

# 教育资源供给能够降低学区房溢价吗?

——来自北京市新建小学的证据

孙伟增 林嘉瑜\*

**摘 要** 本文以北京市 2012—2016 年新建小学为例,实证分析了学校供给对学区房溢价的影响效果。研究发现:第一,新建小学使得周边原有学区房的溢价率显著下降了 2.33 个百分点,这一影响具有明显的本地化和异质性特征;第二,学区房市场存在同群竞争现象,优质教育资源的供给能够显著降低本地区重点小学学区房的溢价率;第三,学校/学区房供给对城市平均住房价格的影响主要受到学区需求价格弹性的影响,当学区的需求价格弹性较小时,随着学区房数量增加城市的房价仍然会上升。

**关键词** 学校供给,学区房溢价,质量异质性

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2020.01.06

## 一、引 言

近年来,我国基本公共教育服务均等化进程明显加快,义务教育服务基本实现了全民覆盖。然而从教育服务质量来看,地区间、城乡间、不同群体之间仍然存在较大差距。在现行的学区政策下,城市内优质教育资源的缺失导致学区房价格持续上涨,成为许多家庭享受优质教育资源的阻碍(冯皓和陆铭,2010)。以北京市为例,重点学区房相较于一般住宅的价格和涨幅明显更高,在部分区域学区房价格已经达到一般住宅的 2—3 倍。在这种情况下,高收入家庭有更多的机会享受到优质教育服务,而低收入家庭则只能望学兴叹,长期下去必然会导致社会贫富差距进一步拉大。此外,高企的学区房价格无形中增加了孩子们的教育成本,也增加了家长的负担。据中国青少年研究中心的一项调查显示,城市家庭平均每年花在子女教育方面的费用占到家

\* 孙伟增,中央财经大学经济学院,中央财经大学全球经济与可持续发展研究中心;林嘉瑜,暨南大学经济与社会研究院。本文得到国家自然科学基金项目(71903210)的资助。通信作者及地址:林嘉瑜,广东省广州市天河区黄埔大道西 601 号暨南大学经济与社会研究院,510632;电话:13719329070;E-mail:linjiayu@jnu.edu.cn。感谢两位匿名评审人宝贵的修改意见,文责自负。

庭经济总支出的三分之一。<sup>1</sup>

现阶段,解决结构性非均等化问题已经成为中国大城市在未来推进公共教育服务均等化的关键着力点。中国指数研究院的一项研究报告显示,在北京全市700余万套的存量房里,仅有60余万套存量学区房,占比不到10%;此外北京目前有学区房供应的重点小学共有175所,其中72%的重点小学集中在东城、西城、海淀和朝阳四个区。<sup>2</sup>为了改善义务教育资源供给稀缺问题,促进教育资源均衡化,北京、上海、广州等一线城市近年来多次出台工作办法,加大教育资源扩充建设力度,通过新建小学、名校设立分校、集团化办学、普通小学与重点学校合并办学、优质学校帮扶郊区学校等方式增加优质学位的供给。2017年4月,北京市教委公布了关于继续扩大优质教育资源布局的决定,决定在郊区新建10所优质学校,城六区也会新增25所优质学校并帮扶15所郊区学校。上海市在2016年新增了中小幼学校共计85所,其中近九成分布在郊区。广州市政府在2016年出台《广州市中小学校基础教育设施三年提升计划(2016—2018年)》筹划在全市范围新改扩建129所中小学校,新增约16万中小学学位之后,再度公布《广州市中小学发展策略研究与布点规划》(2013—2020年,草案),计划在全市扩建数百所中小学。这一举措是否有助于改善当前学区房价格持续高涨的现象,促进教育服务质量的均等化?本文将围绕这一问题展开实证分析。

在城市居民“用脚投票”的机制作用下,实现教育资源均等化的一个核心是有效改善教育资源定价问题。在目前按片划分、就近入学的学区政策下,教育资源定价问题集中体现在住房市场的资本化效应,即学区房的溢价。然而现有研究往往忽视一个重要问题,即教育资源(主要指学校)供给同时也会影响其在住房价格中的资本化效应。特别是在城市更新换代迅速的发展中国家,如果不考虑教育资源供给及其质量变化带来的影响,一方面会导致研究中难以区分学校资本化价值变化过程中的供需两端影响效应,另一方面也会给实证测算结果带来内生性偏误。一些学者在研究中将学校数量作为教育资源供给特征,发现学校数量越多该城市的房价越高(梁若冰和汤韵,2008;邵挺和袁志刚,2010),但是并没有深入讨论学校数量对于学校资本化价值的影响。本文将从微观视角分析新增小学供给对学区房溢价的作用效果和异质性特征,试图弥补现有实证研究中关于教育资源供给与教育资源定价问题的空白。

具体来说,本文首先借助空间配对方法测算了北京市学区房的溢价率,结果显示,2012—2016年间北京市378所小学学区房的平均溢价率为2.5%,

<sup>1</sup> 资料来源:“中国城市教育支出占家庭支出35.1% 增速超收入”,《中国青年报》, [http://money.163.com/12/0316/08/7SN4EN0C00253B0H\\_all.html](http://money.163.com/12/0316/08/7SN4EN0C00253B0H_all.html), 访问日期:2017年10月26日。

<sup>2</sup> 资料来源:田国宝,“北京学区房分布失衡,东西海朝占七成”,《经济观察报》, <http://www.eeo.com.cn/2017/0114/296324.shtml>, 访问日期:2017年10月26日。

其中92所重点小学的学区房溢价率高达7.36%。在此基础上，我们以2012—2016年北京市34所新建小学为例，实证分析了新增小学供给对周边原有学区房溢价的影响，以及学校质量的异质性效果，并从全市范围分析学校供给政策在改善学区房溢价方面的作用效果。本文的实证研究发现：第一，新建小学能够显著降低周边原有小学学区房的溢价率，特别是对重点小学的作用效果更为明显；第二，学区房市场存在明显的同群竞争现象，优质教育资源的进入对本地区重点小学学区房市场的影响显著，而普通教育资源的增加则有助于降低非重点小学学区房的溢价；第三，从全市范围来看，尽管学校/学区房供给能够降低学区房的溢价率，但是当学区的需求价格弹性较小时，随着学区房数量增加，城市的房价仍然会上升。本文的研究结论证实了教育资源市场上供给端变化对价格的影响作用，以及优质教育资源与普通教育资源的市場分割特征，是对已有教育资源定价问题研究的有益补充。本文研究结论表明，在短期内需求变化不大的情况下，供给变化是驱动学区房价格变化和學校资源配置的关键原因，这一结果为地方政府通过扩大教育资源布局、增加教育资源供给来促进教育服务均等化提供了参考依据。

本文余下部分的结构安排为：第二部分是文献评述，主要对学区房溢价的测算方法、学校质量的资本化效应异质性，以及住房供给对学区房溢价影响的相关研究进行回顾；第三部分是数据描述与实证策略，对数据、变量设定以及实证模型设计进行讨论；第四部分是实证结果分析和讨论；最后是本文结论和政策建议。

