

公共托幼服务对生育意愿的影响

——基于断点回归的经验证据

陈梅 张梦哲 石智雷*

摘要: 本文基于 2016 年中国家庭发展追踪调查数据, 分析了公共托幼服务对一孩家庭二孩生育意愿的影响效应和机制。断点回归结果显示, 托幼使居民的二孩生育意愿提高了约 16.2%—20.5%。相较于一孩由祖辈照料的居民, 托幼对一孩由父母照料的居民影响更为显著。机制检验发现, 公共托幼服务通过就业释放效应和闲暇释放效应提高居民二孩生育意愿, 但是托幼服务支出的增加也会降低居民生育意愿。

关键词: 公共托幼服务; 生育意愿; 断点回归设计

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.06.13

一、引言

低生育率问题是当前世界许多国家共同面临的挑战。西方发达国家很早就进入了低生育率时期, 采取过多种形式的生育支持政策以期能够提高生育水平, 但很多国家仍处于超低生育水平, 并有持续下滑的趋势。根据世界银行的统计数据, 我国从 1992 年开始也步入了低生育率国家的行列。在逐步放开二孩生育后, 我国的生育率有短暂的回升, 但从 2017 年开始又出现逐年下降的态势。2021 年 5 月 31 日, 中共中央政治局召开会议, 提出进一步优化生育政策, 实施一对夫妻可以生育三个子女政策及配套支持措施。人口问题是“国之大者”, 如果不能采取有效的配套措施, 我国未来的生育率可能会继续走低, 因此, 探索生育支持配套政策并评估政策效果迫在眉睫。虽然已有学者研究了瑞典 (Mork, 2013)、挪威 (Lappegard, 2010)、英国 (Brewer et al., 2012)、德国 (Raute, 2019)、西班牙 (Farre and Gonzalez, 2019)、日本 (Fukai, 2017)、韩国 (Yoon, 2014; Kim and Hong, 2020) 等许多国家生育支持政策及其效果, 但中国采取的生育支持措施能否有效提升生育水平, 尚未有学者对这一重要问题进行论证。

目前国外采取的生育支持措施主要有两种类型, 一种为现金补贴, 另一种为时间补贴。实行现金补贴的代表性国家如澳大利亚, 时间补贴包括产假、育儿假、提供托幼服

* 陈梅, 中南财经政法大学统计与数学学院; 张梦哲, 厦门大学经济学院; 石智雷, 中南财经政法大学人口与健康研究中心。通信作者及地址: 石智雷, 湖北省武汉市东湖新技术开发区南湖大道 182 号中南财经政法大学人口与健康研究中心, 430073; 电话: 13349845010; E-mail: shizhilei2004@126.com。感谢国家自然科学基金重点项目“生育支持政策试点效果跟踪评估与生育友好型社会构建研究”(19ARK004)的支持。感谢编辑和匿名审稿人对本文提出的宝贵意见, 文责自负。

务等，瑞典、德国等许多国家都先后针对托幼服务提出了一系列发展措施。^① 2019年全国人口与家庭动态监测调查显示，我国全面二孩政策实施后，相当比例的家庭想生不敢生，排名前三的原因是经济负担重、婴幼儿无人照料和女性难以平衡家庭与工作的关系。在我国当前女性受教育水平日益提高和双职工家庭基本普及的背景下，大力发展托幼服务显得尤为迫切。我国在新中国成立初期，为了将女性从照护幼儿的事务中解放出来进行社会主义建设，也曾为家庭提供托幼服务；后来由于经济体制改革，托幼机构不再适应新的经济体制的需求，托幼服务中断。^② 2019年，国务院办公厅发布了《关于促进3岁以下婴幼儿照护服务发展的指导意见》，明确提出要充分调动社会力量积极性，大力推动婴幼儿照护服务发展，支持社会力量兴办婴幼儿照护服务机构。2021年5月，中央政治局会议提出进一步优化生育政策，实施一对夫妻可以生育三个子女政策和配套支持措施。发展普惠托育服务体系，推进教育公平与优质教育资源供给，降低家庭教育开支，托幼服务建设问题再次引发广泛关注。发展托幼服务能否将女性从家庭中解放出来，增加劳动力供给和家庭收入水平，能否提高居民再生育意愿呢？这需要我们从理论和实证上进行进一步的论证。

本文将我国目前幼儿园入园年龄为年满3周岁的政策作为准自然实验，研究公共托幼服务（下文简称托幼）能否提升居民的二孩生育意愿。相较于既有文献，本文的贡献主要有以下几点：首先，从生育支持的视角，研究托幼对居民生育意愿的影响效应和机制，丰富了托幼和生育相关的研究文献。其次，基于两期家庭决策模型，对托幼影响居民生育意愿的内在机制从理论上进行分析，进一步扩充了生育支持的理论研究。最后，在断点回归设计框架下，研究托幼对二孩生育意愿的影响效应，一定程度上解决了托幼行为可能存在的内生性问题，为生育意愿影响因素研究提供了一个新的思路。

本文后续结构安排如下：第二部分为文献综述；第三部分展示了公共托幼服务对生育意愿影响的理论机制；第四部分阐明了模型、数据与变量的选取；第五部分报告了实证结果并进行了异质性分析与稳健性检验；第六部分实证检验了公共托幼服务对二孩生育意愿的影响机制；第七部分是研究结论。

二、文献综述

关于托幼对生育水平影响的研究方面，国外学者的研究相对丰富。一些学者实证研究发现，公共托幼服务对生育水平具有积极的影响（Rindfuss et al., 2007; Lucif-Greulich and Thevenon, 2013）。除此之外，与托幼相关的政策也会影响生育水平。例如，Mork（2013）利用瑞典儿童保育改革导致的托育费用的外生变化研究发现，儿童保育费用的减少能够提高生育率。Lappegard（2010）利用挪威1995—2004年间的行政登记数据进行分析表明育儿补贴和育儿假的增加都会对生育意愿产生积极影响。Yasuoka

^① 澳大利亚在2004年推出了为生育女性提供一次性3000澳元补贴的“产妇补贴”政策；瑞典在20世纪60年代后期，将儿童保育措施从非全日制扩展到全日制，并进行了大量补贴；德国在21世纪初立法规定将入托年龄从3周岁调整为1周岁，同时又出台了“日托扩建法”来保证幼儿的托育需求。

