

学校教育质量与住房价格： 基于北京市住房数据的夏普里分解分析

云如先，沈 豪

[摘要] 2014年初，北京市启动了义务教育综合改革，旨在均衡配置义务教育阶段教育资源。为了研究学校教育质量对房价差异的贡献及其在义务教育综合改革前后一定时间段内的变化，本文采用北京市2013—2016年二手房交易价格数据，利用基于回归方程的夏普里分解方法，以市重点、区重点和普通校划分学区等级，研究在这四年中教育质量对住房价格差异的贡献及其变化。研究发现：以基尼系数衡量，教育可以解释接近20%左右的房价差异；教育质量对房价差异的贡献在2014年教育综合改革前后有明显变化；与区重点相比，市重点对房价差异贡献更大。

[关键词] 房价差异；教育质量；基于回归方程的夏普里分解

一、引言

近年来，随着我国经济发展和城市化进程的不断加速，城镇人口的快速增长给住房市场带来了越来越大的需求。随着生活水平的提高，人们购买住房时越来越重视区位、环境及公共资源等特征。在众多特征之中，住房的教育配套情况成为消费者和投资者考虑的重要因素(张珂, 2018)。由于我国义务教育阶段实行的是“就近入学”政策，只有户籍所在地位于小学、初中学区内的适龄儿童才能就读于学区内指定的学校。众多家长在“不能让孩子输在起跑线”心态的驱使下，通常以支付更高的价格来购买重点学校“学区房”的方式获得让孩子进入“名校”的入学机会，从而接受优质的教育。在研究文献中，这一较高的价格被称为学区房的溢价。

为了让孩子上好学校，学生家长必须选择在其学区内定居，这大大增加

[收稿日期] 2018-10-12

[作者简介] 云如先，南京财经大学公共管理学院，电子邮箱地址：jssyyrx@163.com；沈豪，南京财经大学公共管理学院，电子邮箱地址：shenhao0705@163.com。

了对优质学校学区房的需求，因此学区房价格暴涨，“天价学区房”也屡见不鲜。房价分布差异变大，教育质量的差异是房价分布差异的重要原因之一。

目前优质教育资源稀缺，名校数量匮乏，优质教育资源配置的不平衡和不充分与家长对优质教育的追求成为了当前义务教育发展的主要矛盾(哈巍和余韧哲, 2017)。自2010年以来，中共中央、国务院和教育部发布的多份关于教育的重大文件，均强调在就近入学的基础上，统筹义务教育资源分布对推进义务教育均衡化的重要性。按照党的十八届三中全会和教育部的要求，自2014年起，各个地方教育部门启动实施义务教育免试就近入学改革，作为深化教育综合改革的重要任务，就近入学政策进一步升级。与此同时，教育均衡问题更是被多次提及。

在义务教育均衡发展的政策导向出现后，各地政府积极响应并出台相关政策。作为我国首都，北京聚集了全国最优质的教育资源，但由于历史政策等各种原因，校际间办学质量差异较大，各区域内的优质教育资源分布极为不均，并且结合成熟的房地产市场，使得择校及“学区房”问题格外突出。在2004年初，北京市开始实施义务教育综合改革，以重组与整合优质教育资源作为改革的切入点，加强市级政府对教育资源的统筹，实质性扩大优质教育资源覆盖面，缓解“学区房”问题与“择校”问题，促进教育公平(哈巍和余韧哲, 2017)。在小学阶段，通常借助于“名校”的优势资源和师资以名校办分校、集团化等形式向弱势学校输送资源，提升弱势学校的办学质量。从这一点看出，教育综合改革的重心在弱势学校和优质学校身上。此外，除了供给侧的改革外，北京市也在需求侧进行了相关改革，如多校划片等。多校划片是指为多个学校划定为一个招生区，该招生区内的学生可以选择学区内的任意一所学校，多校划片一般在教育资源配置不均衡、择校意愿强烈的地方实行，通过将热点小学、初中分散至大的片区，确保了教育质量在各片区之间的大致均衡。

在中央强调“就近入学”的背景下，北京市将均衡义务教育资源空间分布作为教育综合改革的核心内容(哈巍和余韧哲, 2017)。由于教育和房价的紧密联系，教育质量的差异成为房价分布差异的重要原因之一，义务教育资源的均衡配置势必会引起房价差异水平的变化。在这一背景下，了解教育综合改革前后教育质量对房价差异的贡献具有相当重要的意义。基于以上思考，本文获取北京市2013年到2016年这4年的二手房交易数据，利用基于回归方程的夏普里分解方法，探讨学校教育质量对房价差异的贡献及在义务教育综合改革前后一定时间段内的变化。

二、文献综述

在收入差异的研究中,由 Oaxaca (1973) 和 Blinder (1973) 引入的 Oaxaca-Blinder 分解方法得到了广泛的应用和扩展 (Machado and Mata, 2005; Melly, 2005)。近年来,越来越多的研究开始将该分解方法应用于住房相关领域,并和分位数回归相结合来解释两个时期或两个群体之间的房价、租金价格或地价分布的差异 (McMillen, 2008; Fesselmeier et al., 2013; Thomschke, 2015; Qin et al., 2016)。这些研究认为两个房价分布的总体差异变化可能由两部分引起,一是住房特征的变化,二是特征价格模型中特征系数的变化,并着重分析这两种变化在总体差异变化中的组成。例如,McMillen (2008) 使用 Machado 和 Mata (2005) 的方法研究了芝加哥从 1995 年到 2005 年的房价分布变化,结果发现回归系数随时间的变化是造成房价分布变化的主要原因。Fesselmeier 等人 (2013) 也使用了相同的方法分析了从 1997 年到 2005 年黑人与白人的住房价值差异,与 McMillen (2008) 的结果不同,他们发现白人和黑人拥有房屋的住房特征变化在解释种族之间住房价值差异之中起着主导作用。

