

“二孩政策”与学区房溢价^{*}

——基于人口政策变化的政策评价分析

李雪松¹, 陈曦明², 方芳³, 张征¹

(1. 上海财经大学经济学院, 上海 200433; 2. 上海财经大学金融学院, 上海 200433;

3. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433)

摘要:我国人口生育政策的调整是政府在我国经济进入中高速增长阶段之后做出的重大决策, 对社会经济各个方面会产生重要影响。文章着眼于政策调整、家庭规划和政府公共产品需求, 以上海市住房数据为基础, 分析了我国“二孩政策”对现阶段学区房价格的影响。文章以特征回归模型为基础, 讨论了人口政策变化对学区房价格的影响。研究发现, 在人口新政出台后, 与临近的普通住房相比, 学区房的相对溢价程度更高。文章进一步采用固定边界法, 发现优质学区房的溢价涨幅(约为 8.6%—11.8%)高于普通学区房(约为 2.49%—3.97%), 充分说明在人口政策调整后, 我国部分家庭对优质教育更加渴望。文章采用匹配回归进行了稳健性检验, 仍支持上述研究结论。

关键词:“二孩政策”; 学区房; 双重差分模型; 固定边界法

中图分类号: F293.3; F224.0; C924.21 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2017)06-0093-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2017.06.008

一、引言

自 20 世纪 70 年代实施计划生育政策以来, 我国在促进经济增长、提高人口素质和改善国民生活质量方面取得了巨大成就。计划生育政策对我国经济高速发展起到了基础性作用, 但随之而来的是我国人口老年化严重, 人口红利逐步消失, 经济增长潜力受到影响。2013 年 11 月, 我国政府发布《关于全面深化改革若干重大问题的决定》, 启动实施夫妻一方是独生子女即可生育两个孩子的政策; 2015 年 12 月 21 日, 十二届全国人大常委会第十八次会议通过《人口与计划生育法修正案(草案)》, 进一步实施一对夫妇可以生育两个孩子即全面二孩政策。社会普遍预期这次人口政策的变化会带来多元化、大范围的影响。本文主要关心人口政策改变对反映教育需求的学区房价格的影响。从微观层面来看, 我国家庭平均收入与三十年前相比变化显著, 家庭增加了对公共服务的需求。特别是对于教育资源, 大多数家庭都希望子女进入更好的学校。由于优质学区有限, 教育资源出现供不应求的状况, 加上教育资源分配的限制, 购买学区房往往是非学区房家庭选择优质教育资源的主要手段。

收稿日期: 2016-11-14

作者简介: 李雪松(1987—), 男, 辽宁沈阳人, 上海财经大学经济学院博士研究生;

陈曦明(1989—), 女, 黑龙江哈尔滨人, 上海财经大学金融学院博士研究生;

方芳(1963—), 女, 上海人, 上海财经大学公共经济与管理学院副教授, 博士生导师;

张征(1984—), 男, 上海人, 上海财经大学经济学院硕士, 南方基金(上海公司)。

另外,学区之间也存在教育质量的差异,往往表现为相应学区房的价格差异,反映了家庭对不同教育质量的支付意愿。由于全面二孩政策刚刚实行,数据相对较少,而且现在的育龄夫妇往往本身就是独生子女,本文不区分“单独二孩”和“全面二孩”政策,统称为“二孩政策”。由于数据的可得性,本文选择上海住房交易数据来研究人口政策对学区房溢价的影响。上海初等教育水平在全国名列前茅,而且作为约有2 500万常住人口的超级城市,具有一定的代表性。

本文的基本研究思路是,在控制其他因素的情况下讨论人口政策与学区房价格。具体来说,房价反映了房屋本身的特征,如面积、楼层等因素,以及所在小区的特征,如规模、绿化等因素。这些因素的变化会导致其市场价格的变化。在上述特征相似的情况下,学区房相对于非学区房只是多了入学机会的属性。因此,学区房比非学区房价格高出的溢价部分体现了家庭对优质教育的支付意愿,反映了家庭对教育的需求。我们关心的是:(1)“二孩政策”是否进一步扩大了房价差距,加剧了优质教育资源的紧缺状况;(2)家庭对优质教育是否有异质性需求,不同类型的学区房是否有不同的市场表现。解答这两个问题有助于我们全面了解“二孩政策”与教育需求变化。

本文采用上海市2012年6月至2015年6月的房屋成交数据,发现相对于政策出台之前,学区房存在溢价,而且重点小学学区房的涨幅高于普通学区房。为了保证学区房与非学区房之间具有更强的可比性,我们进一步选取学区房周边相似度最高的非学区房进行了匹配,发现市重点学区房价格上涨幅度约为8.6%,超过普通区重点学区房的涨幅2.5%。考虑到线性模型的局限性(可能存在模型设定错误),最后我们采用更稳健的非参数倾向得分法,分析了政策前后学区房与非学区房的价格变化,发现市重点学区房价格上涨了7.6%,普通学区房上涨了3.7%,基本上支持重点学区房比一般学区房具有更大涨幅的结论。