## 二、文献评述

作为一种最典型的地方公共品，教育资源的空間配置和定价一直是城市和住房经济学领域的重要研究问题（Nguyen-Hoang and Yinger, 2011）。Tiebout（1956）最早提出关于地方公共品供给中人们“用脚投票”的理论，即人口流动会将公共品资本化到房价中。此后大量学者围绕公共品（例如学校、地铁、绿地等）配置与住房市場的联动关系进行了实证探索。<sup>3</sup>其中，特征价格法（又称Hedonic模型法）是最早用来分析公共品在住房价格中的资本化效应的研究方法，Hayes and Taylor（1996）、Bogart and Cromwell（1997）、Downes and Zabel（2002）等学者利用特征价格法对学校质量、数量以及可到达性等对住房价格的影响作用进行详细的研究。但是特征价格法难以避免由于遗漏变量带来的估计偏误（郑思齐，2013；胡婉旻等，2014）。为了解决遗漏变量问题，一些学者通过构造工具变量的方法来解决。例如，Dowes and Zabel（2002）利用税基、租房比例、学校年龄等作为学校投入与

<sup>3</sup> 梁若冰和汤韵（2008）、郑思齐（2013）对此进行了系统的综述。

产出的工具变量；Rosenthal（2003）使用外部的学校评估作为学校质量工具变量；Gibbons and Machin（2003）采用学校类型和学校的招生年龄范围的虚拟变量作为学校质量的工具变量；等等。Black（1999）首次提出了边界固定效应方法（boundary fixed effects, BFE），即假定在学区边界线一定距离内的住房具有相同的邻里特征，通过比对不同学区边界两侧非常靠近的住房样本，从而消除邻里特征差异，有效剥离学区对住房价格的影响。这种方法能有效控制众多不可观测变量以及难以获得数据的变量。胡婉旻等（2014）、Zheng *et al.*（2016）针对中国学区政策的特征，基于BFE方法的思想，通过构建空间配对的特征价格模型，有效缓解了传统特征价格模型的遗漏变量问题。

学校质量是影响学区房溢价的重要因素，也是学者们在分析学区房溢价时关注的焦点。目前，国内外对于教育资源资本化现象已有大量研究，几乎得到相同的结论：优质教育资源能在一定程度上资本化进住宅价格中。其中，常被用来评价学校质量的指标包括投入指标（如人均经费、教师工资、师生比例等）和产出指标（考试成绩、升学率、录取率等），有些学者则同时将投入指标与产出指标纳入模型中，对两者的适用性进行比较（Brasington, 1999；Clark and Herrin, 2000）。许多研究发现学生人均经费和考试成绩是较好的衡量学校质量的指标，并且能够显著资本化到住房价格中（Brasington and Haurin, 2006；Hilber and Mayer, 2009；Dhar and Ross, 2012）。在中国，学校的投入和产出指标往往难以获得，因此学者们通常基于学校的排名或者声誉来划分重点和非重点学校，并依此讨论教育资源质量对学区房溢价的影响（冯皓和陆铭，2010；胡婉旻等，2014；张牧扬等，2016）。

与本文研究问题直接相关的是从住房和土地供给视角分析对公共品资本化效应的影响。Hilber and Mayer（2009）利用联立方程组的分析发现，如果一个地区的可开发用地更多，那么学校支出在住房中的资本化效应就会下降。Stadelmann and Billon（2012）基于瑞士苏黎世169个辖区的面板数据分析发现，公共支出的资本化效应会随着建设用地的增加而下降。邵挺和袁志刚（2010）在传统的Tiebout-Oates模型中引入了住宅用地供应量变量，构建了一个包括住宅用地供给量、地方公共品供给和住宅价格三者关系的理论模型，发现地方公共品供给对住宅价格有显著正相关影响，但随之增加的土地供应量与住房供给量削弱了地方公共品供给的资本化水平。Zheng *et al.*（2014）利用2006—2008年北京市中心区的土地出让和住房交易数据研究发现，在住房和土地供给受限的区位，学校和地铁的资本化效应明显更高；他们基于工具变量和空间计量模型的分析都得到了稳健的结论。Sun *et al.*（2015）利用重复交易模型方法测算了北京市地铁站在周边住房价格中的资本化效应，他们的研究发现这种资本化效应会随着住房/土地供给弹性的增加而下降。上述关于住房和土地供给影响公共品资本化效应研究的核心思想在于，当住房

供应增加时，可享受到公共服务的人数也会增加，这就会降低公共品市场的竞争，从而降低公共品在住房价格中的资本化效应。然而与地铁、公园等开放性的公共品相比，教育资源的服务人群由学区政策决定，只有增加学区房供应，才会真正影响到学校在住房价格中的资本化价值。本文以学校/学区房供给作为研究对象的实证分析将更加准确地反映教育资源市场上供给侧变化对价格的影响效果。

### 三、数据描述和实证策略

本文的实证研究将基于对北京市小学学区房溢价的测算，通过异质性分析回答以下三个问题：第一，新增学校供给如何影响周边已有学区房的溢价？第二，学校质量的差异如何影响学校供给对学区房溢价的作用效果？第三，在全市范围内，学校供给数量的增加是否会降低住房的平均价格水平？

#### （一）数据情况

##### 1. 北京市小学数据及学区房定义

为了回答上述实证问题，我们收集了北京市378所公立小学的信息，包括学校的名称、地址、建校时间、质量和招生信息等。<sup>4</sup>首先，根据名称和地址信息，我们可以得到每个学校的空间坐标（经纬度），然后利用ArcGIS将其进行空间化处理，如图1所示。由于本研究中所采用的住房交易数据时间范围为2012—2016年，所以我们将2012—2016年间建设的小学定义为新建小学，共有34所。从空间分布情况来看，新建小学（图1中的▲）主要集中在五环以外教育资源相对稀缺的地方，而五环以内则主要分布在南城区域，这些区域的优质教育资源相对稀缺。其次，我们根据对各个学校的质量评价，将学校划分成重点小学和非重点小学，并依此来分析教育资源质量对学区房溢价的异质性影响。在我们的样本中，重点小学的共有92所，占总数的四分之一。

学区房的定义是本文研究的关键，这部分信息主要来自2012—2016年北京市各个小学的招生简章，其中较为详细地列出了每个学校的招生计划和招生范围。具体来说，对于招生范围的说明主要有两类：第一类是直接给出满足学校招生要求的住宅小区名称或者门牌号，例如海淀区民族小学的服务范围包括“月季园小区”“玉兰园小区”等，我们可以根据这一信息直接匹配每个小学对应的学区房。第二类相对“粗糙”的则是按照街道或者道路边界给出招生的区域范围，并不直接列出符合要求的小区名称，例如通州区芙蓉小

<sup>4</sup> 北京市小学信息主要来自北京幼升小网（<http://www.yssxiao.cn/c/201606/8265.html>，访问日期：2017年5月4日）以及百度搜索。

学的招生范围为“东至古城村、新安屯村，南至郝家府村、杨坨村，西至京杭大运河，北至通胡大街”。对于这类学校，我们利用住宅项目的地理信息进行空间匹配，如果某一住宅项目在空间上位于该学校对应的学区范围内，则将其定义为该学校的学区房，否则定义为非学区房。

