

中國大陸中大城市住宅需求彈性的差異性分析

林祖嘉* 林素菁** 游士儀***

2013 年 5 月 10 日接受

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，估計中國大陸中大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發展中國家，經濟和住宅市場都正處於快速膨脹期，因此整體的房屋需求會有不斷調整的現象。有鑑於此，本研究使用 2008 年至 2011 年 35 個中大城市的季資料，應用非線性的門檻模型，探討不同房價所得比之下，房屋需求彈性的變化。實證結果顯示：第一，中國大陸 35 個中大城市的住宅的所得彈性與價格彈性，會隨著房價所得比的增加而下修。第二，部分城市的需求彈性會受到季節性的影響，然而不同地區的城市受到的季節性影響週期並不完全相同。第三，本文比較了東部、中部以及西部中大城市的住宅需求彈性，並發現東部地區民眾的購屋負擔最重，因此住宅需求彈性也比較小，由此可推得當中國大陸政府在所有地區實施相同的住宅政策時，東部地區的民眾會受到較大的影響。

關鍵字：住宅需求彈性、門檻迴歸模型、地區差異

JEL 分類代號：C23, R10, R21

*聯繫作者：林祖嘉，國立政治大學經濟學系，台灣台北市指南路二段 64 號。電話：+886-29393091 分機 51040。Email:nccut001@nccu.edu.tw.

**龍華科技大學國企系，台灣桃園縣龜山鄉萬壽路一段 300 號。電話：+886-82093211 分機 6203。Email:sjlin@mail.lhu.edu.tw.

***國立政治大學經濟學系，台灣台北市指南路二段 64 號。電話：+886-29393091 分機 51040。Email:96258507@ncu.edu.tw.

Analysis on the Heterogeneity of Residential Housing Demand Elasticity among China Major Cities

Chu-Chia Lin^{*}, Sue-Jing Lin^{**}, Shih-Yi You^{***}

Accepted on May 10, 2013

Abstract

The right figures of price elasticity and income elasticity of housing demand have important policy implications. However, the empirical studies of China's housing demand elasticity are relatively fewer than international related studies. Moreover, there exists large discrepancy among them. The key factor to such huge difference among the existing research conclusion is probably because 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, the purpose of this study is using a nonlinear threshold framework to re-estimate the housing demand elasticity of China's 35 major cities in the period of 2008Q1-2011Q4. Our main findings are as follows: First, price elasticity and income elasticity of housing demand will decrease by the increasing of housing price-to-income ratio. Secondly, the fluctuation of some cities' housing demand elasticity primarily is due to seasonal factors. However, seasonal factor on periodic housing demand elasticity bears little resemblance in some major cities of China's different regions. Thirdly, the major cities in East region have higher average housing price-to-income ratio, with the result the average housing demand elasticity of the major cities in East region is lower than in middle and west region.

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

JEL Classification : C23, R10, R21

^{*}Corresponding author: Chu-Chia Lin, National Chengchi University Department of Economics, Address: NO.64, Sec.2, ZhiNan Rd., Wenshan District, Taipei City 11605, Taiwan (R.O.C). Tel:886-29393091 ext 51040. Mail:nccut001@nccu.edu.tw.

^{***}Lunghwa University of Science and Technology Department of International Business, No.300,Sec.1,Wanshou Rd., Guishan, Taoyuan County 33306,Taiwan (R.O.C.). Tel:886-82093211 ext 6203. Mail:sjlin@mail.lhu.edu.tw.

^{**} National Chengchi University Department of Economics, Address: NO.64, Sec.2, ZhiNan Rd., Wenshan District, Taipei City 11605, Taiwan (R.O.C). Tel:886-29393091 ext 51040. Mail: 96258507@ncu.edu.tw.

一、緒言

2009年11月，在北京電視臺首度播放的電視劇「蝸居」，劇情描述在房價不斷攀升的時代裡，小人物在大城市掙扎求生的故事。由於故事貼近當下的一般大陸人民面臨的房市問題，因此該劇在短的時間內便成了兩岸三地的熱門話題。電視劇畢竟是虛構的故事，一般人民在大城市居有所地，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，儘管人均可支配所得以平均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，不難想像一般人民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，長期而言對經濟體系會有不良的影響，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，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。而過去的文獻中，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，而早期國際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。¹

相較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。

[插入表一]

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模型設置以及取得或計算資料的方式有所不同而造成。然而還可能存在若干因素，能解釋過去文獻在估計中國大陸的房屋需求彈性時結果頗有不同的結果。本研究認為，最可能因素在於，住宅需求彈性可能非單一值，而為時變(time-varying)的變數，即

¹見 de Leeuw(1971)與 Mayo(1981)。而近年來探討房屋需求彈性的文獻，多將重點放在個體的特定行為因素上分析，如鄰居選擇(neighborhood selection)與多屋持有(multiple-home ownership)等等，然而本文研究房屋需求彈性乃是以宏觀的角度，因此此處就不再另做比較。

家計單位會因在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。

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(2003)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劃的家計單位，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，且動盪頻率很高時，市場的行為會跟著改變。第三，高額的房屋交易成本。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 (2009)又指出，由於轉型中國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其房價波動程度很大，也因此中國大陸地區的整體房屋需求行為應不時地在調整，因此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。也就是說，到目前為止，我們在許多研究住宅彈性的文獻中，看到估計價格彈性與所得彈性相差很大的結果，可能是一個正常的現象。

