第 37 卷 第 4 期　　财经研究　　Vol. 37 No. 4
2011 年 4 月　　Journal of Finance and Economics　　Apr. 2011

# 城市化对房价的影响:线性还是非线性?
## ——基于四种面板数据回归模型的实证分析

骆永民

(安徽工业大学 经济学院,安徽 马鞍山 243032)

**摘　要:**文章从线性和非线性两个角度分析了中国城市化进程对房价的影响。通过对各省历年房价和城市化的核密度估计空间分布分析,发现城市化和房价之间存在明显的正相关性,并且各省份的城市化和房价水平存在“双峰”分布特征和空间相关性。这说明在分析城市化对房价的影响时应考虑可能的门限效应和空间溢出效应这两种非线性关系。据此,文章基于中国 30 个省份 1998—2009 年的面板数据,使用普通面板回归、空间面板回归、门限面板回归和平滑门限面板回归这四种模型进行分析发现,城市化水平对本地区和相邻地区的房价均具有显著的促进作用,且在经济增长水平较高、人力资本集聚的地区,城市化对房价的促进作用更加显著。

**关键词:**城市化;房价;线性;非线性;面板数据回归模型

**中图分类号:**F293.3　**文献标识码:**A　**文章编号:**1001-9952(2011)04-0135-10

## 一、引　言

2011 年新年伊始,政府相继出台了一系列抑制房价快速上涨的政策。其中影响较大的有以下几条:(1)二套房贷款首付比例不得低于 60%,同时贷款利率不得低于基准利率的 1.1 倍;(2)上海和重庆从 1 月 28 日起开征个人住房房产税,与此同时财政部、国税总局、住建部相关负责人表示,条件成熟时将在全国范围内对个人拥有的住房征收房产税;(3)各直辖市、计划单列市、省会城市和房价过高、上涨过快的城市,在一定时期内要从严制定和执行住房限购措施;(4)各地要增加土地有效供应,落实保障性住房、棚户区改造住房和中小套型普通商品住房用地不低于住房建设用地供应总量 70%的要求。总结上述政策,政府旨在通过提高利率、开征住房房产税、限购以及增加土地和保障性住房供应等政策抑制房价的快速上涨。从相关实证研究看,提高利率(黄忠华等,2008;况伟大,2010)、增加土地和保障房供应(况伟大,2005;温海珍等,

**收稿日期:**2010-12-08

**基金项目:**教育部人文社会科学研究青年基金项目(10YJC790186)

**作者简介:**骆永民(1981—),男,安徽蚌埠人,安徽工业大学经济学院副教授。

2010)以及开征住房房产税(况伟大,2009;金成晓和马丽娟,2008;杜雪君等,2009)应该能够起到抑制房价快速上涨的作用。但其中值得关注的是,相关的国家政策对外来务工人员和高校毕业生这两大城市化主力军的购房行为影响较小。加之近年来政府不断放宽对农村人口落户城镇的限制,可预见城市化在诸多影响房价变化的因素中可能会变得日益重要。于是,政府若想更好地控制房价,势必需要依照城市化发展趋势以及由此可能引发的房价变化进行更细致的制度设计。那么,探究城市化促进房价上涨的方式和作用的大小就显得格外重要,本文的研究正是基于此而展开。

目前明确以城市化对房价的影响为研究对象的实证分析有陈石清和朱玉林(2008)、任木荣和刘波(2009)等。其中,陈石清和朱玉林(2008)采用的是时序数据,故缺乏地区层面的信息且没有考虑其他影响房价的因素。而任木荣和刘波(2009)虽然使用了中国省级面板数据,但仅考虑了城市化对房价的影响,并未在回归模型中设计更多的解释变量。此外,上述两篇文献都是从线性关系出发研究两者之间的关系,未考虑可能存在的非线性关系。近年来,一些文献显示房价和其影响因素之间可能存在一定的空间相关性(主要指在距离较近的邻省间存在空间溢出效应)和门限效应(即当门限变量数值变化时,回归系数显著改变)这两种非线性关系。而了解这两种非线性关系的目的在于,各省可以根据空间关联的强弱、邻省的城市化和房价情况、本省门限变量的数值大小判断本省房价变化的可能趋向,进而根据自身的行政目标进行适宜的政策安排(如为控制房价对相关影响因素进行控制等),故具有极其重要的研究价值。

