第 39 卷 第 4 期
2013 年 4 月

财经研究
Journal of Finance and Economics

Vol.39 No.4
Apr.2013

空间溢出视角下的财政分权、公共服务与住宅价格

邓慧慧[1],虞义华[2],龚　铭[2]

(1.对外经济贸易大学 国际经济研究院,北京 100029;
2.中国人民大学 经济学院,北京 100872)

摘　要:文章基于 2002—2010 年我国 35 个大中城市的面板数据,运用空间滞后双向固定模型方法对城市住宅价格的空间关联性进行了实证研究。结果显示,我国城市房价存在显著的空间正相关性,空间依赖性在一定程度上决定了房价,并且这种空间交互作用还显著影响了邻近城市的住房价格。文章进一步分析了财政分权程度和城市公共服务对房价的影响。结果显示,财政分权下的地方竞争对地方政府推高房价具有显著的正向影响,并且由教育、医疗、交通、环保等社会服务以及现代化程度等因素所决定的城市公共服务与房价存在显著的正向联系,在房地产市场发展进程中区域性背离的一个重要原因在于各地区公共服务水平的失衡。

关键词:房价;财政分权;城市公共服务;空间面板模型

中图分类号:F810;F061.5　**文献标识码**:A　**文章编号**:1001-9952(2013)04-0048-09

一、引　言

目前国内外有关房地产价格的大量研究大多是运用标准房地产市场模型,从供求和经济基本面、预期、投机、金融、公共服务、财政分权和地方竞争等出发来分析房价的影响因素(Krainer,2005;梁云芳和高铁梅,2007;等等)。总体而言,已有研究在房价形成机制方面给出了许多有价值的结论,但是仍存在如下不足:一是已有相关研究较多地考虑房价的空间差异性,而忽视了空间相关性;二是已有研究较多地考虑“经济”因素,而忽视了“非经济”因素。关于后者的研究或者分析得到财政分权、分税制及土地财政是政府推高房价的主因,或者分析得到城市公共服务对房价的影响,或者分析得到财政分权与公共服务的关系,但缺乏将这几种关系和因素结合起来的分析。我们认为,要研究我国城市住宅

收稿日期:2012-12-22
基金项目:国家社会科学基金重大项目(11&ZD007);教育部人文社会科学研究青年基金项目(11YJC790033)
作者简介:邓慧慧(1984—),女,江苏江阴人,对外经济贸易大学国际经济研究院助理研究员;
虞义华(1977—),男,江西吉安人,中国人民大学经济学院副教授;
龚　铭(1991—),女,江西吉安人,中国人民大学经济学院助理研究员。

价格的上涨问题,首先要理解在不同城市房价波动差异的背后,不同地区间的相互依赖与空间溢出效应对房价上涨有着不可忽视的影响力。而作为制度性因素,财政分权和公共服务也必然对房价具有较强的空间溢出作用。从计量方法上说,忽略房价的空间相关性和公共服务的价值都会导致遗漏变量而产生有偏估计,使我们无法真正了解影响房价的因素。本文在控制了收入、成本、宏观背景等因素之后,把财政分权、公共服务水平和空间自相关性纳入一个经济系统,通过一系列空间模型比较的似然比检验、模型的内生性检验及稳健性检验对城市房价的决定因素进行实证研究,以克服以往研究的缺陷。在空间计量模型中明确引入财政分权和公共服务指标,使我们能够估计"制度"在房价上涨中的作用大小。同时,引入财政分权和公共服务指标也使我们能够将城市间的空间溢出效应与房价的空间相关性有效关联起来进行考察,进而为我国制定有效的区域政策组合来调控不断攀升的房价提供科学依据。