二、文献回顾

实施“二孩政策”最直接的影响是家庭规划,使得父母在子女数量和教育质量之间进行权衡。而预期子女数量的变化和对教育资源需求的直接讨论是从学区房需求和价格的变化着手的。关于质量和数量的相关讨论在国外并不少见,早期的研究如Becker和Lewis(1973)建立生命周期模型分析了人口与经济增长之间的关系;Barro和Becker(1989)分析了家庭的生育决策问题,如小孩质量与数量的权衡、家庭内部的代际转移等。Hondroyianis和Papapetrou(2002, 2005)也发现家庭生育子女的行为会受到工资收入、经济发展情况等因素的影响。Fan(2004)也指出我国存在子女质量与数量的替代关系,类似研究还有Li等(2008)、Rosenzweig和Zhang(2009)、Angrist等(2010)、Guo等(2016)以及Ross等(2016)。其实不同国家有相似之处,家庭人口的增长会导致家庭消费的增加,因此家庭消费与教育支出之间存在一定的替代性。特别是北上广深等一线城市,面对日渐高涨的房价,家庭为子女进行教育投资的成本上升。从历史数据来看,上海房价基本保持了稳定上涨的趋势,在给定的家庭收入水平的情况下,多养育一个子女会挤出家庭的消费,对子女的平均教育投入可能会减少。石智雷和杨云彦(2014)利用湖北省的数据,研究了家庭收入不变时两者之间的关系,发现在符合“单独二孩”政策但不打算要二孩的家庭中,有半数是因为经济压力大而选择不要二孩,表明家庭消费和教育支出存在替代性。由于我国长期处于独生子女时代,教育支出主要受到收入的影响,而不存在数量和质量的权衡问题,因此国内在这方面的研究较少。在人口新政下,是否能保证二孩同样的教育质量是一个值得讨论的话题。也

就是说,在有了更多的小孩、消费增加的情况下,家庭是进一步改善子女的教育质量,还是受制于子女的养育成本而只能接受一般的教育?为了分析到底哪种因素起了主导作用,本文通过实证分析方法进行探讨。

人口学领域的学者就“二孩政策”与生育意愿的讨论参见陶涛等(2014)及乔晓春(2015)。彭希哲等(2015)采用来自上海市人口与计划生育综合管理信息系统的数据,发现2014年有29 058个上海市户籍育龄家庭申请生育二孩,其中16 639个为单独二孩家庭。梁文艳等(2014)认为随着“单独二孩”政策的启动以及第一代独生子女进入生育年龄,中国将迎来新一轮“婴儿潮”,并预测在2017年将达到学龄前人口高峰,表明人口政策促使了人口增长,教育需求将随之增加。已有文献从理论上分析了新的人口政策会影响我国宏观经济发展及各行业景气度等,但是目前还没有学者就人口政策对教育需求,特别是基础教育需求的影响进行理论和实证分析,这是本文所要做的工作。

现有文献中关于学区房的研究侧重于学区房溢价(胡婉旻等,2014;石忆邵和王伊婷,2014;哈巍等,2015;Black, 1999;Bayer 和 Mcmillan,2007;Chung, 2015;La, 2015;Imberman 和 Lovenheim,2016)。关于学区房价格及其影响因素,很少结合人口政策进行分析。石忆邵和王伊婷(2014)发现学区房价格与学校重点等级相关。胡婉旻等(2014)针对北京学区房租买不同权的入学制度,对学区房与相邻非学区房进行配对回归,测度了优质教育资源的隐含价格,发现了学区房溢价背后的教育资源分布不均现象。Black(1999)提出了固定边界法,目的是控制观测不到的因素,方法是将学区房与其对照组进行匹配。在Black(1999)之前的研究文献中,学者主要运用传统的特征价格模型,忽略了不可观测的其他影响住房价格的社区属性。Black(1999)通过比对临近学区边界两侧的住房价格,基本上可以忽略房屋异质性的影响。Black(1999)将观测到的学区边界内侧与外侧住房的价格差异定义为学区属性所导致的学区房溢价。本文主要沿用特征价格法的研究思路,在此基础上建立双重差分模型,运用固定边界法和匹配回归进行实证分析。本文通过研究“二孩政策”对家庭教育需求的影响来填补现有文献可能存在的不足,这也是我们的研究动机。

三、计量模型设定

本文在平均处理效应的分析框架下建立学区房价格的结构方程。模型设定如下:房产单价(对数)为本文的被解释变量,记为 y_{ijt} , i 表示房产, j 表示是否具有学区属性, t 表示成交时间是否在政策出台以后。将人口政策是否出台定义为一个二元哑变量 D , $D=1$ 表示二孩政策出台,否则 $D=0$ 。记 $D=1$ 时房屋 i 的价格为 y_{ij1} ,而 y_{ij0} 表示政策出台之前的房产价格。此外,本文根据是否为学区房定义一个二元哑变量: $sch=1$ 表示房屋为学区房(处理组),而 $sch=0$ 表示房屋为非学区房(控制组);在样本期间内,学区房的划分不发生变化。 $sch=1$ 的房屋价格记为 y_{it} ,表示学区房价格,非学区房价格记为 y_{i0t} 。

根据政策时间及学区房定义,定义哑变量 $treat$:当且仅当交易发生在政策出台后且为学区房时取值为1。由定义可知, $treat=sch \times D$, $treat=1$ 的房屋价格记为 y_{i1t} ,表示人口政策出台之后的学区房价格。

有关处理效应的文献通常分为两类:一类是外生处理方法;另一类是内生处理方法。其中外生方法的最基本要求为满足条件期望独立条件(*Conditional Mean Independence*)。而结合本文讨论的人口政策,我们认为该政策的出台主要是出于人口和社会发展的考虑,更多的是考虑人口红利消失以及经济增速放缓,而不是基于房地产市场的考量,因而可以认为人

口政策对于房价变化是外生的。同时,学区是早期根据学校所在位置划分的,因此学区属性也可以认为是外生的。由条件期望独立条件可以得到: $E(y_{ijt} | D, sch, W_i) = E(y_{ijt} | W_i) (t = 0, 1)$,其中 W_i 为其他影响房价的外生因素。

