

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*

摘要: 本文构建了一个理论模型分析幼儿园增建如何影响家庭教育决策和儿童未来人力资本发展。基于手工整理的幼儿园数量和中国家庭追踪调查数据,经验研究发现,我国 2010 年实施的幼儿园增建政策平均使 6—16 岁儿童数学和语文成绩提高约 0.05—0.06 个标准差。机制分析发现,接受幼儿园教育的儿童 3—5 岁的认知和非认知能力更高,未来也会获得更多的教育投入,显示出更明显的能力的动态互补性。保守估计我国 2010 年幼儿园增建政策的收益成本之比约为 5.06。

关键词: 幼儿园教育;幼儿园增建政策;儿童认知能力表现

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.04.18

一、引 言

学前教育作为国民教育体系的重要组成部分,是终身学习的开端,也是后续教育的基础,对个人发展具有较长的回报期(Becker, 1964; Heckman et al., 2013; Cornelissen et al., 2018; 吴贾等, 2021)。儿童早期也是某些能力习得最为有效的阶段(Shonkoff and Phillips, 2000; Cunha and Heckman, 2008)。幼儿园教育作为早期教育的主要形式,在短期内可以提高儿童的识字、算数以及非认知能力(Blau and Currie, 2006; Currie and Almond, 2011)。长远来看,早期儿童干预是一项投资回报率最高的人力资本投资形式,其价值远超后期的学校教育和在职培训(Heckman, 2006)。幼儿园教育也是降低收入差距、促进社会代际流动的重要途径。国外针对学前教育有较为深入的研究,在这一领域已经形成丰富的文献(Cornelissen et al., 2018; Carneiro and Ginja, 2014; Leuven et al., 2010)。附录 I 图 A1 基于 85 个学前教育项目展示了这些项目对儿童认知能力发展的影响。^① 本文试图借助我国 2010 年颁布的一项旨在大力发展幼儿园的政策,探究这一项目对中国儿童认知能力的影响有多大? 这些影响在后期是否仍然存在? 项目的成本收益如何?

我国为解决儿童“入园难”的问题,2010 年 11 月 21 日印发了第 41 号文件《国务院关

* 吴贾,山东大学商学院;张宇霞,中国人民大学劳动人事学院;楚鹏飞,暨南大学经济学院。通信作者及地址:张宇霞,北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学,100872;电话:18406594360;E-mail: yxchueng@163.com。作者感谢国家自然科学基金面上项目(72073051)的资助,感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

① 篇幅所限,附录未在正文列示,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

于当前发展学前教育的若干意见》,明确提出了发展学前教育的重要性,大力发展公办幼儿园,幼儿园数量自2011年开始显著增加。附录I图A2显示全国及区县幼儿园数量自2011年后斜率显著提高,幼儿园增建政策使得入园率也稳步提高,2011年幼儿园毛入园率有明显的跳跃。在此背景下,本文探究了该政策对6—16岁儿童认知能力的影响,并分析了其影响机制。

本文通过构建理论模型分析了幼儿园增建如何影响家庭关于子女是否接受幼儿园教育的决策,以及幼儿园增建如何影响儿童未来人力资本发展的问题。在求解最优化问题后得出定理1:当子女进入幼儿园,家庭所获的收益大于成本时,父母会送子女进入幼儿园接受教育;幼儿园增建会降低儿童接受幼儿园教育的成本,从而提高儿童的入园概率。进一步分析幼儿园教育与儿童后期人力资本发展的关系,得到推论1:幼儿园增建后,更多家庭的儿童通过幼儿园教育提升了人力资本。

在实证部分,作者手动搜集了我国各区县2009—2016年各年的幼儿园数量,并与中国国家家庭追踪调查(China Family Panel Studies,简称CFPS)区县数据匹配,构成本文的主要分析样本。借助2010年《国务院关于当前发展学前教育的若干意见》颁布后我国各地区大力建设幼儿园这一政策影响,比较了生活在幼儿园数量增长较快和较慢区县的儿童在6—16岁认知能力的差异。实证部分的研究结论可以总结为以下四点:首先,幼儿园增建平均使其数学和语文成绩提高0.05—0.06个标准差。其次,在与国外的研究进行比较时,我国2010年幼儿园增建政策对儿童语言能力的影响与Project STAR的影响较为接近,影响略小于芝麻街和Head Start项目。再次,接受幼儿园教育的儿童3—5岁时的短期人力资本更高,同时,受政策影响的儿童在未来获得更多的家庭教育投入和自身教育投入,也表现出更明显的能力的动态互补性(dynamic complementarity)。最后,采用最为保守的估计,对于我国2010年的幼儿园增建政策,政府投入1元在未来获得的税收收入为5.06元。

本文的贡献主要有以下三个方面。首先,本文首次提出了理论模型分析幼儿园增建如何影响儿童未来人力资本,以及产生的福利效果。其次,尽管学前教育和儿童未来人力资本发展是国外教育学家和劳动经济学家非常关注的问题(Leuven et al., 2010; Carneiro and Ginja, 2014; Cornelissen et al., 2018),但尚没有文献研究我国幼儿园建设与儿童未来发展的关系。就本文作者所知,本文是首篇对这一问题进行研究的文章。最后,本文将我国幼儿园建设的影响与国外文献进行了较为全面的比较。

二、理论模型

本部分建立了一个理论模型来分析幼儿园教育对儿童未来认知能力的影响。模型借鉴Carneiro et al. (2007)和Ichino et al. (2019)的思想,与上述模型不同,本文考虑了幼儿园教育以及教育质量,并分析了幼儿园增建的可能影响。

考虑一个仅有一个子女的代表性家庭,父母的效用取决于自己的消费水平 c 、闲暇 l 和子女后期人力资本水平 θ ,父母的效用函数可以写作:

$$v(c, l, \theta) = c + \alpha \cdot \theta + l, \tag{1}$$

其中, $\alpha > 0$ 衡量了子女人力资本水平相对于消费和闲暇在父母效用函数中的权重。父母可以选择将子女送到幼儿园接受教育或者在家自己教育。如果送到幼儿园接受教育, 子女获得的教育时间为 τ_k ; 如果留在家中接受教育, 则子女获得的教育时间为 τ_p 。假设子女可支配的时间总量为 τ 。因此, 子女面临的时间约束为: $\tau_k + \tau_p = \tau$ 。设父母的闲暇时间为 l , 工作时间为 h , 在劳动力市场工作可以获得工资 w 。父母面临的时间约束为 $h + \tau_p + l = 1$ ^①。

假设有 N 所幼儿园, $n (n \in N)$ 识别了不同的幼儿园。幼儿园的质量为 $q(n)$, 进入幼儿园需要一定的成本 $\pi(n)$, 其取决于入园费用 $\varphi(N)$ 和日常费用 $m(q)$ 。假设幼儿园存在竞争, 入园费用随着幼儿园数量的增加而减少。日常费用 $m(q)$ 是幼儿园质量的增函数。总的来说, 进入幼儿园的成本函数为 $\pi(n) = \varphi(n) + m(q)$ 。