^② 20世纪80年代中期，我国进行了经济体制改革，与此同时，之前由企业和机关事业单位为满足家庭托幼需求而设立的托幼机构也不再适应新的经济体制的需求，大量托儿所、幼儿园被迫关闭。

and Goto (2011) 还从理论上分析了在现收现付养老金制度下, 儿童津贴对生育率的影响, 研究表明, 无论是由所得税收入资助的儿童津贴还是由消费税收入资助的儿童津贴都能够提高生育率。Reijnders (2018) 通过构建一般均衡模型分析了家庭资源和子女补贴的变化对不同受教育水平居民生育选择的影响, 结果表明, 对儿童保育的补贴提高了高受教育水平居民的生育率, 而一次性子女津贴增加了低受教育水平居民的生育率。

也有一些研究表明托幼以及相关的政策对生育的影响并非总是显著的。如 Yoon (2014) 使用韩国的调查数据发现, 由于韩国的正式照料服务发展程度较低, 公共托幼对生育意愿没有显著影响。Fukai (2017) 利用日本统计数据研究发现, 对于女性劳动参与率较高的地区, 公共托幼服务的发展对生育意愿有小幅影响, 但在其他地区没有显著影响。在托幼相关政策的研究方面, Zhang (1997) 展示了在一个有利他因素的内生增长模型中, 教育补贴会降低生育率, 相反, 对儿童数量的补贴增加了生育率。Kim and Hong (2020) 对韩国的育儿补贴和育儿假政策进行评价, 发现育儿补贴对女性就业和生育率影响均不显著, 他们认为, 育儿补贴的不显著影响可能是由于托育服务质量差、托育类型限制和资格规则等多种因素造成的。除此之外, Yasuoka and Miyake (2014) 基于两期世代交叠模型分析发现, 儿童津贴并不总是能提高生育率, 且教育投资补贴在参数条件下能够提高生育率。

由于我国托幼照护服务发展相对迟缓, 国内学者从儿童照护角度对生育水平的研究主要集中在家庭照料上, 较少关注公共托幼服务对生育意愿的影响。近年来随着全面二孩政策的实施和国家对3岁以下婴幼儿照护服务的重视, 部分学者研究了当前我国在托幼服务方面进行改革的方向和途径(杨菊华, 2018)、不同类型群体对婴幼儿机构照护和儿童照顾的需求(石智雷和刘思辰, 2020), 以及对国外生育支持理论研究进展或家庭政策的效果进行了探索(陈梅等, 2021; 朱荟和陆杰华, 2021)。也有学者采用工具变量回归和倾向值匹配方法, 探析了托育服务可及性、儿童照料支持等因素对居民生育意愿的影响(李婉鑫等, 2021; 石智雷和滕聪波, 2023)。

通过上述分析可以发现, 国外学者关于托幼与生育关系的研究相对较多, 但相关研究多是从宏观层面评估地区公共托幼服务覆盖率与生育率之间的关系, 较少从微观层面探究一孩是否托幼对居民的二孩生育意愿影响。总体来看, 运用我国的数据实证检验托幼对二孩生育意愿影响的文献较少。同时, 在研究方法上, 已有研究所使用的估计方法可能难以克服内生性问题, 导致所得估计结果存在计量偏误。断点回归(RD)作为近年来兴起的政策效应评估方法已广泛应用于退休、义务教育、计划生育等政策调整影响效应的评估中, 得出的研究结论更加稳健可靠。因此, 本文将从个体微观视角出发, 利用我国入园年龄制度的准自然实验, 研究一孩是否获得托幼机构照护这一外生冲击, 将会如何影响中国居民的二孩生育意愿, 为完善托幼机构建设和制定有针对性的生育支持政策提供参考。

三、公共托幼服务对二孩生育意愿影响的理论机制

公共托幼服务作为一种家庭支持型公共服务, 会在很大程度上影响育龄家庭的生育选择, 并日趋成为一个重要的影响因素。本文在生育政策放开后的两期家庭模型中, 考

考虑公共托幼服务对二孩生育选择的影响，在王天宇和彭晓博（2015）的模型基础上进行改进，加入了生育二孩的决策变量 $I=I(0, 1)$ ， I 为示性函数。

家庭在已有一孩的基础上决定是否生育二孩，家中已育有一个子女，再生育数量 $I=I(0, 1)$ ，子女总数 $n=1+I(0, 1)$ ，当 $n \geq 1$ 时，即 $I(0, 1) = n-1 \geq 0$ ，生育决策为生育二孩，反之则不生育二孩。第一期，一孩达到入园年龄，将一孩托幼看作父母的消费投资。父母获得确定性收入 y_1 ，选择消费 c_1 ，储蓄 s ，一孩托幼成本为 $f_1(n)$ ，抚养成本为 $\theta_1(n)$ ，储蓄利率为 r 。第二期，一孩托幼后，父母取得确定性收入 y_2 ，选择消费 c_2 ，获得储蓄本利 $(1+r)s$ ，母亲不再全职照看孩子获得额外收入 $w_2(n)$ ，孩子托幼后给父母带来的闲暇收益 $\varphi_2(n)$ ，抚养成本现值与第一期相同，为 $(1+r)\theta_1(n)$ 。作为简化模型，本文没有将生育的养老功能、疾病与医疗、子女转移支付等因素纳入模型中。因为这些因素在没有外生冲击的情况下并不影响模型的结论。

父母的终身效用（未考虑上述养老等复杂因素）为 $u(c_1, c_2, n)$ ，消费和子女都被看成正常品，二孩生育决策直接进入效用函数，对应着理性选择的生育动机。决定是否要生育二孩的父母最大化效用函数如下：

$$\max_{c_1, c_2, n} u(c_1, c_2, n), \tag{1}$$

$$\text{s. t. } c_1 + s + f_1(n) + \theta_1(n) = y_1, \tag{2}$$

$$c_2 = y_2 + (1+r)s + w_2(n) + \varphi_2(n) - (1+r)\theta_1(n), c_1, c_2 \geq 0, n \geq 1. \tag{3}$$

采用对数可分离的效用函数形式： $u(c_1, c_2, n) = \ln(c_1 + \rho n) + \beta \ln(c_2)$ ，其中 ρ 是孩子数量相对于消费的权重， β 为主观折现因子， $0 < \rho < 1$ 。假设托幼的边际成本为常数 k_1 ，即 $f_1(n) = k_1 n$ ；抚养子女的边际成本为 k_2 ，即 $\theta_1(n) = k_2 n$ 。假设母亲不再全职照看孩子获得额外收入 $w_2(n) = \tau_1 n^{1/2}$ ， $w_2'(n) > 0$ ， $w_2''(n) < 0$ ；一孩获得托幼照料后给父母带来闲暇收益 $\varphi_2(n) = \tau_2 n$ 。

