

基于空间计量的房地产价格影响因素分析

王 鹤*

摘要：现有文献大都认为各个地区的房地产价格是相互独立的，而事实上，空间依赖的存在会使得回归结果是有偏的。本文首先利用全局空间自相关指标(Moran's I 统计量)和局部空间自相关指标(LISA 指标)检验我国房价的空间自相关，结果显示我国房价存在空间自相关。然后利用 1999 - 2009 年的省际面板数据，运用广义空间面板数据模型分析全国范围以及东、中、西部分区域房价，结果表明，在考虑了房价的空间相关性后，我国各区域房价的影响因素已不尽相同，东部地区房价基本完全由空间因素决定，西部地区房价由供给和需求等因素决定，而全国范围及中部地区房价受两者的共同影响，利率和汇率的变化对我国房价无显著影响。

关键词：房地产价格 空间自相关 广义空间模型 面板数据

我国房地产业已成为国民经济建设中不可缺少的重要组成部分，2003 年 8 月底印发的《国务院关于促进房地产市场持续健康发展的通知》中明确指出“房地产业关联度高，带动力强，已成为国民经济的支柱产业”，在此背景下，对房地产价格的研究显得十分重要。对房地产价格的研究，国内学者主要集中在房地产价格的泡沫问题和房地产价格的异质性问题，如梁云芳和高铁梅(2007)、王鹤和周少军(2011)等。但房地产价格的异质性只体现了房地产产品部分特征，家庭迁移、财富转移和空间套利等其他特征会使得房地产价格具有空间联系，而这方面的研究却比较少。在房地产价格的分析中，如果忽略各地区房地产价格的空间联系，一方面将会造成模型的设定误差，从而使估计结果有偏，另一方面也将无法正确地探讨房地产价格的形成机制。本文在国内已有文献的基础上，将房地产价格空间相关作为房地产价格的一个影响因素引入模型，从而解决由于忽略房地产价格空间相关带来的问题。

一、文献综述

国内外许多学者对房地产价格的影响因素进行了分析。Bramley(1993)定义房地产价格是房地产供给、人口、经济因素和地理位置的函数。Abraham 和 Hendershott(1994)认为房地产价格由实际建筑成本、居民收入的增长率、就业率及税后实际利率决定。Green(1999)则从需求和供给两方面考察房地产价格的决定因素，需求因素方面考虑人口、收入和年龄，供给因素考虑了工资、建筑成本和土地供给数量。Krainer(2005)认为房价由家庭(需求方)和建筑单位(供给方)共同决定，影响需求方决策的重要变量是期望的永久收入与财富、投资回报率及人口，而影响供给方决策的重要变量为建筑材料及土地成本、融资成本和房屋数量。Hwang 和 Quigley(2006)利用美国面板数据分析了收入、建筑成本和当地经济状况对房价的影响。

我国学者也从不同角度对房地产价格影响因素进行了研究，周京奎(2005)利用 4 个直辖市房地产价格数据和宏观经济数据，对住宅价格与货币政策之间的互动关系进行实证研究，发现货币政策是决定房地产价格的重要因素。梁云芳和高铁梅(2006)从需求、供给和资本的可获得性对住宅价格进行分析，发现土地价格、上一期住宅价格波动和利率的变动对住宅价格有较大影响。梁云芳和高铁梅(2007)基于误差修正模型讨论了房价区域波动差异的成因，得出东部和西部地区受信贷规模的影响大，中部地区受信贷规模的影响

* 王鹤，中山大学岭南学院，邮政编码：510275，电子信箱：whhep@sina.com。

作者感谢匿名审稿人和中山大学岭南学院黄亮雄博士所提的宝贵意见，文责自负。

小,利率对各地区的影响都不大。严金海(2006)研究了房价与地价的关系,结果表明,短期内房价决定地价,长期内二者相互影响。董志勇等(2010)从需求方、供给方、地方政府及货币政策变量考察了房地产价格影响因素,实证结果表明,房价推动力的主要来源是需求方,地方政府的影响也不可忽视,而供给方和货币政策的相关变量对房价的影响相对较小。

