

学前教育扩张与育龄青年生育意愿

解嘉祺, 刘泽云

[摘要]在当前中国生育持续低迷的背景下,提升青年群体生育意愿是当务之急,缓解“工作—养育冲突”是生育支持政策体系构建的关键。本文考察了学前教育扩张政策对育龄青年生育意愿的影响。基于两期家庭决策模型的理论分析发现,学前教育扩张对家庭生育意愿的影响取决于两种相反的效应:时间释放效应与学前教育成本挤入效应,前者导致生育意愿提高,后者导致生育意愿下降。利用2010—2013年各地级市幼儿园数量增长率与CLDS2016个体微观数据的实证研究发现:时间释放效应占主导地位,学前教育扩张对育龄青年生育意愿有显著正向影响,该结论经一系列稳健性检验后仍然成立。文章建议,在如今人口新形势下加大幼儿教育公共服务供给应突出其照料作用,推动支持幼儿园开展托幼一体化服务,同时提升学前教育资源普惠水平,关注阶层差异性,这有利于提升儿童正式照料服务的可获得性,降低家庭负担,从而充分释放青年群体生育潜能,促进生育政策有效发挥,缓解当前生育低迷的状况。

[关键词]学前教育扩张;生育意愿;儿童照料;教育成本

一、引言

中国自改革开放以来,经济实现了高速增长,人口红利在其中发挥了非常重要的作用(蔡昉,2022)。但近年来,生育率持续下降。国家统计局数据显示,2023年我国出生人口902万人,人口出生率为6.39%,^①创近年来新低。生育低迷会导致劳动人口减少与人口老龄化等严峻的社会问题,进而对经济社会发展产生诸多不利影响。中国人口转变的趋势虽与世界基本一致,

[收稿日期]2024-06-20

[作者简介]解嘉祺,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱地址:jiaqi_xie@mail.bnu.edu.cn;刘泽云(通讯作者),北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱地址:zeyun_liu@bnu.edu.cn。

^①《2023年国民经济回升向好 高质量发展扎实推进》,国家统计局网站(https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202401/t20240117_1946624.html),2024年1月17日。

但转变要更为剧烈(沈可等, 2012)。

为了应对人口问题,我国政府于2013年施行“单独二孩”政策,于2016年施行“全面二孩”政策。尽管生育政策逐步放开,但人口出生率不断下降的趋势并未扭转。这些强调生育数量的“生育供给”政策尽管消除了生育供给的干扰,但并未有效提升生育需求。若要有效改善低生育率等人口问题,还需依赖相关配套措施来促进生育意愿的提升(贾男等, 2013),而青年群体的生育意愿降低恰是如今生育低迷的深层次原因(宋月萍, 2023)。“90后”这样的青年群体作为目前中国的生育主力(穆光宗和林进龙, 2021),其生育意愿直接影响着我国的生育格局,因而全面了解青年群体生育意愿是当务之急,亟需通过制定适宜的政策为这一群体铺就“敢生能养、想生乐养”的实践通路(陈晶莹和马建青, 2022)。

《关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》中,明确了实施三孩生育政策及配套支持措施。党的二十大报告也指出要“优化人口发展战略,建立生育支持政策体系,降低生育、养育、教育成本”。缓解“工作—养育冲突”这一儿童照料难题是生育支持政策体系构建的关键。原国家卫计委发布的《2015年生育意愿调查》发现,因精力不够与无人看护而不愿生育二孩的比例分别为61.1%与60.5%。^①

儿童的照料主要包括对儿童的日常照看与早期教育(申小菊和茅倬彦, 2018)。儿童照料可以分为非正式照料与正式照料。非正式照料主要包括父母照料以及祖父母的隔代照料。正式照料则是由托儿所、幼儿园等市场化的幼儿机构或公共托育机构等正式的组织所提供的照料服务(Biegel et al, 2021)。我国目前主要采用的是“家庭为主,托育补充”的儿童照料模式(于潇和何婕宁, 2023)。青年父母群体在婴幼儿照料方面面临较大困境,托育服务的供需矛盾突出,优质资源少是择托的最大困难(洪秀敏等, 2020)。《中国家庭发展报告2015》结果显示,在0—5岁儿童的日常照料当中,约47.6%为母亲,38%为(外)祖父母(邹红等, 2018)。这种主要依靠调动家庭资源来解决儿童照料问题的时间成本分担模式,容易受家庭时间成本难以承受的影响而使得个体会选择少生,甚至不生,是不合理且往往难以持续的(袁同成, 2019)。

在当前女性劳动参与率不断提升、家庭规模小型化、家庭结构核心化、延迟退休等多重因素作用下,家庭原有代际结构受到冲击,家庭的照料功能

^① 国务院新闻办公室. 国家卫生计生委就全面两孩政策工作进展情况举行发布会. (<http://www.scio.gov.cn/xwfbh/gbwxfhbh/xwfbh/wsb/Document/1541106/1541106.html>), 2017年1月22日。

被弱化(邹红等, 2018; 杜凤莲等, 2018), 再加之全面三孩的放开、儿童照料的日渐精细化以及儿童早教重要性的提升, 对正式照料可得性与质量的要求都将不断上升。在我国儿童照料市场“民办贵、公办缺”的现实背景下, 政府应当加强与完善儿童照料服务的供给(赵美洁和严成樑, 2022), 从而降低青年群体育儿的负担, 促进生育意愿的提升。

2010年我国颁布《国家中长期教育改革与发展规划纲要》(以下简称《规划纲要》)与《国务院关于当前发展学前教育的若干意见》(以下简称“国十条”), 首次提出“基本普及学前教育”的战略目标。这两份文件的出台扭转了当时我国儿童照料公共服务徘徊不前的状况, 为新时期儿童照料公共服务事业的重新发展打下了良好的基础(和建花, 2017)。教育部为落实《规划纲要》精神, 将2010—2020年划分了三个阶段, 其中第一期主要任务为扩大学前教育资源, 用3年时间缓解“入园难”。^① 第一期“学前教育三年行动计划”迅速扩大了学前教育资源, 初步缓解了“入园难”问题(郑名, 2014)。学前教育作为基础教育的第一阶段, 不仅利于儿童的发展, 还能服务于女性就业与家庭福利等目标。不仅覆盖教育, 还同时监管保育与健康(曾晓东和刘莉, 2018), 能起到一定的正式照料作用。^②