Holly 等(2010、2011)基于美国和英国的数据,发现房价在空间层面存在显著的相关性。这提醒我们在分析房价的影响因素时,应当注意可能存在的空间相关性,故本文将采用空间面板回归模型对城市化和房价的关系进行再检验。Dekkers 和 Van der Straaten(2009)发现,如果住房附近有超过某一门限值的噪声源,则房价会下降得十分迅速。而 Chen 等(2010)则指出,随着房价高于门限值,房价对消费行为的影响会发生较大改变。结合上述文献很容易联想到中国不同地区的城市化对房价的影响是否也存在门限效应?最直观的一个猜测是,城市化对房价的影响在贫富省份之间未必一致。故而本文采用"门限面板回归"和"平滑门限面板回归"这两种分析门限效应的面板数据回归模型。为便于比较,文中还使用普通面板回归模型进行估计,故全文共使用了四种面板数据回归模型来分析城市化对房价的影响。

## 二、中国城市化促进房价上涨的原因及其时空特征

近年来,政府采取了一系列措施抑制房价快速上涨,重点加强了对"炒房"的抑制,但炒房者仍乐此不疲,并不断推高房价。但所有的投机最终都是以套现为目的的,而从事投机炒作的业主往往具有一定的财力和智力基础,不至于

盲目从事投机活动。那么,是什么信念在支撑投机者持续炒作呢?我们认为其中最关键的一点是基于这样的认识:中国城市化的快速发展必然带来对住房的刚性需求。在城市化过程中,还蕴含着这样一些推高房价的因素:其一,80 后的新一代农民工普遍习惯了城市的生活,他们中的很多人不愿意回到农村,这会导致更高的住房需求;其二,改革开放后富裕起来的一部分农民进入城市购房置业,一定程度上挤压了住房供给的空间;其三,随着 1999 年以来的高校扩招,高等教育日益普及,其结果是大批毕业生涌入大中城市而不愿意回到农村或县城就业,于是造成了住房需求的快速膨胀;其四,新时代的教育、网络以及其他传媒强调个人价值的实现,无形中催生了文化上的浮躁和年轻人之间的恶性竞争,实现梦想的强烈愿望激励年轻人滞留于城市,从而促使房价上涨;其五,城市化的主力是正处于婚育年龄的 70 后和 80 后,其父辈一般享受了福利分房的优惠政策或身处农村,无房贷压力,故父辈的积蓄可提供给子女用于购房,这也会促使房价上涨;其六,城市化以不断向郊区扩张来实现,而郊区农村的城市化意味着要向失地农民提供大量的安置费用或住房,这会造成地价的快速上涨并进一步推高房价。基于上述分析,在城市化的洪流中,要保持房价与其他商品价格一致的增长率是十分困难的。

下面我们观察城市化和房价变化的时空特征。图 1 和图 2 绘制了中国大陆 30 个省份(西藏数据不全,故没有考虑)1998－2009 年偶数年份城市化和房屋价格的核密度(取 MATLAB6.0 中默认标准核密度函数和最优窗宽)。其中,城市化水平用城镇户籍人口占总人口比重表示,数据来自《中国人口(和就业)统计年鉴》(1999－2010);房屋平均价格数据来自《中国固定资产投资统计年鉴》(1999)、《中国统计年鉴》(2000、2001)和《中国房地产统计年鉴》(2002－2010)。从图 1 可以看出,2000 年以来核密度的波峰持续右偏且波及范围

