**幼儿园增建与儿童认知能力发展：理论模型与经验证据**

吴 贾 张宇霞 楚鹏飞

**目录**

[附录Ⅰ 附表及附图 1](#_Toc170596538)

[附录Ⅱ 幼儿园增长率的可能影响因素 8](#_Toc170596539)

[附录Ⅲ 幼儿园增建政策对幼儿园数量和入园率的影响 10](#_Toc170596540)

[附录Ⅳ 稳健性检验与异质性分析 1](#_Toc170596541)2

[附录Ⅴ 幼儿园增建的成本效益分析 1](#_Toc170596542)6

[参考文献 1](#_Toc170596543)7

# 附录Ⅰ 附表及附图

**表A1 受幼儿园增建政策影响和不受影响的儿童出生队列**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 出生队列 | 上幼儿园年份 | 政策产生影响时（2011年）儿童年龄 | CFPS调查年份时儿童年龄 | | | |
| 2014年 | 2016年 | 2018年 | 2020年 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| 2001.9 | 2004.9 | 10 | 13 | 15 | 17 | 19 |
| 2002.9 | 2005.9 | 9 | 12 | 14 | 16 | 18 |
| 2003.9 | 2006.9 | 8 | 11 | 13 | 15 | 17 |
| 2004.9 | 2007.9 | 7 | 10 | 12 | 14 | 16 |
| 2005.9 | 2008.9 | 6 | 9 | 11 | 13 | 15 |
| 2006.9 | 2009.9 | 5 | 8 | 10 | 12 | 14 |
| 2007.9 | 2010.9 | 4 | 7 | 9 | 11 | 13 |
| 2008.9 | 2011.9 | 3 | 6 | 8 | 10 | 12 |
| 2009.9 | 2012.9 | 2 | 5§ | 7 | 9 | 11 |
| 2010.9 | 2013.9 | 1 | 4§ | 6 | 8 | 10 |
| 2011.9 | 2014.9 | 0 | 3§ | 5§ | 7 | 9 |
| 2012.9 | 2015.9 | –1 | 2§ | 4§ | 6 | 8 |

注：表示受到幼儿园增建政策影响的出生队列。§表示CFPS数据中无法观测到儿童认知能力的年龄。

表A2 CFPS样本使用和对应的儿童年龄范围

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 调查实施年份 | 本文所用样本量 | 样本中儿童出生年份 | 调查实施时儿童年龄范围 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 2014调查 | 2014 | 1,406 | 2001–2008 | 6–14 |
| 2016调查 | 2016 | 1,578 | 2001–2010 | 6–15 |
| 2018调查 | 2018 | 1,572 | 2002–2012 | 6–16 |
| 2020调查 | 2020 | 1,044 | 2003–2012 | 7–16 |

表A3 样本选择偏误检验

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 被解释变量：属于本文样本90个县 | |
|  | 解释变量：2009年指标 | 解释变量：2010年指标 |
|  | (1) | (2) |
| 年末总人口（亿人） | 0.256 | 0.492 |
|  | (0.280) | (0.416) |
| 人均GDP（万元） | 0.000 | 0.000 |
|  | (0.000) | (0.000) |
| 第二产业占比 | 0.116 | -0.011 |
|  | (0.926) | (0.324) |
| 第三产业占比 | -0.519 | -0.378 |
|  | (0.986) | (0.558) |
| 地方财政一般预算支出占比 | 0.784 | 0.289 |
|  | (0.586) | (0.532) |
| 社会消费品零售总额占比 | 0.227 | 0.321 |
|  | (0.479) | (0.373) |
| 小学数量（万所） | -0.260 | 0.031 |
|  | (0.244) | (0.266) |
| 中学数量（万所） | -0.000 | 0.002 |
|  | (0.002) | (0.002) |
| 小学专任老师人数（万人） | 0.069 | -0.001 |
|  | (0.015) | (0.001) |
| 中学专任老师人数（万人） | -0.001 | -0.000 |
|  | (0.000) | (0.000) |
| 常数项 | -0.529 | -0.186 |
|  | (0.768) | (0.374) |
| 样本量 | 161 | 161 |