二、城市房价的探索性空间数据分析

(一)城市房价的空间自相关检验。本文运用空间自相关 Moran 指数及其散点图来深入分析房价在空间上是否存在集群现象。Moran 指数散点图可以将各城市的房价集群分为四个象限的空间关联模式:第一象限(HH)代表高房价城市被同是高房价的其他城市所包围;第二象限(LH)代表低房价的城市被高房价的其他城市所围绕;第三象限(LL)代表低房价城市被同是低房价的其他城市所包围;第四象限(HL)则代表高房价城市被低房价的其他城市所围绕。第一、三象限体现出正的空间自相关性,第二、四象限体现出负的空间自相关性。以我国 35 个大中城市 2002－2010 年数据绘制的城市房价的 Moran 指数散点图(见图 1)显示,大部分城市在第一象限(HH)和第三象限(LL)。在住宅价格的集聚检验中,2002 年有 12 个城市在第一象限,有 15 个城市在第三象限,合计占样本总数的 77.14%;2010 年有 10 个城市在第一象限,有 16 个城市在第三象限,合计占样本总数的 74.28%。Moran 指数散点图表明房价存在显著的空间正相关性,呈现一定的聚集效应,即高房价城市被

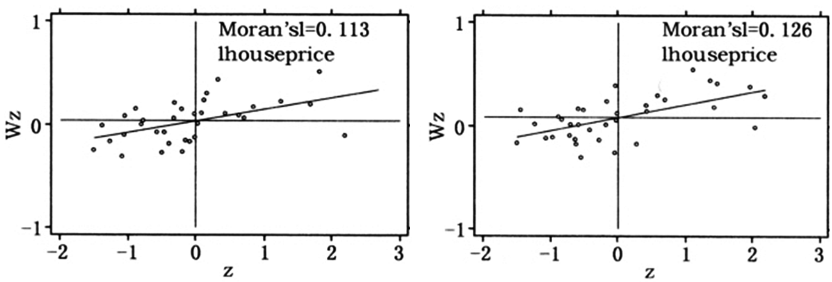

图 1　2002 年(左)和 2010 年(右)35 个大中城市房价的 Moran 指数散点图[①]

高房价的邻近城市所围绕,低房价城市被低房价的邻近城市所围绕。同时,同一象限中汇集的城市几乎都是在地理上较为接近的城市,如天津、大连、上海、南京、杭州、宁波、广州、深圳等高房价城市集聚在长三角、珠三角等地区,贵阳、昆明、西安、兰州等低房价城市集中分布在中、西部地区。北京则因房价最高被包围在邻近较低房价城市区域的中心而位于第四象限。2002－2010年Moran指数渐趋提升,说明随着时间推移,这种空间正向自相关的显著性有逐渐加强的趋势。比较图1中左右两图可以进一步发现城市房价的空间动态跃迁过程。Rey(2001)采用时空跃迁测度法可将其分为四种类型。类型0指城市及其邻居保持了相同水平,2002年和2010年所在象限保持不变的城市有26个,占总体的74.28％。可见,我国城市房价存在高度的空间稳定性,各城市房价要脱离自己原来所在的空间集群有一定的难度。类型1是相对位移跃迁类型,由HH象限迁移到LH象限的只有沈阳,从LH象限迁移到HH象限的有济南、青岛和海口,由LL象限到HL象限的只有太原,由HL象限跃迁到LL象限的只有南宁,说明这些城市及其邻近城市的住房价格波动相对较大。类型2描述的是相关空间邻近城市的跃迁,由LH象限迁移到LL象限的城市只有哈尔滨,由LL象限跃迁到LH象限的只有长沙。类型3属于某城市及其邻居均跃迁到其他不同城市的变迁,由HH象限迁移到LL象限的城市只有长春。