一個簡單的方式可同時解決「房屋需求彈性應是時變參數」，是利用 Ter äsvirta (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 smooth threshold regression; PSTR)。使用非線性的 PSTR 模型有兩個優點：第一，追蹤資料(panel data)結合了橫斷面(cross section)資料與時間序列(time series)的形式，可提供更完整的統計信息。然而一般使用的追蹤模型(panel model)估計時，常忽略橫斷面存在異質性(heterogeneity)的問題，而 Hsiao(2003)曾提出若忽略此問題，會使得估計結果存在誤差，而使用 PSTR 模型估計，不但可保有有追蹤資料的優點，也可以解決「橫斷面存在異質性」的問題。第二，在 PSTR 模型結構下，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隨著時間而變動的變數(時變變數)。

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 Luukkonen 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。而一般認為，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 Ter äsvirta (1994, 1995)、González, et al. (2005)以及 Fouquau (2008)所發展的 PSTR 模型，來重新估計中國大陸的中大城市的房屋需求彈性。

本研究的結構如下，第二節將以理論模型說明房屋需求彈性的調整因素，並解

釋本文使用 PSTR 做為估計中國大陸中大城市住宅需求彈性的主要原因，第三節則針對 PSTR 模型的估計與檢驗與本研究的資料內容有詳細的說明，第四節為結論。

二、住宅需求理論模型

過去估計住宅需求的文獻中，最常使用的實證模型為對數線性需求函數(log-linear demand function)，因為此一函數容易估計。然而使用對數線性需求函數所估計出來的住宅需求所得彈性以及價格彈性，往往和實際經濟情況有所出入，在這一節我們首先針對對數線性需求函數做討論，最後再說明為何在本研究我們要使用 PSTR 模型做為實證模型。

(一) 對數線性住宅需求函數

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)。在消費者為理性的假設下，消費者會在其預算限制之下，追求效用極大，我們將消費者的目標函數與限制式表現如下：

$$\begin{aligned} \max U(H, X) \\ \text{s. t. } P_H H + X = Y \end{aligned} \quad (2.1)$$

其中 P_H 為實質住宅價格， Y 是實質所得。²由以上最適化問題我們可知對於消費者而言，住宅需求會是實質住宅價格以及所得的函數，亦即 $H = H(P_H, Y)$ 。在既有文獻中，通常直接假設住宅需求函數的形式如下：

$$H = H(P_H, Y) = e^{\alpha^l} Y^{\eta^l} P_H^{\varphi^l} e^{\varepsilon} \quad (2.2)$$

由於本文的研究目的是要估計出中國大陸中大城市的住宅需求彈性，根據林祖嘉與林素菁(1994)，在討論房屋需求函數時，應該要將「居住支出」代替「購屋數量」，因為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，因此若是將住宅價值做為自變數衡量房屋需求函數將有失代表性，此外我們一般所說的「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。³有鑑於此，我們令 HE 為房屋支出，⁴利用房屋支出來衡量住宅需求，因此由(2.2)式我們可以得到以下式子：

$$\ln(HE) = \alpha^l + \eta^l \ln(Y) + (1 + \varphi^l) \ln(P_H) + \varepsilon \quad (2.3)$$

為了簡化分析，令 he_{it} 、 y_{it} 以及 p_{hit} 為取對數後的實質房屋支出、可支配所得以及住

² 令 P_X 為組合性商品價格，則：實質住宅價格(P_H)=名目住宅價格/組合性商品價格(P_X)，實質所得(Y)=名目所得/組合性商品價格(P_X)。

³ 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。

⁴ 即 $HE = P_H \cdot H$ 。

宅價格，因此式(2.3)可改寫為：

$$he_{it} = \alpha^l + \eta^l y_{it} + (1 + \varphi^l) p_{hit} + \varepsilon_{it}; t = 1, \dots, T, i = 1, \dots, N \quad (2.4)$$

式(2.4)中， i 表示所屬城市， t 為時間。由式(2.4)的函數型態可以了解為何在多數的文獻中，最常使用對數線性需求函數為估計模型，因為此函數容易估計，且其參數可以直接表示為所得彈性(η^l)以及價格彈性(φ^l)。然而使用(2.4)式估計住宅需求彈性還是存在某些限制以及缺失，Mayo(1981)曾提出使用對數線性需求函數做為住宅需求彈性的估計式，背後隱含其直接假設樣本內全部地區居民的住宅支出對於住宅價格以及所得都會有同樣的反應，亦即 $\eta_i = \eta, \varphi_i = \varphi, \forall i = 1, \dots, N$ ，然而這與現實情況並不符合，⁵因為住宅需求的價格彈性以及所得彈性會因應不同的住宅價格以及所得而有所調整。⁶

住宅需求彈性隨著房價以及所得而變動似乎比較符合現實情況，然而若是利用對數線性需求函數為估計模型，卻很難將此特性納入考量，因此過去中國大陸住宅需求彈性的文獻，在估計時會採取幾種方法：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，分別估計不同地理區位的住宅需求彈性(高波與王斌,2008)。這兩種估計方式在某種程度上的確可以解決使用對數線性需求函數估計時的缺失，然而使用這兩種方法在估計前都必須要先武斷地(ad-hoc)將資料進行分組，因此在估計結果可能會因為分組上的失準而有誤差。

此外，使用對數線性住宅需求函數作為估計模型，估計結果僅能揭露長期靜止均衡下的住宅需求行為，然而 Mayo(1981)曾提到，當家計單位面臨有住宅交易成本的狀況時，就不得不將家計單位對於住宅需求的短期動態調整行為納入考量。

文獻上對於住宅交易成本的產生有諸多地討論，如Muellbauer and Murphy (1997)提出當房價升值時，會拉動房市的交易成本，此外Posedel and Vizek (2009)也

