

# 中国住房价格与城市化水平的关系研究

## ——动态面板和空间计量的实证分析

周文兴,林新朗

(重庆大学 经济与工商管理学院,重庆 400044)

**摘要:**文章考虑了在住房价格的滞后影响下城市化对住房价格的影响。考虑到住房价格时间上的滞后效应,采用动态面板数据发现城市化对住房价格有推动作用,住房价格存在时滞性。通过纳入空间效应,采用空间滞后模型发现在考虑到住房价格的空间依赖性的情况下,城市化依然对住房价格有推动作用。地理加权回归结果显示不同省域城市化对住房价格的推动效应存在差异。中国城市化处于加速发展时期,因此需要协调房地产市场和城市化进程的互动发展关系。

**关键词:**住房价格;城市化;动态面板;空间计量

**中图分类号:**F291.1      **文献标志码:**A      **文章编号:**1008-5831(2012)05-0001-07

2010年11月,上海的平均房价高达23401元,北京也超过了20000元。房价的不断上涨使最基本的住房需求成为人民生活的巨大压力,住房问题成了居民的巨大负担。为此,国家频频出台相关措施平衡住房市场,如2005年的“国八条”、2006年的“国六条”、2010年的“新国十条”,旨在坚决遏制部分城市住房价格的过快上涨,但是从效果上看,调控并没有达到预期目标。对住房价格的特点不明晰是导致政策效果不佳的重要原因之一。只有正确认识和把握住房价格的特性,深入分析城市之间住房价格波动的影响因素,才能够有针对性地调控房地产市场。

近年来,中国学界对住房价格的研究逐渐增多。况伟大通过构建一个线性城市的住房市场和土地市场模型,探讨了住房价格与地价关系<sup>[1]</sup>。住房价格与地价的Granger因果关系检验表明短期内房价和地价相互影响,长期内地价是住房价格的Granger因果关系。周京奎根据价格变化的自相关性,考察了14个城市的投机度,认为这些城市的房地产价格的上升主要是由投机推动的,投机成分对房地产价格有显著影响<sup>[2]</sup>。梁云芳、高铁梅通过对影响住宅价格的需求、供给以及资本的可获得性等因素进行了分析,认为在各类供给因素中,土地交易价格的变动对住宅价格的变动有较大的同向影响<sup>[3]</sup>。王来福、郭峰通过建立VAR模型,运用脉冲响应函数和方差分解方法,实证表明货币供应量变化对房地产价格有长期的持续正向影响,利率变化对房地产价格有负向影响,但是长期

收稿日期:2011-09-26

基金项目:重庆市城乡建设委员会资助项目“重庆城乡统筹战略规划总体思路与推进万州建设战略策略研究”(城科学2010第(103)号);研究生科技创新基金

作者简介:周文兴(1967-),男,重庆人,重庆大学经济与工商管理学院副教授,经济学博士,主要从事区域经济、数量经济研究。

动态影响逐渐减弱<sup>[4]</sup>。王岳龙、张瑜利用面板数据对房价和地价的长短期关系进行了考察,认为土地招拍挂制度使得全国房价平均水平提高了13.2%<sup>[5]</sup>。

以上文献在研究中或者没有具体的背景,或者以地价和投机度等因素为背景,而没有考虑到快速扩张的城市化进程对中国住房价格的影响。陈石清、黄蔚运用协整检验和误差纠正模型发现中国的房地产价格与中国城市化水平之间存在一种长期稳定的正向变动关系,城市化水平越高,房地产价格越高<sup>[6]</sup>。任木荣、刘波建立了一个城市化与住房价格的动态经济模型表明城市化速度的上升会导致房价的上升,基于面板数据的实证分析也发现房价对城市化率的弹性为正值,随城市化的不断推进,城市化水平对住房价格的弹性逐渐增大<sup>[7]</sup>。Chen. J 等通过中国1995年到2005年的省市面板数据发现,整体而言城市化进程对住房价格有非常显著的推动作用,但是分为沿海和内地后,沿海地区城市化与住房价格呈负相关<sup>[8]</sup>。但是这些研究往往忽略了住房价格的时间滞后效应,并且均暗含地区之间的住房价格是相互独立的假定,没有考虑住房价格可能存在的空间依赖性和异质性,在此基础上得出的结论可能是失真的。鉴于此,笔者考虑住房价格时间上的滞后性,建立动态面板数据考察城市化与住房价格的关系;纳入空间效应,在考虑住房价格的空间依赖性存在的前提下,进一步考察城市化与住房价格的关系。