但同时, 根据教育成本分担理论, 教育成本应当由政府、家庭以及社会等几个主体进行分担。学前教育具有很强的正外部性(王善迈, 1997), 依据教育成本分担理论的利益获得原则与能力支付原则, 政府应当比家庭承担更多的学前教育成本。然而, 当前我国学前教育成本分担存在政府分担比例过低而家庭分担比例过高的问题。幼儿园(尤其是民办幼儿园)的主要资金来源之一仍是由家庭负担的学费。整体上看, 在中国, 家庭承担了学前教育约一半的成本, 要远高于OECD国家(魏易等, 2023)。这在一定程度上加重了家庭的教育负担, 也是“入园难”与“入园贵”问题长期存在的主要原因(赵嘉茵

^① 第二步用3年时间构建学前教育成本分担机制和保障运行机制, 实现“上得起”; 第三步用3—4年时间完善体制机制, 科学保教规范化, 普及“基本有质量的”学前教育。

^② 我国3岁以下在园幼儿比例很低, 幼儿园入园年龄多为3周岁, 儿童照料社会服务主要针对3岁以上幼儿(张海峰, 2018), 一定程度上弱化了学前教育的儿童照料作用。但是, 儿童照料不仅在0—3岁, 还在3—5岁及低龄学龄阶段。女性在生育一孩之后, 需要与孩子一同经历这些时期, 若生育多孩, 这些时期需多次经历(祁静和茅倬彦, 2020), 有可能在有3—5岁孩子的情况下, 还需要照护更年幼的孩子。对女性及家庭而言, 当切实感受到生命历程中存在清晰的生育支持路径时, 她们会更有可能去生育(彭争呈等, 2022)。因此, 学前教育的照料作用对缓解“工作—养育”冲突, 降低养育代价, 进而释放生育需求非常重要。

和袁连生, 2020)。

学前教育“三年行动”计划有效促进了学前教育的扩张, 大大提升了儿童正式照料服务的可及性, 但在便利居民获取儿童照料服务功能的同时, 也可能间接施加学前教育成本。那么该项政策是否助于提升育龄青年的生育意愿? 对建立生育支持政策体系有何启示? 回答这些问题, 有利于助推学前教育政策同我国生育政策的衔接, 缓解“工作—养育冲突”, 解决儿童照料难题, 释放青年群体的生育潜力, 扭转生育持续低迷的状况, 同时也能够帮助我们进一步认识学前教育“三年行动”计划的社会效应。

二、文献综述

儿童照料资源供给的主要来源是家庭老年人提供的祖辈照料和幼儿园一类机构提供的正式照料(李勇辉等, 2020)。目前国内研究儿童照料对生育影响的文献集中在非正式照料中的家庭成员照料, 尤其是祖辈照料。大部分研究均发现祖辈照料能够显著提高生育意愿。如吕碧君(2018)用“是否与父母(公婆)共同居住”作为祖辈照料的代理变量, 研究发现祖辈照料能够有效提升二孩生育意愿。靳永爱等(2018)使用2016年全国6省12市的生育调查数据, 研究发现父母提供二孩照料支持能显著提高有二孩生育计划的可能性。但也有研究得出了不同的结论。聂焱和风笑天(2022)研究发现: 祖辈的儿童照料支持虽然确实一定程度上影响了目标家庭的生育决策, 但并不能够真正提升生育意愿, 反而是那些有生育意愿的家庭更倾向于寻求祖辈的儿童照料支持。

国内研究较少涉及学前教育公共服务供给这类正式照料对生育的影响。江涛(2021)基于2003年“以社会力量兴办幼儿园”的幼儿教育改革准自然试验, 将CHIP2013数据与中国幼儿园数量基于地级市进行匹配, 运用截面双重差分和工具变量法研究了幼儿园扩张政策对生育的影响效应和作用机制, 结果发现该项政策对家庭的实际生育数量具有正向的因果性影响。李婉鑫等(2021)以“您的孩子是否已经入托儿所/幼儿园?”作为正式照料的衡量, 发现正式照料对生育意愿产生了显著的抑制作用。进一步分析得出地级市人均幼儿园数量在其中发挥了正向调节作用, 利于促进生育意愿。而地级市平均托育费用则是发挥了负向调节作用, 会抑制生育意愿。

国外的相关文献相对丰富, 探究了扩大学前教育、增加儿童照料机构可获得性、降低托育费用等各种关于正式照料的相关政策对生育的影响。这些

研究涵盖了不同的国家，以发达国家为主。多数研究发现增加正式照料对生育具有促进效应。前期的研究方法相对简单，仅探究了二者间存在的相关关系(Blauet al., 1989; Kravdal, 1996; Del Boca, 2002)。后期的研究更侧重于探究因果性影响。Rindfuss等(2010)利用挪威纵向调查数据发现儿童保育可用性的增加提高了家庭的生育率。Mörk等(2013)基于瑞典的研究发现，儿童保育费用减少，能够显著提高一胎及高胎次的出生人数，对二胎则只有出生时间上的影响。Bauernschuster等(2013)发现德国儿童保育供给的扩大对生育率有着显著的正向提升作用，且其覆盖率每提高10%，每千名妇女生育率将会上升3.2%。而Ager等(2020)却得出了相反的结论：对于居民更易接触到幼儿园的城市，家庭的生育率将会下降，尤其是对于贫困及具有移民背景的家庭。

综上所述，就目前国内学前教育公共服务供给与生育的研究而言，江涛(2021)讨论的是对生育数量的影响，但在界定生育数目时以家庭的兄弟姐妹数+1(自己本人)来进行度量相对来说比较牵强，难以据此确定为父母的真实生育数，无法认为生育行为已经完成，这也是此类研究的难点所在，且这一研究并未排除计划生育政策对结果的干扰。个体生育意愿是影响家庭和居民实际生育水平的重要因素。个体的生育意愿转化为生育行为，进而再聚集成人口的生育水平(顾宝昌，2011)。因此，研究生育意愿有利于准确把控人口发展趋势，对于调整和完善生育政策具有重要参考意义(张书维等，2021)。目前李婉鑫等(2021)的研究探究的是生育意愿，但该项研究的样本为有0—6岁子女的女性，基于此得出的结论代表性欠佳，其政策含义相对有限，且总体样本年龄的跨度为20—50岁，根据风笑天和沈晖(2016)的研究，在生育意愿的相关研究当中，研究对象的年龄是最重要的因素，只有35岁以下的青年育龄人口才是最为恰当的研究对象，且单纯以女性作为研究对象也比较片面。此外，该项研究直接以是否接受正式照料作为被解释变量进行研究，这样做虽然能够探究出正式照料的生育促进效果，但参考性却不及相关的政策评估。譬如，即使研究发现了正式照料具有生育促进效果，但也不能够直接得出具体有效的政策干预，不如直接对能提高家庭接受正式照料的相关政策进行效应评估。

