

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

江 涛

(湖北经济学院 经济与贸易学院, 湖北 武汉 430205)

摘要:关于我国学前教育供给生育效应的研究在文献中较为少见。学前教育供给增加,有助于增加儿童保育服务,缓解工作-养育冲突,从而降低养育代价,释放生育需求。文章借助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,使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和机制。结果发现:社会兴办幼儿园政策对家庭子女数量具有正向因果影响。在政策实施的5年期间,如果每年有2000万家庭受该政策影响,则该政策力度增加0.1,将导致中国家庭平均孩子数额外增加120万。异质性分析发现,该政策对面临工作-养育冲突较大的家庭生育产生了积极作用。基于此,文章认为政府应该增加包括民办园在内的幼儿园教育供给,提高其可及性和可用性,减少养育成本,提高家庭生育。

关键词: 社会兴办幼儿园; 工作-养育冲突; 养育成本; 生育

中图分类号: F063.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2021)08-0094-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20210615.302

一、引言

一段时期以来,中国生育率一直处于更替水平以下,且不断下降(王军和刘军强,2019)。更严重的是,家庭生育意愿明显下降,且处于较低水平。低生育率问题很可能影响到经济活力、国家竞争能力和社会保障体系运转甚至威胁国家安全。在中国社会加速老龄化的背景下,中国低生育率问题变得日益复杂和严峻。鉴于此,《关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》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”。可见,生育下降问题及支持生育的配套政策,越来越受到社会各界的关注。

养育成本上升被认为是引起生育下降的重要原因,而养育成本较高的关键在于:家庭因照料子女而面临工作-养育冲突,即就业选择限制、职业生涯中断、晋升空间受限、工作时间不足及潜在收入损失的风险,这些构成了生育间接成本的来源(Adda等,2017;杨菊华,2018)。据估计,中国城镇女性生育1个孩子,将导致其一生的工作时间损失6-7年,折算收入损失接近30万元,而高等教育程度女性的收入损失近50万元(刘金菊,2020)。鉴于此,如何缓解工作-养育冲突,降低养育成本,提高生育日益成为全社会普遍关注的问题。《中华人民共和国国民经济和社会发展规划第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》明确提出:“减轻家庭生育、养育、教育负担,释放

收稿日期:2021-03-25

基金项目:教育部人文社会科学研究青年基金项目(17YJC790060)

作者简介:江涛(1982-),男,湖北鄂州人,湖北经济学院经济与贸易学院讲师。

生育政策潜力……发展普惠托育服务体系,严格落实城镇小区配套园政策”。《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020年)》要求“大力发展公办幼儿园,积极扶持民办幼儿园”。2011—2019年,中国学前教育学校数从166 750所上升到281 174所,民办幼儿园数从115 404所上升到173 236所。^①学前教育供给降低养育成本的关键在于:其缓解了家庭工作—养育冲突,即将家庭从“全天候”儿童照料活动中“解放”出来,进而降低养育成本。由此,一个关键问题是:扩大学前教育供给缓解工作—养育冲突所产生的生育效应究竟有多大?2003年,中国“引入社会力量兴办幼儿园”政策,大幅增加了幼儿园教育供给,从而为回答上述问题提供了有效参考。

20世纪90年代中后期,“伴随着经济体制改革的推进,公办性质幼儿园,特别是企事业单位和集体办园迅速被关、转、改”(冯晓霞,2010)。在2000—2002年期间,幼儿园大幅下降,175 836所降到了111 752所,下降了36.4%,但是幼儿园在校生数在此期间仅下降10.2%。^②与此同时,我国幼儿园结构发生根本变化,国有和集体幼儿园(公办)比例下降,民办幼儿园比例上升(杜凤莲,2008;冯晓霞,2010)。此外,幼儿教育获得公共资金的实际支持相对越来越少(冯晓霞,2010)。

鉴于此,2003年1月,国务院《关于幼儿教育改革与发展的指导意见》指出,“今后5年(2003—2007年)幼儿教育改革的总目标是:形成以公办幼儿园为骨干和示范,以社会力量兴办幼儿园为主体,公办与民办、正规与非正规教育相结合的发展格局。根据城乡不同特点,逐步建立以社区为基础,以示范性幼儿园为中心,灵活多样的幼儿教育形式相结合的幼儿教育服务网络。为0—6岁儿童和家长提供早期保育和教育服务”。^③在此政策鼓励下,2003—2007年,中国幼儿园迅速扭转了总体数量持续下降的态势,转而大幅上升。尽管这一过程伴随着公办幼儿园数量下降,且存在着民办园高收费现象,但不可否认的是,该学前教育改革通过引入社会力量兴办幼儿园缓解了工作—养育冲突,有助于家庭降低养育成本,提高生育。

本文结果表明:社会兴办幼儿园政策力度增加0.1个单位,将导致该地区家庭平均增加0.012个孩子。如果每年有2 000万家庭受该政策影响,^④那么在政策推行的5年时期内,该政策平均会使中国家庭孩子数量边际增加120万。进一步分析发现,该政策引起的积极生育效应在工作—养育冲突较大,即学历较高、家人相距较远或者上班时间较长的家庭更大。虽然本文研究结果表明2003—2007年的社会力量兴办幼儿园政策提高了家庭生育数量,但这并不意味着在政策目标上,该政策与计划生育基本国策存在矛盾。社会力量兴办幼儿园政策的积极生育效应,很可能并未被幼儿园教育政策制定者所预期到。

尽管不少研究表明发达国家学前教育供给扩大或者价格下降提高了生育。然而,一方面,由于发达国家情境(降低入园入托成本)与我国国情(“入园难、入园贵”)有明显区别。国外学前教育供给扩大的生育效应估计夹杂了价格下降(例如Mörk等,2013)带来的生育效应,其结论对我国并不具有直接的借鉴意义。另一方面,国内鲜有文献研究中国学前教育供给的生育效应。

^① 数据来源: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。学前教育学校数2020年为291 715所。

^② 2000年、2001年和2002年每十万人口幼儿园平均在校生数分别为1 782人、1 602人和1 595人,下降10.5%。此外,每十万人口小学平均在校生数(人)2003年9 100人,2004年8 725人,2005年8 358人,下降8.2%。 http://www.moe.gov.cn/s78/A03/moe_560/moe_566/moe_588/201002/t20100226_7842.html——2000年平均在校生数数据来源。其他数据见: <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^③ 该政策在全国范围内推行5年,没有政策或者实践表明是分地区逐步推行。

^④ 据 <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>, 2003年和2007年每十万人口中幼儿园学生分别有1 560人和1 787人。2003年和2007年年末总人口分别是129 227万人和132 129万人。以此数据大概计算2003年和2007年幼儿园学生分别为:20 159 412人和23 611 452人。其余年份幼儿园学生数量均大于2003年,但小于2007年幼儿园学生数量。故假设大概每年2 000万家庭有孩子上幼儿园。

中国社会兴办幼儿园政策改革并没有伴随价格下降或者普遍补贴。入园难、入园贵问题较为突出(冯晓霞,2010;潘华,2014)。因而,中国社会兴办幼儿园改革的生育效应并非源于幼儿园价格下降(入园贵、入园难排除了这种情况),而很可能源于幼儿园数量上升对家庭儿童照料时间的节省,以及可及性改善带来的时间节省,从而大幅缓解了家庭工作—养育冲突。这排除了学前教育价格下降产生的生育效应,进而可以更干净地估计学前教育缓解工作—养育冲突带来的生育效应大小。