## 一、理论假说

### (一)城市化

城市化是一个空间集聚过程,同时也是产业结构升级和优化的过程。随着城市化的进行,城市人口快速增加,产业集聚加快,城市规模不断扩大,对住房需求急剧扩大,由于土地的稀缺性将推动住房价格的上升。城市化的空间扩展导致城镇用地紧张,带动了住房价格的上升。城市化水平的提高,不仅加大了城镇居民对生活性消费用房以及商业与工业等生产性用房的正常需求,也加大了城镇居民对以上用房的投机性需求。地区间竞争及考评规则导致地方GDP攀比,地方政府被迫以隐藏姿态容忍或支持住房价格攀升,一味追求单方面的城市化,过

度强化中心区位,导致郊区化自然进程受阻,并且中心区位与近郊之间的快速通道及公共交通服务没有及时跟上,从而推动了中心区位房价的快速上涨,引起房地产的连锁反应,推动整体房价的上升。同时由于自然资源禀赋、地理位置的不同,各个地区的经济发展水平和房地产市场成熟程度的不同,城市化在不同地区对住房价格的影响可能表现出不同的影响关系。笔者提出以下假设。

假设一:城市化有推动房地产价格攀升的效应,并且具有空间变异现象。

### (二)住房价格

房地产市场存在正反馈交易行为,即购房者根据住房价格的短期表现进行交易,购房者往往会依据以往住房价格变化的资料和信息以及政府调控措施力度对当期房价作出预期,因而易形成住房价格的持续上升或短期波动现象。同时,房价的变化遵循较强的适应性预期(人们通过过去价格的变化调整其持有资产收益的预期),当期的住房价格会依赖于过去的房价水平。地区之间的经济地理行为一般存在一定程度的空间交互作用,几乎所有的空间数据都具有空间依赖性的特性。英国的一些学者最先注意到地区间的住房价格是相互影响的,在英国房价上升期,东南部房价领先上涨,然后逐渐“传播”到其他地区,他们将这种现象称之为房价的连锁反应(ripple effect)。而在美国及其他地区,类似这种现象被称为扩散效应(diffusion)。住房价格的连锁(扩散)效应表明空间依赖性在一定程度上影响住房价格。因此提出:

假设二:住房价格存在滞后效应和空间依赖性。

## 二、动态面板数据

### (一)变量的选取和数据来源

笔者采用历年的商品房销售额除以商品房销售面积来衡量住房价格,用 $HP$ 表示;用历年城镇人口占总人口的百分比来衡量城市化水平,用 $UR$ 表示。时间跨度为1991年到2008年,区域包括除去西藏、青海等的22个省市。所采用的数据来自于《新中国六十年统计资料汇编》、历年《中国统计年鉴》以及各省市历年年鉴。为消除物价因素的影响,各地区的房价按照1991年为基期的商品零售价格指数(同比)进行平减。

表1 中国22个省市1991-2008年数据描述

|              | 均值       | 标准差      | 最小值    | 最大值       | 样本总数 |
|--------------|----------|----------|--------|-----------|------|
| $HP/(元/平方米)$ | 1 447.06 | 1 447.07 | 358.75 | 12 124.65 | 396  |
| $UR / \%$    | 39.42    | 15.50    | 14.53  | 84.90     | 396  |

(二) 模型建立

考虑到住房价格的时滞性的特点, 笔者建立以下动态面板模型:

$$\text{LnHP}_{i,t} = \alpha_1 \text{LnHP}_{i,t-1} + \alpha_2 \text{LnUR}_{i,t} + \eta_i + \mu_{i,t} \quad (1)$$