现有文献大都认为各个地区的房地产价格是相互独立的,而事实上,空间依赖的存在会使得回归结果是有偏的,从而需要对房地产价格的空间自相关进行测度。Cliff 和 Ord(1970)描述了空间自相关的定义并给出了两个度量全局空间自相关的指标: Moran' I 统计量和 Geary' C 统计量。后继学者主要通过 Moran' I 统计量来描述全局空间自相关,如 Wilhelmsson(2002)、Le Gallo 和 Ertur(2003)。但全局空间自相关指标只给出一个结果并会出现负值(即非典型地区),且无法判断这些非典型地区的显著性。Anselin(1995)给出了局部空间自相关指标 LISA。为了解决房价中出现的空间自相关问题,学者们引入了空间计量经济学。Basu 和 Thibodeau(1998)、Dubin 等(1999)给出了利用空间计量经济学方法考虑 HPM 模型的相关理论。Ismail(2006)在 HPM 模型中引入空间自相关的原因、重要性、处理方法及模型设定方式。Baumont(2007)运用空间自相关分析了法国 COMADI 的房地产价格。Ismail 等(2008)利用空间计量经济学分析了 2002-2006 年 MPKU 地区的房地产价格。空间计量模型的估计方法最常用的有两类:极大似然估计(MLE)与广义矩估计(GMM)。Elhorst(2003)考察了空间滞后面板数据模型极大似然估计量的一致性, Kapoor 等(2007)探讨了面板数据 MRSAR(回归函数只包括普通的外生解释变量,不包括被解释变量的空间自相关项,扰动项具有空间自相关形式,且个体具有随机效应)模型 GMM 估计量的一致性问题。Fingleton(2008)研究了广义空间面板数据模型(包括一个内生空间滞后项与一个空间误差移动平均项) GMM 估计量的一致性。Anselin 等(2007)认为固定效应空间面板模型中,极大似然估计法会使计算变得复杂。为了计算上的方便,本文将采用 GMM 方法估计我国房价的广义空间面板数据模型。

本文结构安排如下:第二部分介绍本文所使用的方法(空间计量方法),第三部分对本文所运用的数据进行说明并定义空间加权矩阵,第四部分为实证结果与分析,第五部分是结语。

二、空间计量方法

(一)空间相关度量指标

空间自相关是指,一个经济区域中的某种经济现象或某一属性值总是与其相邻经济区域中的相应经济现象或属性值相关。通过 Moran' s I 统计量(全局空间自相关指标)和 LISA 统计量(局部空间自相关指标)可以测度经济现象的空间自相关程度。

1. Moran' s I 统计量

Moran' s I 统计量是用来度量全局空间自相关的主要统计指标,对任一年份,其计算公式为:

$$I_t = \frac{x_t' W x_t}{x_t' x_t} \quad (1)$$

其中: x_t 为第 t 年 n 个地区观测值的离差向量 $X_t - \bar{X}_t$, W 为标准化后的空间加权矩阵。

2. Moran 散点图与 LISA 统计量

Moran' s I 统计量能体现出经济现象是否存在空间集聚,但不能反映经济现象的集聚特征。为此 Moran 散点图通过四象限图(H-H 型地区、H-L 型地区、L-H 型地区和 L-L 型地区)来分析空间集聚特征, Anselin(1995)进一步定义了局部空间联系指标 LISA 来检验空间集聚的显著性,计算公式如下:

$$I_{it} = \frac{X_{it} - \bar{X}_t}{m_0} \sum_j w_{ij} (X_{jt} - \bar{X}_t) \quad (2)$$

$$\text{其中: } m_0 = \frac{\sum_i (X_{it} - \bar{X}_t)^2}{n}。$$

(二)空间计量模型

通过 Moran' s I 统计量与 LISA 指标可以探索我国各地区房价的空间联系,但是不能清晰地反映房价在各地区之间的差异。因此,本文进一步运用空间计量经济学方法对房价进行分析。由于一个地区的房价既受其他地区房价的影响,也受相对位置的影响,本文选用广义空间模型来分析房屋价格,模型设定如下:

$$\begin{cases} p_{it} = p_1 \sum_{j \neq i} w_{ij} p_{jt} + \theta z_t + X_{it}' \beta + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = p_2 \sum_{j \neq i} w_{ij} \varepsilon_{jt} + u_{it} \\ u_{it} = \mu_i + v_{it} \end{cases} \quad (3)$$

其中: p_{it} 表示省份 i 在年份 t 的房价, p_{jt} 表示其他省份 j 在年份 t 的房价; w_{ij} 为其他地区 j 的房价对于地区 i 房价的影响程度。对模型(3)的估计, 需要解决四个问题:

第一, 解决空间滞后项所引起的内生性问题。本文采用工具变量法^①估计模型(3)中主方程的各参数并利用参数的估计值得残差的一致估计。

第二, 利用第一步的估计结果得到 p_2 的一致估计。根据 Kapoor 等(2007)提出的空间误差面板数据模型的 GMM 方法, 令 $P = (i_T i_T' / T) \otimes I_N$, $Q = (I_T - i_T i_T' / T) \otimes I_N$, $\bar{\varepsilon} = (I_T \otimes W) \varepsilon$, $\sigma_1^2 = \sigma_v^2 + T \sigma_\mu^2$, 可得到总体矩条件, 具体如下:

$$\begin{aligned} E(\varepsilon' Q \varepsilon / N(T-1)) &= \sigma_v^2 & E(\varepsilon' P \varepsilon / N) &= \sigma_1^2 \\ E(\bar{\varepsilon}' Q \bar{\varepsilon} / N(T-1)) &= \sigma_v^2 \text{tr}(W'W) / N & E(\bar{\varepsilon}' P \bar{\varepsilon} / N) &= \sigma_1^2 \text{tr}(W'W) / N \\ E(\bar{\varepsilon}' Q \varepsilon / N(T-1)) &= 0 & E(\bar{\varepsilon}' P \varepsilon / N) &= 0 \end{aligned}$$