评估本世纪初我国社会力量兴办幼儿园政策改革的生育效应的边际贡献可能在于:(1)文献意义。这可能是国内第一篇估计幼儿园改革的生育效应和影响机制的论文,提供了学前教育可及性和可用性的改善有助于提高生育的证据。国内文献分析了学前教育对儿童认知、儿童发展、经济社会以及女性劳动力供给的影响(杜凤莲和董晓媛,2010;裘指挥和刘焱,2011;杜凤莲等,2018;龚欣和李贞义,2018;袁玉芝和赵仪,2019),但较少关注学前教育供给扩张的生育效应。(2)理论意义。缓解工作—养育冲突是学前教育扩张提高生育的关键。但是,关于缓解工作—养育冲突的生育效应大小估计并不准确。国外学前教育供给扩张的生育效应往往夹杂着学前教育价格下降带来的生育增加效应。中国幼儿园供给扩张并未伴随着入园价格下降(反而上升),这恰好可以排除价格下降带来的生育上升效应。因而,中国幼儿园扩张政策的生育效应估计值很可能是缓解工作—养育冲突的最小值。(3)政策意义。社会各界对发展普惠托幼服务体系已经形成共识。但在构建普惠托幼服务体系中,该如何权衡学前教育可及性、可用性和可负担性,把什么放在工作首位以及是否调整幼儿园结构等方面存在一定争论。本文也许可以在工作安排侧重点和优先次序方面为发展普惠托育服务体系提供一定的决策参考。

二、文献综述

本文从幼儿园教育供给扩张、缓解家庭工作与养育冲突的视角来解释中国低生育率问题,主要涉及两类文献:(1)学前教育供给扩张改革的生育影响;(2)从养育成本上升角度理解低生育率问题。

1. 学前教育供给的影响研究。大量国内外文献研究了学前教育供给对儿童认知、发展和女性就业的影响(Baker等,2008; Cascio,2009; Lefebvre等,2009;杜凤莲和董晓媛,2010;Brilli等,2011;杜凤莲等,2018;袁玉芝和赵仪,2019;龚欣和李贞义,2018)。例如,Cascio(2009)研究了美国幼儿园公立儿童保育补贴的劳动力供给效应。在此基础上,国外文献进一步研究了学前教育供给对家庭生育的影响。不过,早期关于发达国家学前教育服务供给与生育关系的文献侧重于相关性分析(Blau和Robins,1989; Kravdal,1996; Del Boca,2002)。但这类结论往往面临内生性质疑。

后期国外文献通过对影响学前教育供给(或价格)外生性改革的研究表明,学前教育服务供给扩大或者价格下降对提高生育具有因果性影响。Mörk等(2013)发现,儿童保育费用减少可以增加一胎和高胎次出生人数。Furtado和Hock(2008)的研究表明,低技能移民涌入压低了美国儿童保育部门的工资,降低了工作—养育冲突程度,进而降低了养育成本,增加了生育。Bauernschuster等(2013)的研究表明,德国儿童保育覆盖率每提高10%,每千名妇女生育率将提高3.2%。Rindfuss等(2010)发现,挪威儿童保育覆盖率从0上升到60%,年龄到35岁的女性会平均多生育0.5—0.7个孩子。这些关于发达国家的研究共同表明,增加儿童保育服务供给有助于提高生育。

尽管国外研究非常丰富,但国外学前教育供给扩大的生育效应估计不仅包括缓解工作—养育冲突的生育效应,而且夹杂了价格下降或者补贴带来的生育效应。因而,难以直接回答我国学前教育供给扩张在缓解工作—养育冲突方面可以产生多大的生育效应问题。

2. 生育下降的相关研究。养育成本上升抑制生育是理解生育下降问题的一条重要思路(Adda等, 2017; 马春华, 2018; 刘金菊, 2020)。一类文献表明, 直接养育成本上升降低了生育。例如, 教育军备竞赛或者教育支出增加(Jones和Hamid, 2015; 陈友华和苗国, 2016)、住房价格上升(易君健和易行健, 2008; 胡佩和王洪卫, 2020)和密集型养育子女方式(马赛厄斯·德普克和法布里奇奥·齐利博蒂, 2019)等因素提高了直接养育成本, 抑制了家庭生育。

另一类文献则表明, 间接养育成本上升抑制了生育。工作—养育冲突是推动家庭间接养育成本上升的主要因素。这类文献往往结合家庭性别分工不平等(Rindfuss和Choe, 2016; 郑真真, 2017; 吴帆和王琳, 2017; 计迎春和郑真真, 2018; Wilkins, 2019)、弹性工作制度(吴帆和王琳, 2017; Wilkins, 2019)和祖父母参与照料(杜凤莲等, 2018)等因素来解释生育下降(或者上升)。然而, 家庭性别分工平等只是在夫妻间“转移”工作—养育冲突、弹性工作制度只是“协调”该冲突、祖父母参与照料仅是将该冲突在夫妻层面代际转移至祖父母层面。这些都并未在家庭层面缓解工作—养育冲突。在缓解工作—养育冲突方面, 建设幼儿园或者提供社会照料支持很可能是一个有效选择(杜凤莲等, 2018; 田艳芳等, 2020)。此外, 还有文献表明生育行为对经济短期预期变化更为敏感(Buckles等, 2021), 以及研究产假对生育的影响(Sobotka等, 2019)。

尽管国内不少文献分析了学前教育供给对缓解女性工作—养育冲突和提高生育的积极意义(吴帆和王琳, 2017; 杜凤莲等, 2018; 杨菊华, 2018; 田艳芳等, 2020), 也有文献利用撒点并校政策分析小学义务教育供给对生育的因果效应(江涛, 2020a)或者讨论小学义务教育可及性与生育的关系(江涛, 2020b)。然而, 国内鲜有关于幼儿园教育供给对生育的因果影响进行实证分析的文献。鉴于此, 本文基于幼儿园供给扩张缓解家庭工作—养育冲突, 进而影响生育的思路, 尝试回答幼儿园供给扩张的生育效应问题。

三、理论分析

在理论上, 幼儿园供给数量扩张降低养育成本可能存在三条途径: 第一, 幼儿园提供儿童保育服务可以缓解家庭工作—养育冲突, 节省家庭儿童照料时间, 从而降低养育成本, 提高生育。第二, 幼儿园数量扩张能改善家庭与学校之间的可及性, 节省家庭接送孩子的时间, 进而节省养育成本。第三, 幼儿园数量上升很可能降低学前保育服务价格, 进而节省养育直接成本。但这与国内“入园难、入园贵”的情况不符合, 故未讨论。

(一) 学前教育节省家庭儿童照料时间, 降低家庭工作—养育冲突。家庭养育子女需要投入大量的时间、精力和金钱(刘金菊, 2020)。在养育与工作时间一定的条件下, 养育孩子时间投入越多, 意味着该家庭面临的职业选择限制、职业中断引起的技能损失和消费受限(例如消费健康服务等)程度越高, 即家庭养育机会成本越高, 尤其对受高等教育人群而言。造成这种结果的关键原因在于养育孩子需要投入大量的时间和精力, 而这些却无法被分担、替代或者“减少”。