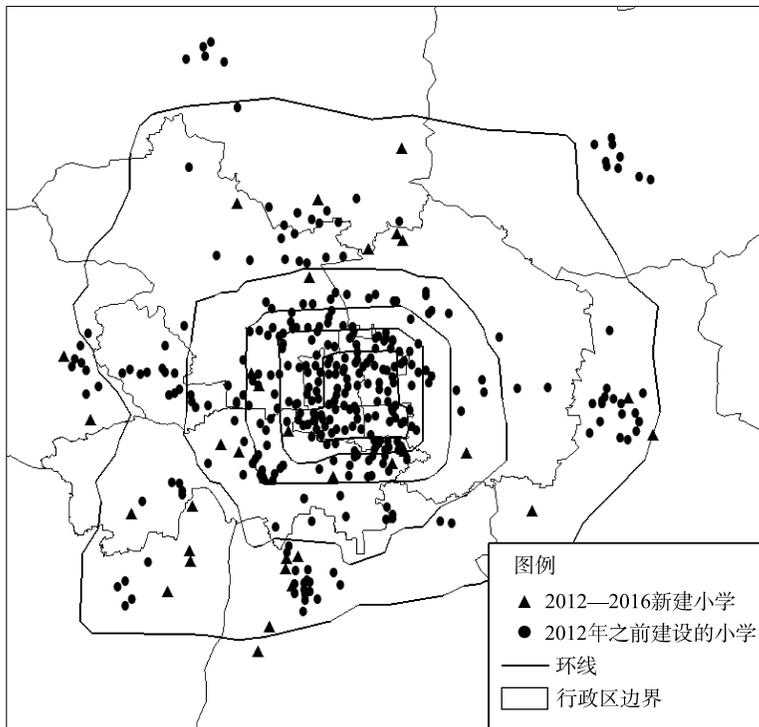


图1 北京市小学的空间分布情况

## 2. 住房成交数据

本文的房价数据来自链家地产北京市二手房成交数据。<sup>5</sup>其中2012—2016年北京市15个行政区(除怀柔外)共计388 157套成交住房样本,覆盖6 593个住宅小区,在研究期内平均每个住宅小区有成交样本约60个。在实证研究中,我们首先剔除了价格信息缺失的样本,同时为了保证数据的稳健性,我们剔除了每个月成交价格在上、下2%分位数以外的样本,即价格低于2%分位数和高于98%分位数的成交样本;此外我们还剔除了成交样本较少的密云、平谷、延庆、房山和门头沟5个行政区的样本,最终得到有效样本数为356 037。除了成交价格以外,该数据中还给出了房屋的一系列物理特征,包括房屋的建筑面积(area)、楼栋的总楼层数(totalfloor)、房龄(age)、房屋所属楼层(floor\_type1—floor\_type5)、主要朝向(towards1—towards8),各

<sup>5</sup> 北京链家二手房成交数据: <https://bj.lianjia.com/chengjiao/>, 访问日期: 2017年2月22日。

变量的描述性统计详见表 1。

表 1 住房成交数据的变量描述性统计

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值
hp	单价（元/平方米）	37 356.72	16 258.16	9 764	119 931
school	是否学区房	0.38	0.49	0	1
area	面积（平方米）	82.90	37.01	4.81	1 049.94
totalfloor	总楼层	13.33	7.91	0	57
age	房龄	14.56	8.60	0	123
楼层类型哑元					
floor_type1	高楼层	0.34	0.47	0	1
floor_type2	中楼层	0.37	0.48	0	1
floor_type3	低楼层	0.28	0.45	0	1
floor_type4	地下室	0.00	0.06	0	1
floor_type5	未知	0.00	0.04	0	1
朝向哑元					
towards1	东	0.17	0.38	0	1
towards2	东北	0.01	0.12	0	1
towards3	东南	0.02	0.13	0	1
towards4	北	0.04	0.20	0	1
towards5	南	0.65	0.48	0	1
towards6	西	0.07	0.26	0	1
towards7	西北	0.01	0.10	0	1
towards8	西南	0.02	0.14	0	1

接下来，我们根据小区名称收集了各个住宅小区的地址和经纬度信息，然后将其进行空间化处理。图 2 给出了各住宅项目的空间分布情况。在此基础上，我们根据各个学校的学区范围信息，识别每个住宅小区是否为学区房 (school)，以及对应的小学名称。通过匹配，有 38% 的样本为学区房，62% 的样本为非学区房，其中 10% 的样本为重点小学学区房。

利用各个住宅项目的空间坐标信息，我们首先计算了每个非学区住宅小  
区与邻近学区房的空间距离，并依此进行空间匹配，用于计算学区房的溢价；其次，我们计算了新建小学学区房与邻近原有小学学区房的空间距离，用来分析新建小学（学区房）供给增加对原有小学学区房溢价的影响。最后，我

们计算了各个住宅小区到邻近地铁站、大型商圈<sup>6</sup>、三甲医院和公园的距离,作为房价方程的控制变量。具体模型设定将在下一节中进行详细阐述。

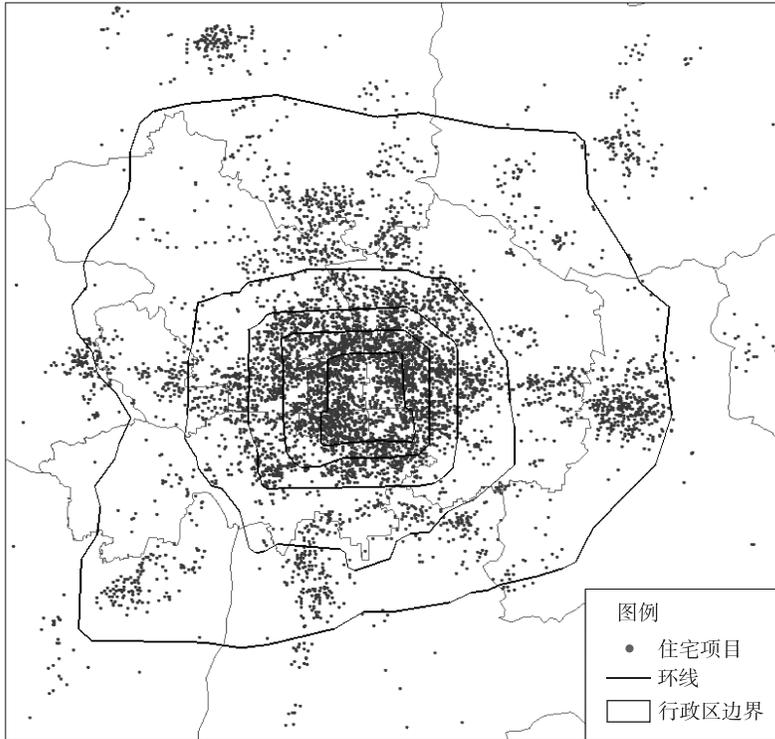


图2 住宅项目样本的空间分布情况

## (二) 实证方法

### 1. 基于空间配对法测算学区房溢价

为了有效避免缺失变量对学区房溢价测算的影响,我们采用固定效应的空间配对模型进行估计,同时控制房屋的物理特征,在最大程度上控制学区属性以外的其他住房属性对价格产生的影响,以得到准确的学区房溢价。具体的模型形式如下:

$$\ln hp_{ijt} = \beta \times school_{jt} + \lambda \times X_{it} + \gamma \times Z_{jt} + c_g + \omega_t + \varphi_{dt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (1)$$

其中,被解释变量为每套成交样本单价(hp)的对数值,下标*i*表示每套住房,*j*表示成交样本所在的住宅项目,*t*为成交时间,精确到月份。school为核心解释变量,school=1表示在成交时点*t*住宅项目*j*是学区房,school=0表示该住宅项目为非学区房;*X<sub>it</sub>*为房屋的物理特征变量,包括建筑面积、楼