由上一步得出的残差的一致估计值, 可得上面 6 个总体矩的样本矩, 再由非线性最小二乘法(NLS)得误差空间相关系数 p_2 和方差 σ_v^2 、 σ_μ^2 的一致估计。

第三, 类似时间序列中扰动项时间自相关下的解决方法, 采用空间广义最小二乘法(FGLS), 解决非球形扰动问题。

第四, 选取合理的工具变量集, 再次利用 IV 估计法对广义差分变换后的数据模型进行估计, 得各参数的有效估计。

三、数据与加权矩阵选取

(一) 指标说明

本文使用的是我国 1999–2009 年的省际面板数据, 数据主要来源于历年《中国统计年鉴》、《中国房地产统计年鉴》及《中国金融年鉴》。国务院 1998 年 7 月颁布的《关于进一步深化城镇住房制度改革, 加快住房建设的通知》要求“稳步推进住房商品化、社会化, 逐步建立适应社会主义市场经济体制和我国国情的城镇住房新制度”, 标志着中国房地产向社会化、货币化全面推进, 房价主要由市场机制决定, 因此 1999 年以前数据不具可比性, 故本文选择 1999–2009 年样本期。

模型(3)中, 被解释变量 p_{it} 是省份 i 在第 t 期实际商品房销售价格, 各省份的实际商品房销售价格通过各省份同年价格指数进行修正得到, 其中价格指数以 1998 年为基期。影响房屋价格的外生变量 X_{it} 从以下几方面选取指标。需求方面选取城镇居民实际人均可支配收入^②, 从理论上来看, 城镇居民人均可支配收入的提高会增强城镇居民的购买能力, 增大城镇居民对房屋的有效需求。供给方面选取土地价格^③, 土地价格提高, 房地产公司的开发成本就提高, 房屋供给量会降低, 从而在需求不变的情况下房屋价格会上涨。另外, 通过商品房销售面积来体现市场成交量。由于房地产资金来源的一个重要组成部分是信贷, 因此, 本文还将考虑一个描述各地区房地产市场资本可获得性的指标, 记为信贷扩张, 由房地产资金来源减去自筹资金以外的其他资金得到, 这些资金大部分直接或间接来源于金融机构信贷。控制变量集 z_t 包括名义利率与人民币汇率。

(二) 加权矩阵

空间加权矩阵 W 为一个 $n \times n$ 的对称矩阵, 其对角线上的元素一般为 0, 体现了地区间的空间信赖关系, 其权数的设定一般有两种规则: 地理位置规则与空间距离规则。地理位置规则认为只有地理位置上接壤的地区之间才存在空间依赖, $w_{ij} = 1$ 表示两个地区在地理位置上接壤, $w_{ij} = 0$ 表示两个地区在地理位置上不

①工具变量集为经过组内变换的解释变量的一阶空间滞后。

②处理方法与实际商品房销售价格相同。

③土地价格由房地产公司本年度土地购置费除以本年度土地购置面积得来。

接壤 ,然后对矩阵进行标准化处理得到空间加权矩阵。空间距离规则认为两个地区之间相互影响与两个地区之间的距离 d_{ij} 有关 ,距离既可以用地理距离表示也可以用经济距离表示。

本文首先通过地理位置规则研究我国房价的区域相关 ,在选用地理位置加权矩阵时 ,为了避免“单个岛屿效应” ,设定海南省与广东省、广西壮族自治区有共同边界。

四、实证结果与分析

(一)我国房价的全局空间自相关

利用 GeoDa 软件包可以计算我国 31 个省、自治区和直辖市商品房平均销售价格的全局空间自相关值 (Moran’ s I 值) 并检验其显著性。表 1 给出了 1999 – 2009 年间我国商品房平均销售价格的 Moran’ s I 值及 P 值。

表 1 商品房销售价格的 Moran’ s I 值		
年份	Moran’ s I	P – value
1999	0. 1440	0. 0475
2000	0. 1740	0. 0367
2001	0. 1545	0. 0499
2002	0. 1265	0. 0799
2003	0. 2106	0. 0249
2004	0. 2397	0. 0159
2005	0. 3156	0. 0053
2006	0. 3372	0. 0044
2007	0. 3061	0. 0049
2008	0. 2891	0. 0046
2009	0. 3163	0. 0050

资料来源:历年《中国统计年鉴》。

由表 1 可知 ,在 5% 的显著性水平下 ,除了 2002 年以外 ,我国各地区商品房销售价格表现为正的空间自相关 ,这显示我国商品房销售价格的分布呈现了空间上的聚集 ,即较高房价地区的周边地区房价也较高 ,而较低房价地区的周边地区房价也较低。进一步比较发现 ,虽然 1999 – 2002 年 Moran’ s I 值的显著性不是很明显 ,即商品房平均销售价格的空间聚集现象不是很明显 ,但 2002 年以后 ,我国商品房平均销售价格的 Moran’ s I 值在数值上随时间而增大 ,P 值不断减少 ,这说明我国商品房平均销售价格的空间自相关强度在不断加强。