如果幼儿园教育供给可以有效替代和承担部分家庭儿童照料活动, 则本用于儿童照料的大部分时间和精力可以重新投入工作。首先, 这可以降低潜在的间接养育成本。幼儿园教育扩大有助于女性在分娩后更早返回工作岗位, 避免因育儿长期脱离劳动市场而中断职业生涯、技能退化和晋升空间约束的情况发生, 即避免或者大幅降低未来潜在职业收入的损失。其次, 可以降低当前的间接养育成本、提高家庭收入。幼儿园教育服务节省家庭儿童照料时间, 从而直接增加家庭劳动时间和劳动收入。假设养育孩子的直接支出基本不变, 家庭收入的提高有利于支持家庭增加生育。再次, 幼儿园教育供给扩大直接节省家庭儿童照料时间, 有助于支持生育。假设家庭用于养育孩子的总时间预算是一定的。家庭在利用幼儿园教育保育服务的情况下, 如果生育

多孩所需要的家庭儿童照料时间少于或等于家庭在未使用幼儿园教育服务情况下的养育一孩的总时间,则扩大幼儿园教育供给有助于在儿童照料时间方面支持家庭生育多孩。上述分析表明幼儿园教育供给扩张有利于家庭节省儿童照料时间、降低养育成本,进而有助于提高家庭生育。基于此,本文提出研究假设1:社会兴办幼儿园政策带来的幼儿园供给数量扩张有助于缓解家庭工作—养育冲突、降低养育成本,进而提高生育。

进一步,工作—养育冲突较为严重的家庭,对幼儿园保育服务具有更大的刚性需求。如果上述研究假设逻辑合理,则幼儿园教育供给扩张对工作—养育冲突较为严重家庭生育的积极影响更大。因而,幼儿园教育供给扩张对不同类型的家庭生育可能存在异质性影响。(1)对于较高学历家庭,他(她)们在收入、工作前景、晋升空间和时间成本方面均处于较高水平。这类家庭养育孩子将面临较高的家庭工作—养育冲突,对能够替代他们照料孩子的学前教育机构的需求较高。(2)对于家庭成员未全住在一起的家庭,他们兼顾或者处理家庭工作—养育冲突的难度相对较高,因而对幼儿园保育服务的需求较高。(3)对于工作时间长度较长的家庭,能够有效分配给家庭养育孩子的照料时间相对较少,他们对能够提供学前保育服务的机构需求更高。因照料儿童时间相对不足或者照料机会成本较高,这些家庭对社会儿童照料供给非常敏感,故其家庭生育很可能受社会兴办幼儿园政策的影响较大。

基于研究假设1、数据可得性和上述(1)–(3)的分析,本文提出研究假设1–1、研究假设1–2和研究假设1–3。

研究假设1–1:相对于较低学历家庭组,在较高学历家庭组内,其生育受到社会兴办幼儿园政策的积极影响更高。

研究假设1–2:相对于家人住在附近的家庭组,在家人未全住在附近的家庭组内,其生育受到社会兴办幼儿园政策的积极影响更大。

研究假设1–3:相对于工作时长较短家庭组,在工作时长较长家庭组内,其生育受到社会兴办幼儿园政策的影响更大。

(二)幼儿园数量上升能缩小接送距离,节省养育成本。方便获取幼儿园教育服务的家庭能以低成本缓解工作—养育冲突,从而降低家庭养育成本,提高家庭生育。幼儿园数量上升提高了幼儿园分布密度,降低了家庭与幼儿园之间的距离,导致接送距离和接送时间下降,从而提高了幼儿园教育供给的可及性和可用性,使家庭可以以相对较低的代价获取幼儿园保育服务。这有助于降低家庭养育机会成本和直接费用,从而提高生育。相关文献表明义务教育可及性变差或者上学距离远的地区,家庭子女数量较低(江涛,2020a,b)。与小学阶段相比,在幼儿园阶段,家长接送孩子上学的必要性和意义更强。家庭与幼儿园之间的物理距离变远不仅意味着家庭获取幼儿园保育服务的时间、就业和金钱代价上升,而且可能意味着面临更高的上学路途风险,即往返过程面临安全隐患,例如2011年发生在庆阳的幼儿园校车事故(21世纪教育研究院,2013)。相对于距离幼儿园较远的家庭,与幼儿园距离较近的家庭养育成本相对较低。因此,幼儿园数量变动可以通过家庭与幼儿园的通勤距离变化影响家庭养育成本,进而影响生育。

由于便利的交通基础设施可以“压缩”家庭与幼儿园之间的接送距离与接送时间长度,甚至影响上学接送方式,方便家庭以低成本获取幼儿园教育服务,低成本能缓解家庭工作—养育冲突,进而降低养育成本和安全风险,提高家庭生育。本文利用交通便利的变化间接反映家庭接送孩子上学距离的变化。在道路铺装面积较高地区,家庭易于利用交通工具接送孩子上学,故可以压缩家长接送距离和时间,使家庭以更低的成本利用幼儿园保育服务,从而缓解家庭工作—养育冲突,进而释放生育需求。基于上述分析和数据可得性考虑,本文提出研究假设2。

研究假设 2: 在道路铺装面积较高地区, 家庭生育子女数量受到社会兴办幼儿园政策的积极影响较大。

四、变量、数据与模型

(一)模型与变量。借鉴 Duflo(2001)的研究, 使用模型(1)估计社会兴办幼儿园政策对生育的影响。被解释变量是子女数量 fer_{ijt} , 以“家庭兄弟姐妹数量+1(自己)”进行度量, 表示地区 j 家庭 i 在 t 年份的子女数量。 co_{9807} 表示在 1998—2007 年有孩子出生的家庭(群体), 即受社会兴办幼儿园政策影响的群体。在此阶段生孩子的家庭为 1, 其他为 0。将 1998 年作为起始年份, 而不是开始推行社会兴办幼儿园政策的 2003 年, 这是因为 1998 年出生的孩子, 在 2003 年恰好为 5 岁, 仅受政策影响 1 年, 该政策执行到 2007 年, 故以后年份出生孩子在理论上并未受到该政策影响。 kin_j 表示 j 地区 2002—2007 年幼儿园增长率。使用受政策影响群体与 j 地区 2002—2007 年幼儿园增长率的交互项 ($co_{9807} \times kin_j$) 刻画和度量社会兴办幼儿园政策力度。 C_j 表示地区 j 的特征。 F_{ij} 表示地区 j 家庭 i 的家庭特征。 $year_t$ 表示年份效应, 控制不随地区变化的年份效应的影响, 例如婚姻法修订等不随地区而变的影响等。 $region_j$ 表示地区效应, 控制不随时间变化的地区因素的影响; u_{ijt} 表示随地区 j 年份 t 家庭 i 变化的随机干扰项。

$$fer_{ijt} = \alpha + \beta_1 co_{9807} \times kin_j + \beta_2 co_{9807} + \beta_3 kin_j + C_j \lambda + F_{ij} \pi + year_t + region_j + u_{ijt} \quad (1)$$

关键控制变量: (1)2002—2007 年地区小学数量增长率。因为在社会兴办幼儿园期间, 政府同时推行撤点并校政策, 而且这两项政策的推行时间非常接近, 故列为关键控制变量, 使用 2007 年小学数量相对于 2002 年小学数量的变动率度量。(2)地区小学生集中度变动变量(2007 年地区小学生人数/地区总人口数-2002 年地区小学生人数/地区总人口数)和中学生集中度变动变量(2007 年地区中学生人数/地区总人口数-2002 年地区中学生人数/地区总人口数)刻画各地区学区房竞争程度变化。地区居民为了孩子能够获得较佳的义务教育服务, 很可能在孩子的幼儿园前后激烈地竞争学区房。地区小学生占人口比增长越高和中学生占人口比增长越高很可能意味着地区对于学区房的竞争程度越高, 从而提高养育成本。(3)2002—2007 年人均房地产住宅建筑投资增长率。引入该变量是为了控制与住房供给价格相关的因素对生育的影响。