$i = 1, 2, \dots, 22$ , 分别表示不同的省市;  $t = 1, 2, \dots, 18$  代表所考察的各个年度;  $\eta_i$  表示模型中的不可观测效应, 反映不同省市的差异;  $\mu_{i,t}$  表示随机扰动项;  $\text{HP}_{i,t-1}$  表示各省滞后一期的住房价格。

动态面板数据模型最大的困难在于系数的估计方法。由于在动态面板模型中, 因变量的滞后项作为解释变量, 造成解释变量具有内生性, 即导致解释变量与随机扰动项相关, 因此采用普通的随机效应或者固定效应将会导致估计系数的非一致性。要得到一致的估计量, 必须采用合适的工具变量和估计方法以控制内生性问题。对动态面板模型的估计一般采用广义矩(GMM)方法。GMM方法通常分为差分广义矩(DIF GMM)和系统广义矩(SYS GMM)。广义矩基本原理简述如下:

首先对模型(1)进行一阶差分以选取合适的工具变量和产生相应的矩条件方程:

$$\Delta \text{LnHP}_{i,t} = \alpha_1 \Delta \text{LnHP}_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta \text{LnUR}_{i,t} + \Delta \mu_{i,t} \quad (2)$$

差分变换消除了模型中的不可观测效应  $\eta_i$ 。但是式(2)中解释变量  $\Delta \text{LnHP}_{i,t-1}$  与随机扰动项  $\Delta \mu_{i,t}$  相关。为了解决这种相关性, 选取  $\text{LnHP}_{i,t-2}$  作为  $\Delta \text{LnHP}_{i,t-1}$  的工具变量。由于  $\text{LnHP}_{i,t-2}$  与  $\Delta \text{LnHP}_{i,t-1}$  高度相关, 与  $\Delta \mu_{i,t}$  不相关, 所以  $\text{LnHP}_{i,t-2}$  作为工具变量是有效的。得到如下—阶差分线性矩条件:

$$E[\Delta \mu_{i,t} \text{LnHP}_{i,t-s}] = 0 \quad s \geq 2; t = 3, 4, \dots, 18$$

这时, 最优工具变量矩阵  $Z_i$  满足:

$$E(Z_i' \Delta u_i) = 0$$

GMM 估计量就是要最小化  $J_N = (\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta u_i' Z_i)$

$W_N (\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta u_i)$ ,  $W_N$  为权重矩阵。

$$W_N = [\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta u_i \Delta u_i' Z_i]^{-1}, \Delta u_i \text{ 是一次差分估计后的残差。这就是二步差分广义矩的原理。}$$

如果加上额外的假定  $E(\eta_i u_{it}) = 0, i = 1, 2, \dots, N, t = 2, 3, \dots, T$  以及一个初始条件  $E(\eta_i \Delta \text{LnHP}_{i2}) = 0$ , 就得到一个额外的  $T-2$  个线性矩条件:

$$E(\Delta \text{LnHP}_{i,t-1} (\text{LnHP}_{it} - \alpha_1 \text{LnHP}_{i,t-1})) = 0, t = 3, \dots, T$$

由此构成了完备的矩条件  $E(Z_i' u_i^+) = 0$ , 这称为系统广义矩条件。其中,  $u_i^+ = (\Delta u_{i3}, \dots, \Delta u_{iT}; \nu_{i3}, \dots, \nu_{iT})$ ,

$$Z_i^+ = \begin{bmatrix} Z_i & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta \text{LnHP}_{i2} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta \text{LnHP}_{i3} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \ddots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta \text{LnHP}_{i,T-1} \end{bmatrix}$$

一般采用 AR 检验和 Sargan 检验对动态面板模型设定的合理性和工具变量的有效性进行检验。AR(1) 零假设为差分后的残差项不存在一阶序列相关。AR(2) 零假设为差分后的残差项不存在二阶序列相关。值得指出的是, 如果采用系统广义矩方法, 即使拒绝了 AR(1), 系统广义矩的估计结果依然是有效的。广义矩估计的一致性在于所选择工具变量的有效性, 采用 Sargan 检验来判别和选取工具变量。Sargan 检验原假设为: 过度识别限制是有效的, 即工具变量有效。在原假设成立的条件下, Sargan 统计量服从  $r-k$  的卡方分布 ( $r$  是工具变量的秩,  $k$  是待估参数个数)。