<sup>6</sup> 北京市的大型商圈包括:双井商圈、国贸CBD、公主坟商圈、五棵松商圈、崇文门商圈、金融街、朝外商圈、西单商圈、王府井商圈、西长安街商圈、燕莎商圈、三里屯商圈、亚运村、中关村。

栋的总楼层数、房龄、房屋所属楼层哑元和主要朝向哑元； $Z_{jt}$ 为住宅项目的其他区位特征变量，包括到最近地铁站点的距离、到最近大型商圈的距离、到最近三甲医院的距离和到最近公园的距离； $c_g$ 为配对组的固定效应； $\omega_t$ 为成交月份固定效应； $\varphi_{dt}$ 为区县 $\times$ 年份的固定效应； $\varepsilon_{ijt}$ 为随机干扰项，模型估计时住宅项目层面对标准误进行聚类调整。

本文关于学区房配对的规则为：以每个学区房为中心，把与该学区房空间距离小于500米的非学区房作为该样本的对照组样本，由此得到该学区房的一个配对组 $g$ 。如此，每个配对组中都包含了一个学区房项目的所有成交样本，以及至少一个邻近的非学区房项目的所有成交样本。这种空间配对可以在很大程度上解决空间区位变量（例如到周边地铁站点的距离）缺失对学区房溢价估计结果的影响。同时，为了检验结果的稳健性，我们分别采用500米和800米的空间距离进行配对来计算学区房的溢价。

## 2. 新建学校对周边原有学区房溢价的影响测算

在模型（1）中，变量 $school$ 的系数 $\beta$ 反映了北京市学区房的平均溢价水平。我们假设 $\beta$ 受到周边新建小学的影响，将其表示成周边是否有新建小学变量函数，如式（2）所示：

$$\beta_{jt} = \gamma_1 \times newsch_j \times I(t > newsch\_builtyear) + \theta_j + \omega_t + \delta_{jt}. \quad (2)$$

这里我们采用双重固定效应模型的形式来考察新建小学对原有学区房溢价的影响效果。式（2）中 $newsch_j = 1$ 表示住宅项目 $j$ 的周边在研究期内有新建小学， $newsch_j = 0$ 表示无新建小学；时间哑元 $I(t > newsch\_builtyear) = 1$ 表示新建小学建设之后，即有新的学区房出现， $I(t > newsch\_builtyear) = 0$ 表示新建小学建设之前；如果在研究期内一个住宅项目周边有多个新建小学，则以第一个新建小学的建设时间为准。 $\theta_j$ 和 $\omega_t$ 分别为住宅项目和成交月份固定效应， $\delta_{jt}$ 为随机干扰项。此时，系数 $\gamma_1$ 反映新建小学对原有学区房溢价的影响。将方程（2）代入模型（1）中可以得到新的回归方程如下：

$$\ln hp_{ijt} = \alpha_1 \times school_{jt} \times newsch_j \times I(t > newsch\_builtyear) + \lambda \times X_{it} + \gamma \times Z_{jt} + school_{jt} \times \theta_j + school_{jt} \times \omega_t + c_g + \omega_t + \varphi_{dt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (3)$$

其中，系数 $\alpha_1$ 与方程（2）中的 $\gamma_1$ 对应，反映了新建学校对原有学校学区房溢价的影响， $\alpha_1 < 0$ 表示新增学校供给会降低周边已有学区房的溢价；反之亦然。

关于模型中的 $newsch$ 变量，我们采取两种设定方式：①以学校为研究对象，考察原有学校“周边”是否有新增小学，分别以2公里、5公里为半径，以及同一行政区作为“周边”的划分依据<sup>7</sup>；②以学区房为研究对象，考察原有学区房“周边”是否有新增学校的学区房，分别以1公里和2公里为半径

<sup>7</sup> 由于各个行政区之间的学校并不共享，所以在分析新建学校对原有学校学区房溢价的影响时，仅考虑对同一行政区内的其他学校的影响。

作为“周边”的划分依据。<sup>8</sup>

## 四、实证结果

### (一) 学区房溢价效果测算

表2首先报告了对学区房溢价模型的估计结果。第(1) — (3)列为利用500米范围进行空间匹配得到的回归结果。在第(1)列中, school变量的系数值为正的0.025,且在1%的水平下显著,表明学区房的溢价效果约为2.5%;即平均来看,北京市的学区房单价要比对应的非学区房单价高出2.5%。以均值3.7万元为例,学区房每平方米的售价要高出925元左右。如果只看重点小学的学区房溢价,如第(2)列的估计结果,这一效果显著增加为7.36%,同样也在1%的水平下显著,此时学区房的溢价约为2723元/平方米。第(3)列报告了对非重点小学学区房溢价的估计结果,结果发现非重点小学的学区房并没有显著的溢价效应。上述结果与已有研究也较为一致(胡婉旻等,2014)。相比,非重点小学对房价的影响并不显著。作为稳健性检验,表2的第(4) — (6)列给出了利用800米范围进行空间匹配估计得到的结果,可以看到,在扩大了空间匹配范围后进入模型估计的样本量大幅增加,这主要是由于对照组(非学区房)样本增加造成的。此时,学区房的平均溢价和重点小学学区房的溢价仍然在1%的显著性水平下为正,且重点小学学区房的溢价水平要明显更高;但与采用500米范围匹配的回归结果相比,学区房的溢价率都有小幅下降。这可能是因为随着空间范围扩大后样本匹配的质量下降带来的,例如在远离小学的区域存在其他不可观测因素导致住房价格要略高于小学邻近区域的非学区房价格。

表2 学区房溢价的估计结果

	空间 500 米范围内匹配			空间 800 米范围内匹配		
	全部小学	重点小学	非重点小学	全部小学	重点小学	非重点小学
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
school	0.0250*** (0.00736)	0.0736*** (0.0130)	0.00314 (0.00786)	0.0229*** (0.00672)	0.0527*** (0.0110)	0.00795 (0.00774)
ln (area)	-0.0740*** (0.00872)	-0.0965*** (0.0143)	-0.0613*** (0.00934)	-0.0640*** (0.0111)	-0.0713*** (0.0156)	-0.0587*** (0.0122)

<sup>8</sup> 根据本文的数据显示,学区房与学校的空间距离为0.1—2.6公里(平均为870米),这就是说学区的覆盖范围大概在1公里左右;因此在以学校为研究对象时,我们选取2公里作为交叉影响的半径范围(以5公里作为稳健性检验)。而对于学区房,则采用学校间1/2距离,即1公里作为交叉影响的半径范围(以2公里作为稳健性检验)。

(续表)

