

本期专题：特定人群就业问题研究

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

彭争呈¹, 邹红², 熊倩倩²
(1. 成都理工大学 商学院, 四川 成都 610059;
2. 西南财经大学 经济学院, 四川 成都 611130)

摘 要：生育支持政策体系构建的关键是缓解女性的“工作—家庭冲突”，学前教育公共服务则是降低女性生育机会成本的重要政策工具。基于2010年实施的学前教育“三年行动”计划，使用CHNS 2006—2015数据和双重差分模型，从政策包容性视角评估了该计划对3—5岁儿童母亲劳动供给的影响及可能机制，以探究当前社会背景下学前教育制度支持家庭生育的政策内涵。研究发现，学前教育“三年行动”计划使城镇地区有3—5岁孩子的女性劳动参与率增加约25%，周平均工作时长增加约8个小时。异质性分析表明，学前教育“三年行动”计划的就业促进效应对有多孩的女性更加明显。在影响机制上，该政策显著减少了女性家务劳动的时间投入，增加了儿童对幼儿园照护的选择，却未明显降低对父母和祖辈的照护需求。这说明政策虽然促进了女性就业，但对家庭在儿童照护需求上的支持力度较弱。可能原因在于，一方面，学前教育公共服务资源的增加放松了女性的时间约束；另一方面，面对入园时间很难与父母工作时间协调、儿童接送及课后看护等问题，家庭仍需要投入大量时间。当前我国学前教育制度的目标是“儿童发展”，“支持女性就业”的目标被忽视；单一目标导向下的学前教育服务，体现出儿童照护功能的制度设计严重缺乏。未来，在多孩生育政策环境下，需要从公共政策对家庭生育的包容性视角，审视当前的学前教育公共服务制度，以更好地满足家庭儿童照护需要，支持女性发展，构建友好型生育支持体系。

收稿日期：2021-10-17；修订日期：2022-01-20
基金项目：四川省社会科学重点研究基地项目“数字贫困视角下‘宽带乡村’政策的老年健康效应评估”（XJLL2021008）；国家自然科学基金项目“延迟退休年龄的社会经济效应评估与制度设计：理论模型、政策模拟与断点事实分析”（71603214）。
作者简介：彭争呈，经济学博士，成都理工大学商学院讲师；邹红，经济学博士，西南财经大学经济学院教授，博士生导师；熊倩倩，西南财经大学经济学院博士研究生。

关键词: 女性就业; 学前教育“三年行动”计划; 政策包容性; 生育支持

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2022) 03-0016-18 **DOI:** 10.3969/j.issn.1000-4149.2022.00.012

一、引言

面对当前 1.3 的社会极低生育率,多孩政策的出台为生育水平提升创造了政策前提^①;但孩子养育难题却直接制约着政策目标的实现,“生不难,养不易”的矛盾更加突出。“养不易”的一个具体表现是,学龄前儿童照护难题对女性职业发展的阻碍增加了女性生育的间接成本。对此,“十四五”规划和 2035 年远景目标纲要提出,要“增强生育政策包容性,推动生育政策与经济社会政策配套衔接,减轻家庭生育、养育、教育负担,释放生育政策潜力”。“增强生育政策包容性”不仅要包容多样化的生育需求,还要“建立生育包容性的制度环境”,“增强公共政策对生育更广泛的包容性”^②。因此,学龄前儿童照护与女性就业的关系问题成为生育支持政策研究的一个焦点。

如何构建包容学龄前儿童照护与女性就业的生育支持政策体系?在理论上,一个思路就是从家庭视角分析公共政策对家庭的影响^[1-2]。该视角强调在公共政策制定、实施及评估的全过程引入家庭视角,检视公共政策对家庭尤其是年轻家庭福利的影响,如养老抚幼、女性发展等,从而更好地审视、制定和完善公共政策。家庭视角的本质即强调公共政策对家庭发展的包容性,但是当前从家庭视角或公共政策包容性角度对我国公共政策进行评估的研究却很匮乏。与此同时,一些促进公共制度包容学龄前儿童照护与女性就业的政策主张也被不断提出,如实现学前教育制度的“儿童发展”与“女性就业”双目标发展^[3]、“促进 3 岁以下儿童照顾服务和学前教育融合”^[4-5]、支持幼儿园开展托幼一体化服务^③等。由此可见,匮乏的理论研究明显滞后于政策实践需要。

相比之下,发达国家在构建包容家庭发展的公共政策体系上,具有丰富实践^[6-7]。其中一个典型代表就是赋予学前教育制度“支持儿童发展”和“服务女性就业”双目标属性^[8-9]。这种制度设计不仅能满足儿童发展或早期人力资本积累需要,还能实现促进女性就业、推动劳动力市场性别平等、提升社会生育水平等社会经济目标^[4]。“女性就业”目标在制度设计上通常表现为公共儿童照护功能,这是西方国家学前教育制度包容家庭发展需要的重要体现。因此,国外关于学前教育政策的研究也逐渐从儿童发展主题向女性就业、性别平等、社会生育等方向拓展^[9-14],这也在许多国家获得了积极证据。

当前我国的学前教育制度虽然只有单一的“儿童发展”目标^[3],但制度本身具有的儿童照护功能^④,使得其与适龄儿童照护、女性就业等问题直接相关。首先,从儿童成长阶段来看,儿童照护问题不只存在于 0—3 岁阶段,还存在于 3—5 岁,甚至低龄学龄阶段^[13,15]。

① 数据来源: http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202105/t20210511_1817274.html

② 资料来源: https://epaper.gmw.cn/gmrb/html/2020-11/10/nw.D110000gmrb.20201110_2-16.htm

③ 参见《中共中央 国务院关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》、《浙江高质量发展建设共同富裕示范区实施方案(2021—2025 年)》。

④ 即无论学前教育制度设计上是否具有“女性就业”目标或赋予了儿童照护功能,学前教育服务都能起到一定的儿童照护功能,只是单一目标下的照护功能强度弱于双目标下的功能强度。

其次,基于女性生育支持的生命历程研究发现,在允许生育多孩且没有生育间隔政策的环境下,女性在有3—5岁孩子的时期,通常还要承担更年幼孩子的哺育任务^[16-17]。因此,在构建包容学龄前儿童照护与女性就业的生育支持政策体系中,学前教育制度具有重要角色。

为解决“入园难”、“入园贵”问题,2010年《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020年)》(后面简称《纲要》)首次将“基本普及学前教育”列为教育发展的战略目标之一。为落实《纲要》提出的学前教育发展目标,同年11月发布的《国务院关于当前发展学前教育的若干意见》(后面简称《意见》)提出要实施学前教育“三年行动”计划。根据发达国家的经验,包括学前教育制度在内的生育支持政策,对女性就业及劳动力市场性别平等的促进作用是政策有效性的关键;其中,儿童照护服务类政策的重点是要能够保证女性的工作需要^[6]。那么,作为一项具有儿童照护服务功能的公共制度,学前教育“三年行动”计划带来的学前教育资源供给如何影响适龄儿童母亲的就业?其中的可能机制有哪些?对于构建包容多孩生育与女性就业的生育支持体系有何启示?回答这些问题,不仅有助于认识学前教育“三年行动”计划的社会经济效应,还有助于推动学前教育政策与生育政策的配套衔接,破解学龄前儿童照护难题对生育政策潜力释放的制约。

