陸屬於發展中國家，房屋市場正處於快速膨脹期，且房價一直在增長，因此整體的房屋需求會有不斷調整的現象。有鑑於此，本研究將重新使用一個非線性的門檻模型，探討在不同房價所得比的情況下，房屋需求彈性的變化。實證結果我們發現，第一，中國大陸 35 個中大城市住宅的所得以及價格彈性，會隨著房價所得比的增加而下修；第二，幾個房價上漲幅度很高的城市，由於房價占所得的比率亦相當高，因此造成住宅需求的所得以及價格彈性較低的情況。第三；我們比較了東部、中部以及西部城市的住宅需求彈性，並發現這三個地區的城市房價雖各有差異，然而經過所得平減後，房價占所得的比率差距並不大，因而使得區域之間的住宅需求的所得以及價格彈性沒有太大差異的結果。

關鍵字：住宅需求彈性、門檻迴歸模型、中國大陸

* 國立政治大學經濟學系特聘教授(Email:nccut001@nccu.edu.tw)

** 龍華科技大學國企系副教授(Email:sjlin@mail.lhu.edu.tw)

*** 國立政治大學經濟系博士班候選人(Email:96258507@ncu.edu.tw)

An Analysis on the Time-varying and Heterogeneity of Estimation Housing Demand Elasticity among Major Cities in Mainland China

Abstract

The right figures of price and income elasticity of housing demand have important policy implications. Compare to the international research, there are fewer empirical works on the estimation of the two elasticity in China, and also with a large discrepancy among them. The gap between empirical results of existing literature probably due to the fact that China is still a developing country and also in a period of growing housing market. Therefore, the housing demand will adjust constantly. In accordance with the analysis above, we have used a nonlinear framework to re-estimate the two elasticity in this study. Our main findings are (1) price and income elasticity of housing demand will decrease by the increasing of housing price-to-income ratio, (2) some cities with higher residential housing price are also under a higher housing price-to-income ratio. These cities consequently with lower price and income elasticity of housing demand and (3) there is no much difference of housing demand elasticity between the major cities in east, middle and west area of China.

Key words: housing demand elasticity, panel threshold, regional diversity

一、研究動機與文獻回顧

2009年11月在北京電視台首度播放的電視劇「蝸居」，故事描述在房價不斷飆升的時代中，小人物在大城市掙扎求生的故事。¹由於故事貼近當下的一般民眾面臨的房市問題，因此該劇在短的時間內便成了兩岸三地的熱門話題，甚至連上海市委書記俞正昇都曾表明他會要求底下幹部也去看，以體驗在大城市中住房的困難。電視劇畢竟是虛構的故事，一般民眾在大城市居有所地，真的有那麼辛苦嗎？就統計數據的觀察我們很難否定這個問題，根據中國大陸國家統計局所公告的資料，中國大陸35個大中城市，自2002至2010年間，儘管可支配所得以平均12.58%的速度成長，然而每平方米的住宅單價也有平均10.82%的成長速度，如果再把中國大陸目前所得分配惡化的問題考慮進來，不難想像一般民眾購屋所面臨到的痛苦。

有人說，中國大陸城市高度的競爭力所展現的迷人魅力，吸引了無數的地方民眾蜂湧至大城市，是近年中國大陸各大城市房價飆漲的原因之一；然而亦有人認為，房價若再繼續飆漲將使得城市中的人才流失，因而削弱城市的競爭力。無論兩方見解之正確與否，不可否認的是，若住宅市場因供需失衡造成房價格暴起暴跌，長期而言對經濟體會有不良的影響，此時政府適時進場調控的作為就變得相對重要。

房市問題其實是一連串複雜的經濟環境以及社會背景下的結果，因此房屋需求彈性的評估就變得相當重要。Ermisch et al.(1996)曾提到，在政策當局評估房屋政策時，如住房補貼與財產稅等等時，住宅需求的價格彈性往往是相當重要的政策評估依據。過去的文獻中，已經有許多學者對於已開發國家的住宅需求彈性進行估計。一般來說，住宅被視為一個正常財貨，並符合需求法則，即所得彈性大於零，價格彈性小於零，而過去文獻所估計的所得彈性約介於0.008~2.05之間，價格彈性則約介於-0.17~-1.28之間。²

相對於已開發國家的住宅需求研究，中國大陸住宅需求彈性的估算和解釋仍屬少數，各研究之間的結果亦相差極大，且在估計上也和國外研究有不一致的情況，其比較見表一。表一顯示，在2000年以前的相關研究，中國大陸住宅的所得彈性介於0.32~1.5之間，和過去文獻的估計值相差不大；然而2000年後的相關研究，住宅需求所得彈性介於-0.14~4.93之間，價格彈性則介於-40.10~10.80之間，範圍相當大，且和過去文獻的估計值相去甚遠。

Mayo(1981)曾歸納出造成估計結果差異的原因，不外乎來自各研究的及模型設定以及取得或計算資料的方式有所不同而造成。然而還可能存在幾原因，能解

¹ 除了「蝸居」之外，「蟻族」(大學畢業五年內的低收入族群聚集居住的代名詞)、「鼠族」(居住在地下室防空洞隔間的族群)、「北漂一族」(從地方到北京，等尋夢待機會的人)，指的都是在大城市住房品質極低的一群人，她們通常居住面積不到10平方米。隨著都市化腳步增快，這些族群的數量也越異增加，已形成了中國大陸城市的特有現象。

² 見 de Leeuw(1971)與 Mayo(1981)。

釋過去文獻在估計中國大陸大陸的房屋需求彈性中，差異很大的原因。首先，住宅需求彈性可能非單一值，而為時變(time-varying)的變數，亦家計單位會因應不同的時間點面臨不同的情況，而不斷地調整房屋需求。早期文獻如 Harrington(1989)即提出單一的彈性並不存在的看法，因為彈性會隨著許多因素的不同而調整，如時間以及空間。

而造成房屋需求調整的因素，文獻上的討論有三種可能，第一，房屋報酬率的改變。Seslen(2004)與 Disney, et al.(2010)提出家計單位對於房價的報酬率的上升和下降有不對稱的反應，當面臨房屋升值時，家計單位的預期行為會促使他們調整房屋的需求，然而面對房屋貶值時，家計單位卻比較不會有所行動。Abelson et al.(2005)則提出當期本來沒有購屋計畫的家計單位，會因為房價調升而提前進入房地產市場。第二，房地產市場處於快速膨脹期。Kim and Bhattacharya(2009)指出經濟體系處於不動產市場處快速膨脹期，且動盪的頻率很高時，市場的行為會跟者改變。第三，劇烈波動的房屋交易成本。Muellbauer and Murphy(1997)提出，當房價升值時，家計單位對會廣泛的增加房屋需求，因而拉動房市的交易成本，最後將導致整體的房屋需求有非線性的門檻效果，而 Posedel and Vizek(2010)又指出，由於轉型中國大陸家的財產權保障較低，加上金融市場不發達以及房市的流動性不高，因此造成房地產的交易成本很高。

中國大陸不但是屬於發展中國家、房屋市場正處於快速膨脹期，並且由資料上也可以觀察到房價波動程度很大，因此由以上討論可知，中國大陸地區的整體房屋需求行為應不時地在調整，因此估房屋需求彈性應是時變的係數，這可能也是造成我們從表一所觀察到，不同資料期間的研究，實證結果差異很大的原因之一。