基于此，本文对上述问题进行修正，利用第一期“学前教育三年行动计划”所带来的学前教育扩张，探究其对育龄青年生育意愿的影响，并探究该影响的作用机制，为生育支持政策体系的构建提供政策建议。

三、理论模型

考虑一个两期模型。在第一期，家庭取得确定性收入 w ，选择消费 c_1 ，储蓄 s ，生育子女的数量为 n ，子女人力资本的培养水平为 q ，抚育单个子女的必要固定支出为 f ，如果选择让子女接受学前教育，则一方面家庭需要为每个子女额外支出 c_{pre} 的学前教育成本，另一方面因为学前教育具有的照料功能，家庭从单个子女接受学前教育中获得了一定可支配时间，可将其用于工作或闲暇，获取收益 φ （家庭可能会将这一部分时间用于就业获取一定收入，也可能将其用于闲暇，但选择闲暇相当于放弃了若用于就业所带来的收入，也即选择闲暇的机会成本即为就业收入，所以这主要反映家庭因子女接受学前教育获取的可支配时间的货币性收益）。在第二期，家庭选择消费 c_2 ，即为其全部储蓄 $(1+r) \cdot s$ 。为简化模型，模型中并未考虑生育养老功能、子女转移支付等相关因素，因为这些因素在未有外生冲击下不影响模型求解结果与分析。

模型设定家庭选择让子女接受学前教育的概率 p_{pre} ，且为幼儿园供给扩张程度 δ 的增函数。因为我们可以认为家庭是否让子女接受学前教育是通过比较潜在收益与成本之后的结果，幼儿园供给扩张降低了家庭获取学前教育的成本（如搜寻成本等），因此可认为幼儿园供给扩张程度越大，家庭让子女接受学前教育的概率越高。即满足：

$$\frac{\partial p_{pre}}{\partial \delta} > 0 \quad (1)$$

在未考虑养老等因素下，父母终身效用以对数可分离函数形式表现为 $\ln c_1 + \beta \cdot \ln c_2 + \theta \cdot \ln(n \cdot q)$ ，其中子女与消费均视作正常品， β 与 θ 对应相应的权重。因此，该效用最大化问题表述如下：

$$\underset{c_1, c_2, n}{Max} U = \ln c_1 + \beta \cdot \ln c_2 + \theta \cdot \ln(n \cdot q) \quad (2)$$

$$s.t. c_1 + s + n \cdot f + p_{pre} \cdot n \cdot c_{pre} = w + p_{pre} \cdot n \cdot \varphi \quad (3)$$

$$c_2 = (1+r) \cdot s \quad (4)$$

联立式(3)和式(4)两个约束条件，消去 s ，得到：

$$c_1 + \frac{c_2}{1+r} + n \cdot f + p_{pre} \cdot n \cdot c_{pre} - w - p_{pre} \cdot n \cdot \varphi = 0 \quad (5)$$

利用拉格朗日乘子法进行求解，拉格朗日方程为：

$$L = \ln c_1 + \beta \cdot \ln c_2 + \theta \cdot \ln(n \cdot q) +$$

$$\lambda \cdot \left(c_1 + \frac{c_2}{1+r} + n \cdot f + p_{pre} \cdot n \cdot c_{pre} - \omega - p_{pre} \cdot n \cdot \varphi \right) \quad (6)$$

式(6)对应的一阶条件分别为:

$$\frac{\partial L}{\partial c_1} = \frac{1}{c_1} + \lambda = 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial L}{\partial c_2} = \frac{\beta}{c_2} + \lambda \cdot \frac{1}{1+r} = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\partial L}{\partial n} = \frac{\theta}{n} + \lambda \cdot (f + p_{pre} \cdot c_{pre} - p_{pre} \cdot \varphi) = 0 \quad (9)$$

$$\frac{\partial L}{\partial \lambda} = c_1 + \frac{c_2}{1+r} + n \cdot f + p_{pre} \cdot n \cdot c_{pre} - \omega - p_{pre} \cdot n \cdot \varphi = 0 \quad (10)$$

联立上述方程进行求解,求得最优生育数量为:

$$n = \frac{\theta \cdot \omega}{1 + \beta + \theta} \cdot \frac{1}{f + p_{pre} \cdot (c_{pre} - \varphi)} \quad (11)$$

我们关心的是幼儿园供给扩张程度对最优生育数量的影响,因此我们有:

$$\frac{\partial n}{\partial \delta} = \frac{\theta \cdot \omega}{1 + \beta + \theta} \cdot \frac{1}{[f + p_{pre} \cdot (c_{pre} - \varphi)]^2} \cdot \frac{\partial p_{pre}}{\partial \delta} \cdot (\varphi - c_{pre}) \quad (12)$$

也即:

$$\begin{aligned} \frac{\partial n}{\partial \delta} &= \frac{\partial p_{pre}}{\partial \delta} \cdot \frac{\theta \cdot \omega \cdot \varphi}{(1 + \beta + \theta) \cdot [f + p_{pre} \cdot (c_{pre} - \varphi)]^2} - \\ &\frac{\partial p_{pre}}{\partial \delta} \cdot \frac{\theta \cdot \omega \cdot c_{pre}}{(1 + \beta + \theta) \cdot [f + p_{pre} \cdot (c_{pre} - \varphi)]^2} \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial n}{\partial \delta} &= \frac{\frac{\partial p_{pre}}{\partial \delta} \cdot \frac{\theta \cdot \omega \cdot \varphi}{(1 + \beta + \theta) \cdot [f + p_{pre} \cdot (c_{pre} - \varphi)]^2}}{\text{时间释放效应}} - \\ &\frac{\frac{\partial p_{pre}}{\partial \delta} \cdot \frac{\theta \cdot \omega \cdot c_{pre}}{(1 + \beta + \theta) \cdot [f + p_{pre} \cdot (c_{pre} - \varphi)]^2}}{\text{学前教育成本挤入效应}} \end{aligned} \quad (14)$$