(二)城市房价的空间关联局域指标分析。我们进一步使用空间关联局域指标LISA来分析空间关联的局域特性,以检验局部地区高值或低值是否在空间上集聚。该指标与Moran指数散点图配合使用能够使局域相关性格局和特征的刻画更为清晰(LISA图略)。由LISA分析可知,中国局域性的空间集聚特征越来越明显。住房价格相对较高的城市趋于和住房价格较高的城市相邻,以北京、上海为中心,与周边东部城市天津、大连、南京、杭州、宁波、福州、厦门、广州、深圳、海口共同组成了高房价集聚区,作为房价的辐射中心,北京和上海带动了周边城市房价的上涨。住房价格相对较低的城市趋于和房价较低的城市相邻,呼和浩特、郑州、武汉、南宁、重庆、成都、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川、乌鲁木齐等中西部城市组成了低房价集聚区。具有非典型观测值的城市即房价与周围城市房价负相关的城市在2002年有7个,在2010年降到了5个,并且发生变动的三个城市济南、青岛、海口全部移到了第一象限。这种变化趋势表明,城市房价的空间集聚特征越来越明显,具有较高房价的城市被更多的同是高房价的城市所包围;同时,房价较低的城市被更多的房价较低的城市所围绕,而房价相异的城市即高房价与低房价相邻的城市则有所减少。

Moran散点图和LISA分析揭示了不同城市房价间全域性的空间相关性与局域性的空间相关性紧密相连,空间效应对房价起着不可忽视的作用,而且这种地区间的空间溢出更大程度上是局域性的空间溢出。为了进一步揭示空间相关性的诱发机制,识别是由被解释变量(房价)抑或是由随机干扰项引发的空间

效应，接下来我们通过一系列计量检验确定空间计量模型，分析城市房价的决定因素及检验城市房价的空间交互效应并进行稳健性检验。

三、空间计量模型

（一）模型设定。我们设定了一种无约束的空间 Durbin 模型（SDM），该模型既包括因变量也包括所有自变量的空间滞后项，模型如下：

$$Y_{nt}=\rho W_n Y_{nt}+X_{nt}\beta+\theta W_n X_{nt}+\alpha+\mu_n+\upsilon_t+\varepsilon_{nt};$$
$$n=1,2,\cdots,N;t=1,2,\cdots,T \tag{1}$$

其中，Y_{nt}是 nt×1 维被解释变量，X_{nt}是 nt×k 维解释变量，ε_{nt}为服从均值为 0、方差为 σ^2 的独立同分布随机误差向量。μ_n为 n×1 维城市固定效应列向量，υ_t为 t×1 维时间固定效应列向量。α、β 和 θ 是估计参数。ρ 是空间滞后参数，其符号及显著与否将直接反映不同城市房价是否存在空间相互影响。若 ρ 为正，表明房价分布存在正向的相互作用；否则，存在反向的相互作用。W 是预定的 nt×nt 维空间权重矩阵，矩阵中的元素反映经济体（如城市）之间的空间相关度，其中 W 对角线上的 $\hat{W}_{2002}$到 $\hat{W}_{2010}$是 9 个 35×35 维分块空间权重矩阵。由于 35 个大中城市在地理空间上的相对位置保持不变，$\hat{W}_{2002}=\cdots=\hat{W}_{2010}$。W 是空间计量模型的关键，本文采用的是环路距离权重矩阵，计算公式为 $d_{ij}=6378\times acos\{\sin(lat_i\times\pi/180)\times\sin(lat_j\times\pi/180)+\cos(lat_i\times\pi/180)\times\cos(lat_j\times\pi/180)\times\cos[(long_i-long_j)\times\pi/180]\}$，lat 和 long 分别表示纬度和经度，π＝3.14。由于不同空间权重矩阵的设置可能对模型估计结果产生较大影响，我们将在下文设置不同的权重矩阵以检验实证结果的稳健性。

（二）数据介绍。本文利用我国 35 个大中城市 2002－2010 年的面板数据，样本观测个数为 315。被解释变量（HOUSING）为 35 个大中城市历年的房屋销售价格的对数。房价数据来自 2003－2011 年《中国统计年鉴》。解释变量分为本文重点关注的财政分权、公共服务变量和其他控制变量两组。除非特别说明，所有解释变量数据均来自历年《中国城市统计年鉴》。

财政分权变量（DECENTRAL）：财政分权是中央赋予地方政府一定的税收和支出权限，表示地方政府的财政自主程度。实证分析中对财政分权存在多种定义，结合研究目的和城市层面数据的可得性，本文以市本级支出除以市支出小计来衡量城市财政分权程度。这一比例越高的地方，分权程度越高。这两个数据来自历年《中国地市县财政统计资料》。