不同于以上关注发达国家住房市场的研究,程亚鹏 (2017) 以及 Zhang 和 Yi (2018) 将目光移向了发展中国家的新兴住房市场,比如中国。程亚鹏 (2017) 使用了 Melly (2005) 的方法对保定市的住房价格进行了分解,发现住房特征不均衡是导致房价空间差异的主要原因,且随房价分位点的升高而逐渐减小。Zhang 和 Yi (2018) 分析了北京市 2012 年和 2015 年的房价差异的变化,发现随着时间的推移,特征价格模型中系数的变化所造成的价格差距的比例大于由住房特征的变化所引起的价格差距比例。

由 Oaxaca (1973) 和 Blinder (1973) 引入的分解技术,在住房相关领域主要用来分析两个时期或两个群体之间的房价、租金价格或地价分布的差异。虽然这一方法也可以获得价格的某一影响因素对分布差异的影响,但是却无法获得价格的某一影响因素对某一时间点的价格分布的影响。Villar 和 Raya (2015) 对这一方面进行了扩展,他们将基尼系数应用到房价分布的研究中,研究巴塞罗那某一个时间点的房价差异。基于 Wagstaff 等人 (2002) 以及 Jones 和 Lopez (2002) 的方法, Villar 和 Raya (2015) 首先通过特征价格模型的 OLS 回归将基尼系数分解为两个部分:可解释部分(解释变量)的贡献和不可解释部分的贡献,继而使用分位数回归方法来进一步捕捉不可解释部分中的部分差异贡献。这一方法可以获得某一变量对房价差异的影响。值得一提

的是，由于教育水平和区位之间的较大相关性，因此 Villar 和 Raya(2015)利用教育水平变量代替区位变量，其研究结果表明区位是房价差异的最大因素，教育是解释区域间价格差异的最好因素。

本文使用的基于回归的 Sharpley 分解方法可以同时获得多个决定因素对某一差异(如房价)的贡献，并且与 Wagstaff 等人(2002)以及 Jones 和 Lopez(2002)的方法不同的是，这种方法可以对任何差异指标进行分解，而且不仅仅限于线性回归模型，具有更大的灵活性。本文利用这一方法，分别获得北京市 2013 年到 2016 年各房价影响因素对二手房交易价格的差异贡献及贡献率，并重点分析教育质量对房价差异贡献及贡献率，讨论其在 2013—2016 年间的变化情况。教育作为影响房价的重要因素，以往研究通常关注其对学区房房价的溢价水平，以及相关政策对学区房溢价水平的影响，教育对房价差异的影响还少有涉及，通过本文的研究，可以对教育对房价的影响有更深刻的了解。此外国内学区房溢价研究并不充足，关注房价差异的研究也寥寥无几，本文在一定程度上丰富了学区房溢价领域的研究成果。

三、数据来源、模型和分解方法

(一)数据来源

本文所用的数据为北京市五环以内 2013 年到 2016 年四年的二手房成交数据。这一研究对象的选择考虑到三个因素：其一，北京市的发展是以环线往外扩张辐射，而五环到六环的距离比五环内各环线间的距离大得多，可能存在更多的不可观察因素。其二，北京市六个主城区大部分在五环内，城市化程度较高。其三，北京市全市 60%以上的二手房成交发生在五环内，二手房成交数据容易获取。同时，为剔除特殊住房对本研究的影响，样本均为普通商品住房(包括多层、小高层和高层住房)，不包括经济适用房、别墅、房改房等，且剔除跃层、复式等形式的住房。

教育质量的衡量是学区房溢价研究的一个重点(石霏和何晓燕，2018)。由于其他衡量指标数据的限制，本文和胡婉旻等(2014)、哈巍和余初哲(2017)等研究一样，使用市重点、区重点和普通校来划分学区等级，进行回归和差异分解。北京市教育委员会曾指定一定数量的市重点小学和区重点小学，根据相关论坛网站信息，可以识别出每所学校的等级。虽然如今重点学校制度早已被取消，但研究者一致认为相对普通学校，这些重点学校享受了更多政策支持、资源投入以及长期积累的声誉，因此依然被认为是北京市教育质量最好的学校(张珂等，2018)。此外，考虑到市重点和区重点学校对房

价差异的贡献可能存在不同,因此在进一步的分析中,本文将学区等级替换为市重点和区重点虚拟变量,分别研究市重点和区重点对房价差异的贡献。

在方程中,还控制了各交易住房的其他特征属性。与 Zhang 和 Yi (2018) 一样,这些属性包括房屋和小区特征、邻里和区位特征。其中,房屋与小区特征以及住房成交价格主要从国内房地产门户网站搜房网和链家网^①获取,之所以选择这两家网站作为数据来源,主要因为其基本涵盖了北京市所有二手房交易信息,而且提供了小区位置、实际成交价格及建筑属性等详尽的信息。其次,本研究利用百度地图坐标拾取器功能确定小区所在位置坐标,利用地理信息系统软件的邻近分析功能,测量了该小区到最近地铁站点、三甲医院和民办小学的距离。因本文更多的关注公办学校教育对房价的影响,所以虽然在回归中控制了民办学校相关变量,但并不对其做进一步的分析。小区对应小学确定主要通过从北京市义务教育入学服务平台、家长帮社区^②等网络平台搜集北京市各小学 2013 年和 2016 年的招生简章中确定对应的小区信息。学区等级的划分主要根据现有的市重点小学名录,并结合家长论坛、各大学区房网网站等资源。

在进行数据分析之前,需要对数据样本进行预处理。首先我们删除住房成交价格前后百分之十的数据,以解决异常值样本问题。其次,将 2013—2016 年学区发生转变的样本剔除,以消除学区转变导致的住房价格差异。最后,为消除通胀影响,各住房不同年份成交价格数据均以 2013 年为基期,利用北京市的 CPI 数据分别进行了调整。最终得到 2013 年住房样本 17889 个,2014 年住房样本 16168 个,2015 年住房样本 32845 个,2016 年住房样本 40876 个。

