

# Beijing City Lab

Zheng S, Sun W, Xin L, Wu J, 2014, Spatial heterogeneity in premium of local public goods in house price: A case study of Chengdu. Beijing City Lab. Working paper #37

# 住房价格中地方公共品溢价的空间异质性及其影响因素研究：

## 以成都市为例<sup>①</sup>

郑思齐，孙伟增，辛磊，吴璟  
(清华大学 建设管理系，中国北京 100084)

**摘要：**已有众多学者的研究表明，教育和环境等地方公共品会显著资本化到周边的住房价格中，这种公共品的溢价效应是城市内住房价格空间差异的重要影响因素。更进一步的理论研究表明，某类地方公共品的溢价水平在空间上存在异质性，在居民对该公共品需求强度较高，而周边住房供给又较为短缺的区位，一个单位公共品的溢价效应会较高。本文基于成都市2006-2011年新建商品住宅项目的交易数据，应用空间计量经济学模型和GWR模型测度地方公共品溢价效应的存在性和空间异质性，发现“重点小学”和公园的溢价效应显著，且存在明显的空间异质性。在此基础上，我们从居民需求强度和住房供给对两类公共品溢价效应空间异质性的影响机制进行分析，并采用工具变量法克服住房供给与价格间的内生性。实证结果表明，需求强度和住房供给约束对异质性的影响符合理论预期。

**关键词：**地方公共品；溢价；住房供给；需求；空间异质性

## Spatial Heterogeneity in Premium of Local Public Goods in House

### Price: A Case Study of Chengdu

**Abstract:** There have been many scholars' research indicating that local public goods such as education and green spaces are significant capitalized into house price around them, and this premium of local public goods has a critical influence on the spatial difference of house price within cities. Further theoretical studies show that the premium of some local public goods has spatial heterogeneity character, and will be higher in some area where residents' demand intensity is higher and housing supply is constraint. Based on the transaction data of newly built commercial housing projects from 2006 to 2011, this article first examines the premium effect of local public goods and its heterogeneity employing GWR model, we find that premium of key primary schools and parks are significant and heterogeneity does exist. Based on that, we analysis the influence mechanism of demand intensity and housing supply on the heterogeneity in premium of two kinds of public goods, using instrumental variable method to overcome the endogenous problem. Results show that the influence of demand intensity and housing supply constraints on heterogeneity conforms to the theoretical expectation.

**Key words:** local public goods; premium; housing supply; demand; spatial heterogeneity

---

<sup>①</sup> 基金项目：本研究受到国家自然科学基金（70973065、71273154、71322307）、教育部新世纪人才支持计划（NCET-12-0313）和清华大学自主科研计划的资助，特此致谢。

作者简介：郑思齐（1977-），女，满族，天津人，博士，教授，博士生导师。主要研究方向为可持续城市增长的经济机制与管理理论。E-mail: zhengsiqi@tsinghua.edu.cn。

## 1. 引言

随着中国城市内居民流动性的增强和住房市场的逐步成熟，居住选址（residential location choice）成为居民接近和选择教育、环境质量等地方公共品（local public goods）<sup>②</sup>的中间机制，住房市场已经承担了城市公共资源空间配置的重要功能。居民“用脚投票”的机制直接影响住房市场中的价量时空分布——地铁、学校、绿地和空气质量等公共品能够解释北京房价空间差异的1/4<sup>[1]</sup>，这意味着地方公共品被显著资本化到房价当中，形成溢价效应。

近期国际学术界的一些研究表明，地方公共品的溢价水平在城市内存在空间异质性。Brasington 的研究发现学校质量和治安水平的资本化效应在全市范围内普遍存在，但住房供给受限的城市中心区位的资本化效应几乎是住房供给充足的城市边缘区位的两倍<sup>[2]</sup>；Zheng 等利用北京市住房与土地交易数据，分析土地供给水平对学校 and 地铁在住房价格中的资本化率的影响机制，研究结果显示在土地供给约束越大的区位，学校和地铁在住房价格中的资本化率越高<sup>[3]</sup>。Fack 和 Grenet 利用法国巴黎的数据研究发现，在私立学校较多的地区，公立学校在住房价格中的资本化价值相对较低<sup>[4]</sup>。Kestens 和 Thériault 基于加拿大魁北克市1993-2002年761个住房交易样本，应用扩展模型对住宅建筑属性和区位特征溢价受居民家庭特征影响进行分析，研究发现居民家庭特征会对住房特征溢价产生显著影响：在本科以上学历比重越高、30-39岁人口比重越低、40岁以上人口比重越高，以及有小孩的家庭越多的区位，绿地在房价中的溢价水平越高<sup>[5]</sup>。

以上学者的研究表明地方公共品溢价存在空间异质性，也就是说，一个单位的地方公共品在不同区位上的溢价水平是不同的。而造成溢价水平存在空间差异的原因主要体现在两个方面，其一是居民对公共品的需求在空间上的异质性，其二是不同区位的住房供给约束不同。通常来说，在需求强度较高的区位（例如高收入社区），居民家庭愿意为一个单位的教育或环境质量支付的溢价，可能会高于中低收入社区；而在那些住房供给受限的区位，希望通过选择住房区位来接近上述公共品的居民家庭会受到住房供给不足的限制，需要支付更高的住房价格（或租金）才能够居住在这些优质区位上，这就体现为地方公共品的溢价升高。