注：第1列中解释变量以2009年的变量衡量，第2列中解释变量以2010年的变量构建。\*、\*\*、\*\*\*分别为10%、5%和1%显著水平。

表A4 追踪样本描述性统计

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Panel A. 被解释变量 |  |  |  |  |
| 3–5岁认知能力 | –0.004 | 0.984 | –2.405 | 5.599 |
| 3–5岁非认知能力 | 0.007 | 0.996 | –4.259 | 4.380 |
| 数学成绩 | 0.009 | 0.990 | –2.703 | 2.041 |
| 语文成绩 | 0.007 | 0.993 | –2.475 | 2.041 |
| 辅导时间 | 0.002 | 1 | –1.418 | 7.953 |
| 努力程度 | 0.011 | 0.993 | –5.440 | 2.184 |
| 教育支出的对数 | 7.378 | 1.816 | 0 | 11.42 |
| Panel B. 解释变量 |  |  |  |  |
| 是否上幼儿园（1=是） | 0.808 | 0.394 | 0 | 1 |
| Panel C. 控制变量 |  |  |  |  |
| 性别 | 0.534 | 0.499 | 0 | 1 |
| 城乡（1=城镇） | 0.367 | 0.482 | 0 | 1 |
| 父亲年龄 | 32.14 | 5.352 | 25 | 74 |
| 母亲年龄 | 30.05 | 5.132 | 23 | 49 |
| 父母最高受教育年限 | 9.631 | 3.491 | 0 | 19 |
| 3−5岁家庭社会地位 | 2.788 | 0.748 | 1 | 5 |
| 3−5岁家庭收入状况 | 3.067 | 0.741 | 1 | 5 |
| 样本量 | 3,213 | | | |

表A5 接受幼儿园教育对教育投入的影响

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 教育投入的对数 | 每周辅导时间 | 儿童努力程度 |
|  | (1) | (2) | (3) |
| Panel A. 幼儿园经历对教育投入的影响 | | | |
| 是否上幼儿园 | 0.191\* | 0.099\*\* | 0.073\*\* |
|  | （0.112） | （0.057） | （0.062） |
| 个体及家庭特征 | 是 | 是 | 是 |
| 区县固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 调查年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 3,213 | 3,213 | 3,213 |
|  | 0.288 | 0.201 | 0.188 |
| Panel B. 幼儿园增建对教育投入的影响 |  |  |  |
| 幼儿园增长率×受政策影响的 | 0.127\*\*\* | 0.076\*\*\* | 0.058\*\*\* |
| 出生队列（2006–2012） | (0.077) | (0.019) | (0.004) |
| 个体及家庭特征 | 是 | 是 | 是 |
| 县、调查年份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 出生队列×省份固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 县基期特征×出生队列 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 5,600 | 5,600 | 5,600 |
|  | 0.341 | 0.161 | 0.161 |

注：Panel A中被解释变量分别为教育投入的对数、每周辅导时间和儿童努力程度，解释变量为是否上幼儿园。Panel B采用类似式（6）的设定，被解释变量分别为：教育投入的对数、每周辅导时间和儿童努力程度，解释变量为幼儿园增建。标准误聚类至区县层面。\*、\*\*、\*\*\*分别为10%、5%和1%显著水平。

表A6 文献中估计得到的成绩和收入的关系

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 文献 | 对成绩的影响（标准差） | 对收入/工资的影响（log） | 1标准差成绩提高导致log收入的提高 | 国家 |
| Jolliffe (1998) |  |  | 0.05−0.07 | 加纳 |
| Alderman et al. (1996) |  |  | 0.12−0.28 | 巴基斯坦 |
| Moll (1998) |  |  | 0.34−0.48 | 南非 |
| Knight and Sabot (1990) |  |  | 0.19−0.22 | 肯尼亚 |
| Chetty et al. (2011) | 0.024 | 0.003 | 0.131 | 美国 |
| Chetty, Friedman, Rockoff (2014) | 0.13 | 0.013 | 0.103 | 美国 |
| Heckman, Stixrud, Urzua (2006) | 1 | 0.121 | 0.121 | 美国 |
| Heckman et al. (2010) | 0.787 | 0.189 | 0.24 | 美国 |
| Lindqvist and Vestman (2011） | 1 | 0.104 | 0.104 | 美国 |
| Hanushek and Zhang (2008) | 1 | 0.093 | 0.093 | 13个较发达国家 |

注：13个较发达国家包括美国、荷兰、瑞士、智力、芬兰、德国、匈牙利、意大利、丹麦、挪威、捷克、瑞典和波兰。

下文附录Ⅲ证实幼儿园增建政策可以显著提高幼儿园数量和幼儿园入园率，本部分探究幼儿园数量对幼儿园入园概率的影响。模型设定如下：

， （Ⅰ1）

其中，变量设定与上文一致，表示区县固定效应，表示2010-2017年的年份虚拟变量。标准误聚类至区县层面。由于该方程控制了县和时间固定效应，衡量了幼儿园数量增加的县（相当于处理组）中个体入园概率与整体趋势的差异。表A7第1列结果显示，在没有控制个体及家庭特征时，在政策影响下幼儿园数量每增加1万所将提高适龄儿童幼儿园入园概率7.6个百分点（s.e.=0.043）。在控制了个体和家庭特征后，第2列显示幼儿园数量每增加1万所的效果为7.2个百分点（s.e.=0.043）。