(二)模型及描述统计

本文主要基于特征价格理论构建模型,再依据方程进行差异分解。常用的特征价格模型主要有线性、对数线性、对数三种形式,对数线性形式是“文献中的标准”,大多数研究采用这种形式(Chin and Foong, 2006; Clapp et al., 2008),并且对于差异分解,对数线性有众多优势(赵剑治和陆铭,

^① 搜房网是全国规模最大、最具影响力的购房者平台,拥有全国最大的房源展示平台。网址: <http://esf.fang.com/house/>。链家网是一家综合房源信息搜索、产品研发、大数据处理、服务标准建立等服务为一体的房产服务管理平台。网址: <https://nj.lianjia.com/>。

^② 北京市义务教育入学服务平台: <http://yjrx.bjedu.cn/>。幼教网为 0—6 岁年轻幼儿父母提供专业及时的信息服务等。网址: <http://www.youjiao.com/>。家长帮社区是家庭教育学习和交流的平台。网址: <http://jzb.com/bbs/bj/>。

2010), 故本文将函数形式设定为:

$$\ln price = \beta_0 + \sum \beta_i X_i + \epsilon$$

其中因变量 $\ln price$ 为住房价格的对数值, X_i 为解释变量, ϵ 为误差项, β_0 、 β_i 为待估计系数。结合 Zhang 和 Yi (2018), 本文将解释变量划分为四类: 学区特征变量(学区等级或市重点/区重点虚拟变量)、区位特征变量(环线位置、距离最近三甲医院、地铁站点和民办小学的直线距离)、房屋特征变量(朝向、交易面积)和小区特征变量(绿化率、容积率)。其中学区等级分为“普通”学区、“区重点”学区和“市重点”学区, 分别赋值为 1、2 和 3; 朝向为虚拟变量, 朝南赋值为 1, 其他为 0; 对于环线位置, 我们将二环以内样本赋值为 1, 二到三环赋值为 2, 以此类推。各变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	2013 年		2014 年		2015 年		2016 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
二手房成交单格(元/m ²)	40132.55	11063.20	40289.73	11107.50	41785.39	12579.67	53227.59	18343.75
单价对数	10.56	0.28	10.57	0.28	10.60	0.30	10.82	0.35
学区特征:								
学区等级	1.53	0.73	1.62	0.77	1.58	0.75	1.53	0.72
区重点	0.25	0.43	0.27	0.44	0.27	0.44	0.25	0.44
市重点	0.14	0.34	0.17	0.38	0.16	0.36	0.14	0.34
区位特征:								
环线位置	2.90	0.96	2.85	0.96	2.84	0.97	2.92	0.94
最近三甲医院距离(km)	1.88	1.50	1.77	1.44	1.80	1.40	1.86	1.45
最近地铁站点距离(km)	0.83	0.61	0.81	0.58	0.80	0.59	0.82	0.60
最近民办小学距离(km)	3.17	1.70	3.10	1.65	3.12	1.66	3.17	1.71
房屋特征:								
朝向	0.19	0.39	0.19	0.39	0.19	0.39	0.18	0.39
交易面积(m ²)	76.43	33.57	75.86	32.60	77.80	34.33	78.04	35.86
小区特征:								
绿化率	0.32	0.06	0.32	0.07	0.32	0.07	0.32	0.07
容积率	2.66	1.36	2.63	1.30	2.68	1.34	2.67	1.35
样本数	17889		16168		32845		40876	

从表中可以得知, 房价水平从 2013 年到 2016 年有大幅上升, 上升幅度分别为 0.39%、3.71% 和 27.38%, 此外, 2014 年到 2016 年的方差分别比

各自上一年增大了 0.40%、13.25%和 45.82%，房价水平和房价差异都随时间逐渐增大，特别是在 2014 年之后的时间。另外，我们注意到学区等级的均值和方差在 2014 年达到最大，此后呈现递减趋势。这表明在 2014 年教育综合改革之前，人们购买二手房时，更多地选择坐落在好学区内的房屋，而教育综合改革后，这一现象有所缓解；在 2014 年教育综合改革前，学区等级的差异在变大，而在之后，差异随时间逐渐减小。

将学区等级进一步划分为市重点和区重点两个虚拟变量后，发现市重点和学区等级的均值和方差具有相同的趋势。从表中可以看出：在 2013 年到 2014 年，购买市重点学校学区内二手房的比例增加，从 14% 上升至 17%，在 2014 年教育综合改革后，购买市重点学区内二手房的比例随时间减少，从 2014 年的 17% 减少到 2015 年的 16%，再到 2016 年的 14%。市重点的方差在 2014 年教育综合改革前增大，之后降低。这表明市重点的分布差异在 2014 年教育综合改革之前增加，在 2014 年教育综合改革之后减小。虽然区重点的均值也存在先上升后下降的趋势，但与市重点均值变化不同的是，区重点 2014 年和 2015 年的均值相等，在 2014 年和 2015 年都有 27% 的二手房成交发生在区重点学校的学区内。此外，区重点的方差在 2013—2016 年间相对比较稳定，表明区重点的分布差异在 2013—2016 年间几乎没有变化。

总体而言，我们可以发现 2014 年北京市教育综合改革之后，房价方差与学区等级方差的变化呈相反趋势。由此，我们可以初步推断，2013—2014 年教育质量对房价差异的贡献呈上升趋势，2014—2016 年则呈递减趋势。具体直观的贡献变化还需要进一步的分析。

