**学前教育对儿童认知与非认知发展的影响**

——来自中国学前教育普及项目的证据

赵丽秋 李莉

**目录**

[附录I 影响地级市幼儿园密度增长率的因素 1](#_Toc145418274)

[附录II 记忆测试和数列测试 2](#_Toc145418275)

[附录III 安慰剂检验 3](#_Toc145418276)

[附录IV 学前教育对儿童认知能力发展的异质性分析 4](#_Toc145418277)

[附录V 考虑其他干扰项目实施效果识别的因素 6](#_Toc145418278)

1. 附录Ⅰ 影响地级市幼儿园密度增长率的因素

我们将地级市每千名适龄儿童的幼儿园数量作为地级市层面幼儿园密度的度量，进一步分析影响幼儿园密度增长的因素。2010年城市层面数据来自2011年《中国区域经济统计年鉴》。表I1的结果显示，控制了省份固定效应后，2010—2011年间地级市幼儿园密度的增长速度很大程度上依赖于2010年地级市的每千名适龄儿童幼儿园数量和人口数量。给定其他条件不变的情况下，一个地级市初始的幼儿园密度越低或初始的人口数量越大，则幼儿园密度的增长速度显著更快，而2010年人均GDP和政府财政支出对幼儿园密度的增长速度没有显著影响。综合来看，上述变量可以解释幼儿园密度增长速度50%以上的变异。在本研究的识别策略中，我们考虑了由于城市特征的差异导致不同城市儿童人力资本发展的出生队列趋势（cohort trends）不同的可能性。

**表I1 影响地级市幼儿园密度增长率的因素**

|  |  |
| --- | --- |
|  | 被解释变量：2010—2011年每千名适龄儿童幼儿园增长率 |
| 变量 | (1) |
|  |  |
| log（2010年每千名适龄儿童幼儿园数量） | -0.066\*\* |
|  | (0.032) |
| log（2010年人均GDP） | -0.0064 |
|  | (0.059) |
| log（2010年人口数） | 0.16\*\* |
|  | (0.066) |
| log（2010年政府财政支出） | -0.11 |
|  | (0.076) |
| 常数 | -0.25 |
|  | (0.58) |
|  |  |
| 观测值 | 104 |
| *R*2 | 0.517 |
| 省份固定效应 | Yes |

注：被解释变量为2010年至2011年间地级市层面每千名适龄儿童幼儿园数量的增长率。括号中为稳健标准误。\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

1. 附录Ⅱ 记忆测试和数列测试

CFPS2016年的认知测试包含记忆测试和数列测试。在记忆测试中，访员给受访者读出10个在生活中常见的单词，受访者在听完全部单词后立即回忆访员读出的单词，受访者答对的单词总数即为记忆测试得分（对顺序不做要求）。数列测试使用了两阶段的适应性测试。在第一阶段，受访者回答三道数列题，由此得出第一阶段答对题数目（0到3）。在第二阶段，系统根据受访者在第一阶段答对题的数目从难度呈梯度分布的四组题中选择相对应的一组题发放给受访者。第一阶段答对题数越多的个体在第二阶段将会接受更难的测试。受访者依据其答对每道题的概率得到数列测试得分。

1. 附录Ⅲ 安慰剂检验

我们通过开展安慰剂检验来考察双重差分识别策略的有效性。我们使用16–21岁个体的样本，并将学前教育普及项目的实施时间往前推移了6年，即我们将儿童11岁时所在地级市的幼儿园密度作为核心解释变量。由于儿童7周岁之前就已经上小学，11岁时所在地级市的幼儿园密度不应该影响该儿童入学幼儿园的概率及认知能力。

表III1报告了安慰剂检验的结果。儿童11岁时所在地级市的幼儿园密度对幼儿园入学的影响为负，且在统计上不显著。这意味着，在实施学前教育普及项目前，事后幼儿园密度快速增长和慢速增长地区在幼儿园入学概率的出生队列趋势上没有显著差异。此外，我们还发现儿童11岁时所在地级市的幼儿园密度对其认知能力没有显著影响。总之，基于安慰剂检验的结果，我们排除了估计结果是由其他不可观测的出生队列趋势导致的可能性。