本文从学前教育制度对女性就业的包容性视角出发,利用双重差分法克服实证分析中的内生性问题,评估学前教育“三年行动”计划对适龄儿童母亲劳动供给的影响。从家务劳动投入和儿童照护方式选择等角度探究作用机制,为制定包容女性发展的生育支持政策提供经验证据。主要贡献有:第一,从公共政策对家庭发展的包容性视角,审视了学前教育政策对适龄儿童母亲就业的影响及其可能机制,为多孩生育政策环境下构建包容儿童照护与女性就业的学前教育制度提供了直接的经验证据。第二,已有研究普遍发现,学前教育政策的女性就业效应存在显著的地区或社会环境异质性^[9,14],本研究则提供了中国社会环境下的经验证据。第三,现有文献主要关注学前教育“三年行动”计划的女性创业^[18]、老年人就业^[19]及家庭教育支出公平性^[20]等效应,本文对女性就业效应及其机制的细致研究,进一步增强了对该政策的社会经济效应认知。

二、学前教育资源供给与女性就业关系研究

学前教育资源供给如何影响女性就业?在理论上,孩子效用最大化模型认为,孩子的成本既包括抚养、教育费用等直接成本,也包括对女性职业发展的阻碍等间接成本。在孩子的收益给定下,孩子的成本越高,父母对孩子的需求数量越低^[21]。包括幼儿园在内的公共儿童照护资源供给能通过降低孩子的照护时间投入,协调女性生育与就业的关系。在只生育一孩的情形下,儿童照护资源供给会降低生育孩子的机会成本,在鼓励生育的同时保障女性就业权利。在生育多孩的情形下,儿童照护资源的增加可能会让母亲在生完一孩后更快地返回劳动力市场,收入效应会增加女性对多孩的需求,替代效应则会增加多孩的机会成本。当公共照护服务具有普惠性时,收入效应就可能大于替代效应,从而在鼓励生育多孩的同时也能实现女性发展需要^[22]。

近期的实证研究主要通过准自然实验方法,评估学前教育政策的女性就业效应^①,以克服早期研究中的模型内生性问题。但是,基于反事实方法的研究结论却存在较大差异。对美国20世纪70年代推出的5岁儿童入园项目的研究表明,达到入园年龄能显著增加儿童母亲的劳动参与率^[24]。对阿根廷学前教育投资政策的分析发现,政策既提高了3—5岁儿童的学前教育接受率,其引发的隐性托儿补贴也促进了女性就业^[25]。进一步的,基于加拿大魁北克省0—5岁儿童入园年龄政策的研究表明,政策不仅会在短期内提高儿童母亲的劳动参与率和工作时长^[10-11],还会产生长期的就业促进效应^[23,26]。相反,另一些研究则未发现学前教育政策能促进儿童母亲就业。如对美国20世纪90年代4岁儿童入园政策的分析发现,照护可得性使学前教育入学率增加了12%—14%,但对儿童母亲劳动供给没有显著影响^[12]。针对1975年挪威幼儿园改革的研究表明,幼儿园数量的增加虽然极大促进了公共儿童照护资源的发展,但对女性就业几乎没有影响^[27]。

至于研究结论差异的原因,其中在婚女性劳动供给弹性下降,是导致政策没有显著促进美国女性就业的重要因素^[12]。但就业弹性下降的观点与法国的事实不符,而学前教育政策及相关社会福利政策对已婚女性的就业替代效应则是主要原因^[28]。此外,研究国别的社会背景、劳动力市场状况、非正式照料可得性及成本、实证方法的不同等因素,也是导致结论存在差异的原因^[27]。如基于西班牙女性低就业率、儿童照护供给短缺、劳动力需求不足的社会背景,通过分析3岁儿童入园政策发现增加公共照护服务并没有挤出对私人照护服务的选择^[29]。

就中国的社会经济特征来看,一方面,女性就业率仍处于世界较高水平,但女性劳动供给弹性却呈下降趋势^[30]。受传统社会文化的影响,双亲家庭仍然是社会家庭形态的最主要形式;同时祖辈等提供的非正式儿童照护资源可得性相对较高,但公共照护资源则严重短缺。另一方面,经济的快速发展使得劳动力市场需求旺盛;新增劳动力的减少和老龄化加速,使得劳动力市场开始出现局部性劳动力短缺。这些特征使得国外关于学龄前儿童照护政策影响女性就业的研究结论在中国情境下的适用性有待商榷,很难为中国儿童照护政策体系构建提供可靠的理论支持。本研究则补充了发展中国家尤其是社会照护体系尚未真正建立国家的经验证据,也能为中国的政策实践提供更切实际的理论支撑。

由于国内儿童照护政策实践很少,相关的政策评估也鲜有发现。有研究基于CFPS数据和省级层面的政策信息,使用DID方法评估了学前教育“三年行动”计划对女性创业、老年人就业及福利的影响^[18-19]。虽然都是对学前教育“三年行动”计划的研究,但本文在分析视角上,基于学前教育政策对家庭生育的包容性,分析了学前教育发展对女性劳动供给、家务时间投入和儿童照护方式选择的影响,从政策包容性范畴讨论了公共教育政策对家庭的影响。在识别策略上,本文基于更加微观的社区层面信息构建识别策略,以反映“国务院领导,省地(市)统筹,以县为主”的学前教育管理体制特征^[31]和《意见》中“以县为

① 需要指出的是,在学理上“学前教育政策”与“儿童照护政策”是两个不同的概念;但由于多数发达国家的学前教育制度设计具有“儿童发展”和“女性就业”双目标^[8-9,23],学前教育政策的就业效应研究也是基于促进“女性就业”的功能来开展的,并不会刻意将“学前教育政策”与“儿童照护政策”区分开来。基于中国数据的最新研究也遵循了这一研究逻辑^[18-19],本文的研究也将遵循此逻辑。感谢审稿专家的宝贵意见。

单位编制学前教育“三年行动”计划”的政策设计思路对政策实施效果带来的地区异质性；改进了现有研究使用省级层面政策信息会将省内市县差异同质化的问题^[18-19]，获得了更为有效、可靠的识别基础。在政策启示上，本研究能为多孩生育支持政策体系建设提供更直接的经验证据。