(三) 分解方法

经济学家们长期以来一直在尝试使用以基于回归方程的方法来解释因变量的差异。Oaxaca (1973) 和 Blinder (1973) 在研究收入差异的研究中，首次提出了分解两组人群之间差异的方法，其后一些学者扩展了这一方法 (Juhn et al., 1993; Bourguignon et al., 2001)。这些研究将焦点集中于解释群体间的分配差异，但并没有衡量各个单独因素对总体差异的贡献。Fields 和 Yoo (2000) 以及 Morduch 和 Sicular (2002) 提出了一种利用回归方程来分解差异的方法，能够识别和量化所有决定因变量差异的因素。但该方法仍然存在着差异度量指标限制、回归方程限制等不足之处。本文所使用的基于回归方程的夏普里分解方法主要基于 Shorrocks (2013) 所使用的 Sharpley 分解法则，Wan (2002, 2005) 对这一方法进行了改进。此方法的优点有两个：第一，差异指标的选用没有任何限制，泰尔指数、基尼系数等任何差异指标皆可在此方法中使用。第二，允许加入控制的变量，使得分解结果相比之前的方法

更加可信、精确。

基于回归的夏普里分解方法的应用包含两个步骤：第一步设定回归方程，利用回归得到相应的估计值。第二步在该方程的两端运用差异指标，从而得出各个自变量对因变量差异指标的贡献及贡献率(赵剑治和陆铭，2010)。假定模型的回归结果为：

$$\ln price = \hat{\beta}_0 + \sum \hat{\beta}_i X_i + \hat{\epsilon} \quad (1)$$

由于对房价取对数，会扭曲房价的分布，因此在差异分解时需要将原方程变形，对两边取指数，因此，分解所基于的方程变为：

$$price = \exp(\hat{\beta}_0) \cdot \exp(\sum \hat{\beta}_i X_i) \cdot \exp(\hat{\epsilon}) \quad (2)$$

从上述方程中去掉常数项不会对结果产生影响(陈钊等，2011)。根据 Cancian 和 Reed(1998)提出的“之前—之后”(before—after)原理，随机扰动项的贡献为：

$$G(\epsilon) = G(price) - G(price | \epsilon = 0) \quad (3)$$

然后利用 Shorrocks(2013)的夏普里分解方法即可得到单个解释变量对房价差异的贡献。该方法的主要思想是：将回归方程中的某一个自变量取样本均值，并和其他变量的实际值一起代入回归方程中，推测出因变量的数值，计算其对应的差异指数。这一指数与根据实际因变量数值计算出的差异指数的差即是该自变量对于房价差异的贡献。当某一自变量为平均值时，其他自变量可能是实际值，也可能是平均值，因此存在多种组合，各种组合下变量的差异贡献的平均值即为最终该变量对因变量的差异贡献(赵剑治和陆铭，2010；万广华，2014；陈钊等，2010)。因此，最终有下面等式：

$$G(price) = \sum G(X_i) + G(\epsilon) \quad (4)$$

进一步，通过各解释变量的差异与总差异的比值可以得到各解释变量的贡献率(PC)。

$$PC_\epsilon = G(\epsilon)/G(price), PC_{X_i} = G(X_i)/G(price) \quad (5)$$

基于回归的夏普里分解方法中，一个解释变量对差异的贡献主要取决于两个方面：一是该解释变量的回归系数；二是该解释变量的自身分布状况。当解释变量的分布一定时，回归系数越大，解释变量对差异的贡献也就越大；当回归系数不变时，解释变量自身分布越平均，该解释变量对于因变量差异的贡献也就越小。

四、分解结果和差异分析

在上文分析中，我们得知在 2013—2016 年间，北京市的教育综合改革后

房价差异的变化和学区等级差异的变化呈相反趋势,由此初步推断教育质量对房价差异的贡献在此次教育综合改革前后有明显差异。但教育质量对房价差异的贡献程度具体如何?这需要利用基于回归方程的夏普里分解方法进一步分析。

基于回归的夏普里分解方法含有两个步骤,第一步是进行回归估计,第二步是利用差异指标进行分解。在差异指标的选取上,本文和其他研究一样,选用基尼系数(Gini)、对数离差均值(GE0)和泰尔指数(GE1)三个指标来反映北京市的房价差异(万广华,2013;李敬等,2007)。表2分别给出了2013年到2016年特征价格模型的回归结果。表3给出了基尼系数(Gini)、对数离差均值(GE0)和Theil指数(GE1)三个指标的差异分解结果。

从表2中我们可以看出,特征价格模型回归的调整后的 R^2 分别为0.4694、0.4905、0.4799和0.4066,表明模型能解释的部分占总差异的40%—50%。在各项影响房价的特征中,我们主要关注的是教育质量指标,即学区等级。在2013—2016年间,学区等级和房价之间具有显著的相关性,并且学区等级的估计系数在逐年变大,分别为0.1374、0.1455、0.1597和0.1719^①,四年间的增幅在6.00%到9.76%之间。学区等级每增加一级,房价将会增加13.74%—17.19%。这一结果与家长在“不能让孩子输在起跑线”的心态驱使下,会对更好的学区房有更高的支付意愿的现象相一致。家长越来越重视教育,而好学校学区范围内的房屋有限,竞争将会使得教育对房价的影响越来越大。

表2 2013—2016年北京市二手房交易价格OLS回归结果

因变量	2013	2014	2015	2016
学区等级	.1374*** (.0022)	.1455*** (.0022)	.1597*** (.0017)	.1719*** (.0019)
<i>区位特征:</i>				
环线位置	-.0791*** (.0019)	-.0959*** (.0019)	-.1031*** (.0014)	-.1182*** (.0016)
最近三甲医院距离(km)	-.0455*** (.0014)	-.0347*** (.0014)	-.0367*** (.0011)	-.0328*** (.0012)