⁵ Mayo(1981)曾針對過去文獻在估計住宅需求彈性時，若使用不同的資料型態或不同的模型估計式會對估計結果造成什麼樣的影響，該文中提出 Carliner(1973)、Fenton(1974)以及 Lee and Kong(1977)這三篇文章在估計住宅需求彈性時，都是使用對數線性需求函數，並且使用相同資料來源的房屋支出、所得以及房價資料，然而因為這三篇文章使用的人口變數都不相同，以至於三篇文章所估計的租賃者價格彈性存在相當大的差異，Carliner(1973)的統計結果判定租賃者的住宅價格彈性並不顯著，Fenton(1974)估計的租賃者的住宅價格為-1.28 而 Lee and Kong(1977)所估計的租賃者的住宅價格為-0.56，而會出現這樣的結果主要是住宅需求的價格彈性會因為在不同的住宅價格、不同的所得以及不同的人口特性而變動，然而使用對數線性需求函數來估計住宅需求彈性時，卻完全忽略了這些特性。

⁶ 根據Mayo(1981)的文章中曾經提出，在估計住宅需求彈性時，應使用Stone-Geary的效用函數型式所推導出來的住宅需求函數，會比較符合實際狀況，我們可以將Stone-Geary的效用函數表示如下：

$$U = (H - H_0)^\beta (X - X_0)^{(1-\beta)}$$

其中， H_0 與 X_0 分別為滿足個人最低生活水準的住宅以及其他財貨需求量， β 是住宅需求效用的彈性。同樣地，我們可以由一階條件求得住宅需求函數並將 Stone-Geary 的效用函數下的住宅需求所得彈性(η^{st})以及價格彈性(φ^{st})如下：

$$\eta^{st} = \frac{\beta Y}{(1-\beta)P_H H_0 + \beta(Y - P_X X_0)}$$

$$\varphi^{st} = -\frac{\beta(Y - P_X X_0)}{(1-\beta)P_H H_0 + \beta(Y - P_X X_0)}$$

上式結果顯示住宅的所得及價格彈性並非固定的常數，而會隨所得以及房價的變動而改變。

指出轉型中國家的房地產交易成本相對於已開發國家來的高。中國大陸屬於發展中國家，且近年來在中大城市地區的所得與房市都有明顯的增長，因此中國大陸中大城市居民的整體房屋需求很可能存在短期動態的行為，然而無論是使用對數線性函數或是使用Stone-Geary效用函數所推導的住宅需求函數做為估計模型，都無法由估計結果窺探出這些動態調整過程。有鑑於此，接下來我們將運用PSTR模型於住宅需求函數上，並說明使用PSTR模型不僅可容許我們探究不同中大城市居民在不同房價與所得下，住宅需求所得彈性以及價格彈性的差異，亦可以同時將家計單位面臨房價與所得同時變動下的短期動態調整行為納入估計。

(二) PSTR模型下的住宅需求函數

根據Ter äsvirta (1994, 1995)、González, et al. (2005)以及Fouquau(2008)，我們可以將(2.4)式重新改寫為PSTR模型的型式如下：

$$he_{it} = \alpha_i + \eta_0 y_{it} + \varphi_0 p_{hit} + \sum_1^r (\eta_j y_{it} + \varphi_j p_{hit}) \cdot g\left(\left(\frac{p_h}{y}\right)_{it}; \gamma_j, c_j\right) + \varepsilon_{it} \quad (2.5)$$

$$g\left(\left(\frac{p_h}{y}\right)_{it}; \gamma_j, c_j\right) = \{1 + \exp[-\gamma \prod_{j=1}^m ((\frac{p_h}{y})_{it} - c_j)]\}^{-1}; \gamma > 0, c_1 \leq c_1 \dots \leq c_m \quad (2.6)$$

從先前的討論可知房價或所得的變動都會影響住宅需求彈性，因此在(2.5)式表現的住宅需求PSTR模型中，將房價所得比 (p_h/y) 設定為模型的轉換變數，所要表達的是家計單位的住宅需求，會因為轉換變數狀態的改變而有所調整； c 為待估計的門檻值，亦即行為發生調整的轉折點；參數 γ 為行為變化的轉換速度， γ 值越大，表示轉換函數 $g(\cdot)$ 的轉換斜率越陡峭，也代表行為發生改變的速度越快，若 $\gamma \rightarrow \infty$ 時，表示行為的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，若 $\gamma \rightarrow 0$ 時，代表估計參數將不會因轉換變數改變而有所變動，因此(2.5)式的PSTR模型將退化回式(2.4)的線性模型。 j 代表可能存在個平滑轉換函數的個數。式(2.6)為轉換函數的一般式， m 決定了轉換函數的型式，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)。⁷

根據上面討論，我們可以將PSTR模型下的住宅所得彈性 (e_{it}^y) 以及價格彈性 $(e_{it}^{p_h})$ 重新表示如下：

$$e_{it}^y = \eta_0 + \sum_1^r \eta_j \cdot g\left(\left(\frac{p_h}{y}\right)_{it}; \gamma_j, c_j\right) \quad (2.7a)$$

$$1 + e_{it}^{p_h} = \varphi_0 + \sum_1^r \varphi_j \cdot g\left(\left(\frac{p_h}{y}\right)_{it}; \gamma_j, c_j\right) \quad (2.7b)$$