假设均值为 $u_t = E(y_{ijt} | W_i)$,则 y_{ij0} 和 y_{ij1} 可以写为 $E(y_{ij0} | D, sch, W_i) = u_0 + E(v_{ij0} | W_i)$ 和 $E(y_{ij1} | D, sch, W_i) = u_1 + E(v_{ij1} | W_i)$ 。由条件期望独立条件,我们还可以得出 $E(v_{ij0}) = 0$ 和 $E(v_{ij1}) = 0$ 。

本文讨论人口政策对房产价格特别是学区房价格的影响,那么 $y_{ij1} - y_{ij0}$ 表示房产 i 受到人口政策 D 的影响(即房价变化幅度)。需要强调的是,由于并非重复交易,现实中我们只能观察到房产 i 的 y_{ij0} 或 y_{ij1} ,而不能同时观察到这两个值。因此,我们将可以观察到的变量 y_{ijt} 定义为:

$$y_{ijt} = (1 - treat) \cdot y_{ij0} + treat \cdot y_{ij1} = y_{ij0} + treat \cdot (y_{ij1} - y_{ij0}) \quad (1)$$

为了准确衡量人口政策对学区房产产生的影响,本文采用三种方式对(1)式进行估计:

1. 模型 I :双重差分模型(DID)

由于可以观测到政策出台前后学区房与非学区房的价格,本文构建双重差分模型来分析政策的影响。学区房在政策出台前后的价格变化为 $E(y_1 - y_0 | sch = 1)$,非学区房在政策出台前后的价格变化为 $E(y_1 - y_0 | sch = 0)$,则实际可观测到的价格变化为:

$$DD = E(y_1 - y_0 | sch = 1) - E(y_1 - y_0 | sch = 0) \quad (2)$$

而不能直接观测到的价格变化为:

$$DD = E(y_{11} - y_{00} | sch = 1) - E(y_{01} - y_{00} | sch = 0) \quad (3)$$

其中,第一项并不直观,因为两个变量 D 和 sch 同时发生了变化。为了解决这一问题,在上式中加入 $E(y_{01} - y_{00} | sch = 1)$:

$$DD = [E(y_{11} - y_{00} | sch = 1) - E(y_{01} - y_{00} | sch = 1)] + [E(y_{01} - y_{00} | sch = 1) - E(y_{01} - y_{00} | sch = 0)] \quad (4)$$

在共同趋势假设下,我们有 $E(y_{01} - y_{00} | sch = 1) = E(y_{01} - y_{00} | sch = 0)$,将其改写为:

$$E(y_{01} | sch = 1) - E(y_{01} | sch = 0) = E(y_{00} | sch = 1) - E(y_{01} | sch = 0) \quad (5)$$

这一条件弱于 $E(y_{0t} | sch) = E(y_{0t}) (t = 0, 1)$ 。因为只要(5)式左右两边相等即可,而不一定要求其差值为0。也就是说,学区房与非学区房可能存在一定的系统性差异,但是只要共同趋势条件成立,那么这种差异并无明显影响。因此,在某种程度上说,DD方法控制了一些不可观测的因素。为了尽可能满足共同趋势假设,我们在模型中加入了其他一些可观测到的控制变量 W_i 。因此,上式可以简化为:

$$DD = [E(y_{11} - y_{01} | sch = 1)] \quad (6)$$

(6)式并未假定函数形式,因此可以视为DD的非参数估计。实际中我们可以将样本依据政策出台时间以及是否学区房分为四组,根据(2)式进行非参数估计。由于这种方式计算较为复杂,通常情况下我们采用线性模型的设定以便于估计。具体模型见(7)式,其中 $treat$ 的系数为我们所关心的政策对学区房价格的影响。

$$y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 sch + \alpha_3 treat_{ijt} + W_i \delta + u_{ijt} \quad (7)$$

政策出台前后学区房价格的变化为: $E(y_{ijt} | D = 1, sch = 1, W_i) - E(y_{ijt} | D = 0, sch = 1, W_i) = (\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + W_i \delta) - (\alpha_0 + \alpha_2 + W_i \delta) = \alpha_1 + \alpha_3$,而政策出台前后非学区房价格的变化为 $E(y_{ijt} | D = 1, sch = 0, W_i) - E(y_{ijt} | D = 0, sch = 0, W_i) = (\alpha_0 + \alpha_1 + W_i \delta) - (\alpha_0 + W_i \delta) = \alpha_1$,所以政策对学区房价格的影响为 α_3 。

2. 模型Ⅱ：固定边界法

模型Ⅱ的设定在形式上与模型Ⅰ保持一致，但我们选取子样本进行分析。参照 Black (1999) 采用相邻同一条街道的房屋作为处理组，使得学区房(处理组)和非学区房(控制组)具有更强的可比性，本文选取学区房附近1 000米内的非学区房作为控制组。

3. 模型Ⅲ：倾向得分匹配模型

我们采用 Rosenbaum 和 Rubin(1983)提出的倾向得分方法，用倾向得分 $P(W_i)$ 来代替线性函数，其中 $P(W_i)$ 通过非参数方法估计得到，可以在很大程度上降低模型设定以及遗漏变量所带来的偏误。Abadie 和 Imbens(2006, 2011)在此基础上丰富了倾向得分估计方法，采用了多种方式进行匹配，并对匹配中产生的误差进行了修正。从处理效应的角度来看，我们无法观测到如果政策没有出台，房屋价格会发生什么样的变化。我们可观测到政策出台之前的 y_{ij0} ，但 $E(y_{ij0} | D=1) \neq E(y_{ij0} | D=0)$ ，因此平均处理效应的估计比较困难。在条件均值独立条件成立的情况下，我们可以采用匹配的方法来估计政策对房屋价格的影响。匹配的方法使我们可以找到一些具有相似特征的房屋作为控制组，但由于实际中各种特征完全一致的样本很少，可以采用倾向得分进行匹配。匹配时，我们首先定义 $P_i = P(d_i = 1 | W_i)$ ，同时由条件期望独立条件可知， $y_{ij1}, y_{ij0} \perp D | W_i$ ，则可以得到 $y_{ij1}, y_{ij0} \perp D | P_i$ 。匹配方式是采用具有相同或者相近得分的政策出台之前的房屋价格来替代政策出台之后房屋价格的缺失状态 y_{ij0} 。C 表示控制组或参照组。具体到我们讨论的问题，定义 $C(i) = \{p_j | || p_j - p_i || < r\}$ ， r 为很小的某个正数。我们用 $C(i)$ 作为处理组中个体 i 的控制组。因此，政策对房屋 i 价格的影响可以通过 ATE 进行估计：