	空间 500 米范围内匹配			空间 800 米范围内匹配		
	全部小学	重点小学	非重点小学	全部小学	重点小学	非重点小学
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
totalfloor	0.000516 (0.000614)	0.00198 (0.00123)	-0.000128 (0.000576)	0.00197** (0.000906)	0.00203* (0.00123)	0.00180* (0.000989)
ln (age)	-0.00956 (0.0119)	0.0441** (0.0211)	-0.0282** (0.0126)	0.00319 (0.0116)	0.0321* (0.0177)	-0.00999 (0.0128)
ln (dis_subway)	-0.0104 (0.00973)	-0.0225 (0.0156)	-0.00757 (0.0107)	-0.0157 (0.0131)	-0.0152 (0.0115)	-0.0165 (0.0160)
ln (dis_business)	-0.00376 (0.0114)	-0.00569 (0.0138)	-0.00347 (0.0174)	-0.00348 (0.0111)	-0.00312 (0.0123)	-0.00687 (0.0135)
ln (dis_hospital)	-0.0304 (0.0200)	0.0188 (0.0237)	-0.0535* (0.0278)	-0.00713 (0.0137)	0.00757 (0.0160)	-0.0117 (0.0167)
ln (dis_park)	0.0202 (0.0168)	-0.0607** (0.0254)	-0.00288 (0.0214)	-0.00481 (0.0145)	0.0347 (0.0214)	-0.0276** (0.0130)
朝向哑元	是	是	是	是	是	是
楼层哑元	是	是	是	是	是	是
配对组固定效应	是	是	是	是	是	是
月份固定效应	是	是	是	是	是	是
区县×年份固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	11.30*** (0.133)	11.51*** (0.221)	11.15*** (0.162)	11.23*** (0.122)	11.41*** (0.166)	11.15*** (0.135)
N	245 754	69 941	175 813	487 319	147 654	339 665
R <sup>2</sup>	0.817	0.830	0.811	0.759	0.772	0.749

注：(1) 括号为估计系数的异方差稳健标准误，残差在住宅项目层面聚类调整；(2) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性水平。

## (二) 新建小学对周边学区房溢价的平均影响效果

### 1. 基准结果

接下来我们基于对模型 (3) 的估计来分析新建小学对周边学区房溢价的影响效果。这里我们主要关注交叉项  $\text{school} \times \text{newsch} \times I(t)$  的系数。表 3 的第 (1) — (3) 列报告了以小学作为空间识别对象的估计结果。在第 (1) 列中，交叉项  $\text{school} \times \text{newsch} \times I(t)$  的系数在 1% 的显著性水平下为负。从系数值来看，当一个学校 2 公里范围内有新增小学时，该学校的学区房溢价

将下降 2.33 个百分点, 这表明新增小学的供给对于原有学区房的溢价具有显著的抑制作用。当把新增小学的统计范围扩展到 5 公里范围和同一行政区内时, 如第 (2) 和 (3) 列的估计结果, 这种抑制作用就变得很小, 且在统计上不显著。在第 (4) 列和第 (5) 列中, 我们以学区房作为空间识别对象, 考察新增学校学区房供给对原有学校学区房溢价的影响效果。其中, 第 (4) 列中交叉项  $\text{school} \times \text{newsch} \times I(t)$  的系数在 10% 的显著性水平下为负, 且系数值与第 (1) 列较为接近, 即当一个学区房周边 1 公里范围内有新建学校学区房供给时, 该学区房的溢价率将会显著下降 1.61 个百分点。当把新增学区房的统计范围扩展到 2 公里范围时, 这一抑制效果减小为 1.28 个百分点。上述结果表明, 新增学校/学区房的供给确实能够显著降低原有学校学区房的溢价效应, 并且这种抑制效应具有显著的本地化特征 (localization)。

表 3 新建小学对学区房溢价影响效果的估计结果

	新增小学			新增学区房	
	2 km 范围内	5 km 范围内	行政区内	1 km 范围内	2 km 范围内
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\text{school} \times \text{newsch} \times I(t)$	-0.0233*** (0.00837)	-0.00582 (0.00675)	0.00401 (0.00917)	-0.0161* (0.00928)	-0.0128* (0.00695)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	11.22*** (0.176)	11.22*** (0.176)	11.22*** (0.176)	11.22*** (0.176)	11.22*** (0.176)
N	231 836	231 836	231 836	231 836	231 836
R <sup>2</sup>	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845

注: (1) 括号为估计系数的异方差稳健标准误, 残差在住宅项目层面聚类调整; (2)\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性水平。

## 2. 平行趋势检验

新建小学的选址并不是随机的, 如果新建小学主要选址在学区房溢价率增长较快的区位, 那么表 3 的估计结果将会低估新建小学对学区房溢价的抑制效果; 反之, 如果新建小学主要选址在学区房溢价率增长较慢的区位, 那么表 3 的估计结果将会高估新建小学对学区房溢价的抑制作用。为了分析上述内生性问题对本文实证结果的影响, 我们通过平行趋势检验来进行分析。具体来说, 将模型 (2) 中的时间哑元变量  $I(t > \text{newsch\_builtyear})$  分解成一系列住房成交时点相对于新建小学建设时间的虚拟变量, 通过交叉项的系数来判断是否存在选址内生性的问题。具体估计方程如下:

$$\beta_{jt} = \sum_{s=-4}^{-2} \chi_s \times \text{newsch}_j \times I(t = \text{newsch\_builtyear} + s) + \sum_{s=0}^4 \chi_s \times \text{newsch}_j \times I(t = \text{newsch\_builtyear} + s) + \theta_j + \omega_t + \delta_{jt}. \quad (4)$$

表4报告了对模型(2)双重固定效应形式的平行趋势检验估计结果。从估计结果来看,在新建小学建设之前,即 $t < 0$ ,所有方程的交叉项系数 $\chi_s$ 的绝对值较小且在统计上不显著,这说明新增小学的选址与学区房溢价率不存在显著的相关关系;而从 $t \geq 0$ 开始,学区房的溢价率显著下降(第(1)、(4)、(5)列)。表4的估计结果表明,研究期内新建小学的选址与学区房溢价率不存在显著的内生性问题,因此我们可以将表3中发现的学区房溢价率下降主要归因于新建小学的影响。

表4 平行趋势检验

	新增小学			新增学区房	
	2 km 范围内	5 km 范围内	行政区内	1 km 范围内	2 km 范围内
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$t = -4$	-0.00991 (0.0181)	-0.0199 (0.0286)		-0.000167 (0.0312)	-0.00403 (0.00379)
$t = -3$	-0.0105 (0.0149)	0.0160 (0.0163)		0.00473 (0.00404)	0.00368 (0.00263)
$t = -2$	-0.00203 (0.00873)	-0.0148 (0.0166)		0.00248 (0.0101)	0.00750 (0.00873)
$t = -1$	0	0	0	0	0
$t = 0$	-0.0249*** (0.00792)	-0.00776 (0.00551)	0.00745 (0.00666)	-0.0195** (0.00943)	-0.0202*** (0.00674)
$t = 1$	-0.0216** (0.00962)	-0.00504 (0.00820)	-0.00459 (0.0115)	-0.0206** (0.00836)	-0.0172** (0.00717)
$t = 2$	-0.0328** (0.0152)	-0.00984 (0.0107)	0.0183 (0.0155)	-0.0255** (0.0103)	-0.0252*** (0.00855)
$t = 3$	-0.0243 (0.0190)	-0.0151 (0.0132)	0.0200 (0.0202)	-0.00545 (0.0185)	-0.00873 (0.0136)
$t = 4$	-0.0306* (0.0161)	-0.0356 (0.0226)	0.00571 (0.0260)	-0.0347*** (0.0165)	-0.00226 (0.0551)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	11.26*** (0.173)	11.26*** (0.173)	11.26*** (0.173)	11.26*** (0.173)	11.26*** (0.173)
$N$	245 754	245 754	245 754	245 754	245 754
$R^2$	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845

注:(1)括号为估计系数的异方差稳健标准误,残差在住宅项目层面聚类调整;(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的统计显著性水平。