儿童在 3—5 岁的能力取决于在家庭接受的教育和幼儿园的教育:

$$\theta = \theta_0 + e_p \cdot y_p \cdot \tau_p + q \cdot \tau_k, \tag{2}$$

其中, θ_0 表示天生的能力, e_p 表示父母的教育水平, y_p 表示父母的收入。式(2)表明父母教育水平和收入之间的互补关系, 以及家庭教育和幼儿园教育之间的替代关系, 这些设定与大多数文献的发现一致(如: Becker and Tomes, 1986; Barrera, 1990)。即使父母收入为 0, 子女也具备一定的天生的能力 θ_0 。基于上述的设定, 父母效用的最优化问题可以表示为:

$$\begin{aligned} \max & c + \alpha \cdot \theta + l, \\ \text{s.t.} & c + \pi \cdot \tau_k = w \cdot h, \\ & \theta = \theta_0 + e_p \cdot y_p \cdot \tau_p + q \cdot \tau_k, \\ & \tau_k + \tau_p = \tau, \\ & l + h + \tau_p = 1. \end{aligned}$$

整理该方程可得:

$$L = w(1 - l - \tau + \tau_k) - \pi\tau_k + \alpha[\theta_0 + e_p w(1 - l - \tau + \tau_k)(\tau - \tau_k) + q\tau_k] + l.$$

可以求得最优的幼儿园教育时间为:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \tau_k} &= w - \pi + (2\tau - 2\tau_k + l - 1)\alpha e_p w + \alpha q = 0, \\ \tau_k^* &= \frac{2\tau + l - 1}{2} + \frac{w - \varphi - m + \alpha q}{2\alpha e_p w}. \end{aligned} \tag{3}$$

定理 1 假设父母扣除休闲外可支配的总时间不超过儿童可支配总时间的 2 倍(即, $2\tau + l - 1 > 0$), 当 $\varphi + m < w + \alpha q$ 时, 有 $\tau_k^* > 0$ 。同时, 若 $N' > \widetilde{N}$, 那么 $\text{Prob}(\tau_k^* > 0 | N = N') > \text{Prob}(\tau_k^* > 0 | N = \widetilde{N})$ 。

定理 1 表明当进入幼儿园的收益大于成本时, 父母会送子女去幼儿园接受教育, 因为 $\alpha e_p w > 0$ 。 $w + \alpha q$ 反映了父母将子女送到幼儿园学习的收益: 一方面可以获得工资, 另一方面可以让子女享受幼儿园的教育质量。 $\varphi + m$ 反映了进入幼儿园学习的成本, 由于入园费用 φ 是幼儿园总量 N 的减函数, 因此, 当 $N' > \widetilde{N}$ (幼儿园增建) 时, 进入幼儿园的收益

① 这里将父母可支配的时间总量单位化为 1。

更容易大于成本,父母更倾向于送子女去幼儿园接受教育。

下面进一步分析幼儿园教育与儿童后期人力资本发展的关系,我们的目标是计算 $\frac{d\theta}{d\tau_k}$ 。考虑家长有一个最为偏好的幼儿园,不失一般性的,记这个幼儿园为 $n=N$ 。还有一种情况,所有幼儿园都不满足家长的期望,或幼儿园无法提供足够的学位,此时 $\tau_k^*=0$ 。在上述两种情况下,一定满足:

$$\Delta\tau_k^* = \tau_k^*(N) - 0 = \frac{2\tau + l - 1}{2} + \frac{\omega - \varphi(N) - m(q(N)) + \alpha q(N)}{2\alpha e_p \omega} > 0. \quad (4)$$

进一步考虑在最优幼儿园接受教育时间为 τ_k^* 儿童的人力资本函数,将式(3)代入式(2):

$$\theta^* = \theta_0 + e_p \omega (1 - l - \tau + \tau_k^*) (\tau - \tau_k^*) + q\tau_k^*.$$

同样,比较家长最为偏好的幼儿园和不去幼儿园两种情况导致的儿童人力资本差异:

$$\Delta\theta^* = e_p \omega (1 - l - \tau + \tau_k^*(N)) (\tau - \tau_k^*(N)) + q(N)\tau_k^*(N) - e_p \omega (1 - l - \tau)\tau. \quad (5)$$

结合式(4)和式(5),可知:

$$\frac{\Delta\theta^*}{\Delta\tau_k^*} \approx \frac{d\theta^*}{d\tau_k^*} = \frac{e_p \omega (1 - l - \tau + \tau_k^*(N)) (\tau - \tau_k^*(N)) + q(N)\tau_k^*(N) - e_p \omega (1 - l - \tau)\tau}{\tau_k^*(N) - 0}.$$

推论 1 当 $\omega e_p < \frac{q(N)}{2\tau + l - 1 - \tau_k^*(N)}$ 时,有 $\frac{\Delta\theta^*}{\Delta\tau_k^*} > 0$ 。同时,若 $N' > \widetilde{N}$, 那么

$$\text{Prob}\left(\frac{\Delta\theta^*}{\Delta\tau_k^*} > 0 \mid N = N'\right) > \text{Prob}\left(\frac{\Delta\theta^*}{\Delta\tau_k^*} > 0 \mid N = \widetilde{N}\right).$$

推论 1 表明当收入与父母教育水平的乘积低于某一值时,进入幼儿园学习能够增加儿童的人力资本,即来自低收入或低教育水平家庭的儿童更能从幼儿园教育中获益。注意到分子 $q(N)$ 是 N 的增函数,分母 $2\tau + l - 1 - \tau_k^*(N)$ 是 N 的减函数,因此 $\frac{q(N)}{2\tau + l - 1 - \tau_k^*(N)}$ 是 N 的增函数。所以当 $N' > \widetilde{N}$ (幼儿园增建) 时,有更多家庭的儿童可能从幼儿园教育中获得人力资本的提升。

最后,分析父母的福利水平。将式(4)代入父母的目标函数式(1)中,可得:

$$V(n) = \omega (1 - l - \tau + \tau_k^*) - \pi\tau_k^* + \alpha [\theta_0 + e_p \omega (1 - l - \tau + \tau_k^*) (\tau - \tau_k^*) + q\tau_k^*] + l.$$

由包络定理可计算家庭福利水平与幼儿园数量的关系:

$$\frac{dV(n)}{dn} = -\pi'\tau_k^* + \alpha q'\tau_k^* = \tau_k^* (\alpha q' - \pi').$$

由于 n 是幼儿园的编号,不失一般性的,可以根据 $\alpha q - \pi$ 这一值的大小对幼儿园进行编号,令取值最小的幼儿园 $n=1$,取值最大的幼儿园 $n=N$ 。在这种排序下, $\alpha q - \pi$ 是 n 的增函数,因此 $\frac{dV(n)}{dn} > 0$ 。换句话说,幼儿园增建会提高家庭的福利水平。这一结论并不难