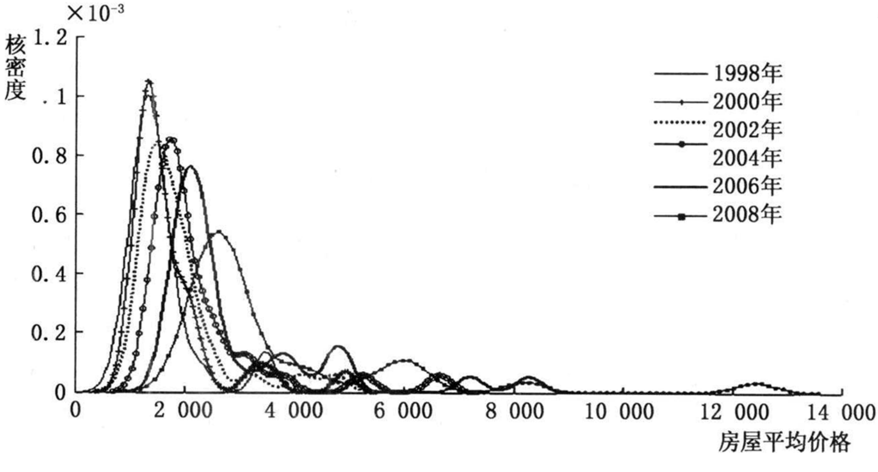


**图 1　房屋平均价格的核密度图**

越来越广,这说明房屋平均价格在逐渐上涨且各地区房价差距在扩大。从图2可以看出,2000年以来核密度的波峰也持续右偏,波及范围有所缩小,这说明城市化平均水平在逐渐上升,但各地区的差距有所缩小。观察两图2008年的核密度可以发现,两图均呈现双峰特征,这说明无论是城市化还是房屋平均价格,均呈现“低水平”和“高水平”的两个“俱乐部”形态,每个“俱乐部”有自己独特的分布特征。这提醒我们在城市化对房价的影响中,可能存在“俱乐部”特征,即由于各地区某一特征的不同,相应的回归系数可能呈现出较大差距。而至于通过直观观测得到的结论是否成立,下文将采用门限面板回归模型和平滑门限面板回归模型进行实证研究。

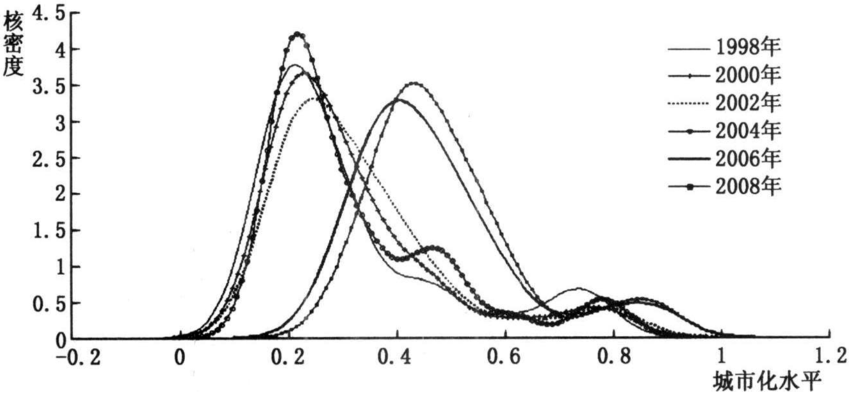


图2　城市化水平的核密度图

为进一步观察房屋价格和城市化水平的空间地理分布情况,我们分别绘制了历年城市化和房屋价格平均值在各省份的分布情况图,时间跨度为1998—2009年(图略)。可以发现,城市化水平较高的地区往往是房价较高的地区;同时,东北各省、东部沿海各省以及中部省份的城市化和房价往往较接近,即地理上接壤的省份,其房价和城市化水平具有相关性。这说明变量间可能存在空间相关性,如果要讨论两者的关系,则需要使用空间面板回归模型。

## 三、变量、数据和计量方法

(一)变量和数据。本文使用面板数据进行分析,时间跨度为1998—2009年,地域跨度为除西藏以外的中国大陆30个省份。根据本文的研究主题,解释变量为城市化水平 cityl,被解释变量为房屋平均价格的对数 lnhp。本文还设计了另外一些国内研究尚不太关注的解释变量进入计量模型。