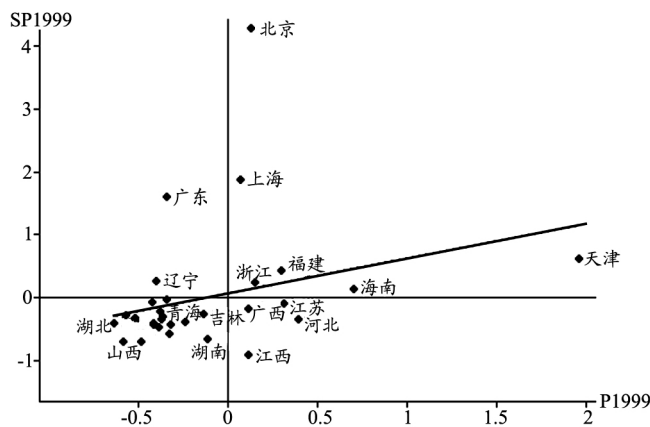
(二)Moran 散点图及 LISA 统计量的显著性

尽管表 1 中 Moran’ s I 统计量显示我国房地产价格存在空间集聚 ,但不能显示我国房地产价格的空间集聚特征。为此本文采用 Moran 散点图和 LISA 集聚图检测我国房地产价格的空间集聚特征及显著性。

图 1 和图 2 给出了 1999 年和 2009 年我国商品房平均销售价格的 Moran 散点图 ,图 3 和图 4 给出了 1999 年和 2009 年我国商品房平均销售价格的 LISA 聚集地图^①。从图 1 和图 2 可以看出 ,1999 年位于 H – H 型地区的有北京、上海、天津、浙江、福建和海南;位于 H – L 型地区的有广东和辽宁;位于 L – H 型地区的有江苏、河北、广西与江西。2009 年位于 H – H 型地区的有北京、上海、天津、浙江、福建、江苏和海南 ,位于 H – L 型地区的有广东 ,位于 L – H 型地区的有河北与江西 ,其他地区皆位于 L – L 型地区。通过观察这些地区发现 ,位于 H – H 型地区的省份都来自我国东部地区;除了江西 ,中、西部地区皆位于 L – L 型地区 ,并且从 1999 – 2009 年 ,位于 Moran 散点图各象限的省份基本上没有变化。位于 L – H 型地区、H – L 型地区被认为是具有非典型观测值的地区 ,但由图 3 和图 4 可知 ,从统计角度看 ,位于 L – H 型地区、H – L 型地区的省份皆不显著 ,即并非真正的非典型地区。从图 3 和图 4 可以看出 ,1999 年天津市显著地属于 H – H 型地区 ,共有 5 个地区显著地属于 L – L 型地区 ,即陕西、山西、湖北、河南与重庆;到 2009 年还是只天津市显著地属于 H – H 型地区 ,而陕西、四川、内蒙古、湖北和甘肃显著地属于 L – L 型地区 ,没有显著的 H – L 型地区和 L – H

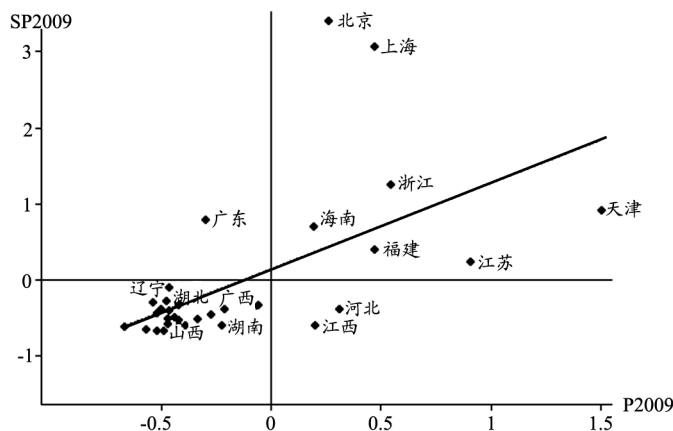
^①2000 – 2008 年的 Moran 散点图及 LISA 指标可以向笔者索取 ,由于篇幅问题 ,此处不再一一给出。