^① 感谢匿名审稿人的意见,我们对四年内学区等级系数是否有显著差异做了相关检验。结果表明在0.01的显著性水平下拒绝四个年份学区等级回归系数相等的假设。

续表

因变量	2013	2014	2015	2016
最近地铁站点距离(km)	-.0181*** (.0030)	-.0193*** (.0032)	-.0231*** (.0024)	-.0265*** (.0025)
最近民办学校距离(km)	-.0220*** (.0010)	-.0213*** (.0010)	-.0242*** (.0008)	-.0248*** (.0008)
<i>房屋特征:</i>				
朝向	.0327*** (.0040)	.0255*** (.0041)	.0305*** (.0031)	.0301*** (.0035)
交易面积(m ²)	-.0006*** (.0000)	.0002*** (.0001)	.0003*** (.0000)	-.0004*** (.0000)
<i>小区特征:</i>				
绿化率	.1375*** (.0246)	.2263*** (.0246)	.2579*** (.0185)	.2801*** (.0209)
容积率	-.0100*** (.0011)	-.0115*** (.0012)	-.0132*** (.0009)	-.0105*** (.0010)
常数项	10.7706*** (.1148)	10.6804*** (.1141)	10.7155*** (.0086)	11.0310*** (.0098)
R ²	0.4697	0.4908	0.4801	0.4607
Adj. R ²	0.4694	0.4905	0.4799	0.4066
观测值	17889	16168	32845	40876

注：因变量为二手房交易单价的对数值，括号中为标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著性水平上显著。

表3是基于回归方程的差异指标分解结果。需要注意的是，表3中只列出了对房价差异贡献率在3%以上的变量，这意味着，距离最近地铁站点的直线距离、房屋特征和小区特征对房价差异的贡献率每年都小于3%。另外，为了直观地看到不同差异指标分解的结果及其变动，我们给出了图1。其中图1(a)是不同差异指标衡量的学区等级对房价差异的贡献，图1(b)是不同差异指标衡量的学区等级对房价差异的贡献占比。从图1中，我们可以看出不同的差异指标基本上都显示出相似的变动趋势，并且因为基尼系数是运用最广、人们最为熟悉的差异测量指标，因此在分析中，我们将只讨论基尼系数的分解结果。

表3 2013—2016年北京市二手房交易价格分解结果

		学区等级	环线位置	最近三甲医院 距离(km)	最近民办学校 距离(km)	残差	加总
2013	Gini	0.0307	0.0213	0.0178	0.0073	0.0708	0.1554
	%	19.73	13.71	11.43	4.71	45.55	100
	GE0	0.007	0.0046	0.0045	0.0013	0.0205	0.0389
	%	18.07	11.87	11.55	3.46	52.55	100
	GE1	0.0072	0.0044	0.0041	0.0013	0.0197	0.0378
	%	18.98	11.85	10.99	3.52	52.28	100
2014	Gini	0.0351	0.0266	0.0119	0.0073	0.0692	0.1551
	%	22.62	17.07	7.66	4.71	44.64	100
	GE0	0.0082	0.0058	0.0029	0.0013	0.0194	0.038
	%	21.53	15.32	7.72	3.38	50.93	100
	GE1	0.0082	0.0057	0.0027	0.0013	0.0191	0.0373
	%	22.03	15.18	7.24	3.37	51.08	100
2015	Gini	0.0369	0.0213	0.0119	0.008	0.0773	0.1686
	%	21.86	13.71	7.08	4.73	45.83	100
	GE0	0.0093	0.0066	0.0032	0.0016	0.0233	0.0445
	%	20.98	14.81	7.07	3.56	52.26	100
	GE1	0.0094	0.0064	0.0029	0.0015	0.0232	0.0441
	%	21.38	14.62	6.58	3.5	52.64	100
2016	Gini	0.0365	0.0319	0.0178	0.0082	0.0985	0.1938
	%	18.84	16.5	11.43	4.2	50.82	100
	GE0	0.0102	0.0085	0.0031	0.0017	0.035	0.0594
	%	17.18	14.25	5.17	0.0073	58.83	100
	GE1	0.0103	0.0084	0.0028	4.71	0.0339	0.058
	%	17.72	14.43	4.91	0.0013	58.46	100

注：表中差异指标为对房价差异的贡献；距离最近地铁站点的直线距离、房屋特征和小区特征等对房价差异的贡献并未在表中列出。

从表3中可以看出，虽然2013年和2016年影响房价差异的解释变量的贡献度有所变化，但总的来说，除去未解释部分，对房价差异贡献最大的三个解释变量分别是：学区等级、环线位置以及距离最近三甲医院的距离。

其中学区等级一直是房价差异最大的贡献因素。从表3可以看出学区等

级对房价差异的贡献在2015年前一直在增加,2016年稍有下降。但2013年到2014年增加了14.33%,而2014年到2015年只增加了5.13%,2013年到2014年的增加幅度远小于2014年到2015年的增幅程度。图1(a)更好的表明了这一趋势。这说明在2014年教育综合改革之后,教育质量对房价差异的贡献已经有一个下降趋势,只是由于原先较大的上升趋势,两种趋势相互抵消,并未使得2015年时教育质量对房价差异的贡献小于2014年教育质量对房价差异的贡献,只起到了减缓增长的作用。而在这之后,这一下降趋势完全扭转了之前的上升趋势,使得教育质量对房价的贡献开始逐年递减。

2014年北京市教育综合改革前后教育质量对房价差异的贡献率有明显变化,这一点在表3中体现的更加直观。教育质量对房价差异的贡献率在2013年到2014年有上升趋势,由2013年的19.73%增加至2014年的22.62%;教育质量对房价差异的贡献率在2014年后有下降趋势,从2014年的22.62%下降到2015年的21.86%,到2016年下降为18.84%。从图1(b)中,我们更直观地看出了这一变化趋势。这一变化说明2014年教育综合改革后,教育质量对房价差异影响趋势开始转变。在2014年教育综合改革前,教育质量对房价差异的影响是增大的,而在这之后,教育质量对房价差异的影响开始逐年减小。