三、政策背景与经验事实

随着20世纪90年代中期经济市场化改革的推进，到2000年前后国有企业承担的社会服务功能大多已完成剥离，政府在学前教育等公共服务上的供给却未能很好地跟进。城镇化进程的加速发展，使得大量农村儿童进入城镇，也增加了对城镇地区学前教育的需求。面对原有存量需求和新增流入需求的共同作用，城镇地区3—5岁儿童“入园难”、“入园贵”问题开始显现。因此，大力发展学前教育成为2010年《纲要》的重要内容，“基本普及学前教育”首次成为我国教育发展规划的战略目标之一。《纲要》明确提出，到2020年，普及学前一年教育，基本普及学前两年教育，有条件的地区普及学前三年教育；学前一年毛入园率、学前两年毛入园率和学前三年毛入园率要分别达到95%、80%和70%。同年11月《意见》提出，以县为单位编制学前教育“三年行动”计划，地方政府是发展学前教育、解决“入园难”问题的责任主体。这两个文件成为我国改革开放后，国家促进学前教育发展的标志性文件之一。从2011年起学前教育“三年行动”计划开始实施，2011—2013年为第一期，2014—2016年为第二期，2017—2019年为第三期^①。

学前教育“三年行动”计划的实施促使我国学前教育事业快速发展，截至2016年学龄前儿童三年毛入园率提高到77.4%，超额完成第二期“三年行动”计划的目标^[31]。图1呈现了2000—2017年我国学前教育资源供给的变化特征。可以看出，无论是学前教育基本建设年度完成投资额、幼儿园（班）数，还是在园儿童数，都在2010年前后呈现出两种截然不同的发展态势，即2010年以前缓慢变动，2010年后快速增长。

但是，由于历史欠账太多、地区经济发展水平差异以及学前教育资源分配不公平等因素，学前教育依然存在如财政投入不足，地区之间、城乡之间发展不平衡不充分等问题^[32]。图2对2000—2017年间幼儿园（班）数及在园儿童数变动情况进行了城乡分组比较。2010年前我国幼儿园（班）数及在园儿童数的城乡差距很小，且变动趋势都与图1全国整体的变动态势基本一致。而2010年以后，城乡差距快速显现并逐步扩大；城镇地区幼儿园（班）数及在园儿童数快速增加，这与图1全国的变动态势基本一致；但乡村幼儿园班数及在园儿童数变动态势却保持在低水平徘徊状态，仅幼儿园数有小幅增加。这些事实说明，2010年后全国层面学前教育资源的快速增加，主要是由城镇地区学前教育资源增加带来的，而农村地区学前教育发展则严重滞后。政策实施效果存在显著的城乡差异，为后面双重差分模型中处理组和参照组的选择提供了重要基础。

① 由于CHNS最新数据为2015年公布的，后面实证评估的政策效果实际上主要是“三年行动”计划第一期和第二期前两年的结果。

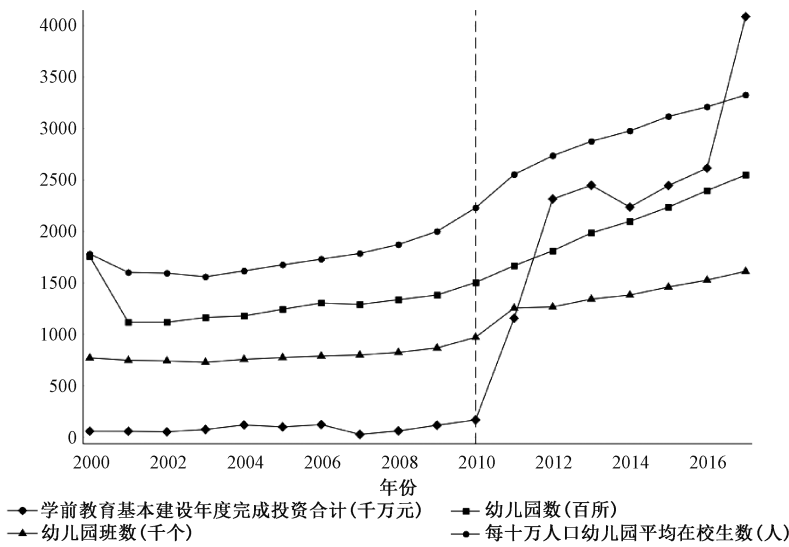


图1 2000—2017年学前教育投资及资源变动情况

数据来源：《中国教育统计年鉴》（2001—2018）。

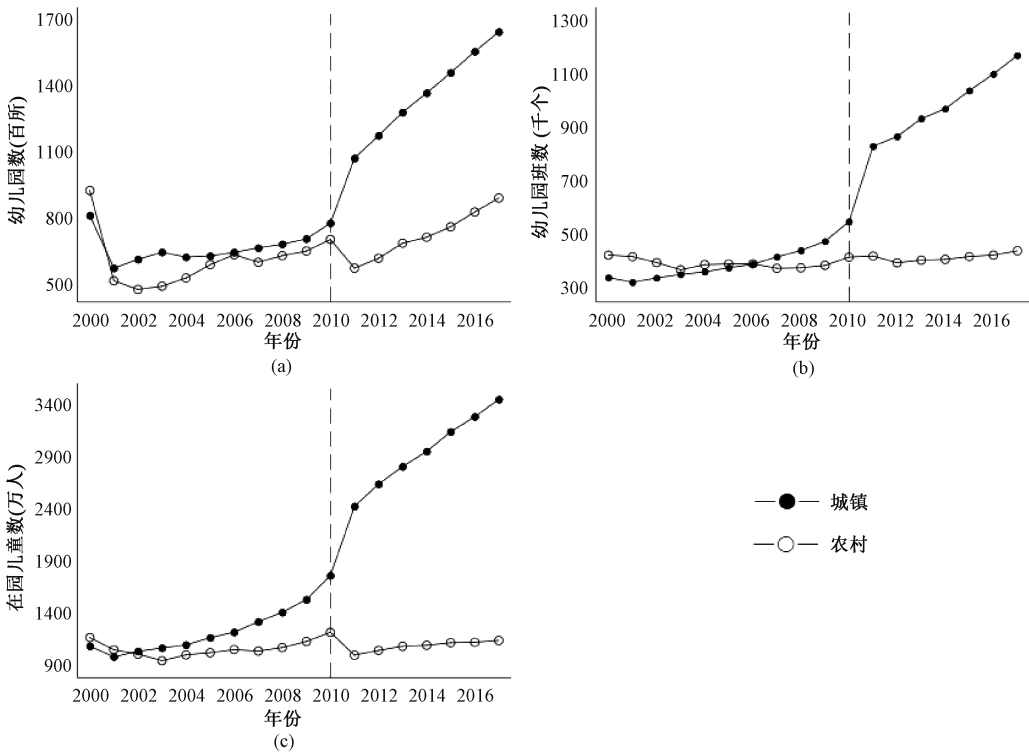


图2 2000—2017年学前教育资源变动的城乡差异

数据来源：《中国教育统计年鉴》（2001—2018）。

四、研究设计

1. 数据来源

本文数据来自中国疾病预防控制中心与美国北卡罗莱纳大学人口中心合作开展的中国健康与营养调查（CHNS）。该调查是一项全国性、跟踪性和综合性的社会调查，采用多阶段分层随机整群抽样方法，调查区域覆盖东部、中部、西部及东北地区的 12 个省份，具有较好的样本代表性。目前共开展了 10 期追踪访问，调查内容涉及家庭与人口、工作与收入、健康与膳食等多个领域，尤其在家庭活动方面具有很好的信息量，在劳动与健康经济研究中获得广泛认可。