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

⁷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。

$(p_h/y)_{it}$ ，同時反應個體 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。⁸

由式(2.7a)以及(2.7b)可歸納出我們使用PSTR模型，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，我們得知住宅需求彈性會因應房價以及所得的不同而改變，因此我們可藉由將「房價所得比」作為PSTR模型的轉換變數，來探究不同城市之間的住宅需求彈性之差異，以提出一個合適的政策建議。第二：有別於傳統文獻僅能估計出長期靜止均衡下的住宅需求彈性，使用PSTR模型可以估計出住宅需求彈性的短期調整過程。第三：在PSTR模型的估計方式下，行為的轉折點是估計出來的，而非武斷地將資料分組得來的，因此可以解決資料錯誤分組造成的估計誤差。

三、模型估計與檢驗

在對(2.5)式的PSTR模型進行估計之前，必須先說明本研究的數據來源以及檢驗方式，茲將內容詳述如下：

(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，⁹自 2008 年第一季至 2011 年第四季的回溯資料，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，本文所用的季資料涵蓋較多的統計訊息，以利於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。因此本研究認為，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。有鑒於以上兩點因素，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二。

⁸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。由於房屋支出為 $HE = P_H \cdot Q_H(P_H)$ ，因此：

$$\varphi = \frac{\partial \ln [P_H \cdot Q_H(P_H)]}{\partial \ln P_H} = 1 + \frac{P_H}{Q_H(P_H)} \frac{\partial Q_H(P_H)}{\partial P_H} = 1 + e^{P_H}$$

以此類推可得式(2.4b)。

⁹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。

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。
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，並以林祖嘉與林素菁(1994)所提出之算法重新計算。¹⁰

[插入表二]

由表二的基本統計量可知，儘管東部地區城市所得相較於中部及西部地區城市所得高，然而其每平方米房價相對於中部及西部地區城市的每平方米房價來的更高；而西部地區城市平均每平方米房價的兩倍皆不及東部地區城市的平均每平方米房價，可見中國大陸區域之間的住宅價格差異很大。若將每平方米房價占所得的比例視為購屋負擔的一項指針，東部地區的城市平均1.3432最高，西部地區平均次之0.9860，中部地區平均0.9761最低，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平方米的房子。

(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，以確本研究的資料型態適宜使用PSTR模型估計，並且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；若第一步檢定拒絕同質性時，第二步即為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，¹¹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與所得的變化而有所調整，因此在本研究將以

¹⁰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： $[(CPI \text{ 總指數}-CPI \text{ 居住類}) \times \text{權數}]/(1-\text{權數})$ ，其中權數=居住類支出/總支出。

¹¹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。

「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(2.4)所表示的線性迴歸模型，或是式(2.5)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 $g(\cdot)$ 中的參數 γ 決定了轉換的速度，因此若 $\gamma = 0$ ，代表模型不會平滑移轉，此時式(2.5)所表示的 PSTR 模型將會縮減成式(2.4)的線性模型，然而由於式(2.5)中含有未識別的參數(nuisance parameter)，¹²故不能直接對其進行同質性檢定。¹³因此本研究採用 L ü i k k o n e n, et al.(1988)所提出之方法，先對式(2.5)中 $\gamma = 0$ 的進行一階泰勒展開，得到輔助迴歸(auxiliary regression)如下：

$$he_{it} = \alpha_i + \eta_0^* y_{it} + \varphi_0^* p_{hit} + (\eta_1^* y_{it} + \varphi_1^* p_{hit}) q_{it} + \dots + (\eta_m^* y_{it} + \varphi_m^* p_{hit}) q_{it}^m + \varepsilon_{it}^m \quad (3.1)$$

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， $H_0: \eta_1^* = \dots = \eta_m^* = \varphi_1^* = \dots = \varphi_m^* = 0$ 。有三種檢定量可以幫助我們瞭解此模型是否為線性，分別為拉氏乘數檢定(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三。表三的結果顯示在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」。

[插入表三]

3. 選取適合的轉換模型

轉換模型之檢定為檢定式(2.6)的函數型式。依據Granger and Ter äsvirta (1993)以及Ter äsvirta (1994)，我們亦可利用式(3.1)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四及表五。表四為LPSTR與ESTR模型選擇之檢定表，該表顯示在給定 $\eta_2^* = \eta_3^* = 0$ 以及 $\varphi_2^* = \varphi_3^* = 0$ 之下，拒絕虛無假設為 $\eta_1^* = \varphi_1^* = 0$ 的顯著性最強，因此根據Granger and Ter äsvirta (1993)以及Ter äsvirta (1994)，應該要選擇羅吉斯PSTR模型。而表五則為轉換函數個數之檢定，表五顯示不論是拉氏乘數檢定、費雪檢定或是概似比檢定，都不拒絕「模型只存在一個轉換變數」的虛無假

¹² 這些未識別的參數包含轉換發生的位置參數(c)，以及轉換函數的個數(r)。

¹³ 相關討論請參見 Granger and Ter äsvirta(1993)、L ü i k k o n e n et al.(1988)與 Fouquau(2008)

設。綜合表四以及表五的結果可推論，本研究的資料型態僅需要使用一組轉換函數的羅吉斯PSTR模型。

[插入表四]

[插入表五]

經由以上分析，我們最後可將本研究的實證模型表示如下，而參數的估計結果可見表六。

$$h_{it} = \alpha_i + \eta_0 y_{it} + \varphi_0 p_{hit} + (\eta_1 y_{it} + \varphi_1 p_{hit}) \cdot [1 + \exp(-\gamma((p_{hit}/y_{it}) - c))]^{-1} + \varepsilon_{it} \quad (3.2)$$