从模型求解过程可以看出,幼儿园供给扩张程度对最优生育数量的影响可以分解为两种不同的效应:一种为时间释放效应,幼儿园供给扩张程度对最优生育数量的影响与该效应正相关;另一种为学前教育成本挤入效应,幼儿园供给扩张程度对最优生育数量的影响与该效应负相关。因此,幼儿园供给扩张程度对最优生育数量也即生育意愿的影响到底如何,取决于何种效应占主导地位。当由学前教育的照料作用带来的时间释放效应占主导地位时,幼儿园供给扩张程度越高,家庭最优生育数量也就越多,即具有更高的生育意愿。反之,当学前教育成本挤入效应占主导地位时,幼儿园供

给扩张程度越高,家庭最优生育数量也就越少,即具有更低的生育意愿。检验 $\partial n / \partial \delta$ 的符号是本文实证的主要任务,下文的实证部分将对此问题进行探究。

四、数据、变量与模型

(一)数据来源

本文个体层面数据来源于2016年中国劳动力动态调查(CLDS)。CLDS项目由中山大学发起,每两年开展一次,建立个体、家庭和社区三个层次上的追踪数据库。本文利用CLDS2016中受访者所在地级市的代码,匹配了2010—2013年各地级市幼儿园数量增长率及其余地市层面数据。一方面,CLDS2016中包含生育意愿相关问题;另一方面,CLDS2016可以获取到个体地市层面的具体信息。地市层面数据主要来源于《中国城市统计年鉴》与《中国区域经济统计年鉴》。首先对育龄青年年龄范围进行界定,中共中央、国务院印发的《中长期青年发展规划(2016—2025年)》把青年的年龄范围确定为14—35周岁。^①世界卫生组织界定的育龄阶段年龄在15—49岁。同时根据风笑天(2022)的观点,15—19岁人口虽在生理意义上属于育龄人口,但这一部分群体对生育相关问题的回答的意义与价值并不大。因此,本文将育龄青年的年龄范围限定在20—35岁^②,样本中同时包含男性与女性样本。通过对所涉及变量数据进行清洗,最终得到3070个有效样本,样本分布于26个省/市/自治区、108个地级市。

(二)变量选取

被解释变量为育龄青年的生育意愿。参考既有研究(张婷皮美和石智雷,2020;何兴邦,2020;李婉鑫等,2021等),用理想子女数来进行衡量,对应CLDS2016问卷中受访者对“您认为一个家庭养育几个孩子最理想?”的回答。

解释变量为学前教育扩张情况,用2010—2013年各地级市幼儿园数增长率来衡量。首先,学前教育三年行动计划将2010—2020年划分为三个阶段,

^① 《中长期青年发展规划(2016—2025年)》,中华人民共和国中央人民政府网站(http://www.gov.cn/zhengce/2017-04/13/content_5185555.htm #1),2017年4月13日。

^② 若将样本年龄限定在15—35岁,结果仍保持稳健。同时稳健性检验部分也将年龄限定在20—40岁,结果均无变化。表明本研究结果对青年年龄的界定并不敏感。

第一期目标为扩大学前教育资源,计划用三年时间缓解“入园难”问题。第一期三年行动计划期间,全国的幼儿园数目从150420所大幅增加至198553所,涨幅高达32%。^①其次,地级市幼儿园数量数据整理自《中国区域经济统计年鉴》,但该年鉴仅更新至2014年,数据截至2013年。2013年及以前的幼儿园数量可以较完整获取,后续年份的数据难以获得。最后,学前教育的扩张情况对育龄青年生育意愿的影响应当存在着一定的滞后性。综合上述三点,本研究最终用2010—2013年各地级市幼儿园数的增长率来衡量学前教育扩张情况。

一些个体层面因素也会对育龄青年的生育意愿产生影响。参考相关研究,本文选取了以下控制变量:性别、年龄、户口状况、婚姻状况、受教育情况、家庭人均收入。此外,本文还选取了一些可能同时影响学前教育扩张与生育意愿的地级市层面关键控制变量:(1)地区经济发展水平。选取2010年人均GDP与第一产业占比来衡量。(2)基期(2010年)幼儿园数量。(3)其余教育层级变化情况。选取2010—2013年小学数增长率与2010—2013年初中数增长率两个变量。(4)教育财政支出努力程度。用教育经费在年度预算内财政支出中的比重来衡量。(5)学前教育家庭成本分担情况。用2011年学前教育预算外教育经费支出占学前教育经费总支出的比重来表示。^②

各变量的具体说明及描述性统计见表1。样本中理想子女数的均值为1.960,作为对比参考,原国家卫计委2013年在全国开展的生育意愿调查表明,城乡居民的理想子女数为1.93(庄亚儿等,2014),2017年进行的全国生育状况抽样调查数据中,中国育龄妇女平均理想子女数为1.96个(贺丹等,2018)。2010—2013年幼儿园数增长率均值为38.3%,且不同地级市间差异较大,从-17.6%到185.6%不等。

表1 变量说明与描述性统计

变量类别	变量名	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	理想子女数	连续变量	1.960	0.540	0	5
解释变量	2010—2013年幼儿园数增长率	连续变量	0.383	0.412	-0.176	1.856

^① 数据来源《中国统计年鉴》。

^② 因数据所限,没有2010年学前教育经费市级数据,所以用2011年数据来衡量。

续表

变量类别	变量名	变量说明	均值	标准差	最小值	最大值
个体层面 控制变量	年龄	连续变量	28.100	4.434	20	35
	性别	男性为1, 女性为0	0.456	0.498	0	1
	是否接受过 高等教育	接受为1, 未接受为0	0.338	0.473	0	1
	婚姻状况	已婚为1, 未婚为0	0.652	0.476	0	1
	户口状况	非农户口赋值为1, 农业户口赋值为0	0.310	0.463	0	1
	家庭人均收入	家庭总收入与 家庭人数之比 (单位:元, 取对数值)	9.280	1.114	5.097	11.800
市级层面 控制变量	人均GDP	人均生产总值 (单位:元, 取对数值)	10.370	0.708	8.703	11.440
	第一产业占比	第一产业占 生产总值的比重	0.108	0.0837	0.00660	0.293
	人口密度	连续变量 (单位:万人/ 平方千米)	0.0715	0.0570	0.00304	0.363
	政府教育投入 努力程度	教育经费在 年度预算内财政 支出中的比重	0.179	0.0403	0.115	0.286
	2010年幼儿园数	连续变量 (单位:千所)	0.729	0.631	0.054	4.105
	2010—2013年 小学数增长率	连续变量	-0.150	0.155	-0.711	0.0270
	2010—2013年 初中数增长率	连续变量	-0.0138	0.0729	-0.186	0.201
	学前教育家庭 成本分担情况	学前教育预算 外教育经费支出 占学前教育经费 总支出的比重	0.491	0.180	0.0655	0.894