根据研究需要，主要使用 2006、2009、2011 和 2015 年的调查数据，2000 和 2004 年数据用于稳健性检验；将研究对象限制为有 3—5 岁孩子的 20—45 岁女性，并剔除相关变量存在缺失值的个体。由于 CHNS 的追踪调查时间跨度较大，每次新调查都会存在较大比例的新增受访者，连续追踪对象中符合本文筛选条件的有效样本容量较小，因此在实际分析中将数据当作重复截面数据对待。研究中用到的地级市人均 GDP、城镇职工工资水平等数据，主要来自 EPS 中国区域经济数据库及相关地区统计年鉴。

2. 识别策略

本文使用双重差分（DID）方法，来评估学前教育“三年行动”计划对家庭的可能影响。基本回归模型如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta_0 treat_i * post_t + \beta_1 treat_i + \beta_2 post_t + X'_{it} \gamma_1 + Z'_{it} \gamma_2 + \delta year + \theta prov + \mu_{it} \quad (1)$$

其中， y_{it} 为被解释变量，主要是当前是否工作和去年平均周工作小时数。 $treat_i$ 表示个体 i 是否属于处理组，如果个体被访问时所居住社区属于城镇地区，则 $treat_i = 1$ ，即属于处理组；反之，如果个体被访问时所居住社区属于农村地区，则 $treat_i = 0$ ，即属于参照组。根据 CHNS 细致的地区类型划分信息，本文将市区、郊区、县城（镇）归为城镇地区，乡村归为农村地区。之所以用个体被访问时的居住地城乡特征作为分组依据，主要是基于以下两点考虑：首先，本文评估的是全国“一刀切”式政策，根据政策设计初衷，并不存在“天然的”处理组和参照组。但政策在具体实施过程中，相关部门基于不同的利益考量，使得学前教育资源配置时产生了明显的城乡差异^[3]。这种政策初衷与实施结果的“不一致性”，无疑提供了一个较好的分组标准。其次，《意见》规定要“以县为单位编制学前教育‘三年行动’计划”，在具体实施过程中也确实是“以县为主”，所以财政投入的担子主要由县级政府挑起。这种政策主体与具体实施者的“一致性”，又使得不同县的社会经济发展水平差异很可能带来政策实施效果的地区差异^[32]。因此，以居住地的城乡特征作为政策分组依据，能更好地考虑上述实际问题，同时能避免基于省级或市级层面政策信息进行分组带来的将市县之间差异同质化的问题。

$post_{it}$ 是表示政策实施时间的指示变量， $post_{it} = 1$ 表示 t 年的个体 i 属于政策实施（2010 年）后的时期组；反之，则属于政策实施前的时期组。由于本文使用的是 CHNS 2006—2015 四期重复截面数据，因此在基本回归中 2011、2015 年的受访者属于政策实施后的组，而 2006、2009 年的受访者属于政策实施前的组。

X'_{it} 表示 t 年个体 i 的特征变量，如年龄、户口、健康、学历等； Z'_{ct} 表示 t 年个体所在城市的特征变量，包括地区人均 GDP 和城镇职工平均工资等。 δ 和 θ 分别用来反映年份固定效应和省份固定效应， μ_{it} 为随机扰动项。本文主要关注系数 β_0 的符号、大小及统计显著性。

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。在数据处理过程中，把周平均工作时长大于 140 小时的情况调整为 140 小时。为了避免引入过多的个体和家庭特征变量带来的模型内生性问题，仅将反映个体人口学特征的年龄、健康、户口、学历、婚姻等变量，以及反映家庭经济 and 人口结构特征的家庭收入和 2 岁及以下子女数纳入模型。地区人均 GDP 和城镇职工平均工资等变量用以反映地级市经济发展水平、劳动力市场等宏观经济特征的影响。

表 1 变量描述性统计结果

变量及定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
就业情况：1=当前有工作	1004	0.705	0.456	0	1
工作时长：去年周平均工作时长	1001	26.510	28.870	0	140
年龄	1004	31.550	4.819	20	45
户口：1=城镇户籍	1004	0.269	0.444	0	1
婚姻：1=有配偶	1004	0.985	0.121	0	1
学历（0=文盲）					
1=小学	1004	0.180	0.385	0	1
2=初中	1004	0.500	0.500	0	1
3=高中及以上	1004	0.277	0.448	0	1
健康：1=过去四周生过病	1004	0.078	0.268	0	1
家庭人均收入的对数	1004	8.505	1.569	0	11.040
2 岁及以下子女数	1004	0.147	0.371	0	2
城镇职工平均工资的对数	184	10.407	0.391	9.529	11.328
地区人均 GDP 的对数	184	10.251	0.690	8.466	11.983

五、学前教育“三年行动”计划是否促进了女性劳动供给？

1. 基准回归结果

表 2 报告了学前教育“三年行动”计划对有 3—5 岁孩子女性劳动供给的基准回归结果。可以看出，交互项（ $treat \times post$ ）系数的符号符合预期，且统计和经济意义上都显著。第（1）列的结果显示，在不控制女性个体、家庭及所在城市经济特征的情况下，政策实施后处理组女性就业的概率平均增加了 22 个百分点。第（2）列的结果表明，在控制女性个体、家庭和所在城市经济特征后，政策对处理组女性就业概率的影响达到 24.6%。与第（1）列类似，第（3）列也仅控制交互变量及省份、年份固定效应，结果表明政策使处理组女性的周平均工作时长增加约 6.7 个小时。在加入其他控制变量后，政策的工作时长效应增加到 8 个小时，如第（4）列所示。对比不同模型下的回归结果，可以看出学前教育“三年行动”计划对城镇地区有 3—5 岁儿童女性的劳动供给产生了显著的促进效应，这一发现与最新的研究一致^[33]。