其他地区控制变量为地区 2002 年教育事业费支出、2002 年地区人均道路铺装面积(地区道路铺装面积/地区总人口)和 2002 年地区万人病床数量。由于 2002 年是政策开始前的一年, 选取 2002 年教育事业费支出等一系列变量是将其初始变量值引入回归。^①其他个体和家庭特征变量或者度量指标来源与计算方式见相应回归表格的表注。

(二)变量基本统计描述。本文使用 CHIP2013 微观家庭数据和地级市层面汇总数据。变量统计描述详见工作论文。

五、社会力量兴办幼儿园对子女数量的因果识别分析

(一)双重差分估计。使用模型(1)估计社会兴办幼儿园政策对家庭子女数量的影响。以各地区 1998—2007 年幼儿园数量增长率与受该政策影响群体(孩子年龄在 3—5 岁的家庭)进行交互, 刻画社会力量兴办幼儿园政策。在控制地区固定效应、年份固定效应和地区与年份交互效应的情况下, 无论是否引入家庭或者个体特征(见表 1 列(1)至列(4)), 社会兴办幼儿园政策对子女数量的影响显著为正, 且较为稳定(0.02 左右)。鉴于在政策实施期间, 政府进行义务教育布局调

^① 实际上, 将 2002 年相应变量值换成 2007 年相应变量值, 或者取 2002—2007 年的变量均值进行回归, 基本结论不变。

整,故回归中控制 2003—2007 年各地区小学数量的增长率,以此控制小学数量下降对幼儿园教育供给扩张生育效应的混淆影响。此外,2003—2007 年社会兴办幼儿园政策的施行,仍然可能影响 2007 年以后出生的人群(滞后效应,但作者无法确定滞后到哪一年),还可能夹杂了其他政策因素的影响,如撤点并校和地区家庭对学区房日益激烈的竞争,可能导致交互项估计不准确。尽管如此,表 1 列(5)仍报告了以 1998 年以后出生群体与 2002—2007 年幼儿园增长率的交互项度量社会兴办幼儿园政策力度进行回归的结果,该交互项系数大于 0,但不显著。这些结果表明社会兴办幼儿园力度高的地区,家庭子女数量较高。当然该结果仅表明幼儿园扩张政策与家庭子女数量是正相关关系,可能并非因果关系。

表 1 DID 估计结果

	被解释变量:家庭子女数量(兄弟姐妹数量+1)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
社会兴办幼儿园力度 1	0.018** (0.009)	0.020** (0.009)	0.025** (0.010)	0.028*** (0.010)	
1998—2007 年出生家庭(群体)	-0.882*** (0.059)	-0.872*** (0.062)	-0.740*** (0.086)	-0.766*** (0.086)	
社会兴办幼儿园力度 2					0.021 (0.015)
1998 年后出生家庭(群体)					-0.887*** (0.062)
2002—2007 年幼儿园增长率	0.050*** (0.012)	0.035** (0.014)	0.019 (0.016)	0.018 (0.017)	0.034* (0.020)
2002—2007 年小学增长率	0.003 (0.004)	0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	0.003 (0.021)
出生年份效应	是	是	是	是	是
地区固定效应	否	否	否	否	否
地区与年份的交互	是	是	是	是	是
个体、家庭特征	否	否	否	是	是
R^2	0.293	0.296	0.324	0.326	0.293
观测值	14 378	13 084	10 039	9 868	14 378

注:社会兴办幼儿园力度 1:使用“有孩子在 1998—2007 年出生的家庭”与各地区 2002—2007 年幼儿园增长率的交互项度量。社会兴办幼儿园力度 2:使用“有孩子在 1998 年以后出生的家庭”与各地区 2002—2007 年幼儿园增长率的交互项度量。括号内是聚类稳健标准误,聚类到地级市层面。***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。下同。

(二)公办园与民办园此消彼长对生育率影响的理论分析。社会兴办幼儿园政策的推行,伴随着公办幼儿园减少。因而,解释变量幼儿园数量信息不能反映公办与民办幼儿园数量结构的变化。政府对幼儿园教育投入相对下降,可能通过较高的民办幼儿园学费或可能通过更远的通勤距离引起更高的间接成本,进而增加了家庭学前教育成本,提高养育成本,抑制家庭生育。

使用模型(2)和模型(3)分析公办与民办幼儿园数量变化对生育的理论影响“界限”,为简洁和简化分析, C 表示家庭和地区特征等控制变量, u 和 μ 表示扰动项。 kin_{priv} 、 kin_{pub} 与 kin_{net} 分别表示民办幼儿园数量、公办幼儿园数量与总体幼儿园数量。公办幼儿园退出可能会影响幼儿园数量变动对子女数量的影响。公办幼儿园数量下降但社会幼儿园总数量上升,意味着民办幼儿园数量上升弥补了公办幼儿园数量下降。公办幼儿园增加,很可能降低家庭学前教育报名费用,减少养育支出,提高生育数量。一方面,公办幼儿园数量 kin_{pub} 与民办幼儿园数量 kin_{priv} 的关系在实践过程中呈现为负相关即 $cov(kin_{priv}, kin_{pub}) < 0$;另一方面, kin_{pub} 对生育的影响应该大于 0,即 $\beta_2 > 0$ 。据此

分析, 总体幼儿园数量上升 kin_{net} 对子女数量的影响(真实值) π 将大于或者等于社会兴办幼儿园政策效应的估计值 π_{hat} , 这是因为 $\pi_{hat} = \pi + \beta_2 cov(kin_{priv}, kin_{pub}) / var(kin_{pub})$, 即社会幼儿园数量扩张对生育的估计值是其真实值的最小值。这意味着即使公办幼儿园退出, 幼儿园数量上升对生育的“真实”释放效应将超过该政策的估计值。当然, 如果公办幼儿园不退出, 则社会总体幼儿园数量将更高, 更有助于提高家庭生育。

$$fer_{ijt} = \alpha + \beta_1 co_{98-07} \times kin_{priv} + \beta_2 co_{98-07} \times kin_{pub} + C\lambda + u \quad (2)$$

$$fer_{ijt} = \alpha + \pi co_{98-07} \times kin_{net} + C\lambda + \mu, \quad \mu = u + \kappa kin_{pub} \quad (3)$$

(三)平行趋势检验。使用模型(4)进行平行趋势检验。以家庭子女数量作为被解释变量, 将地区 2002—2007 年幼儿园增长率与 1988—2012 年各年中有孩子出生的家庭(群体)进行交互作为解释变量, 并控制地区固定效应和出生年份固定效应及其交互项, 估计 2002—2007 年幼儿园增长率与各年(1988—2012 年)的交互项系数, 结果见图 1。2003 年、2004 年、2005 年和 2007 年的交互项系数显著为正, 2006 年出生群体的交互项并不显著。在 2007 年以后, 政策效应趋于稳定甚至下降。但在 2003 年以前, 各年的交互项系数基本与 0 无显著差异。该结果增强了对本文基本结论的信心。

$$fer_{ijt} = \alpha + \sum_{k=1988}^{1997} \beta_k co_k \times kin_j + \sum_{k=1999}^{2012} \beta_k co_k \times kin_j + \sum_{k=1988}^{1997} \tau_k co_k + \sum_{k=1999}^{2012} \tau_k co_k + \gamma_2 kin_j + C_j \lambda + F_{ijt} \pi + region_j + u_{ijt} \quad (4)$$