型地区。从表 1 及图 1 至图 4 可以发现 我国房价存在空间自相关 因此需要利用空间计量经济学的知识分析我国房价。



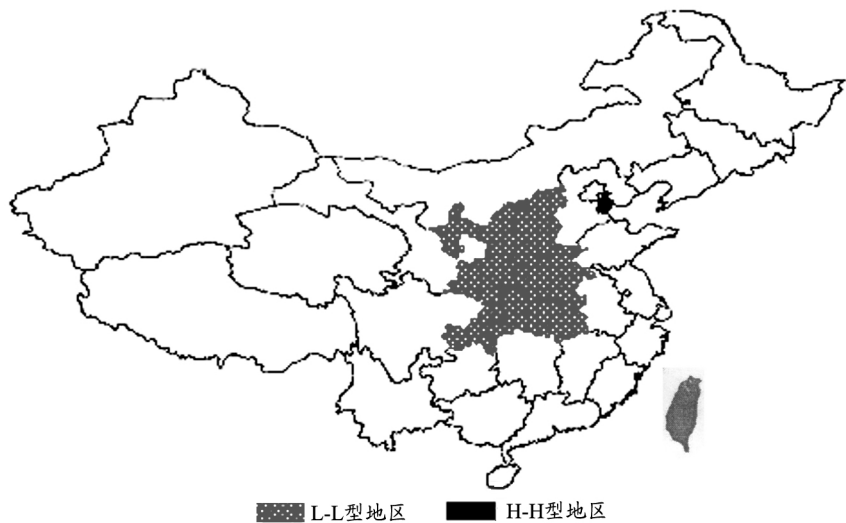
说明:图中横坐标为 1999 年标准化后商品房平均销售价格 纵坐标为 1999 年空间加权后商品房平均销售价格。
资料来源:《中国统计年鉴》(2000)。

图 1 1999 年商品房销售价格的 Moran 散点图



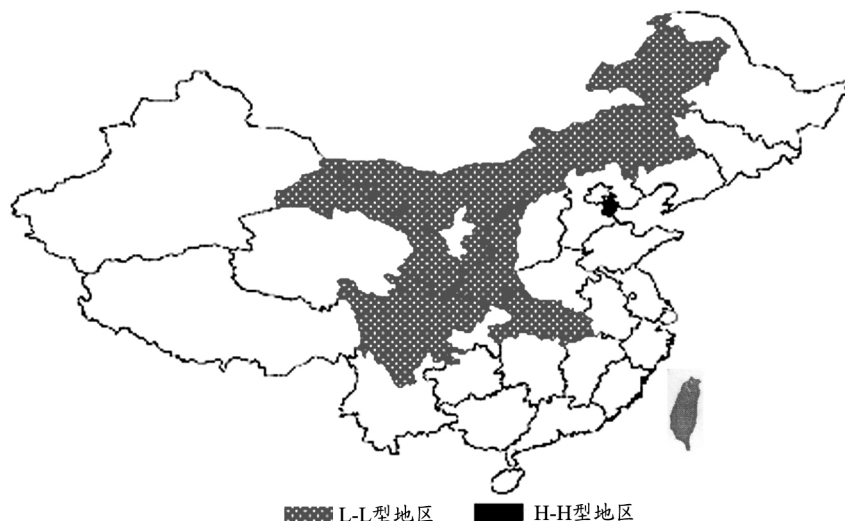
说明:图中横坐标为 2009 年标准化后商品房平均销售价格 纵坐标为 2009 年空间加权后商品房平均销售价格。
资料来源:《中国统计年鉴》(2010)。

图 2 2009 年商品房销售价格的 Moran 散点图



资料来源:《中国统计年鉴》(2000)。

图 3 1999 年商品房销售价格的 LISA 集聚地图



资料来源:《中国统计年鉴》(2010)。

图 4 2009 年商品房销售价格的 LISA 集聚地图

(三) 空间计量模型估计结果

本部分的实证分析基于模型(3)和上文所介绍的估计方法(通过 stata11.0 实现)。为了比较各区域房价的影响因素 本文从全国范围、东部地区、中部地区和西部地区^①分析我国房地产价格 具体结果见表 2。

表 2 地理位置加权矩阵下各因素对房屋价格的影响

	全国	东部地区	中部地区	西部地区
空间滞后项	0.557 *** (4.826)	0.940 *** (6.580)	0.335 * (1.674)	0.319 (1.594)
城镇居民可支配收入	0.195 ** (2.126)	-0.148 (-0.965)	0.246 ** (2.372)	0.336 ** (1.873)
土地价格	0.017 * (1.821)	0.008 (0.458)	0.104 ** (2.582)	0.018 (1.171)
房屋销售面积	-0.071 *** (-3.049)	-0.031 (-0.615)	0.036 (1.378)	-0.162 *** (-3.955)
信贷扩张	0.112 *** (5.300)	0.093 ** (2.244)	0.049 (1.317)	0.141 *** (4.278)
利率	0.009 (1.471)	0.004 (0.629)	0.007 (1.209)	0.009 (1.454)
汇率	-0.008 (-0.531)	-0.005 (-0.226)	0.027 (1.211)	-0.006 (-0.226)
常数项	2.133 *** (2.637)	1.667 * (1.708)	4.320 (1.558)	6.011 * (1.825)

注: ***, **, * 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平 括号中的数值为 t 值。

从表 2 中各个区域房价的估计结果可看出:

(1) 一个地区的房屋价格的确会受周边地区房屋价格的影响。从全国范围讲,房屋价格滞后项的弹性系数为 0.557,即其周边地区的房屋价格变动 1%,该地区的房屋价格变动 0.557%。东部地区的房屋价格受周围地区的房屋价格的影响最大,空间滞后项的弹性系数达到 0.940,即周边省份的房屋价格变动 1%,该地区的房屋价格也基本上变动 1%,达到了完全联动。中部地区房屋价格的空间滞后弹性系数为 0.335,即周边省区的房屋价格变动 1%,该地区的房屋价格变动 0.335%,存在一定程度的联动关系。西部地区房屋价格联动性比较弱,空间滞后项的弹性系数已不显著。这可能是因为东部地区许多省区房价的变化是新一轮房价变化的发源地(如北京、上海和广东)且相互之间联系比较密切,只要一个省区房价发生变化,其他省区