造成過去研究中國大陸大陸的房屋需求彈性的文獻中，結果差距很大的原因有二，使用追蹤數據(panel data)時，忽略橫斷面存在異質性(heterogeneity)的問題。Hsiao(2003)曾提出若忽略此問題，會使得估計結果存在誤差。

一個簡單的方式可同時解決「彈性應是時變參數」以及「橫斷面存在異質性」的問題，即利用 Teräsvirta(1994, 1995)、González, et al.(2005)以及 Fouquau(2008)所發展的追蹤平滑移轉迴歸(panel smooth threshold regression; PSTR)模型。使用非線性的 PSTR 模型，有兩個優點：第一，面板資料結合了橫斷面 (cross section)資料與時間序列 (time series)的形式，可提供更完整的訊息。第二，在 PSTR 模型架構下，房屋需求會因個體在不同的時間下面臨的狀況不同，而調整其房屋需求，此時估計出來的彈性將是一個時變的變數，亦可有效控制個體間存在的異質性問題。

文獻上有許多非線性的門檻模型，如 Tsay(1989)的自我相關門檻模型(threshold autoregressive model; TAR model)、Hamilton(1989)發展的馬可夫移轉模型(Markov switching model)或者是 Lüükkonen, et al.(1988)的平滑自我相關移轉模型(smooth transition regression model; STR model)。在 TAR 以及馬可夫移轉模型中，狀態之間的移轉是以單點跳動的方式，而在 STR 模型中是以平滑移轉的方

式。事實上，平滑移轉模型不僅涵蓋了狀態之間單點跳動的可能性，並且一般認為，家計單位在面臨房價或所得變動時，住宅需求應是緩慢調整，而非瞬時調整，因此在幾種非線性門檻模型中，我們採用了 Teräsvirta(1994, 1995)、González, et al.(2005)以及 Fouquau(2008)所發展的追蹤平滑移轉迴歸模型(Panel STR model; PSTR model)，來重新估計中國大陸的中大城市的房屋需求彈性。

本研究的架構如下，第二節將以理論模型說明房屋需求彈性可能調整原因以及調整的方向，第三節則針對 PSTR 模型的建立有詳細的說明，第四節為模型的估計與檢驗，第五節為本研究實證分析結果的討論，第六節為結論。

二、住宅需求理論模型

本文中我們將經濟體系中的所有財貨劃分為住宅(housing services, H)以及除了住宅之外的其他財貨(X)，以下稱為組合性商品(composite commodity)。由於住宅消費為必需品，個人必需要滿足最低需求，在既有文獻中，對於最低消費需求的闡述來自Stone-Geary 消費函數，³因此我們將家計單位的目標函數總效用 U ，以及限制式表現如下：

$$\text{s. t. } P_H H + P_X X = Y \quad \text{---D}$$

其中， H_0 與 X_0 分別為滿足個人最低生活水準的住宅需求量， P_H 為住宅價格， P_X

為組合性商品價格， Y 是所得， β 是住宅需求效用的彈性。經由一階條件我們可以求得個人對於住宅的需求函數如下：

³ Stone-Geary 效用函數又稱為 Klein-Rubin 效用函數，或 displaced Cobb-Douglas 函數，Mayo(1981)對於 Stone-Geary 效用函數以及對數線性(log-linear)效用函數所推導出的住宅需求函數的差異性有相當仔細的說明，而本文為了要強調個人有最低房屋需求的特性，因此在此分析使用 Stone-Geary 效用函數。

⁴ 這裡的房屋需求量可以廣泛的定義為住宅的需求面積。若我們以一套住房中的「居住空間」為標準，個人住房最低面積不應低於 5 平方米。值得一提的是，中國大陸的各中大城市關於「人均最低居住面積」的訂定標準各有不同，但大多介於 8~16 平方米之間。訂定「人均最低居住面積」的目的有幾個：第一，保障出租人、承租人的權益，如北京政府要求出租人出租房屋不得低於「人均最低居住面積」的水準；第二，政府實施住屋補貼的衡量標準，如在重慶市，若一家庭的人均居住最低面積少於「人均最低居住面積」的標準，則可申請廉價租屋。

(2.2)

上式說明，當房價所得的比例過高時，個人的住宅消費需求將僅維持在基本需求的水準 H_0 。我們再令 $HE = \frac{dH}{dY} \cdot \frac{Y}{H}$

(2.3)

由式(2.3)可推導出住宅需求的所得彈性 $\eta = \frac{dH}{dY} \cdot \frac{Y}{H}$

(2.4a)

(2.4b)

式(2.4a)以及(2.4b)的結果有幾個重要的經濟意涵：⁶第一，若是房價所得比

$$\frac{P_H}{Y} \left[\frac{dH}{dY} \cdot \frac{Y}{H} \right] = \frac{dH}{dY} \cdot \frac{Y}{H} \left(\frac{dY}{dY} \right) = \frac{dH}{dY} \cdot \frac{Y}{H} \cdot 1 = \eta$$

所得彈性也是隨著房價上升而減少，然而若住宅需求所得彈性大於一(小於

⁵ 根據林祖嘉與林素菁(1994)一文，在討論房屋需求函數時，應該要將「居住支出」代替「購屋數量」，原因如下：第一，我們所說的「購屋」，購買的是一個存量的財貨，因其涉及到未來的使用，然而在討論住宅需求的時候，我們指的是住宅所提供的服務，而此為流量的觀念；第二，房屋存在相當程度的異質性，不易找出衡量住宅需求量的標準單位，因此將住宅價值做為自變數衡量房屋需求函數將有失代表性。此外，在 de Leeuw(1971)也提到在估計住宅需求彈性時，應該以住宅價值的比例替代住宅價值做為自變數。

⁶ 為了解釋上的方便，本文的房屋需求彈性皆只看「絕對值」，因此此處的房屋需求價格彈性取了負號。

一)，則所得彈性將會因為所得的提升而減少(增加)；若是房價所得比上揚，則住宅需求的所的和價格彈性都會下降。

住宅的需求彈性隨著房價以及所得變動似乎是個相當直覺的經濟結果，然而使用傳統的線性迴規模型下估計住宅需求彈性，卻很難將此特性納入考量。因此文獻上在估計房屋需求彈性時，有幾種可能做法：第一，將所得分成幾個級距，估計不同級距所得的住宅需求彈性(鄭思齊與劉洪玉,2005)；第二，依地理區位的劃分，分別估計不同地區的住宅需求彈性(高波與王斌,2008)。需要注意的是，這兩種估計方法在估計前必須要武斷地(ad-hoc)將資料進行分組，因此在估計過程之中可能會因為分組上的失準，而影響其估計結果。

從實際資料觀察可得知，近年來中國大陸城市地區房價和所得都有明顯的增長，從理論模型的討論也得知房價和所得的比例確實也會造成住宅需求彈性的變動，然而既有的實證文獻在估計住宅需求彈性時，卻鮮少將此一特性納入考量；有鑑於此，接下來本文將使用Teräsvirta(1994, 1995)、González, et al.(2005)以及Fouquau(2008)所發展的追蹤平滑移轉模型(panel STR model; PSTR model)重新估計在不同房價所得比之下，住宅需求彈性的變化。

三、PSTR 模型之建立

過去文獻在估計住宅需求彈性時，多使用對數線性的需求函數型式(log-linear demand function)，這是因為此一函數的型式易於估計，且其估計出來的參數可以直接表示為所得以及價格彈性，其房屋需求的方程式表現如下：

$$\ln\left(\frac{HE_{it}}{P_{x_{it}}}\right) = \alpha_i + \eta \ln\left(\frac{Y_{it}}{P_{x_{it}}}\right) + \phi \ln\left(\frac{P_{H_{it}}}{P_{x_{it}}}\right) + \varepsilon_{it}; t = 1, \dots, T, i = 1, \dots, N$$