(三) 计量模型

本文的基准回归模型如下：

$$Children_{idt} = \beta_0 + \beta_1 Kindergarten_{dt} + \beta_2 X_{idt} + \beta_3 X'_{dt} + \beta_4 \theta_t + \epsilon_{idt} \quad (15)$$

其中， i ， d ， t 分别代表个体、地级市与省份； $Children_{idt}$ 代表育龄青年生育意愿； $Kindergarten_{dt}$ 代表学前教育扩张情况； X_{idt} 代表影响女性二孩生育意愿的个体层面的控制变量； X'_{dt} 代表市级层面的关键控制变量； θ_t 为省份固定效应； ϵ_{idt} 为残差项。 β 为回归系数，其中 β_1 衡量学前教育扩张对育龄青年生育意愿的影响，是本文关注的重点。考虑到同一城市之间的不同个体可能是相互关联的，本文在研究时将标准误聚类到市级层面。^①

五、实证分析结果

(一) 基准回归分析

表 2 报告了学前教育扩张对育龄青年生育意愿影响的基准回归结果。(1)到(3)列依次加入省份固定效应、个体层面控制变量与市级层面控制变量。回归系数均在 5% 水平上显著为正，表明学前教育扩张对育龄青年生育意愿有着显著的正向影响。从系数大小来看，幼儿园数增长率每提升 10%，育龄青年的理想子女数将会增加大约 0.01，即若幼儿园的数目翻倍，理想子女数将增加 0.1。这一结果同江涛(2021)的研究结果相近，在他的研究中，“以社会力量兴办幼儿园”政策力度每提高 0.1 个单位，家庭生育孩子数将增加 0.012。

表 2 学前教育扩张对育龄青年生育意愿的影响：基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)
	理想子女数	理想子女数	理想子女数
2010—2013 年幼儿园数增长率	0.157*** (0.0435)	0.134*** (0.0434)	0.116** (0.0563)
年龄		0.00554* (0.00291)	0.00677** (0.00285)

① 本研究分析时同样也采用了普通标准误、稳健标准误与聚类到省级层面的稳健标准误，结果均保持稳健。

续表

项目	(1) 理想子女数	(2) 理想子女数	(3) 理想子女数
性别		-0.0263 (0.0216)	-0.0227 (0.0209)
是否接受过高等教育		-0.0287 (0.0255)	-0.00395 (0.0235)
婚姻状况		0.0555* (0.0284)	0.0546* (0.0287)
户口状况		-0.0571** (0.0268)	-0.0409 (0.0271)
家庭人均收入		-0.00941 (0.0109)	0.00282 (0.0108)
人均 GDP			-0.0666 (0.0617)
人口密度			-0.520 (0.367)
2010 年幼儿园数			0.0789** (0.0315)
2010—2013 年小学数增长率			0.0526 (0.115)
2010—2013 年初中数增长率			0.0605 (0.251)
政府教育投入努力程度			1.626*** (0.560)
第一产业占比			-0.0856 (0.410)
学前教育家庭成本分担情况			-0.0977 (0.124)
省份固定效应	包含	包含	包含
_cons	1.719*** (0.00486)	1.713*** (0.130)	2.017** (0.781)
N	3070	3070	3070

续表

项目	(1) 理想子女数	(2) 理想子女数	(3) 理想子女数
R^2	0.061	0.076	0.093
adj. R^2	0.053	0.066	0.081

注：括号内为聚类到地市级层面的稳健标准误；^{*}、^{**}和^{***}分别表示在10%、5%和1%水平上统计显著。

(二) 稳健性检验

为了检验上述回归结果的稳健性，本文从以下三个方面展开进行了一系列稳健性检验：一是更换估计方法，二是更换关键变量，三是调整样本范围，四是使用工具变量法处理内生性问题。

1. 更换估计方法：泊松回归

衡量育龄青年生育意愿的理想子女数为计数变量，在此改变模型估计方法，使用泊松模型继续进行估计。表3列(1)给出了泊松模型回归的结果。

2. 更换关键变量

本文的基准回归选用的被解释变量为理想子女数，部分文献在数量的基础上做了进一步处理，常见的处理方式有：生育意愿二分类变量或二孩生育意愿(将不愿意生或只生1个界定为没有二孩生育意愿，赋值为0，对愿意生2个及以上的界定为有二孩生育意愿，赋值为1，由此形成二分类变量)，以及生育意愿三分类变量(分为3个有序定性变量，分别对应：“至多1个”，“2个”，“至少3个”)。本文同样换用这两种指标进行处理，表3列(2)与列(3)给出了更换被解释变量指标回归的结果。

本文的解释变量为2010—2013年幼儿园数增长率，考虑到不同地区人口数量存在差异，对幼儿园的需求情况可能不同，因此换用2010—2013年每万名常住人口拥有幼儿园数的增长率作为解释变量进行回归，表3列(4)给出了更换解释变量指标回归的结果。

表3 稳健性检验：更换估计方法和变量指标

	更换估计方法	更换被解释变量		更换解释变量
	(1) Poisson 回归	(2) 生育意愿 二分类变量	(3) 生育意愿 三分类变量	(4) 理想子女数
2010—2013年 幼儿园数增长率	0.0589** (0.0289)	0.104*** (0.0350)	0.128*** (0.0456)	

续表				
	更换估计方法	更换被解释变量		更换解释变量
	(1) Poisson 回归	(2) 生育意愿 二分类变量	(3) 生育意愿 三分类变量	(4) 理想子女数
2010—2013 年每万名 常住人口拥有 幼儿园数的增长率				0.110* (0.0570)
N	3070	3070	3070	3070
R ²		0.076	0.099	0.092

注：括号内为聚类到地市级层面的稳健标准误；回归中的控制变量同表2，所有回归均控制了省份固定效应；*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平上统计显著。

3. 调整样本范围

本文基准回归所用样本同时包括已婚与未婚样本。由于未婚样本尚未步入婚姻，这一部分样本的回答和最后的实际生育行为之间可能存在一定偏差(风笑天, 2022)。因此本文剔除未婚样本重新进行回归，回归结果见表4列(1)。

本文基准回归所界定的育龄青年年龄范围为20—35岁，但也有研究所考虑的年龄范围为20—40岁(李志和吴永江, 2022)。本文同样参照这一年龄划分进行回归，结果见表4列(2)。