表 2 基准回归结果

变量	(1) 当前工作	(2) 当前工作	(3) 周工作时长	(4) 周工作时长
<i>treat</i>	-0.059 (0.053)	-0.152 *** (0.052)	5.930 * (2.969)	1.205 (3.305)
<i>post</i>	-0.329 *** (0.059)	-0.360 *** (0.111)	-8.197 ** (3.141)	-2.653 (5.849)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.221 *** (0.058)	0.246 *** (0.060)	6.655 * (3.375)	7.980 ** (3.481)
年龄		-0.005 (0.003)		0.024 (0.248)
城镇户籍		-0.028 (0.037)		-1.972 (2.585)
有配偶		-0.085 (0.082)		1.269 (5.552)
小学学历		0.092 (0.064)		1.403 (4.149)
初中学历		0.069 (0.063)		6.681 * (3.803)
高中及以上学历		0.146 * (0.078)		9.399 ** (4.190)
过去四周生过病		0.033 (0.042)		3.535 (4.177)
家庭人均收入对数		0.065 *** (0.010)		3.751 *** (0.587)
2 岁及以下子女数		-0.189 *** (0.040)		-10.458 *** (2.107)
城镇职工平均工资对数		-0.159 (0.146)		-13.905 * (7.675)
地区人均 GDP 对数		0.090 * (0.050)		1.161 (2.741)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.819 *** (0.078)	1.216 (1.264)	30.175 *** (3.680)	125.380 ** (61.355)
<i>N</i>	1004	1004	1001	1001
<i>R</i> ²	0.079	0.156	0.071	0.134

注：括号内为县级层面的聚类标准误；****p*<0.01，***p*<0.05，**p*<0.1。后表同。

2. 稳健性检验

表 2 的结果表明，学前教育“三年行动”计划显著促进了 3—5 岁儿童母亲的劳动供给。但是这一结论，仍有可能受到其他潜在问题的“威胁”。下面将对上述结论的稳健性进行检验。

第一，平行趋势假设检验。双重差分模型的基本假设是，处理组和参照组的结果变量在政策实施前具有相似的变动趋势，即平行趋势。为了检验这一假设是否成立，将模型中交互项的政策时间变量替换为年份虚拟变量也能估计出政策的动态效应，结果如表 3 的（1）、（2）列所示。可以看出，处理变量与政策实施前年份虚拟变量的交互项（*treat*×*year*2009）

系数不显著，与政策实施后年份虚拟变量的交互项（ $treat \times year2011$ 、 $treat \times year2015$ ）系数则显著为正。由此可以认为，本文的识别策略满足平行趋势假设。同时还发现，学前教育“三年行动”计划对女性劳动供给的促进效应会随着时间推移越来越大，这与分步实施政策具有累积效应的经验逻辑一致。

表3 稳健性检验结果（一）

变量	平行趋势检验		7—12岁儿童的母亲		2005年为政策时点	
	(1) 当前工作	(2) 周工作时长	(3) 当前工作	(4) 周工作时长	(5) 当前工作	(6) 周工作时长
$treat \times year2009$	-0.021 (0.070)	9.868 (5.605)				
$treat \times year2011$	0.143* (0.075)	13.349** (5.564)				
$treat \times year2015$	0.308*** (0.082)	13.283** (5.361)				
$treat \times post$			0.073 (0.044)	0.351 (3.392)		
$treat \times post2005$					-0.006 (0.054)	-7.306 (3.724)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	1.104 (1.325)	110.322* (61.174)	2.268** (0.928)	79.101 (70.924)	0.278 (0.835)	-38.337 (53.593)
N	1004	1001	1807	1802	1103	1100
R^2	0.158	0.136	0.085	0.077	0.128	0.190

注：其他控制变量同表2。

第二，为了检验政策效应的真实性，进行了两组安慰剂分析。首先，根据研究思路，如果政策的就业促进效应真的存在，那么其影响对象应该仅限于适龄儿童的母亲，没有适龄儿童的女性将很难直接受到影响。为此，把分析对象替换为有7—12岁儿童的女性，结果如表3的（3）、（4）列所示。可以看出，交互项的两组系数不再显著。其次，根据DID的识别逻辑，若表2的结论是由于处理组和参照组之间不可观测的固有差异导致的，那么虚构的政策实施时间也可以得到类似的政策效应。为此，基于CHNS多期调查特征，利用政策实施前的2000、2004、2006和2009年四期数据，假设2005年为政策发生时点，构建新的评估模型，结果如表3的（5）、（6）列所示。可以看出，交互项系数统计上不显著，符号也发生了变化，可排除处理组与参照组之间不可观测的固有因素干扰。上述安慰剂检验表明，可以排除表2的结论为虚假政策效应的可能。

第三，已有研究发现，家庭成员的劳动供给可能会相互影响。因此，3—5岁儿童母亲的就业如果受到儿童父亲就业状况的影响，那么表2的估计结果就可能存在遗漏变量偏误。为此，将女性配偶的学历和就业特征作为控制变量加入回归模型，如表4的（7）、（8）列所示。结果表明，加入配偶特征后，政策对女性就业的促进效应依然显著。

表 4 稳健性检验结果（二）

变量	加入配偶特征		检验反向因果	
	(7) 当前工作	(8) 周工作时长	(9) 当前工作	(10) 周工作时长
<i>treat</i> × <i>post</i>	0. 229 *** (0. 057)	4. 445 ** (2. 127)		
当前工作			-0. 028 (0. 030)	
周工作时长				0. 001 (0. 001)
配偶特征变量	Yes	Yes		
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0. 037 (1. 268)	119. 571 (74. 332)	0. 970 (2. 396)	0. 792 (2. 391)
<i>N</i>	785	782	1004	1001
<i>R</i> ²	0. 190	0. 137	0. 395	0. 396

注：其他控制变量同表 2。

第四，DID 模型处理组和参照组的非随机分配可能会带来系数的有偏估计。由于本文处理组和参照组的分组变量是受访者所在社区的城乡类型，在乡城人口流动的背景下，农村人口为就业而向城镇地区迁移的现象十分普遍，从而可能使一些城镇地区受访者其实是因为到城里就业而进入处理组的农村流动人口，进而影响分组的随机性。为此，借鉴相关研究的思路^[34]，使用政策变量（*treat*）作为被解释变量，女性就业变量当前是否工作和周工作时长作为主要解释变量，在控制相关变量后进行回归，以检验可能的反向因果带来的分组非随机性问题，如表 4 的（9）、（10）列所示。可以看出，两组的系数都不显著，说明反向因果对分组非随机性的威胁并不明显。

第五，可能存在的样本选择问题。这主要表现在两方面：首先，儿童照护政策可能会通过影响人们的生育行为，进而影响个体是否会成为政策受益者，即生育上的样本自选择问题。已有研究发现，儿童照护资源会通过影响女性的职业发展或时间成本，对女性的生育意愿等产生影响^[35]。基于这一逻辑，如果学前教育“三年行动”计划增强了人们对儿童照护资源供给的乐观预期，那么研究对象中仍有生育意愿的女性更可能选择生育，从而更大概率进入处理组。但是，本文认为这种可能性在现实中发生的概率很低，因为在 2010—2013 年中国实行的仍是严格的一孩政策。尽管 2013 年实施了“单独二孩”政策，但政策效果的时滞性使得该政策并不会对本文的结论产生显著冲击^①。其次，有学龄前儿童的家庭更可能向学前教育资源多的地区迁移，从而更易受到政策的影响，即迁移上的样本自选择问题。为此，剔除在 2010 年及以后入住受访社区的城镇女性，所得结果并未发生明显变化^②。