—D

上式中 i 表示所屬城市， t 為年度。為了簡化分析，再 e_{it} 、 y_{it} 以及 $p_{H_{it}}$ 為取對數後的實質房屋支出、可支配所得以及房價，因此式(3.1)可改寫為：

(3.2)

α_i

其中 α_i 為各別城市的固定效果(fixed effect)表示第 i 個城市於第 t 年的誤差項。上式隱含所有城市的房屋需求函數是同質的，亦即其背後假設 $\eta_1 = \eta_2 = \dots = \eta_N$ 以及式(3.2)顯然無法使我們討論在不同得房價所得比之下，房屋需求彈性的變動，也無助於我們分析是否中國大陸的中大城市房屋需求存在差異性。為了解決這個問題，我們將拓展式(3.2)為追蹤移轉迴歸模型(以下簡記為 PSTR 模型)的型式如下：

(3.3)

上式中， q_{it} 為轉換變數， $g(q_{it}; \gamma_j, c_j)$ 為轉換函數，參數 γ 決定了轉換的速度， c_j 為轉換發生的門檻參數， j 代表可能存在 r 個平滑轉換函數。根據 Granger and Teräsvirta(1993)、Teräsvirta(1993) 以及 Jansen and Teräsvirta(1996)，轉換函數的設定如下：

(3.4)

式(3.4)為轉換函數的一般式，通常我們只會考慮到 $m=1$ 或是 $m=2$ 的轉換函數。當 $m=1$ 時，稱之為羅吉斯模型(logistic model)； $m=2$ 時，稱之為指數型模型(exponential model)。⁸

根據上面討論，我們可以將住宅所得以及價格彈性重新計算如下：

$$e_{it}^y = \eta_0 + \sum_1^r \eta_j \cdot g(q_{it}; \gamma_j, c_j)$$

—D—

上式顯示使用PSTR模型最大的特色在於，住宅需求彈性將可藉由轉換變數 (q_{it})，反應個體 i 與時間 t 的變化，因此估計出來的所得彈性與價格彈性將不只是一個單一值，而會是一個函數。⁹由式(3.5a)以及(3.45)可歸納出我們使用PSTR模

⁷ γ 值越大，表示轉換函數 $g(\cdot)$ 會更陡峭，當 $\gamma \rightarrow \infty$ 時，代表其轉換是以單點跳躍的方式，模型將會和 Hansen(1999)的門檻模型相同；當 $\gamma \rightarrow 0$ 時，代表估計參數將不會因轉換變數改變而有所變動，因此 PSTR 模型將退化回式(3.2)的線性模型。

⁸ 在 van Dijk, et al(2002)文章中有提到，一般而言我們最多討論到 $m \leq 2$ 以及 $r \leq 3$ 的情況。

⁹ 由於房屋價格彈性的定義為：當房價變動所引起的房屋消費量變動之敏感度指標。若我們將房屋支出表示為，在線性模型的情況下：

型，重新估計中國大陸35個中大城市房屋需求彈性的優點：第一，由先前的分析，我們得知房屋需求彈性會隨著房價所得比而有所調整，因此我們將以「房價所得比」作為本研究模型的轉換變數，以利探討在不同房價所得比之下房屋需求彈性的變化。第二，可藉由此模型比較不同城市之間的房屋需求彈性之差異，並提出一個合適的政策建議。

四、 模型估計與檢驗

(一) 變數定義以及數據來源

各地區的消費者對於房屋需求都不同，若我們僅用時間序列資料估計房屋需求彈性，會忽略其個體的差異；若是僅用橫斷面估計，又會忽略時間對於住宅需求的影響。有鑑於此，本文將利用中國大陸地區 35 個中大城市，¹⁰自 2008 年第一季至 2011 年第四季의追蹤資料 (panel data)，重新估算其房屋需求彈性。本文使用季資料估算房屋需求彈性的原因有二。第一，相較於年資料，本文採用的季資料涵蓋較多的統計訊息，以利提升本研究實證分析的有效性；第二，中國大陸的中央房地產政策，由一週召開一次的國務院常務會議，依據當前房屋市場做預調以及微調。因此我們認為，若是使用年資料估算房屋需求彈性，將會忽略房屋需求受到政策微調後的調整。有鑑於以上兩點因素，本文採用季資料作為估算 35 個中大城市房屋需求彈性的依據。

本研究的資料主要來自「中國大陸總體經濟資料庫」(China Economic Information Center, CEIC)以及「中國大陸國家統計局」。茲將資料來源以及變數定義說明如下，並將各變數之基本統計量列於表三。

1. 房屋支出(HE)：以「中國大陸總體經濟資料庫」所公告之「人均消費者支出：居住類」為依據。目前此項統計所包含的項目包括：水電燃料費，住房裝潢支出，維修用建築材料支出，租賃房租，取暖費，物業管理費，維修服務費等。
2. 所得(Y)：以「中國大陸總體經濟資料庫」中，所公告之「人均可支配所得」為依據。
3. 房屋價格(P_h)：以「中國大陸總體經濟資料庫」所公告之「住宅類商品房每單位平方米價格」為依據

以此類推可得式(3.4b)。同樣地，為了解釋上的方便，本文的房屋需求彈性皆只看「絕對值」，因此此處的房屋需求價格彈性取了負號。

¹⁰這 35 個城市包括北京、天津、石家莊、太原、呼和浩特、瀋陽、大連、長春、哈爾濱、上海、南京、杭州、寧波、合肥、福州、廈門、南昌、濟南、青島、鄭州、武漢、長沙、廣州、深圳、南寧、海口、重慶、成都、貴陽、昆明、西安、蘭州、西寧、銀川與烏魯木齊。根據中國社科院的研究，這 35 個城市在 2005 年房地產投資額占全國的 60.5%，施工面積占全國 52.2%，商品房銷售面積占全國 50.6%，因此利用這 35 個城市分析住宅需求彈性可以反映出大部分中國住宅需求的現象。

4. 組合性商品價格(P_x)：以「中國大陸總體經濟資料庫」所公告之「消費者物價指數」，以及「中國大陸國家統計局」所公告之「消費者物價指數：居住類」為依據，以林祖嘉與林素菁(1994)所提出之算法重新計算。¹¹

由表三的基本統計量可知，東部地區城市的所得比中部以及西部地區城市的所得都高，然而其每平方米房價相對於中部以及西部地區城市的每平方米房價來的更高，表三(b)以及表三(c)顯示西部地區城市平均每坪平方米房價的兩倍都不及東部地區城市的平均每坪平方米房價，可見中國大陸區域之間的住宅價格差異很大。而每平方米房價占所得的比例，也是東部地區的城市最高，平均 1.3432；西部地區次之，平均 0.9761；中部地區最低，平均 0.9860，這個數據顯示東部地區的購屋負擔最重，一季的所得都無法買得起一米房。

(二) 模型的估計和檢定

在進行PSTR模型估計之前，我們必須先選取合宜的轉換變數，而後針對轉換函數進行檢定，以確保兩件事情：第一，本研究的資料型態適宜使用PSTR模型估計；第二，確定轉換函數的個數以及轉換函數的轉換型態。依傳統文獻上的做法，通常採取三個步驟來檢驗PSTR模型中轉換函數的型態，第一步，檢驗資料是否有同質性；第二步，若第一步檢定拒絕同質性時，選取適合的轉換模型；第三步，模型可能存在多個門檻數，因此第三步將進行適當的門檻數進行檢定。以下將逐一介紹本研究資料的檢定結果。