理解,由推论 1 可知,幼儿园增建使得更多教育水平和收入水平在临界值 $\frac{q(N)}{2\tau + l - 1 - \tau_k^*(N)}$ 附近的家庭将子女送到幼儿园接受教育,并导致了他们子女后期人力资本的提升,进而提高了家庭的福利水平。

三、研究相关背景和数据

(一) 幼儿园增建政策

为了促进学前教育的发展,解决“入园难”的问题,国务院在2010年11月21日印发了第41号文件《国务院关于当前发展学前教育的若干意见》,文件强调“学前教育仍是各级各类教育中的薄弱环节,主要表现为教育资源短缺、投入不足,师资队伍不健全……一些地方‘入园难’问题突出”。文件指出“办好学前教育,关系亿万儿童的健康成长”,并提出了多种途径发展学前教育工作,其中最突出的一条是“大力发展公办幼儿园”。整体来看,2010年第41号文件重要的一条宗旨就是通过增建幼儿园解决儿童入园难的问题。根据定理1可知,幼儿园增建时,家长送子女进入幼儿园的收益大于成本的概率更大,所以家长更倾向于送适龄儿童进入幼儿园。^①

(二) 数据来源和统计描述

1. 数据来源

本文关注的问题是幼儿园增建政策的实施对儿童后续教育阶段认知能力的影响。按照教育部《幼儿园工作规程》的规定,幼儿园实行三年制教育,适龄年龄自3周岁开始可以持续到5周岁。由于6周岁已经是我国义务教育法规定的法定入学年龄,因此,本文认为能够受到幼儿园增建政策影响的儿童是在2011年小于等于5周岁的儿童。我们将后续教育阶段定义为小学及以上,对应儿童的年龄阶段是6—16岁。

本文采用了两项数据,第一个数据来源是CFPS,本文使用了2014、2016、2018和2020年四期的调查数据^②。第二个数据来源是作者手工整理的2009—2016年区县层面的幼儿园数量,我们从中经网,各地县、市统计年鉴,地方志网络数据等多种途径搜集整理了各区县幼儿园数量,与CFPS 2010调查的161个区县中的90个区县取得匹配^③,再与CFPS四轮调查数据合并后共有5600个个体层面观测。附录I表A2给出了CFPS每轮调查中,我们使用的样本量和对应儿童的年龄范围。为了验证这90个县不受样本选择偏误的影响,我们以一个县是否属于这90个县作为被解释变量,对CFPS的161个县2009年或2010年的经济特征进行回归,发现这些特征均不能预测这个县是否被纳入我们的样本(附录I表A3)。

2. 变量说明及描述性分析

被解释变量。在分析幼儿园增建对6—16岁儿童人力资本的影响时,本文关注的被解释变量是儿童的认知能力,以CFPS中家长对子女数学和语文成绩的评估作为其测度。^④

^① 值得注意的是,2010年第41号文件的颁布时间为2010年11月24日,已接近年底,同时,考虑到幼儿园建设周期以及幼儿园招生季是在9月份,政策实施产生的影响最早是在2011年。

^② 附录I表A1报告了受幼儿园增建政策影响和不受影响的儿童出生队列以及在CFPS四轮数据中对应的儿童年龄。

^③ 本文作者获批使用CFPS保密机数据中区县名称和国标码,借此可以识别区县层面幼儿园的数量。

^④ 为了验证家长对子女的评估是否是认知能力的一个可靠测度,本文采用样本中10岁及以上儿童比较了CFPS测度和家长评估两种认知能力估计间的差异。附录I图A3给出了CFPS测试的字词和数学成绩与家长评估的语文和数学成绩的分位点均值,两者具有很好的一致性。

解释变量。幼儿园增建政策起效的年份为2011年,在此年份小于等于5岁(即2005年9月之后出生)的儿童至少可以在幼儿园享受一年的政策福利。在本文使用的出生于2000—2012年的儿童样本中,我们定义出生于2005年9月至2012年的儿童为受政策影响的出生队列,定义2000—2005年8月出生的儿童作为控制组出生队列。本文采用队列双重差分模型(cohort difference-in-difference),不仅比较受到政策影响和没有受到政策影响儿童在后续教育阶段的认知能力差异,还比较生活在幼儿园数量增长较快和较慢区县的儿童认知能力差异。因此,本文第二个主要解释变量是各区县2011—2016年幼儿园数量的增长率。该变量与是否受政策影响的虚拟变量形成交互项作为本文核心解释变量。

控制变量。控制变量包括儿童个体特征(性别和城乡)、父母特征(父母最高教育年限和父母年龄)和家庭特征(家庭收入和社会地位)。

表1报告了本文主要变量的描述性统计,我们按照各区县在2010—2016年幼儿园增长率的中位数划分为政策较强和较弱的地区,并分别统计了两组地区受政策影响(出生于2006—2012年)和不受政策影响(出生于2001—2005年)的个体。第(1)—(2)列报告了总样本的均值和标准差。Panel A显示,标准化后的语文和数学成绩接近于0。Panel B报告了核心解释变量,即是否为受政策影响的出生队列(2006—2012年)。样本中56.6%的儿童受到政策干预。另外一个核心解释变量为2011—2016年各区县幼儿园增长率,均值为193.8%。^① Panel C报告了本文的控制变量,样本儿童中,男生数量略高于女生,农村儿童的比例高于城镇儿童,父母最高教育年限约为9.6年。母亲的平均年龄为37岁,父亲的平均年龄为39岁。父母对家庭收入和家庭社会地位均值分别为3.1和3.3,接近于1—5等级的均值。

第(3)—(5)列和第(6)—(8)列分别报告了政策强、弱地区的样本以及相应的受政策影响和不受政策影响两组的差异。除父母的年龄之外,受政策影响和不受政策影响的儿童在性别、城乡状态、父母教育和家庭收入等方面均没有显著的差异。第(9)列报告了受政策影响的儿童相对于不受政策影响的儿童在政策强度不同地区的差异(双重差分)。政策强地区2006—2012年出生的儿童语文(数学)与2001—2005年出生儿童的差异比政策弱地区2006—2012年出生的儿童语文(数学)与2001—2005年出生儿童的差异高0.13(0.09)个标准差,检验均值相等的 t 检验表明,成绩的差别在1%的水平上显著。

四、计量模型和实证结果

(一) 计量模型

本文参考Duflo(2001)和Chen et al. (2020)的队列双重差分模型分析幼儿园增建政策对6—16岁儿童认知能力的影响:

$$y_{igcpt} = \beta_0 + \beta_1 \% \Delta k g_c \times I[2006 \leq g_{icpt} \leq 2012] + \Lambda_c \times \mu_g + z'_{igcpt} \Gamma + \tau_c + \tau_t + \tau_{gp} + \varepsilon_{igcpt}, \quad (6)$$

^① 附录II进一步分析了各县幼儿园增长率的可能影响因素。结果显示,在基期幼儿园数量较少、经济发展较慢、人口和小学教师较多的地方幼儿园增长速度更快。这符合我们的直觉,因为这些地方对幼儿园教育资源需求更大。

表1 主要变量描述性统计(CFPS)