联立式（2）和式（3）消去 s 得到约束条件：

$$(1+r)[c_1 + f_1(n) + \theta_1(n)] + c_2 - w_2(n) - \varphi_2(n) + (1+r)\theta_1(n) = (1+r)y_1 + y_2. \tag{4}$$

考虑最优解为内点解的情况，拉格朗日方程为：

$$L = \ln(c_1 + \rho n) + \beta \ln(c_2) + \lambda \left\{ \begin{aligned} &(1+r)y_1 + y_2 - (1+r)[c_1 + f_1(n) + \theta_1(n)] \\ &-c_2 + w_2(n) + \varphi_2(n) - (1+r)\theta_1(n) \end{aligned} \right\}. \tag{5}$$

一阶条件为：

$$\frac{\partial L}{\partial c_1} = \frac{1}{c_1 + \rho n} - \lambda(1+r) = 0, \tag{6}$$

$$\frac{\partial L}{\partial c_2} = \frac{\beta}{c_2} - \lambda = 0, \tag{7}$$

$$\frac{\partial L}{\partial n} = \frac{\rho}{c_1 + \rho n} - \lambda \{ (1+r)[f_1'(n) + 2\theta_1'(n)] - w_2'(n) - \varphi_2'(n) \} = 0. \tag{8}$$

联立式（6）和式（8）得：

$$\rho(1+r) = (1+r)[f_1'(n) + 2\theta_1'(n)] - w_2'(n) - \varphi_2'(n). \tag{9}$$

将具体函数形式代入式（9）得：

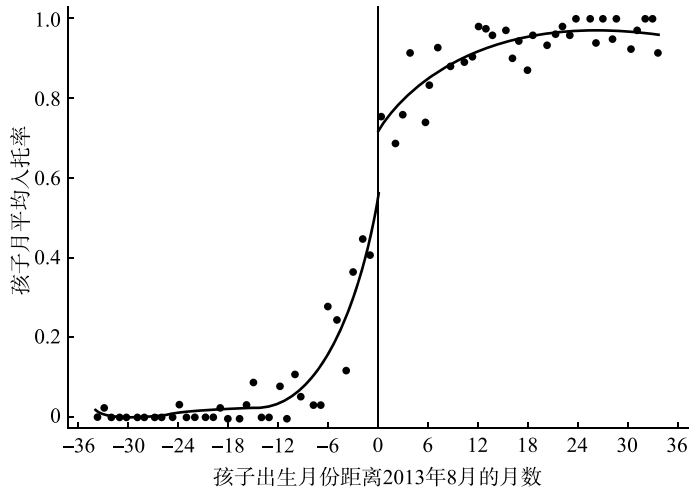


图 1 一孩年龄与平均入托率

注：图中散点表示每个月出生的孩子入托率，通过计算各月出生的孩子样本中入托的比例而得到；图中的两条曲线分别代表对断点前、断点后两个时期的散点进行非线性回归所得到的拟合线。横坐标标题中的 2013 年 8 月，是样本中孩子在 2016 年入学前满 3 周岁的最晚出生月份，也即父母能享受托幼服务的最晚生育时间。

式 (13) 中 W_i 是前定变量，前定变量是指个体受到政策影响前后没有发生变化的变量，也就是说这些变量不受时间变化的影响，除此之外，该模型对 W_i 的外生性没有严格要求。居民在一孩获得托幼机构照护后，母亲劳动参与情况、工作与家庭生活的冲突、孩子养育成本等都可能发生改变，因此，这些变量不属于前定变量，这些因素可能是托幼影响居民二孩生育意愿的重要渠道。对式 (13) 在断点 c_0 处取左右极限并相减可得：

$$\begin{aligned} & \lim_{c \downarrow c_0} E(Y_i | c_i = c) - \lim_{c \uparrow c_0} E(Y_i | c_i = c) \\ &= \beta \cdot [\lim_{c \downarrow c_0} E(D_i | c_i = c) - \lim_{c \uparrow c_0} E(D_i | c_i = c)] \\ &+ \lim_{c \downarrow c_0} \sum_{w, u} (\omega_i \varphi + u_i) \cdot \Pr(W_i = \omega_i, U_i = u_i | c_i = c) \\ &- \lim_{c \uparrow c_0} \sum_{w, u} (\omega_i \varphi + u_i) \cdot \Pr(W_i = \omega_i, U_i = u_i | c_i = c). \end{aligned} \quad (15)$$

可以发现，只要： $\Pr(W_i = \omega_i, U_i = u_i | c_i = c)$ 在 c_0 处连续， β 的一致估计就应该是：

$$\beta = \frac{\lim_{c \uparrow c_0} E(Y_i | c_i = c) - \lim_{c \downarrow c_0} E(Y_i | c_i = c)}{\lim_{c \uparrow c_0} E(D_i | c_i = c) - \lim_{c \downarrow c_0} E(D_i | c_i = c)} = \hat{\beta}_{RD}. \quad (16)$$

$\hat{\beta}_{RD}$ 表示结果变量在受政策影响前后的期望值之差与处理变量在受政策影响前后的期望值之差的比值，分子是居民二孩生育意愿的期望值在断点处的变化，分母是样本个体一孩是否获得托幼机构照护的期望值在断点处的变化。我们所选用的估计样本是断点 c_0 附近（距离 $\pm h$ ）的样本，这在一定程度上可以算作一个局部试验。对于估计 $\hat{\beta}_{RD}$ ，我们需要首先对它分子和分母上的四个期望值进行估计，这可以根据工具变量的理论，参照 Imbens and Lemieux (2008) 和 Lee and Lemieux (2010) 提供的参数估计方法进行估计。我们根据模糊断点回归 (RDD) 中的驱动变量构造分组指代变量（记为 E_i ，如果孩子的出生年月在

断点右边则 $E_i=1$, 否则 $E_i=0$), 然后将分组指代变量作为是否托幼的工具变量, 使用两阶段最小二乘法(2SLS)对是否托幼的影响进行估计。该参数估计可以用以下回归等式刻画:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_{RD}D_i + f(c_0 - c_i) + \epsilon, \quad (17)$$

$$D_i = \theta_1 + \theta_2 E_i + g(c_0 - c_i) + \mu. \quad (18)$$

式(18)是两阶段最小二乘法(2SLS)中第一阶段的回归等式, 式(17)则是两阶段最小二乘法(2SLS)中第二阶段的回归等式, 其中, β_{RD} 反映了托幼机构照护对二孩生育意愿的影响程度。^①