### 3. 需求端冲击

除了本文关注的供给端因素,教育资源的需求端冲击——学龄儿童数量的变化,同样会对学区房溢价率产生影响。对此我们参考 Bartik (1991) 的方法,使用本区县小学招生人数的增长率作为学区房溢价的需求端冲击 ( $\Delta demand$ )。我们将该变量与 school 交叉引入模型 (3),来控制需求端冲击对学区房溢价的影响。模型的估计结果如表 5 所示。首先,交叉项  $school \times \Delta demand$  的系数显著为正,且数值大小和显著性在各个模型中都较为稳健,说明需求增加会显著提升学区房的溢价率,这与我们的预期相符。具体来看,需求增加 1 个百分点,学区房的溢价率将显著提升 0.07%。其次,在控制了需求端冲击后,新增学校对周边原有学校学区房溢价的抑制作用仍然显著,且影响效果与表 3 非常接近。

表 5 新建小学对学区房溢价影响效果的稳健性检验 (需求端冲击)

	新增小学			新增学区房	
	2 km 范围内 (1)	5 km 范围内 (2)	行政区内 (3)	1 km 范围内 (4)	2 km 范围内 (5)
$school \times newsch \times I(t-1)$	-0.0220** (0.00943)	-0.000515 (0.00665)	-0.00695 (0.00896)	-0.0131* (0.00686)	-0.0110* (0.00569)
$school \times \Delta demand$	0.000732*** (0.000131)	0.000742*** (0.000132)	0.000757*** (0.000130)	0.000728*** (0.000131)	0.000728*** (0.000130)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	11.22*** (0.176)	11.22*** (0.176)	11.22*** (0.176)	11.22*** (0.176)	11.22*** (0.176)
N	231 836	231 836	231 836	231 836	231 836
$R^2$	0.845	0.845	0.845	0.845	0.845

注: (1) 括号为估计系数的异方差稳健标准误,残差在住宅项目层面聚类调整; (2)\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性水平。

### (三) 基于学校质量的异质性分析

#### 1. 原有学校质量的异质性

表 6 报告了根据原有小学是否是重点小学进行分组回归的估计结果。其中第 (1) — (6) 列是以小学作为空间识别对象的模型估计结果。可以看到,除了以行政区作为空间划分范围外,当选取不同的新建学校统计范围时,重点小学模型中交叉项  $school \times newsch \times I(t)$  的系数均显著为负。说明新建小学对于当地原有重点小学学区房的溢价具有显著的抑制作用。以第 (1) 列的估计结果为例,当重点小学周边 2 公里范围内有新建小学时,对应的学区房溢价

表 6 新建小学对不同质量学区房价影响效果的估计结果

	新增学区														
	2 km 范围内			5 km 范围内			行政区内			新增学区房					
	重点小学	非重点小学	(1) (2)	重点小学	非重点小学	(3) (4)	重点小学	非重点小学	(5) (6)	重点小学	非重点小学	(7) (8)	重点小学	非重点小学	(9) (10)
$\text{school} \times \text{newsch} \times I(t)$	-0.0352***	-0.00973	-0.0249**	0.00311	-0.0128	-0.000202	-0.0278***	-0.000202	-0.0153*	0.00416					
	(0.0135)	(0.0111)	(0.0113)	(0.00784)	(0.0145)	(0.0114)	(0.00945)	(0.0114)	(0.00784)	(0.0128)					
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	11.64***	11.00***	11.64***	11.00***	11.64***	11.00***	11.64***	11.00***	11.64***	11.00***	11.64***	11.00***	11.64***	11.00***	11.00***
	(0.286)	(0.209)	(0.286)	(0.209)	(0.286)	(0.209)	(0.286)	(0.209)	(0.286)	(0.209)	(0.286)	(0.209)	(0.286)	(0.209)	(0.209)
N	69 387	162 449	69 387	162 449	69 387	162 449	69 387	162 449	69 387	162 449	69 387	162 449	69 387	162 449	162 449
R <sup>2</sup>	0.858	0.837	0.858	0.837	0.858	0.837	0.858	0.837	0.858	0.837	0.858	0.837	0.858	0.837	0.837

注：(1) 括号内为估计系数的异方差稳健标准误，残差在住宅项目层面聚类调整；(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性水平。

率将下降 3.5 个百分点。对比表 2 中重点小学学区房的溢价率 (7.36%)，这一影响效果约为最初学区房溢价率的 48%。同时可以看到，随着空间统计范围的扩大，这种抑制作用从 3.5 个百分点下降到 1.3 个百分点，表现出显著的本地化影响特征。对于非重点小学，当 2 公里范围内有新建小学时，对应的学区房溢价将会下降 0.97 个百分点，但是该效果在统计上并不显著；随着新建学校统计范围的扩大，对非重点小学学区房溢价的影响则接近于零。第 (7) — (10) 列为以学区房作为空间识别对象的模型估计结果。类似的，我们发现当重点小学学区房周边 1 公里范围内有新建学校学区房供给时，该学区房的溢价率将会显著下降 2.78 个百分点；但是随着空间匹配范围的扩大，这一影响效果显著下降。对于非重点小学学区房，周边新增学区房的供给对其本身的溢价率有负向作用，但在统计上并不显著。

## 2. 新建小学质量的异质性

进一步的，我们考察新建小学质量是否会影响它对于原有学区房溢价的作用效果。由于新建小学的建校时间较短，难以准确评估其是否达到了重点小学的评价标准，这里我们采用一个间接的方式来进行度量。在本研究中涉及的 27 所新建小学中，有 17 所是已有学校的分校，例如北京第二实验小学通州分校、北京市朝阳区外国语学校分校等，这种通过新建或者合并建设分校的模式，也是目前许多地区引进优质教育资源的重要方式。对于这些分校，我们根据其“母校”是否为重点小学将其进行分类：如果某一学校为重点小学，那么可以认为它的分校质量也会相对更高，我们将其定义为新建学校中的重点学校，用  $keynewsch=1$  表示，其他的学校定义为新建学校中的非重点学校，用  $nornewsch=1$  表示。这样就可以将模型 (3) 中的  $newsch$  分成两个哑元变量，且满足  $keynewsch+nornewsch=newsch$ 。由此可以得到估计模型如下：

$$\ln hp_{jt} = \delta_1 \times school_{jt} \times keynewsch_j \times I(t) + \delta_2 \times school_{jt} \times nornewsch_j \times I(t) + \lambda \times X_{it} + \gamma \times Z_{jt} + school_{jt} \times \theta_j + school_{jt} \times \omega_t + c_g + \omega_t + \varphi_{dt} + \varepsilon_{ijt}, \quad (5)$$

其中，系数  $\delta_1$  和  $\delta_2$  分别反映了新建重点小学和新建非重点小学对周边原有学区房溢价的影响效果。表 7 报告了对模型 (5) 的估计结果，这里我们仅汇报了以小学作为空间识别对象且新增小学统计范围为 2 公里时的模型估计结果。首先从第 (1) 列的回归结果来看，两个交叉项的系数均为负，表明新建学校对原有学校学区房溢价具有抑制作用。其中，如果新建小学为重点小学，那么周边原有学区房溢价率将显著下降 4.62 个百分点；如果新建小学为非重点小学，那么周边原有学区房溢价率将下降 1.38 个百分点，但在统计上不显著。进一步的，第 (2) 和第 (3) 列分别报告了新建小学对原有重点小学和非重点小学学区房溢价效应的影响估计结果。可以看出，当重点小学周边有质量较高的教育资源进入时，其在住房市场上的资本化效应将会显著降低 (4.56 个百分点，1% 的统计显著性水平)；然而当地非重点小学学区房的溢价