	政策强地区			政策弱地区			强弱差		
	均值	标准差	出生于 2006—2012年 2001—2005年	出生于 2006—2012年 2001—2005年	出生于 2006—2012年 2001—2005年	(6)—(7)	(5)—(8)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Panel A. 被解释变量									
语文	0.009	0.985	0.049	-0.090	0.139***	0.034	0.027	0.007	0.132***
数学	0.009	0.982	0.056	-0.161	0.217***	0.027	-0.097	0.124	0.093***
Panel B. 解释变量									
受政策影响的出生队列(1=是)	0.566	0.496	1	0	1***	1	0	1***	0
幼儿园增长率(2011—2016年)	1.938	3.200	3.981	3.479	0.502***	0.168	0.157	0.011	0.491*
Panel C. 控制变量									
性别(1=男)	0.535	0.499	0.536	0.536	0.000	0.516	0.557	-0.041	0.041
城乡(1=城镇)	0.436	0.496	0.362	0.337	0.025	0.530	0.515	0.015	0.010
母亲年龄	37.41	5.433	36.030	38.380	-2.350*	37.02	38.760	-1.740	-0.610*
父亲年龄	39.45	5.293	38.010	40.870	-2.860	38.81	40.740	-1.930	-0.930*
父母最高教育年限	9.591	3.295	9.558	8.207	1.351*	10.57	9.770	0.800	0.551
家庭收入状况	3.097	0.810	3.194	3.095	0.099	3.087	2.985	0.102	-0.003
家庭社会地位	3.335	0.793	3.353	3.389	-0.036	3.278	3.330	-0.052	0.016
样本量			5 600	1 600	1 571	1 571	1 196		

注：第(3)、(6)列报告了受政策影响样本儿童(即2006—2012年出生的儿童)核心变量的均值，第(4)、(7)列报告了不受政策影响的样本儿童(即2001—2005年出生的儿童)核心变量的均值。第(5)列报告了第(3)、(4)列的差值，并对差值是否为0进行t检验。第(8)列报告了第(6)、(7)列的差值，并对差值是否为0进行t检验。政策强地区表示在2010—2016年幼儿园增长率高于样本中位数，政策弱地区表示在2010—2016年幼儿园增长率低于样本中位数。最后一列报告了第(5)和第(8)列的差值。*、**、***分别为10%、5%和1%显著水平。

其中, i 表示个体, g 代表出生年份, c 代表区县, p 代表省份, t 代表 CFPS 的调查年度。被解释变量 y_{igcpt} 为儿童在 6—16 岁时的语文和数学成绩。 $\% \Delta kg_c$ 为 2011—2016 年县 c 幼儿园数量的增长率。 $I[\cdot]$ 表示指示变量函数, 若括号中表达式为真, 则取值为 1, 否则取值为 0。 $I[2006 \leq g_{icpt} \leq 2012]$ 表示出生在 2005 年 9 月至 2012 年的虚拟变量^①, 这些儿童可以享受至少 1 年幼儿园增建带来的影响。控制变量 z'_{igcpt} 包含了儿童个体特征(性别、城乡)、父母特征(父母最高教育年限、父母年龄)、家庭特征(家庭收入、社会地位)。为了控制各县基期特征导致的不同出生队列儿童趋势的差异, 模型加入了各县 2009 年的特征与出生队列的趋势, 即 $\Delta_c \times \mu_g$, 其中 Δ_c 为各区县 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。 τ_c 为县固定效应, τ_t 为调查年份固定效应, τ_{gp} 为“省份-出生队列”固定效应。 ε_{igcpt} 为随机扰动项。系数 β_1 识别了处理组儿童(受政策影响而面临更高的幼儿园增长率)和控制组儿童(没有受到政策影响而面临更低的幼儿园增长率)之间认知能力的平均差异。

队列双重差分模型的一个重要假设是, 如果没有幼儿园增建政策, 那么处理组儿童的认知能力表现应该与控制组儿童近似, 即平行趋势。值得注意的是, 这一假设并不要求各地幼儿园数量的增加是外生的。同时, 这一假设也无法确切验证, 通常的做法是采用事件分析法(event study)检验在政策发生前, 2001—2012 年各县幼儿园增长率对结果变量没有影响。本文通过以下模型检验政策实施前的平行趋势:

$$y_{igcpt} = \theta_0 + \sum_{\gamma=2001}^{2012} \theta_{1,\gamma} \% \Delta kg_c \times I[g_{icpt} = \gamma] + \Delta_c \times \mu_g + z'_{igcpt} K + \tau_c + \tau_t + \tau_{gc} + \xi_{igcpt}, \quad (7)$$

其中, $I[g_{icpt} = \gamma]$ 表示虚拟变量, 如果个体 i 的出生年份为 γ , 则取值为 1, 否则取值为 0。其他变量定义与式(6)相同。 $\theta_{1,\gamma}$ 识别了幼儿园数量增长率对出生于 γ 年的儿童认知能力的影响。若政策实施前的平行趋势假设是成立的, 则对于出生在 2001—2005 年的儿童来讲, 估计系数 $\theta_{1,\gamma}$ 应该接近于 0 且不显著。

考虑到对于同一地区同一年份出生的儿童结果变量可能存在潜在相关性, 式(6)和式(7)标准误差聚类到“区县”层面。由于 CFPS 的样本会在不同调查年份重复出现, 参考 Carrell et al. (2018) 的研究, 本文使用个体被观测次数的倒数作为权重进行调整。

(二) 实证分析结果

1. 幼儿园增建政策对幼儿园数量和入园概率的影响

在分析幼儿园增建政策对儿童认知能力的影响之前, 我们首先需要确定政策对幼儿园数量和入园率的影响。附录 I 图 A2 已经给出了初步证据, 为了进一步验证政策的效果, 本文参考 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(见附录 III)。估计结果如表 2 的 Panel A 所示, 相比政策实施前, 各县 2010 年后平均每年多建 6 所幼儿园。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园率的平均处理效应, 衡量了受政策影响较大的区县(相比于

^① 为方便叙述, 下文将出生于 2005 年 9 月至 2012 年简称为 2006—2012 年, 出生于 2005 年 9—12 月的儿童归为 2006 年。

受政策影响较小的区县)新生入园概率的差异(见附录Ⅲ)。表2 Panel B 报告了估计结果,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6.4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。附录I图A4绘制了幼儿园增建政策对2011—2017年各年新生入园率提高程度的动态变化。

表2 幼儿园增建政策对幼儿园数量及入园率的影响

	(1)	(2)
Panel A. 幼儿园数量在政策前后的趋势比较		
时间 \times Post	6.344 (5.447)	5.826** (1.828)
时间	0.436 (4.683)	—
年份固定效应	否	是
县固定效应	是	是
样本量	707	707
R ²	0.866	0.867
Panel B. 政策实施对适龄儿童入园率影响		
post \times treat	0.067* (0.039)	0.064* (0.037)
个体及家庭特征	否	是
区县固定效应	是	是
样本量	16 376	16 376
R ²	0.045	0.053