^①东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、山东、江苏、浙江、福建、广东、广西、海南 12 个省、自治区、直辖市;中部地区包括内蒙古、山西、黑龙江、吉林、河南、安徽、江西、湖北、湖南 9 个省、自治区;西部地区包括重庆、四川、云南、贵州、陕西、甘肃、宁夏、西藏、青海、新疆 10 个省、自治区、直辖市。

房价也会马上变动。而西部地区的房价在很大程度上受东、中部地区房价的影响,相互之间的影响程度较小。这也表明我国各区域间房价存在“波纹效应”,即从东部地区向中西部地区传导的过程。

(2) 城镇居民可支配收入体现了城镇居民对房屋的需求因素,其弹性系数反映了需求因素对房屋价格的影响。东部地区城镇居民可支配收入的弹性系数不显著,表明东部地区房屋的价格不受需求因素的影响。而全国范围、中部地区及西部地区房屋价格显著受需求因素的影响,其中西部地区房屋价格受需求因素影响最大,城镇居民可支配收入弹性系数为 0.336,说明西部地区城镇居民人均可支配收入每增加 1%,西部地区房屋价格就增长 0.336%。与其他因素的弹性系数相比发现,需求因素是影响西部地区房屋价格的主要因素,可能是因为西部地区居民收入不高、房屋购买力不强。

(3) 土地价格反映了房屋的供给因素,其弹性系数反映了供给因素对房屋价格的影响。从全国范围来看,房屋的价格受土地价格的影响,土地价格的弹性系数为 0.017,即土地价格每涨 1%,房屋价格上涨 0.017%。东部地区土地价格的弹性系数不显著,表明东部地区房屋的价格也不受供给因素的影响。中部地区土地价格的弹性系数为 0.104,即中部地区土地价格每上涨 1%,中部地区房屋的价格就上涨 0.104%。西部地区与中部地区恰好相反,土地价格的弹性系数不显著,这可能是因为西部地区土地价格不高,土地供应比较充足。

(4) 房屋销售面积体现了市场成交量对房价的影响,房屋销售面积会对全国范围和西部地区房价产生显著的影响。就全国范围而言,房屋销售面积的弹性系数为 -0.071,即房屋销售面积每增长 1%,房屋价格就下降 0.071%。而西部地区,房屋销售面积的弹性系数为 -0.162,即本地区房屋销售面积每增长 1%,房屋价格就下降 0.162%。东部地区和中地区房屋销售面积的弹性系数不显著,表明东部地区和中地区房价不受房屋成交量的影响。

(5) 信贷扩张指标体现信贷因素对房屋价格的影响,西部地区信贷扩张指标的弹性系数最高,为 0.141,比全国的高出 0.029,这可能是因为,在西部地区消费者与房地产公司获得资金的渠道较少,主要通过银行贷款进行融资。

(6) 无论是全国范围,还是东、中、西部地区,控制变量利率、汇率的弹性系数都不显著,这说明利率和汇率对房屋价格的影响不大,因此单纯利用利率调控房价的效果不是很明显,且人民币汇率的升值对我国房价的影响也不明显。

综观四个模型的回归结果发现,在考虑了房价的空间相关性后,我国各区域房价的影响因素已不尽相同,全国范围及中、西部地区的房屋价格主要受决定房屋价格的基本经济因素影响,房屋价格并未脱离经济基本面,从而全国范围及中、西部地区的房屋价格并不存在明显的泡沫。而东部地区的房屋价格既不受需求因素的影响,也不受供给因素的影响,完全由其周边地区的房屋价格决定,脱离经济基本面运行,这说明东部地区房地产市场存在泡沫风险。可能的原因是,东部地区房地产从投资、自住和商用等用途来看都具有较大投资空间,而东部地区各省份近几年房地产价格的持续上涨,使人们预测房地产价格会进一步上升,从而加强居民的购房需求,其中不乏投机者进入,进而加快了房地产价格的上升,最终形成了东部地区房屋价格的联动变化,房屋价格脱离经济基本面运行,出现房地产泡沫风险。

为了与传统估计方法相比较,本文给出了全国范围房价的 OLS 和固定效应模型(FE)的估计结果,具体见表 3。表 3 中(1)和(3)分别为不考虑空间相关因素的 OLS 和 FE 估计结果,(2)和(4)分别为考虑空间相关因素的 OLS 和 FE 估计结果。

比较表 2 中全国范围房价和表 3 中估计结果发现,在不考虑房价空间相关的情况下,OLS 和 FE 估计都明显高估了其他各影响因素对房价的影响,而在考虑房价空间相关的情况下,OLS 和 FE 估计都明显低估空间相关因素对房价的影响(其中 FE 估计结果中,空间滞后项的回归系数已不显著)。上述发现表明,如果不考虑房价的空间相关影响,会因为模型中未包含重要解释变量而使回归结果是有偏的,在考虑房价的空间相关影响下,利用 OLS 和 FE 估计模型,会因为内生性问题使估计结果有偏。