对溢价效应空间异质性的检验，一般有三种方法：子市场分析方法、空间扩展模型方法和地理加权回归模型（Geographically Weighted Regression, GWR）方法<sup>[6]</sup>。其中，GWR模型在对样本外数据进行预测的过程中，误差低于10%的样本要比空间扩展模型高出约5.3%，模型的估计更为准确，并且对公共品溢价的复杂的空间分布特点，不管是全局性的变动规律，还是局部的变动特点，都可以通过计算结果表现出来<sup>[6]</sup>。

目前已有少数研究对中国城市中地方公共品在房价中溢价效应的空间异质性进行了检验<sup>[7][8]</sup>，而对于这种空间异质性背后经济机制的深入研究仍较为匮乏。本文以成都为例，首先检验地方公共品溢价效应的存在及其空间异质性，然后从住房供给和公共品需求的角度对这种空间异质性的成因进行深入分析。我们的研究发现：在应用空间计量经济学方法所估计的特征价格模型中，重点小学和公园可达性的溢价效应显著，并且其溢价效应都存在显著的空间异质性，具体来说，在住房供给约束越大和居民需求强度越高的区位，这种溢价效应越高。本文的研究有助于更好的理解城市内部公共品资源在空间上的供给不足和分布不平衡问题，以及这种空间差异对城市住房市场和居民行为的深层影响，这对于城市公共政策的制定具有重要的参考意义。

本文余下内容的结构安排如下：第二部分给出公共品溢价空间异质性的理论分析框架；第三部分阐述实证分析的策略并介绍数据；第四部分报告了计量分析的结果；第五部分为结论和公共政策含义。

---

② 地方公共品是指其存在形态和受益范围局限于或主要局限于一个特定辖区的公共品。

## 2. 理论分析

假设所要研究的城市内有  $I$  个具有不同地方公共品供给水平 ( $G$ ) 的社区和  $N$  个家庭；各个社区家庭平均收入水平相同，用  $y$  来表示。家庭根据自身状况通过选择地方公共品供给为  $g_i$  且价格为  $p_i$  的住房达到自身效用 ( $V_0$ ) 最大化，并且所有家庭  $V_0$  均相等。此时居民的间接效用方程为：

$$V_0 = v(y, g_i, p_i) \quad (1)$$

根据市场出清条件，每个社区的住房供给等于居民需求，即：

$$n_i h_i(p_i, x_i) = H_i(p_i) \quad (2)$$

其中， $n_i$  为社区  $i$  家庭数量， $h_i(p_i, x_i)$  为社区家庭的需求方程， $x_i$  为社区  $i$  的家庭特征， $H_i(p_i)$  为社区  $i$  住房供给函数。因此，可以推出每个社区的家庭数量  $n_i$ ，为：

$$n_i = \frac{H_i(p_i)}{h_i(p_i, x_i)} \quad (3)$$

所有家庭都住在城市体系内的  $I$  个社区中，因此可推出  $N$  为：

$$N = \sum_{i=1}^I \frac{H_i(p_i)}{h_i(p_i, x_i)} \quad (4)$$

城市体系内所有家庭效用相等，并且每个社区的住房供给和需求相匹配时，则达到某一房价水平下的一般均衡。由(1)式和(4)式可以推出地方公共品溢价  $g_i$  为：

$$\frac{\partial p_i}{\partial g_i} = \frac{MRS_i \cdot \sum_{j \neq i} \frac{n_j}{p_j} (\eta_j^S - \eta_j^D) h_i}{\frac{n_i}{p_i} (\eta_i^S - \eta_i^D) h_j + \sum_{j \neq i} \frac{n_j}{p_j} (\eta_j^S - \eta_j^D) h_i} = \frac{MRS_i \cdot A}{\frac{n_i}{p_i} (\eta_i^S - \eta_i^D) h_j + A} > 0 \quad (5)$$

其中， $A = \sum_{j \neq i} \frac{n_j}{p_j} (\eta_j^S - \eta_j^D) h_i$ ， $\eta_i^S = \frac{\partial H_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{H_i}$  为住房供给弹性， $\eta_i^D = \frac{\partial h_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{h_i}$  为住房需求弹性；

$MRS_i = \frac{\partial V / \partial g_i}{\partial V / \partial y}$  为居民收入和地方公共品供给的边际替代率。显然  $\eta^S - \eta^D > 0$ ， $MRS > 0$ ，

即地方公共品资本化到住房价格中，即房价中包含地方公共品溢价。

通过将公共品溢价公式对住房供给  $\eta_i^S$  和居民需求  $h_i$  分别求偏导数可以观察到住房供给和居民的住房需求对地方公共品溢价的影响。首先， $\frac{\partial p_i}{\partial g_i}$  对住房供给  $\eta_i^S$  的偏导数为：

$$\frac{\partial^2 p_i}{\partial g_i \partial \eta_i^S} = - \frac{MRS_i \cdot A \cdot \frac{n_i}{p_i} h_j}{[\frac{n_i}{p_i} (\eta_i^S - \eta_i^D) h_j + A]^2} < 0 \quad (6)$$

$\frac{\partial^2 p_i}{\partial g_i \partial \eta_i^S} < 0$  表明房价中地方公共品溢价水平受到住房供给能力影响，住房供给弹性越高，则溢价越低。