1. 人力资本情况。Giovanni 和 Matsumoto(2010)发现,人力资本价值的增加和房价的上涨总是保持着正相关。基于这一考虑,本文使用各省份受高中以上教育人口占6岁以上人口比重作为人力资本的代理变量,记为 hc,数

据来源于《中国人口(和就业)统计年鉴》(1999—2010)。考察这一变量的另一用意在于探究城市化对房价的影响是否随其变化出现门限效应。

2. 财政分权。Reback (2005)使用美国明尼苏达州的数据进行研究发现,地方公共服务和住房价格有着密切的关联。本文认为,中国各省份的房价也应受公共服务的影响,但公共服务涉及的变量很多,采用任何一个变量都难以反映出公共服务的全貌。而财政分权是提高地方公共服务效率(骆永民,2008)和造成地方政府依赖“土地财政”的重要因素(梁若冰,2010),故而预期会对房价产生重要影响。其计算公式是:省级人均财政支出/(省级人均财政支出+中央人均财政支出),记为 fd。方法来自乔宝云(2005)、温娇秀(2006)等文献,数据来源于《中国统计年鉴》(1999—2010)。

3. 经济增长水平。当经济发展水平较高时,一个地区的商业和人口往往比较集中,房价自然也较高。本文以人均 GDP 的对数作为房价变化的一个解释变量,用以指代经济发展水平,记为 lny,数据来自《中国统计年鉴》(1999—2010)。考察这一变量的另一用意在于将其视为门限变量。

4. 就业人口占总人口比重。当就业人口比重较高时,从事劳动的青壮年人口较多,这会带来对住房的更高需求,于是会导致房价的上涨。这一变量记为 workerr,数据来自《中国人口(和就业)统计年鉴》(1999—2010)。

本文数据均以 1998 年不变价格计算,人均 GDP 采用各省 GDP 的年度平减指数进行折算,而后除以年底总人口数得到。房屋平均价格采用物价水平 CPI 进行折算。

(二)计量方法选择。本文同时采用普通面板回归模型、空间面板回归模型、门限面板回归模型以及平滑门限面板回归模型展开实证。

1.空间面板回归模型。空间面板回归模型考虑到了空间效应的存在,这包括空间自相关和空间差异性。空间自相关指一个地区的样本观测值与其他地区的观测值相关,故模型中需要增加空间滞后因变量作为解释变量。下文使用的普通面板回归模型是基于个体固定效应的空间面板滞后因变量回归模型(F-SAR)。空间差异性指由空间单位的异质性而产生的空间效应在区域层面上的非均一性,主要体现于回归误差项的相关性。这说明模型的解释变量本身并未带来空间相关性,而它是由模型以外的一些因素造成。同样地,下文使用的模型是基于个体固定效应的空间误差自相关回归模型(F-SEM)。

设 sF 为空间个体固定效应的 N 维列向量,即 $sF=(\alpha_1,\alpha_2,\cdots,\alpha_N)^T$。每个观测值对应的空间个体固定效应列向量为 $\alpha=I_T\otimes sF$,其中 $I_T$ 为元素全为 1 的 T 维列向量,T 表示时间跨度。于是两种模型可以表述为(Elhorst,2003):

$$F-SAR:Y=\rho(I_T\otimes W_N)Y+\alpha+X'\beta+\varepsilon \quad (1)$$

$$F-SEM:Y=\alpha+X'\beta+\mu,\mu=\lambda(I_T\otimes W_N)\mu+\varepsilon \quad (2)$$

其中,Y 为被解释变量,X 为 N×k 的外生解释变量矩阵(可以包括常数项),β

为变量系数矩阵，$\rho$ 和 $\lambda$ 分别为空间自回归系数和空间自相关系数，$\varepsilon$ 为服从正态分布的误差项。$W_N$ 是空间权重矩阵（N 为地区数，$W_N$ 是 N 阶方阵）。本文的权重系数设定为相邻省份取 1，不相邻省份取 0（本文将广东和海南视为相邻省份），本文使用软件 Matlab6.0 编程实现该计量分析。