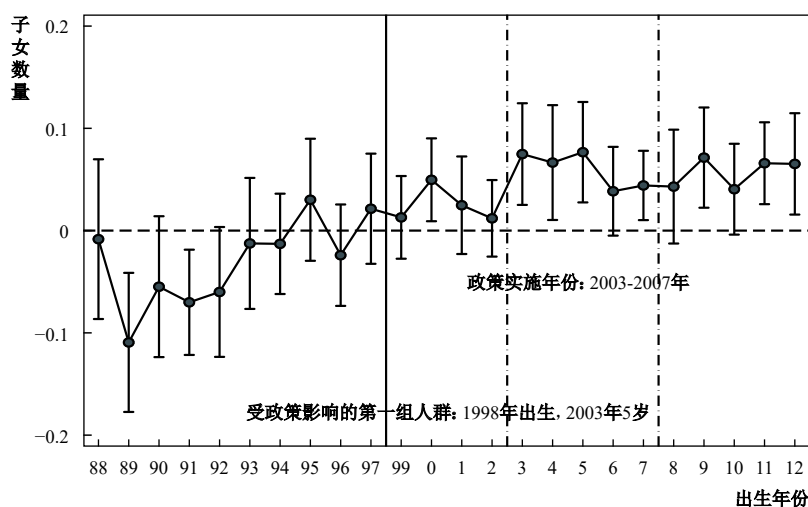


图 1 平行趋势检验 幼儿园数量对子女数量的影响 (2003—2007 年)

(四)工具变量回归。鉴于政府可能在生育率高的地区支持和鼓励社会力量兴办更多的幼儿园, 回归结论可能受到反向因果困扰。^①本文使用模型(5)、模型(6)和模型(7)进行工具变量回归, 以地区政府教育事业费支出(edu_j)作为地区幼儿园数量变动 kin_j 的工具变量, 以受社会兴办幼儿园政策影响家庭与地区政府教育事业费支出的交互项($co_{9807} \times edu_j$)作为社会力量兴办幼儿园政策($co_{9807} \times kin_j$; 受社会兴办幼儿园政策影响家庭与地区幼儿园数量变动)的工具变量, 估计社会兴办幼儿园政策对生育的影响。其中, C 表示家庭或者地区特征, μ, v, u 表示各自的扰动项。

$$kin_j = \alpha_0 + \alpha_1 edu_j + \alpha_2 co_{9807} + C\lambda + year_t + region_j + \mu_{jt} \quad (5)$$

① Hausman 检验结果在 5% 显著性水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设。

$$co_{9807} \times kin_j = \gamma_0 + \gamma_1 co_{9807} \times edu_j + \gamma_2 co_{9807} + \gamma_3 edu_j + C\lambda + year_t + region_j + u_{ijt} \quad (6)$$

$$fer_{ijt} = \alpha + \beta_1 co_{9807} \times kin_j + \beta_2 co_{9807} + \beta_3 kin_j + C\lambda + year_t + region_j + u_{ijt} \quad (7)$$

在政府教育事业费支出水平越低的地方,政府财政对幼儿园支持的力度可能越有限,从而政府推动社会兴办幼儿园的力度可能越高,进而幼儿园数量变动越大,故两者关系负相关。因而,使用地区教育事业费支出作为工具变量满足相关性要求。在第一阶段回归中,工具变量为政府教育事业费支出,其系数显著为负。尽管第一阶段回归 F 值小于 10,但由于相应的 *Cragg-Donald* 统计量远大于 10% 偏误下的临界值 16.38,即拒绝弱工具变量假设。此外,社会力量兴办幼儿园政策并非出于地方政府,且难以受到各地区家庭子女数量的影响。因此,使用地区教育事业费支出作为工具变量满足工具变量回归的相关性条件和独立性条件。

表 2 列(1)在控制住父母教育程度、就业特征或者家庭收入等个体特征、出生年份固定效应、地区固定效应和地区与年份交互项后,社会兴办幼儿园力度变量系数显著为正(0.127)。城市住房成本是重要的养育成本,学区房价格是影响生育的重要因素之一。在学区房竞争较强的城市,家庭为让孩子获得较好的教育,往往需要付出更高的住房成本;在学区房竞争较弱的城市,住房成本可能相对较低。而住房价格或者学区房因素与幼儿园、小学和中学入学资格紧密相连,家庭很可能在孩子上幼儿园期间就已经或者准备购买学区房。因而,表 2 列(2)回归引入 2002—2007 年地区小学生集中度变动、2002—2007 年地区中学生集中度变动和 2002—2007 年人均房地产住宅建筑投资增长率等变量,控制家庭面临的学区房竞争和市场住宅供给对生育的影响。表 2 列(2)回归显示社会兴办幼儿园力度变量系数是 0.111。

表 2 列(3)讨论排斥性约束问题。鉴于中国财政支出结构偏向于基础设施建设,对民生公共品供给缺乏热情(傅勇和张晏,2007)。在以教育事业费支出作为工具变量的回归中,本文担心两点:(1)地区教育事业费支出变化可能反映了政府对民生类公共品供给结构的调整,即医疗卫生公共品变化。(2)地区教育事业费支出变化可能反映了民生类公共品与基础设施供给之间的权衡。而基础设施状况很可能对人口流动和就业(这两者又直接影响生育)存在影响。故表 2 列(3)回归引入万人床位数和人均铺装道路面积等变量,结果显示社会兴办幼儿园力度变量系数仍然显著为正(0.12)。

按照工具变量回归结果表 2 列(3)结果估算(社会兴办幼儿园力度 1 系数 0.12),平均来讲,社会兴办幼儿园政策力度增加 0.1,将导致家庭平均增加 0.012(0.12×0.1)个孩子,即支持本文研究假设 1。进一步看,在社会兴办幼儿园政策推行期间(5 年),如果每年有 2 000 万家庭受此政策影响,那么,该政策力度增加 0.1 个单位,将使中国家庭平均孩子数额外增加 120 万(10 000 万×0.012)。^①

此外,本文担心核心解释变量——社会兴办幼儿园政策力度包含一定的生育因素,这可能与被解释变量——家庭孩子数量(兄弟姐妹数量+1)存在一定的共同信息,从而可能对本文系数估计造成影响。^②鉴于此,本文将被解释变量——“兄弟姐妹数量+1”替换为家庭中的“弟弟妹妹

① 正文分析了该政策对 1998—2007 年出生群体的影响,事实上我们不能完全排除政策对 2008 年以后出生群体的积极影响。因而,考虑滞后效应,但仅供读者参考。将 1998—2008 年出生、1998—2009 年出生、1998—2010 年出生、1998—2011 年出生、1998—2012 年出生、1998—2013 年出生群体分别替代 1998—2007 年出生群体,即分别用他们和 2002—2007 年幼儿园增长率进行交互。我们发现随着其他年龄群体的加入,交互项系数逐渐从 1998—2007 年 0.120 上升到 1998—2008 年 0.124,直至 1998—2013 年出生群体的 0.163。以 1998—2013 年为例,0.163 比 0.120(1998—2007 年)要高 0.043。这个差值也许是社会兴办幼儿园政策的滞后效应——对 2008 年以后出生群体的影响。从这个意义上讲,该政策对生育的影响已经超过了正文中的估计值。这里作者提供回归结果仅供读者参考和判断。