表A7 幼儿园数量与适龄儿童入园概率

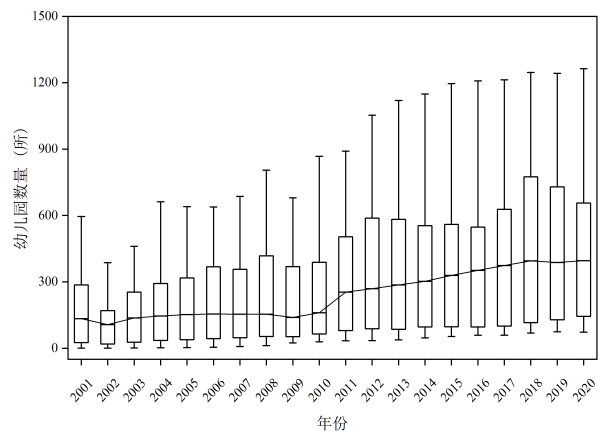
|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) |
| 幼儿园数量（万所） | 0.076\* | 0.072\* |
|  | (0.043) | (0.043) |
| 个体及家庭特征 | 否 | 是 |
| 区县固定效应 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |
| 样本量 | 16,376 | 16,376 |
|  | 0.015 | 0.021 |

注：表示个体及家庭特征包括儿童个体特征（性别、城乡）、父母特征（父母最高教育年限、父母年龄）和家庭特征（家庭收入、家庭社会地位）。表示区县固定效应，表示2010−2017年的年份虚拟变量。标准误聚类至区县层面。\*、\*\*、\*\*\*分别为10%、5%和1%显著水平。



图A1 儿童早期干预的影响效果

注：数据来自Duncan and Magnuson（2013）以及作者搜集。图中圆点越大表示估计越精确。

** **

图A2 幼儿园数量增长趋势图

注：左图采用全国数据绘制了幼儿园数量和幼儿园毛入学率。右图采用本文作者搜集的数据绘制了县平均幼儿园数量的中位数、上下25%分位数和最大、最小值。



图A3 CFPS测试和家长评估的儿童成绩

注：图中将CFPS测试的个体数学和字词成绩以及家长对儿童评估的数学和语文成绩各分成20个分位数，并在每一个分位点上统计标准化成绩的均值。左图给出了两种测试中儿童数学成绩，右图给出了两种测试中儿童的语文/字词成绩。



图A4 2011-2017幼儿园入学率提高程度变化

注：图A4绘制了幼儿园增建政策对2011–2017年幼儿园入学率提高程度和95%的置信区间。个体及家庭特征包括儿童个体特征（性别、城乡）、父母特征（父母最高教育年限、父母年龄）和家庭特征（家庭收入、家庭社会地位）。标准误聚类至区县层面。

# 附录Ⅱ 幼儿园增长率的可能影响因素

本文以下列回归方程探究区县幼儿园增长率的主要影响因素：

（Ⅱ1）

其中，*c*表示区县，表示c县幼儿园数量在2009–2016年的增长率，表示*c*县2009年幼儿园的数量。表示c县在2009年的一系列经济特征，包括地区GDP的对数，第二、三产业占比、总人口数、政府预算支出占比、固定资产投资占GDP比重、社会消费品零售总额占GDP比重、中小学数量、中小学专任老师数和2009年幼儿园的数量。值得注意的是，由于幼儿园增建政策是在2010年11月发布，可能有部分县在2010年12月开始修建幼儿园，为了确保可能影响幼儿园增建数量，及解释变量的测度在被解释变量之前，解释变量均以2009年的指标测度。我们也采用了以2010年的指标构建的解释变量，以检验结果的稳健性。标准误采用稳健性标准误。

幼儿园增长速度与测度地区经济发展水平的地区生产总值、政府预算支出和社会消费品零售总额占比负相关，且与人口数量正相关。这表明，在政策实施前经济发展水平较慢且人口数量较多的地区未来幼儿园增长速度越快。这符合直觉，因为之前经济发展较慢的地区教育资源也不足，政策实施后，则加大力度增加幼儿园的建设。同时，人口数量越多表明对幼儿园的需求也越高。

此外，幼儿园增长率与一个县的小学数量、小学老师人数正相关，但与中学数量和中学老师人数负相关。这可能是由于一个县的现存幼儿园数量是根据较早出生的初中儿童数量建设的（之前出生的儿童人口数量越多，那么已有的幼儿园数量也越多，因此新建需求也就更小）。但由于近些年较晚出生的人数增多（反映在小学数量和小学老师人数上），因此需要建设更多的幼儿园。最后，基期幼儿园数量越少的县，则在2011–2016年建设了更多的幼儿园。第2列采用2010年各区县指标重新估计后，结论一致。