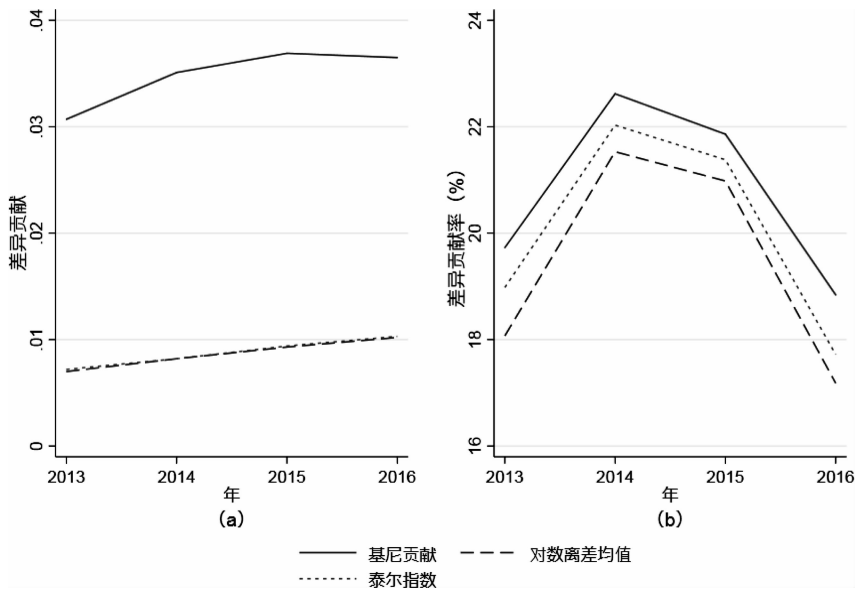


图1 学区等级对房价差异的贡献及贡献率变化

考虑到普通学区、区重点学区、市重点学区对房价的影响可能不是线性的,市重点学区和区重点学区对房价差异的影响可能有所不同。所以我们进

一步将学区特征分成两个虚拟变量：是否是区重点学区和是否是市重点学区，分别探究这两个变量对房价差异贡献及贡献率的不同。因各种指数分解结果大致相同，所以本部分只对基尼系数进行了分解，表4列出了关注的学区特征分解结果。

表4 2015—2016年北京市二手房交易价格部分结果(区重点与市重点)

年份		学区特征	
		是否是区重点学区	是否是市重点学区
2013	估计系数	0.1286*** (0.0038)	0.2793*** (0.0048)
	Gini	0.0090	0.0227
	%	5.78	14.58
2014	估计系数	0.1265*** (0.0038)	0.2981*** (0.0045)
	Gini	0.0086	0.0276
	%	5.53	17.81
2015	估计系数	0.1475*** (0.0029)	0.3248*** (0.0035)
	Gini	0.0105	0.0276
	%	6.25	16.39
2016	估计系数	0.1485*** (0.0033)	0.3564*** (0.0041)
	Gini	0.0100	0.0274
	%	5.21	14.15

注：括号中为标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%显著性水平上显著；回归和差异分解也包含了区位特征、房屋特征和小区特征。

从表4中可以看出，是否是区重点学区和是否是市重点学区的回归系数都在逐年增加，并且是否是市重点学区的估计系数每年增加的幅度要略大于是否是区重点学区的估计系数^①。这一趋势可以从图2(a)中直观地看出。这表明家长在为子女择校的时候，比起区重点学校来说，他们会更看中市重点学校。因此，如果通过购买学区房来获得入学机会的话，市重点学校学区内的房价大于区重点学校学区内的房价，市重点学校学区内房屋有更大的溢价。

^① 我们也对是否是区重点学区和是否是市重点学区的回归系数做了检验，结果同样显示在0.01的显著性水平上拒绝这两个变量回归系数相同的假设。

此外，是否是区重点学区对房价差异的贡献远小于是否是市重点学区对房价差异的贡献，只占总差异的 5.2%—6.3%，而是否是市重点学区的差异贡献占总差异的 14.1%—17.8%；两者加总占总差异的 19.36%—23.34%。是否是区重点学区对差异的贡献率只有较小的波动；是否是市重点学区对差异的贡献率变化趋势与未设置虚拟变量时的分解结果的趋势相一致(表 3)。具体来说，是否是市重点学区的差异贡献率从 2013 年的 14.58% 到增加到 2014 年的 17.81%，接着差异贡献率开始减小，到 2015 年减小为 16.39%，到 2016 年减小为 14.15%。为了更直观地观察教育质量对房价差异的贡献及贡献率的变化，本文给出图 2(b)和图 2(c)。结合以上分析，我们可以了解到 2014 年北京教育综合改革之后教育质量对房价差异的贡献率逐年减小，并且这种降低主要是通过市重点学区对差异的贡献占比减低而实现的。