实证过程中,不同加权矩阵的选择可能会得到不同的分析结果,为此我们进一步利用空间距离加权矩阵来验证我国房价的区域相关性,具体结果见表 4。在选用空间距离加权矩阵时,两地区之间的距离 d_{ij} 为两地区省会城市之间的距离。^①

^①数据来源: <http://www.geobytes.com/CityDistanceTool.htm>。

根据表 2 与表 4 的各分析结果可知 在分析我国房价时 使用空间距离加权矩阵体现房价空间依赖性所得到的结论与使用地理位置加权矩阵体现房价空间依赖性的结论基本上相似 这说明本文的分析结果是稳健的。

表 3 各因素对我国房屋价格影响的 OLS、FE 估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
空间滞后项		0.338 *** (7.582)		-0.015 (-0.420)
城镇居民可支配收入	0.949 *** (13.870)	0.763 *** (11.675)	0.537 *** (8.015)	0.540 *** (8.010)
土地价格	0.077 *** (2.647)	0.072 *** (2.619)	0.024 ** (2.094)	0.024 ** (2.043)
房屋销售面积	-0.190 *** (-3.288)	-0.161 *** (-3.120)	-0.064 ** (-2.404)	-0.064 ** (-2.405)
信贷扩张	0.164 *** (3.393)	0.129 *** (2.973)	0.144 *** (6.199)	0.144 *** (6.137)
利率	0.036 *** (4.726)	0.017 ** (2.540)	0.015 *** (2.824)	0.015 *** (2.821)
汇率	0.049 (1.374)	0.001 (0.023)	-0.040 * (-1.866)	-0.040 * (-1.875)
常数项	-1.887 *** (-2.617)	-2.219 *** (-3.497)	2.249 *** (3.742)	2.357 *** (3.601)
N	341	341	341	341
R ²	0.815	0.851	0.808	0.808
调整的 R ²	0.811	0.847	0.783	0.782
F	182.075	219.174	191.398	163.586

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平 括号中的数值为 *t* 值。

表 4 空间距离加权矩阵下各因素对房屋价格的影响

	全国	东部地区	中部地区	西部地区
空间滞后项	0.291 *** (8.420)	0.716 *** (8.958)	0.260 * (1.72)	0.266 (1.449)
城镇居民可支配收入	0.299 *** (4.544)	-0.081 (-0.665)	0.411 *** (4.504)	0.432 ** (2.015)
土地价格	0.024 ** (1.993)	-0.012 (-0.729)	0.106 *** (3.014)	0.016 (0.773)
房屋销售面积	-0.039 * (-1.699)	-0.074 (-1.564)	0.039 (1.535)	-0.191 *** (-3.875)
信贷扩张	0.124 *** (5.336)	0.158 *** (4.270)	0.087 ** (2.385)	0.180 *** (3.623)
利率	-0.012 *** (-3.044)	0.006 (1.103)	0.009 (1.112)	-0.015 *** (-2.744)
汇率	-0.029 * (-1.896)	-0.047 ** (-2.468)	0.020 (0.565)	0.007 (0.383)
常数项	0.715 *** (4.131)	1.059 *** (3.609)	3.715 ** (2.093)	1.986 * (1.721)

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平 括号中的数值为 *t* 值。

五、结语

本文首先结合全局自相关指标(Moran’s I 统计量) 与局部空间自相关指标(LISA 指标) 检验我国房价的空间自相关性 并得到了我国房价的 LISA 集聚地图 结果表明 我国房价存在空间自相关。为了体现我国房价的空间自相关 在实证分析中引入空间计量模型 空间计量模型的设定主要有三种方式: 空间滞后模型、空间误差模型和广义空间模型 本文采用广义空间面板数据模型。广义空间面板数据模型的使用能很好地体现房地产价格的空间相关特征 从而克服了传统计量模型中无法考虑空间自相关的问题。但空间相关项的加入使得广义空间面板数据模型存在内生性问题和非球形扰动问题 导致传统的 OLS 估计量是有偏的和不一致的 所以本文使用 GMM 估计得到一致估计量。

为了比较各区域房价的影响因素 本文从全国范围、东部地区、中部地区和西部地区比较分析我国的房地产价格。从回归结果发现 空间相关是影响我国房价的一个重要因素 其中东部地区的房价基本上脱离经

济基本面完全由空间因素决定,需求和供给因素是影响其他地区房价的重要因素,而利率和汇率的变化对我国房价无显著影响。基于本文的分析可知,各地区房价的影响因素已不完全相同,这为差异化和优化房价市场政府干预策略提供了新的依据,从而在制定房地产调控政策时应因地制宜、差别对待,避免全国范围一刀切的情况。此外,在考虑了房价的区域相关后,利率对房屋价格的影响不大,因此应该采取控制房地产信贷扩张规模、征收房地产税和增强房地产有效供给等其他政策以控制房价的过快增长。