表4 稳健性检验：调整样本范围

	已婚样本	20—40岁样本
	(1) OLS	(2) OLS
2010—2013 年幼儿园数增长率	0.103** (0.0509)	0.119** (0.0558)
N	2003	4198
R ²	0.122	0.101

注：同表3。

4. 对内生性问题的处理：工具变量法

虽然本文在基准回归模型中控制了一些可能同时影响学前教育扩张与生育意愿的关键控制变量，且做了一系列稳健性检验，但还是不能完全排除遗漏变量所带来的内生性问题。对此本文通过工具变量法进行回归。

本文选取了 2010—2013 年同省其余市幼儿园数增长率作为 2010—2013 年幼儿园数增长率的工具变量。选择该工具变量的可行性在于：一方面，市幼儿园数增长率与同省其余市幼儿园数增长率存在相关关系。幼儿园数量变化这种教育资源规划与人口流动情况密切相关，目前中国人口流动以近距离流动、省内流动为主(周皓，2021)。第七次人口普查显示，省内流动人口占整个流动人口的比重为 66.78%，山西、内蒙古、吉林、安徽等省份，省内流动人口占本省总流入人口的 80% 以上(王桂新，2021)。且往往省内流动人口流向主要为省会或省内其他较发达城市。省内不同城市之间，人口的流入与流出存在很大差异。因此，在这种人口流动特征下，一个城市的幼儿园增长率应当和同省内其余城市的幼儿园增长率存在负向关系。另一方面，同省其余市幼儿园数增长率与本市育龄青年生育意愿之间不存在理论上的相关，具有较好的外生性。

需要注意的是，直辖市无法利用上述方法构造工具变量，故剔除了直辖市样本，剔除前后的样本量变化很小，因而对结果不会造成较大的影响。本文使用两阶段最小二乘模型(2SLS)进行估计，回归结果见表 5。第一阶段 2010—2013 年同省其余市幼儿园数增长率的回归系数在 1% 水平上显著为负，验证了我们的猜想；第二阶段 2010—2013 年幼儿园数增长率的回归系数依然在 5% 水平上显著为正，且估计系数有所增大，表明未使用工具变量进行估计的系数可能对结果存在低估，这进一步证明了本文结论的稳健性。

表 5 稳健性检验：以 IV 估计纠正内生性

	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段
	(1) 2010—2013 年 幼儿园数增长率	(2) 理想子女数
2010—2013 年同省 其余市幼儿园数增长率	-8.242*** (1.066)	
2010—2013 年幼儿园数增长率		0.169** (0.0761)
N	2895	2895
R ²	0.869	0.089
第一阶段 F 值	59.791	

注：同表 3。

(三) 影响机制分析

基于前文理论模型的分析, 学前教育扩张对生育意愿的影响取决于时间释放效应与学前教育成本挤入效应哪一个处于主导地位, 实证研究发现学前教育扩张会显著提升育龄青年的生育意愿, 表明总体而言时间释放效应处于主导地位。那么这两项机制效应是否真的存在, 仍需我们通过实证分析进一步探讨。由于数据的限制, 无法直接进行分析。我们采用分样本检验从侧面考察两种机制的存在。常规的交互项回归在假设上相对严格, 它要求控制变量的系数不存在组间差异, 分组回归则放松了这个假设, 允许不同组间核心解释变量和其余控制变量系数不一致。另外, 对整体而言, 调节变量调节作用的发挥可能并非严格按照交互项模型的形式。前文理论模型给出了方向的判断, 但并未判断影响的具体形式。本文机制检验的目的在于探究可支配时间释放效应与学前教育成本挤入效应两种效应的存在, 若单纯从分样本显著性的差异就能看出两种效应的存在, 则分样本回归判断同样直观, 且没有交互项模型严格的假设条件。许多研究在进行机制分析时, 也均采取了相同的思路, 使用了分样本回归的方法(刘欢等, 2022; 宋弘与陆毅, 2020, 姜付秀等, 2016 等)

首先我们对时间释放效应进行分样本检验。可支配时间往往用于工作或闲暇, 由于闲暇未能找到合适的度量, 我们主要通过工作来检验时间释放效应, 因为无论是工作还是闲暇, 本质上这一效应强调的都是由学前教育的照料作用带来的可以自由支配的时间。我们根据每周平均工作时间将样本划分为三类: 将每周工作时间最长的 25% 的样本定义为每周工作时间较长群体, 每周工作时间最短的 25% 的样本定义为每周工作时间较短群体, 每周工作时间位于中间的 50% 的样本定义为每周工作时间中等群体。表 6 报告了时间释放效应分样本检验的回归结果。可以发现, 对于每周工作时间较长群体, 学前教育扩张会显著提升生育意愿。对于每周工作时间中等群体与每周工作时间较短群体, 这一影响均不显著。

这一回归结果可以验证时间释放效应的存在。对于每周工作时间较长的群体而言, 他们的工作负担较重, 可自由支配的时间较少, 学前教育扩张提高了子女接受学前教育的概率, 学前教育为他们提供了照料服务, 因此释放了他们的可支配时间, 他们可以将本应用于照料子女的时间用于工作或是闲暇, 因此学前教育扩张对这一部分群体具有很强的生育促进效果。但对于每周工作时间中等群体与每周工作时间较短群体而言, 本身工作负担不是很重, 具有一定的可支配时间, 因此学前教育的照料服务难以帮助他们释放更多的

可支配时间，所以学前教育扩张难以提升这一部分群体的生育意愿。

表 6 时间释放效应的分样本检验

	(1) 每周工作时间 较长群体	(2) 每周工作时间 中等群体	(3) 每周工作时间 较短群体
2010—2013 年幼儿园数增长率	0.172** (0.0800)	0.121 (0.0853)	0.0438 (0.0730)
N	820	1022	803
R ²	0.166	0.0955	0.130

注：同表 3。

其次我们对学前教育成本挤入效应进行分样本检验。我们根据样本中 108 个城市学前教育成本分担的情况，划分为三类。其中学前教育成本家庭分担比例最高的 27 个城市定义为学前教育家庭负担较重地区，家庭分担比例最低的 27 个城市定义为学前教育家庭负担较轻地区，家庭分担比例位于中间的 54 个城市定义为学前教育家庭负担中等地区。表 7 报告了学前教育成本挤入效应分样本检验的回归结果。可以发现，对于学前教育家庭负担较轻地区群体，学前教育扩张会显著提升生育意愿；对于学前教育家庭负担中等地区群体，学前教育扩张依然会显著提升生育意愿；但对于学前教育家庭负担较重地区群体，学前教育扩张并不会提升生育意愿，回归结果甚至为负。