$$ATE_1 = \frac{1}{N} \sum_i (y_{ij1} - \sum_{j \in C(i)} w_{ij} y_{ij0}) \quad (8)$$

其中，权重 $w_{ij} = \frac{1}{N_i^c}$ ， N_i^c 为 $C(i)$ 中房屋 i 的参照组的个数。但(8)式中的权重为等权重，即无论距离远近权重都相等，但这样的估计并不是最有效的估计，而应该是离得越近权重越大。Heckman 等(1998) 提出采用核估计的方法进行加权估计。

$$ATE_2 = \frac{1}{N} \sum_i (y_{ij1} - \frac{\sum_{j \in C(i)} y_{ij0} K(\frac{p_j - p_i}{h_n})}{\sum_{j \in C(i)} K(\frac{p_j - p_i}{h_n})}) \quad (9)$$

其中， $K(\cdot)$ 为核函数，可以选择正态函数或者 Epanechnikov 核， h_n 为最优的窗宽。(8)式和(9)式中的 p 值可以采用 probit 或者 logit 模型进行估计。

四、实证结果分析

(一)数据与描述性统计

本文使用的数据来源于上海市房地产交易中心数据库，包括 2012 年 6 月至 2015 年 6 月上海市住宅日成交数据，主要有房地产价格信息和公共基础设施及其地理位置等信息。由于学区房基本以传统商品房为主，本文选取公寓、里弄房、新工房等类型进行分析；为了保证房屋的可比性，我们剔除了房龄在 40 年以上的房屋，同时选定市中心学区较为集中的区域。在本文的样本中，学区房约有 5.7 万次交易，非学区房约有 15.6 万次交易。

表 1 全样本描述性统计

	非学区房		学区房	
	均值	标准差	均值	标准差
房屋单价(对数)	10.13	0.47	10.14	0.52
房龄	19.33	9.08	19.40	8.79
楼层	7.27	6.77	6.56	6.08
面积(对数)	4.24	0.52	4.25	0.49
容积率	2.30	1.15	2.15	0.90
绿化率	0.34	0.10	0.35	0.11
规模	10.78	1.38	10.85	1.34
到地铁站距离(对数)	6.40	0.66	6.59	0.65
到市中心距离(对数)	8.84	0.49	8.99	0.56
到医院距离(对数)	7.03	0.77	7.20	0.78
到公交站距离(对数)	4.74	0.77	4.76	0.83
样本量	152 151		56 600	

由于影响房价的因素很多,本文根据 Ross 和 Yinger(1999)的研究选取控制变量,主要为社区特征,即包括所属学区质量在内的公共服务,如绿化环境、交通状况、附近医院的距离等。现有研究(胡婉暘等,2014;石忆邵和王伊婷,2014;哈巍等,2015)中大多运用特征价格回归模型对房价的影响因素进行分析,实证结果表明学区房价格与上述因素相关,同时学区房溢价反映出教育资源分布不均。

描述性统计显示,学区房与非学区房在房屋地理性质等方面有些基本一致,有些呈现一定的不同。本文采用每平方米单价来衡量房屋价格,发现学区房略高于非学区房。房龄主要是用来衡量房屋新旧程度,数据显示,学区房的平均房龄与非学区房基本一致。有些属性在两类住房中略有区别,包括容积率和小区规模(小区总建筑面积的对数)。此外,小区的地理位置差别较大,两类样本中出行便利度(到最近的地铁站距离和附近公交站距离)、医疗便利度(到最近的三甲医院距离)和生活便利度(到市中心人民广场距离)都表现出一定的差别。

对优质教育资源的需求一直是讨论的热点话题。本文的数据表明,在房屋本身属性、所在小区属性、位置属性等都不占优的情况下,学区房价格比非学区房要高。这种溢价主要源于学区房可以获得优质公立小学的入学机会。此外,家庭对教育的支付意愿也受到教育资源本身供给和需求的影响。我们关心的是在人口政策调整后,家庭对教育资源的需求是否发生了变化,是进一步增强了对教育的支付意愿,还是因数量与质量的权衡以及家庭经济条件约束而降低了对优质教育资源的需求。

(二)“二孩政策”对房价影响的实证分析

如前文所述,“二孩政策”会对教育支付意愿产生影响,从而学区房价格会发生变化。由于教育需求本身具有一定的异质性,“二孩政策”对不同教育资源支付意愿的影响也会不同。本文通过三个计量模型进行详细讨论。首先,学区房价格与房屋本身的一些特征相关,包括房屋本身属性、小区属性和地理位置属性,同时房价也随经济发展以及季节性经济周期波动。因此,本文的第一个模型是异质性的线性模型,在房地产领域的研究中被称为特征回归模型。其次,考虑到特征模型无法很好控制一些不能观察的因素,同时为了提高学区房与非学区房的可比性,我们在第二个模型中利用 Black(1999)的固定边界法来克服特征回归模型的不足。最后,考虑到上面两个模型存在线性限制,我们在第三个模型中运用半参数倾向得分的政策评价方法来检验上面两个模型的稳定性。

