

## 子女入园对流动女性的就业促进作用

——基于公共服务的视角

石智雷 邵 玺\*

**内容提要** 在人口红利快速缩减和劳动参与率不断走低的背景下，如何提高女性劳动参与水平是当前经济发展的重点。本文基于 2016 年全国流动人口动态监测调查数据，利用幼儿园入学年龄制度产生的准自然实验，使用模糊断点回归设计考察了子女入园对流动女性就业的影响。研究发现，子女入园提升了流动女性的就业率，增加了流动女性的周工作时间，但对工作时间的影响仅在一孩样本中显著。异质性分析表明，托幼服务作为一种准基本公共服务，其就业促进作用主要体现在社会经济地位相对较低的流动女性群体之中。进一步分析发现，户籍制度阻碍了子女入园就业促进作用的发挥，流入地户籍制度限制越严格，子女入园对流动女性的就业促进作用越小。

**关键词** 子女入园 流动女性就业 户籍制度

### 一 引言

近年来，中国劳动力供求格局发生了转折性变化，劳动力供给不足对经济增长的负面影响日益明显。从短期来看，由于劳动年龄人口数量减少和劳动参与率下滑，劳动力成本快速上升，对当前经济发展造成严重阻碍；从长期来看，整体生育水平的持续走低进一步加剧了未来劳动年龄人口的短缺，经济长期可持续发展面临巨大压力。

\* 石智雷，中南财经政法大学人口与健康研究中心，电子邮箱：shizhilei2004@126.com；邵玺，中南财经政法大学人口与健康研究中心，电子邮箱：shaoxi1994@icloud.com。本文得到国家自然科学基金重大项目“流动人口二代成年后面临的问题研究”（22&ZD196）的资助。

面对以上挑战，在劳动年龄人口仍将继续减少的情况下，提高劳动参与率成为维持经济高质量发展的重要策略（蔡昉，2022）。根据历次人口普查数据，中国25~49岁黄金劳动年龄女性的劳动参与率由1990年的91%降至2020年的70%，相比之下，25~49岁男性劳动参与率则一直维持在90%以上。在此背景下，如何提高女性劳动参与率成为政府和学界关注的焦点。

国际经验表明，帮助女性平衡工作和家庭冲突的双薪型家庭支持政策对于推动女性劳动参与具有积极作用（蒙克，2017）。近年来，中国政府也关注到家庭功能的弱化以及工作—家庭冲突对女性劳动参与的负面影响，正在推动家庭支持政策快速重构。其中，以公共托幼服务为代表的家庭支持政策受到前所未有的重视<sup>①</sup>，党的十九大、二十大报告明确提出要在幼有所育上不断取得新进展，建立生育支持政策体系，财政部2022年下达学前教育发展资金230亿元，增幅居中央对地方各项教育转移支付之首。作为家庭支持政策体系建设的重要探索，公共托幼服务能否提高女性劳动参与水平？对不同类型女性的影响是否有所差异？如何进一步优化相关就业政策？回答以上问题对于激活劳动力存量、延长人口红利和推动经济高质量发展，具有重要现实意义。

本文聚焦于公共托幼服务与流动女性就业的关系，主要基于三点考虑：第一，流动女性规模大。七普数据显示，截至2020年底中国流动女性规模达1.77亿，占全国女性总人口的26%，是劳动力市场重要供给主体，提升该群体劳动参与水平是进一步挖掘劳动供给潜力的重点。第二，流动女性对政策效果敏感。与户籍人口相比，流动人口以中低收入群体为主，在流入地的社会资源较为匮乏，流动女性难以获得来自社会和家庭的养育支持，其劳动参与行为对公共托幼服务更为敏感，政策效果更能显现。第三，对流动女性的考察能够更好地反映公共服务供给状况对女性就业的影响。户籍制度是导致不同群体公共服务获取差异的重要原因，以流动女性为研究对象能够将户籍制度纳入公共托幼服务和女性就业的研究之中，为未来公共政策的优化提供启示。

基于以上讨论，本文使用2016年全国流动人口动态监测调查数据，以有0~6岁幼儿随迁的流动女性为研究对象，采用模糊断点回归方法（FRD）考察了子女入园对流动女性就业的因果性影响。本文的研究贡献主要体现在以下几点：第一是内生性处理。中国幼儿园入学年龄制度规定，幼儿园小班仅招收当年8月31日及以前年满3周岁的幼儿，这使得原本应随年龄平滑变化的入园率在政策规定年龄前后出现断点。本文基于幼儿园入学年龄制度这一准自然实验，利用模糊断点回归方法估计子女入园对女性