这一回归结果可以验证学前教育成本挤入效应的存在。对于学前教育家庭负担较轻地区群体而言，学前教育扩张提高了子女接受学前教育的概率，但子女接受学前教育并不会带来更重的成本负担，因此学前教育扩张对这一部分群体具有很强的生育促进效果。对于学前教育家庭负担中等地区群体而言，子女接受学前教育带来了一定的成本负担，但此时成本挤入并未占据主导效应，因而学前教育扩张仍能提升这一部分群体的生育意愿。但对于学前教育家庭负担较重地区群体而言，子女接受学前教育会带来很重的成本负担，成本挤入会占据主导效应，因此学前教育扩张无法提升这一部分群体的生育意愿，甚至可能进一步会有生育抑制作用。

表 7 学前教育成本挤入效应的分样本检验

	(1) 学前教育家庭负担 较重地区群体	(2) 学前教育家庭负担 中等地区群体	(3) 学前教育家庭负担 较轻地区群体
2010—2013 年幼儿园数 增长率	-0.0536 (0.133)	0.104** (0.0505)	0.334** (0.158)

续表

	(1) 学前教育家庭负担 较重地区群体	(2) 学前教育家庭负担 中等地区群体	(3) 学前教育家庭负担 较轻地区群体
N	808	1637	625
R ²	0.120	0.127	0.0966

注：同表3。

六、结论与启示

本文研究了学前教育扩张政策对育龄青年生育意愿的影响。基于两期家庭决策模型的理论分析发现，学前教育扩张会对家庭生育决策产生两种相反的效应。一方面起到了照料作用，释放了可支配时间，有助于提升生育意愿；另一方面挤入了学前教育成本，加重了教育层面的育儿负担，会降低生育意愿。基于第一期“学前教育三年行动计划”，本文用2010—2013年各地级市幼儿园数量增长率来衡量学前教育扩张情况，将其同CLDS2016个体微观数据相匹配，进一步实证分析了学前教育扩张对作为我国生育主体的育龄青年生育意愿的影响。研究发现：时间释放效应占主导地位，学前教育扩张对育龄青年生育意愿有着显著的正向影响，该结论经一系列稳健性检验后仍然成立。

在如今低生育率导致幼儿园出现“关停潮”的背景下，本文的研究对优化学前教育资源配置、实现学前教育优质均衡发展、提振青年生育意愿仍具有指导意义。基于本文研究结论，得出以下政策启示：首先要继续加大幼儿教育公共服务供给。各级政府及教育部门应当要继续加强对幼儿园及托儿所的政策支持力度，突出幼儿园提供照料服务的作用，着力推动支持幼儿园开展托幼一体化服务，从而吸纳更多的学龄前儿童享受优质的托育服务与学前教育，减轻家庭养育孩子的负担与压力。尽管目前部分地区已出台幼儿园参与托育服务供给的相关政策，但全国整体而言仍是处于探索阶段。据统计，我国目前0—3岁婴幼儿在各类托育机构中的入托率仅有4%，这一数据要远远低于一些发达国家50%的平均水平。政府应努力推动地方托育和保育立法，为幼儿园托育服务发展提供法律保障。允许幼儿入园年龄向下延伸，将2—3岁婴幼儿的托育服务一并纳入幼儿园服务体系中，因地制宜地调节托育服务供给结构，以此破解我国目前“幼无所托”的困局。其次，尽管基于整体样本的研究结果表明时间释放效应占主导地位，但学前教育成本挤入效应仍不

可忽视,政府应努力提升学前教育资源的普惠水平,增加学前教育财政经费投入、完善学前教育经费投入机制、提高政府分担学前教育成本的比例,同时多加关注阶层与地域差异性,从而降低青年群体家庭负担,充分释放青年群体的生育潜能,促进生育政策的有效发挥,缓解当前生育持续低迷的状况。

[参考文献]

- 蔡昉, 2022:《人口红利:认识中国经济增长的有益框架》,《经济研究》第10期。
- 陈晶莹、马建青, 2022:《三孩政策下青年低生育现象的成因及破解策略》,《中国青年研究》第3期。
- 杜风莲、张胤钰、董晓媛, 2018:《儿童照料方式对中国城镇女性劳动参与率的影响》,《世界经济文汇》第3期。
- 风笑天, 2022:《调查结果如何误导我们的认识——以二孩生育意愿调查中的方法问题为例》,《湖南师范大学社会科学学报》第1期。
- 风笑天、沈晖, 2016:《应该调查谁?生育意愿调查的对象选择及其影响》,《人文杂志》第9期。
- 顾宝昌, 2011:《生育意愿、生育行为和生育水平》,《人口研究》第2期。
- 何兴邦, 2020:《城市融入对农民工生育意愿的影响机制》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 和建花, 2017:《关于3岁以下托幼公共服务理念的再思考——跨学界视野与跨学界对话》,《学前教育研究》第7期。
- 贺丹、张许颖、庄亚儿等, 2018:《2006~2016年中国生育状况报告——基于2017年全国生育状况抽样调查数据分析》,《人口研究》第6期。
- 洪秀敏、朱文婷、赵思婕, 2020:《青年父母婴幼儿照护支持与养育压力研究——基于全国13个城市的调研数据》,《中国青年社会科学》第2期。
- 贾男、甘犁、张劼, 2013:《工资率、“生育陷阱”与不可观测类型》,《经济研究》第5期。
- 江涛, 2021:《幼儿园供给扩张能提高生育吗?——来自社会力量兴办幼儿园准自然实验的证据》,《财经研究》第8期。
- 姜付秀、石贝贝、马云飙, 2016:《信息发布者的财务经历与企业融资约束》,《经济研究》第6期。
- 靳永爱、赵梦晗、宋健, 2018:《父母如何影响女性的二孩生育计划——来自中国城市的证据》,《人口研究》第5期。
- 李婉鑫、杨小军、杨雪燕, 2021:《儿童照料支持与二孩生育意愿——基于2017年全国生育状况抽样调查数据的实证分析》,《人口研究》第5期。
- 李勇辉、沈波澜、李小琴, 2020:《儿童照料方式对已婚流动女性就业的影响》,《人口与