2. 门限面板回归（PTR）与平滑门限面板回归（PSTR）模型。目前，考虑门限效应的面板数据回归模型有门限面板回归模型（PTR，Hansen，1999、2000）和在此基础上进一步改进的平滑门限面板回归模型（PSTR，González 等，2005）。门限面板回归的基本设计理念是当作为门限变量的经济变量高于或低于门限值时，解释变量对被解释变量的作用是否会发生改变。门限面板回归模型可以表示为：

$$y_{it}=\alpha_i+\theta x_{it}+\rho x_{it}\{\gamma\}+e_{it} \tag{3}$$

公式中各个变量下标 i 为个体，t 为时间。其中，$\alpha_i$ 为第 i 个个体的个体固定效应，$y_{it}$ 为被解释变量，$x_{it}$ 为解释变量，$x_{it}\{\gamma\}=x_{it}I_{it}(\gamma)$。$\gamma$ 是门限值，虚拟变量 $I_{it}(\gamma)=\{q_{it}\leqslant\gamma\}$ 指 $q_{it}\leqslant\gamma$ 时，I=1，否则 I=0，$q_{it}$ 是门限变量（文中选择 lny 和 hc 作为可能的门限变量）。$\theta$、$\rho$ 和 $\gamma$ 是待估计参数。当使用 PSTR 模型时，变量间关系不再发生“转折”，而是平滑连续地变化到另一种状态。沿用（3）式，此时 $I_{it}\{\gamma\}$ 变为 $I_{it}(q_{it};r,c)=[1+\exp(-r)\prod_{j=1}^{m}(q_{it}-c_j)]^{-1}$，它是介于 0 和 1 之间的连续函数。其中，$q_{it}$ 是转换变量（对应上述的门限变量），r 为斜率系数（决定转换的速度），c 为转换发生的位置参数（可以有 m 个，本文仅考虑 1 种情况）。总体而言，PTR 分析解释变量的系数是否因门限变量变化而“跳跃”，PSTR 分析解释变量的回归系数是否因门限变量变化而平滑、连续地变化。需特别指出的是，按照现有的估计方法，PTR 模型可以设置受制于门限变量的解释变量，而其他解释变量可以独立于门限变量，即不受制于门限变量的解释变量可以以 $\varphi x'_{it}$ 的形式直接进入（3）式右端，其中 $\varphi$ 为参数向量；而目前 PSTR 模型的估计方法中尚不设置独立于门限变量之外的解释变量，所有解释变量的系数向量均由 $\theta$ 和 $\rho$ 两部分组成。此外，在 PTR 模型中门限变量仍可以作为解释变量或被解释变量，但在 PSTR 模型中，转换变量一般不宜继续作为解释变量或被解释变量。为慎重起见，本文同时采用上述两种方法来分析可能的门限效应，使用 STATA10.0 和 MATLAB6.0 编程实现。

## 四、基于四种面板数据回归模型的计量分析

计量分析结果见表 1。首先分析普通面板回归模型（F-OP）的估计结果。从 F 检验和 Hausman 检验看，基于个体固定效应的模型是最佳选择，故空间计量模型、PTR 模型以及 PSTR 模型均采用个体固定效应形式。

其次分析空间面板回归模型（F-SAR 和 F-SEM）的考察结果。从关于是否存在空间相关性的五种检验（LMerr、LMsar、Lratio、Moran和Wald）中发