表Ⅱ1 宏观指标对幼儿园增长率的影响

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 被解释变量：幼儿园增长率 | |
|  | 解释变量2009年指标 | 解释变量2010年指标 |
|  | (1) | (2) |
| 地区生产总值对数 | –0.126\*\* | –0.049\*\* |
|  | (0.050) | (0.064) |
| 年末总人数（十万人） | 0.030\*\* | 0.012\*\* |
|  | (0.013) | (0.015) |
| 政府预算支出占比 | –0.005\*\* | –0.021\*\* |
|  | (0.002) | (0.015) |
| 社会消费品零售总额占比 | –0.079\*\* | –0.034\*\* |
|  | (0.037) | (0.002) |
| 社会固定资产投资占比 | –0.024 | –0.144 |
|  | (0.019) | (0.099) |
| 小学数量（百所） | 0.040 | 0.055 |
|  | (0.053) | (0.076) |
| 中学数量（百所） | –0.399 | –0.045 |
|  | (0.329) | (0.024) |
| 小学专任老师人数（万人） | 0.932\* | 1.049\* |
|  | (0.516) | (1.026) |
| 中学专任老师人数（万人） | –1.096\* | –1.175\* |
|  | (0.581) | (0.683) |
| 第二产业占比 | –0.358 | 0.121 |
|  | (0.244) | (0.235) |
| 第三产业占比 | –0.059 | 0.250 |
|  | (0.207) | (0.199) |
| 基期幼儿园数量（万所） | –4.761\*\* | –3.618\*\* |
|  | (1.842) | (2.196) |
| 样本量 | 90 | 90 |
|  | 0.459 | 0.460 |

注：估计方程为式（Ⅱ1）。第1列中解释变量以2009年的变量衡量，第2列中解释变量以2010年的变量构建。“基期幼儿园数量（万所）”表示2009年或2010年幼儿园的数量。\*、\*\*、\*\*\*分别为10%、5%和1%显著水平。

# 附录Ⅲ 幼儿园增建政策对幼儿园数量和入园率的影响

（一）幼儿园增建政策对幼儿园数量的影响

本部分参考Almond et al.（2019）构建趋势断点（trend break）模型比较了政策实施前后幼儿园增长数量的趋势差异**，**模型设定如下：

, （Ⅲ1）

其中，，*t*表示时间，2010为政策实施的年份。表示*c*县幼儿园在t年的数量。表示指示2011及以后年份的虚拟变量。为县的虚拟变量。为随机误差项。测度了2010年政策实施后幼儿园增长趋势相对于政策实施前的差异。数据采用的是90个县在2009-2017年的幼儿园数量，是一个“县—年”的数据结构。该数据共有707个观测，其少于810个（810=90个县×9年）的原因是由于部分县幼儿园数量在样本期间内某些年份缺失导致。该回归中标准误聚类至县级层面，采用稳健性标准误或聚类至省级层面结果显著性程度不变。

估计结果如正文表2的Panel A所示。第1列控制了政策实施前的时间趋势，结果显示政策实施后幼儿园数量增长趋势较之前有所提高，但由于估计精度不高因此估计系数并不显著。第2列加入了时间固定效应，结果显示，2010年政策实施后，幼儿园数量的增长趋势与政策实施前有显著的差异。具体来讲，相比政策实施前，各县2010年后平均每年多建6所幼儿园。

（二）幼儿园增建政策对幼儿园入园概率的影响

本文进一步采用CFPS 2010年的调查数据估计了幼儿园增建政策对入学率的平均处理效应。模型设定如下：

， （Ⅲ2）

其中，通过CFPS询问的儿童幼儿园入园年份可以构建被解释变量（）。该变量为一个虚拟变量，取值为1表示在县*c*的个体*i*在*t*年按时上幼儿园（即在3岁或以下在幼儿园接受教育）。按照幼儿园数量在2010–2017年的增长率，将幼儿园数量增长率最低的25%的区县定义为控制组（=0），其它县为处理组（=1）。样本中，控制组包含23个县，在2010–2017年幼儿园数量平均增长率1%。处理组包含67个县，在2010–2017年幼儿园平均增长率为41.76%。表示个体特征，包含儿童性别、城乡、父母年龄、父母最高教育年限、家庭收入和家庭社会地位。表示区县固定效应，为随机误差项。标准误聚类至县级层面。衡量了政策实施后，受政策影响较大的区县（相比于受政策影响较小的区县）新生入园概率的差异。数据源于CFPS2010年的调查，该调查包含161个县，与本文搜集到的2010–2017幼儿园数量进行匹配，形成包含90个县的有效观测。样本包含2,101个个体、样本量为16,376的非平衡面板数据。

正文表2 Panel B报告了估计结果，第1列表明未控制个体及家庭特征时，幼儿园增建政策平均使新生入园率提高6.7个百分点（s.e.=0.039）。第二列控制个体及家庭特征后，估计系数为6.4个百分点（s.e.=0.029），验证了政策的实施对新生入园率的正向效果。

（三）政策强度对儿童认知能力的影响差异

政策较强地区和较弱地区对儿童认知能力的影响差异是多少？本文构建了一个虚拟变量，取值为1表示2011–2016年幼儿园增长率高于样本中位数，并将其替换式（6）中的。表Ⅲ1报告了较强的政策对儿童数学和语文成绩的影响分别为0.24（s.e.=0.104）和0.17（s.e.=0.108）个标准差。由于样本中上、下中位数县的幼儿园增长率之差为0.236，这表明，经历较高幼儿园增长率县的儿童比经历低幼儿园增长率县的儿童在6–16岁的数学和语文成绩高0.17和0.12个标准差（0.239×0.236×3；0.172×0.236×3）。