1. 轉換變數的選擇

就模型估計的技術層面而言，選擇轉換變數並沒有太大的限制，¹²因此文獻上的門檻迴歸模型，多數依賴討論的議題做為轉換變數選擇的依據。而由於從先前的分析，我們得知房屋需求彈性會因房價所得比的變化而有所調整，因此在本研究將以「房價所得比」做為轉換變數，以探討不同房價所得比下的房屋需求彈性的變化。

2. 同質性檢定(線性對非線性的檢定)

由於我們不確定在估計房屋需求彈性時，應使用式(3.2)所表示的線性迴歸模型，或是式(3.3)所表示的 PSTR 模型，因此必須先進行同質性檢定(homogeneity test)。由先前得討論可知，轉換函數

¹¹ 中國大陸消費者物價指數的組成包含八大類產品，包含食品、煙酒及用品、衣著、家庭設備、醫療保健、交通通信、娛樂教育文化、居住。而此處的「組合性商品物價指數」指的是排除掉居住類商品後的價格指數，而按照林祖嘉與林素菁(1994)之算法，其計算方式為：[(CPI 總指數-CPI 居住類)*權數]/(1-權數)，其中權數=居住類支出/總支出。

¹²儘管技術上而言，對於門檻變數的選擇並沒有存在限制，然而幾乎所有文獻均會選擇時變的門檻變數。

$$\hat{h} = \frac{\hat{h} - \hat{h}_0}{\hat{h} - \hat{h}_0} \quad \hat{h} = \frac{\hat{h} - \hat{h}_0}{\hat{h} - \hat{h}_0}$$
 的
 進行一階泰勒展開，得到輔助迴歸(auxiliary regression)如下：

$$h = \alpha + \beta_1 y_{it} + \beta_2 p_{1it} + \dots + \beta_m (y_{it} + p_{1it}) q_{it}^m + \varepsilon_{it}^m \quad (4.1)$$

由上式可推論，在虛無假設為「模型為線性迴歸」下，檢定式可以改寫為，
 $H_0: \eta_1^1 = \dots = \eta_m^1 = \varphi_1^1 = \dots = \varphi_m^1 = 0$
 (Lagrange multiplier test)、費雪檢定(Fisher test)
 與概似比檢定(likelihood ratio test)。我們將檢定結果列於表四。表四的結果顯示
 在90%的信賴區間下，拉氏乘數以及費雪檢定拒絕了「模型為同質性」的虛無假
 設；而在99%的信賴區間下，概似比檢定拒絕了「模型為同質性」的虛無假設，
 由以上的檢定結果可知，我們應該使用非線性模型來估計「中國大陸中大城市的
 住宅需求所得以及價格彈性」。

3. 選取適合的轉換模型

$g(r)$

轉換模型之檢定為檢定式(3.5)中 $g(r)$ (Granger and Teräsvirta (1993)
 以及Teräsvirta (1994)，我們亦可利用式(4.1)的輔助迴歸來決定轉換函數的型式(m)
 以及個數(r)。一般將轉換函數設定為 $m=1$ 或 $m=2$ 。其中， $m=1$ 稱為羅吉斯
 PSTR(logistic PSTR)模型，模型會根據轉換函數的門檻值將資料區分為兩個區間
 ； $m=2$ 稱為指數型PSTR(exponential PSTR)模型，模型會根據轉換函數的門檻值
 將資料區分為三個區間。

我們將檢定結果列於表五及表六。表五為LPSTR與ESTR模型選擇之檢定表
 ，該表顯示在給定 $\eta_2^1 = \eta_3^1 = 0$ $\varphi_2^1 = \varphi_3^1 = 0$ $\eta_1^1 = \varphi_1^1 = 0$
 $\eta_1^2 = \varphi_1^2 = 0$ $\eta_2^2 = \varphi_2^2 = 0$ $\eta_3^2 = \varphi_3^2 = 0$

¹³ 這些未識別的參數包含位置參數(c)，以及轉換函數的個數(r)

¹⁴ Davis(1977)是首先提出此問題的學者，而後續有許多學者如 Granger and Teräsvirta(1993)、Lüükkonen et al.(1988)與 Fouquau(2008)分別提出不同的解決方法。

住宅需求所得彈性(e_{it}^y)介於2.1892~3.4870之間;住宅需求價格彈性()介於2.3594~4.3759之間。這個估計結果和國外研究的估計結果相比偏高,和中國大陸大陸的相關研究結果相比還算在合理範圍之內。我們推測所得彈性和國外研究相比偏高可能的原因有兩個。第一,資料頻率的元素,本研究使用的資料結構為季資料,而國外相關研究多數採年資料,季資料在房屋支出的變動率估算上會高於使用年資料的估算結果,因此使用計資料時所估算出來的住宅需求彈性會偏高。¹⁸第二個可能的原因為,在快速城市化階段,城市的住宅需求所得彈性會比較高(程岳榮,2012),而目前中國大陸城市化率已超過50%,因此估計出來的所得彈性相較於國外研究來的高,應不失為個合理的結果。

圖(1)及圖(2)為住宅需求所得彈性、價格彈性和房價所得比的關係。由圖(1)及圖(2)可發現住宅需求所得以及價格彈性,將會隨著房價所得比的提升而下修,這個結果和我們從理論模型所推論出來的情況一致(見表二)。在中國大陸的大城市中,房價所得比的提升,代表的應是房價水準的增加大於所得水準增加的狀況,在這個情況下房屋支出占所得的比率會增加,此時城市居民只有遷徙(moving)或是改善原住處任其惡化兩種選擇,搬家會耗費許多時間與金錢,再加上我們可以觀察到許多中國大陸民眾,寧可於大城市苦活,等待出人頭地的機會,也不願意搬回老家,因此在一般的情況下,城市的民眾還是會選擇後者的方式,造成當房價所得比增加時,房屋需求彈性較缺乏的狀況。

另外,我們可藉由估計式(5.1a)以及(5.2b)將中國大陸各地區城市2008第一季~2011第四季間的住宅需求所得以及價格彈性計算出來,並整理為表八。從表八的結果觀察到,相同地區城市的消費者對於房屋的需求彈性都沒有太大的差異。而我們將表八的結果整理為表九,以觀察不同地區需求彈性的差異。表九顯示東部地區、中部地區以及西部地區城市的住宅需求所得彈性依序為東部地區2.6078、西部地區2.6717以及中部地區2.7420,而價格彈性則依序為東部地區3.0099;西部地區3.1091以及中部地區3.2183。從以上數據可知,中國大陸各區域之間的房屋需求彈性其實沒有相差很大,這是因為各城市的房價雖然有所差異,然而經過所得的平減過後,房價所得的比例其實相差不大,平均房價所得比最低的西部城市和平均房價所得比最高的東部城市的房價所得比,僅相差0.2876。

值得一提的是,房屋屬於雙重功能的商品,可同時滿足民眾的住宅需求以及投資需求,因此有文獻曾提出,在房價增加的同時住宅需求也可能會提升(見

$$\left[\frac{1 + \exp(11.5930((\left[\frac{p_i}{y_i} \right]_{it} / y_{it})) + (10.2420)))}{1} \right]^{(11)}$$