**表 1　基于四种面板数据回归模型的估计结果**

| 估计方法 | | F-OP | F-SAR | F-SEM | PTR | PTR | PSTR | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 门限(转换)变量 | | 无 | 无 | 无 | lny | hc | lny | |
| 依存变量或参数 | | 无 | 无 | 无 | cityl | cityl | $\theta$ | $\rho$ |
| cityl | cityl1 | 0.391***<br>(3.92) | 0.339***<br>(3.73) | −0.034<br>(−0.34) | 0.261***<br>(2.52) | 0.274***<br>(2.59) | −0.966***<br>(−3.04) | 1.803***<br>(3.14) |
| | cityl2 | | | | 0.440***<br>(4.48) | 0.484***<br>(4.69) | | |
| lny | | 0.512***<br>(11.63) | 0.437***<br>(8.02) | 0.522***<br>(9.95) | 0.457***<br>(10.05) | 0.483***<br>(10.84) | | |
| fd | | 0.491*<br>(1.88) | 0.504**<br>(2.13) | 1.011***<br>(4.15) | 0.807***<br>(3.00) | 0.494*<br>(1.91) | 1.767***<br>(5.41) | −1.754***<br>(−2.72) |
| workerr | | 0.212***<br>(2.48) | 0.190***<br>(2.44) | 0.257**<br>(2.21) | 0.136*<br>(1.59) | 0.228***<br>(2.70) | −0.824*<br>(−1.94) | 2.990***<br>(4.90) |
| hc | | 0.426***<br>(2.53) | 0.423***<br>(2.77) | 0.601***<br>(4.47) | 0.569***<br>(3.36) | 0.387**<br>(2.31) | −1.516*<br>(−1.95) | 3.463***<br>(2.94) |
| $\rho$ 或 $\lambda$ | | | 0.126**<br>(2.08) | 0.645***<br>(15.80) | | | | |
| 门限值及其95%置信区间 | | | | | 9.950<br>[9.82,9.95] | 0.151<br>[0.136,0.190] | | |
| 位置参数 c | | | | | | | 9.1757 | |
| 斜率参数 r | | | | | | | 1.3510 | |
| $R^2$ | | 0.8428 | 0.9530 | 0.9661 | 0.8495 | 0.8470 | | |
| F 统计值 | | 31.45*** | | | | | | |
| Hausman 检验值 | | 14.96*** | | | | | | |
| Bootstrap/LM 检验 p 值 | | | | | 0.000 | 0.000 | 0.000 | |
| AIC | | | | | | | −3.48 | |
| BIC | | | | | | | −3.38 | |
| LMerr | | | 110.343*** | | | | | |
| LMsar | | | 519.972*** | | | | | |
| Lratio | | | 111.389*** | | | | | |
| Moran | | | 10.844*** | | | | | |
| Wald | | | 851.799*** | | | | | |

注:括号中为 t 检验值,***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著;Bootstrap 或 LM 检验考察是否存在门限效应(或平滑门限效应)。

现,本文数据适用于空间面板回归模型。从拟合优度看,空间面板回归优于普通面板回归。Anselin 和 Rey(1991)利用蒙特卡罗实验方法证明,如果 LMsar(或 LMerr)比 LMerr(或 Lmsar)统计量更显著,那么恰当的模型是 F-SAR 模型(或 F-SEM 模型)。于是两类空间面板回归模型中更适宜采用 F-SAR 模型。根据 F-SAR 的估计结果,所有解释变量均对房价有显著的促进作用,但除 fd 的系数外其他所有系数均普遍低于普通面板回归模型。这是由空间相关性所致。这里空间自回归系数 $\rho$ 十分显著,说明本地区城市化水平对相邻地区的房价具有一定的促进作用,该作用为 0.043(0.339×0.126)。由于大多数省份具有 2 个以上的邻省,普通面板回归模型因忽略了空间相关性而低估了城市化水平对房价的影响。城市化对房价之所以存在空间溢出效应,主要原因在于地理位置上的临近造成邻省间房价具有相互拉动的效应。