表Ⅲ1 高政策强度对儿童认知能力的影响

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 数学成绩 | |  | 语文成绩 | |
|  | (1) | (2) |  | (3) | (4) |
| 政策强度高×受政策影响的 | 0.379\*\*\* | 0.239\*\* |  | 0.304\*\*\* | 0.172\*\* |
| 出生队列（2006–2012） | (0.105) | (0.104) |  | (0.087) | (0.108) |
| 个体及家庭特征 | 否 | 是 |  | 否 | 是 |
| 县、调查年份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 出生队列×省份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 县基期特征×出生队列 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 样本量 | 5,600 | 5,600 |  | 5,600 | 5,600 |
|  | 0.129 | 0.156 |  | 0.121 | 0.166 |

注：“政策强度高”表示一个虚拟变量，若某县在2011–2016年幼儿园增长数量超过样本的中位数则取之为1，否则为0。个体及家庭特征包括儿童个体特征（性别、城乡）、父母特征（父母最高教育年限、父母年龄）和家庭特征（家庭收入、家庭社会地位）。县基期特征包括2009年预算支出占比、GDP的对数、年末总人口数、小学老师和中学老师数。标准误聚类至区县层面。\*、\*\*、\*\*\*分别为10%、5%和1%显著水平。

# 附录Ⅳ 稳健性检验与异质性分析

（一）稳健性检验

1.仅保留最近一次调查时的观测

CFPS为追踪调查数据库，样本中很多个体在不同调查年份均被观测到，上文中对CFPS重复出现的样本参考Carrell et al.（2018）的研究，使用个体被观测次数的倒数作为权重进行调整。为避免样本权重对结果的稳健性产生影响，我们参考Zhang and Xu（2016）的做法，对重复出现的个体仅保留最近一次调查时的观测。表Ⅳ1显示幼儿园增建对数学成绩和语文成绩的影响分别为0.07个标准差（s.e.=0.015）和0.06个标准差（s.e.=0.017）。

表Ⅳ1 幼儿园增建对儿童认知能力的影响（保留最近一次观测的样本）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 数学成绩 | |  | 语文成绩 | |
|  | (1) | (2) |  | (3) | (4) |
| 幼儿园增长率×受政策影响的 | 0.075\*\*\* | 0.065\*\*\* |  | 0.069\*\*\* | 0.056\*\*\* |
| 出生队列（2006–2012） | (0.010) | (0.015) |  | (0.010) | (0.017) |
| 个体及家庭特征 | 否 | 是 |  | 否 | 是 |
| 县、调查年份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 出生队列×省份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 县基期特征×出生队列 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 样本量 | 2,626 | 2,626 |  | 2,626 | 2,626 |
|  | 0.159 | 0.154 |  | 0.188 | 0.196 |

注：估计方程为式（6）。对重复出现的个体仅保留最近一次调查时的观测。个体及家庭特征包括儿童个体特征（性别、城乡）、父母特征（父母最高教育年限、父母年龄）和家庭特征（家庭收入、家庭社会地位）。县基期特征包括2000年预算支出占比、GDP的对数、年末总人口数、小学老师和中学老师数。标准误聚类至区县层面。\*、\*\*、\*\*\*分别为10%、5%和1%显著水平。

2. 排除移民儿童的影响

父母可能会基于当地幼儿园的数量选择居住地。为了避免移民儿童对估计造成影响，本文参考Wu et al.（2023）对比儿童出生时家庭地址、3岁时的居住地是否与调查时儿童居住地处于同一区县来识别移民。具体来说，若3岁时或出生时的家庭地址与调查地址不同，则认为是移民。样本中移民的比例不到1%。排除移民个体外，我们对剩余样本进行估计，表Ⅳ2中Panel A表明结果与正文表2基本一致。

3. 排除政策对生育率的影响

本文估计结果还可能受到样本选择的影响。比如，幼儿园增建政策的实施可能会引起更多的贫穷家庭生育更多的子女，导致政策实施后出生的样本更多。这一问题不太可能影响本文的结果，原因是本文主要估计样本为出生在2006–2012年的个体，而政策颁布时间是2010年11月。也就是说，如果政策能够影响出生率，那么可能受到影响的仅仅是2011年和2012年出生的个体。为了排除样本选择的影响，我们将样本进一步限制在政策实施前出生的个体，重新估计了式（6），表Ⅳ2中Panel B报告了回归结果，结论与正文表2一致。为了进一步排除幼儿园增长数量对出生率的影响，我们采用2015年的人口普查数据，得到我们样本中每个县在2001–2012年的人口数量（可以匹配90个县中88个县），并计算每个县中每一年出生的人口占这些年出生人口的比重。我们以该比重的倒数作为权重，从而减弱幼儿园增长数量对出生率的影响。表Ⅳ3显示，在进行这项调整后，结果仍然一致。