率受新进的较高质量的教育资源影响不显著。当新进的教育资源质量较低时，尽管对重点小学的资本化价值有负向影响，但是统计上并不显著；而其对于非重点小学的资本化价值却起到显著的抑制作用。

表7 新建小学质量对学区房溢价影响效果的估计结果

	全部小学 (1)	重点小学 (2)	非重点小学 (3)
school×keynewsch×I(t)	-0.0462*** (0.00972)	-0.0456*** (0.0111)	-0.0186 (0.0240)
school×nornewsch×I(t)	-0.0138 (0.0103)	-0.00858 (0.0134)	-0.0248* (0.0147)
控制变量	是	是	是
常数项	11.24*** (0.173)	11.64*** (0.286)	11.03*** (0.198)
N	220 603	69 387	151 216
R <sup>2</sup>	0.846	0.858	0.838

注：(1) 括号为估计系数的异方差稳健标准误，残差在住宅项目层面聚类调整；(2)\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的统计显著性水平。

#### (四) 新建学校学区房溢价效果

表8报告了新建小学学区房溢价模型的估计结果，我们分别采用500米和800米范围进行空间匹配，都得到了十分稳健的结果。具体来说，新建小学的学区房溢价率平均在3%左右<sup>9</sup>，这一效果与全市平均的学区房溢价率较为接近（参见表2的估计结果）。同时可以看到，质量较高的新建小学对应的学区房溢价率要明显更高，约为5%—7%，而质量较低的新建小学溢价率较小。表8的估计结果表明，尽管新建小学通过竞争降低了原有小学学区房的溢价水平，但是同时也提高了自身对应学区房的溢价水平。

表8 新建小学的学区房溢价估计结果

	空间500米范围内匹配			空间800米范围内匹配		
	全部小学 (1)	重点小学 (2)	非重点小学 (3)	全部小学 (4)	重点小学 (5)	非重点小学 (6)
school	0.0298 (0.0279)	0.0652** (0.0320)	0.0160 (0.0342)	0.0310 (0.0244)	0.0457 (0.0316)	0.0204 (0.0303)

<sup>9</sup> 新建小学学区房溢价测算的估计系数在统计上不显著，可能是由于样本量较少导致的。

(续表)

	空间 500 米范围内匹配			空间 800 米范围内匹配		
	全部小学	重点小学	非重点小学	全部小学	重点小学	非重点小学
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	12.84*** (1.007)	9.192** (4.147)	13.33*** (1.017)	11.01*** (0.472)	11.31*** (1.692)	11.07*** (0.507)
N	13 918	3 481	10 437	29 023	6 528	22 495
R <sup>2</sup>	0.788	0.801	0.789	0.721	0.774	0.710

注：(1) 括号为估计系数的异方差稳健标准误，残差在住宅项目层面聚类调整；(2) \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的统计显著性水平。

#### (五) 学校/学区房供给对住房价格的影响讨论

本文前面的实证分析结果表明，学校/学区房供给的增加可以显著降低本区域学区房的溢价，那么学校的供给将如何影响城市的平均住房价格？本部分最后一节我们基于局部均衡框架来分析学校/学区房供给与城市住房价格之间的关系。

假设研究期内住房市场的需求端特征——人口结构和人口总量不变，且除了学校及其对应的学区房供给数量以外，其他影响住房价格的特征因素（例如学校质量、其他公共品供给等）不发生变化，即城市的房价变化由学区房数量决定。<sup>10</sup> 每个家庭只有一套住房，在均衡条件下城市住房的供给总量  $N$  等于需求总量，此时学校/学区房增加意味着城市内部学区房和非学区房的相对占比发生变化。<sup>11</sup> 即我们考虑这样一种情况，在住房总供给和总需求不变的情况下，外生的学校供给冲击增加了学区房的占比将如何影响城市的平均住房价格。

我们将住房的学区属性和非学区属性看成两种相对独立的商品（或服务），居民在购买住房时根据这两种商品的价格来选择购买学区房还是购买非学区房。用  $P_s$  表示学区特征的价格， $P_n$  表示非学区特征的价格，那么学区房的价格  $P_1 = P_s + P_n$ ，非学区房的价格  $P_2 = P_n$ 。令  $N_1$  和  $N_2$  分别表示城市内学区房和非学区房的数量。城市的平均住房价格  $P$  由两类住房加权平均得到：

$$P = \frac{N_1 P_1 + N_2 P_2}{N} = \frac{N_1}{N} P_s + P_n. \quad (6)$$

<sup>10</sup> 关于住房市场需求端的假设较为符合目前我国户籍制度对流动人口在享受特定公共服务（例如教育、医疗等）限制的情况。

<sup>11</sup> 如果放松住房供给总量不变的假设，研究学区房数量变化对住房价格的影响仍然可以得到相似的分析结论。

求解一阶导数可以得到：

$$\frac{\partial P}{\partial N_1} = \frac{1}{N} \left( P_s + N_1 \frac{\partial P_s}{\partial N_1} \right) = \frac{P_s}{N} \left( 1 + \frac{1}{\sigma_s} \right), \quad (7)$$

其中  $\sigma_s = \frac{\partial N_1 P_s}{\partial P_s N_1}$  为学区特征的需求价格弹性（由城市的基本经济特征和学校质量决定）。由于学区特征为正常商品，所以  $\sigma_s < 0$ 。由式（7）可知：

$$\begin{cases} \frac{\partial P}{\partial N_1} \geq 0, & \text{if } \sigma_s \leq -1, \\ \frac{\partial P}{\partial N_1} < 0, & \text{if } \sigma_s > -1. \end{cases} \quad (8)$$

从式（8）中我们可以得到如下研究结论：学校/学区房供给对城市平均住房价格的影响主要受到居民对学区特征的需求价格弹性影响。当学区特征的需求价格弹性小于-1时，学校/学区房供给增加将会使得城市的平均住房价格上升；当学区特征的需求价格弹性大于-1时，学校/学区房供给增加将会使得城市的平均住房价格下降。

## 五、结论和政策建议

教育投资是影响个人长期收入的关键因素（Zhang *et al.*, 2005；罗楚亮，2007）。随着人们收入水平的提高，中国家庭支出中教育支出比重也越来越大，优质教育资源成为家长竞相争夺的目标。作为最典型的地方公共品，中小学教育资源的价值通过住房市场得以显性化，学区房的价格要显著高于同区位的其他住房价格。然而中国的现实情况是，优质教育资源缺位严重，且空间分布不均，僧多肉少的现象严重，学区房价格持续走高，严重影响了教育服务质量的均等化配置。近年来，许多城市和地区政府通过引进重点中小学的方式来改善当地优质教育资源匮乏的现状。这一方面有助于增加人们享受优质教育服务的机会，推动教育服务质量均等化；另一方面也大大减少了当地学区房市场的竞争，有助于降低家庭的支出负担。