<sup>①</sup> 本文的公共托幼服务是指为3~6岁幼儿提供的幼儿园学前教育服务。

就业的因果性影响，避免了可能存在的内生性问题，保证了研究结论的可靠性。第二是异质性分析。本文从公共服务视角探讨了子女入园对不同类型流动女性就业的差异化影响，发现社会经济地位相对较低的群体对公共托幼服务更为敏感，为认识公共托幼服务的政策效果提供了新的视角。第三是政策含义。本文在主要结果的基础上进一步考察了户籍制度与家庭支持政策的相互作用关系，为政府如何进一步优化公共托幼服务供给，推动女性就业起到了一定的启示作用。

本文的结构安排如下：第二部分梳理了相关文献；第三部分是模型设计与数据介绍；第四部分报告了基准回归、稳健性检验的结果；第五部分考察了子女入园对不同类型流动女性就业的异质性影响；第六部分分析了户籍制度对托幼服务就业促进效应的影响情况；第七部分是结论。

## 二 文献综述

过去几十年，西方工业化国家女性劳动参与率的上升和家庭支持政策的扩张 (Goldin, 2006)，引发学者们对家庭支持政策与女性劳动供给的关系进行系统性研究。其中，公共托幼服务作为家庭支持政策的主要手段，不仅有助于缓解家庭照料压力，提高家庭生育水平，对提高人力资本水平、维持经济增长也有积极作用，它对女性劳动参与的影响受到各国研究者的广泛关注。该领域的开创性研究来自 Heckman (1974)，他将女性的劳动决策与正式和非正式照料的质量和成本纳入统一的分析框架，推动相关经验研究取得突破性进展。沿着该路径，既有的经验研究从方法上可分为两类。

一类基于地区层面公共托幼服务和女性就业水平的差异，通过构建截面回归模型考察女性就业水平与公共托幼服务价格和供给之间的相关性，大多数研究观察到女性就业水平与托幼服务价格存在负向关系，与托幼服务的供给呈正向关系 (Blau & Currie, 2006)。这类相关性研究无法将托幼服务的影响从宏观社会经济环境变化中分离出来，存在明显的内生性和样本自选择问题 (Gathmann & Sass, 2018)。还有一类文献利用政策或改革产生的准自然实验进行经验研究。Bauernschuster & Schlotter (2015) 利用德国幼儿园入学年龄政策，将幼儿的入园资格作为模型的工具变量来克服可能存在的内生性问题，发现托幼服务供给每增加 10%，女性就业率上升 3.5%。Carta & Rizzica (2017) 针对意大利一项幼儿园补贴政策，基于子女出生日期和补贴年龄资格信息构建了断点回归模型 (RDD)，发现托幼服务补贴降低了女性保留工资，增加了她

们找到工作的可能性，进而促进了女性就业。此外，还有学者根据一个国家内部地区间公共托幼政策变动上的差异，使用双重差分方法研究了子女入园对女性就业的影响（Hardoy & Schøne, 2015）。

随着研究方法的精细化，西方学界在该领域的研究已取得丰富的成果，但共识远未达成。从研究国别来看，来自德国、法国、意大利等国家的证据指出，子女入园对女性就业有显著促进作用（Gathmann & Sass, 2018），但来自美国以及瑞典和挪威的研究发现，子女入园对女性就业没有显著影响（Fitzpatrick, 2010）。Ferragina（2020）认为美国公共托幼服务的可用性较低，而瑞典、挪威等国托幼服务供给水平高，且女性就业更为活跃，导致子女入园对就业的影响不显著。

另一个存在争议的领域是子女入园究竟推动了哪类群体的就业水平。Tavora（2012）发现，公共托幼服务覆盖范围的扩大更利于低收入和低受教育水平女性参与劳动力市场。de Henau et al.（2010）的研究表明，托幼服务有助于平衡女性的工作—家庭冲突，对高受教育水平女性就业有更大的促进效果。其他研究则认为，托幼服务费用的降低仅增加了已就业女性的工作时间，对未就业女性的劳动参与并无显著影响（Andrén, 2003）。此外，还有学者指出，过于慷慨的托幼补贴最终可能表现为对幼儿非正式照料行为的挤出，而不是提升女性的就业水平（Havnes & Mogstad, 2011）。与此同时，公共托幼服务政策的具体效果还会受到教育、收入、婚姻状况、种族等个人社会经济特征的调节，进而造成不平等现象（Ferragina, 2019）。