**表III1 安慰剂检验：16–21岁样本**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 变量 | 幼儿园入学 | 平均认知成绩 | 记忆测试成绩 | 数列测试成绩 |
|  |  |  |  |  |
| log（11岁时每千名适龄儿童幼儿园数量） | -0.082 | -0.018 | -0.27 | 0.10 |
|  | (0.067) | (0.25) | (0.24) | (0.25) |
|  |  |  |  |  |
| 观测值 | 1,597 | 1,091 | 1,091 | 1,100 |
| *R*2 | 0.571 | 0.317 | 0.325 | 0.297 |
| *Y*的均值 | 0.586 | 0 | 0 | 0 |

注: 列（1）的设定与表2列（2）的设定一致，列（2）–（4）的设定与表3的Panel A一致。所有回归都控制了个体和家庭特征、出生年份固定效应、省份-出生年份固定效应、城市固定效应，以及城市前定特征与出生年份虚拟变量的交互项。括号中为城市层面聚类标准误。\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

1. 附录Ⅳ 学前教育对儿童认知能力发展的异质性分析

学前教育普及项目对儿童认知能力发展的影响可能依赖于儿童的性别、户口状况和家庭社会经济状况。首先，不同性别儿童可能受学前教育普及项目的影响不同。一方面，由于中国传统文化中对男孩的偏好根深蒂固，项目导致的幼儿园密度的提高可能使男孩优先获得入园机会，而另一方面，项目导致的幼儿园密度的提高可能使得原先没有入园机会的女孩得以接受学前教育。此外，男孩和女孩在项目启动前接受的非正式家庭教育的质量也可能不同。其次，学前教育普及项目可能会对弱势儿童产生更大的影响。在项目启动之前，弱势儿童（包括农村儿童和来自社会经济状况较差家庭的儿童）接受正式学前教育的比例较低，同时接受的非正式家庭教育的质量也更差。为考察学前教育影响的群体异质性，我们构造了三个指示变量：男孩、城镇儿童（儿童持有非农户口）、低社会经济地位家庭儿童（家庭人均收入低于中位数），并在实证模型中加入了儿童在5岁时所在地级市每千名适龄儿童幼儿园数量的对数和这些指示变量的交互项。

表IV1报告了学前教育普及项目对儿童认知能力的异质性影响。Panel A显示，儿童5岁时所在地级市幼儿园密度的增长对儿童入园概率和认知能力发展的影响没有显著的性别差异。Panel B显示，儿童的入园概率和认知能力发展受学前教育普及项目的影响不存在显著的城乡差异。最后，Panel C的结果显示，相较于来自社会经济地位较高家庭的儿童，幼儿园密度的增长对来自社会经济地位较低家庭的儿童入园概率的影响稍大，对这些儿童的数列逻辑得分的影响也更大，提示该项目可能可以缩小不同家庭背景的儿童在认知能力上的差距。