参数估计只为我们提供了一个近似估计量, 不一定是最优估计量。按照 Hahn et al. (2001)的分析, $\hat{\beta}_{RD}$ 的分子和分母可以用非参数方法进行估计。其中分子 α_1 的一致估计可由极小化问题得到:

$$\min_{\alpha_1, \gamma_1, \tau_1, \delta_1} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{c_0 - c_i}{h_1}\right) [Y_i - \delta_1 - \gamma_1(c_0 - c_i) - \alpha_1 E_i - \tau_1 E_i(c_0 - c_i)]^2. \quad (19)$$

E_i 是一个虚拟变量, 当 $c_0 \geq c_i$ 时取值为1, 否则取值为0。在本文中, 当孩子出生于2013年8月及之前取值为1, 否则取值为0。 h_1 是带宽, $K(\cdot)$ 是核密度函数。同样的, 分母的一致估计也可由极小化问题得到:

$$\min_{\alpha_2, \gamma_2, \tau_2, \delta_2} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{c_0 - c_i}{h_2}\right) [D_i - \delta_2 - \gamma_2(c_0 - c_i) - \alpha_2 E_i - \tau_2 E_i(c_0 - c_i)]^2. \quad (20)$$

当分子分母都被估计出来后, $\hat{\beta}_{RD}$ 的一致估计即为 $\hat{\beta}_{RD} = \hat{\alpha}_1 / \hat{\alpha}_2 = \alpha_1 / \alpha_2 = \beta$ 。在使用非参数方法进行断点回归估计时, 选择带宽和核密度函数是非常重要的问题。参考 Clark and Royer (2013)的研究, 本文选择计算最优带宽的方法为交叉验证法(CV)。参考 Lee and Lemieux (2010)的研究, 本文在非参数估计时将使用三角内核进行估计。除此之外, 本文还将使用矩形内核(rectangular kernel)进行估计来验证使用不同的核函数是否会对非参数估计结果产生影响。

(二) 数据来源

本文使用的数据来源于中国家庭发展追踪调查(FDC)。该数据是由原国家卫计委实施的两年一次的跟踪调查数据, 本文选择2016年的调查数据作为本文的主要分析数据。调查样本分布在全国31个省(区、市), 包括245个县(市、区)、1625个社区的32133户家庭。家庭样本调查信息包括家庭支出与收入以及自有产权住房面积等, 个体样本调查信息包括居民的人口统计特征、生育/再生育意愿、孩子的照料与托幼状况以及养育支出等。

对于分析的样本我们按以下原则选取。第一, 由于本文研究的是居民的二孩生育意愿, 因此仅保留婚姻状态为初婚且已生育一个孩子的样本。第二, 我国当前公立幼儿园入学年龄为年满3周岁, 且入学时间是每年的9月份, 因此, 调查时受托幼影响的样本是孩

^① 其中, θ_2 代表样本个体一孩年满3周岁入托的概率, $g(\cdot)$ 函数代表了驱动变量对处理变量的影响, 可以采用线性和非线性两种设定形式, $f(\cdot)$ 是反映驱动变量对结果变量影响的函数, 也可以采用线性和非线性两种设定形式, θ_1 和 β_1 是截距项, μ 和 ϵ 则是随机误差项。

子出生于2013年8月及以前的个体。为了实施断点回归，同时结合调查数据特点，本文的样本仅包含受政策影响前后共71个月时间内的样本，即孩子出生于2010年10月至2016年9月之间的个体。最终用于分析的样本数为4481个。由于样本中可能包含同一个家庭的不同成员，而同一个家庭中不同样本的扰动项之间可能存在相关关系，为了得到真实标准误的一致估计，本文在后面的实证分析中对标准误做了家庭层面的聚类调整。

(三) 变量与描述性统计

本文选取的变量主要包含三类：首先是被解释变量，本文的被解释变量为居民是否有二孩生育意愿，该变量为虚拟变量；其次是驱动变量，本文选取的驱动变量为一孩的年龄；最后是前定变量，本文所选的前定变量有8个，分别是性别、年龄、民族、受教育程度、兄弟姐妹数、总收入对数、住房面积、一孩性别。^① 主要变量的描述性统计如表1所示。

表1 主要变量的描述性统计

变量名	全样本	-37	-30	-24	-18	-12	-6	0	6	12	18	24	30	34
二孩生育意愿	0.418	0.403	0.506	0.475	0.408	0.438	0.426	0.530	0.443	0.414	0.401	0.370	0.325	0.343
托幼率	0.43	0.00	0.00	0.01	0.03	0.05	0.32	0.76	0.78	0.91	0.94	0.96	0.97	0.97
性别	0.51	0.51	0.52	0.51	0.51	0.51	0.51	0.48	0.51	0.52	0.50	0.50	0.49	0.52
年龄	29.91	27.52	27.56	28.47	28.60	28.83	29.72	29.91	30.42	31.78	31.64	32.52	32.68	33.02
民族	0.91	0.90	0.92	0.84	0.88	0.93	0.92	0.89	0.91	0.91	0.92	0.91	0.94	0.92
受教育程度	12.18	12.44	11.62	11.64	12.25	12.10	11.93	12.23	12.32	12.70	12.50	12.36	12.31	11.66
户口性质	0.41	0.36	0.31	0.30	0.36	0.43	0.38	0.47	0.47	0.50	0.47	0.51	0.45	0.43
兄弟姐妹数	1.25	1.15	1.39	1.32	1.26	1.18	1.26	1.26	1.29	1.26	1.21	1.19	1.28	1.34
总支出对数	10.93	10.93	10.76	10.81	10.82	10.92	10.97	10.92	11.00	10.99	10.98	11.02	11.07	10.89
总收入对数	11.28	11.22	11.06	11.04	11.18	11.36	11.35	11.28	11.37	11.33	11.43	11.37	11.35	11.33
住房面积	141.5	155.3	137.1	147.1	143.8	151.9	137.8	161.3	139.4	134.4	139.0	137.6	120.8	135.3
家庭规模	4.35	4.65	4.68	4.60	4.34	4.52	4.41	4.44	4.17	4.08	4.18	4.06	3.94	4.10
一孩性别	0.48	0.48	0.50	0.55	0.46	0.51	0.44	0.47	0.45	0.42	0.44	0.55	0.44	0.42
一孩年龄	2.85	0.33	0.86	1.36	1.88	2.35	2.89	3.16	3.45	3.95	4.44	4.94	5.47	5.86
样本量	4481	553	405	299	417	416	469	66	296	377	352	362	268	201

我们以1个月为箱体(bin)，对断点两侧样本个体的二孩生育意愿率进行描绘，结果如图2所示。从图2中我们可以看出，一方面，在断点前后，样本居民的二孩生育意愿率发生了较大的变动，从低水平向高水平发生了“跳跃”。另一方面，居民的二孩生育意愿率在间断点处明显提升，随后又趋于下降。