城市公共服务方面的解释变量为：(1)教育（COLLEGE），用高等院校师生比率来表示，反映当地的教育资源丰裕程度。教育是居民购房的重要考虑因素之一，附带更优质教育享有权的房屋需求更高，因此预测 COLLEGE 的回归系数为正。(2)医疗（BED），用人均医院卫生院床位数的对数值来表示，反映当地医疗条件。更好的医疗条件能够提升居民的健康保障、生活质量，使当地房产实

际价值更高。其回归系数预测为正。(3)交通(TRANSPORT),用年度客运总量的对数值来表示,衡量该城市交通运输的发达便利程度。预测其回归系数为正。(4)环保(ENVIRONMENT),采用城市生活污水处理率,反映当地环境保护绩效和污染治理重视程度。在更好的环境居住能增加愉悦感和健康度,故本文预测其回归系数为正。(5)现代化条件(URBAN),采用城镇化率,由于我国城镇人口统计项目随城市和年份有所不同,因此我们选用非农人口占比来近似替代。更高的现代化水平符合多数居民的偏好,故预测回归系数为正。

其他控制变量包括反映需求方收入约束、供给方成本、融资成本、经济结构与产业比重等因素。具体为:(1)收入约束(INCOME),采用居民实际人均可支配收入的对数值,衡量各城市有购房需求的居民面临的收入约束,同时由于更发达的地区居民收入水平通常更高,该变量也可以反映当地经济发达程度。INCOME 越高表示更高的购房支付能力和更发达的经济。本文预测其回归系数为正。(2)供给成本(COST),采用房屋建造成本的对数值,衡量房屋供给者的供给成本。我们利用 2003－2011 年《中国房地产年鉴》中 35 个大中城市每年房地产开发投资总额除以施工房屋总面积计算得出。更高的供给成本往往通过更高的售价转嫁给消费者,因此本文预测其回归系数为负。(3)借贷成本(RATE),选取央行 5 年以上房屋抵押贷款基准利率,数据来自中国人民银行网站,经 CPI 调整成实际值。RATE 衡量房地产市场的借贷成本,更高意味着紧缩的市场环境,融资约束会抑制购房和投资需求,本文预测其回归系数为负。(4)工业结构(INDUSTRY3),采用第三产业产值占当地 GDP 的比重,反映当地的经济结构。因为第三产业中绝大部分为服务业,该变量还可反映城市民间服务水平。预测其回归系数为正。变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量符号	变量含义	单位	均值	标准差	最小值	最大值
HOUSING	房价的对数	元/平方米	8.139	0.486	7.275	9.704
DECENTRAL	市本级支出/市支出小计	1	0.506	0.182	0.144	0.988
COLLEGE	高等院校师生比	1	0.064	0.012	0.037	0.135
BED	人均医院卫生院床位数的对数	张/万人	3.783	0.343	1.310	4.844
TRANSPORT	年客运总量的对数	万人	9.394	0.912	7.671	11.96
ENVIRONMENT	城市生活污水处理率	1	0.624	0.208	0.060	0.992
URBAN	城镇化率	1	0.546	0.168	0.232	1.000
INCOME	人均可支配收入的对数	元/人	9.447	0.359	8.755	10.318
COST	房屋建造成本的对数	元/平方米	6.873	0.303	6.159	7.862
RATE	5 年期贷款利率	1	0.068	0.010	0.057	0.099
INDUSTRY3	第三产业 GDP 占比	1	0.484	0.075	0.285	0.755

四、计量分析结果

(一)空间相关性检验。基于 2010 年数据,运用空间自相关指数 Moran's I,检验房价是否存在全域空间相关性。$I=\sum\sum\widetilde{W}_{ij}(Y_i-\overline{Y})(Y_j-\overline{Y})/S^2\sum\sum\widetilde{W}_{ij}$,$S^2=(1/n)\sum(Y_i-\overline{Y})^2$,$\overline{Y}=(1/n)\sum Y_i$。在不存在全域相关性的原假设下,Moran's I