1. 总体影响分析

我们将“二孩政策”变量 D 与学区房变量 sch 引入计量模型。在线性假定下,我们得到如下双重差分模型:

$$y_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 sch1_i + \alpha_2 sch2_i + \alpha_3 sch1_i d_t + \alpha_4 sch2_i d_t + \alpha_5 d_t + X_i' \beta + Z_j' \gamma + D_k' \delta + T_t' \theta + u_{ijkt} \quad (10)$$

其中, y_{ijkt} 为位于某行政区 k 的小区 j 中的住宅 i 在 t 期的成交单价(对数)。与现有文献不同的是,模型中引进了 $sch1$ 和 $sch2$ 来体现不同的学区房。 $sch1$ 表示是否为普通学区房,普通学区房取值为 1,否则为 0。 $sch2$ 表示是否为市重点学区房,市重点学区房取值为 1,否则为 0。根据单独二孩政策的出台时间为 2013 年 11 月,我们定义政策虚拟变量为 $d_t = 1[month \geq 24]$ 。其中, $month$ 为连续的时间变量,2012 年 1 月记为 1,时间间隔为 1 个月,随时间递增。 α_3 表示“单独二孩”政策对普通学区房溢价的影响, α_4 表示“单独二孩”政策对市重点学区房溢价的影响。

本文的控制变量包括房屋属性、小区区位属性以及区域效应和时间效应。 X_i 为房屋自身属性变量,包括房龄及其平方、楼层、房间数和面积。 Z_j 为小区特征变量,包括容积率、绿化率、小区规模和小区地理位置。 D_k 为所在行政区的虚拟变量。 T_t 包括年度时间趋势项以及季度虚拟变量:年度时间趋势项用来捕捉房地产市场在这段时间内的发展情况及宏观经济发展趋势,季度虚拟变量用来刻画市场的季节性波动。

表 2 为双重差分模型结果。我们看到“单独二孩”政策的出台使家庭对普通教育资源的支付意愿增加了 3.97%,而对优质教育资源的支付意愿增加了 11.80%。表 2 中房屋属性变量结果均与直觉相符:房龄对教育需求的影响显著为负,小区属性的影响均显著为正;小区交通越便利,对家庭的吸引力越强。

表 2 结果显示,家庭的教育需求存在一定异质性,家庭对优质教育资源更为渴求。其原因在于优质教育资源的供给和需求与基本教育资源有所差异。从供给角度看,市重点小学数量所占比例较低,对应的市重点学区房范围较少,导致优质教育资源的供给稀少。从需求角度看,优质教育资源意味着良好的师资以及有竞争力的升学率,因而家长基于市场提供的有限信息,预期优质教育资源将为子女带来更高的教育回报。因此,优质教育资源对家庭更有吸引力,家庭表现出更强的支付意愿。

表 2 人口政策对学区房溢价的影响(特征回归模型)

	模型 1	模型 2	模型 3
“单独二孩”政策	0.199*** (0.00215)	0.204*** (0.00209)	-0.00513 (0.00393)
是否为普通学区房	0.0345*** (0.00382)	0.0528*** (0.00368)	0.0541*** (0.00364)
普通学区房×政策	0.0522*** (0.00509)	0.0446*** (0.00487)	0.0397*** (0.00481)
是否为市重点学区房	0.0501*** (0.0111)	0.0291*** (0.0107)	0.0303*** (0.0106)
市重点学区房×政策	0.127*** (0.0141)	0.124*** (0.0136)	0.118*** (0.0135)
房龄	-0.0347*** (0.000397)	-0.0378*** (0.000399)	-0.0388*** (0.000396)
房龄平方	0.000747*** (0.00000969)	0.000758*** (0.00000971)	0.000765*** (0.00000961)
所在楼层	0.00634*** (0.000164)	0.00260*** (0.000159)	0.00248*** (0.000158)

续表2 人口政策对学区房溢价的影响(特征回归模型)

	模型 1	模型 2	模型 3
面积	-0.00650*** (0.00239)	-0.0227*** (0.00230)	-0.0248*** (0.00228)
房间数	0.0686*** (0.00573)	0.0902*** (0.00557)	0.0847*** (0.00555)
容积率	0.00698*** (0.000982)	-0.00873*** (0.000957)	-0.00892*** (0.000947)
绿化率	0.109*** (0.00978)	0.112*** (0.00945)	0.109*** (0.00936)
小区规模	0.0239*** (0.000843)	0.0312*** (0.000828)	0.0304*** (0.000819)
行政区固定效应	√	√	√
地理位置信息	—	√	√
时间趋势及季节效应	—	—	√
样本量	173 315	173 315	173 315

注:括号内为标准误差,*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,常数项的估计结果略去。下表同。

2. 就近匹配样本分析——固定边界法

特征回归模型的不足在于,影响房价的因素太多,而以上仅控制了其中一部分。因此,我们将进一步根据固定边界法,寻找更具相似特征的非学区房作为控制组进行比较。Black(1999)提出了固定边界法,目的是为了控制观测不到的因素,方法是将学区房与其对照组进行匹配。在Black(1999)之前的研究文献中,学者主要运用传统的特征价格模型,忽略了观测不到的其他影响住房价格的社区属性。Black(1999)通过比对临近学区边界两侧的住房价格,基本上可以忽略房屋异质性的影响。Black(1999)将观测到的学区边界内侧与外侧住房的价格差异定义为学区属性所导致的学区房溢价。Bayer和McMillan(2007)及Kane等(2006)也采用了固定边界法。本文沿用特征价格法,在此基础上建立双重差分模型,运用固定边界法进行实证分析。