注:Panel A 比较了幼儿园数量在政策前后趋势的不同,被解释变量为幼儿园数量(所)。Panel B 估计了幼儿园增建政策对儿童入园概率的影响,被解释变量为适龄儿童接受幼儿园教育。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)。无特殊说明,后表均加入相同控制变量。*、**、***分别为10%、5%和1%显著水平。

2. 政策实施前平行趋势检验

图1报告了基于式(7)进行的估计结果以验证政策实施前的平行趋势假设。图中显示了估计系数 $\theta_{1,y}$ 和90%的置信区间,其中2001年出生的儿童为省略组。可以发现,2006年之前的估计系数均在0附近波动,说明幼儿园增建政策导致的幼儿园数量增长对于2001—2005年出生儿童的语文和数学成绩没有影响。同时,2006年以后的估计系数显著为正,说明幼儿园数量增长提高了2006—2012年出生儿童的语文和数学成绩。

3. 幼儿园增建的影响

表3报告了基于式(6)的估计结果。从第(1)、(3)列可以看出,当未控制个体及家庭特征时,幼儿园增建使6—16岁儿童数学和语文成绩分别提高了0.07($s.e.=0.009$)和0.06个标准差($s.e.=0.010$)。第(2)、(4)列表明,在控制个体和家庭特征后,幼儿园增建对数学和语文成绩的影响分别为0.06($s.e.=0.008$)和0.05($s.e.=0.012$)个标准差,结果仍然在

1%的水平上显著。正如推论1所示,幼儿园增建可以提高儿童的人力资本。在本文样本中,各区县2011—2016年幼儿园数量平均增长1.94倍(平均每年增长32%),这表明,对于一个预期在幼儿园接受3年教育的儿童,幼儿园增建平均使得他们在6—16岁的数学和语文成绩提高 $0.06(=0.32 \times 3 \times 0.064)$ 和 $0.05(=0.32 \times 3 \times 0.054)$ 个标准差。

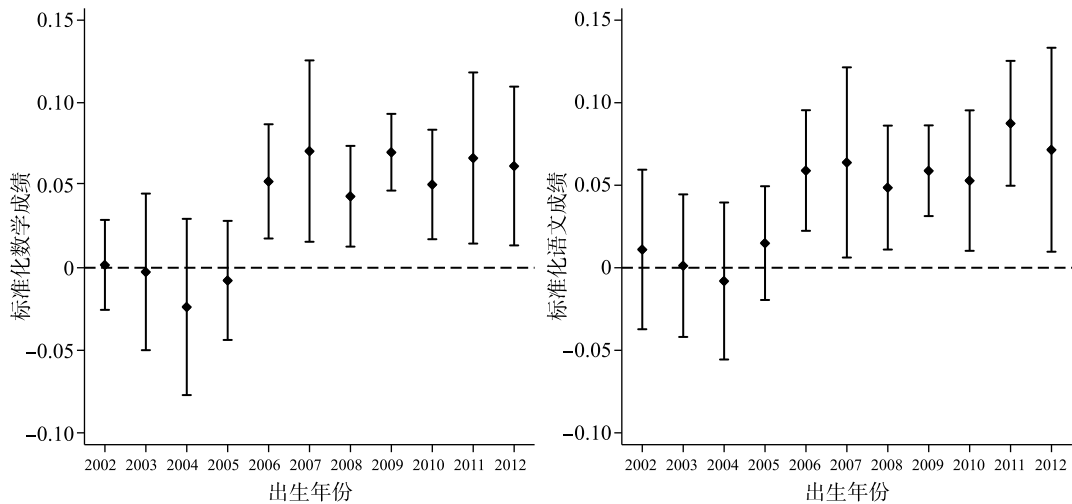


图1 幼儿园增建对不同出生队列儿童成绩的影响

注:图中估计系数通过式(7)估计得到,垂直线段表示90%的置信区间。

表3 幼儿园增建对儿童认知能力的影响

	数学成绩		语文成绩	
	(1)	(2)	(3)	(4)
幼儿园增长率×受政策影响的	0.070***	0.064***	0.060***	0.054***
出生队列(2006—2012年)	(0.009)	(0.008)	(0.010)	(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	5 600	5 600	5 600	5 600
R^2	0.133	0.161	0.124	0.170

注:估计方程为式(6)。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。

与其他学前干预项目相比,我国2010年幼儿园增建政策对儿童认知能力的后期影响效果如何?通过与国外几项著名的针对3—5岁儿童的干预实验进行比较,我们可以获得答案。第一项实验是Project STAR,该实验于1985—1989年在美国实施,随机选择部分幼儿园学龄阶段的儿童进行小班教学(Schanzenbach, 2006)。第二个著名的实验是Head Start项目,该项目在1965年实施,针对3—5岁的儿童进行家访干预(Puma et al., 2012)。

第三个是美国1969年推出的少儿节目芝麻街(sesame street),该项目旨在通过电视节目改善学龄前儿童教育环境不良的问题(Kearney and Levine, 2019)。第四个是Chicago Child-Parent Center(简称CCPC)项目,该项目在1967年实施,针对3—4岁的儿童。项目参与者的家长被要求定期访问教育中心,以帮助家长学习养育经验(Reynolds, 2000; Douglas et al., 2011)。图2比较了我国2010年幼儿园增建政策、Project STAR、Head Start项目、芝麻街项目和CCPC项目的估计系数。通过对比以上研究可以发现,我国2010年幼儿园增建对儿童语言能力的影响与Project STAR较为接近,幼儿园增建的影响略小于芝麻街和Head Start项目。

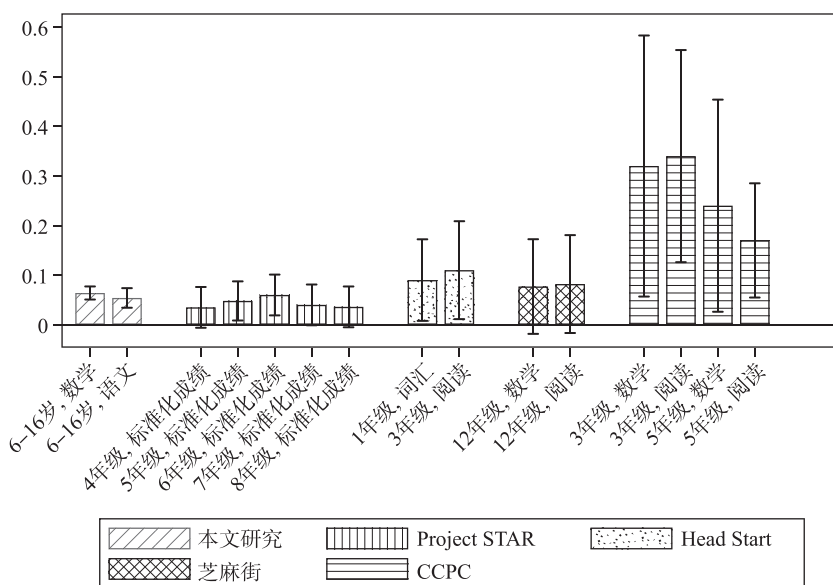


图2 幼儿园增建与其他项目系数对比

本文进行了以下分析以证明本文结果是稳健的。第一,对重复出现的个体仅保留最近一次调查时的观测。第二,排除移民儿童的影响。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,并在估计中排除移民样本。第三,排除政策对生育率的影响。第四,考虑父母对儿童评价的可靠性。最后,幼儿园增建政策对弱势家庭(低经济社会地位家庭和低学历父母)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,这与推论1一致。详细的讨论请见附录IV。