现有文献研究了土地供给对学区房溢价效应的影响，但是尚没有研究讨论学校供给政策对于学区房资本化价值的影响效果。本文利用北京市2012—2016年新建小学信息和大量二手房成交数据进行实证研究发现：第一，新建小学显著降低了周边原有小学学区房的溢价率约2.33个百分点，特别是重点小学受到新增学校供给的影响更大，并且这一作用效果具有显著的本地化特征。第二，学区房市场存在明显的同群竞争现象，优质教育资源的进入对本地区重点小学学区房溢价率的抑制作用更加显著，而低质量教育资源的竞争也有助于减少学区房的溢价率。第三，从全市范围来看，尽管学校/学区房供给能够降低学区房的溢价率，但是仍然可能会促进城市平均住房价格的提升，

这主要由学区的需求价格弹性决定。

本文是较早从微观视角分析讨论教育资源供给与教育资源定价问题的实证研究,弥补了现有研究的空白;同时本文的研究方法和思路也为后续开展公共资源定价问题的研究提供了新的思路借鉴。本文的研究结论也具有一定的政策意义:一方面,优质教育资源匮乏是导致中国城市学区房价高涨的重要原因,地方政府增加教育资源投资将有助于从供给端改善这一状况;同时随着教师待遇的提高、优质教育资源的增加,学区房溢价在长期将会趋于更加合理的状态,真正从量和质双维度实现教育资源均等化。另一方面,学区房市场具有显著的本地化特征,教育资源的配置需要同时考虑到城市内部教育资源的空间分配,均衡的资源配置有助于减少居住群分带来的社会分隔(Glaeser *et al.*, 2008; Sun *et al.*, 2017)。

## 参考文献

- [1] Bartik, T. J., *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?* Kalamazoo, MI: W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1991.
- [2] Bogart, W. T., and B. A. Cromwell, "How Much More Is a Good School District Worth?", *National Tax Journal*, 1997, 215-232.
- [3] Black, S. E., "Do Better Schools Matter Parental Valuation of Elementary Education", *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114, 577-599.
- [4] Brasington, D. M., "Which Measures of School Quality Does the Housing Market Value?", *Journal of Real Estate Research*, 1999, 18 (3), 395-413.
- [5] Brasington, D. M., and D. R. Haurin, "Educational Outcomes and House Values: A Test of the Value Added Approach", *Journal of Regional Science*, 2006, 46 (2), 245-268.
- [6] Clark, D. E., and W. E. Herrin, "The Impact of Public School Attributes on Home Sale Prices in California", *Growth and Change*, 2000, 31 (3), 385-406.
- [7] Dhar, P., and S. L. Ross, "School District Quality and Property Values: Examining Differences along School District Boundaries", *Journal of Urban Economics*, 2012, 1, 18-25.
- [8] Downes, T. A., and J. E. Zabel, "The Impact of School Characteristics on House Prices: Chicago 1987-1991", *Journal of Urban Economics*, 2002, 52 (1), 1-25.
- [9] 冯皓、陆铭, "通过买房而择校:教育影响房价的经验证据与政策含义", 《世界经济》, 2010年第12期, 第89—104页。
- [10] Gibbons, S., and S. Machin, "Valuing English Primary Schools", *Journal of Urban Economics*, 2003, 53 (2), 197-219.
- [11] Glaeser, E. L., M. E. Kahn, and J. Rappaport, "Why Do the Poor Live in Cities? The Role of Public Transportation", *Journal of urban Economics*, 2008, 63 (1), 1-24.
- [12] Hayes, K. J., and L. L. Taylor, "Neighborhood School Characteristics: What Signals Quality to Homebuyers?", *Economic Review-Federal Reserve Bank of Dallas*, 1996, 2-9.
- [13] Hilber, C. A., and C. J. Mayer, "Why Do Households without Children Support Local Public Schools? Linking House Price Capitalization to School Spending", *Journal of Urban Economics*, 2009, 65 (1), 74-90.

- [14] 胡婉暘、郑思齐、王锐，“学区房的溢价究竟有多大：利用‘租买不同权’和配对回归的实证估计”，《经济学》（季刊），2014年第13卷第3期，第1195—1214页。
- [15] 梁若冰、汤韵，“地方公共品供给中的 Tiebout 模型：基于中国城市房价的经验研究”，《世界经济》，2008年第10期，第71—83页。
- [16] 罗楚亮，“城镇居民教育收益率及其分布特征”，《经济研究》，2007年第6期，第119—130页。
- [17] Nguyen-Hoang, P., and J. Yinger, “The Capitalization of School Quality into House Values: A Review”, *Journal of Housing Economics*, 2011, 20 (1), 30-48.
- [18] Rosenthal, L., “The Value of Secondary School Quality”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2003, 65 (3), 329-355.
- [19] 邵挺、袁志刚，“土地供应量、地方公共品供给与住宅价格水平——基于 Tiebout 效应的一项拓展研究”，《南开经济研究》，2010年第3期，第3—19页。
- [20] Stadelmann, D., and S. Billon, “Capitalization of Fiscal Variables and Land Scarcity”, *Urban Studies*, 2012, 49 (7), 1571-1594.
- [21] Sun, W., S. Zheng, and Y. Fu, “Local Public Service Provision and Spatial Inequality in Chinese Cities: The Role of Residential Income Sorting and Land-Use Conditions”, *Journal of Regional Science*, 2017, 57 (4), 547-567.
- [22] Sun, W., S. Zheng, and R. Wang, “The Capitalization of Subway Access in Home Value: A Repeat-Rentals Model with Supply Constraints in Beijing”, *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2015, 80, 104-115.
- [23] Tiebout, C. M., “A Pure Theory of Local Expenditures”, *Journal of Political Economy*, 1956, 64 (5), 416-424.
- [24] Zhang, J., Y. Zhao, A. Park, and X. Song, “Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001”, *Journal of Comparative Economics*, 2005, 33 (4), 730-752.
- [25] 张牧扬、陈杰、石薇，“租金率折价视角的学区价值测度——来自上海二手房市场的证据”，《金融研究》，2016年第6期，第97—111页。
- [26] 郑思齐，“公共品配置与住房市场互动关系研究述评”，《城市问题》，2013年第8期，第95—100页。
- [27] Zheng, S., W. Hu, and R. Wang, “How Much Is a Good School Worth in Beijing? Identifying Price Premium with Paired Resale and Rental Data”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2016, 53 (2), 184-199.
- [28] Zheng, S., W. Sun, and R. Wang, “Land Supply and Capitalization of Public Goods in Housing Prices: Evidence from Beijing”, *Journal of Regional Science*, 2014, 54 (4), 550-568.

# Does School Supply Reduce School District Housing Price Premium? —Evidence from Newly-Built Primary Schools in Beijing

WEIZENG SUN

*(Central University of Finance and Economics)*

JIAYU LIN\*

*(Jinan University)*

**Abstract** Using data of second-hand home sales records and newly built primary schools over the period 2012-2016 in Beijing, we study the impact of school supply on school district housing price premium and find that: (1) Newly-built schools reduce the housing price premium by 2.33% for existing schools, but the effect dramatically decreases with distance; (2) New key primary schools significantly reduce housing price premium for existing key schools; (3) The impact of school or school-district housing supply on city's average housing price is mainly affected by the price elasticity of demand for school district.

**Key Words** school supply, school district housing price premium, heterogeneity in school quality

**JEL Classification** H41, R21, R31

---

\* Corresponding Author: Jiayu Lin, Institute for Economic and Social Research, Jinan University, 601 West Huangpu Avenue, Tianhe District, Guangzhou, Guangdong, 510632, China; Tel: 86-13719329070; E-mail: linjiayu@jnu.edu.cn.