参考文献:

- 董志勇、官皓、明艳 2010 《房地产价格影响因素分析:基于中国各省市的面板数据的实证研究》,《中国地质大学学报(社会科学版)》第10卷第2期。
- 梁云芳、高铁梅 2006 《我国商品住宅销售价格波动成因的实证分析》,《管理世界》第8期。
- 梁云芳、高铁梅 2007 《中国房地产价格波动区域差异的实证分析》,《经济研究》第8期。
- 王鹤、周少军 2011 《中国房价是否存在泡沫——基于省际面板数据的协整分析》,《中国房地产》学术版第2期。
- 严金海 2006 《中国的房价与地价:理论、实证和政策分析》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- 周京奎 2005 《货币政策、银行贷款与住宅价格——对中国4个直辖市的实证研究》,《财贸经济》第5期。
- Abraham J. M. and P. H. Hendershott. 1994. "Bubbles in Metropolitan Housing Markets." NBER Working Paper 4774.
- Anselin L. 1995. "Local Indicators of Spatial Association - Lisa." *Geographical Analysis* 27(2): 93 - 115.
- Anselin L., J. Legallo and H. Jayet. 2007. *The Econometrics of Panel Data*. 2nd ed. United Kingdom: Cambridge University Press.
- Basu S. and T. G. Thibodeau. 1998. "Analysis of Spatial Autocorrelation in House Prices." *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 17(1): 61 - 85.
- Baumont, C. 2007. "Neighborhood Effects, Urban Public Policies and Housing Values: A Spatial Econometric Perspective." Université de Bourgogne Laboratoire d'Economie et de Gestion(CNRS) UMR 5118.
- Bramley G. 1993. "Land - Use Planning and the Housing Market in Britain: The Impact on Housebuilding and House Prices." *Urban Studies* 30(2): 5 - 30.
- Cliff A. D. and K. Ord. 1970. "Spatial autocorrelation: A Review of Existing and New Measures with Applications." *Economic Geography* 46(7): 269 - 292.
- Dubin R., R. K. Pace and T. G. Thibodeau. 1999. "Spatial Autoregression Techniques for Real Estate Data." *Journal of Real Estate Literature* 7(1): 79 - 96.
- Elhorst J. P. 2003. "Specification and Estimation of Spatial Panel Data Models." *International Regional Science Review* 26(3): 244 - 268.
- Fingleton B. 2008. "A Generalized Method of Moments Estimator for a Spatial Panel Model with an Endogenous Spatial Lag and Spatial Moving Average Errors." *Spatial Economic Analysis* 3(1): 27 - 44.
- Green R. K. 1999. "Land Use Regulation and the Price of Housing in a Suburban Wisconsin County." *Journal of Housing Economics* 8(2): 144 - 159.
- Hwang M., and J. M. Quigley. 2006. "Economic Fundamentals in Local Housing Markets: Evidence from US Metropolitan Regions." *Journal of Regional Science* 46(3): 425 - 453.
- Ismail S. 2006. "Spatial Autocorrelation and Real Estate Studies: A Literature Review." *Malaysian Journal of Real Estate* 1(1): 1 - 13.
- Ismail S, T. Buyong J, Sipan M, G. Hashim and R. Navaneethan. 2008. "Spatial Hedonic Modelling(Shm) for Mass Valuation." Available at: <http://eprints.utm.my/5588/>.
- Kapoor M., H. H. Kelejian and I. R. Prucha. 2007. "Panel Data Models with Spatially Correlated Error Components." *Journal of Econometrics* 140(1): 97 - 130.
- Krainer J. 2005. "Housing Markets and Demographics." *FRBSF Economic Letter* 21, August 26: 1 - 3.
- Le Gallo J., and C. Ertur. 2003. "Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional Per Capita Gdp in Europe, 1980 - 1995." *Papers in Regional Science* 82(2): 175 - 201.
- Wilhelmsson M. 2002. "Spatial Models in Real Estate Economics." *Housing Theory and Society* 19(2): 92 - 101.

Real Estate Price Impact Factors Analysis Based on Spatial Econometrics

Wang He

(Lingnan College Sun Yat - Sen University)

Abstract: Traditional literatures suppose real estate prices in different regions are independent of each other, but the spatial dependence problem will make the regression results biased. this paper global spatial autocorrelation Moran's I indices are calculated and local spatial autocorrelation LISAs are figured. Results show that real estate prices exist spatial autocorrelation in our country. Using the panel data(1999 - 2009) and general spatial model, we analyse real estate prices of nationwide, eastern regions, middle regions and western regions. we find that space factor determines eastern regions' real estate price, supply and demand factors determine western regions real estate price, while nationwide and middle regions' real estate prices are decided by both. Interest rate and exchange rate have no significant effect on real estate prices.

Key Words: Real Estate Price; Spatial Dependence; General Spatial Model; Panel Data

JEL Classification: C33, G12

(责任编辑: 彭爽)