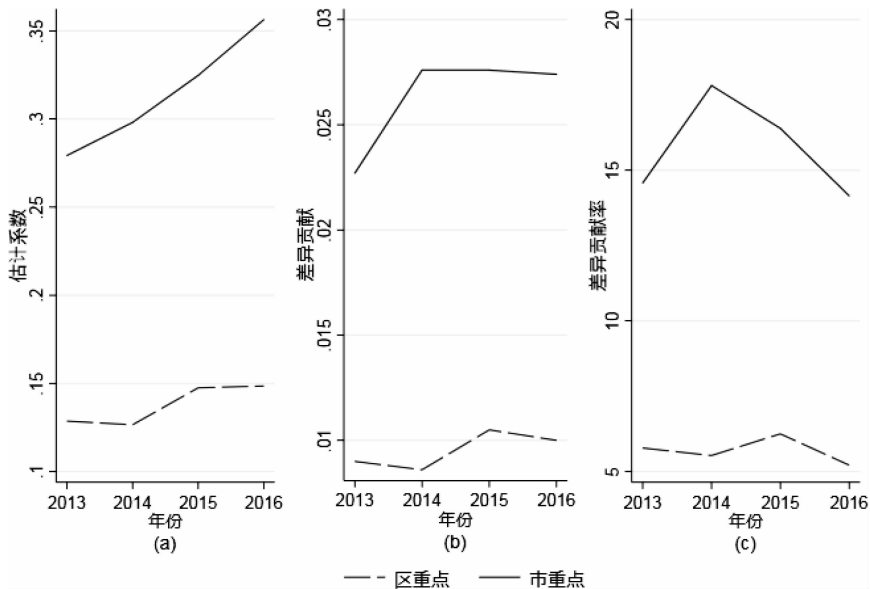


图 2 区重点和市重点的估计系数、对房价差异的贡献及贡献率

基于回归的夏普里分解依赖于回归系数和解释变量自身的分布。表 4 的回归结果可以看出，市重点的回归系数在 2013 年到 2016 年都远高于区重点的回归系数，为了对分解结果有进一步的认识，还需要对解释变量的分布情况进行分析。我们使用基尼系数作为差异指标，分别对 2013 年至 2016 年是否是区重点学区和是否是市重点学区这两个解释变量的分布差异进行度量，并将结果绘制成图 3。

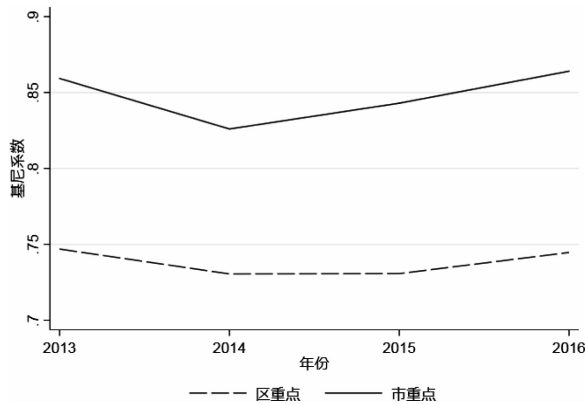


图3 区重点和市重点分布的基尼系数

从图3中,我们可以清晰地看出2013—2016年北京市的市重点分布的差异水平都大于区重点分布的差异水平,市重点的分布比区重点分布差异程度更大。结合图2(a)中回归系数的情况,可以得出结论:市重点的差异贡献率比区重点大,既是由于市重点的回归系数较大,也是因为市重点的分布比区重点的分布差异程度更大。

这一结果说明,现阶段,北京市政府在制定均衡教育政策时,应当更多地关注市重点学校和普通学校的差异。北京市现阶段出台的教育改革政策中也在名校和薄弱校上集中了更多的注意,通过多种方式降低两者的教育质量差距,如名校将薄弱校合并成分校,以教育资源带、教育集团等促进名校和弱势校的教育资源流动等。而这些名校更多的是老牌的市重点学校,而薄弱校一般是普通校。由此,我们认为,北京市政府在制定政策时,也已经认识到了这一点。

五、研究结论

本文利用2013—2016年四个年份的北京市二手房微观交易数据,根据特征价格理论构建回归方程,结合各差异指标,利用基于回归方程的夏普里分解方法研究教育质量对房价差异的贡献、贡献率以及变化,并探究教育质量对房价差异的贡献在2014年教育综合改革前后一段时间内的变化。研究发现教育质量(具体为学区等级)可以解释接近20%左右的房价差异;教育质量对房价差异的贡献在2014年教育综合改革前后有明显变化。在进一步分析中,我们了解到相对于区重点来说,市重点对房价差异的贡献更大。并且2014年的北京教育综合改革之后,教育质量对房价差异的贡献的降低主要是通过市

重点对房价差异贡献的降低而实现的。

教育质量的差异是房价分布差异的重要原因之一，结合本文研究发现，本文建议以区域间均衡教育质量为目标，制定相关政策，继续推行教育综合改革，扩大优质资源覆盖面，减小校际间办学水平的差异，降低教育对房价差异水平的影响。对于教育水平较高的城区，保持现有的教育资源及水平；对于教育水平相对落后的城区，加大对薄弱学校的扶持力度，鼓励普通学校和优质学校合并或者集团化办学，提升薄弱学校的办学能力。通过推行学校管理层流动和教师“区管校聘”等政策促进教育资源在校际间流动，降低学校间的教育质量差距。学校管理层从优势校向弱势校的流动可以给弱势校带来新的管理理念，激活弱势校的活力。实行中小学教师“区管校聘”制度，要让教师在城乡间、校际间的交流成为常态，要让优秀教师流动起来，让好老师辐射更多学生。此外，除了在提升弱势学校的教学质量外，还有其他方式降低教育质量对房价差异的贡献，比如鼓励民办学校发展。民办学校的存在使得家长在为孩子择校时有其他选择，这会在一定程度上降低优质学校的资本化水平(Fack and Grenet, 2011)，所以政府也可以出台相关政策鼓励和加快民办学校的发展，这会使得公办教育对房价的估计系数降低，继而降低教育质量对房价差异的贡献。

最后，本文还有几点缺陷：首先，本文分析了教育质量对房价差异的贡献，并且发现差异贡献在2014年教育综合改革前后有显著变化，这一变化的原因可能是由于教育综合改革使得教育质量对房价差异的贡献降低，也可能是因为其他因素对房价差异的贡献增加而导致教育质量对房价差异的贡献降低，本文并不能对其进行区分。其次，本文选用市重点、区重点、普通学校作为教育质量的衡量指标，这一指标来自重点学校制度，而这一制度早已取消，所以教育指标的选取可能存在问题。在后续研究中，可以选取更加合理的变量衡量教育质量，扩大样本范围，使研究更具有代表性，并采取更加精妙的研究设计和计量方法提高研究结果的科学性。

[参考文献]

- 程亚鹏，2017：《城市住房子市场价格差异的分位数分解方法与实证》，《中国管理科学》第6期。
- 陈钊、万广华、陆铭，2010：《行业间不平等：日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解》，《中国社会科学》第3期。
- 哈巍、余韧哲，2017：《学校改革，价值几何——基于北京市义务教育综合改革的“学区房”溢价估计》，《北京大学教育评论》第3期。