期望值为 $E(I)=-1/(n-1)$。若 $I>E(I)$,则认为空间存在全域正相关性,反之亦然。Moran's I 标准值为 $Z_I=[I-E(I)]/sd(I)$,因此相关性可以直接由其正负看出。同时,在正态分布假设下我们可以根据 Z_I 确定相应 p 值从而判断显著性。

(二)主要结果。

1.城市房价空间相关性检验。表 2 第 1 列给出了基于距离倒数构建的空间权重矩阵(W_1)的空间模型主要结果。空间 Durbin 模型与空间滞后模型(零假设 $\theta=0$ 下 $p>0.10$)、空间滞后模型与空间误差模型($p<0.01$)的似然比检验结果表明应选用空间滞后模型。Hausman 检验和固定效应 LR 检验结果显示,加入双向固定效应的空间滞后模型为理想模型。空间滞后模型的回归结果表明房价之间存在空间上的正相关性,空间滞后参数 ρ 为正且在 1% 的水平上显著。这说明一个地区房价变化与周边地区房价变化的总影响方向一致。房价容易受周边地区房价上涨的影响而随之上涨。我们发现周边城市房价水平提高 1%,本市房价将提高约 0.457%。这种空间上的关联性使我国城市房价上涨过程中出现的“连锁效应”和“聚集效应”得到了解释,因此在研究房价影响因素中把空间相关性考虑进来可以减少结果偏差。这种正相关性主要来自各城市居民、地方政府等参与者的策略行为,如房价上涨导致居民的迁移行为、地方政府为吸引人才和资本的城市优化行为以及投资者的投机行为。

表 2　计量回归结果

	空间滞后面板模型(空间权重矩阵 W_1 基于距离倒数)	空间滞后面板模型(空间权重矩阵 W_2 基于距离平方的倒数)
ρ(空间滞后参数)	0.457^{***} (3.76)	0.250^{***} (4.26)
DECENTRAL(财政分权)	0.326^{*} (1.84)	0.178^{*} (1.71)
COLLEGE(教育)	3.962^{***} (4.35)	3.845^{***} (4.27)
BED(医疗)	0.176^{***} (3.81)	0.178^{***} (3.89)
TRANSPORT(交通)	0.047^{***} (3.31)	0.046^{***} (3.26)
ENVIRONMENT(环境)	0.140^{**} (2.37)	0.139^{**} (2.38)
URBAN(城市化)	0.363^{***} (3.83)	0.343^{***} (3.65)
INCOME(需求收入)	0.772^{***} (12.80)	0.728^{***} (11.46)
COST(供给成本)	0.143^{***} (3.70)	0.142^{***} (3.72)
RATE(融资成本)	-11.146^{**} (2.29)	-12.293^{**} (2.55)
INDUSTRY3(经济结构)	0.023(0.15)	−0.006(0.04)
城市固定效应	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
常数项	-4.866^{***} (5.00)	-2.730^{***} (4.28)
观测值	315	315
N(城市)	35	35
T(年份)	9	9
LR 检验(SDM 对 SAR)	[0.2301]	[0.2181]
LR 检验(SAR 对 SEM)	[0.0009]	[0.0045]
Hausman 检验(固定对随机效应)	[0.0342]	[0.0022]
LR 检验(城市固定效应)	[0.0000]	[0.0000]
LR 检验(时间固定效应)	[0.0951]	[0.0984]

注:***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,圆括号内为 t 绝对值,方括号内为 p 值。

2.财政分权与城市房价。财政分权对房价的影响在 10%的水平上显著为正,表明财政分权程度提高能够引起房价上涨。在第二种模型设置中,财政分权对房价的影响下降,但仍产生正向影响。自 1994 年分税制改革以来,地方政府

发展经济的积极性被充分调动起来,使地方政府的经济实力和财政实力大大增强,改善了经济资源的配置效率,促进了中国经济的快速增长,地方政府之间形成了“为增长而竞争”的局面。但分税制改革对地方政府的激励作用产生了一定程度的扭曲,通过影响地方政府竞争行为,对全国房价产生了显著的正向影响。