五、机制分析

我们发现幼儿园增建提高了儿童未来认知能力表现。一个重要的问题是,幼儿园教育是否可以提高儿童的短期能力?如果短期能力提高,那么又会产生两种效果:第一,短期能力的提高提升了未来教育投入的效率;第二,短期能力提升未来教育投入的数量,即父母强化式投资策略。本文构建一个追踪样本以便可以观测同一儿童早期和后期的信

息。本文选取了CFPS 2012、2014、2016、2018年四轮调查问卷中3—5岁的儿童,从父母问卷中获得儿童早期能力、是否上过幼儿园等信息,并与后续调查问卷,即2014、2016、2018和2020年调查进行匹配,获得儿童后期(6—13岁)的认知能力、教育投入,最终获得了样本量为3 213的追踪样本。附录I表A4对该样本进行了统计描述。

(一) 儿童短期能力

我们首先比较接受和没有接受过幼儿园教育的儿童3—5岁能力间的差异,以便验证幼儿园教育是否可以提高儿童短期能力。^①其中,幼儿园教育既可能影响儿童的认知能力也可能影响非认知能力。本文以父母报告的子女3—5岁时下列四个方面的表现衡量儿童早期非认知能力。父母回答了“孩子做事时注意力集中”“孩子遵规守纪”“这个孩子一旦开始去做某个事情时,无论如何都必须完成它”和“这个孩子喜欢把自己的物品摆放整齐”四个问题,儿童的认知能力则以说话和数数是否流利来测度。本文参照Bono et al. (2016)的做法,重新对家长的回复赋值并求和,再进行均值为0、标准差为1的标准化处理。儿童后期认知能力的测度与前文类似,以家长测评的子女6—13岁的语文、数学成绩衡量。本文以儿童3—5岁时的能力对虚拟变量是否上过幼儿园进行回归,同时控制了区县固定效应和调查年份固定效应,标准误聚类在县级层面。

表4 儿童早期能力与后期能力的关系

	被解释变量: 3—5岁的能力	被解释变量:6—13岁的能力			
		语文成绩		数学成绩	
		上幼儿园	未上幼儿园	上幼儿园	未上幼儿园
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel A. 3—5岁非认知能力					
是否上幼儿园	0.141** (0.064)				
3—5岁的非认知能力		0.067** (0.031)	0.058 (0.066)	0.053** (0.017)	0.026 (0.032)
个体及家庭特征	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是
调查年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	3 213	2 588	625	2 588	625
R ²	0.155	0.177	0.271	0.153	0.214
p-value		0.768		0.175	

^① 值得注意的是,本小节主要比较上过和没有上过幼儿园的儿童,原因是这样比较直接体现了上述两类儿童能力的差异。但同时存在的问题是,上过和没有上过幼儿园具有选择性,因此,本文这里仅提供差异性的证据,本小节结果并非因果推断。另外一种做法是比较受政策影响和没有受政策影响儿童能力的差异。但由于数据上的限制,该做法不可行。CFPS仅在调查年份对儿童能力进行了考察,而最早的调查是在2010年,即,能够观测到的最早一批儿童的早期能力也是在幼儿园增建之后,因此无法获得幼儿园增建前没有受到政策影响的儿童的早期能力。

(续表)

	被解释变量： 3—5 岁的能力	被解释变量：6—13 岁的能力			
		语文成绩		数学成绩	
		上幼儿园	未上幼儿园	上幼儿园	未上幼儿园
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel B. 3—5 岁认知能力					
是否上幼儿园	0.136** (0.060)				
3—5 岁的认知能力		0.071** (0.031)	0.030 (0.047)	0.081*** (0.020)	0.034 (0.031)
个体及家庭特征	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是
调查年份固定效应	是	是	是	是	是
样本量	3 213	2 588	625	2 588	625
R ²	0.116	0.177	0.271	0.168	0.241
p-value		0.246		0.079	

注：Panel A 关注儿童 3—5 岁的非认知能力，Panel B 关注儿童 3—5 岁的认知能力。第 (1) 列被解释变量为儿童 3—5 岁的非认知 (Panel A) 或认知能力 (Panel B)。第 (2)—(5) 列被解释变量为儿童 6—13 岁的语文成绩和数学成绩，解释变量为其 3—5 岁时的非认知 (Panel A) 或认知能力 (Panel B)。其中，第 (2)、(4) 列报告了接受过幼儿园教育的儿童的估计结果，第 (3)、(5) 列报告了未上过幼儿园儿童的估计结果。*p*-value 为检验估计系数在上幼儿园和未上幼儿园儿童样本中是否相等的 *t* 检验的 *p* 值。标准误差聚类至区县层面。*、**、*** 分别为 10%、5% 和 1% 显著水平。

表 4 中 Panel A 和 Panel B 第 (1) 列报告未控制个体及家庭特征后，接受幼儿园教育使儿童的早期非认知和认知能力均提高约 0.14 个标准差。也就是说，接受幼儿园教育的儿童在认知能力和非认知能力表现方面均高于没有接受幼儿园教育的儿童。Cunha and Hechman(2007)认为，早期较高的能力会引起未来人力资本投资更高的效率，也就是说，上过幼儿园的儿童由于早期能力较高，即使未来人力资本投资数量不变，未来人力资本水平也会更高。

(二) 后期教育投入

接受幼儿园教育的儿童短期能力的提高是否会在后期获得更多的教育投入？^① 我们采用与表 4 第 (1) 列类似的模型，但采用教育投入进行分析。附录 I 表 A5 报告了是否接受幼儿园教育对儿童教育投入的影响。幼儿园教育提高了家庭用于子女校外教育物质投入、家长辅导子女的时间以及儿童学习努力程度。我们还采用类似式 (6) 的设定分析幼儿园增建对儿童后期投入的影响，因此这里的解释具有因果意义。结果显示，幼儿园增建使

^① 本文通过三个变量衡量 6—13 岁儿童的教育投入。第一，用过去一年家长用于子女课外辅导班花费金额的对数来衡量校外教育物质投入。第二，用家长每周辅导子女的时间衡量父母对子女的时间投入。第三，用儿童的努力程度来衡量自身的教育投入。其中，儿童的努力程度通过家长对以下三个问题的回复进行测度。问题为：“孩子学习很努力”“孩子完成作业后会检查”和“孩子完成作业后才玩”。