经济》第5期。

李志、吴永江, 2022:《育龄青年的生育价值观影响生育计划的调查研究——基于生育支持的中介作用分析》,《中国特色社会主义研究》第Z1期。

刘欢、周会洋、侯粲然, 2020:《地方政府债务与企业创新》,《会计研究》第9期。

吕碧君, 2018:《祖父母支持对城镇妇女二孩生育意愿的影响》,《城市问题》第2期。

穆光宗、林进龙, 2021:《论生育友好型社会——内生性低生育阶段的风险与治理》,《探索与争鸣》第7期。

聂焱、风笑天, 2022:《祖辈的儿童照料能提升生育意愿吗?——基于23个城市家庭的质性研究》,《江淮论坛》第6期。

彭争呈、邹红、熊倩倩, 2022:《学前教育扩张对女性就业的促进效应分析——兼析学前教育政策的生育包容性》,《人口与经济》第3期。

祁静、茅倬彦, 2020:《生命历程视角下的生育支持政策研究》,《福建师范大学学报(哲学社会科学版)》第2期。

申小菊、茅倬彦, 2018:《OECD国家3岁以下儿童照料支持体系对我国的启示》,《人口与计划生育》第2期。

沈可、王丰、蔡泳, 2012:《国际人口政策转向对中国的启示》,《国际经济评论》第1期。

宋弘、陆毅, 2020:《如何有效增加理工科领域人才供给?——来自拔尖学生培养计划的实证研究》,《经济研究》第2期。

宋月萍, 2023:《青年生育观念变化及生育友好社会文化的构建》,《人民论坛》第15期。

王桂新, 2021:《中国人口流动与城镇化新动向的考察——基于第七次人口普查公布数据的初步解读》,《人口与经济》第5期。

王善迈, 1997:《社会主义市场经济条件下的教育资源配置方式》,《教育与经济》第3期。

魏易、刘凯、康乐等, 2023:《中国家庭学前教育支出负担及其差异——基于中国教育财政家庭调查的实证研究》,《北京大学教育评论》第4期。

于潇、何婕宁, 2023:《儿童照料对女性二孩生育意愿的影响——基于东北三省生育状况抽样调查的分析》,《人口学刊》第3期。

袁同成, 2019:《儿童照顾时间成本分担模式的国际比较与中国关照》,《学前教育研究》第11期。

曾晓东、刘莉, 2018:《从单位福利到多元供给——改革开放四十年学前教育事业的发展与改革》,《教育经济评论》第6期。

张海峰, 2018:《全面二孩政策下中国儿童照料可及性研究——国际经验借鉴》,《人口与经济》第3期。

张书维、谭小慧、梁歆佚等, 2021:《“助推”生育政策:信息框架影响生育意愿的调查研究》,《公共管理与政策评论》第1期。

张婷皮美、石智雷, 2020:《“996”与低欲望社会:加班对结婚和生育影响的实证研究》,《云南师范大学学报(哲学社会科学版)》第2期。

- 赵嘉茵、袁连生, 2020: 《2000年以来学前教育投入与成本分担的国际趋势》, 《教育经济评论》第5期。
- 赵美洁、严成樑, 2022: 《政府分担育儿成本、生育率与人口质量》, 《世界经济文汇》第4期。
- 郑名, 2014: 《“学前教育三年行动计划”成效分析与政策建议》, 《学前教育研究》第8期。
- 周皓, 2021: 《中国人口流动模式的稳定性及启示——基于第七次全国人口普查公报数据的思考》, 《中国人口科学》第3期。
- 庄亚儿、姜玉、王志理等, 2014: 《当前我国城乡居民的生育意愿——基于2013年全国生育意愿调查》, 《人口研究》第3期。
- 邹红、彭争呈、栾炳江, 2018: 《隔代照料与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二孩与延迟退休悖论》, 《经济学动态》第7期。
- Ager, P. and F. Cinnirella, 2020, “Froebel’s Gifts: How the Kindergarten Movement Changed the American Family”, *CESifo Working Paper*.
- Bauernschuster, S., T. Hener and H. Rainer, 2013, “Does the Expansion of Public Child Care Increase Birth Rates? Evidence from a Low-fertility Country”, *Ifo Working Paper*.
- Biegel, N., K. Neels and L. Van den Berg, 2021, “Uptake of Childcare Arrangements: Grandparental Availability and Availability of Formal Childcare”, *Social Sciences*, 10(2): 50.
- Blau, D. M. and P. K. Robins, 1989, “Fertility, Employment, and Child-Care Costs”, *Demography*, 26(2): 287–299.
- Del Boca, D., 2002, “The Effect of Child Care and Part-Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy”, *Journal of Population Economics*, 15(3): 549–573.
- Kravdal, Y., 1996, “How the Local Supply of Day-care Centers Influences Fertility in Norway: A Parity-specific Approach”, *Population Research & Policy Review*, 15(3): 201–218.
- Mörk, E., A. Sjögren and H. Svaleryd, 2013, “Childcare Costs and the Demand for Children: Evidence from a Nationwide Reform”, *Journal of Population Economics*, 26(1): 33–65.
- Rindfuss, R. R., D. K. Guilkey, S. P. Morgan et al., 2010, “Child-care Availability and Fertility in Norway”, *Population and Development Review*, 36(4): 725–748.

Preschool Education Expansion and Fertility Intention of Young People of Childbearing Age

XIE Jia-qi, LIU Ze-yun

(Business School, Beijing Normal University)

Abstract: Under the current background of China's fertility downturn, it is urgent to improve the fertility willingness of young people, and to alleviate the "work-parenting conflict" is the key to the construction of fertility support policy system. This paper examines the effect of preschool education expansion policy on the reproductive intention of young people of childbearing age. The theoretical analysis based on the two-stage family decision model shows that the impact of preschool education expansion on family fertility intention depends on two opposite effects: the work or leisure release effect and the preschool education cost crowding effect, the former leads to the increase of fertility intention, the latter leads to the decrease of fertility intention. Based on the empirical study of the growth rate of kindergartens in prefecture-level cities from 2010 to 2013 and the individual micro-data of CLDS2016, it is found that the release effect of work or leisure is dominant, and the expansion of preschool education has a significant positive impact on the reproductive intention of young people of childbearing age. This conclusion remains valid after a series of robustness tests. The article suggests that under the current new population situation, to increase the supply of public services for early childhood education, it should highlight its care role, promote support for kindergartens to carry out integrated care services, improve the inclusive level of preschool education resources, and pay attention to class differences, which will help improve the availability of formal care services for children, reduce the burden on families, and fully release the reproductive potential of young people. We will promote the effective implementation of the fertility policy and ease the current downturn in fertility.

Key words: preschool education expansion; fertility intention; child care; educational cost

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 胡咏梅)