$\frac{\partial p_i}{\partial g_i}$  对社区需求  $h_i$  的偏导数为：

$$\frac{\partial^2 p_i}{\partial g_i \partial h_i} = \frac{\partial^2 p_i}{\partial g_i \partial \eta_i^D} \cdot \frac{\partial \eta_i^D}{\partial h_i} = \frac{MRS_i \cdot A \cdot \frac{n_i}{p_i} h_j}{[\frac{n_i}{p_i} (\eta_i^S - \eta_i^D) h_j + A]^2} \cdot (-\frac{\partial h_i}{\partial p_i} \frac{p_i}{h_i^2}) > 0 \quad (7)$$

$\frac{\partial^2 p_i}{\partial g_i \partial h_i} > 0$  表明房价中地方公共品溢价水平受到需求强度的影响，需求强度越大，则溢

价越高，需求强度受到房价和各小区家庭特征的影响。

房价中地方公共品溢价受住房供给弹性和社区需求的影响，在本文的实证研究中假设住房供给弹性在城市内部存在差异，区位住房供给水平决定该区位住房供给弹性，以区位住房供给约束作为供给弹性的度量。

### 3. 数据与实证策略

#### 3.1 数据介绍

本文以成都市为例进行实证研究，成都市管辖 9 个区、6 个县，代管 4 个县级市，本文的研究范围为成都市中心城区，包含锦江区、金牛区、成华区、青羊区和武侯区。

本文实证分析数据中的住房价格数据，来源于成都房地产交易管理系统中 2006-2011 年的新建商品住宅项目（不含别墅项目）的交易数据<sup>③</sup>，选取的住房建筑属性信息为项目当年成交样本中位数价格对应的样本，共计 2117 个。

对地方公共品的选择则主要考虑目前居民家庭最为关注的教育和环境公共品，分别以小学和公园为例。对于小学，义务教育制度保证每个具有成都户口的家庭中的适龄儿童都可以就近入学来完成九年制义务教育。但这仅能保证每个有户口的孩子“有学上”，并不能保证每个孩子都“上好学校”。特别是目前中国城市中优质教育资源稀缺，重点小学在所有小学中所占比例很低，所以“望子成龙”和“望女成凤”的家长努力挤进重点小学的学区，以便让自己的孩子能够进入这些学校就读，这会导致重点学校周边的房价明显高于普通小学周边。因此本文仅将重点小学作为小学的研究代表，重点小学为摇号对口中学中考重点率在全市排名前 40 位的学校。由于成都市“重点小学”的学区每年都有可能调整，且没有系统公开，我们无法收集到所有重点小学各个年份的学区划片信息，因此仅以 1.5 公里<sup>④</sup>作为“重点小学”影响范围的近似指标。

对于公园，由于成都市林业和园林管理局并未公布市内公园名录，本文公园数据通过搜狗地图和百度地图对研究范围内的公园进行搜索和筛选整理，得到共计 43 个公园位置。

除住房项目交易数据和地方公共品信息外，本文还应用了 2010 年城镇住户基本情况调查中位于研究范围内的 4239 个居民家庭的微观样本，以街道家庭平均收入作为度量需求强度的关键变量。

实证模型中核心变量的名称、含义和描述性统计量如表 1 所示。

③ 本文应用的项目数据为该项目当年成交住房中位数价格对应样本的数据。

④ 1.5 公里这个距离是根据可收集到的成都“重点小学”学区范围的平均值来确定的。

表 1 变量名称、含义和描述性统计量

变量名称	变量含义	样本量	平均值	标准差
<i>HP</i>	住房成交价格（元/m <sup>2</sup> ）	2117	5869.18	2657.31
<i>AREA</i>	住房建筑面积（m <sup>2</sup> ）	2117	107.95	40.81
<i>D_CBD</i>	到市中心距离（公里）	2117	5.9280	2.25
<i>SUB_DUMMY</i>	哑元变量, 1=2011 年 <sup>⑤</sup> 成交样本且距离地铁 1 号线站点 0.8 公里 <sup>⑥</sup> 内; 0=其他	2117	0.0127	0.11
<i>SCHOOL_DUMMY</i>	哑元变量, 1=住房位于“重点小学”1.5 公里范围内, 0=其他	2117	0.5918	0.49
<i>D_PARK</i>	到最近公园的距离	2117	1370.2	670.85
<i>DEMAND_INDEX</i>	居民需求强度指数	787	0.2237	0.23
<i>SUPPLY_INDEX</i>	家庭所在街道住房供给指数	787	0.2841	0.19
<i>POPENSITY_INDEX</i>	家庭所在街道人口密度指数	787	0.0603	0.09

### 3.2 溢价效应存在性的检验

在实证分析的第一步, 我们基于空间自回归模型 (Spatial Autoregressive Model, SAR) 检验地方公共品溢价效应的存在性。然后应用能够准确测度模型参数空间异质性的 GWR 模型, 对成都市中心城区各区位上新建商品住宅价格中的地方公共品溢价水平进行估计, 并对其空间异质性进行统计检验。

根据数据情况, 首先确定经典特征价格模型 (Hedonic) 形式为:

$$\ln(HP) = \alpha_1 \ln(AREA) + \alpha_2 \cdot D\_CBD + \alpha_3 \cdot SUB\_DUMMY + \alpha_4 \cdot SCHOOL\_DUMMT + \alpha_5 \ln(D\_PARK) + TIME\_DUMMTY + \varepsilon \quad (8)$$

式中, *SCHOOL\_DUMMY* 为哑元变量, 等于 1 时为住房位于“重点小学”1.5 公里范围内。*ln(D\_PARK)* 为到最近公园距离的对数值。模型的其他控制变量包括住房建筑面积, 到 CBD 距离和临近地铁 1 号线, 此外在模型中加入时间哑元变量来控制住房价格随时间的变化趋势。