表Ⅳ2 幼儿园增建对儿童认知能力的影响（排除移民和政策实施后出生的儿童）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 数学成绩 | |  | 语文成绩 | |
|  | (1) | (2) |  | (3) | (4) |
| Panel A. 排除移民 | | | | | |
| 幼儿园增长率×受政策影响的 | 0.069\*\*\* | 0.060\*\*\* |  | 0.063\*\*\* | 0.054\*\*\* |
| 出生队列（2006–2012） | (0.009) | (0.010) |  | (0.008) | (0.012) |
| 个体及家庭特征 | 否 | 是 |  | 否 | 是 |
| 县、调查年份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 出生队列×省份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 县基期特征×出生队列 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 样本量 | 5,572 | 5,572 |  | 5,572 | 5,572 |
|  | 0.134 | 0.123 |  | 0.162 | 0.169 |
| Panel B. 排除政策实施后出生的个体 | | | | | |
| 幼儿园增长率×受政策影响的 | 0.069\*\*\* | 0.060\*\*\* |  | 0.062\*\*\* | 0.054\*\*\* |
| 出生队列（2006–2012） | (0.010) | (0.013) |  | (0.009) | (0.016) |
| 个体及家庭特征 | 否 | 是 |  | 否 | 是 |
| 县、调查年份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 出生队列×省份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 县基期特征×出生队列 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 样本量 | 5,445 | 5,445 |  | 5,445 | 5,445 |
|  | 0.129 | 0.123 |  | 0.159 | 0.169 |

注：估计方程为式（6）。Panel A排除了移民样本。若3岁时或出生时的家庭地址与调查地址不同，则认为是移民。Panel B 排除了政策实施后出生的样本，即出生在2011–2012年的儿童。个体及家庭特征包括儿童个体特征（性别、城乡）、父母特征（父母最高教育年限、父母年龄）和家庭特征（家庭收入、家庭社会地位）。县基期特征包括2009年预算支出占比、GDP的对数、年末总人口数、小学老师和中学老师数。标准误聚类至区县层面。\*、\*\*、\*\*\*分别为10%、5%和1%显著水平。

表Ⅳ3 幼儿园增建对儿童认知能力的影响（以人口数构建权重指标调整）

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 数学成绩 | |  | 语文成绩 | |
|  | (1) | (2) |  | (3) | (4) |
| 幼儿园增长率×受政策影响的 | 0.053\*\*\* | 0.059\*\*\* |  | 0.038\*\* | 0.041\*\* |
| 出生队列（2006–2012） | (0.012) | (0.011) |  | (0.019) | (0.020) |
| 个体及家庭特征 | 否 | 是 |  | 否 | 是 |
| 县、调查年份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 出生队列×省份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 县基期特征×出生队列 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 样本量 | 4,998 | 4,998 |  | 4,998 | 4,998 |
|  | 0.138 | 0.164 |  | 0.130 | 0.175 |

注：估计方程为式（6）。本表采用2015年的人口普查数据，得到我们样本中每个县在2001–2012年的人口数量，并计算每个县中每一年出生的人口占这些年出生人口的比重。个体及家庭特征包括儿童个体特征（性别、城乡）、父母特征（父母最高教育年限、父母年龄）和家庭特征（家庭收入、家庭社会地位）。县基期特征包括2009年预算支出占比、GDP的对数、年末总人口数、小学老师和中学老师数。标准误聚类至区县层面。\*、\*\*、\*\*\*分别为10%、5%和1%显著水平。

4. 父母对儿童评价的稳健性

本文采用父母对子女的评估衡量儿童认知能力表现，尽管这一测度与CFPS对个体测评的认知能力具有很高的相关度，两者仍有一定的偏差（附录图A2），这种偏差如何影响本文的结果？鉴于10岁及以上的儿童，可以获得父母的评价和CFPS的测评，我们可以比较采用两种测评的结果差异。本文保留了10岁及以上的儿童样本，并使用CFPS2018和2020两轮的数据重新进行了估计。表Ⅳ4显示，采用家长的评价时，估计系数略大于采用CFPS的测评，但两者的差异很小且并不显著。

表Ⅳ4 家长测评和CFPS测试儿童认知能力的结果比较

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 自我测试 | | |  | 家长评价 | | |
|  | 数列 | 字词 | |  | 数学 | 语文 | |
|  | (1) | | (2) |  | (3) | | (4) |
| 幼儿园增长率×受政策影响的 | 0.053\*\*\* | | 0.036\* |  | 0.057\*\*\* | | 0.041\*\*\* |
| 出生队列（2006–2012） | (0.017) | | (0.019) |  | (0.015) | | (0.021) |
| 个体及家庭特征 | 是 | | 是 |  | 是 | | 是 |
| 县、调查年份固定效应 | 是 | | 是 |  | 是 | | 是 |
| 出生队列×省份固定效应 | 是 | | 是 |  | 是 | | 是 |
| 县基期特征×出生队列 | 是 | | 是 |  | 是 | | 是 |
| 样本量 | 850 | | 850 |  | 850 | | 850 |
|  | 0.546 | | 0.486 |  | 0.288 | | 0.304 |
| *P value*：数列=数学 | 0.781 | | | | | | |
| *P value*：字词=语文 | 0.864 | | | | | | |