(三) 实证结果及分析

通过对式(2)进行估计得到表 2 结果。

表 2 回归结果

|            | (1)      | (2)      | (3)         | (4)          |
|------------|----------|----------|-------------|--------------|
| $\alpha_1$ |          |          | 0.679***    | 0.685***     |
| $\alpha_2$ | 0.545*** | 0.558*** | 0.313***    | 0.331***     |
| 常数         | 4.999*** | 4.954*** | 1.144***    | 1.043***     |
| AR(1)      |          |          | -1.667*     | -1.669*      |
| AR(2)      |          |          | 0.93        | 0.93         |
| Sargan 检验  |          |          | 21.77       | 21.80        |
| Wald 检验    | 83.92*** | 90.21*** | 8 893.04*** | 10 454.63*** |
| 观察量        | 396      | 396      | 352         | 374          |

注: \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 显著性水平下显著。(1)、(2)、(3)、(4) 分别表示静态面板的固定效应、静态面板的随机效应、差分广义矩估计、系统广义矩估计的估计结果。

实证结果表明:四个模型的变量整体显著性的Wald检验均在1%的显著性水平下显著,表明模型对各个变量的系数估计结果的置信度在99%以上。AR(2)检验的结果显示不能拒绝动态面板一阶自回归模型随机误差项不存在序列相关的零假设,表明所设立的模型是合理的。Sargan过度识别检验的结果均不能拒绝工具变量有效的零假设,表明回归中所使用的工具变量是合适的。从系数回归结果来看,无论是静态面板的固定效应和随机效应,还是差分广义矩估计和系统广义矩估计,城市化水平对住房价格弹性系数均为正数,且均在1%的水平下显著,这同笔者最初的理论假说一致。在差分广义矩和系统广义矩估计结果中,  $\text{LnHP}_{i,t-1}$  的系数均在1%的水平下显著为正,证明了住房价格时间上的滞后效应,当期住房价格一定程度上依赖于前期住房价格。考虑到住房价格的时间滞后影响后,城市化对住房价格的正向影响依然存在,增强了城市化与住房价格存在正相关关系的说服力。

### 三、空间计量分析

通过动态面板模型,考虑到住房价格的时间滞后影响,城市化水平与住房价格之间呈正关系。城市化的上升对住房价格有推动作用。但是考虑到空间数据的空间依赖性和空间异质性,中国31个省域之间的住房价格是否存在地理上的滞后?不同省域的城市化对住房价格的推动效应是否相同?要解答这些问题,有必要纳入空间效应考查中国住房价格和城市化之间的关系。笔者采用空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)来表现住房价格的空间依赖性,采用地理加权回归模型(GWR)来表现城市化对住房价格的空间异质性。

#### (一) Moran' I 指数计算

首先采用 Moran' I 指数来检验中国省域的住房

表3 中国31个省域2008年住房价格 Moran' I 指数

| 年份   | Moran' I | Moran' I 期望值 E(I) | 平均值   | 标准差 S. d | P 值  |
|------|----------|-------------------|-------|----------|------|
| 2008 | 0.29     | -0.03             | -0.03 | 0.09     | 0.00 |

结果表明,省域住房价格的 Moran' I 指数在小于1%的显著性水平下提供了强有力的空间自相关的证据。该结果拒绝了住房价格在空间上随机分布的假设,表明住房价格在地理空间上存在着显著的正相关关系:房价相对较高的省域倾向于与其他较高房价的省域相临近;房价相对较低的省域倾向于与其他较低房价的省域相临近。因此需要纳入空间效应,引入空间权重矩阵分析住房价格和城市化的