¹⁸然而在本研究中,我們採用季資料估算房屋需求彈性是有其經濟意義的,先前已有提到,相較於年資料,季資料涵蓋較多的統計訊,此外當前中國大陸的中央房屋政策由一週召開一次的國務院常務會議,依據當前房屋市場做預調以及微調,而我們認為,若是使用年資料估算房屋需求彈性,將會忽略房屋需求受到政策微調後的需求調整。

Seslen, 2004、Abelson et al., 2005與Disney, et al., 2010)，造成較高所得以及價格彈性的情況。然而從表八的結果上觀察，在幾個中國大陸房價漲幅最高的城市中，如北京以及上海，由於房價占所得的比率過高，因此房屋需求彈性反而小瀋陽、長春以及哈爾濱等城市，這說明了大部分消費者會在考量自身所得的情況下，再依價格因素改變需求行為。

六、結論

中國大陸城市房價的波動，一直都是國際社會大眾所關心的焦點，尤其自從 1976 年改革開放以來，隨著人民所得的提升，充沛的資金大量流入房地產市場而後，中國大陸的房地產市場就一直處於相當活絡的狀態。一般來說，一國經濟高速發展期內，城市化率會提高，而造成城市房價會有上揚的現象，然而中國大陸的城市地區的房價上漲率卻高得令人不知所措，造成一般收入的居民面臨租房貴、買房難，居住大大不容易的現象。

由過去的研究可知，短期內房屋市場的供給完全無彈性，此時房價的波動主要來自於需求面因素。因此政府若要解決大城市的房市問題，必須要先針對房屋需求面著手。而房屋需求彈性，往往是政府在制定住屋政策時，一個可憑靠的依據。

然而從相關的研究中發現，過去文獻在估計中國大陸地區的房屋需求彈性時，結果差異性頗大，而推論原因可能在於中國大陸屬於發展中國家，房屋市場正處於快速膨脹期，且房價一直在增長，因此造成房屋需求不斷調整的現象。有鑑於此，本研究的目的，便在於重新使用一個非線性的門檻模型，探討在不同房價所得比的情況下，房屋需求彈性的變化。

在實證結果方面，我們利用 2008 年第一季至 2010 年第四季，中國大陸地區 35 個中大城市的資料，估計不同房價所得比之下的房屋需求彈性。實證結果發現，住宅的所得以及價格彈性，將隨著房價所得比的調升而下修。而比較 35 個中大城市在不同房價所得比之下，所估計出來的住宅需求彈性，我們發現：幾個房價上漲幅度很高的城市，由於房價占所得的比率亦相當高，因此造成房屋需求彈性較低的情況，此外我們也比較了東部地區、中部造成以及西部造成城市的住宅需求彈性，我們發現這三個地區的城市雖然房價各有差異，然而經過所得平減後，房價占所得比率差異並不大，因而使得區域之間的住宅需求彈性差異不大的情況。

然而，本研究仍有若干需改進之處。第一，家計單位的房租和房屋支出會受到租買的影響，因此租屋和住屋的房屋需求彈性應該要在考量其替代性的情況下聯合估計。然而受限於資料，本研究僅能估計地區間整體的需求彈性，倘若有更精確的資料可以針對住屋與租屋市場重新估計，或許能得到更具說服力的驗證。第二，本文乃利用家戶單位的當期所得估計房屋需求彈性，未考量到財富效果，而根據陳建良與林祖嘉(1998)一文，未考量財富效果下的所得彈性會被高估，若將財富效果納入考量，可能區域之間房屋需求彈性差異會更加精確，因此這個議題或許可以在未來的研究更進一步探討。

表一 中國大陸大陸房屋需求彈性的相關比較

作者	樣本	資料期間	所得彈性	價格彈性
Houthakker(1957)	北京	1929~1930	0.94	-
Houthakker(1957)	上海	1929~1930	0.71	-
Lim and Lee(1993)	中國大陸城鎮	1952~1987	0.32~1.50	-
鄭思齊、劉洪玉(2005)	北京	2000	0.64~1.05	-
姜如海(2005)	中國大陸	1988~2004	-	-40.10~10.80
高波、王斌(2008)	中大城市	1999~2006	-0.14~4.93	-1.04~-12.83
程岳榮(2012)	中國大陸城鎮	2003~2010	1.38	-

註：部分資料整理自 Lim and Lee(1993)。

表

表二 房價與所得的變動對住宅需求所得彈性(η)和價格彈性(φ)之影響

	變動項		
	房屋價格	所得	房價格所得比
$\eta < 1$	(-)	(+)	(-)
$\eta > 1$	(-)	(-)	(-)
φ	(-)	(+)	(-)

註：此表之數學證明，請參閱附錄。

表三(a) 基本統計量：全部地區城市

	居住類支出	可支配所得	每平方米住宅單價	組合性商品價格指數	房價所得比
	HE	Y	P_H	P_x	$\frac{P_H}{Y}$
	(元)	(元)	(元)		
平均數	355.7115	5289.4420	6306.5300	100.1316	1.1473
標準差	155.3213	1553.1450	3671.7370	0.438834	0.3893
最小值	100.7800	2720.0400	2226.1770	97.4154	0.3977
最大值	1063.8700	11227.2000	25432.0000	103.6890	2.8878

資料來源：中國大陸國家統計局、中國大陸總體經濟資料庫

註：以上資料皆為季度資料。

表三(b) 基本統計量：東部地區城市

	居住類支出	可支配所得	每平方米住宅單價	組合性商品價格指數	房價所得比
	HE	Y	P_H	P_X	$\frac{P_H}{Y}$
	(元)	(元)	(元)		
平均數	422.9154	6308.3060	8710.0330	100.1220	1.3432
標準差	163.3610	1531.0920	4136.2820	0.3388	0.4291
最小值	170.8000	3306.0600	3010.5030	98.8176	0.5892
最大值	1063.8700	11227.2000	25432.0000	101.8040	2.8878

資料來源：中國大陸國家統計局、中國大陸總體經濟資料庫。

註 1：以上資料皆為季度資料。

註 2：東部地區城市包括：北京、天津、沈陽、大連、長春、哈爾濱、上海、南京、杭州、寧波、福州、廈門、濟南、青島、廣州、深圳。

表三(c) 基本統計量：中部地區城市

	居住類支出	可支配所得	每平方米住宅單價	組合性商品價格指數	房價所得比
	HE	Y	P_H	P_X	$\frac{P_H}{Y}$
	(元)	(元)	(元)		
平均數	326.2701	4683.0660	4537.2820	100.1256	0.9761
標準差	123.1645	803.0091	1157.7230	0.6577	0.2257
最小值	156.8800	3424.8700	2230.5050	97.4154	0.5458
最大值	778.0900	7722.0800	8102.5260	103.6890	1.9606

資料來源：中國大陸國家統計局、中國大陸總體經濟資料庫。

註 1：以上資料皆為季度資料。

註 2：中部地區城市包括：石家莊、太原、合肥、南昌、鄭州、武漢、長沙。

表三(d) 基本統計量：西部地區城市

	居住類支出	可支配所得	每平方米住宅單價	組合性商品價格指數	房價所得比
	HE	Y	P_H	P_X	$\frac{P_H}{Y}$
	(元)	(元)	(元)		
平均數	283.2805	4284.6750	4133.9190	100.1478	0.9860
標準差	119.6901	966.2619	1230.0260	0.3980	0.2710
最小值	100.7800	2720.0400	2226.1770	98.9356	0.3977
最大值	990.3100	7557.5500	9620.9850	101.9650	2.3299

資料來源：中國大陸國家統計局、中國大陸總體經濟資料庫。

註 1：以上資料皆為季度資料。

註 2：西部地區城市包括：呼和浩特、南寧、海口、重慶、成都、貴陽、昆明、西安、蘭州、西寧、銀川、烏魯木齊。

表四 同質性檢定

	檢定統計量	P值
Wald test (LM)	16.189*	0.063
Fisher test (LMF)	1.822*	0.074
LR Tset(LRT)	17.539***	0.000

註：

1. 模型為同質性， H_1 ：模型至少存在一個轉換函數($r \geq 1$)。

2.*與***分別表示該係數在90%以及99%的信賴區間下顯著異於零。

表五 LPSTR 與 ESTR 模型選擇之檢定

	檢定統計量(F值)	P值
	0.195	0.978
	0.823	0.553
$H_0: B_1 = 0, B = 0$	0.823	0.552

註：

1.