应用 Hedonic 模型, 估计得到残差的空间相关性指数 Moran's I, 并进行检验。如果该指数显著, 则表明数据存在空间依赖性, 需进一步应用 SAR 模型进行分析, 确保模型的正确设定。SAR 模型的基本形式为:

$$\ln(HP) = \rho W_1 \ln(HP) + \alpha_1 \ln(AREA) + \alpha_2 \cdot D\_CBD + \alpha_3 \cdot SUB\_DUMMY + \alpha_4 \cdot SCHOOL\_DUMMY + \alpha_5 \ln(D\_PARK) + TIME\_DUMMY + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W_2 \varepsilon + \mu \quad (9)$$

其中,  $\rho$  和  $\lambda$  为空间相关系数,  $W_1$  和  $W_2$  为空间权重矩阵,  $\varepsilon$  和  $\mu$  为残差。在确定模型的具体形式时, 根据拉格朗日乘数进行检验。当  $W_1=0$  时, 模型为空间误差模型; 当  $W_2=0$  时, 模型为空间滞后模型。采用 GeoDa095i 软件进行模型估计, GeoDa 提供了两种权重矩阵构造方法: 阈值法和 K 近邻法。本文采用阈值法设定  $W$ , 样本点  $i$  和  $j$  空间权重计算公式为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & d_{ij} \leq \theta; \\ 0, & \text{其他} \end{cases} \quad (10)$$

⑤ 地铁不作为本文的主要研究对象, 仅作为控制变量, 控制其开通对房价的影响。

⑥ 地铁影响范围的确定与王轶军等的研究相一致<sup>[9]</sup>。

其中  $\theta$  为阈值，其确定采用 CV (Cross Validation) 准则进行<sup>[10]</sup>。CV 准则依赖于下列函数：

$$CV = \sum_{i=1}^n [y_i - \hat{y}_{i \neq i(\theta)}]^2 \quad (11)$$

$\hat{y}_{i \neq i(\theta)}$  代表在忽略  $i$  点后校正过程的拟合值，使 CV 函数最小的  $\theta$  值即为距离阈值。W 通过将式 (17) 计算得到的 0-1 矩阵行进行标准化得到，即：

$$W_{ij} = w_{ij} / \sum_i w_{ij} \quad (12)$$

### 3.3 溢价效应空间异质性的测度

在初步完成模型一般设定和对地方公共品溢价效应进行检验后，我们开始讨论溢价效应的空间异质性。为了实证检验空间异质性，本文应用地理加权回归模型 (Geographical Weighted Regression, GWR)<sup>[11]</sup> 进行样本资本化率的计算。GWR 模型能够灵活地局部调整优化权重，对于每类公共品，每个样本点都对应一个不同的溢价水平 (即资本化率)。GWR 模型具体形式如下：

$$\begin{aligned} \ln(HP) = & \beta_0(\mu_i, v_i) + \beta_1(\mu_i, v_i) \ln(AREA) + \beta_2(\mu_i, v_i) \cdot D\_CBD \\ & + \beta_3(\mu_i, v_i) \cdot SUB\_DUMMY + \beta_4(\mu_i, v_i) \cdot SCHOOL\_DUMMY \\ & + \beta_5(\mu_i, v_i) \ln(D\_PRAK) + TIME\_DUMMY + \delta \end{aligned} \quad (13)$$

式中： $(u_i, v_i)$  是第  $i$  个样本点的空间坐标， $\beta_k(u_i, v_i)$  是连续函数  $\beta_k(u, v)$  在  $i$  点的值，在实证过程中，模型中仅包含在第一阶段资本化效应显著存在的地方公共品相关变量。经过估计，GWR 模型可以计算得到每个样本点  $i$  对应的每类公共品的溢价效应值。然后分别对地方公共品的系数进行差异性检验，即可确定空间异质性是否存在。

GWR 模型中系数的估计值为：

$$\hat{\beta} = (X^T W X)^{-1} X^T W y \quad (14)$$

其中以经典高斯函数进行权矩阵设定，高斯函数形式为：

$$W_i = \varphi(d_i / \sigma\theta) \quad (15)$$

其中， $\varphi$  代表标准正态分布密度； $\sigma$  代表距离向量  $d_i$  的标准差； $\theta$  为带宽，其值确定也根据 CV 原则进行。

GWR 模型的估计采用 GWR4<sup>⑦</sup> 软件进行估计。

### 3.4 溢价效应空间异质性的解释

如果上述统计检验表示，溢价效应确实存在空间异质性，那么就可以从住房供给约束和居民需求强度两个维度对其空间异质性的成因进行解析。模型形式如下：

$$PRATE = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot DEMAND\_INDEX + \gamma_2 \cdot SUPPLY\_INDEX + \xi \quad (16)$$

式中， $PRATE$  为 GWR 模型估计的地方公共品的溢价水平； $DEMAND\_INDEX$  为家庭所在街道需求强度指数； $SUPPLY\_INDEX$  为家庭所处街道的住房供给约束指数。

$DEMAND\_INDEX$  以成都市各街道 2010 年上半年的家庭收入平均水平为居民需求强度的度量指标计算得到，并进行标准化处理。计算公式如下：

$$DEMAND\_INDEX_j = \frac{INCOME_j - \min(INCOME)}{\max(INCOME) - \min(INCOME)} \quad (17)$$