② 此处特别感谢北京大学赵耀辉教授在第五届中国劳动经济学者论坛年会上对本文的有益评论,也感谢参会小组成员的有益评论。

数量”。此时,即使核心解释变量中包含有生育因素,但这与被解释变量应该不存在共同部分。以估计表 2 列(1)结果的模型进行估计,但被解释变量换为“弟弟妹妹数量”,且样本范围选择在“非独生子女、在家中排行第一”的家庭。结果显示:社会兴办幼儿园政策力度系数(0.175)在 5% 的统计水平上显著为正(结果备索)。

表 2 DID 和 IV 估计结果

	被解释变量: 家庭子女数量(兄弟姐妹数量+1)		
	(1)	(2)	(3)
社会兴办幼儿园政策力度 1	0.127 ^{**} (0.051)	0.111 ^{**} (0.047)	0.120 ^{**} (0.048)
2002—2007 年幼儿园增长率	-0.404 ^{***} (0.044)	0.458 ^{**} (0.227)	0.692 ^{***} (0.042)
1998—2007 年出生群体	-0.966 ^{***} (0.051)	-0.719 ^{***} (0.070)	-0.615 ^{***} (0.052)
2002—2007 年小学增长率		0.001(0.006)	0.829 ^{***} (0.026)
2002—2007 年地区小学生集中度变动		9.001 [*] (4.758)	54.883 ^{***} (1.681)
2002—2007 年地区中学生集中度变动		21.734 ^{***} (8.428)	24.606 ^{***} (1.021)
2002—2007 年人均房地产住宅建筑投资增长率		-0.027 [*] (0.016)	0.758 ^{***} (0.029)
2002 万人床位数			0.048 ^{***} (0.002)
2002 人均铺装道路面积			0.082 ^{***} (0.009)
出生年份效应	是	是	是
地区固定效应	是	否	是
地区与年份的交互	是	是	是
个体或者家庭特征	是	是	是
第一阶段回归			
<i>F</i> 值	8.76	8.56	8.61
<i>Cragg-Donald Wald F statistic</i>	556.73	176.1	558.98
工具变量系数	-0.000 ^{***}	-0.000 ^{***}	-0.000 ^{***}
<i>R</i> ²	0.332	0.213	0.327
观测值	12 883	12 562	12 562

注:控制变量为父母教育程度、就业特征或者家庭收入。无论是否控制不影响基本结果。无论是否同时控制地区固定效应或者地级市具体特征信息,本文核心解释变量——社会兴办幼儿园政策力度系数大小、符号方向与显著性水平基本不变。

六、异质性检验

基于上一节分析,社会兴办幼儿园政策提高家庭生育背后的逻辑在于幼儿园供给扩张可以替代部分家庭养育活动和时间,缓解工作—养育冲突,进而节省养育成本、提高生育。如果这个逻辑正确,且在事实上发挥作用,应该可以进一步观测到:在工作—养育冲突较严重和较不严重的家庭,幼儿园供给扩张对家庭生育的影响应该不同。鉴于此,此节将检验研究假设 1—1、研究假设 1—2、研究假设 1—3 和研究假设 2。

基于数据可得性,表 3 回归按照一定标准(具体见表 3 表注),将样本分为:“家庭工作—养育冲突较大”样本组和“家庭工作—养育冲突较小”样本组。然后,在各自样本中,使用模型(1)估计社会兴办幼儿园政策对家庭子女数量的影响。

第一,检验研究假设 1—1。由于高学历人口工作前景、技能和收入较高,所以养育机会成本较高,面临工作—养育冲突较高,而低学历者相对较低。为反映学历高低带来的家庭工作—养育冲突差异,以父母中专学历作为分界点,中专及中专以上作为较高学历组、中专以下作为较低学历组。因为中国当时所处的发展阶段(父母那一代人)中专学历已经属于较高学历。使用回归模

型(1),分别在高、低学历组内进行回归,表3列(1)和列(2)显示,在较高学历(中专学历以上)样本组,社会兴办幼儿园政策对家庭子女数量的影响(0.214)远大于在较低学历样本组中社会兴办幼儿园政策的影响(0.025)。

表3 异质性影响: 幼儿园扩张、不同类型家庭与家庭子女数量

分组	被解释变量: 家庭子女数量(兄弟姐妹数量+1)							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	中专上	中专下	县区外住	县区内住	工作>8	工作<8	道路面积大	道路面积小
社会兴办 幼儿园力度1	0.214*** (0.081)	0.025** (0.010)	0.049*** (0.017)	-0.066 (0.044)	0.013* (0.008)	-0.209 (0.544)	0.022** (0.011)	0.023 (0.017)
1998-2007 出生群体	-0.403 (0.275)	-0.738*** (0.086)	-0.677*** (0.141)	-0.954*** (0.197)	-0.957*** (0.072)	-0.284 (0.372)	-0.487*** (0.078)	-0.865*** (0.083)
2002-2007 幼儿园增长率	-0.027 (0.081)	0.019 (0.016)			0.050*** (0.013)	-0.430 (0.693)	0.075*** (0.014)	0.021 (0.028)
2002-2007 小学增长率	-0.344** (0.151)	0.001 (0.003)			0.003 (0.004)	-0.367 (0.324)	0.002** (0.001)	0.062 (0.052)
出生年份效应	是	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	否	否	是	是	否	否	否	否
地区与年份 交互项	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.515	0.324	0.339	0.468	0.283	0.725	0.272	0.280
观测值	428	10 028	3 252	985	11 818	149	5 511	8 867

注: 第一个指标是“中专”: 中专上(列(1))是中专, 大专, 大学本科, 研究生; 中专下(列(2))包括未上过学, 小学, 初中, 高中, 职高/技校。第二个指标是居住位置(不在本户, 主要住在哪里)。县内(列(3))包括: 本居村委会、居村委会外街道乡镇内和街道乡镇外区县内。县外(列(4))包括区县外市内、市外省内、省外。第三个指标是每天工作多少个小时?以8小时为标准。高于8小时(列(5))、低于8小时(列(6))。以10小时为标准回归结论是类似。第四个指标是道路(铺装)面积大小。道路铺装面积大于均值(道路面积大, 列(7))、道路铺装面积小于均值(道路面积小, 列(8))。此外, 无论是否同时控制地区固定效应或者地级市具体特征信息, 本文核心解释变量——社会兴办幼儿园政策力度系数大小、符号方向与显著性水平基本不变。

第二, 检验研究假设1-2。家人是否在本户及其附近居住, 可以反映家庭工作-养育之间的冲突大小。如果长期在家附近居住(县内居住), 则可以方便回家照料孩子, 家庭面临工作-养育冲突较低。但是如果离家较远, 例如县外居住, 甚至省外居住, 则难以回家照料孩子, 家庭工作-养育冲突较高。表3列(3)和列(4)结果表明, 在家庭工作-养育冲突较高的样本(县区外住)组, 社会兴办幼儿园政策的影响较大。而在县区内住, 即家庭工作-养育冲突较低的样本组内, 社会兴办幼儿园政策为负且不显著。这可能是由于对于县区内住样本, 他们有更多家庭成员在家里共同照料孩子, 故对幼儿园儿童保育需求较低。