3.城市公共服务与城市房价。模型计算结果表明,一个城市的房价水平与公共服务显著相关,各条件变量都普遍与之正相关。这说明城市社会服务水平的提高更可能推动房价上涨或维持高水平,能提供更好的教育资源、医疗条件、交通便利、环境治理等社会服务的城市会吸引更多的居民来这座城市学习、工作、生活、定居,从而城市房屋需求显著上升;同时,我国住房需求拉动作用较强,随着刚性需求的上升,投资者理性预期下的投机性需求也会上浮,房价上涨。

4.其他控制变量与城市房价。居民人均可支配收入(INCOME)与房价显著正相关,说明我国房价水平与居民收入水平的相关性较大,收入上升导致房屋需求增加,而由于受土地限制,房屋的供给弹性一般小于需求弹性,供给增加速度赶不上需求增加速度,从而直接导致了房价上升。房屋建造成本(COST)也正向显著,说明建造成本的上升会压缩房地产开发商的利润空间,因此他们会通过提高商品房销售价格来转嫁因成本上升带来的利润损失问题。利率(RATE)对房价有显著的负向影响,表明利率对住房需求和房产投资都起到了抑制作用。第三产业占比(INDUSTRY3)在模型中不显著,可认为房价与经济结构以及民间服务水平相关性不大,更显著依赖于社会服务水平等其他因素。

(三)稳健性检验。这里我们对表2第1列的结果做两类稳健性检验。首先,鉴于权重矩阵无需估计,其设置具有一定的随意性。为此,我们设置了一种新的权重矩阵(W_2),矩阵中的元素为两两城市间距离平方的倒数,用此新矩阵来检查表2第1列结果的稳健性。基于W_2的空间计量分析结果见表2第2列。可以发现:(1)似然比检验表明理想的模型仍是空间滞后模型;(2)城市房价呈现出显著的空间关联性;(3)城市宜居条件仍显著影响城市房价。这说明基于新矩阵得到的空间分析结果与第1列一致,显示之前结果的稳健性。其次,我们尝试设置一个随机生成的空间“荒谬矩阵”(absurd matrix)来检验上述空间计量结果是否只是一个统计(程序)现象(Ladd,1992;Case等,1993;Yu等,2012)。检验结果显示,无论Moran指数检验还是(稳健的)LM检验,检验统计量p值都远超过5%,所以我们基于随机荒谬矩阵发现空间互动效应不存在。这表明上述实证结果不是统计现象。

五、结论与政策启示

第一,房价水平存在空间上显著的正相关性,并且空间依赖性在一定程度上决定住房价格。这对政府调控我国房价过高,尤其是局部区域房价过热问题有着深刻政策含义。应将城市间的空间相关性因素纳入房价政策制定中,

采取更为有效的区域政策组合对最具辐射影响力的一线重点城市进行房地产市场价格调控。这样既可有效平抑整个区域房地产价格的上涨，同时有助于控制全国房地产市场的波动，进而使房价维持在一个相对合理的范围内。在必要的条件下，也可以给予地方相关管理部门更多的房地产调控自主权，充分考虑其区域效应，允许不同城市的政策方案存在较大差别。

第二，从需求和供给层面来说，人均可支配收入和房屋建造成本都与房价显著正相关，但整体上需求拉动比成本推动对我国房价的作用更大。因此，要治理我国高房价问题，应更多地从需求角度入手，减少住房投机性需求。具体来说，在居民收入水平上升的背景下，应引导居民理性投资，出台实业投资优惠政策，引导民间资本进入实体经济，帮助我国实体经济稳定发展；同时，完善我国的金融体系和资本市场，拓宽居民的有效投资渠道。利率市场化是改善我国货币政策调控房价效应的中心环节，要继续推进利率市场化，充分发挥利率渠道的调控作用。