⑦ GWR4 软件由 Tomoki Nakaya (日本立命馆大学地理学系)、Martin Charlton 和 Paul Lewis (爱尔兰国立大学)、Stewart Fotheringham (圣安德鲁斯大学地理与地质学系)、Chris Brunsdon (英国利物浦大学) 团队开发。

式中， $DEMAND\_INDEX_j$ 为街道  $j$  的需求指数， $INCOME_j$ 为家庭 2010 年收入（万元）， $\min(INCOME)$ 为所有家庭微观样本 2010 年收入的最低水平； $\max(INCOME)$ 为所有家庭样本 2010 年收入的最高水平<sup>⑧</sup>。

$SUPPLY\_INDEX_i$  以该项目所在街道 2006-2011 年累计新建住房成交密度为依据，并进行标准化。住房供给指数计算公式为：

$$SUPPLY\_INDEX_j = \frac{SUPPLY_j - \min(SUPPLY)}{\max(SUPPLY) - \min(SUPPLY)} \quad (18)$$

式中， $SUPPLY\_INDEX_j$ 为标准化后街道  $j$  的住房供给水平， $SUPPLY_j$ 为街道 2006-2011 年累计新建商品住房供给密度， $\min(SUPPLY)$ 为 2006-2011 年各街道累计新建商品住房供给密度的最小值， $\max(SUPPLY)$ 为 2006-2011 年各街道累计新建商品住房供给密度最大值。

街道家庭平均收入和住房供给指数空间分布如图 1-2 所示。

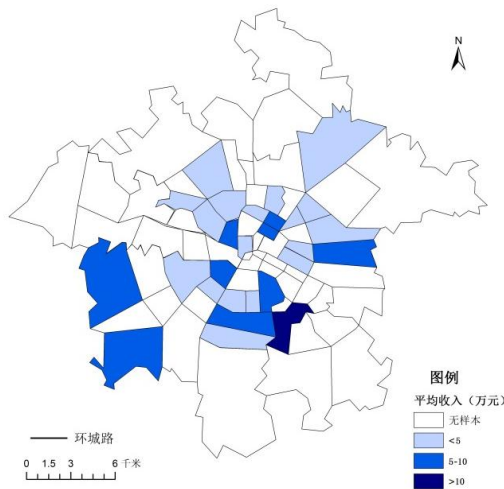


图 1 街道家庭平均收入分布

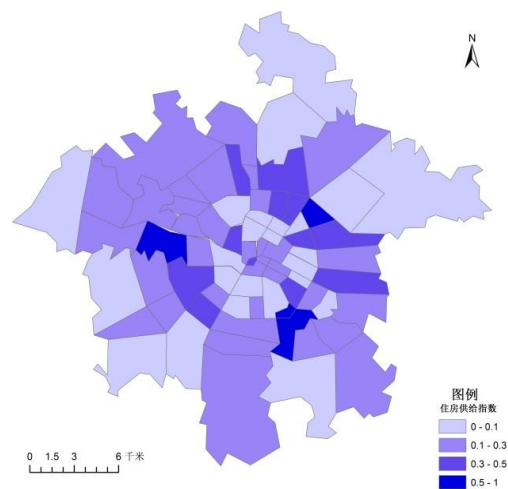


图 2 街道住房供给指数分布

为了克服该变量所表征的住房供给（自变量）与住房价格（与因变量相关）间的内生性，借鉴 Stadelmann 和 Billon 的研究思路<sup>[12]</sup>，我们采用工具变量两步估计方法，应用 2000 年第五次人口普查的街道人口密度作为住房供给的工具变量，应用两阶段最小二乘进行模型估计。工具变量用较早年份（2000 年第五次人口普查）的各街道人口密度指数作为住房供给的工具变量，其计算公式如下：

$$POP\_DENSITY\_INDEX_j = \frac{POP\_DENSITY_j - \min(POP\_DENSITY)}{\max(POP\_DENSITY) - \min(POP\_DENSITY)} \quad (19)$$

其中， $POP\_DENSITY\_INDEX_j$ 为标准化后街道  $j$  的人口密度指数， $POP\_DENSITY_j$ 为街道  $j$  的人口密度， $\min(POP\_DENSITY)$ 为街道人口密度最小值， $\max(POP\_DENSITY)$ 为街道人口密度最大值。

## 4. 实证结果

### 4.1 溢价效应存在性的模型结果

验证各类地方公共品溢价效应存在的模型回归结果如表 2 所示。

<sup>⑧</sup>这里需要指出，在理论模型中，我们假设所有居民收入水平相同，住房需求强度的差异主要受其它家庭特征的影响，例如家庭生命周期特征和职业特征等。但受数据所限，目前无法获得这些特征的分街道统计值。由于家庭收入统计值与这些特征变量存在相关性，所以暂时采用街道的家庭收入值作为替代变量来计算街道层面的需求强度。当然这个处理方法存在局限性，在后续研究中会对这一近似处理方法进行改进。