相比国外而言，国内学者对托幼服务与女性就业关系的研究尚处于起步阶段。熊瑞祥和李辉文（2017）根据居住地是否有幼儿园将样本女性分为两组，发现居住地有幼儿园使女性照料子女的压力降低，有利于女性的非农就业。詹鹏等（2021）构建是否有幼儿与是否入园虚拟变量的交互项，以及是否有幼儿与地区幼儿园覆盖水平的交互项进行研究，发现子女入园有缓解女性劳动参与率下降的作用。正如前文提到的，这类文献的缺点在于，难以将托幼服务的影响从其他因素中剥离，存在内生性和自选择问题。彭争呈等（2022）基于城乡地区幼儿园覆盖水平的差异，将城市地区女性作为处理组，农村地区女性作为对照组，构建双重差分模型考察了学前教育“三年行动”的政策效果，发现该政策对女性劳动供给产生了促进作用。该文很大程度上克服了内生性问题，但城乡女性就业的系统性差异使得研究结论缺乏稳健性。

此外，也有少数学者直接考察了托幼服务对流动女性就业的影响。喻开志等（2022）通过对比子女是否获得机构照料，比较子女随迁对流动女性劳动供给的影响，发现机构照料能够减轻子女随迁对流动女性劳动供给的负面影响。李勇辉等（2020）

使用地级市人均幼儿园数作为托幼服务的工具变量进行经验研究，发现托幼服务对流动女性的劳动参与率和月工资都有显著促进作用。

已有的研究和讨论大大加深了我们对托幼服务和流动女性就业问题的认识，但仍存在以下三个方面的不足。首先，国内文献大多围绕托幼服务能否促进女性就业进行讨论，未就托幼服务具有的公共服务属性，以及其他制度因素对托幼服务效果的影响进行更加深入的研究，在制度改革和政策实施方面缺乏更为细致的讨论。其次，既有针对流动女性的研究，大多将流动女性作为一般化的研究对象，未考虑该群体的内部差异性以及公共服务的可获得性，这些因素可能导致托幼服务产生差异化的影响效果。最后，国内已有文献较少从特殊的制度安排来研究子女入园对女性就业的影响，导致计量回归缺乏严格的外生性，所得结果难免存在估计偏误。

本研究正是对以上几个方面的有益补充。本文利用幼儿园入学年龄制度产生的准自然实验，考察了公共托幼服务对流动女性就业率和工作时间的影响，并围绕公共托幼服务的属性以及户籍制度对公共服务效果的影响进行了更加深入的讨论，为科学评估公共托幼服务效果以及完善家庭支持政策提供了更加扎实的经验证据。

### 三 模型与数据

#### (一) 模型设计

为检验子女入园对流动女性就业的影响，我们利用幼儿园入学年龄制度的特点，采用断点回归方法进行检验。该识别策略的基本思想是基于政策规则上的非连续特征，即当某个可观测的特征变量（驱动变量）大于或等于某个阈值时，个体就会受到处理。当个体不能完全操纵驱动变量时，便可将因变量的非连续变动视为由处理状态所引起的（张川川、陈斌开，2014）。根据教育部《幼儿园工作规程》，幼儿必须在9月1日前年满3周岁才可以入园，否则便要等到第二年9月入园。当我们用开学时间减去幼儿年龄得到标准化年龄后，幼儿入园概率便会在幼儿标准化年龄满3周岁前后发生非连续变动，因而可以使用断点回归方法。

断点回归方法可分为精确断点回归和模糊断点回归。在现实中，并非所有父母均按照幼儿园入学年龄规定送子女入园。一方面，当子女年龄不满足入园要求时，父母可能寻找未严格执行入园政策的幼儿园，以各种方式让子女提前入园；另一方面，即便子女年龄满足了入园要求，父母也可能因幼儿园费用过高或其他考虑而未让子女入园。幼儿园入学年龄制度仅仅使入园概率在幼儿标准化年龄满3周岁处发生一个外生