**表IV1 幼儿园对认知能力的异质性影响**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 变量 | 幼儿园入学 | 平均认知成绩 | 记忆测试成绩 | 数列测试成绩 |
| Panel A. 性别 |  |  |  |  |
| log（每千名适龄儿童幼儿园数量） | 0.36\*\*\* | 0.33\* | 0.080 | 0.35\*\* |
|  | (0.065) | (0.17) | (0.17) | (0.16) |
| log（每千名适龄儿童幼儿园数量）男孩 | -0.0058 | 0.041 | 0.023 | 0.043 |
|  | (0.020) | (0.066) | (0.068) | (0.073) |
| 观测值 | 1,489 | 1,339 | 1,339 | 1,344 |
| *R*2 | 0.475 | 0.311 | 0.291 | 0.273 |
| Panel B. 城镇/农村户口 |  |  |  |  |
| log（每千名适龄儿童幼儿园数量） | 0.38\*\*\* | 0.37\*\* | 0.084 | 0.39\*\* |
|  | (0.072) | (0.17) | (0.17) | (0.16) |
| log（每千名适龄儿童幼儿园数量）城镇户口 | -0.065 | -0.041 | 0.013 | -0.056 |
|  | (0.045) | (0.097) | (0.080) | (0.098) |
| 观测值 | 1,489 | 1,339 | 1,339 | 1,344 |
| *R*2 | 0.477 | 0.311 | 0.291 | 0.273 |
| Panel C. 家庭人均收入 |  |  |  |  |
| log（每千名适龄儿童幼儿园数量） | 0.35\*\*\* | 0.31\* | 0.11 | 0.32\* |
|  | (0.065) | (0.17) | (0.17) | (0.16) |
| log（每千名适龄儿童幼儿园数量）低收入 | 0.0063 | 0.078 | -0.044 | 0.11\* |
|  | (0.011) | (0.060) | (0.055) | (0.064) |
| 观测值 | 1,489 | 1,339 | 1,339 | 1,344 |
| *R*2 | 0.475 | 0.312 | 0.291 | 0.275 |

注：（1）列的设定与表2第（2）列一致，（2）–（4）列为简约式估计量。所有回归都控制了个体和家庭特征、出生年份固定效应、省份-出生年份固定效应、城市固定效应，以及城市前定特征与出生年份虚拟变量的交互项。括号中为城市层面聚类标准误。\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

1. 附录Ⅴ 考虑其他干扰项目实施效果识别的因素

双重差分的识别策略假设与学前教育普及项目同步发生的其他政策改变不应干扰我们识别学前教育普及项目的实施效果。下面，我们将详细讨论与学前教育普及项目实施时间相近的撤点并校、二胎政策、免费义务教育改革和农村义务教育学生营养改善计划对因果估计的可能影响。

（1）撤点并校

由于计划生育政策的推行以及城镇化进程的深入，农村义务教育阶段的适龄人口逐渐减少。为了优化农村教育资源配置，全面提高中小学教育[投资效益](https://baike.baidu.com/item/%E6%8A%95%E8%B5%84%E6%95%88%E7%9B%8A/6062185)和教育质量，2001年中国在全国范围正式启动农村中小学“撤点并校”运动，即大量撤销人口净流出的农村地区的中小学，使学生集中到小部分城镇学校。 “撤点并校”提高了教育成本，造成农村儿童的辍学率上升（Li and Liu，2014；梁超和王素素，2020）。2012年9月，国务院办公厅下发《关于规范农村义务教育学校布局调整的意见》，提出“坚决制止盲目撤并农村义务教育学校”，叫停“撤点并校”。如果儿童5岁时所在地级市的幼儿园密度与7岁时的小学数量存在相关性，那么我们估计的幼儿园密度对认知能力的影响可能存在偏误。

为了考虑“撤点并校”对估计结果的影响，我们在回归方程中控制了儿童7岁时所在地级市小学数量的对数，并将结果报告在表V1的Panel A。结果表明，控制了撤点并校的影响后，幼儿园密度对幼儿园入学概率和认知能力的影响仍显著，而且估计系数的大小与表2和表3中的估计值基本一致。

（2）二胎政策

中国的计划生育政策始于1979年。刚开始施行的是严格的“一胎”政策，随后逐渐放松，先是允许夫妻均为独生子女的家庭生育第二胎，即“双独二胎”政策，后来又允许一方是独生子女的夫妇生育两个子女，即“单独二胎”政策。如果各地“二胎”生育政策的放开和幼儿园密度增长的速度相关，则式（1）和（3）中幼儿园密度的估计系数是不一致的。由于各地“双独二胎”和“单独二胎”政策实施时间上的变异仅限于省层面，而在回归中我们已经控制了省份–出生年份固定效应，因而我们实际上已经在基准回归中考虑了二胎政策对不同出生年份儿童的可能影响。