为了进一步排除其他因素的影响,我们采用学区房周边更具可比性的非学区房作为对照组进行分析。Black(1999)采用附近0.15—0.8英里的房屋作为控制组。考虑到上海的实际情况,我们选择学区房周围1000米内的非学区房作为控制组。表3列出了匹配样本的简单描述性统计。

表3 匹配样本描述性统计

	非学区房		普通学区房		重点学区房	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
房屋单价(对数)	10.06	0.48	10.09	0.53	10.29	0.56
房龄	19.95	8.68	19.09	8.50	21.74	7.67
楼层	6.44	5.88	6.30	5.81	6.86	6.46
面积(对数)	4.22	0.52	4.27	0.48	4.13	0.49
房间数	2.14	0.90	2.04	0.80	2.43	1.05
容积率	0.34	0.09	0.35	0.09	0.33	0.12
绿化率	10.95	1.18	10.87	1.28	10.69	0.99
规模	6.52	0.62	6.61	0.60	6.34	0.56
到地铁站距离(对数)	8.99	0.53	9.01	0.58	8.55	0.32
到市中心距离(对数)	7.05	0.78	7.19	0.76	6.85	0.79
到医院距离(对数)	4.77	0.76	4.67	0.80	4.76	0.57
到公交站距离(对数)	10.06	0.48	10.09	0.53	10.29	0.56
样本量	18 506		34 639		5 050	

匹配样本与全样本(见表2)在某些变量上表现出一些变化。非学区房的单价有了较明显的下降,而学区房价格基本保持不变,其中普通学区房价格与非学区房相差不大,但是重点学区房价格差异较大。同时,学区房与非学区房的房龄均有小幅上升,这是因为:一方面,每年均有新建房屋,其单价较高,使全样本中非学区房价格升高;另一方面,学区房周围的房屋一般比较老旧,又无附加的学区属性,价格往往偏低。在房屋其他属性没有发生明显变化时,匹配后的样本量有所缩小,学区房样本量变化不大,但非学区房样本量明显减少。我们使用匹配后样本中在政策出台之前的样本进行分析,回归结果见表4。

表4 人口政策对学区房溢价的影响(固定边界法)

	模型1	模型2	模型3
“单独二孩”政策	0.209*** (0.00636)	0.218*** (0.00629)	-0.00472 (0.00927)
是否为普通学区房	0.0510*** (0.00606)	0.0533*** (0.00599)	0.0539*** (0.00593)
普通学区房×政策	0.0364*** (0.00803)	0.0275*** (0.00787)	0.0249*** (0.00779)
是否为市重点学区房	0.0613*** (0.0126)	0.0323*** (0.0125)	0.0313** (0.0124)
市重点学区房×政策	0.0944*** (0.0162)	0.0879*** (0.0159)	0.0857*** (0.0157)
房龄	-0.0224*** (0.00109)	-0.0232*** (0.00111)	-0.0248*** (0.00111)
房龄平方	0.000512*** (0.0000238)	0.000429*** (0.0000246)	0.000449*** (0.0000245)
所在楼层	0.00557*** (0.000360)	0.00191*** (0.000355)	0.00168*** (0.000351)
面积	0.0446*** (0.00492)	0.0253*** (0.00480)	0.0238*** (0.00476)
房间数	-0.0475*** (0.0117)	-0.00832 (0.0116)	-0.0144 (0.0115)
容积率	0.0154*** (0.00270)	-0.00588** (0.00269)	-0.00650** (0.00267)
绿化率	-0.0258 (0.0214)	-0.0262 (0.0211)	-0.0409* (0.0209)
小区规模	0.0228*** (0.00182)	0.0265*** (0.00179)	0.0251*** (0.00177)
行政区固定效应	√	√	√
地理位置信息	-	√	√
时间趋势及季节效应	-	-	√
样本量	52 112	52 112	52 112

我们看到,匹配样本的回归结果与全样本略有不同:“二孩政策”的出台使家庭对普通学区房的需求增加了约2.49%,而对优质教育资源的支付意愿增加了约8.57%。结论虽然与全样本相差不大,但本文认为匹配样本中的非学区房由于更具可比性,结论更为可信。匹配样本中非学区房的价格比学区房的变化更显著,导致房价变化幅度的差异减小。值得注意的是,家庭对一般教育资源和优质教育资源的支付意愿上涨幅度之差为6%,与全样本的7.83%有一定差别。鉴于固定边界法的优点,我们认为全样本特征回归模型可能高估了家庭的支付愿意以及两者之差。

3. 稳健性分析——倾向得分法

在处理效应或称为反事实框架下,我们将有入学资格的学区房称为处理组,将非学区房

称为控制组进行分析。倾向得分有如下优点:首先,模型设定更稳健。上面两个模型是线性模型,而匹配回归中可以对依赖关系不做假定。其次,根据倾向得分进行匹配,我们可以选取除学区属性之外,房屋属性和地理属性等皆相近的非学区房进行分析,因此最终使用的控制组更合理。最后,我们可以对教育需求的变化有一个更细致的刻画。我们既可以看到家庭对教育的支付意愿,又可以看到在政策前后教育需求的变化,更有利于分析“单独二孩”政策对教育需求的影响。