2.

3. 根據Granger and Terasvirta (1993)以及Terasvirta (1994)，若拒絕的顯著性最強，則應該選擇m=2(ESTR模型)，否則應該要選m=1(LSTR模型)。

表六 轉換函數個數之檢定

	檢定統計量(F值)	P值
Wald test (LM)	0.039	0.980
Fisher test (LMF)	0.018	0.982
LR Tset(LRT)	0.039	0.980

註： D Dd

表七 模型估計結果

y		pl	
η_0	η_1	φ_0	φ_1
3.4870*** (1.5641)	-1.2978*** (0.5648)	-3.3759* (1.8209)	2.0165*** (0.9199)
c	-0.2420		
γ	1.5930		
SSR	50.9910		

資料來源：本研究整理。
 註 1：括弧內為標準差，*與***分別表示該係數在 90%以及 99%的信賴區間下顯著異於零。
 註 2：自變數 y --對數實質家戶可支配所得
 自變數 pl --對數實質每平方米住宅價格
 c --門檻值
 γ --轉換函數的斜率

表八(a) 住宅需求彈性估計結果：東部地區城市

城市	平均房價 所得比	所得彈性(e_{it}^y)		價格彈性(e_{it}^{ph})	
		平均數	標準差	平均數	標準差
北京	1.6167	2.4409	0.0579	2.7505	0.0899
天津	1.0465	2.613	0.0708	3.0178	0.1101
沈陽	1.1142	2.7472	0.0363	3.2264	0.0563
大連	1.1954	2.5976	0.0448	2.9939	0.0696
長春	1.0863	2.6744	0.0751	3.1133	0.1167
哈爾濱	1.3158	2.6861	0.0626	3.1316	0.0973
上海	1.3162	2.5276	0.0797	2.8852	0.1239
南京	1.3463	2.6972	0.1176	3.1487	0.1827
杭州	1.4985	2.5237	0.1117	2.8791	0.1736
寧波	1.1955	2.5853	0.1043	2.9749	0.1621
福州	1.4295	2.597	0.0651	2.993	0.1011
廈門	1.2465	2.5279	0.0876	2.8857	0.1361
濟南	0.9305	2.7751	0.0512	3.2698	0.0796
青島	0.9411	2.7328	0.0459	3.204	0.0713
廣州	1.754	2.5846	0.0618	2.9737	0.0960
深圳	1.6135	2.4150	0.0634	2.7102	0.0985

資料來源：本研究整理。

表八(b) 住宅需求彈性估計結果：中部地區城市

城市	平均房價 所得比	所得彈性(e_{it}^y)		價格彈性(e_{it}^{ph})	
		平均數	標準差	平均數	標準差
石家莊	1.0365	2.8154	0.09712	3.3323	0.1509
太原	0.9125	2.6295	0.0985	3.0436	0.1531
合肥	1.1587	2.7158	0.0856	3.1777	0.1331
南昌	0.9139	2.7533	0.0703	3.2359	0.1092
鄭州	1.0186	2.7618	0.0389	3.2492	0.0605
武漢	0.9478	2.6636	0.0657	3.0965	0.1021
長沙	1.0543	2.8543	0.0926	3.3929	0.1439

資料來源：本研究整理。

表八(c) 住宅需求彈性估計結果：西部地區城市

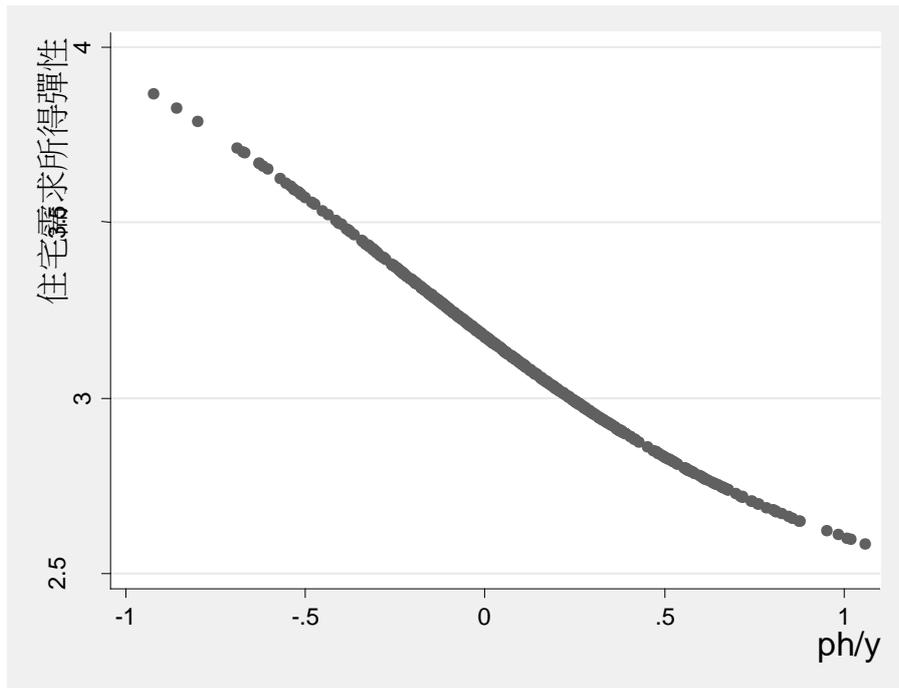
城市	平均房價 所得比	所得彈性(e_{it}^y)		價格彈性(e_{it}^{ph})	
		平均數	標準差	平均數	標準差
呼和浩特	0.7635	2.9928	0.1067	3.6081	0.1658
南寧	1.2855	2.6914	0.0526	3.1397	0.0817
海口	1.1511	2.5464	0.0992	2.9144	0.1541
重慶	0.9393	2.8439	0.0921	3.3766	0.1432
成都	1.0086	2.6752	0.0516	3.1146	0.0801
貴陽	0.9191	2.7574	0.0611	3.2423	0.095
昆明	0.9655	2.7758	0.1134	3.2708	0.1762
西安	1.0457	2.7109	0.0650	3.17	0.101
蘭州	0.9878	2.6832	0.0492	3.127	0.0765
西寧	0.8799	2.7689	0.0519	3.2602	0.0806
銀川	0.9815	2.7994	0.0830	3.3075	0.1291
烏魯木齊	1.1059	2.6717	0.0725	3.1091	0.1126