（3）免费义务教育改革

中国农村地区从2006年3月开始陆续开展免费义务教育改革，并于2007年3月全面实施免费义务教育。城镇地区则于2008年9月开始全面实施免费义务教育。如果免费义务教育改革的实施时间和幼儿园密度增长的速度相关，我们估计得到的幼儿园密度对儿童幼儿园入学和认知能力的影响将存在偏误。由于实施免费义务教育改革的时间因省和城乡而不同，我们在回归中加入了省份-城镇-出生年份固定效应，并在表V1的Panel B中报告了回归结果。控制了省份-城镇-出生年份固定效应后，结果和表2、表3基本一致。因此，我们的估计结果不受免费义务教育改革的干扰。

（4）农村义务教育学生营养改善计划

从2011年秋季学期起，国家在集中连片特殊困难地区启动农村 (不含县城，下同）义务教育学生营养改善计划试点工作。试点工作由省级人民政府统筹，市、县级人民政府组织具体实施。如果实施营养改善计划的县更可能经历学前教育机构的快速扩张，我们估计得到的幼儿园密度对儿童认知能力的影响可能包含了营养改善计划的效应。我们从中华人民共和国教育部网站获取了各县试点农村义务教育学生营养改善计划的时间，并在回归方程中控制了儿童在调查时点被农村营养改善计划影响的时长。表V1的Panel C显示主要结果没有太大的变化。

**表V1 稳健性检验: 干扰因素的影响**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 变量 | 幼儿园入学 | 平均认知成绩 | 记忆测试成绩 | 数列测试成绩 |
| Panel A. 控制撤点并校的影响 |  |  |  |  |
| log（每千名适龄儿童幼儿园数量） | 0.36\*\*\* |  |  |  |
|  | (0.063) |  |  |  |
| 幼儿园入学 |  | 1.00\*\* | 0.21 | 1.06\*\* |
|  |  | (0.50) | (0.46) | (0.48) |
| log（7岁时小学数量） | -0.33\*\*\* | 0.49\* | 0.23 | 0.43 |
|  | (0.073) | (0.28) | (0.28) | (0.27) |
| 观测值 | 1,478 | 1,330 | 1,330 | 1,335 |
| *R*2 | 0.483 | 0.234 | 0.290 | 0.185 |
| Panel B. 控制免费义务教育改革的影响 |  |  |  |  |
| log（每千名适龄儿童幼儿园数量） | 0.38\*\*\* |  |  |  |
|  | (0.063) |  |  |  |
| 幼儿园入学 |  | 1.00\*\* | 0.42 | 0.96\*\* |
|  |  | (0.50) | (0.41) | (0.48) |
| 观测值 | 1,489 | 1,339 | 1,339 | 1,344 |
| *R*2 | 0.512 | 0.308 | 0.331 | 0.283 |
| Panel C. 控制农村义务教育学生营养改善计划 |  |  |  |  |
| log（每千名适龄儿童幼儿园数量） | 0.35\*\*\* |  |  |  |
|  | (0.067) |  |  |  |
| 幼儿园入学 |  | 1.10\*\* | 0.29 | 1.13\*\* |
|  |  | (0.53) | (0.45) | (0.51) |
| 营养改善计划覆盖的年数 | -0.037\*\*\* | 0.086\*\* | 0.088\*\*\* | 0.058 |
|  | (0.013) | (0.043) | (0.033) | (0.044) |
| 观测值 | 1,489 | 1,339 | 1,339 | 1,344 |
| *R*2 | 0.477 | 0.219 | 0.288 | 0.173 |

注：列（1）为第一阶段结果。列（2）–（4）为2SLS估计结果，个体5岁时所在地级市的幼儿园数量对数为个体是否上过幼儿园的工具变量。Panel B额外加入了省份-城镇-出生年份固定效应。括号中为城市层面聚类标准误。Panel C额外控制儿童在调查时被农村营养改善计划影响的时长（年）。\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平。

参考文献

Li, L. and H. Liu, “Primary School Availability and Middle School Education in Rural China”, *Labour Economics*, 2014, 28, 24–40.

梁超、王素素，“教育公共品配置调整对人力资本的影响—基于撤点并校的研究”，《经济研究》，2020年第9期，第138–154页。

**注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。**