本文将是否为学区房看作处理变量 sch ,为了分析“单独二孩”政策对家庭教育需求的影响,我们通过比较政策前后平均处理效应的变化进行分析。

在条件均值独立条件成立时,平均处理效应 ATE 为:

$$ATE = E(y_1 - y_0 | x) = E(y_1 | x) - E(y_0 | x) \tag{11}$$

$$= E(y_1 | x, sch = 1) - E(y_0 | x, sch = 0)$$

其中, y_1 为学区房的价格, y_0 为非学区房的价格。由于通常只能观测到一所住宅是学区房还是非学区房, y_1 和 y_0 无法同时观测,因此需要采用倾向得分进行分析。倾向得分表示非学区房成为学区房的条件概率,即 $p(X) = pr(Sch = 1 | X) = E(Sch | X)$ 。倾向得分采用 $logit$ 函数进行估计,从而学区房的平均处理效应为:

$$ATE = E\left(\frac{[Sch - p(X)]y}{p(X)[1 - p(X)]}\right) \tag{12}$$

表 5 倾向得分法的估计结果

	政策出台之前	政策出台之后
学区房溢价	0.0320*** (0.0065)	0.0819*** (0.0060)
普通学区房溢价	0.0149* (0.0068)	0.0515*** (0.0065)
重点学区房溢价	0.0392* (0.0199)	0.1150*** (0.0183)

注:对于每一个学区房选取一个非学区房进行匹配。

我们看到,政策出台后,家庭对教育的支付意愿增加了约 5%,其中对一般教育资源的支付意愿增加了 3.66%,而对优质教育资源的需求增加了约 7.58%。家庭对于一般教育资源和优质教育资源的支付意愿上涨幅度之差约为 4%。采用倾向得分进行匹配所得到的结果与固定边界法的结果较为接近,说明本文结论具有较强的稳健性。从倾向得分法的结果可以更清晰地看到,由于优质教育资源的供给有限,家庭孩子数增加导致教育需求增加,表现为学区房溢价整体上涨。从教育需求的异质性看,家庭对优质教育资源的需求更加强烈,表现为愿意支付更多来购买重点小学学区房。

从以上三个模型的实证结果来看,房产属性会影响房屋价格;“二孩政策”导致学区房价格的涨幅高于普通商品房;“二孩政策”对学区房的需求存在异质性影响,重点学区房比普通学区房具有更高的溢价。这个结果反映出现阶段优质教育资源较为稀缺。

五、结论与启示

本文对我国人口政策对学区房价格的影响进行了分析。人口政策的改变直接影响家庭规划,家庭对教育的支付意愿反映在为优质学校入学资格而支付的购房价格上,这也是本文的研究意义。文章利用上海市 2012 年至 2015 年普通住宅日成交数据,运用特征回归的双

重差分模型、样本匹配的 *Black* 模型和倾向得分匹配的方法,发现随着我国经济的不断增长,家庭财富的不断积累,“二孩政策”增强了家庭对教育资源稀缺性的预期。学区房比普通商品房更大的涨幅反映出部分家庭对优质教育资源的需求更加强烈。

实证结果表明,“二孩政策”的推出和落实并没有因消费增加而挤出家庭教育投入,而是进一步加剧了家庭对优质教育资源的需求。随着我国城市化进程的不断加快,基础教育服务水平并没有满足社会的需要,今后可能缺口会更大。本文认为,要缓解家庭对优质教育资源的渴望,应从扩大优质教育资源的供给着手:一方面,可以考虑增加学校的数量或者引进更多教师等方式来扩大学校规模,增加教育资源供给;另一方面,从提高教育资源效率的角度看,建议实现多元化供给,即从资源配置角度入手,通过市场手段进行调节。例如,可以鼓励民营资本参与基础教育投资,扩大私立学校的数量和规模,通过教师流动来提升教学质量,以改善基础教育资源稀缺的现状;政府对民办学校、私立教育可以予以补贴,以鼓励私立学校发展;平等对待私立学校与公立学校,鼓励学校围绕教育质量进行良性竞争。目前,上海正在基础教育阶段推进学区化、集团化办学,民办学校可以成为公立教育的重要补充。

最后需要说明的是,本文主要通过人口政策对学区房价格的影响来讨论教育资源需求的变化。人口政策也会对其他公共服务产生一定的影响,如医疗和卫生服务、交通等,当前的医疗服务资源不足以应对未来人口增长。另外,还有待深入探讨“二孩政策”对我国宏观经济的影响。

* 感谢上海财经大学经济学院周亚虹老师对于文章研究思路和方法给予的大量指导和建议,同时感谢匿名审稿人和编辑部提出的宝贵意见和建议。

参考文献:

- [1]哈巍,吴红斌,余劭哲.学区房溢价新探——基于北京市城六区重复截面数据的实证分析[J].教育与经济,2015,(5):3-10.
- [2]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[J].经济学(季刊),2014,(3):1195-1214.
- [3]梁文艳,林育红,刘金娟.人口变动与义务教育发展规划——基于“单独二孩”政策实施后义务教育适龄人口规模的预测[J].教育研究,2015,(3):25-34.
- [4]彭希哲,李赞,宋靓璐,等.上海市“单独两孩”生育政策实施的初步评估及展望[J].中国人口科学,2015,(4):2-13.
- [5]乔晓春.从“单独二孩”政策执行效果看未来生育政策的选择[J].中国人口科学,2015,(2):26-33.
- [6]石忆邵,王伊婷.上海市学区房价格的影响机制[J].中国土地科学,2014,(12):47-55.
- [7]石智雷,杨云彦.符合“单独二孩”政策家庭的生育意愿与生育行为[J].人口研究,2014,(5):27-40.
- [8]陶涛,杨凡,张浣璐,等.家庭幸福发展指数构建研究[J].人口研究,2014,(1):63-76.
- [9]Abadie A, Imbens G W. Large sample properties of matching estimators for average treatment effects[J]. *Econometrica*, 2006, 74(1): 235-267.
- [10]Abadie A, Imbens G W. Bias-corrected matching estimators for average treatment effects[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2011, 29(1): 1-11.
- [11]Angrist J, Lavy V, Schlosser A. Multiple experiments for the causal link between the quantity and quality of children[J]. *Journal of Labor Economics*, 2010, 28(4): 773-824.
- [12]Barro R J, Becker G S. Fertility choice in a model of economic growth[J]. *Econometrica*, 1989, 57(2): 481-501.
- [13]Bayer P, Mcmillan R. A unified framework for measuring preferences for schools and neighborhoods[J].