表2 Hedonic 与 SAR 模型回归结果  
被解释变量：住房成交价格的对数值  $\ln(HP)$

	(1) Hedonic	(2) SAR
$\ln(AREA)$	0.0842*** (4.11)	0.0561*** (3.01)
$D\_CBD$	-0.0287*** (-6.36)	-0.0191*** (-4.60)
$SUB\_DUMMY$	0.2296*** (3.55)	0.1723*** (2.93)
$SCHOOL\_DUMMY$	0.0661*** (3.15)	0.0525*** (2.74)
$\ln(D\_PARK)$	-0.0241*** (-1.97)	-0.0131*** (-1.17)
$CONSTANT$	8.1464*** (59.38)	3.5620*** (12.72)
$TIME\_DUMMY$	Yes	Yes
$W\ln(HP)$		0.536*** (19.02)
样本量	2117	2117
$R^2$	0.378	0.477
Lagrange Multiplier (lag)	776.31***	
Robust LM (lag)	185.69***	
Lagrange Multiplier (error)	597.58***	
Robust LM (error)	6.97***	

注：\*说明在 90%置信水平下显著；\*\*说明在 95%置信水平下显著；\*\*\*说明在 99%置信水平下显著；Hedonic 模型结果括号里为 T 值，SAR 模型结果括号里为 Z 值，特征价格模型拉格朗日乘数结果为 Z 值。

从第(1)列 Hedonic 模型的估计结果来看，模型各变量系数均符合预期，并且显著。计算模型残差的 Moran's I 值为 0.1905，统计检验显著，即模型数据存在显著的空间依赖关系，而拉格朗日乘数检验结果显示空间滞后模型和空间误差模型的拉格朗日乘数均通过检验，并且稳健性也都显著。因此本文选择稳健性较高的空间滞后模型。

从第(2)列 SAR 模型拟合效果来看，考虑空间相关性后模型具有更好的解释能力 ( $R^2$  明显高于特征价格模型)，估计精确度更高。重点小学和公园对房价影响显著，到最近公园距离减小 10%，房价会相应升高 0.13%；临近“重点小学”的住房，价格较其他住房平均高出 5.25%。

#### 4.2 溢价效应空间异质性的检验结果

我们对溢价效应显著存在的重点小学和公园这两类公共品，应用 GWR 模型继续分析其溢价效应的空间异质性。GWR 模型的估计结果给出了每个样本点的变量系数。表 3 对系数估计结果进行了统计，详细给出了系数的 25%分位数、中位数、75%分位数和标准差，并应用蒙特卡洛模拟对 25%和 75%分位数与中位数的差异进行检验，平均 P 值在表 3 中列出。

表 3 GWR 模型计算结果

变量	25%分位数	中位数	75%分位数	标准差	空间异质性检验 (P 值)
ln(AREA)	-0.0831	-0.0057	0.1096	0.1892	0
D_CBD	-0.1011	-0.0395	0.0248	0.1155	0
SUB_DUMMY	0.1125	0.2807	0.5320	0.4682	0
SCHOOL_DUMMY	-0.1416	0.0411	0.2011	0.3325	0
ln(D_PARK)	-0.1353	-0.0243	0.0812	0.2535	0

从表 3 中的 P 值可以看出，在研究范围内，各因素对房价影响效应的空间异质性均十分显著<sup>⑨</sup>。我们将重点小学和公园溢价的空间异质性表达在图 3-图 6 上。

图 3 中，重点小学在二环至绕城公路间西部区位、一环至三环北偏东区位、一环至二环东部区位、二环至三环东南部区位，以及南部三环外区位呈现出较高的溢价水平；结合图 4 重点小学溢价显著性的空间分布，可以发现绝大多数显著样本点都是重点小学溢价为正的区位。图 5 公园溢价的空间显示，公园溢价为正的样本大多分布在城市的南部，以及东北和西北的部分地区。结合图 6 公园溢价显著性分布，这些区位公园的溢价几乎都显著存在。

从 GWR 模型重点小学、公园溢价和显著性的空间分布图可以发现，城市的部分区位重点小学和公园的溢价符号与预期相反，当然其中大部分区位为负的溢价并不显著，仅有个别样本点存在负溢价，并且这些样本点局部集中在某些区位，这可能与局部区位存在对房价有显著负向影响同时与重点小学和公园可达性具有一定相关性的特征，而这些特征并未包含在模型中而导致的。

GWR 模型利用待估样本点周边一定范围内的样本进行估计，样本点在模型估计中所起的作用与其到待估点的距离成反比，其本质是局部加权回归模型，因此能够控制空间相关性影响，但其对空间相关性的控制仅局限可观察的变量，对于缺失变量问题的解决并不充分。

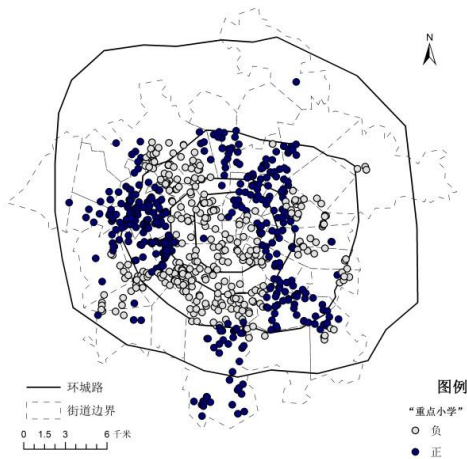


图 3 “重点小学”溢价空间分布

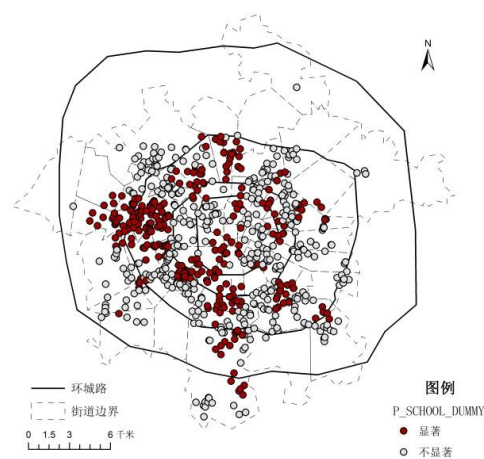


图 4 “重点小学”溢价显著性分布

⑨ 住房建筑面积、到 CBD 距离，以及“重点小学”和公园可达性的溢价水平在 25%分位数和 75%分位数符号相反。这种情况在其他学者的研究中也出现过<sup>[5]</sup>。已有文献在解释这一现象时，认为缺失变量的存在可能是原因之一<sup>[13]</sup>。