价格之间是否存在空间自相关关系。Moran' I 可检验  $n$  个区域是否存在空间自相关关系,可以看做各地区观测值的乘积和,取值范围为 -1 和 1 之间。若各地区的经济变量是空间正相关,则其数值应当较大;负相关则较小。具体而言,当目标区域数据在空间区位上相似的同时,也有相似的属性值时,空间模式在整体上就显示出正的空间自相关性。当空间上临近的目标区域数据明显地具有不相似的属性值时,就呈现出负的空间自相关性;当属性值的分布与区位数据的分布相互独立时就呈现零空间自相关性。

Moran' I 定义如下:

$$\text{Moran' I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}}$$

式中  $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$ ,  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$ ,  $Y_j$  表示

第  $i$  个地区的观察值(如住房价格),  $n$  为地区总数(如省域),  $W_{ij}$  为二进制的邻接空间权重矩阵,表示其中任一元素,采用邻接标准或距离标准,其目的是定义空间对象的相互邻接关系,一般定义为:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{当区域 } i \text{ 和 } j \text{ 相邻} \\ 0 & \text{当区域 } i \text{ 和 } j \text{ 不相邻} \end{cases}$$

Moran' I 指数的正态统计量  $Z$  值可以检验空间自相关关系的显著性。

$$Z(d) = \frac{\text{Moran' I} - E(I)}{\sqrt{\text{VaR}(I)}}$$

如果  $Z$  值均大于正态分布函数在 0.05 (0.01) 水平下的临界值 1.65 (1.95), 表示该区域经济变量在空间分布上具有明显的正向相关性。对中国 31 个省域 2008 年住房价格 Moran' I 指数计算结果见表 3 (建立空间权重矩阵时将海南与广西、广东相邻处理)。

关系。

#### (二) 空间依赖性模型的建立

描述空间依赖性的模型一般分为空间滞后模型和空间误差模型。

空间滞后模型(Spatial Lag Model, SLM)其表达式为:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

其中,  $y$  为因变量,  $X$  为  $N \times K$  的外生解释变量

矩阵。 $W$ 为空间权重矩阵, $W_y$ 为空间滞后因变量, $\rho$ 为空间回归系数,反映的是样本观测值中的空间依赖作用,也就是相邻区域的观测值对本地区观测值的影响方向和程度, $\varepsilon$ 为随机误差项向量。

空间误差模型(Spatial Error Model, SEM)的数学表达式为

$$y = X\beta + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \eta$$

其中, $\varepsilon$ 为随机误差项向量, $\lambda$ 为 $N \times 1$ 阶的截面因变量向量的空间误差系数,衡量存在于扰动误差项之中的空间依赖作用,度量了临近地区关于因变量的误差冲击对本地区观测值的影响程度。

首先建立线性非空间模型:

$$\ln HP = \alpha_1 \ln UR + \varepsilon$$

通过OLS结果来选择SLM和SEM模型。以下标准来决定SLM和SEM模型哪种更加符合客观实际:如果在空间依赖性的检验中发现LMLAG较之LMERR在统计中更加显著,且R-LMLAG显著而R-LMERR不显著,则可以判定适合的是SLM模型,反之则SEM模型更为适合。常用的检验准则还有拟合优度检验( $R^2$ )、自然对数似然函数值(LOGL)、似然比率(LR)、赤池信息准则(AIC)、施瓦茨准则(SC)。拟合优度和对数似然值越大,AIC和SC越小,模型拟合效果越好。这几个指标同样用来比较OLS估计的经典线性回归模型和SIM、SEM的优劣。

如表4,Moran'I指数的P值通过1%水平下的显著性检验,表明经典OLS回归误差的空间依赖性非常明显。LMLAG通过了5%的显著性检验,R-LMERR未通过10%的显著性检验,LMERR和R-LMERR均通过1%水平下的显著性检验。因此相对而言,建立SEM模型相对更好。表5是SEM回归结果。