- 胡婉暘、郑思齐、王锐, 2014:《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)》第3期。
- 李敬、冉光和、万广华, 2018:《中国区域金融发展差异的解释——基于劳动分工理论与Shapley值分解方法》,《经济研究》第5期。
- 石霏、何晓燕, 2018:《学校教育质量对房产价格的溢出效应:一个文献综述》,《教育与经济》第1期。
- 万广华, 2013:《城镇化与不均等:分析方法和中国案例》,《经济研究》第5期。
- 张珂、张立新、朱道林, 2018:《城市基础教育资源对住房价格的影响——以北京市海淀区为例》,《教育与经济》第1期。
- 赵剑治、陆铭, 2010:《关系对农村收入差距的贡献及其地区差异——一项基于回归的分解分析》,《经济学(季刊)》第1期。
- Blinder, A. S., 1979, “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates”, *Journal of Human Resources*, 8(4): 436–455.
- Bourguignon, F., M. Fournier and M. Gurgand, 2001, “Fast Development with A Stable Income Distribution: Taiwan, 1979–94”, *Review of Income and Wealth*, 47(3): 25.
- Cancian, M. and D. Reed, 1998, “Assessing the Effects of Wives’ Earnings on Family Income Inequality”, *Review of Economics and Statistics*, 80(1): 73–79.
- Chin, H. C. and K. W. Foong, 2006, “Influence of School Accessibility on Housing Values”, *Journal of Urban Planning and Development*, 132(3): 120–129.
- Clapp, J. M., A. Nanda and S. L. Ross, 2008, “Which School Attributes Matter? The Influence of School District Performance and Demographic Composition on Property Values”, *Journal of Urban Economics*, 63(2): 451–466.
- Cowell, F. A. and C. V. Fiorio, 2011, “Inequality Decompositions: A Reconciliation”, *Journal of Economic Inequality*, 9(4): 509–528.
- Fesselmeyer, Eric, K. T. Le, and K. Y. Seah, 2013, “Changes in the White – Black House Value Distribution Gap from 1997 to 2005”, *Regional Science and Urban Economics*, 43(1).
- Fields, G. S. and G. Yoo, 2000, “Falling Labour Income Inequality in Korea’s Economic Growth: Patterns and Underlying Causes”, *Review of Income and Wealth*, 46(2): 139–159.
- Fack, G. and J. Grenet, 2011, “When Do Better Schools Raise Housing Prices? Evidence from Paris Public and Private Schools”, *Journal of Public Economics*, 94(1): 59–77.
- Juhn, C., K. M. Murphy and B. Pierce, 1993, “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill”, *Journal of Political Economy*, 101(3): 410–442.
- Jones, A. M. and A. López, 2002, “The Importance of Individual Heterogeneity in the Decomposition of Measures of Socioeconomic Inequality in Health: An Approach Based on Quantile Regression”, *UPF Economics and Business Papers* 626.

- Machado, J. A. F. and J. Mata, 2005, “Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression”, *Journal of Applied Econometrics*, 20(4): 445–465.
- Mcmillen, D. P., 2008, “Changes in the Distribution of House Prices Over Time: Structural Characteristics, Neighborhood, or Coefficients?”, *Journal of Urban Economics*, 64(3): 573–589.
- Melly, B., 2005, “Decomposition of Differences in Distribution Using Quantile Regression”, *Labour Economics*, 12(4): 577–590.
- Morduch, J. and T. Sicular, 2002, “Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China”, *Economic Journal*, 112(476): 93–106.
- Oaxaca, R., 1973, “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review*, 14(3): 693–709.
- Qin, Y., H. Zhu and R. Zhu, 2016, “Changes in the Distribution of Land Prices in Urban China during 2007–2012”, *Regional Science and Urban Economics*, 57: 77–90.
- Shorrocks, A. F., 2013, “Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value”, *Journal of Economic Inequality*, 11(1): 99–126.
- Thomschke, L., 2015, “Changes in the Distribution of Rental Prices in Berlin”, *Regional Science and Urban Economics*, 51: 88–100.
- Villar, J. G. and J. M. Raya, 2015, “Use of A Gini Index to Examine Housing Price Heterogeneity: A Quantile Approach”, *Journal of Housing Economics*, 29: 59–71.
- Wagstaff, A., D. E. Van and N. Watanabe, 2002, “On Decomposing the Causes of Health Sector Inequalities with An Application to Malnutrition Inequalities in Vietnam”, *Journal of Econometrics*, 112: 207–223.
- Wan, G., 2002, “Regression – based Inequality Decomposition: Pitfalls and a Solution Procedure”, *Wider Working Paper*.
- Wan, G. and Z. Zhou, 2005, “Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data”, *Review of Development Economics*, 9(1): 107–120.
- Zhang, L. and Y. Yi, 2018, “What Contributes to the Rising House Prices in Beijing? A Decomposition Approach”, *Journal of Housing Economics*, 41: 72–84.

School Education Quality and Housing Price: Sharpley Decomposition Analysis Based on Beijing Housing Data

YUN Ru-xian, SHEN Hao

(School of Public Administration, Nanjing University of Finance and Economics)

Abstract: Beijing started the comprehensive reform of compulsory education in early 2014, aiming to balance the distribution of compulsory education resources. In order to study the contribution of school education quality to housing price inequality and its changes in a certain period of time before and after the comprehensive reform of compulsory education, this paper adopts the second-hand housing transaction price data of Beijing from 2013 to 2016, uses Sharpley decomposition method based on regression equation, and divides the grade of school districts into city key, district key and general districts. The results show that: (1) education can explain about 20% of the housing price inequality; (2) the contribution of education quality to housing price inequality has changed significantly before and after the comprehensive education reform in 2014; (3) compared with the district key, the city key contributes more to housing price inequality.

Key words: housing price inequality; education; Sharpley decomposition

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 胡咏梅)