家庭教育支出平均提高了12.7个百分点($s.e.=0.077$),辅导子女的时间提高了0.08个标准差($s.e.=0.019$),儿童努力程度平均提高了0.06个标准差($s.e.=0.004$),证实了幼儿园增建对儿童后期教育投入有持续且显著的影响,也部分解释了为什么幼儿园增建政策可以提高后期儿童在6—16岁的认知能力(Cunha et al., 2010; Daniela et al., 2014; Dizon-Ross, 2019)。

(三) 能力的动态互补性

已有文献表明,早期与后期人力资本的积累之间存在动态互补性,即,早期较高的人力资本水平有助于后期人力资本的积累(Cunha and Hechman, 2007; Hechman, 2007)。我们发现接受幼儿园教育的儿童短期能力更高,且未来的教育投入也更多,那么这是否意味着接受幼儿园教育的儿童表现出更强的动态互补性?借鉴Bell et al. (2022)的研究,我们分析儿童6—13岁能力与3—5岁能力的相关性大小,并比较上过幼儿园和没有上过幼儿园的儿童是否存在差别。本文的估计模型为:

$$y_{ic}^{post,e} = \varphi_0^e + \varphi_1^e y_{ic}^{pre,e} + z'_{ic} \Gamma^e + \tau_c + \epsilon_{ic}^e, e = \{\text{上幼儿园, 不上幼儿园}\},$$

其中, i 表示个体, c 代表区县, y_{ic}^{pre} 表示儿童在3—5岁时的能力, y_{ic}^{post} 表示儿童在6—13岁时的能力。 φ_1^e 测度了长短期能力的相关性。该模型分别对上过和没上过幼儿园的儿童样本分别估计,比较两个样本 φ_1^e 的大小。如果幼儿园增建有助于提高人力资本互补性,并进一步提升长期认知能力,那么我们应该发现上过幼儿园的儿童 φ_1^e 更大。

表4中Panel A第(2)、(4)列显示接受过幼儿园教育的儿童6—13岁时的语文、数学成绩与3—5岁时非认知能力的相关性为0.07和0.05。第(3)、(5)列表明,对于未接受过幼儿园教育的儿童,短期非认知能力与长期语文、数学成绩的相关性为正,但相对较小,系数为0.06和0.03。尽管检验估计系数相等的 p 值并不显著(非认知能力和数学成绩的相关性在20%的水平上显著),这可能由于没有上过幼儿园的儿童样本数量相对较少。注意力、遵守纪律、恒心、习惯这些非认知能力的养成对儿童后期学习能力的提升有很大帮助。表4中Panel B的第(2)—(5)列分析了长短期认知能力的相关性。结果显示接受过幼儿园教育的儿童长短期数学成绩的相关性高于没有上过幼儿园教育的儿童。这表明接受幼儿园教育能一定程度提高儿童晚期和早期能力的动态互补性。

总结机制分析的结果,首先,接受幼儿园教育的儿童在3—5岁的认知和非认知能力更高,这表明幼儿园增建政策可能提高了儿童短期的能力。其次,幼儿园教育也提高了儿童后期获得的家庭教育投入和自身努力程度,以上表现为更明显的能力的动态互补性。

六、幼儿园增建的成本效益分析

本文这一部分对幼儿园增建产生的成本效益进行分析。我们的问题是,政府在此期间建立幼儿园所付出的成本最终带来了怎样的效益。参考Kline and Walters(2016)的思路,我们以幼儿园增建导致的受益人群为政府带来的人均税收增加额与增建导致的每年人均支出额之比来衡量收益。

表5给出了具体的数据来源和计算方法(详细过程见附录V)。我们按照成绩提高1个标准差导致收入提高5%进行计算^①,我国2010年开始的幼儿园增建的收益成本比为5.06。Kline and Walters(2016)按照成绩提高1个标准差导致收入提高10%,对美国Head Start项目的估计值为1.84。考虑到本文采用了较为保守的估计,发展中国家估计的成绩对未来收入影响分布范围较宽,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给政府带来了较高的回报。

表5 幼儿园增建政策的收益和成本

项目	值	数据来源
Panel A.收入		
(1) 2020年人均收入(万美元)	1.707	世界银行
(2) 2020年美元汇率	6.9	国际清算银行
(3) 2020年人均收入(元)	117 783	(1)×(2)
(4) 2020年人均缴税	9 616	中央人民政府2020年财政收支报告
(5) 平均税率	0.082	(4)/(3)
(6) 居民一生收入估计值	2 000 000	CFPS2020年调查
(7) 贴现因子	0.03	
(8) 居民一生收入贴现值	613 113.7	(6)/(1+(7)) ⁴⁰
(9) 幼儿园三年教育导致成绩的提高	0.059	本文表3
(10) 成绩提高1个标准差引起收入提高	0.05	附录I表A6
(11) 幼儿园扩建导致的政府增加的税收	602.895	(8)×(9)×(10)/3
Panel B.支出		
(12) 2010年3岁儿童人数	15 250 805	2010年人口普查
(13) 2010年4岁儿童人数	15 220 041	2010年人口普查
(14) 2010年5岁儿童人数	14 732 137	2010年人口普查
(15) 2010年3—5岁儿童平均每岁人数	15 067 661	((12)+(13)+(14))/3
(16) 2010年入园率	0.566	国家统计局
(17) 2010年在园人数	8 528 296.1	(15)×(16)
(18) 幼儿园增加1万所导致入园率的提高	0.072	附录I表A7
(19) 2010—2017年平均每年幼儿园数量增加值	14 900	《中国教育经费统计年鉴》
(20) 2010—2017年平均入园率增加值	0.107	(18)×(19)/10 000
(21) 幼儿园扩建后平均每年增加的入园人数	912 528	(17)×(20)
(22) 2011—2017年平均每年增加的建设幼儿园的支出	1 164 323.6	《中国教育经费统计年鉴》
(23) 人均建设支出	1.276	(22)/(21)

① 附录I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。

(续表)

项目	值	数据来源
(24) 2011—2017年平均每年增加的幼儿园教育经费的支出	107 461 676.6	中国教育经费统计年鉴
(25) 人均教育经费支出	117.763	(24)/(21)
(26) 2011—2017年幼儿园扩建后平均每年支出总额	119.039	(23)+(25)
(27) 效益成本比	5.06	(11)/(26)

注:除计算税率外,所有收入支出指标以GDP平减指数调整到2010年的值。

七、政策建议

本文明确了幼儿园教育对儿童后期认知能力发展的重要性。从政策角度来讲,这说明幼儿园教育可以缓解收入差距等导致的儿童后期人力资本差异,从而尽可能地使所有儿童在同一起跑线赛跑。加强幼儿园教育对于缓解社会阶层“固化”、促进代际流动均有重要的意义。采用最为保守的估计,2010年幼儿园增建政策产生的效益成本比为5.06。从长期来看,加强学前教育投入仍然给政府带来正的财政收益。本文也存在一些不足,由于数据的限制,我们仅比较了接受和没有接受幼儿园教育儿童短期能力的差异,但无法估计幼儿园增建政策对儿童短期能力的因果影响。