注：估计方程为式（6）。数据采用CFPS2018和2020两期数据，仅保留了10岁及以上的样本。个体及家庭特征包括儿童个体特征（性别、城乡）、父母特征（父母最高教育年限、父母年龄）和家庭特征（家庭收入、家庭社会地位）。县基期特征包括2009年预算支出占比、GDP的对数、年末总人口数、小学老师和中学老师数。标准误聚类至区县层面。\*、\*\*、\*\*\*分别为10%、5%和1%显著水平。

（二）异质性分析

正文提到的研究文献中，许多研究都注重帮助低社会经济地位（socioeconomic status，简称SES）家庭的儿童提高后期认知能力。不难推测，幼儿园增建可能对不同社会经济地位家庭的儿童有不同的影响。推论1同样说明，低收入或低教育家庭的儿童更有可能从幼儿园教育中获益。本文按照家庭经济社会地位和父母教育水平划分样本，依据式（6）估计幼儿园增建对不同SES、不同父母教育水平儿童语文和数学成绩的影响[[1]](#footnote-0)。表Ⅳ5报告了估计结果，幼儿园增建政策对弱势家庭（低SES和低学历父母）的儿童数学成绩有略大的影响，但在语文成绩方面没有明显的区别。总的来讲，部分支持性证据表明，幼儿园增建政策对弱势家庭儿童的帮助上似乎更大，这与推论1的结论一致。

表Ⅳ5 弱势家庭异质性检验

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 数学 | |  | 语文 | |
|  | (1) | (2) |  | (3) | (4) |
| Panel A. 社会经济地位的异质性 | | | | | |
|  | 高SES | 低SES |  | 高SES | 低SES |
| 幼儿园增长率×受政策影响的 | 0.052\*\*\* | 0.073\*\*\* |  | 0.060\*\*\* | 0.063\*\*\* |
| 出生队列（2006–2012） | (0.009) | (0.015) |  | (0.011) | (0.018) |
| 个体及家庭特征 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 县、调查年份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 出生队列×省份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 县基期特征×出生队列 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 样本量 | 2453 | 3147 |  | 2453 | 3147 |
|  | 0.222 | 0.191 |  | 0.233 | 0.203 |
| *p*-value | 0.091 | |  | 0.210 | |
| Panel B. 父母教育水平的异质性 | | | | | |
|  | 高受教育水平 | 低受教育水平 |  | 高受教育水平 | 低受教育水平 |
| 幼儿园增长率×受政策影响的 | 0.059\*\*\* | 0.079\*\*\* |  | 0.041\*\*\* | 0.066\*\* |
| 出生队列（2006–2012） | (0.014) | (0.015) |  | (0.013) | (0.028) |
| 个体及家庭特征 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 县、调查年份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 出生队列×省份固定效应 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 县基期特征×出生队列 | 是 | 是 |  | 是 | 是 |
| 样本量 | 4511 | 1089 |  | 4511 | 1089 |
|  | 0.161 | 0.283 |  | 0.174 | 0.247 |
| *p*-value | 0.077 | |  | 0.186 | |

注：估计方程为式（6），Panel A分别对高SES和低SES家庭样本进行估计。Panel B分别对高受教育水平和低受教育水平家庭样本进行估计。个体、父母和家庭特征包括儿童个体特征（性别、城乡）、父母特征（父母最高教育年限、父母年龄）。县基期特征包括2009年预算支出占比、GDP的对数、年末总人口数、小学老师和中学老师数。*P*-value为检验估计系数在高SES和低SES样本群体中是否相等的*t*检验的*p*值。标准误聚类至区县层面。\*、\*\*、\*\*\*分别为10%、5%和1%显著水平。

# 附录Ⅴ 幼儿园增建的成本效益分析

本文计算幼儿园增建为政府创造的未来收益计算公式为：

（Ⅴ1）

其中，表示个人一生的收入的贴现。中国居民20–60岁平均收入为200万，以3%的利率贴现，得到收入现值为61.31万。表示幼儿园增建对儿童成绩的影响效果，基于表2的结果，本文发现在2011年至2016年幼儿园数量的增加导致儿童数学和语文成绩分别提高0.064和0.054个标准差，我们取均值为0.059。表示成绩提高1个标准差导致收入的提高比例。查阅相关文献后，虽然没有发现基于中国的研究证据，但其它国家的估计结果可以提供一定的参考。附录表A6总结了部分研究中成绩提高对未来收入的影响程度，可以发现，在发达国家中，成绩提高1个标准差导致收入提高比例分布在9%–13%之间。对于发展中国家而言，该值的估计范围更大，分布在5%–28%之间。为了进行保守估计，我们取5%进行计算。表示幼儿园增建政策导致入园儿童数量的增加，我们基于2010年3–5岁儿童数量、2010年的入园率和2011–2020年入园率的增长，计算出平均每年由于幼儿园增建政策导致的入园儿童的增长量。表示收入税率，基于2020年财政收支报告，我们估计出人均收入税率为8.2%。