由表六結果可知，無論各城市之「房價所得比」，¹⁴是在門檻值以上與或以下，房價以及可支配所得皆對房屋支出有顯著的影響，又由式(3.2)以及表六之結果，我們可把住宅需求的所得彈性(e_{it}^y)與價格彈性(e_{it}^{ph})重新表示如下：

$$e_{it}^y = 3.4870 - 1.2978 \cdot [1 + \exp(-1.5930((p_{hit}/y_{it}) - (-0.2420))]^{-1} \quad (3.3a)$$

$$1 + e_{it}^{ph} = -3.3759 + 2.0165 \cdot [1 + \exp(-1.5930((p_{hit}/y_{it}) - (-0.2420))]^{-1} \quad (3.3b)$$

在式(3.3a)及(3.3b)中，可以更清楚地觀察到使用PSTR模型下，在每個時間點(t)的不同個體(i)的所得彈性(e_{it}^y)以及價格彈性(e_{it}^{ph})，會隨著每個時間點房價所得比的(p_{hit}/y_{it})不同，而出現不同的估計結果。此外，由於轉換函數介於0和1之間，¹⁵因此由估計式(3.3a)以及(3.3b)的結果可知住宅需求所得彈性(e_{it}^y)介於2.1892~3.4870之間；住宅需求價格彈性($|e_{it}^{ph}|$)介於2.3594~4.3759之間。¹⁶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。根據程岳榮(2012)，在快速城市化階段，城市的住宅所得彈性會本來就會比較高，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，應不失為一個合理的結果。

接著本研究將估計出來的住宅所得彈性、價格彈性和房價所得比的關係整理為圖一。由圖一可發現住宅所得以及價格彈性，將會隨著房價所得比的提升而下修，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

¹⁴本文將門檻值設定為房價所得比，定義為 p_{hit}/y_{it} ，由於 $p_{hit} = \ln(P_{Hit}/P_{xit})$ ； $y_{it} = \ln(Y_{it}/P_{xit})$ ，可知轉換變數 $p_{hit}/y_{it} = \ln(P_{Hit}/P_{xit}) - \ln(Y_{it}/P_{xit})$ 。若轉換變數小於零，則代表房價占當期所得的比例小於一；反之若轉換變數大於零，代表房價占當期所得的比例大於一。

¹⁵式(5.1a)以及(5.1b)中的轉換函數即為 $[1 + \exp(-1.5930((p_{hit}/y_{it}) - (-0.2420))]^{-1}$ 。

¹⁶為方便後面的分析與比較，在此加上絕對值。

水準增加的狀況，在這個情況下也隱含住宅負擔的惡化，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，再加上中國大陸目前城鄉發展還是存在很多差距，¹⁷因此許多中國大陸大城市的民眾，面臨房價居高不下時，仍會選擇留在大城市苦活，等待出人頭地的機會，也不願意搬回老家，也因此造成在一般的情況下，中大城市的房價所得比增加時，房屋需求彈性較缺乏的狀況。

[插入圖一]

估計出住宅需求價格彈性、所得彈性和房價所得比之間的關係之後，我們可以計算出不同時間點的各個城市在不同得房價和所得的狀況下的住宅需求價格彈性、所得彈性。本文將東部地區、中部地區以及西部地區的幾個重點城市包含北京、上海、武漢和重慶的住宅需求價格彈性、所得彈性時間趨勢圖顯示於圖二。從圖二我們可以觀察到幾個有趣的現象。¹⁸第一，由於北京、上海的房屋負擔率比較重，所以平均而言住宅需求價格以及所得彈性比武漢以及重慶小。第二，比較北京以及上海的住宅需求彈性可發現，上海地區的房屋負擔率的變動程度較大，因此住宅需求彈性的波動程度相對於北京的住宅需求彈性波動程度高，此外從圖形亦可以觀察到上海的住宅需求彈性受到的季節性影響相對於北京高，每個年度的第四季的房屋負擔率都比較小，所以造成第四季的住宅需求彈性相對於同年度其他季的彈性來的大，由此我們可以推得在上海地區的住房政策在不同季節會有明顯不同的政策效果。第三，觀察武漢以及重慶的狀況，可發現這兩個城市都很明顯受到季節性的影響，和上海不同的是，這兩個城市的房屋負擔率在第一季最小，所以這兩個城市第一個季度的住宅需求彈性相對於同年度其他季的彈性來的大。從以上的幾個討論我們可得知，當政府當局在實施住宅政策時，不但要因地制宜，更要因時制宜。

[插入圖二]

最後，我們可以藉由估計式(3.3a)以及(3.3b)，將中國大陸35個中大城市自2008年第一季至2011年第四季的住宅所得以及價格彈性的平均值估算出來，並將結果列於表七(a)~(c)。而爲了要比較中國大陸不同地區的住宅需求彈性，我們也將表七的結果整理爲表八，以利於觀察不同地區需求彈性的差異。

¹⁷根據「中國社科院城市發展與環境研究所」，2011年發佈的資料顯示，中國大陸是世界上城鄉差距最大的國家之一。

¹⁸由於篇幅的關係，本文僅選定這四個重點城市分析。北京是中國大陸的首都，而上海則是中國大陸商業與金融的重點城市，因此本研究選擇這兩個都市做爲東部地區的代表城市；重慶是中國大陸中心城市，也是長江上游地區經濟中心和金融中心以及全國綜合交通樞紐，也是西部大開發的開發的重點地區，因此本研究選擇將重慶做爲西部地區的代表城市；武漢是中部地區第一大城市，也是中國的經濟地理中心，曾被譽爲世界開啓中國內陸市場的「金鑰匙」，因此本研究選擇將武漢做爲中部地區的代表城市。