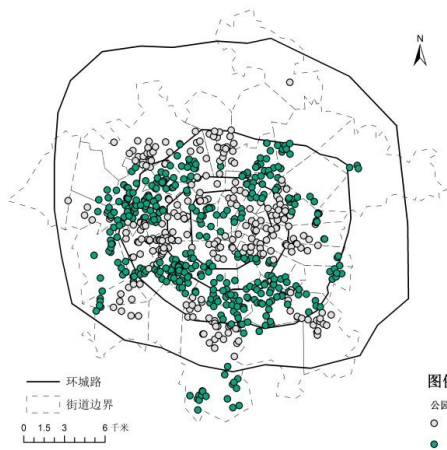


图 5 公园溢价空间分布

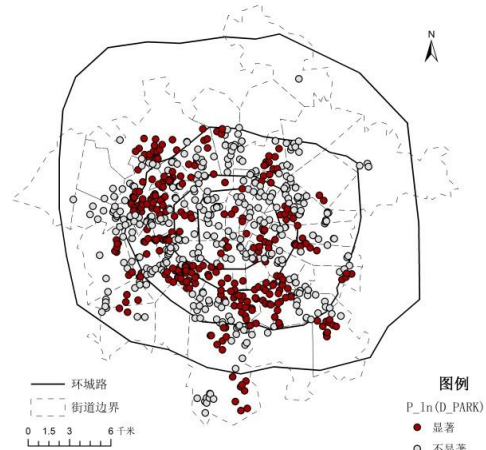


图 6 公园溢价显著性分布

### 4.3 供给约束和需求强度对溢价效应空间异质性的影响机制

这里我们进一步分析重点小学和公园可达性溢价效应的空间异质性是否的确受到住房供给约束和公共品需求强度的影响。本文用住房供给约束和需求强度来解释溢价水平的空间异质性，并应用二阶段工具变量法解决住房供给与房价间的内生性问题。模型第一阶段估计结果如表 4 所示。

表 4 空间异质性影响因素方程的第一阶段估计结果

被解释变量：住房供给指数 *SUPPLY\_INDEX*

变量	系数
<i>POPDENSITY_INDEX</i>	-0.0423** (-2.21)
<i>CONSTANT</i>	0.1288*** (18.97)
样本量	787
$R^2$	0.003

注：\*说明在 90%置信水平下显著；\*\*说明在 95%置信水平下显著；\*\*\*说明在 99%置信水平下显著。

从表 4 回归结果可以看出，人口密度指数与住房供给密度指数存在显著的负相关关系。此外我们还计算了人口密度指数与重点小学溢价和公园溢价的相关性，结果发现人口密度指数与的重点小学溢价的相关系数为-0.13 (t 值=0.12)，与公园溢价的相关系数为 0.082 (t 值=-0.33)，相关性在统计上均不显著<sup>⑩</sup>，也就是说该工具变量在统计上也是有效的。应用人口密度指数根据表 4 的回归结果，计算住房供给指数的拟合值，将其带入式 (24) 的模型中，得到两阶段工具变量法第二阶段的估计结果，如表 5 所示。

从二阶段 IV 估计结果可以看出，居民需求强度对“重点小学”和公园溢价水平的影响均显著为正，即在居民需求强度高的区位，“重点小学”和公园具有更高的溢价水平，这也符合理论预期。从经济含义上来看，对于“重点小学”，居民需求强度指数提高 1 个标准差，“重点小学”溢价会提高 0.16 个标准差，结合表 2 中 Hedonic 模型回归结果，可以计算得到学区房价格将提高 0.05%；对于公园来说，居民需求强度指数提高 1 个标准差，公园溢价提高约 0.1 个标准差，结合表 2 得到的结果，到公园的距离每减少 1%，房价会额外提高约 0.02%。在“重点小学”和公园模型中住房供给指数系数均显著为负，表明住房供给约束的

<sup>⑩</sup> 此外我们还计算了人口密度指数与房价（对数值）的相关性，相关系数为-0.02，t 值=0.45，在统计上不显著。

确会提高地方公共品的溢价水平。具体而言，住房供给指数提高 1 个标准差：住房中“重点小学”溢价会降低 0.27 个标准差，相应的学区房价格将降低 0.09%；公园溢价降低 0.17 个标准差，即到公园的距离每减少 1%，房价会额外提高约 0.04%。其中，住房供给约束对“重点小学”溢价的影响高于公园是因为与公园不同，“重点小学”的招生有规模限制，成都每年都要进行登记、划片、微机派位的方式确定“重点小学”录取名单，住房供给的增加会降低该区位适龄儿童进入重点学校的概率。