^① 关于前定变量的具体设定：(1) 性别，女性取值为1，否则取值为0；(2) 年龄；(3) 民族，汉族取值为1，否则取值为0；(4) 受教育程度，根据受访者的学历水平使用受教育年份来表示；(5) 兄弟姐妹数（不包括自己）；(6) 总收入对数，根据上年家庭总收入取对数；(7) 住房面积，根据调查的家庭自有产权住房面积计算；(8) 一孩性别，一孩为女孩的样本取值为1，否则取值为0。

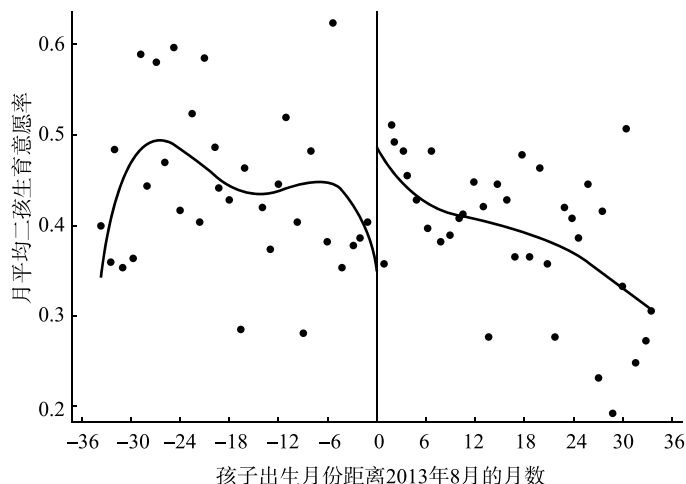


图2 二孩生育意愿率在断点前后的变化

注：图中散点表示孩子出生于每个月的居民其二孩生育意愿率，通过计算孩子出生于各月的样本中具有二孩生育意愿居民的比例而得到；图中的两条曲线分别代表对断点前、断点后两个时期的散点进行非线性回归所得到的拟合线。横坐标标题中的2013年8月，是样本中孩子在2016年入学前满3周岁的最晚出生月份，也即父母能享受公共托幼服务的最晚生育时间。

五、估计结果与稳健性检验

(一) 断点回归设计的有效性检验

为了检验RDD的有效性，我们需要对个体能否精确操控驱动变量进行检验。文献中通常采用的方法是通过检验驱动变量密度分布是否连续进而考察个体是否可能操控驱动变量(McCrary, 2008; Imbens and Lemieux, 2008)。驱动变量的密度分布检验结果显示，在断点附近，驱动变量的密度函数曲线不存在明显的跳跃，拟合曲线95%的置信区间在断点处也接近重合。除此之外，我们还根据McCrary(2008)给出的计算方法计算断点左右两侧的密度差异，计算结果为一0.100(标准误差为0.096)。由此说明，驱动变量的密度分布是连续的，也就是说样本个体一孩的出生时间(月度数据)在断点两侧的分是平滑连续的，即可认为不存在个体精确操控驱动变量的情况。

我们还对前文选定的8个前定变量在断点处密度分布的连续性进行检验，主要是判断这些前定变量在断点处是否存在“跳跃”。前定变量连续性检验的估计结果显示，这些变量在断点前后均没有发生显著的变化。^①

(二) 托幼对二孩生育意愿的影响效应

在证明断点回归设计有效的前提下，进一步分析托幼对二孩生育意愿的影响。表2报告了断点回归结果，其中(1)—(3)列是采用三角内核进行非参数估计得到的RDD估计结果，第(1)列带宽34是最优带宽。回归结果表明，在断点附近，托幼使居民的

^① 驱动变量的密度分布图见附录图A1，前定变量检验结果见附录表A1。限于篇幅，附录未在正文报告，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载。

二孩生育意愿比率提高 20.5%。(4)—(6) 列则是采用矩形内核通过非参数估计得到的回归结果,第(4)列带宽 30 是最优带宽。结果表明,在断点附近,托幼使居民的二孩生育意愿提高 16.2%,进一步证明了回归结果的稳健性。

表 2 托幼对二孩生育意愿影响的 RDD 估计结果

估计量及设定	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LATE	0.205** (0.103)	0.278** (0.139)	0.546** (0.230)	0.162* (0.090)	0.190* (0.110)	0.446** (0.194)
控制组均值	0.441	0.439	0.429	0.448	0.434	0.427
内核选择	三角内核	三角内核	三角内核	矩形内核	矩形内核	矩形内核
临界值	2013 年 8 月	2013 年 8 月	2013 年 8 月	2013 年 8 月	2013 年 8 月	2013 年 8 月
带宽	34	26	17	30	23	15
样本量	4 119	3 161	2 173	3 727	2 938	2 042

注：括号内是家庭聚类稳健标准误，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

(三) 异质性分析

为了考察托幼对不同群体的二孩生育意愿的影响是否有差异,本文分别根据一孩照料方式、居民受教育水平和居民性别将样本进行分类,研究托幼对不同类型居民二孩生育意愿的影响,结果见表 3。

表 3 异质性分析

估计量	父母单独照料 (1)	祖辈帮助照料 (2)	较低受教育水平 (3)	较高受教育水平 (4)	女性 (5)	男性 (6)
LATE	0.291** (0.144)	0.138 (0.151)	0.310** (0.152)	0.101 (0.141)	0.126 (0.147)	0.279* (0.143)
控制组均值	0.461	0.418	0.493	0.355	0.434	0.449
最优带宽	34	34	34	34	34	34
样本量	2 377	1 716	2 466	1 653	2 105	2 014

注：括号内是家庭聚类稳健标准误，***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。最优带宽采用交叉验证法计算,内核选择三角内核。

(1)—(2) 列回归结果表明,托幼显著提升了一孩由父母单独照料居民的二孩生育意愿,而对一孩由祖辈帮助照料居民无显著影响。(3)—(4) 列结果表明,托幼显著提升了受教育水平较低居民的二孩生育意愿,而对受教育水平较高居民无显著影响。(5)—(6) 列结果表明,托幼显著提升了男性居民的二孩生育意愿,但对女性居民的二孩生育意愿影响并不显著。