第三，在控制了基本面的影响后，我们发现，环境、教育、医疗等城市公共服务对房价有着合乎理论预期和经济直觉的显著影响。这表明房地产市场发展中的区域性背离，其中一个重要原因在于各地区公共服务水平的失衡。因此，一个直接的政策启示是，调控不同区域房价的基础是建立更加公正、合理的社会保障机制。通过财政倾斜、政策扶持等方式提高欠发达地区的社会服务水平，加大公共服务投入，重新引导住房需求在地区间合理均衡分布，通过疏导过热需求来平抑高房价，避免出现由于公共服务差异造成“用脚投票”，进而推高局部地区房价的现象。

第四，分税制改革后我国公共服务的差异可能是房价呈现跨时差异和地区差异的重要原因之一。财政分权指标系数在两种模型中均为正，且通过了10％的显著性检验，这进一步证明财政分权下的地方竞争对地方政府推高房价具有显著的正向影响。地方政府在分税制改革后有更加强烈的激励来扩大具有软约束性质的预算外收入，从而引致房价过快增长与高位行走。其政策启示是：改革财税体制，调整中央与地方间财政关系，努力使地方政府的财权、税权、事权三者相互匹配，有足够的预算内收入对其支出负责；同时，改革对地方官员的评价制度，不再以经济增长为中心，而将重点放在改善当地民生上，规避地方官员的短视性机会主义行为，降低地方政府的一次性投资冲动。

注释：

①35 个大中城市包括北京、上海、杭州、广州、深圳、厦门、天津、大连、南京、宁波、福州、济南、青岛、武汉、海口、成都、石家庄、太原、呼和浩特、沈阳、长春、哈尔滨、合肥、南昌、郑州、长沙、南宁、重庆、贵阳、昆明、西安、兰州、西宁、银川、乌鲁木齐。

主要参考文献：

[1]陈硕.分税制改革、地方财政自主权与公共品供给[J].经济学季刊，2010，(4)：1427－1446.
[2]宫汝凯.分税制改革、土地财政和房价水平[J].世界经济文汇，2012，(4)：90－104.

[3]李勇刚,李祥.财政分权、地方政府竞争与房价波动:中国35个大中城市的实证研究[J].软科学,2012,(1):42-46.
[4]王鹤.基于空间计量的房地产价格影响因素分析[J].经济评论,2012,(1):48-56.
[5]杨君茹,邱晨.财政分权、政府投资与房产价格——兼议中国式分权的代价[J].宏观经济研究,2012,(9):70-75.
[6]Krainer J,Wei C. House prices and fundamental values[J]. FRBSF Economic Letter, Federal Reserve Bank of San Francisco,2005,27(10):1-4.
[7]Rey S.Spatial empirics for economic growth and convergence[J].Geographical Analysis, 2001,33(3):195-214.
[8]Yu Y,Zhang L,Li F,et al.On the determinants of public infrastructure spending in Chinese cities:A spatial econometric perspective[J].Social Science Journal,2011,48(3):458-467.

Fiscal Decentralization, Public Services, and Housing Prices from the Angle of Spatial Spillover

DENG Hui-hui[1], YU Yi-hua[2], GONG Ming[2]

(1. *Institute of International Economy, University of International Business and Economics, Beijing* 100029, *China*; 2. *School of Economics, Renmin University of China, Beijing* 100872, *China*)

Abstract: Based on the panel data of 35 large and medium-sized cities in China from 2002 to 2010, this paper empirically analyzes the spatial correlation of urban housing prices by a spatial bidirectional fixed-lag model. The results show that spatial dependence plays a determinative role in housing prices to a certain extent and this spatial interaction also significantly affects the housing prices of neighboring cities. Accordingly, it further studies the effects of fiscal decentralization and urban public services on housing prices. And it draws the following conclusions: firstly, under fiscal decentralization, local competition has a significantly positive effect on the role of local governments in the rise in housing prices; urban public services determined by social service levels such as education, health care, transportation, environmental protection and factors like modernization are positively correlated with housing prices and the imbalance of regional public service levels are a main reason for regional deviation in the development process of real estate market.

Key words: housing price; fiscal decentralization; urban public service; spatial panel model

(责任编辑 许 柏)