第三, 检验研究假设1-3。平均每人每天工作是否超过8小时, 可以在一定意义上反映工作-养育冲突的高低。高于8小时, 则工作-养育冲突较高; 低于8小时, 工作-养育冲突较低。结果表明, 在表3列(5)中, 社会兴办幼儿园政策系数显著为正, 而在列(6)中该变量系数并不显著。这可能是由于在工作-养育冲突较高的家庭组, 幼儿园数量大幅上升对该组家庭生育的影响较大。对于工作-养育冲突较低的家庭, 幼儿园对生育的影响可能较低。

第四, 检验研究假设2。使用地级市道路铺装面积^①平均值指标, 将地级市分为“道路面积较

① 使用道路铺装面积反映幼儿园与家庭之间上学距离的“压缩”程度。例如道路铺装面积扩大方便电瓶车或者校车接送孩子, 进而“压缩”上学距离。

大”组和“道路面积较小”组。表3列(7)结果表明,在道路铺装面积大于其均值的地级市,社会兴办幼儿园政策对家庭子女数量的影响显著为正。但是,列(8)结果显示在道路铺装面积小于均值的地级市,社会兴办幼儿园政策对家庭子女数量的影响并不显著。这可能是因为在道路铺装面积较高的地区,家庭与幼儿园之间的距离被“压缩”,有助于家庭提高利用幼儿园教育服务的程度,进而积极影响家庭生育。

七、结语与政策含义

本文利用政府社会力量兴办幼儿园政策准自然实验,估计幼儿园教育供给扩大的生育效应,结果发现社会兴办幼儿园政策对家庭子女数量具有积极影响。平均来看,社会兴办幼儿园政策力度增加0.1个单位,将导致受影响家庭增加0.012个孩子。这意味着在该政策推行的五年内,如果每年有2000万家庭受该政策影响,则该政策力度增加0.1个单位,将引起平均家庭孩子数量额外增加120万。其背后逻辑是:幼儿园教育供给扩大有助于节省家庭照料儿童时间,缓解家庭工作—养育冲突,降低家庭养育成本,进而提高生育。

进一步看,社会兴办幼儿园政策的生育效应存在异质性。对于家庭工作—养育冲突较高的家庭,例如学历较高、家人相距较远或者上班时间较长的家庭,社会兴办幼儿园政策的积极生育效应更大。而且,该政策对生育的积极影响在道路铺装面积更大的地区相对更高。这可能是因为较佳的道路铺装条件可以“压缩”空间和时间距离,提高幼儿园可及性,进而使家庭工作—养育冲突被缓解的程度上升。

本文的研究补充了国内关于幼儿园供给生育效应的研究文献。同时,由于幼儿园教育保育服务与0—3岁儿童学前教育保育服务均具有缓解家庭工作—养育冲突的功能,本文实际上为中国“发展普惠托育服务体系,严格落实城镇小区配套园政策,积极发展多种形式的婴幼儿照护服务机构”,进而降低养育成本、提高生育提供了源于国内的经验证据支持。鉴于学前教育供给在缓解家庭工作—养育冲突中的重要作用,以及中国“入园难、入园贵”问题严重,鉴于幼儿园教育缓解该冲突的积极作用,政策需要重点考虑如下几点:

首先,增加幼儿园数量供给,确保就近入园。支持和促进公办和民办幼儿园在数量上的增长,确保家庭可以低成本使用幼儿园教育服务,进而低成本缓解家庭工作—养育冲突,降低家庭养育成本。其次,压缩家庭与幼儿园之间的时间和空间距离,有效降低家庭“接近”和利用幼儿园服务的时间成本,改善幼儿园教育可及性。最后,均衡幼儿园质量,降低实际幼儿园入园价格,提高幼儿园教育可用性。幼儿园质量不均等将导致家庭入园实际代价攀升,阻碍幼儿园教育供给对家庭工作—养育冲突的缓解作用。

幼儿园教育供给扩张,不仅在于幼儿园数量增长,而且在于幼儿园教师供给增长,即生师比下降,以及在于适度的幼儿园开放时间长度和时间结构。由于幼儿园生师比数据较难获得,本文研究不得不局限在幼儿园数量变化对家庭生育的影响方面。不过,幼儿园生师比变化对家庭生育的影响可以作为下一步可能的研究方向。此外,幼儿园开放时间也可能影响养育成本,例如,下午三点半或者更早放学使幼儿园保育服务存在很大的改善空间。初步统计分析表明,幼儿园放学时间越早,家庭孩子数量越少。这是未来需要进一步研究的问题。

主要参考文献:

- [1]21世纪教育研究院.农村教育向何处去——对农村撤点并校政策的评价与反思[M].北京:北京理工大学出版社,2013.

- [2]陈友华,苗国. 社会变迁背景下的低生育率:新机制与新特点[J]. *人口与发展*,2016,(5): 14-23.
- [3]杜凤莲. 家庭结构、儿童看护与女性劳动参与:来自中国非农村的证据[J]. *世界经济文汇*,2008,(2): 1-12.
- [4]杜凤莲,董晓媛. 转轨期女性劳动参与和学前教育选择的经验研究:以中国城镇为例[J]. *世界经济*,2010,(2): 51-66.
- [5]杜凤莲,张胤钰,董晓媛. 儿童照料方式对中国城镇女性劳动参与率的影响[J]. *世界经济文汇*,2018,(3): 1-19.
- [6]冯晓霞. 大力发展普惠性幼儿园是解决入园难入园贵的根本[J]. *学前教育研究*,2010,(5): 4-6.
- [7]傅勇,张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向:为增长而竞争的代价[J]. *管理世界*,2007,(3): 4-12,22.
- [8]龚欣,李贞义. 学前教育经历对初中生非认知能力的影响:基于 CEPS 的实证研究[J]. *教育与经济*,2018,(4): 37-45.
- [9]胡佩,王洪卫. 住房价格与生育推迟——来自 CGSS 微观数据的证据[J]. *财经研究*,2020,(4): 79-93.
- [10]计迎春,郑真真. 社会性别和发展视角下的中国低生育率[J]. *中国社会科学*,2018,(8): 143-161.
- [11]江涛. 撤点并校政策降低了生育吗?[J]. *财经研究*,2020a,(11): 123-137.
- [12]江涛. 义务教育可及性与子女数量[J]. *湖北经济学院学报*,2020b,(4): 69-75.
- [13]刘金菊. 中国城镇女性的生育代价有多大?[J]. *人口研究*,2020,(2): 33-43.
- [14]马春华. 中国家庭儿童养育成本及其政策意涵[J]. *妇女研究论丛*,2018,(5): 70-84.
- [15]马赛厄斯·德普克,法布里奇奥·齐利博蒂. 爱、金钱和孩子[M]. 吴娴,鲁敏儿译. 上海:格致出版社,2019.
- [16]潘华. 入园难、入园贵:还是教育经费低惹的祸[N]. *中国经济导报*,2014-04-22(B07).
- [17]裘指挥,刘焱. 国外学前教育的社会经济效益研究[J]. *比较教育研究*,2011,(6): 1-4.
- [18]田艳芳,卢诗语,张莘. 儿童照料与二孩生育意愿——来自上海的证据[J]. *人口学刊*,2020,(3): 18-29.
- [19]王军,刘军强. 在分歧中寻找共识——中国低生育水平下的人口政策研究与演进[J]. *社会学研究*,2019,(2): 219-241.
- [20]吴帆,王琳. 中国学龄前儿童家庭照料安排与政策需求——基于多源数据的分析[J]. *人口研究*,2017,(6): 71-83.
- [21]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[J]. *社会科学*,2018,(9): 89-100.
- [22]易君健,易行健. 房价上涨与生育率的长期下降:基于香港的实证研究[J]. *经济学(季刊)*,2008,(2): 961-982.
- [23]袁玉芝,赵仪. 学前教育对初中生认知能力的影响研究——基于 CEPS 数据的经验分析[J]. *教育科学研究*,2019,(11): 43-50.
- [24]郑真真. 兼顾与分担:妇女育儿时间及家人影响[J]. *劳动经济研究*,2017,(5): 3-17.
- [25]Adda J, Dustmann C, Stevens K. The career costs of children[J]. *Journal of Political Economy*,2017,125(2): 293-337.
- [26]Baker M, Gruber J, Milligan K. Universal child care, maternal labor supply, and family well-being[J]. *Journal of Political Economy*,2008,116(4): 709-745.
- [27]Bauernschuster S, Hener T, Rainer H. Does the expansion of public child care increase birth rates? Evidence from a low-fertility country[R]. Ifo Working Paper No.158,2013.
- [28]Blau D M, Robins P K. Fertility, employment, and child-care costs[J]. *Demography*,1989,26(2): 287-299.
- [29]Brilli Y, Del Boca D, Pronzato C. Exploring the impacts of public childcare on mothers and children in Italy: Does rationing play a role?[R]. IZA Discussion Paper No.5918,2011.
- [30]Buckles K, Hungerman D, Lugauer S. Is fertility a leading economic indicator? [J]. *The Economic Journal*,2021,131(634): 541-565.
- [31]Cascio E U. Maternal labor supply and the introduction of kindergartens into American public schools[J]. *Journal of Human Resources*,2009,44(1): 140-170.
- [32]Del Boca D. The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy[J]. *Journal of Population Economics*,2002,15(3): 549-573.