(四) 稳健性检验

1. 加入所有前定变量

为了检验回归结果的稳健性,本文在加入所有前定变量后重新进行断点回归,估计结果表明,加入所有前定变量后,托幼对二孩生育意愿的影响大小和显著性几乎没有变

化,估计结果稳健。^①

2. 2SLS 多项式回归

表4是采用两阶段最小二乘法(2SLS)来进行断点回归设计,与前文使用非参数估计方法得到的回归结果进行对比来考察估计结果的差异。估计结果表明,在断点附近,托幼使居民的二孩生育意愿提高15.5%—20.7%,与表2第(1)列回归结果20.5%和表2第(4)列回归结果16.2%相比较为接近。使用参数回归与前文非参数估计结果相一致,都显示托幼对二孩生育意愿具有显著的正向影响,这一结论再次表明前文估计结果具有稳健性。

表4 托幼影响的RDD估计结果(IV/2SLS估计)

是否加入前定变量	带宽 34	带宽 30	全样本
	(1)	(2)	(3)
否	0.207* (0.106)	0.155 (0.118)	0.190** (0.097)
是	0.200** (0.101)	0.143 (0.112)	0.186** (0.092)
样本量	4 119	3 727	4 481

注:括号内是家庭聚类稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

3. 安慰剂测试

稳健性检验的另一个思路就是随机选取其他断点按照前述方法进行断点回归。如果回归结果在这些随机选取的断点处仍然显著,那么就表明我们前文获得的回归结果可能不是因处理变量的“跳跃”而产生的,这就无法证明回归结果是可信的。如果在其他假想断点处没有得到显著的结果,这可从侧面进一步表明前文结论的稳健性。上述检验方法被称为安慰剂测试(placebo test)。为了进行测试,我们选取了原断点前后的3个月、6个月、9个月作为假想断点,同样采用非参数方法来估计托幼对二孩生育意愿的影响,估计结果表明,对于这些时点,估计结果均不显著,由此可见,孩子3周岁处居民二孩生育意愿的提高确实是托幼的结果。^②

六、影响机制分析

上文的估计结果表明托幼对居民的二孩生育意愿有显著的正向影响,那么,其影响机制又是怎样的?基于前文两期家庭模型的理论分析和相关研究文献,本文提出三个影响机制假说:托幼通过就业释放效应、闲暇释放效应和成本降低效应三个方面影响居民二孩生育意愿。

(一) 就业释放效应的影响机制检验

考虑到家庭作为一个整体,生育决策是夫妻双方共同议价的结果(Matthias and Fa-

^① 限于篇幅,加入前定变量后的回归结果见附表A2。

^② 限于篇幅,安慰剂测试的回归结果见附表A3。

bian, 2019), 妻子的劳动参与状况和收入水平也可能影响丈夫的生育意愿, 因此本文将男性样本也进行了就业释放效应的影响机制检验。本文选择一孩母亲的劳动参与状况和一孩母亲的收入水平两个变量, 运用两阶段检验机制检验来衡量就业释放效应。^①

表5中(1)—(3)列报告了对一孩母亲劳动参与状况变量进行检验的结果, 第一个阶段的回归结果表明, 托幼显著提高了一孩母亲的劳动参与率。第二个阶段的回归结果表明, 托幼与一孩母亲劳动参与状况的交互项对居民的二孩生育意愿具有显著的正向影响, 因此可以认为, 托幼通过提高一孩母亲劳动参与率进而提高了居民的二孩生育意愿。(4)—(6)列报告了对一孩母亲收入水平变量进行检验的结果, 第一个阶段的回归结果表明, 托幼显著增加了一孩母亲的收入水平, 第二个阶段的回归结果表明, 托幼通过提高一孩母亲的收入水平进而提高了居民的二孩生育意愿。

表5 影响机制检验：就业释放效应

因变量：	全样本	女性样本	男性样本	全样本	女性样本	男性样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		劳动参与 状况	配偶劳动 参与状况		收入水平	配偶收入水平
托幼	0.139*** (0.022)	0.146*** (0.022)	0.132*** (0.023)	0.591*** (0.169)	0.571*** (0.160)	0.611*** (0.185)
因变量：	二孩生育意愿					
托幼×母亲 劳动参与	0.179** (0.087)	0.198** (0.087)	0.159* (0.093)			
托幼×母亲 收入水平				0.014** (0.006)	0.015** (0.006)	0.013** (0.006)

注：括号内是家庭聚类稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

通过上述分析我们发现, 一孩母亲的劳动参与水平和收入水平在一孩托幼后均显著增加, 且一孩母亲劳动参与水平的提高以及一孩母亲收入水平的增加都能够提升居民二孩生育意愿。因此我们可以认为, 托幼通过就业释放效应进而提升居民的二孩生育意愿。

(二) 闲暇释放效应的影响机制检验

本文选择居民每天的家务劳动时间、每天的睡眠时间、工作与家庭/个人生活的时间冲突三个变量来衡量闲暇释放效应。^② 根据上述三个变量, 运用两阶段检验机制检验托幼是否通过闲暇释放效应影响居民的二孩生育意愿。^③

表6(1)—(3)列报告了对每天的家务劳动时间变量进行检验的结果, 第一个阶段

① 第一阶段回归加入了所有前定变量, 第二阶段回归加入了性别、年龄、民族、受教育程度、户口性质、兄弟姐妹数、总收入对数、住房面积、一孩性别、祖辈是否帮助照料、母亲工作状况、母亲收入水平变量。

② 根据调查问卷中的问题“您每天家务劳动多长时间?”来定义每天的家务劳动时间; 根据调查问卷中的问题“您每天睡眠多长时间?”来定义每天的睡眠时间; 根据调查问卷中的问题“您感觉工作与家庭/个人生活的时间是否有冲突?”来定义工作与家庭/个人生活的时间冲突。

③ 第一阶段回归加入了所有前定变量, 第二阶段回归加入了性别、年龄、民族、受教育程度、户口性质、兄弟姐妹数、总收入对数、住房面积、一孩性别、祖辈是否帮助照料、每天的家务劳动时间/每天的睡眠时间/工作与家庭/个人生活的时间冲突变量。

的回归结果表明,托幼显著减少了居民特别是女性样本每天家务劳动的时间。第二个阶段的回归结果表明,托幼与每天家务劳动时间的交互项对居民的二孩生育意愿无显著影响,因此可以认为,托幼虽减少了女性家务劳动时间,但通过减少居民每天的家务劳动时间进而影响居民的二孩生育意愿的影响机制不成立。(4)–(6)列报告了对每天的睡眠时间变量进行检验的结果,第一个阶段的回归结果表明,托幼显著增加了居民每天睡眠时间特别是女性睡眠时间。第二个阶段的回归结果表明,托幼与每天睡眠时间的交互项对居民的二孩生育意愿无显著影响。进一步分析表明,托幼与每天睡眠时间的交互项对女性居民的二孩生育意愿有显著的正向影响。也就是说,对于女性居民来说,每天睡眠时间的提高能够提升托幼对其二孩生育意愿的促进作用。