表4 模型的OLS估计结果

| 模型        | 回归系数  | 标准差    | T统计值  | P值   |
|-----------|-------|--------|-------|------|
| C         | 2.86  | 0.73   | 3.94  | 0.00 |
| LnUR      | 1.37  | 0.19   | 7.24  | 0.00 |
| $R^2$     | 0.64  | LogL   | -1.79 |      |
| F值        | 52.39 | SC     | 10.44 |      |
| 空间依赖性检验   | 自由度   | 统计值    | P值    |      |
| Moran'I指数 | 0.40  | 3.980  | 0.00  |      |
| LMLAG     | 1     | 5.867  | 0.02  |      |
| R-LMLAG   | 1     | 0.023  | 0.88  |      |
| LMERR     | 1     | 10.203 | 0.00  |      |
| R-LMERR   | 1     | 4.359  | 0.04  |      |
| SARMA     | 2     | 10.226 | 0.00  |      |
| AICc      |       | 10.464 |       |      |

表5 SEM回归结果

|         | 回归系数 | 标准差   | Z统计值 | P值   |
|---------|------|-------|------|------|
| C       | 2.84 | 0.72  | 3.92 | 0.00 |
| LnUR    | 1.38 | 0.19  | 7.45 | 0.00 |
| $\rho$  | 0.64 | 0.15  | 4.24 | 0.00 |
| 统计检验    | 自由度  | 统计值   | P值   |      |
| $R^2$   |      | 0.77  |      |      |
| LogL    |      | 3.09  |      |      |
| LR Test | 1    | 9.75  | 0.00 |      |
| AIC     |      | -2.18 |      |      |
| SC      |      | 0.69  |      |      |

对比SEM和OLS可知,SEM的拟合优度高于OLS。当然由于SEM采用ML法,基于残差平方和分析的拟合优度检验意义并不大。空间误差模型极大似然比率通过了1%水平的显著性检验,比较LOGL、AIC、SC值可以知道空间滞后模型均要优于OLS模型。由此可见,SEM模型由于纳入了OLS模型所忽略的空间效应,得到的模型要优于OLS。并且 $\rho$ 高度显著,进一步佐证了住房价格的空间依赖性的存在。在OLS回归结果中,城市化对住房价格的系数为正;在SEM模型中,LnUR也在1%的水平下显著,且弹性系数为正,表明考虑到空间依赖性后,城市化水平上升依然对住房价格有推动作用。

### (三)地理加权回归

当空间数据在省域之间存在异质性的情况下,采用横截面数据建立计量经济学模型时,由于数据在空间上表现的异质性,使得解释变量对被解释变量的影响在不同区域之间表现出差异性,因此假定区域之间的经济行为在空间上具有异质性的差异应该更加符合现实。由于SEM是全域估计,回归系数在整体上被假设为常数,无法揭示各个省域城市化对住房价格的作用,由此笔者进一步采用空间变系数回归模型——地理加权回归模型来揭示城市化对住房价格影响的空间异质性。GWR模型可以表示为:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{j=1}^k \beta_j(u_i, v_i) x_{ij} + \varepsilon_i$$

系数 $\beta_j$ 的下标j表示与观测值联系的 $m \times 1$ 阶待估计参数向量,是关于地理位置 $(u_i, v_i)$ 的 $k+1$ 元函数。 $\varepsilon$ 是第i个区域的随机误差,满足零均值、同方差、相互独立等球形扰动假定。利用加权最小二乘法来估计参数, $\hat{\beta}(u_i, v_i) = (X^T W(u_i, v_i) X)^{-1} X^T W(u_i, v_i) Y$ ,其中,W是空间权重矩阵。