由於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Seslen(2004)、Abelson et al.(2005)與Disney, et al.(2010))，造成較高所得彈性以及價格彈性的情況。然而我們可從表七的結果觀察，幾個中國房價漲幅最高的城市如北京以及上海，由於房價占所得的比率過高，因此房屋需求彈性反而小於同地區的瀋陽、長春以及哈爾濱等，這說明了在一般情況下，房價增加的同時住宅需求也並不一定會提升，因為大部分的消費者還是會考量自身所得狀況，而調整期住宅需求行為。接著我們可從表八得知，不同地理區的所得彈性依序為東部地區最低2.608、西部地區次之2.672以及中部地區最高2.742；而價格彈性則同樣依序為東部地區最低3.100，西部地區次之3.110以及中部地區最高3.218。東部地區的價格和所得彈性相對於其他兩地區小的原因，在於東部地區民眾的購屋負擔最重，從這個結果我們也可以推論，當中國大陸政府在所有地區實施相同的住宅政策時，東部地區的民眾會受到比較大的影響。此外，當短期住宅供給無彈性時，住宅價格彈性最小的東部地區的房價波動會比較大。

[插入表七(a)~(c)]

[插入表八]

四、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。然而因為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，而這也是過去文獻在估計中國大陸地區的房屋需求彈性時，結果差異性頗大的其中一個原因。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，而東部地區由於房屋負擔率最重，因此平均而言東部地區的住宅需求彈性皆小於中部以及西部地區。此外，本研究亦比較了東部、中部以及西部地區幾個代表性城市的住宅需求彈性時間趨勢圖，研究結果發現，有幾個城市的住宅需求彈性會受到季節性因素干擾，然而干擾的頻率並不完全一致。也就是說，本研究結果證實了中國大陸因為所得與房價都在快速成長，導致人們住宅需求的價格與所得彈性會隨著時間與地點不同而有很大的出入。

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選擇(tenure choice)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	-
姜春海(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)。

表二 基本統計量

	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	P_H/Y
	(人民幣(元))	(人民幣(元))	(人民幣(元))	(%)	
全部地區	355.712 (155.321)	5289.442 (1553.145)	6306.530 (3671.737)	100.132 (0.439)	1.147 (0.389)
東部地區	422.915 (163.361)	6308.306 (1531.092)	8710.033 (4136.282)	100.122 (0.339)	1.343 (0.429)
中部地區	326.270 (123.165)	4683.066 (803.009)	4537.282 (1157.723)	100.126 (0.658)	0.976 (0.226)
西部地區	283.281 (119.690)	4284.675 (966.262)	4133.919 (1230.026)	100.148 (0.398)	0.986 (0.271)

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：以上資料皆為季資料。

註2：括號內為標準差。

註3：東部地區城市包括：北京、天津、瀋陽、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；中部地區城市包括：石家莊、太原、合肥、南昌、鄭州、武漢、長沙；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。

表三 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

資料來源：本研究。

註1： H_0 ：模型為同質性， H_1 ：模型至少存在一個轉換函數($r \geq 1$)。

註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。

表四 LPSTR 與 ESTR 模型選擇之檢定

	檢定統計量(F值)	P值
$H_{03}^* : B_3 = 0$	0.195	0.978
$H_{02}^* : B_2 = 0 B_3 = 0$	0.823	0.553
$H_{03}^* : B_1 = 0 B_2 = B_3 = 0$	0.823	0.552

資料來源：本研究。

註1： $H_0^* : \eta_1^* = \eta_2^* = \eta_3^* = 0, \varphi_1^* = \varphi_2^* = \varphi_3^* = 0$ 。

註2： $B_i = [\eta_i^*, \varphi_i^*]'$ ， $i = 1, 2, 3$ 。

註3：根據Granger and Teräsvirta (1993)以及Teräsvirta (1994)，若拒絕 H_{02}^* 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)。

表五 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

資料來源：本研究。

註： H_0 ：模型僅存在一個轉換函數 ($r=1$)。

表六 模型估計結果

y (實質家戶可支配所得取對數值)		ph (實質每平方米住宅價格取對數值)	
η_0 3.487*** (1.564)	η_1 -1.298*** (0.565)	φ_0 -3.376* (1.821)	φ_1 2.017*** (0.920)
c (門檻值)		-0.242	
γ (轉換函數的斜率)		1.593	
SSR		50.991	

資料來源：本研究。

註：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。

表七(a) 住宅需求彈性估計結果：東部城市

城市	平均房價 所得比	所得彈性(e^y)		價格彈性($ e^{ph} $)	
		平均數	標準差	平均數	標準差
北京	1.617	2.441	0.058	2.751	0.090
天津	1.047	2.613	0.071	3.018	0.110
瀋陽	1.114	2.747	0.036	3.226	0.056
大連	1.195	2.598	0.045	2.994	0.070
長春	1.086	2.674	0.075	3.113	0.117
哈爾濱	1.316	2.686	0.063	3.132	0.097
上海	1.316	2.528	0.080	2.885	0.124
南京	1.346	2.697	0.118	3.149	0.183
杭州	1.499	2.524	0.112	2.879	0.174
寧波	1.196	2.585	0.104	2.975	0.162
福州	1.430	2.597	0.065	2.993	0.101
廈門	1.247	2.528	0.088	2.886	0.136
濟南	0.931	2.775	0.051	3.270	0.080
青島	0.941	2.733	0.046	3.204	0.071
廣州	1.754	2.585	0.062	2.974	0.096
深圳	1.614	2.415	0.063	2.710	0.099