資料來源：本研究整理。

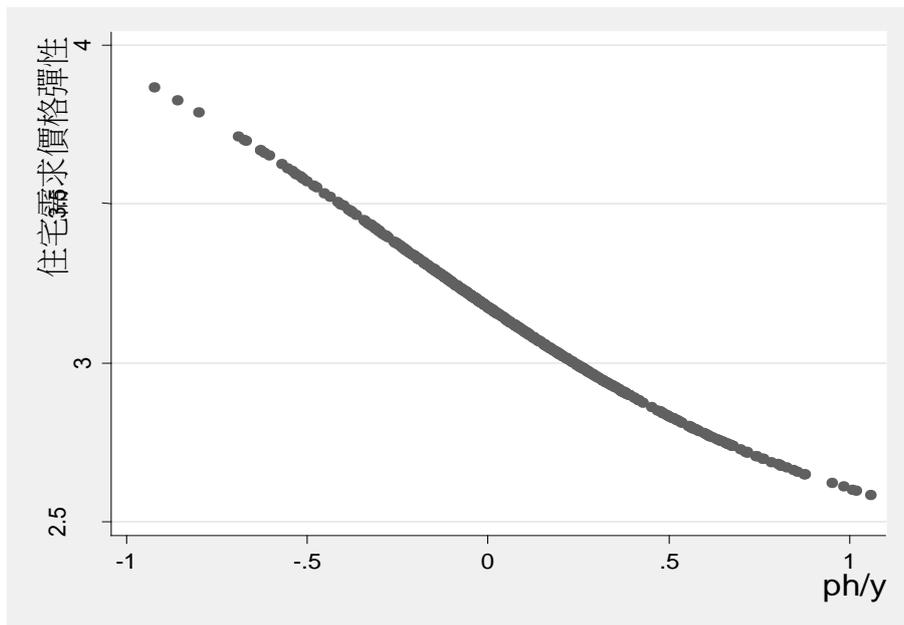
表九 東部、中部與西部地區城市需求彈性比較

	平均房價所 得比	所得彈性(e_{it}^y)	價格彈性(e_{it}^{ph})
全體城市	1.0098	2.6810	3.1236
東部城市	1.2904	2.6078	3.0099
中部城市	1.0060	2.7420	3.2183
西部城市	1.0028	2.6717	3.1091

資料來源：本研究整理
註：本表的數據由表八(a)-(c)的數據平均計算得出。



圖(1)住宅需求所得彈性與房價所得比(ph/y)之關係



圖(2)住宅需求價格彈性與房價所得比(ph/y)之關係

附錄

(證明)所得彈性小於(大於)1 時，所得變動對所得彈性的影響；給定式(2.4a)，我們可以求出：

(A.1)

又由(2.4a)可知，若所得彈性小於(大於)1 時，

，將此條件帶入

(A.1)式，則可求得表一的結果。

(證明)房價所得比變動對於住宅所得以及價格彈性的變化；我們將(2.4a)以及(2.4b)重新改寫如下：

(A.2)

(A.3)

給定所得彈性(1)大於零的情況下，我們可以從(A.2)以及(A.3)式的知住宅所得彈性以及價格彈性將隨著房價所得比提高而減少。

參考文獻

- 林祖嘉, 林素菁. 台灣地區住宅需求價格彈性與所得彈性之估計, *住宅學報*, 1994, 2: 25-48.
- 陳建良, 林祖嘉. 財富效果、所得效果、與住宅需求, *住宅學報*, 1998, 7: 83-100.
- 姜如海. 中國大陸房地產市場投機泡沫實證分析, *管理世界*, 2005, 12: 71-84.
- 高波, 王斌. 中國大陸大中城市房地產需求彈性地區差異的實證分析, *當代經濟科學*, 2008, 30: 1-7.
- 程岳榮. 2003 年以來房地產市場宏觀調控政策研究, 博思数据研究中心编制.
- 鄭思齊, 劉洪玉. 住宅需求的收入彈性：模型、估計與預測, 2005, 38, 122-126.
- Abelson P., R. Joyeux, G. Milunovich and D. Chung (2005), Explaining house prices in Australia: 1970-2003, *Economic Record* 81; 96-103.
- De Leeuw, F. (1971), The demand for housing: a review of cross-section evidence, *Review of Economics and Statistics* 53, 1-10.
- Disney, R., J. Gathergood and A. Henley (2010), House price shocks, negative equity and household consumption in the United Kingdom, *Journal of the European Economic Association* 8, 1179-1207.
- Ermisch, J.F., J. Findlay and K. Gibb (1996), The price elasticity of housing demand in Britain: issues of sample selection, *Journal of Housing Economics* 5, 64-86.
- Fouquau, J. (2008), Regime switching models and panel data: from linearity to heterogeneity, PhD Thesis, University of Orléans, Laboratoire d'Economie d'Orléans.
- González, A., T. Teräsvirta and D. van Dijk (2005), Panel smooth transition regression models, Research paper, 165, Quantitative Finance Research Centre, University of Technology, Sydney.
- Granger, C. and T. Teräsvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press.
- Hamilton, J. D. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica* 57, 357-384.
- Hansen, B.E. (1999), Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference, *Journal of Econometrics* 93, 345-368.
- Harrington, D.E. (1989), An intertemporal model of housing demand: implications for

- the price elasticity, *Journal of Urban Economics* 25, 230-246.
- Houthakker, H.S. (1957), An international comparison of household expenditure patterns, commemorating the century of Engel's law, *Econometrica* 25, 532-551.
- Hsiao, C. (2003), Analysis of panel data, publication by the Press syndicate of the University of Cambridge, second edition.
- Lim, C.C. and M.H. Lee (1993), Housing consumption in China, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 6, 89-102.
- Lüukkonen, R., P. Saikkonen and T. Teräsvirta (1988), Testing linearity against smooth transition autoregressive models, *Biometrika* 75, 491-499.
- Kim, S. and R. Bhattacharya (2009), Regional housing prices in the USA: an empirical investigation of nonlinearity, *Journal of Real Estate Finance and Economics* 38, 443-460.
- Mayo, S. K. (1981), Theory and estimation in the economics of housing demand, *Journal of Urban Economics* 10, 95-116.
- Muellbauer, J. and A. Murphy (1997), Booms and busts in the U.K. housing market, *The Economic Journal* 107, 1701-1727.
- Posedel, P. and M. Vizek (2009), House price determinants in transition and EU-15 countries, *Post-Communist Economies* 21, 327-343.
- Seslen, T.N. (2004), Housing price dynamics and household mobility decisions, Mimeo, USC Marshall School of Business.
- Teräsvirta, T. (1994), Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models, *Journal of the American Statistical Association* 89, 208-218.
- Teräsvirta, T. (1995), Modeling nonlinearity in U.S. gross national product 1889-1987, *Empirical Economics* 20, 577-597.
- Tsay, R. (1989), Testing and modeling threshold autoregressive processes, *Journal of American Statistical Association* 84, 245-292.
- van Dijk, D., T. Teräsvirta and P. H. Franses (2002), Smooth transition autoregressive models-a survey of recent developments, *Econometric Reviews* 21, 1-47.