空间异质性表现为随着空间位置的变化,同一因素在不同地区间的影响力差异。中国省域差异明显,基于上述GWR模型方法,以高斯距离估计的

GWR 模型回归结果见表 6、表 7。

表 6 中国住房价格与城市化局域空间估计

| 省市  | LnUR | P 值  | 常数   | P 值  | R <sup>2</sup> |
|-----|------|------|------|------|----------------|
| 安徽  | 1.59 | 0.00 | 2.02 | 0.05 | 0.84           |
| 北京  | 1.90 | 0.00 | 0.79 | 0.53 | 0.84           |
| 福建  | 1.60 | 0.00 | 2.00 | 0.04 | 0.80           |
| 甘肃  | 1.15 | 0.00 | 3.65 | 0.00 | 0.65           |
| 广东  | 1.51 | 0.00 | 2.40 | 0.05 | 0.70           |
| 广西  | 1.23 | 0.00 | 3.48 | 0.01 | 0.59           |
| 贵州  | 0.86 | 0.07 | 4.77 | 0.00 | 0.45           |
| 海南  | 1.35 | 0.00 | 3.01 | 0.00 | 0.65           |
| 河北  | 1.93 | 0.00 | 0.70 | 0.60 | 0.87           |
| 河南  | 1.63 | 0.00 | 1.85 | 0.04 | 0.78           |
| 黑龙江 | 1.55 | 0.00 | 2.07 | 0.01 | 0.65           |
| 湖北  | 1.48 | 0.00 | 2.40 | 0.01 | 0.74           |
| 湖南  | 1.33 | 0.00 | 3.01 | 0.00 | 0.66           |
| 吉林  | 1.59 | 0.00 | 1.91 | 0.03 | 0.66           |
| 江苏  | 1.47 | 0.00 | 2.54 | 0.03 | 0.88           |
| 江西  | 1.68 | 0.00 | 1.67 | 0.11 | 0.79           |
| 辽宁  | 1.66 | 0.00 | 1.62 | 0.11 | 0.68           |
| 内蒙古 | 1.75 | 0.00 | 1.32 | 0.18 | 0.75           |
| 宁夏  | 1.28 | 0.00 | 3.14 | 0.00 | 0.68           |
| 青海  | 1.03 | 0.00 | 4.10 | 0.00 | 0.62           |
| 山东  | 1.66 | 0.00 | 1.79 | 0.08 | 0.86           |
| 山西  | 1.78 | 0.00 | 1.23 | 0.25 | 0.77           |
| 陕西  | 1.19 | 0.00 | 3.46 | 0.00 | 0.68           |
| 上海  | 1.54 | 0.00 | 2.23 | 0.03 | 0.84           |
| 四川  | 0.78 | 0.07 | 5.05 | 0.00 | 0.64           |
| 天津  | 1.80 | 0.00 | 1.18 | 0.29 | 0.83           |
| 西藏  | 1.14 | 0.00 | 3.71 | 0.00 | 0.58           |
| 新疆  | 1.32 | 0.00 | 3.05 | 0.00 | 0.63           |
| 云南  | 1.07 | 0.00 | 4.03 | 0.00 | 0.57           |
| 浙江  | 1.54 | 0.00 | 2.24 | 0.07 | 0.85           |
| 重庆  | 0.82 | 0.07 | 4.88 | 0.00 | 0.64           |

表 7 GWR 估计的方差分析检验

| 来源            | 残差平方和 | 自由度 DF | 均方误差 MS | F 值  |
|---------------|-------|--------|---------|------|
| OLS Residuals | 2.04  | 2.00   |         |      |
| GWR 改善        | 0.83  | 4.88   | 0.17    |      |
| GWR Residuals | 1.21  | 14.12  | 0.05    | 3.38 |

GWR 回归结果显示:GWR 下可决系数多数大于 OLS 模型(0.64), AICc 值(8.85) 小于 OLS 模型, 方差分析结果显示, GWR 模型的使用, 使得残差的平方和减少, 改善了自由度, 相比于 OLS 方法, 分析城市化对住房价格的影响, GWR 模型更优。

表 6 表明, 城市化对住房价格虽然存在显著的推动效应, 但是这种效应在不同省域之间存在显著的空间差异性。城市化对住房价格的影响大体上从东到西呈“梯形”态势, 城市化对住房价格影响最大

的是中国的东部沿海地区, 其次为中部地区, 西部的影响最小, 四川、重庆、贵州在 5% 水平下并不显著。但是尽管存在差异性, 结果显示以各个省市为单位的局部区域, 城市化与住房价格的关系均是正向关系。

#### 四、结论

笔者通过动态面板和空间计量分析了中国城市化对住房价格的影响。考虑到住房价格的时滞性, 采用动态面板模型考察了城市化对住房价格的影响; 计算 Moran' I 指数发现中国住房价格存在空间依赖性, 进而纳入空间效应, 引入空间权重矩阵分析了城市化对住房价格的影响, 得到以下结论。