資料來源：本研究。

表七(b) 住宅需求彈性估計結果：中部城市

城市	平均房價 所得比	所得彈性(e^y)		價格彈性($ e^{ph} $)	
		平均數	標準差	平均數	標準差
石家莊	1.037	2.815	0.097	3.332	0.151
太原	0.912	2.630	0.099	3.044	0.153
合肥	1.159	2.716	0.086	3.178	0.133
南昌	0.914	2.753	0.070	3.236	0.109
鄭州	1.019	2.762	0.039	3.249	0.061
武漢	0.948	2.664	0.066	3.097	0.102
長沙	1.054	2.854	0.093	3.393	0.144

資料來源：本研究。

表七(c) 住宅需求彈性估計結果：西部城市

城市	平均房價 所得比	所得彈性(e^y)		價格彈性($ e^{ph} $)	
		平均數	標準差	平均數	標準差
呼和浩特	0.764	2.993	0.107	3.608	0.166
南寧	1.286	2.691	0.053	3.140	0.082
海口	1.151	2.546	0.100	2.914	0.154
重慶	0.939	2.844	0.092	3.377	0.143
成都	1.009	2.675	0.052	3.115	0.080
貴陽	0.919	2.757	0.061	3.242	0.095
昆明	0.966	2.776	0.113	3.271	0.176
西安	1.046	2.711	0.065	3.170	0.101
蘭州	0.988	2.683	0.049	3.127	0.077
西寧	0.880	2.769	0.052	3.260	0.081
銀川	0.982	2.799	0.083	3.308	0.129
烏魯木齊	1.106	2.672	0.073	3.110	0.113

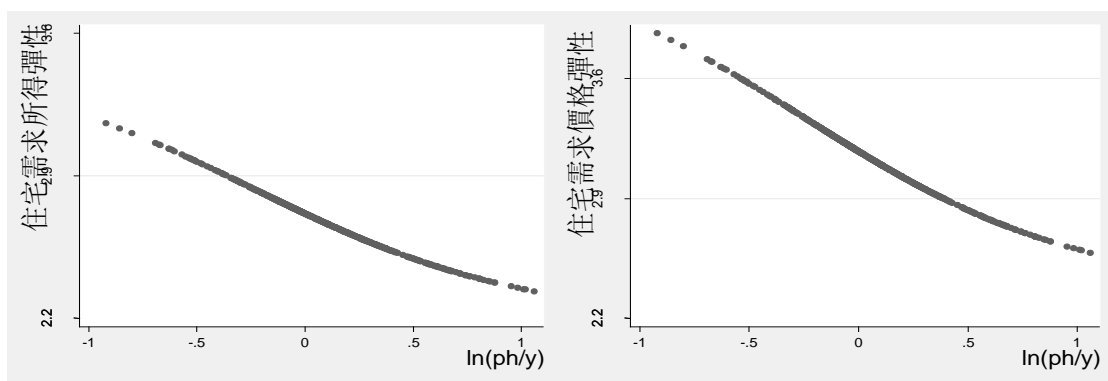
資料來源：本研究。

表八 東部、中部與西部地區城市需求彈性比較

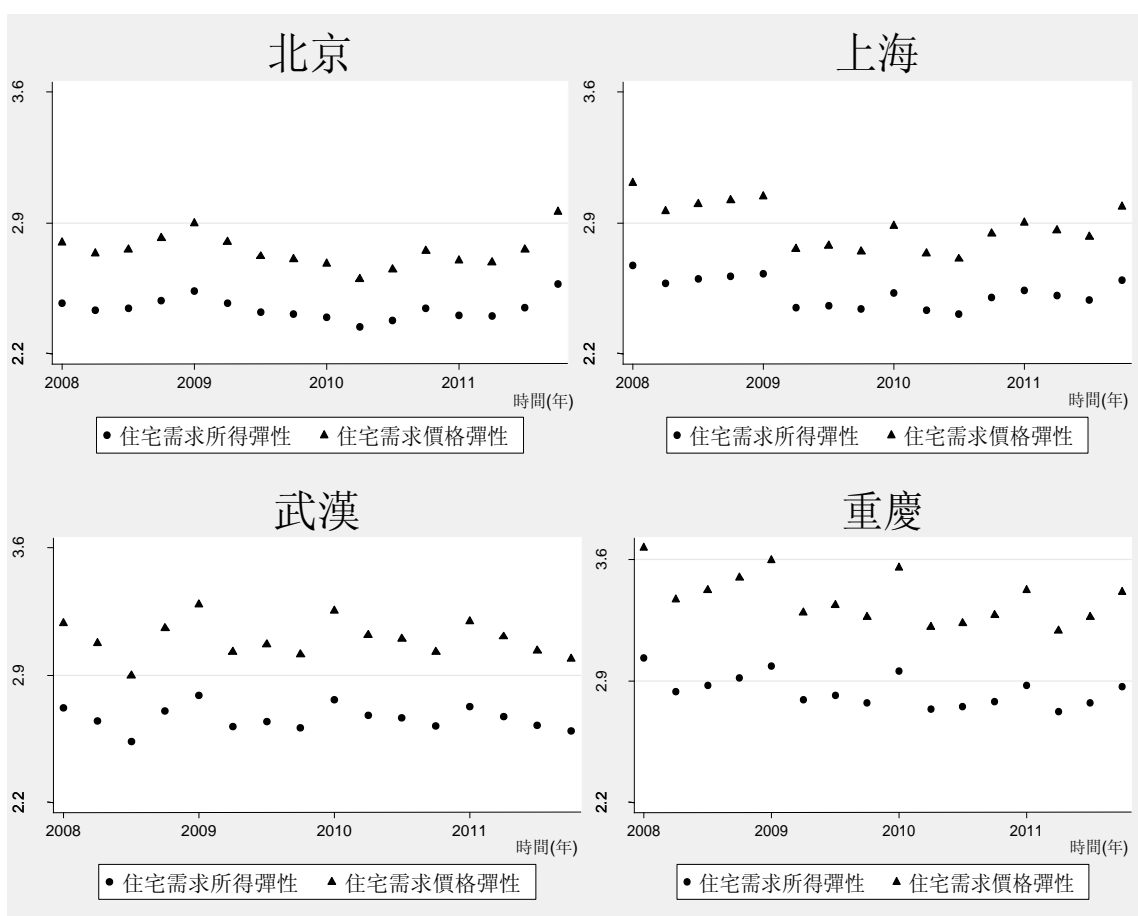
	平均房價所 得比	所得彈性(e_{it}^y)	價格彈性($ e_{it}^{ph} $)
全體城市	1.147	2.681	3.124
東部城市	1.343	2.608	3.100
中部城市	0.976	2.742	3.218
西部城市	0.986	2.672	3.110