第六，通常情况下，双重差分估计可能会遭遇序列相关问题，从而对估计系数的标准误

① 2001 年底我国开始实行“双独二孩”政策，但这一政策的受益人群占总生育人群的比重很低。2013 年 11 月党的十八届三中全会提出，启动实施单独二孩政策。具体实施时间由各省区市自己划定，因此大多数地区的具体实施时间在 2014 年以后，从而受政策影响的新生儿童在 2017 年以后才会进入学前教育阶段。

② 由于回归中真正符合“在 2010 年及以后入住受访社区”这一条件的女性个体不到 10 个，剔除后的回归结果与表 2 的（2）、（4）列结果也基本一样，故相关结果不再报告。

产生影响。由于本文使用的是仅包含四期的非平衡面板数据，序列相关性可能很弱。同时也参照已有研究的做法^[11]，使用县级层面聚类稳健标准误，以保证标准误的有效性。

第七，可能的宏观经济冲击是 DID 估计的一个潜在威胁。对此，除了控制省份固定效应和年份固定效应，还控制了地级市层面的宏观经济变量，如地区人均 GDP、城镇职工平均工资等，以反映地区经济波动和劳动力市场的影响。

综上分析，稳健性检验的结果都从不同角度支持了基准回归的结论，即学前教育“三年行动”计划显著促进了有 3—5 岁孩子女性的劳动供给。

3. 异质性分析

学前教育“三年行动”计划对有 3—5 岁孩子女性的就业促进效应，可能受其他因素的影响而存在异质性，比如祖辈提供的照护资源对社会照护资源替代效应带来的影响，子女数对女性就业促进效应和阻碍效应的混合影响等。对这些潜在影响的细致分析，有助于更深入认识政策与女性就业的关系。为此，从家里是否有 50—80 岁中老年人和子女数这两个重要特征出发，进行了分组回归，结果如表 5 所示^①。

表 5 异质性分析结果				
变量	有 50—80 岁中老年人同住		无 50—80 岁中老年人同住	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	当前工作	周工作时长	当前工作	周工作时长
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.140 ** (0.063)	5.186 (4.099)	0.329 *** (0.092)	7.066 (6.557)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	635	632	369	369
<i>R</i> ²	0.070	0.074	0.101	0.072

变量	有多个孩子		只有 1 个孩子	
	(5)	(6)	(7)	(8)
	当前工作	周工作时长	当前工作	周工作时长
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.353 *** (0.090)	14.998 *** (5.161)	0.115 (0.072)	-1.028 (4.858)
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	518	517	486	484
<i>R</i> ²	0.108	0.067	0.069	0.059

注：由于样本量的限制，同时考虑表 2 中控制其他变量与不控制其他变量两种情形下结论的一致性，本表中的回归未控制其他变量。

在分组 1 中，政策对两组女性的就业影响在统计上都通过了显著性检验，但对周平均工作时长的影响在统计上都不显著。由于对分组回归的系数水平进行直接比较可能存在统计偏差，故不能直观认定政策对“没有 50—80 岁中老年人同住”组女性的劳动参与影响更大。出于稳妥考虑，基于似无相关模型（SUR）对两组系数差异进行了检验，结果显示，两组回归结果中交互项系数的差距并不显著^②。所以，学前教育“三年行动”计划的就业促进效

① 由于分组回归中样本容量的限制，分组回归中未控制个体、家庭及所在城市经济特征变量。
② 检验的结果统计量为 $\chi^2(1) = 2.45$ ， $\text{Prob} > \chi^2 = 0.117$ 。

应，在家里是否有 50—80 岁中老年人同住特征下，并不存在显著异质性。

在分组 2 中，学前教育“三年行动”计划对“有多个孩子”组女性的劳动参与和工作时长的影响，在经济和统计意义上都高度显著；但对“只有 1 个孩子”组女性的劳动参与和工作时长的影响都不明显。因此，可以认为“三年行动”计划会显著促进多孩女性的就业，这与已有的发现一致^[29]。这一发现在多孩政策背景下，具有很强的政策涵义，即学前教育“三年行动”计划在促进学前教育发展的同时，更能满足有多孩母亲的就业需要。

六、学前教育“三年行动”计划如何促进女性劳动供给？

生育的职业发展成本过高，是当前阻碍女性生育意愿落地的关键因素。学前教育服务是重要的儿童照护资源，具有“支持女性就业”目标的学前教育制度设计更是能通过公共照护资源供给，较好地满足家庭对学龄前儿童照护服务的需求，缓解女性工作—家庭冲突，降低女性生育的机会成本。针对当前的儿童照护难题，“鼓励和支持有条件的幼儿园招收 2 至 3 岁幼儿”、“支持幼儿园发展托幼一体化服务”等公共政策思路被提出^①。这些政策导向意在通过增强学前教育制度包容家庭发展的功能来缓解儿童照护难题，降低儿童照护对生育意愿落地的制约。而要实现此意图，需要先回答现行制度设计下，学前教育制度对女性就业、儿童照护等需求的支持能力如何？

基于学前教育“三年行动”计划的外生性，本文从两个角度评估当前的学前教育制度对儿童照护需求的支持能力，即政策对家庭内部照护、对家庭照护与社会照护之间选择的影响。同时，这也是对前面结论的机制探索。关于家庭内部的照护资源，已有研究主要关注儿童母亲和祖辈的照护提供，也有极少数研究探讨了儿童父亲的照护角色。基于 CHNS 问卷中的时间利用信息，首先分析了政策对女性和配偶在家务劳动投入、儿童照护选择和照护时长的影响，结果如表 6 所示。可以看出，政策明显降低了女性每天的家务劳动时长约 0.3 个小

表 6 对女性及配偶家务劳动的影响

变量	女性			配偶		
	(1) 每天家务 劳动时长	(2) 上周在家 照护儿童	(3) 上周照护 儿童时长	(4) 每天家务 劳动时长	(5) 上周在家 照护儿童	(6) 上周照护 儿童时长
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.294 ** (0.145)	-0.055 (0.041)	-2.994 (3.402)	-0.091 (0.100)	0.037 (0.083)	2.427 (2.456)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	1.015 (3.644)	2.204 *** (0.598)	43.369 (71.311)	-1.458 (1.809)	0.909 (1.226)	-69.939 (53.822)
<i>N</i>	984	996	922	716	719	680
<i>R</i> ²	0.146	0.016	0.087	0.008	0.054	0.036