再分析门限面板回归模型(PTR)的估计结果。本文将所有变量均作为门限变量进行了测试,发现人均 GDP 对数 lny 和人力资本 hc 存在显著的门

限效应特征。从拟合优度看,这两个 PTR 模型均优于普通面板回归模型。当 lny 高于 9.950(即人均 GDP 超过20 952元)时,城市化关于房价的弹性从 0.261 增加到 0.440。当 hc 高于 0.151 时,城市化关于房价的弹性从 0.274 增加到 0.484。两个 PTR 模型说明,在经济发展水平较高、人力资本集聚的地区,城市化对房价的促进作用会更大。出现这一情况的原因在于,经济发展水平较高和人力资本集聚的地区,商业竞争和人才竞争更加激烈,对商业用房和住宅用房的需求会更加旺盛。

最后分析平滑门限面板回归模型(PSTR)的估计结果。通过对比估计结果中 LM 检验、AIC、BIC 以及 RSS(回归平方和)的数值大小,本文最终选择 lny 作为转换变量。各个变量的系数分为两部分:一是确定的部分 $\theta$,二是 $\rho$ 乘以转换函数 $I_{it}(q_{it};r,c)$。第二部分参数在 lny 等于 9.1757(即人均 GDP 为 9 660元)附近开始"平滑转换",其转换幅度和速度可用 r=1.351 来体现。本文使用图 5 绘制了各解释变量系数随 lny 变化的情况。从各变量的系数变化看,城市化水平、就业人员比例和人力资本对房价的促进作用随着经济增长水平的提高逐渐从小于 0 上升到大于 0。从城市化的系数看,当 lny 逐渐靠近最大值时,系数逐渐上升到接近 0.75 的位置。财政分权的系数则随着经济增长水平的提高而逐渐降低,但其始终大于 0。这说明经济发达省份的财政分权对房价的影响已经十分微弱,而城市化水平、就业人员比例和人力资本在发达省份对房价的促进作用较落后省份更为明显。

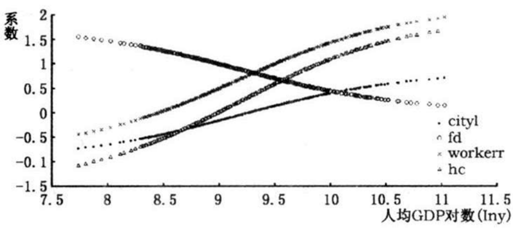


图 5 PSTR 模型中解释变量的系数变化情况

综上分析,城市化对房价具有显著的促进作用,同时具有空间溢出效应和门限效应,而门限效应是随着经济增长水平和人力资本水平的提高而出现的。也就是说,城市化对房价的促进作用存在显著的非线性特征。另外,当仅考虑线性关系时,经济增长水平对房价的影响最大,但当考虑非线性关系时,财政分权的影响却最大。这说明不考虑空间溢出效应和门限效应时,经济增长水平对房价的促进作用被明显高估,而财政分权对房价的影响却被低估。在四种模型中,城市化以及其他解释变量对房价的影响均十分显著,并且系数在不同模型中的数值大小也比较接近(除 PSTR 模型的系数逐渐变化而难以直接辨识外),故可以认为本文的计量分析具有稳健性。

## 五、结　论

现有研究在讨论城市化对房价的影响时一般仅考虑了简单的线性关系,而忽略了可能存在的非线性关系。通过对中国各地区历年城市化和房价的核密度估计和地理分布分析,本文发现城市化和房价存在明显的正相关性,并且各省份的城市化和房价水平存在"双峰"分布特征和空间相关性。这说明分析城市化对房价的影响时应考虑可能存在的空间溢出效应和门限效应这两种非线性关系。基于此,基于中国30个省份1998—2009年的面板数据,本文采用空间面板回归模型估算可能存在的空间溢出效应,使用门限面板回归模型(PTR)和平滑门限面板回归模型(PSTR)估计可能存在的门限效应。为验证上述三种模型是否具有优越性,本文还使用普通面板回归模型进行分析以便于对照。