資料來源：本研究。

註：本表的數據由各區域城市每年所估計出來的所得彈性以及價格彈性的平均計算得出。



圖一 住宅需求價格彈性、所得彈性以及房價所得比之間的關係
(資料來源：本研究)



圖二 北京、上海、武漢以及重慶的住宅需求價格彈性、所得彈性走勢圖
(資料來源：本研究)

参考文献

- [1]Abelson P., R. Joyeux, G. Milunovich and D. Chung. 2005. Explaining house prices in Australia: 1970-2003. *Economic Record* 81(8) 96-103.
- [2]Carliner, G. 1973. Income elasticity of housing demand. *The Review of Economics and Statistics* 55(4) 528-532.
- [3]de Leeuw, F. 1971. The demand for housing: a review of cross-section evidence. *Review of Economics and Statistics* 53(1) 1-10.
- [4]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(6) 1179-1207.
- [5]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(1), 64-86.
- [6]Fenton, C. 1974. The permanent income hypothesis, source of income, and the demand for rental housing [C]. Analysis of selected census and welfare program data to determine relations of household characteristics, and administrative welfare policies to a direct housing assistance program, Joint Center for Urban Studies, Cambridge Mass
- [7]Fouquau, J. Regime switching models and panel data: from linearity to heterogeneity [D]. French: University of Orléans, Laboratoire d'Economie d'Orléans, 2008.
- [8]González, A., T. Teräsvirta and D. van Dijk. 2005 Panel smooth transition regression models. *Quantitative Finance Research Centre, University of Technology, Sydney. Research paper* 165
- [9]Granger, C. and T. Teräsvirta. Modeling nonlinear economic relationships [M]. USA: Oxford University Press, 1993.
- [10]Hamilton, J. D. 1989. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. *Econometrica* 57(2) 357-384.
- [11]Hansen, B.E. 1999. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics* 93(2) 345-368.
- [12]Harrington, D.E. 1989. An intertemporal model of housing demand: implications for the price elasticity. *Journal of Urban Economics* 25(2) 230-246.
- [13]Houthakker, H.S. 1957. An international comparison of household expenditure patterns, commemorating the century of Engel's law. *Econometrica* 25(4) 532-551.
- [14]Hsiao, C. Analysis of panel data [M]. Second edition. UK: Cambridge University press. 2003.
- [15]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(4) 443-460.
- [16]Lee, T.H. and C.M. Kong. 1977. Elasticities of housing demand. *Journal of*

Southern Economics 44(2) 298-305.

- [17] Lim, G.C. and M.H. Lee. 1993. Housing consumption in China. *Journal of Real Estate Finance and Economics* 6(1) 89-102.
- [18] Lütken, R., P. Saikkonen and T. Teräsvirta. 1988. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika* 75(3) 491-499.
- [19] Mayo, S.K. 1981. Theory and estimation in the economics of housing demand. *Journal of Urban Economics* 10(1) 95-116.
- [20] Muellbauer, J. and A. Murphy. 1997. Booms and busts in the U.K. housing market. *The Economic Journal* 107(445), 1701-1727.
- [21] Posedel, P. and M. Vizek. 2009. House price determinants in transition and EU-15 countries. *Post-Communist Economies* 21(3), 327-343.
- [22] Seslen, T.N. Housing price dynamics and household mobility decisions [D]. USA: Massachusetts Institute of Technology, USC, 2003.
- [23] Teräsvirta, T. 1994. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association* 89(425) 208-218.
- [24] Teräsvirta, T. 1995. Modeling nonlinearity in U.S. gross national product 1889-1987. *Empirical Economics* 20(4) 577-597.
- [25] Tsay, R. 1989. Testing and modeling threshold autoregressive processes. *Journal of American Statistical Association* 84(405) 245-292.
- [26] van Dijk, D., T. Teräsvirta and P. H. Franses. 2002. Smooth transition autoregressive models-a survey of recent developments. *Econometric Reviews* 21(1) 1-47.
- [27] 林祖嘉, 林素菁. 臺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.
- [28] 姜春海. 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.
- [29] 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.
- [30] 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.
- [31] 程岳榮. 2003 年以來房地產市場宏觀調控政策研究[R] 博思數據研究中心編制. 2012.
- [32] 鄭思齊, 劉洪玉. 住宅需求的收入彈性：模型、估計與預測. 土木工程學報 2005. (38): 1-7.