注：其他控制变量同表 2。

① 详见：《中共中央 国务院关于优化生育政策促进人口长期均衡发展的决定》、《浙江高质量发展建设共同富裕示范区实施方案（2021—2025 年）》。

时，占家务劳动时长均值的 15%。政策对女性在家照护儿童及照护时长有负向影响，但统计上不显著。政策对男性提供儿童照护的概率和时长都有正向影响，尽管不存在显著的统计意义。因此，政策显著降低了有 3—5 岁儿童女性每天在家务劳动上的投入。政策并未降低儿童父母对儿童照护的参与和时间投入强度，但对家庭儿童照护的性别分工，却存在降低母亲照护投入、增加父亲照护投入的倾向。

其次，由于 CHNS 数据中无法准确识别出 6 岁以下儿童与其照护人是否为祖孙关系，本文利用是否有祖辈同住作为被解释变量，分析政策对同住祖辈提供儿童照护的影响，如表 7 的(1)—(3)列所示。结果表明，政策虽然没有显著改变与祖辈的同住情况，但却与祖辈同住存在正向关系。基于数据中儿童在自己家以外的照护信息，继续分析了儿童被非同住祖辈照护的情况，结果如表 7 的(4)列所示。可以看出，政策也没有明显改变对非同住祖辈照护的选择。因此，政策并未明显改变对祖辈提供隔代照护的需求。

关于学前教育“三年行动”计划对家庭照护与社会照护之间选择的影响，从理论上讲，由于儿童成长过程很难完全离开原生家庭，就不可避免地需要家庭照护；但是社会发展又使得传统的“男主外，女主内”的社会规范被打破，女性参与社会经济活动地广度和深度得到空前发展，很多家庭活动也主动或被动地高度社会化，比如儿童照护任务。所以，在现代社会生活中，社会照护资源（幼儿园、托儿所等）与家庭照护资源（母亲照护和祖辈照护等）更多地呈现出互补共生特征。在评估政策对家庭的影响时，应该关注到这种互补关系的存在，以更好地理解政策机制。

虽然 2010 年后我国的学前教育资源供给有很大的改进，但“入园难”、“入园贵”问题依然突出，民众对“幼有所育”的美好生活需要亟待满足。通常来说，在学前教育资源严重短缺的现实下，学前教育资源对家庭照护资源的边际替代率应该更大；当学前教育资源供给得到较大改善时，会对家庭照护产生明显的释放效应。鉴于此，本文分析了学前教育“三年行动”计划对儿童选择幼儿园照护的影响，结果表明政策使儿童在幼儿园被照护的概率增加了 9%，如表 7 第(5)列所示。

表 7 对祖辈照护及幼儿园照护的影响

变量	(1) 女性祖辈同住	(2) 男性祖辈同住	(3) 祖辈同住	(4) 祖辈照护	(5) 幼儿园照护
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.046 (0.039)	0.044 (0.039)	0.025 (0.044)	0.023 (0.020)	0.091** (0.042)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.883 (0.752)	1.033 (0.976)	1.478 (0.977)	0.308 (0.320)	0.583 (0.795)
样本容量	943	921	942	1557	1561
<i>R</i> ²	0.116	0.070	0.147	0.024	0.058

注：(1)、(2)列的控制变量同表 2；(3)列进一步控制了“家里是否有需要照护的父母公婆”，以反映老年人的照护需求对同住行为的可能影响；(4)、(5)列是以 2—6 岁儿童为研究对象进行的回归，控制变量包括儿童的性别与年龄，儿童母亲的年龄、户口、婚姻、学历、健康和是否工作，家庭人均收入和家里是否有 2 岁及以下儿童，城镇职工平均工资和地区人均 GDP。

结合前面结论，可以认为政策在没有明显改变儿童对家庭照护需要的情况下，增加了对机构的照护需求，家庭照护资源与社会照护资源体现出一种明显的互补关系，这与已有结论^[29]类似。对于这一发现，一种可能的解释是，我国当前的学前教育制度目标是单一的教育——儿童发展，而非教育与女性就业双目标；在单一制目标引导下，学前教育体制的儿童照护功能被极大弱化，体现儿童照护服务功能的制度设计严重缺乏^[3]。面对入园时间很难与父母工作时间协调、儿童接送及课后看护等问题，家庭仍然需要有专人来完成。需要指出的是，利用 CHNS 时间分配信息进行的机制分析，也拓展了现有文献关于学前教育扩张影响女性就业的机制研究^[33]。

七、结论与政策启示

女性的工作—家庭冲突，是理解中国低生育率现象的关键^[36]。从政策包容性视角对公共政策进行评估，有助于分析公共政策对女性就业的影响，构建适应人口长期均衡发展目标的生育支持机制。本文将 2010 年的学前教育“三年行动”计划作为政策事件，从政策包容性视角评估学前教育公共政策对女性劳动供给、家务活动投入和儿童照护方式选择等生育问题的影响。基于 CHNS 调查数据和双重差分模型的估计结果表明：①学前教育“三年行动”计划对有 3—5 岁孩子女性的劳动供给具有显著的促进效应，会使处理组女性劳动参与概率增加约 25%，周平均工作时长增加约 8 小时。②异质性分析发现，政策对有多孩女性的就业促进效应更明显。③进一步分析发现，政策显著降低了女性的家务时间投入；在未降低儿童对家庭照护需求的情况下，增加了对幼儿园照护的需求。

基于本文的主要发现，结合学前教育“三年行动”计划普遍提高了适龄儿童入园率的统计事实，可以认为政策在达到提高学龄前儿童入园率目标的同时，也实现了支持女性就业的“意外收获”。但也应看到，政策未能显著缓解 3—5 岁儿童对父母照护的依赖，对女性家务劳动投入的减少也比较有限。本文还发现，“三年行动”计划未明显减轻 3—5 岁儿童对祖辈照护的依赖，鉴于我国儿童对祖辈隔代照护的高度依赖事实，可以认为当前的学前教育制度设计可能很难对即将推行的延迟退休政策形成支持。之所以未能缓解 3—5 岁儿童对家庭照护（母亲、祖辈照护）的依赖，可能是单一目标导向下的学前制度设计很难对家庭发展需要产生较好的支持效应。因此，需要从包容家庭生育需求视角来审视、调整当前的学前教育制度，以减轻 3—5 岁儿童对家庭照护的依赖，降低家庭养育负担，释放多孩生育政策潜力。

参考文献：

[1] 彭希哲，胡湛. 当代中国家庭变迁与家庭政策重构 [J]. 中国社会科学, 2015 (12): 113-132, 207.

[2] 徐晓新，张秀兰. 将家庭视角纳入公共政策——基于流动儿童义务教育政策演进的分析 [J]. 中国社会科学, 2016 (6): 151-169, 207.

[3] 曾晓东，刘莉. 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 [J]. 教育经济评论, 2018 (6): 62-72.

[4] 岳经纶，范昕. 中国儿童照顾政策体系：回顾、反思与重构 [J]. 中国社会科学, 2018 (9): 92-111, 206.