第一, 住房价格存在滞后效应和空间依赖性。前期的住房价格对当期的住房价格有正向的影响, 当期的住房价格一定程度依赖于前期住房价格。住房价格存在空间依赖性, 在地理空间上存在着显著的正相关关系: 房价相对较高的省域倾向于与其他较高房价的省域相临近; 房价相对较低的省域倾向于与其他较低房价的省域相临近。

第二, 无论是否考虑住房价格的时滞性和空间依赖性, 城市化对住房价格均存在推动作用。城市化对住房价格的弹性为正, 城市化水平越高, 相应的住房价格越高。

第三, 城市化对住房价格的影响存在空间差异性, 城市化对住房价格的影响大体上从东到西呈“梯形”态势。具体而言, 城市化对住房价格影响最大的是中国的东部沿海地区, 其次为中部地区, 西部的影响最小。

快速的城市化增加了住房需求, 同时产生了大量城市基础设施建设要求。中国城市化水平从 1996 年的 28.7% 上升到 2009 年的 46.5%。大量新增城市人口迅速扩大了新住房需求。加上城市改造和城市更新, 城市化的质和量都有了巨大提升, 导致城市发展用地和房地产的巨大要求, 从而推动了住房价格的上升。“纳瑟姆”曲线揭示当一个国家的城市化率超过 30%, 城市化进程将会加快。中国现仍然处于城市化的加速阶段, 未来一段时期内城市化将继续保持较快的增速, 对住房需求会迅速增加, 将对住房价格的上升产生一定的助推作用。因此需要协调房地产市场和城市化进程的互动发展, 合理规划城市建设, 构建土地利用的长效机制, 优化土地利用, 加强土地的管制, 坚持节约和集约利用土地资源, 提高城市土地利用效率, 完善住房保障体系, 缓解城市化带来的住房压力。同时, 省市之间应该协作合同, 构建和完善住房价格调控的宏观机制, 深化配套制

度改革,共同稳定住房价格。

参考文献:

- [1] 况伟大. 房价与地价关系研究:模型及中国数据检验[J]. 财贸经济,2005(11):56-63.
- [2] 周京奎. 房地产价格波动与投机行为——对中国14城市的实证研究[J]. 当代经济科学,2005,27(4):19-24.
- [3] 梁云芳,高铁梅. 我国商品住宅销售价格波动成因的实证分析[J]. 管理世界,2006(8):76-82.
- [4] 王来福,郭峰. 货币政策对房地产价格的动态影响研究——基于VAR模型的实证[J]. 财经问题研究,2007(11):15-19.
- [5] 王岳龙,张瑜. 基于中国省级面板数据的房价与地价关系研究[J]. 山西财经大学学报,2010,32(1):50-57.
- [6] 陈石清,黄蔚. 中国房地产价格与城市化水平实证分析[J]. 财经理论与实践,2007(2):109-112.
- [7] 任木荣,刘波. 房价和城市化的关系——基于省级面板数据的实证分析[J]. 南方经济,2009(2):41-49.
- [8] CHEN J, GUO F, WU Y. One decade of urban housing reform in China: Urban housing price dynamics and the role of migration and urbanization, 1995-2005[J]. Habitat International, 2011, 35:1-8.

## The Relationship between Housing Price and Urbanization: An Empirical Study Based on Dynamic Panel Data and Spatial Econometrics

ZHOU Wenxing, LIN Xinlang

(School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China)

**Abstract:** Taking the lag character of housing price in account, the paper analyzes the influence of urbanization on housing price. Taking into account housing prices in the time lag, this paper uses dynamic panel data and finds that there is positive effect between housing price and urbanization. Through the inclusion of spatial effects, the paper uses the spatial lag model, while taking into account that housing prices in the case of spatial dependence, urbanization continues to promote the role of housing prices. GWR results show different provincial cities of the promotion effect on housing prices are different. The development of urbanization accelerates in the period, so we need to coordinate growth between the real estate market and the urbanization process.

**Key words:** house price; urbanization; spatial econometrics; dynamic panel data

(责任编辑 傅旭东)