估计结果表明,城市化对房价的影响具有显著的空间溢出效应和门限效应,即表现出明显的非线性特征。空间面板回归模型的估计结果证实,本地区城市化水平提高1%,本地区和相邻地区房价会上涨0.339%和0.043%。这表明对那些邻省较多且邻省城市化水平较高的省份而言,控制房价快速上涨的难度较大,可考虑更严格的利率、限购和房产税政策。门限面板回归模型和平滑门限面板回归模型证实,在经济增长水平较高、人力资本集聚的地区,城市化会对房价产生更强的影响,在经济发展水平最高的地区,城市化水平提升1%,房价会上涨0.75%。基于这种门限效应,在经济发展水平较高和人力资本集聚的地区,控制城市人口可以有效控制房价的快速上涨。于是,如果将控制房价作为政府工作的重要目标,那么加快城市化进程的工作则需要重点在经济发展水平不高、人力资本不够集聚的地区开展。

**主要参考文献:**

[1]陈石清,朱玉林.中国城市化水平与房地产价格的实证分析[J].经济问题,2008,(1):47—49.
[2]杜雪君,黄忠华,吴次芳.房地产价格、地方公共支出与房地产税负关系研究——理论分析与基于中国数据的实证检验[J].数量经济技术经济研究,2009,(1):109—119.
[3]黄忠华,吴次芳,杜雪君.中国房价、利率与宏观经济互动实证研究[J].中国土地科学,2008,(7):38—44.
[4]金成晓,马丽娟.征收物业税对住房价格影响的动态计量分析[J].经济科学,2008,(6):100—112.
[5]况伟大.利率对房价的影响[J].世界经济,2010,(4):134—145.
[6]况伟大.住房特性、物业税与房价[J].经济研究,2009,(4):151—160.
[7]梁若冰.财政分权下的晋升激励、部门利益与土地违法[J].经济学(季刊),2009,(1):283—306.
[8]骆永民.财政分权对地方政府效率影响的空间面板数据分析[J].商业经济与管理,2008,(10):75—80.
[9]任木荣,刘波.房价与城市化的关系——基于省际面板数据的实证分析[J].南方经济,

2009,(2):41－49.

[10]温海珍,吕雪梦,张凌.房价与地价的内生性及其互动影响——基于联立方程模型的实证分析[J].财贸经济,2010,(2):124－129.

[11]Chen N K,Chen S S,Chou Y H.House prices,collateral constraint,and the asymmetric effect on consumption[J].Journal of Housing Economics,2010,19(1):26－37.

[12]Dekkers J E C,Van der Straaten J W.Monetary valuation of aircraft noise:A hedonic analysis around Amsterdam airport[J].Ecological Economics,2009,68(11):2850－2858.

[13]Holly S,Pesaran M H,Yamagata T.The spatial and temporal diffusion of house prices in the UK[J].Journal of Urban Economics,2011,69(1):2－23.

[14]Holly S,Pesaran M H,Yamagata T A.Spatio-temporal model of house prices in the USA[J].Journal of Econometrics,2010,158(1):160－173.

# The Effect of Urbanization on House Prices: Linear or Nonlinear?

## ——Empirical Study Based on Four Panel Data Regression Models

LUO Yong-min

(*School of Economics*, *Anhui University of Technology*, *Maanshan* 243032, *China*)

**Abstract**: This paper analyzes the effect of urbanization on house prices from the linear and nonlinear angles. Based on kernel density estimation and spatial distribution analysis of urbanization and house prices, it finds that urbanization significantly and positively correlates with house prices and provincial urbanization and house prices are featured by distinct bimodal distribution and spatial autocorrelation, which illustrates the consideration of two possible nonlinear relationship, namely threshold effect and spatial spillover effect, when analyzing the impact of urbanization on house prices. Thus, based on the panel data of 30 provinces from 1998 to 2009 and four models, namely ordinary panel regression, spatial panel regression, panel threshold regression and panel smooth threshold regression, this paper finds that the urbanization level has significant positive impact on house prices in local and adjacent regions, and the impact will be more significant in regions with higher level of economic growth and the concentration of human capital.

**Key words**: urbanization; house price; linearity; nonlinearity; panel data regression model

(责任编辑　许　柏)