- [5] 贺丹. 关于将 2 至 3 岁婴幼儿纳入学前教育公共服务体系的建议 [J]. 人口与健康, 2020 (8): 6-7.
- [6] 房莉杰, 陈慧玲. 平衡工作与家庭: 家庭生育支持政策的国际比较 [J]. 人口学刊, 2021 (2): 86-97.
- [7] 何欢. 美国家庭政策的经验和启示 [J]. 清华大学学报 (哲学社会科学版), 2013 (1): 147-156, 161.
- [8] 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.
- [9] LI H. The effect of universal pre-kindergarten policy on female labor force participation: a synthetic control approach [J]. Southern Economic Journal, 2020, 87 (2): 440-482.
- [10] LEFEBVRE P, MERRIGAN P. Child-care policy and the labor supply of mothers with young children: a natural experiment from Canada [J]. Journal of Labor Economics, 2008, 26 (3): 519-548.
- [11] 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.
- [12] FITZPATRICK M D. Preschoolers enrolled and mothers at work? the effects of universal prekindergarten [J]. Journal of Labor Economics, 2010, 28 (1): 51-85.
- [13] MARTÍNEZ A C, PERTICARÁ M. Childcare effects on maternal employment: evidence from Chile [J]. Journal of Development Economics, 2017, 126: 127-137.
- [14] CARTA F, RIZZICA L. Early kindergarten, maternal labor supply and children's outcomes: evidence from Italy [J]. Journal of Public Economics, 2018, 158: 79-102.
- [15] FELFE C, LECHNER M, THIEMANN P. After-school care and parents' labor supply [J]. Labour Economics, 2016, 42: 64-75.
- [16] 祁静, 茅倬彦. 生命历程视角下的生育支持政策研究 [J]. 福建师范大学学报 (哲学社会科学版), 2020 (2): 112-121.
- [17] 张翠玲, 刘鸿雁, 王晓峰. 中国 1970 年以来二孩生育间隔变动及影响因素分析 [J]. 人口研究, 2016 (1): 69-86.
- [18] WANG Q, LIN M. Work-family policy and female entrepreneurship: evidence from China's subsidized child care program [J]. China Economic Review, 2019, 54: 256-270.
- [19] LIN M, WANG Q. Center-based childcare expansion and grandparents' employment and well-being [J]. Social Science & Medicine, 2019, 240: 1-8.
- [20] 霍利婷, 崔占峰. 学前教育扩张与家庭教育投资的阶层差异演变——儿童及家庭平等化的双重视角 [J]. 山西财经大学学报, 2021 (2): 29-42.
- [21] BECKER G S. An economic analysis of fertility [M]. New York: Columbia University Press, 1960: 209-240.
- [22] APPS P, REES R. Fertility, taxation and family policy [J]. Scandinavian Journal of Economics, 2004, 106 (4): 745-763.
- [23] HAECK C, LEFEBVRE P, MERRIGAN P. Canadian evidence on ten years of universal preschool policies: the good and the bad [J]. Labour Economics, 2015, 36: 137-157.
- [24] GELBACH J B. Public schooling for young children and maternal labor supply [J]. American Economic Review, 2002, 92 (1): 307-322.
- [25] BERLINSKI S, GALIANI S. The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment [J]. Labour Economics, 2007, 14 (3): 665-680.
- [26] 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.
- [27] HAVNES T, MOGSTAD M. Money for nothing? universal child care and maternal employment [J]. Journal of Public Economics, 2011, 95 (11-12): 1455-1465.
- [28] GOUX D, MAURIN E. Public school availability for two-year olds and mothers' labour supply [J]. Labour Economics,

2010, 17 (6): 951-962.

[29] NOLLENBERGER N, RODRÍGUEZ-PLANAS N. Full-time universal childcare in a context of low maternal employment: quasi-experimental evidence from Spain [J]. Labour Economics, 2015, 36: 124-136.

[30] 李雅楠. 中国城市劳动供给弹性估计 [J]. 经济学动态, 2016 (11): 68-78.

[31] 周晓红, 周婉莹. “学前三年行动计划”实施以来学前教育财政投入的成效、问题与对策 [J]. 教育经济评论, 2019 (1): 38-50.

[32] 洪秀敏, 马群. 学前教育三年行动计划实施效果调查——基于内部利益相关者评价的视角 [J]. 教育学报, 2015 (1): 115-126.

[33] 詹鹏, 毛逸波, 李实. 城镇女性劳动供给长期趋势研究: 来自教育扩张和生育行为的解释 [J]. 中国工业经济, 2021 (8): 56-74.

[34] 曹春方, 张超. 产权权利束分割与国企创新——基于中央企业分红权激励改革的证据 [J]. 管理世界, 2020 (9): 155-168.

[35] 严成樑. 延迟退休、隔代教养与人口出生率 [J]. 世界经济, 2018 (6): 152-172.

[36] 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, 207-208.

Analysis of Promoting Effect of Preschool Education Expansion on Female Employment: Also on the Fertility Inclusiveness of Preschool Education Policy

PENG Zhengcheng¹, ZOU Hong², XIONG Qianqian²

(1. School of Business, Chengdu University of Technology, Chengdu 610059, China;
2. School of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: The key to the construction of a fertility support policy system is to alleviate women’s “work-family” conflict, while public services for preschool education are an important policy tool to reduce the opportunity cost of women’s fertility. Based on the “Three-Year Action” plan for preschool education implemented in 2010, using CHNS data from 2006 to 2015 and difference-in-differences model, the impact of the “Three-Year Action” plan on the labor supply of mothers of children aged 3 to 5 years from the perspective of policy inclusiveness and possible mechanism have been evaluated, which can explore the policy connotation of preschool education system to support family fertility in the current social context. The study found that the “Three-Year Action” plan for preschool education has increased the labor participation of women with children aged 3 to 5 in urban areas by about 25% and the average working time per week has increased by about 8 hours. Heterogeneity analysis shows that the employment promotion effect of the “Three-Year Action” plan is more pronounced for women with multiple children. In terms of the impact mechanism, the policy has significantly reduced the time input of women’s housework and increased the choice of kindergarten care for children, but has not significantly reduced the need for care of parents and grandparents. This shows that although the policy has promoted

female employment, the support for families' needs for child care is weak. The possible reason is that, on the one hand, the increase of public service resources for preschool education has loosened the time constraints of women. On the other hand, families still need to invest a lot of time in kindergarten when it is difficult to coordinate with parents' working hours, children's pick-up and after-school care and other issues. At present, the goal of China's preschool education system is "children's development", while the goal of "supporting women's employment" has been neglected. Under the guidance of single target system, the system design of children's care is seriously lacking. In the future, under the environment of multi-child birth policy, it is necessary to review the current public service system of preschool education from the inclusive perspective of public policies or systems on family birth, so as to better meet the needs of family child care, support female development, and build a friendly birth support system.

Keywords: female employment; the "Three-Year Action" plan for preschool education; policy inclusion; fertility support

[责任编辑 武 玉]