参考文献

- [1] Almond, D., H. Li, and S. Zhang, “Land Reform and Sex Selection in China”, *Journal of Political Economy*, 2019, 127(2), 560-585.
- [2] Barrera, A., “The Role of Maternal Schooling and Its Interaction with Public Health Programs in Child Health Production”, *Journal of Development Economics*, 1990, 32(1), 69-91.
- [3] Becker, G. S., *Human Capital: A Theoretical Analysis with Special Reference to Education*. Chicago: University of Chicago Press, 1964.
- [4] Becker, G. S., and N. Tomes, “Human Capital and the Rise and Fall of Families”, *Journal of Labor Economics*, 1986, 4(3), S1-S39.
- [5] Bell, B., R. Costa, and S. Machin, “Why Does Education Reduce Crime”, *Journal of Political Economy*, 2022, 130(3), 732-765.
- [6] Blau, D., and J. Currie, “Pre-school, Day Care, and After-school Care: Who’s Minding the Kids”, In: Hanush-ek, E. and F. Welch(eds.), *Handbook of the Economics of Education*. Amsterdam: Elsevier, 2006, 1163-1278.
- [7] Bono, E. D., M. Francesconi, Y. Kelly, and A. Sacker, “Early Maternal Time Investment and Early Child Outcomes”, *Economic Journal*, 2016, 126(596), 96-135.
- [8] Carneiro, P., C. Crawford, and A. Goodman, “The Impact of Early Cognitive and Non-cognitive Skills on Later Outcomes”, *Centre for the Economics of Education*, 2007.
- [9] Carneiro, P., and R. Ginja, “Long-term Impacts of Compensatory Preschool on Health and Behavior: Evidence from Head Start”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2014, 6(4), 135-173.
- [10] Carrell, S. E., M. Hoekstra, and E. Kuka, “The Long-run Effects of Disruptive Peers”, *American Economic Review*, 2018, 108(11), 3377-3415.

- [11] Chen, Y., Z. Fan, X. Gu, and L. Zhou, "Arrival of Young Talent: The Send-down Movement and Rural Education in China", *American Economic Review*, 2020, 110(11), 3393-3430.
- [12] Cornelissen, T., C. Dustmann, A. Raute, and U. Schönberg, "Who Benefits from Universal Child Care? Estimating Marginal Returns to Early Child Care Attendance", *Journal of Political Economy*, 2018, 126(6), 2356-2409.
- [13] Currie, J., and D. Almond, "Human Capital Development before Age Five", In: Card, D. and O. Ashenfelter (eds.), *Handbook of Labor Economics*. Amsterdam: Elsevier, 2011, 1315-1486.
- [14] Cunha, F., and J. J. Heckman, "The Technology of Skill Formation", *American Economic Review*, 2007, 97(2), 31-47.
- [15] Cunha, F., and J. J. Heckman, "Formulating, Identifying and Estimating the Technology of Cognitive and Non-cognitive Skill Formation", *Journal of Human Resources*, 2008, 43(4), 738-782.
- [16] Cunha, F., J. J. Heckman, and S. M. Schennach, "Estimating the Technology of Cognitive and Non-cognitive Skill Formation", *Econometrica*, 2010, 78, 883-931.
- [17] Daniela, D. B., F. Christopher, and W. Matthew, "Household Choices and Child Development", *Review of Economic Studies*, 2014, 81(1), 137-185.
- [18] Dizon-Ross, R., "Parents' Beliefs About Their Children's Academic Ability: Implications for Educational Investments", *American Economic Review*, 2019, 109(8), 2728-2765.
- [19] Douglas, J. B., P. Germanis, C. A. Higney, and D. M. Call, "Chicago Child-Parent Center (CPC)", *Assessments of Twenty-Six Early Childhood Evaluations*, 2011, 3-40.
- [20] Duflo, E., "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment", *American Economic Review*, 2001, 91(4), 795-813.
- [21] Heckman, J. J., "Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children", *Science*, 2006, 312(5782), 1900-1902.
- [22] Heckman, J. J., "The Economics, Technology, and Neuroscience of Human Capability Formation", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2007, 104(33), 13250-13255.
- [23] Heckman, J. J., R. Pinto, and P. Savelyev, "Understanding the Mechanisms Through which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes", *American Economic Review*, 2013, 103(6), 2052-2086.
- [24] Ichino, A., M. Fort, and G. Zanella, "Cognitive and Non-cognitive Costs of Daycare 0-2 for Children in Advantaged Families", *Journal of Political Economy*, 2019, 704075.
- [25] Kearney, M. S., and P. B. Levine, "Early Childhood Education by Television: Lessons from Sesame Street", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11(1), 318-350.
- [26] 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.
- [27] Leuven, E., M. Lindahl, H. Oosterbeek, and D. Webbink, "Expanding Schooling Opportunities for 4-Year-Olds", *Economics of Education Review*, 2010, 29(3), 319-328.
- [28] Puma, M., S. Bell, R. Cook, C. Heid, P. Broene, F. Jenkins, A. Mashburn, and J. Downer, "Third Grade Follow-up to the Head Start Impact Study: Final Report", *Administration for Children & Families*, 2012, 11(45), 346.
- [29] Reynolds, A. J., *Success in Early Intervention: The Chicago Child Parent Centers*. University of Nebraska Press, 2000.
- [30] Schanzenbach, D. W., "What Have Researchers Learned from Project STAR", *Brookings Papers on Education Policy*, 2006, 9(2), 205-228.
- [31] Shonkoff, J. P., and D. A. Phillips, "From Neurons to Neighborhoods: The Science of Early Childhood Development", National Academies Press (US), 2000.

- [32] 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.
- [33] 吴贾、吴莞生、李标, "早期健康投入是否有助于儿童长期认知能力提升", 《经济学》(季刊), 2021年第1期, 第157—180页。

Construction of More Kindergartens and Children's Cognitive Performance: Theory and Empirical Evidence

WU Jia

(Shandong University)

ZHANG Yuxia*

(Renmin University of China)

CHU Pengfei

(Jinan University)

Abstract: We develop a theoretical model to analyze how the construction of more kindergartens affects families' decisions on their children's enrollment and children's development of future human capital. Leveraging on manually collected data and CFPS(China Family Panel Studies), we find that a nationwide kindergarten construction project in China results in an increase of $0.05\sigma - 0.06\sigma$ in mathematics and Chinese scores for children aged 6 - 16. This can be attributed to the promoted cognitive and non-cognitive skills developed between ages 3 and 5 and an increased educational resources acquired in subsequent years. Additionally, attending kindergarten demonstrates a stronger correlation between early and later skill development. The benefit-cost ratio for this construction project is approximately 5.06.

Keywords: pre-school education; kindergarten construction project; children's cognitive performance

JEL Classification: J08, J13, J24

* Corresponding Author: ZHANG Yuxia, School of Labor and Human Resources, Renmin University of China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District, Beijing 100872, China; Tel: 86-18406594360; E-mail: yxchueng@163.com.