表6 影响机制检验:每天的家务劳动时间/睡眠时间

因变量:	全样本	女性样本	男性样本	全样本	女性样本	男性样本
	每天家务劳动时间			每天睡眠时间		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
托幼	-0.290*** (0.082)	-0.453*** (0.106)	-0.122 (0.095)	0.158*** (0.042)	0.246*** (0.052)	0.068 (0.052)
因变量:	二孩生育意愿					
托幼×每天 家务劳动时间	0.011 (0.010)	0.006 (0.012)	0.017 (0.013)			
托幼×每天的 睡眠时间				0.188 (0.131)	0.301** (0.145)	0.087 (0.136)

注:括号内是家庭聚类稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

最后,我们对工作与家庭/个人生活的时间冲突变量进行检验。表7报告了对工作与家庭/个人生活的时间冲突变量进行检验的结果,第一个阶段的回归结果表明,托幼对全样本和女性样本工作与家庭/个人生活的时间冲突具有显著的影响,托幼显著降低了其面临的工作与家庭/个人生活的时间冲突。第二个阶段的回归结果表明,托幼与工作/家庭/个人生活的时间冲突的交互项对居民的二孩生育意愿具有显著的负向影响。因此可以认为,托幼通过降低居民工作与家庭/个人生活的时间冲突进而提升居民的二孩生育意愿。

表7 影响机制检验:工作与家庭/个人生活的时间冲突

因变量:	全样本	女性样本	男性样本
	工作与家庭/个人生活的时间冲突		
	(1)	(2)	(3)
托幼	-0.240*** (0.057)	-0.445*** (0.079)	-0.028 (0.064)
因变量:	二孩生育意愿		
托幼×工作与家庭/个人 生活的时间冲突	-0.022** (0.010)	-0.021 (0.013)	-0.027 (0.018)

注:括号内是家庭聚类稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

通过上述分析我们发现，居民每天的睡眠时间在一孩托幼后显著增加，居民每天的家务劳动时间和工作与家庭/个人生活的时间冲突在一孩托幼后显著减少，而居民工作与家庭/个人生活冲突的减少能够提升托幼对居民二孩生育意愿有促进作用。但是每天睡眠时间的增加能够提升托幼仅对女性二孩生育意愿的促进作用，对男性不显著。

(三) 成本降低效应的影响机制检验

本文选择孩子养育总支出占家庭总支出的比重来衡量养育成本。根据家庭为孩子支付的食物、服装等各项支出总和来衡量养育总支出，根据家庭各项支出总和来衡量家庭总支出，使用两者之比来衡量孩子养育支出占比。根据养育支出占比变量，运用两阶段检验机制检验托幼是否通过成本降低效应影响居民的二孩生育意愿。^①

表8上半部分报告了对养育支出占比变量进行检验的结果，第一个阶段的回归结果表明，托幼显著增加了养育支出占比。第二个阶段的回归结果表明，托幼与养育支出占比的交互项对居民的二孩生育意愿无显著影响，因此可以认为，托幼并未通过影响养育支出占比进而影响居民的二孩生育意愿。

为了详细考察托幼成本对居民二孩生育意愿的影响，本文进一步选取一孩已托幼的样本实证分析托幼成本是否会影响居民的二孩生育意愿。^② 由于我们选取的因变量即居民是否有二孩生育意愿是一个二元离散变量，因此我们采用Logit模型进行参数估计。此外，我们还使用OLS进行估计，通过比较不同计量方法的结果进行稳健性分析。

表8下半部分报告了托幼成本对二孩生育意愿的影响，其中第(1)列是OLS估计的结果，第(2)、(3)列是Logit模型估计的结果，第(2)列是估计的系数，第(3)列是估计的平均边际效应。从两种模型的估计结果可以看出，托幼成本对居民二孩生育意愿具有显著的负向影响。从第(3)列的结果可以看出，托幼成本每增加10%，居民的二孩生育意愿下降0.43%，也就是说，托幼成本的降低能够提升居民的二孩生育意愿。

表8 影响机制检验：养育支出与托幼成本

	养育支出		
	全样本 (1)	女性样本 (2)	男性样本 (3)
因变量：养育支出占比			
托幼	0.154*** (0.010)	0.153*** (0.010)	0.155*** (0.011)
因变量：二孩生育意愿			
托幼×养育支出占比	-0.055 (0.197)	-0.091 (0.106)	0.005 (0.099)

① 第一阶段回归加入了所有前定变量，第二阶段回归加入了性别、年龄、民族、受教育程度、户口性质、兄弟姐妹数、总收入对数、住房面积、一孩性别、祖辈是否帮助照料、养育支出占比变量。

② 根据调查问卷中的问题“孩子上托儿所/幼儿园总花费是多少元？”来衡量托幼成本，为了避免出现异方差问题，我们对托幼成本做了对数化处理。

(续表)

因变量：二孩 生育意愿	托幼成本		
	OLS (1)	Logit B (2)	Logit dy/dx (3)
托幼成本对数	-0.044*** (0.016)	-0.197*** (0.072)	-0.043*** (0.016)
控制变量	是	是	是
样本量	1 507	1 507	1 507

注：括号里的数字是家庭聚类稳健标准误，***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

由上述分析可知，虽然在学前教育的覆盖率上我们有了很大的提高，但是托幼成本仍旧是制约居民生育二孩的重要因素。

七、研究结论

随着市场化的发展，家庭功能日益削弱，婴幼儿家庭照护和女性职业发展的冲突也更加凸显。本文利用中国家庭发展追踪调查数据，将目前公立幼儿园入园年龄为年满3周岁的政策作为准自然实验，采用模糊断点回归法，研究公共托幼服务对居民生育意愿的影响。研究表明，平均而言，托幼使一孩家庭的二孩生育意愿提高了约16.2%—20.5%，且托幼对受教育水平较低居民的影响更为显著。本文还通过安慰剂检验以及两阶段最小二乘法(2SLS)等稳健性检验进一步证明了本文结论。

托幼通过闲暇释放效应和就业释放效应两个机制提升居民二孩生育意愿。一方面，托幼增加了女性的睡眠时间，降低了人们面临的工作与家庭/个人生活的时间冲突，由此提升居民的二孩生育意愿。但是，托幼支出的增加对居民的二孩生育意愿具有显著的负向影响。托幼成本每增加10%，居民的二孩生育意愿下降0.43%。在推动托幼服务发展的过程中，应该注重降低托幼成本，推进普惠性托幼机构建设，满足不同群体的差异化托幼需求。

另一方面，托幼能增加女性劳动参与率和劳动收入，减轻家庭的养育压力。同时，托幼能缓解居民面临的工作与家庭生活的冲突，帮助女性更好地实现家庭生活和个人事业平衡，进而提升二孩生育意愿。相较于一孩由祖辈帮助照料的居民，托幼对一孩由父母照料居民的影响更为显著。可见，完善婴幼儿照护服务对于提高双职工家庭生育意愿具有重要意义。托幼服务的发展不仅有利于生育率的提高，也是家庭福利体系的关键部分，直接关系到女性发展和家庭整体幸福。从国家发展和家庭建设的角度出发，完善托幼服务体系应成为当前国家发展体系和完善福利体系的重要关注内容。

参考文献

- [1] Brewer, M., A. Ratcliffe, and S. Smith, "Does Welfare Reform Affect Fertility? Evidence from the UK", *Journal of Population Economics*, 2012, 25 (1), 245-266.