- [33]Duflo E. Schooling and labor market consequences of school construction in Indonesia: Evidence from an unusual policy experiment[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 795–813.
- [34]Furtado D, Hock H. Immigrant labor, child-care services, and the work-fertility trade-off in the United States[R]. IZA Discussion Paper No.3506, 2008.
- [35]Jones G W, Hamid W. Singapore’s pro-natalist policies: To what extent have they worked?[A]. Rindfuss R R, Choe M K. *Low and lower fertility*[M]. Cham: Springer, 2015.
- [36]Kravdal Ø. How the local supply of day-care centers influences fertility in Norway: A parity-specific approach[J]. *Population Research and Policy Review*, 1996, 15(3): 201–218.
- [37]Lefebvre P, Merrigan P, Verstraete M. Dynamic labour supply effects of childcare subsidies: Evidence from a Canadian natural experiment on low-fee universal child care[J]. *Labour Economics*, 2009, 16(5): 490–502.
- [38]Mörk E, Sjögren A, Svaleryd H. Childcare costs and the demand for children: Evidence from a nationwide reform[J]. *Journal of Population Economics*, 2013, 26(1): 33–65.
- [39]Rindfuss R R, Choe M K. Diverse paths to low and lower fertility: An overview[A]. Rindfuss R R, Choe M K. *Low fertility, institutions, and their policies*[M]. Cham: Springer, 2016.
- [40]Rindfuss R R, Guilkey D K, Morgan S P, et al. Child-care availability and fertility in Norway[J]. *Population and Development Review*, 2010, 36(4): 725–748.
- [41]Sobotka T, Matysiak A, Brzozowska Z. Policy responses to low fertility: How effective are they?[R]. UNFPA Working Paper No.1, 2019.
- [42]Wilkins E. Low fertility: A review of the determinants[R]. UNFPA Working Paper No.2, 2019.

Does the Expansion of Kindergarten Supply Increase Fertility? Quasi-natural Experimental Evidence from Establishing Kindergartens by Social Forces

Jiang Tao

(School of Economics and Trade, Hubei University of Economics, Wuhan 430205, China)

Summary: In the past two or three decades, China’s fertility rate has been below the replacement level and declining. The problem of low fertility rate is likely to affect economic vitality, national competitiveness, and the operation of social security system, and even threaten national security. In view of this, the *Decision on Optimizing the Fertility Policy to Promote the Long-term Balanced Development of Population* puts forward to “further optimize the fertility policy and implement the policy of one couple having three children and supporting measures”. Therefore, the decline in fertility and the policy to support fertility have attracted great attention from all walks of life.

The rising cost of parenting is considered to be an important factor for the decline in fertility, and the key of the cost lies in the work-childrearing conflicts caused by caring for children in families. In view of this, how to alleviate the conflicts, reduce the cost of parenting, and improve fertility has increasingly become a common concern of the whole society. The *14th Five-Year Plan for National Economic and Social Development of the People’s Republic of China and the Outline of Long-term Goals for 2035* clearly states: “Reduce the burden of fertility, parenting and education, release the potential of fertility, develop inclusive childcare service

system, and strictly implement the policy of supporting kindergartens in urban communities.” The reason why kindergarten supply reduces the cost of raising is that it can alleviate the conflicts and liberate families from all-day care for children.

With the employment of the quasi-natural experiment of the policy of “establishing kindergartens by social forces” in 2003, this paper matches *CHIP2013* data with the number of kindergartens based on prefecture-level cities, and uses the cross-sectional DID method and instrumental variable methods to find that the policy has a positive impact on the number of children in families. On average, an increase of 0.1 units in intensity of the policy will lead to an increase of 0.012 children in affected families. This means that in the five years since the implementation of the policy, if there are 20 million families affected by the policy every year, the average number of children in families will increase by an additional 1.2 million. The reason behind it is that the expansion of kindergarten supply will help families save time for caring for children, alleviate the conflicts, and then improve fertility.

Further, the fertility effect of the policy is heterogeneous among families. For families with higher conflicts, such as families with higher education, families with more distant between family members, or families with long working hours, the positive fertility effect of the policy is greater. Moreover, the positive impact of this policy on fertility is relatively higher in areas with larger road pavement. This may be because better road paving conditions can compress the time and space distance, improve the accessibility of kindergartens, and then reduce the conflicts to a large extent.

On the one hand, this paper makes up for the relative deficiency of domestic literature on the fertility effect of the expansion of kindergarten supply; on the other hand, kindergarten education and childcare services for children aged 0-3 have the same function in terms of alleviating the conflicts. In fact, this paper also provides empirical evidence for China to develop inclusive childcare service system to improve fertility. The policy suggestions are that: Firstly, increase the supply of kindergartens to ensure the nearby admission. Secondly, reduce the time and space distance between families and kindergartens, effectively shorten the time cost of approaching and using kindergarten services, and improve the accessibility of kindergartens.

Key words: establishing kindergartens by social forces; work-childrearing conflicts; childrearing costs; fertility

(责任编辑 石头)

(上接第 33 页)

In addition to being an important supplement to the existing research, this paper also has important practical significance. The analysis shows that the reform of administrative approval system helps to reduce the structural distortion of economic development that deviates from the comparative advantage of regional factor endowments by reducing the administrative examination and approval intervention of the local government. Furthermore, the reform helps to increase employment and the share of labor income, so that the growth benefits will benefit the working class more and achieve inclusive growth.

Key words: reform of administrative approval system; industrial structure; share of labor income

(责任编辑 石头)