- Journal of Political Economy, 2007, 115(4): 588—638.
- [14]Becker G S, Lewis H G. On the interaction between the quantity and quality of children[J]. Journal of Political Economy, 1973, 81(2): S279—S288.
- [15]Black S E. Do better schools matter? Parental valuation of elementary education[J]. Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(2): 577—599.
- [16]Chung I H. School choice, housing prices, and residential sorting: Empirical evidence from inter- and intra-district choice[J]. Regional Science & Urban Economics, 2015, 52: 39—49.
- [17]Fan C S. Child labor and the interaction between the quantity and quality of children[J]. Southern Economic Journal, 2004, 71(1): 21—35.
- [18]Guo R, Yi J, Zhang J. Family size, birth order, and tests of the quantity-quality model[J]. Journal of Comparative Economics, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jce.2016.09.006>, 2016.
- [19]Heckman J J, Ichimura H, Todd P E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme[J]. Review of Economic Studies, 1998, 65(2): 261—294.
- [20]Hondroyannis G, Papapetrou E. Demographic transition and economic growth: Empirical evidence from Greece[J]. Journal of Population Economics, 2002, 15(2): 221—242.
- [21]Hondroyannis G, Papapetrou E. Fertility and output in Europe: New evidence from panel cointegration analysis[J]. Journal of Policy Modeling, 2005, 27(2): 143—156.
- [22]Imberman S A, Lovenheim M F. Does the market value value-added? Evidence from housing prices after a public release of school and teacher value-added[J]. Journal of Urban Economics, 2016, 91: 104—121.
- [23]Kane T J, Riegg S K, Staiger D O. School quality, neighborhoods, and housing prices[J]. American Law and Economics Review, 2006, 8(2): 183—212.
- [24]La V. Capitalization of school quality into housing prices: Evidence from Boston Public School district walk zones[J]. Economics Letters, 2015, 134: 102—106.
- [25]Li H, Zhang J, Zhu Y. The quantity-quality trade-off of children in a developing country: Identification using Chinese twins[J]. Demography, 2008, 45(1): 223—243.
- [26]Rosenbaum P R, Rubin D B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983, 70(1): 41—55.
- [27]Rosenzweig M R, Zhang J. Do population control policies induce more human capital investment? Twins, birth weight and China's "One-Child" Policy[J]. Review of Economic Studies, 2009, 76(3): 1149—1174.
- [28]Ross C T, Mulder M B, Winterhalder B, et al. Evidence for quantity-quality trade-offs, sex-specific parental investment, and variance compensation in Colonized Agta Foragers undergoing demographic transition[J]. Evolution & Human Behavior, 2016, 37(5): 350—365.
- [29]Ross S, Yinger J. Sorting and voting: A review of the literature on urban public finance[A]. Cheshire P, Mills E S. Handbook of regional & urban economics (Vol. 3)[C]. Amsterdam: Elsevier, 1999.

The “Two-child” Policy and the Premium of School District Housing: Policy Evaluation Analysis Based on the Change of Population Policy

Li Xuesong¹, Chen Ximing², Fang Fang³, Zhang Zheng¹

(1.School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 2.School of Finance, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; 3.School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

(下转封三)

[31]Wang Q, Wong T J, Xia L. State ownership, the institutional environment, and auditor choice: Evidence from China[J]. *Journal of Accounting and Economics*, 2008, 46(1): 112-134.

Venture Capital, Internal Control and Audit Pricing

Quan Xiaofeng¹, Xu Xingmei²

(1. *Dongwu Business School, Soochow University, Suzhou 215021, China*;

2. *International College, Renmin University of China, Suzhou 215123, China*)

Abstract: Using hand-collected data of venture capital share ownership and attribute characteristics, this paper systematically analyzes the relationship between venture capital, internal control and audit pricing based on analytical logic of audit risks. It arrives at the conclusions as follows: firstly, compared with companies without venture capital, audit pricing of companies with venture capital is significantly lower; secondly, from the perspective of attribute characteristics, the control attribute of venture capital significantly reduces audit pricing, and the united attribute significantly increases audit pricing; finally, there is a significant substitution relation between venture capital ownership and internal control quality for inhibiting audit risks and reducing audit pricing. It shows that, venture capital has played a significant governance role in audit market, so to strengthen the venture capital firms' value added services and monitoring functions is of great reality value to the improvement of operational efficiency of listed corporations.

Key words: venture capital; internal control; audit pricing; audit risk

(责任编辑 康健)

(上接第 104 页)

Abstract: The adjustment to China's population policy is a critical decision made by the governments in the period of rapid economic development in China, and has a significant impact on all aspects of social and economic development. This paper focuses on policy adjustment, family planning and government demand for public products, and analyzes the effect of two-child policy on current school district housing based on Shanghai housing data. Based on Hedonic regression model, it discusses the effect of changes in population policy on the prices of school district housing with additional education attribute. It finds that: after the introduction of new population policy, compared with neighbor ordinary housing, relative premium level of school district housing is higher. It further employs fixed boundary method to conclude that the premium increase in high-quality school district housing (by about 8.6%—11.8%) is higher than the one in ordinary school district housing (by about 2.49%—3.97%), fully showing after the adjustment to population policy, partial families in China more desire high-quality education. It uses matching regression to make a robustness test and still supports the conclusions above.

Key words: two-child policy; school district housing; difference-in-difference; fixed boundary method

(责任编辑 康健)