表 5 空间异质性影响因素方程的第二阶段估计结果（工具变量估计）

	重点小学 (1)	公园 (2)
<i>SUPPLY_INDEX</i>	-0.479* (-1.64)	-0.228** (-2.10)
<i>DEMAND_INDEX</i>	0.232** (2.80)	0.105*** (3.55)
<i>CONSTANT</i>	0.132* (1.78)	0.0395 (1.16)
样本量	787	787
$R^2$	0.075	0.108

注：\*说明在 90%置信水平下显著；\*\*说明在 95%置信水平下显著；\*\*\*说明在 99%置信水平下显著。

## 5. 结论

本文以成都市新建商品住宅项目价格数据为基础，应用空间特征价格模型测算了“重点小学”和公园可达性在住房价格中的溢价效应，进一步地应用 GWR 模型检验了这种溢价效应的空间异质性，并从住房供给约束和居民需求强度两个角度对形成这种空间异质性的经济机制进行了探讨。实证研究结果表明，在成都，重点小学和公园的溢价效应存在显著的空间异质性，在住房供给面临较大约束以及居民需求强度较高的区位，这些公共品的溢价水平相对更高。

本文实证研究所发现具有较强的公共政策含义。地方公共品是城市生活质量（urban quality of life）的基本决定要素，已成为城市吸引高质量人力资本和高端产业的关键优势。因此，需要以需求导向进行公共资源的空间配置，同时也要从保障低收入者基本公共服务可得性的角度更好地设计公共品供给和住房保障政策。我们的研究表明，如果在居民需求强度高的区位缺乏地方公共品的充足供给，或者在地方公共品（特别是优质公共品）附近缺乏足够的住房供给，都可能会形成地方公共品的过高溢价，意味着居民家庭需要支付更高的溢价水平（反映为更高的住房价格）来享受这些公共服务。这必然会降低居民的福利水平，也可能导致住房价格呈现明显的空间不均衡性——（优质）公共服务供给短缺和布局不平衡使得占有较多公共资源优势的区位房价明显偏高，也面临更大的房价上涨压力。

在中国城市中，优质公共品大多集中在内城，这些内城区位上的土地和住房供给都有限，难以通过增加住房供给的渠道来降低公共品溢价水平。如果在住房供给充足的城市近郊区域新增地方公共品供给，特别是建设一些高质量的教育，能够提高地方公共品空间分布与居住郊区化进程的协调性。这既能分散城市居民对城市中心优势区位的过度需求，也能够减少城市郊区居民前往内城来消费地方公共品所导致的非通勤出行给城市带来的交通压力。因此，保证新增住房供给较多的城市边缘地区的优质地方公共品的供给，使得地方公共品供给跟上城市建设发展的速度是减小地方公共品资本化效应空间异质性的有效途径。

地方公共品与住房市场之间密切的联动性意味着目前中国城市空间结构和住房市场中的各种矛盾和问题并非彼此孤立，需要克服“头痛医头，脚痛医脚”的传统思路，形成系统性和科学性的政策解决方案。本文提出的测度地方公共品溢价效应空间异质性的研究框架和实证方法，能够对这些城市管理公共政策的设计和评估提供定量支撑。

## 参考文献:

- [1] Zheng S, Kahn M E. Land and residential property markets in a booming economy: New evidence from Beijing[J]. *Journal of Urban Economics*, 2008, 63(2): 743-757.
- [2] Brasington D M. Edge versus center: finding common ground in the capitalization debate[J]. *Journal of Urban Economics*, 2002, 52(3): 524-541.
- [3] Zheng S Q, Sun W Z, Wang R. Land Supply and Capitalization of Public Goods in Housing Prices: Evidence from Beijing [J]. *Journal of Regional Science*, 2013.
- [4] Fack G, Grenet J. When do better schools raise housing prices? Evidence from Paris public and private schools[J]. *Journal of Public Economics*, 2010, 94(1): 59-77.
- [5] Kestens Y, Thériault M, Des Rosiers F. Heterogeneity in hedonic modelling of house prices: looking at buyers' household profiles [J]. *Journal of Geographical Systems*, 2006, 8(1): 61-96.
- [6] 董冠鹏, 张文忠, 武文杰, 等. 北京城市住宅土地市场空间异质性模拟与预测[J]. *地理学报*, 2011, 66(6).
- [7] 汤庆园, 徐伟, 艾福利. 基于地理加权回归的上海市房价空间分异及其影响因素研究[J]. *经济地理*, 2012, 32(2): 52-58.
- [8] 曾晖, 杨平, 朱建君. 城市住宅价格影响因素的空间非平稳性分析[J]. *湖南大学学报(自然科学版)*, 2012, 5: 017.
- [9] 王轶军, 郑思齐, 龙奋杰. 城市公共服务的价值估计, 受益者分析和融资模式探讨[J]. *城市发展研究*, 2007, 4: 46-53.
- [10] Cleveland W S. Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. *Journal of the American Statistical Association*, 1979, 74(368): 829-836.
- [11] Brunson C, Fotheringham S, Charlton M. Geographically Weighted Regression [J]. *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)*, 2002, 47(3): 431-443.
- [12] Stadelmann D, Billon, S. Capitalization of Fiscal Variables and Land Scarcity [J]. *Urban Studies*, 2012, 49(7): 1571-1594.
- [13] Bitter C, Mulligan G F, Dall'erba S. Incorporating Spatial Variation in Housing Attribute Prices: a Comparison of Geographically Weighted Regression and the Spatial Expansion Method [J]. *Journal of Geographical Systems*, 2007, 9(1): 7-27.