參加世界華人不動產學會(ACRECI)2012 年年會心得報告

林祖嘉 政大經濟系教授

2012 · 12 · 12

2012 年世界華人不動產年會在 7 月 3 日到 5 日於澳門召開，共有來自中國大陸、台灣、香港、澳門、新加坡、美國、及韓國超過十個國家與地區近 400 百位學者參加，若再加上大陸官員的官員及業者，全體參加的人數超過 600 人以上。會議是由世界華人不動產學會與澳門大學主辦。

本次大會的主題是「宏觀調控下的房地產機遇與挑戰」，會議第一天在大會上分別邀請了 1996 年諾貝爾經濟學獎得主 Professor Sir James A. Mirrless、大陸知名的經濟學者成思危教授及全國國家抵押債款協會(GNMA)總裁兼全國聯邦政府住房部副部長 Theodore W. Tozer 三人，擔任大會的主題演講人。主題演講後，大會舉行十大經濟學家中國房地產業發展論壇，其中政大張金鶚老師為其中之一人。

本次會議專題發表的學術論文超過 300 篇，會議分成 52 個 panel 同時舉行。另外，還有六個圓桌論壇，專門討論大陸不動產相關議題與政策。其中來自台灣的學者超過二十人以上，是除了大陸以外最大

的代表團。同時，台灣學者發表的文章也超過二十篇以上。

另外，在大會舉辦的三天中，舉辦了六場的圓桌論壇，本人負責主持大會論壇之一，題目是「兩岸四地不動產市場泡沫經驗與相關之政策比較」，本論壇共邀請了張金鶚等五位教授與業者參與與談，論壇大約有近 60 人參與討論。論壇進行共計二小時，與談人發表講話後，再由與會學者專家提出意見與問題，然後再由與談人回答或交流。由於本論壇的主題很重要，因此會場上的討論非常熱烈，我們相信在場的與談人與參與者都有很大的收穫。

本人另外負責專題論壇 3D「土地市場(III)：土地價格」場次的會議主持人，該場次共有六篇文章發表，主題圍繞在中國房地產土地供需及價格變動的討論上，其中有數篇是討論大陸不同地區土地資源利用配置及其效率等問題。由於近年來大陸房地產市場成長非常快速，不止是一線城市，即使是二、三線城市的房地產市場與價格都成長很快，使得大陸土地供需成為一個非常重要的課題，不論是在學術上或是政策上都非常重要。因此，在本人主持的場次上，不但學者踴躍的發表文章，而且參與的學者也都提出很多的問題與觀點。

從參與者論文的品質上來看，大陸學者的論文深度與嚴謹的層程度都比國外學者相對是差了一些，與台灣學者所提的論文相比，也同

樣有一段距離。但是，如果與前兩次的會議相比，我們可以看出大陸學者論文數量與品質都有相當明顯的進步。此一現象其實在大陸許多的部門中都可以看到，也就是說，雖然大陸學者的素質普遍仍然較低，但是他們成長的速度是非常快的，這一點是最值得台灣學者注意的。因為目前台灣學者在研究上雖然仍有一些些的領先，但是如果台灣的學者不去加強研究能力，我們很擔心幾年之後，台灣的研究能力就會很快的被大陸學者所趕上。

此外，本人與林素菁及游士儀三人共同發表了一篇學術論文，題目是「考慮時變因素下，中國大陸大陸中大城市住宅需求彈性的差異性分析(Analysis of Residential Housing Demand Heterogeneity among Mainland China Major Cities)」，本文內容主要在使用一個非線性的門檻模型，探討在大陸的主要城市之中，不同房價所得比的情況下，房屋需求彈性的變化。(關於文章的內容，請參見附件中的全文。)

總的來看，這次會議可以說是非常的成功，學者發表的文章總數超過 300 篇以上，遠遠超過前三次的論文數目。而且，會議中的幾個主題論壇也吸引了非常常多業者的參與。因此，本次會議不但在學術上的貢獻很大，而且，對於實務業界而言，本次會議也提供了很多的協助，讓他們了解如何把實務與學術結合。同時，可以讓大陸的業者知道，如何從房地產的學術研究中學習到理論與更宏觀的觀點。

2013 年預計由北京大學在北京主辦，由於這次大會非常成功，

因此，預計明年的會議也會有很多來自各國的華人學者參與，同時也會有許多相關的華人業者參與，因此必然可以讓世界華人不動產學會繼續對於不動產相關研究與發展做出重大的貢獻。

最後，茲附上大會的手冊與議程與本人的文章全文，以供參考。

國科會補助計畫衍生研發成果推廣資料表

日期:2012/12/06

國科會補助計畫	計畫名稱: 房價泡沫、股價泡沫與經濟發展: 台灣、中國大陸與亞洲主要國家經驗之比較分析
	計畫主持人: 林祖嘉
	計畫編號: 98-2410-H-004-149-MY3 學門領域: 都市及區域
無研發成果推廣資料	

98 年度專題研究計畫研究成果彙整表

計畫主持人：林祖嘉		計畫編號：98-2410-H-004-149-MY3				計畫名稱：房價泡沫、股價泡沫與經濟發展：台灣、中國大陸與亞洲主要國家經驗之比較分析	
成果項目		量化			單位	備註（質化說明：如數個計畫共同成果、成果列為該期刊之封面故事...等）	
		實際已達成數（被接受或已發表）	預期總達成數（含實際已達成數）	本計畫實際貢獻百分比			
國內	論文著作	期刊論文	0	0	100%	篇	
		研究報告/技術報告	0	0	100%		
		研討會論文	0	0	100%		
		專書	0	0	100%		
	專利	申請中件數	0	0	100%	件	
		已獲得件數	0	0	100%		
	技術移轉	件數	0	0	100%	件	
		權利金	0	0	100%	千元	
	參與計畫人力（本國籍）	碩士生	1	1	100%	人次	
		博士生	0	0	100%		
		博士後研究員	0	0	100%		
		專任助理	1	1	100%		
國外	論文著作	期刊論文	0	0	100%	篇	
		研究報告/技術報告	0	0	100%		
		研討會論文	1	1	100%		
		專書	0	0	100%		章/本
	專利	申請中件數	0	0	100%	件	
		已獲得件數	0	0	100%		
	技術移轉	件數	0	0	100%	件	
		權利金	0	0	100%	千元	
	參與計畫人力（外國籍）	碩士生	0	0	100%	人次	
		博士生	0	0	100%		
		博士後研究員	0	0	100%		
		專任助理	0	0	100%		

<p>其他成果 (無法以量化表達之成果如辦理學術活動、獲得獎項、重要國際合作、研究成果國際影響力及其他協助產業技術發展之具體效益事項等，請以文字敘述填列。)</p>	無。
--	----

	成果項目	量化	名稱或內容性質簡述
科 教 處 計 畫 加 填 項 目	測驗工具(含質性與量性)	0	
	課程/模組	0	
	電腦及網路系統或工具	0	
	教材	0	
	舉辦之活動/競賽	0	
	研討會/工作坊	0	
	電子報、網站	0	
	計畫成果推廣之參與(閱聽)人數	0	

國科會補助專題研究計畫成果報告自評表

請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況、研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）、是否適合在學術期刊發表或申請專利、主要發現或其他有關價值等，作一綜合評估。

1. 請就研究內容與原計畫相符程度、達成預期目標情況作一綜合評估

達成目標

未達成目標（請說明，以 100 字為限）

實驗失敗

因故實驗中斷

其他原因

說明：

2. 研究成果在學術期刊發表或申請專利等情形：

論文： 已發表 未發表之文稿 撰寫中 無

專利： 已獲得 申請中 無

技轉： 已技轉 洽談中 無

其他：（以 100 字為限）

3. 請依學術成就、技術創新、社會影響等方面，評估研究成果之學術或應用價值（簡要敘述成果所代表之意義、價值、影響或進一步發展之可能性）（以 500 字為限）