幼儿园增建成本主要包括建设成本和增建后招募教师、购买配套设施的成本：

（Ⅴ2）

其中，表示2011–2017年平均每年用于增建幼儿园的支出，表示2011–2017年平均每年招募教师和购买设施后的其它教育经费支出。从中国教育经费统计年鉴可得到幼儿园基本建设经费和教育经费支出，调整为人均水平并折现至2010年，分别为1.28和117.76元。正文表6给出了具体的数据来源和计算方法。

以式（Ⅴ1）除以式（Ⅴ2）可以得到我国2010年开始的幼儿园增建的收益成本比例为5.06。Kline and Walters（2016）对美国Head Start项目的估计值为1.84。本文所得值高于Head Start项目。同时，本文采用了较为保守的估计，Kline and Walters（2016）认为成绩提高1个标准差导致收入提高10%。如上文所述，发展中国家对该值的估计分布范围较宽，若采用次低值，即7%，则幼儿园增建的收益成本比为7.09。总的来讲，我们发现即使采用保守的估计值，2010年开始的幼儿园增建政策仍然在较长时期中给政府带来了较高的正的回报。

# 参考文献

1. Alderman, H., J. R. Behrman, D. R. Ross, and R. Sabot, “The Returns to Endogenous Human Capital in Pakistan’s Rural Wage Labour Market”, *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 1996, 58(1), 29-55.
2. Almond, D., H. Li, and S. Zhang, “Land Reform and Sex Selection in China”, *Journal of Political Economy*, 2019, 127(2), 560-585.
3. Carrell, S. E., M. Hoekstra, and E. Kuka, “The Long-run Effects of Disruptive Peers”, *American Economic Review*, 2018,108(11), 3377-3415.
4. Chetty, R., J. Friedman, N. Hilger, E. Saez, D. W. Schanzenbach, and D. Yagan, “How Does Your Kindergarten Classroom Affect Your Earnings? Evidence from Project STAR”, *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126, 1593-1660.
5. Chetty, R., J. Friedman, and J. Rockoff, “Measuring the Impacts of Teachers I: Measuring Bias in Teacher Value-added Estimates”, *American Economic Review*, 2014a, 104, 2593-2632.
6. Chetty, R., J. Friedman, and J. Rockoff, “Measuring the Impacts of Teachers II: Teacher Value-Added and Student Outcomes in Adulthood”, *American Economic Review*, 2014b, 104, 2633- 2679.
7. Duncan, G. J., and K. Magnuson, “Investing in Preschool Programs”, *Journal of Economic Perspectives*, 2013, 27(2), 109-132.
8. Hanushek, E. A., and L. Zhang, “Quality Consistent Estimates of International Returns to Skill”, Unpublished, 2008.
9. Heckman, J. J., J. Stixrud, and S. Urzua, “The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior”, *Journal of Labor Economics*, 2006, 24(3), 411-493.
10. Heckman, J. J., S. H. Moon, R. Pinto, P. Savelyev, and A. Yavitz, “The Rate of Return to the High/Scope Perry Preschool Program”, *Journal of Public Economics*, 2010, 94, 114-128.
11. Jolliffe, D., “Skills, Schooling, and Household Income in Ghana”, *World Bank Economic Review*, 1998, 12(1), 81-104.
12. Kline, P., and C. R. Walters, “Evaluating Public Programs with Close Substitutes: The Case of Head Start”, *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4), 1795-1848.
13. Knight, J. B., and R. H. Sabot, “Education, Productivity, and Inequality: The East African Natural Experiment”, World Bank, 1990.
14. Lindqvist, E., and R. Vestman, “The Labor Market Returns to Cognitive and Noncognitive Ability: Evidence from the Swedish Enlistment”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3(1), 101-28.
15. Moll, P. G., “Primary Schooling, Cognitive Skills and Wages in South Africa”, *Economica*, 1998, 65(258), 263-284.
16. Wu, J., J. Lin, and X. Han, “Compensation for Girls in Early Childhood and its Long-run Impact: Family Investment Strategies under Rainfall Shocks”, *Journal of Population Economics*, 2023, 36(3), 1225-1268.
17. Zhang, J., and L. C. Xu, “The Long-run Effects of Treated Water on Education: The Rural Drinking Water Program in China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 122, 1-15.

**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。**

1. 本文将家庭收入和社会地位均不低于中等水平的家庭定义为高SES家庭，其他家庭定义为低SES家庭。将父母最高受教育年限大于9年的家庭定义为较高学历家庭，这些父母在完成义务教育后又继续接受了高中教育，其他家庭定义为较低学历家庭。 [↑](#footnote-ref-0)