- [2] Clark, D., and H. Royer, "The Effect of Education on Adult Mortality and Health: Evidence from Britain", *The American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2087-2120.
- [3] 陈梅、张梦哲、石智雷, "国外生育支持理论与实践研究进展", 《人口学刊》, 2021年第6期, 第54—67页。
- [4] Farre, L., and L. Gonzalez, "Does Paternity Leave Reduce Fertility?", *Journal of Public Economics*, 2019, 172 (1), 52-66.
- [5] Fukai, T., "Childcare Availability and Fertility: Evidence from Municipalities in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies*, 2017, 43 (1), 1-18.
- [6] Hahn, J., P. Todd, and W. V. Klaauw, "Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design", *Econometrica*, 2001, 69 (1), 201-209.
- [7] Imbens, G. W., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs: A Guide to Practice", *Journal of Econometrics*, 2008, 142 (2), 615-635.
- [8] Kim, J., and S. C. Hong, "The Effects of Childcare Subsidy and Parental Leave on Female Labor Supply and Fertility", *Journal of the Korea Gerontology Society*, 2020, 43 (1), 1-29.
- [9] Lappegard, T., "Family Policies and Fertility in Norway", *European Journal of Population*, 2010, 26 (1), 99-116.
- [10] Lee, D. S., and T. Lemieux, "Regression Discontinuity Designs in Economics", *Journal of Economic Literature*, 2010, 48 (2), 281-355.
- [11] 李婉鑫、杨小军、杨雪燕, "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》, 2021年第5期, 第64—78页。
- [12] Luci-Greulich, A., and O. Thevenon, "The Impact of Family Policies on Fertility Trends in Developed Countries", *European Journal of Population-revue Europeenne Demographie*, 2013, 29 (4), 287-416.
- [13] Matthias, D., and K. Fabian, "Bargaining over Babies: Theory, Evidence, and Policy Implications", *American Economic Review*, 2019, 109 (9), 3264-3306.
- [14] McCrary, J., "Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test", *Journal of Econometrics*, 2008, 142 (2), 698-714.
- [15] Mork, E., A. Sjogren, and H. Svaleryd, "Childcare Costs and the Demand for Children-Evidence from a Nationwide Reform", *Journal of Population Economics*, 2013, 26 (1), 33-65.
- [16] Raute, A., "Can Financial Incentives Reduce the Baby Gap? Evidence from a Reform in Maternity Leave Benefits", *Journal of Public Economics*, 2019, 169 (1), 203-222.
- [17] Reijnders, L. S. M., "Child Subsidies and the Cross-Sectional Fertility Pattern", *Macroeconomic Dynamics*, 2018, 22 (5), 1207-1237.
- [18] Rindfuss R. R., G. David, M. S. Philip, K. Oystein, G. K. Benjamin, "Child Care Availability and First-birth Timing in Norway", *Demography*, 2007, 44 (2), 345-372.
- [19] 石智雷、刘思辰, "大城市3岁以下婴幼儿照护方式及机构照护需求研究", 《人口学刊》, 2020年第5期, 第17—30页。
- [20] 石智雷、滕晓波, "三孩政策下托育服务可及性与生育释放效应", 《人口学刊》, 2023年第2期, 第28—43页。
- [21] 王天宇、彭晓博, "社会保障对生育意愿的影响: 来自新型农村合作医疗的证据", 《经济研究》, 2015年第2期, 第103—177页。
- [22] 杨菊华, "理论基础、现实依据与改革思路: 中国3岁以下婴幼儿托育服务发展研究", 《社会科学》, 2018年第9期, 第89—100页。
- [23] Yasuoka, M., and N. Goto, "Pension and Child Care Policies with Endogenous Fertility", *Economic Modelling*, 2011, 28 (1), 2478-2482.
- [24] Yasuoka, M., and A. Miyake, "Fertility Rate and Childcare policies in a Pension System", *Economic Analysis and Policy*, 2014, 44 (1), 122-127.
- [25] Yoon, H., "Factors that Affect Women's Intentions to Have Additional Children", *Korea Journal*, 2014, 54 (3), 79-102.

- [26] Zhang, J., "Fertility, Growth and Public Investments in Children", *Canadian Journal of Economics*, 1997, 30 (4), 835-843.
- [27] 朱荟、陆杰华, "现金补贴抑或托幼服务? 欧洲家庭政策的生育效应探析", 《社会》, 2021年第41期, 第213—240页。

The Influence of Public Childcare Services on Child's Fertility Intention —Empirical Evidence Based on Regression Discontinuity

CHEN Mei

(Zhongnan University of Economics and Law)

ZHANG Mengxi

(Xiamen University)

SHI Zhilei*

(Zhongnan University of Economics and Law)

Abstract: We attempt to analyze the impact and mechanism of public childcare services on the willingness of one child families to have two children, based on data from the 2016 China Family Development Tracking Survey. The breakpoint regression results show that childcare has increased residents' willingness to have a second child by approximately 16.2% to 20.5%. Compared to residents whose first child is taken care of by the grandparents, childcare has a more significant impact on residents whose first child is taken care of by the parents. Mechanism testing finds that public childcare services increase residents' willingness to have a second child through employment release and leisure release effects, but an increase in childcare service expenditure also reduces residents' willingness to have a child.

Keywords: public childcare services; fertility intention; regression discontinuity design

JEL Classification: J13, J18, D13

* Corresponding Author: Shi Zhilei, Population and Health Research Center, Zhongnan University of Economics and Law, No. 182 Nanhu Avenue, East Lake High-tech Development Zone, Wuhan, Hubei 430073, China; Tel: 86-13349845010; E-mail: shizhilei2004@126.com.