跳跃，但并不是完全从 0 到 1 的改变。因此，我们通过问卷中“孩子托育情况”问题识别流动女性子女的真实入园状况，进而采用模糊断点回归方法进行实证分析。

对于具体的模型设定方法，首先需要在临界点两侧（即子女出生时间在 2012 年 8 月前后）创造局部随机的实验组和对照组，然后对实验组和对照组分别求均值，两者之差便是处理效应  $\beta$  的一致估计。对于处理效应的计算方法，首先考察经典的断点回归模型：

$$Y_i = \beta D_i + \varphi W_i + \mu_i \quad (1)$$

$$Pr(D_i = 1 | c_i) = \begin{cases} g_1(c_i) & \text{if } c_i \geq c_0 \\ g_0(c_i) & \text{if } c_i < c_0 \end{cases}, g_1(c_i) \neq g_0(c_i) \quad (2)$$

式 (1) 中， $Y_i$  是流动女性的劳动参与状况，分别为女性是否就业和已就业女性的周工作时间； $D_i$  是处理变量，当子女入园时取 1，子女未入园取 0； $W_i$  是前定变量，即政策影响前后不会发生变化的变量； $c_i$  是驱动变量，本文用 2012 年 8 月减去子女出生年月得到的标准化月龄赋值<sup>①</sup>，我们将子女标准化月龄为 0 设置为断点 ( $c_0$ )。对式 (1) 在断点  $c_0$  左右取极限并相减可得：

$$\begin{aligned} & \lim_{c \downarrow c_0} E(Y_i | c_i = c) - \lim_{c \uparrow c_0} E(Y_i | c_i = c) \\ &= \beta \left[ \lim_{c \downarrow c_0} E(D_i | c_i = c) - \lim_{c \uparrow c_0} E(D_i | c_i = c) \right] \\ &+ \lim_{c \downarrow c_0} \sum_{w,u} (w_i \varphi + u_i) \cdot Pr(W_i = w_i, U_i = u_i | c_i = c) \\ &- \lim_{c \uparrow c_0} \sum_{w,u} (w_i \varphi + u_i) \cdot Pr(W_i = w_i, U_i = u_i | c_i = c) \end{aligned} \quad (3)$$

可以看出，只要  $Pr(W_i = w_i, U_i = u_i | c_i = c)$  在  $c_0$  处连续， $\beta$  的一致估计就是：

$$\beta = \frac{\lim_{c \uparrow c_0} E(Y_i | c_i = c) - \lim_{c \downarrow c_0} E(Y_i | c_i = c)}{\lim_{c \uparrow c_0} E(D_i | c_i = c) - \lim_{c \downarrow c_0} E(D_i | c_i = c)} = \hat{\beta}_{RD} \quad (4)$$

$\hat{\beta}_{RD}$  表示结果变量受政策影响前后的期望值之差与处理变量受政策影响前后期望值之差的比值，分子是流动女性劳动参与的期望值在断点处的变化，分母是流动女性子女是否入园的期望值在断点处的变化。我们选用的是断点  $c_0$  附近的样本，这在一定程度上可以看作一个局部实验。对于估计  $\hat{\beta}_{RD}$ ，需要对其分子分母上的期望值进行估计，我们使用非参数方法进行估计 (Hahn et al., 2001)。其中分子  $\alpha_1$  的一致估计可通过极

① 由于本文使用的 2016 年全国流动人口动态监测数据的调查时间是 2016 年 4 月，样本中幼儿最晚入园时间是 2015 年 9 月，那么幼儿必须出生于 2012 年 8 月及以前才能按政策规定入园。

小化问题得到：

$$\min_{\alpha_1, \gamma_1, \tau_1, \delta_1} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{c_i - c_0}{h_1}\right) [Y_i - \delta_1 - \gamma_1(c_i - c_0) - \alpha_1 E_i - \tau_1 E_i(c_i - c_0)]^2 \quad (5)$$

$E_i$  是一个虚拟变量，当  $c_i \geq c_0$  时取 1，否则取 0。在本文中，当子女出生于 2012 年 8 月及以前取 1，反之取 0。 $h_1$  是带宽， $K(\cdot)$  是核密度函数。同样地，分母的一致估计也由极小化问题得到：

$$\min_{\alpha_2, \gamma_2, \tau_2, \delta_2} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{c_i - c_0}{h_2}\right) [Y_i - \delta_2 - \gamma_2(c_i - c_0) - \alpha_2 E_i - \tau_2 E_i(c_i - c_0)]^2 \quad (6)$$

当分子分母均被估计出来后， $\hat{\beta}_{RD}$  的一致估计即为  $\hat{\beta}_{RD} = \hat{\alpha}_1 / \hat{\alpha}_2 = \alpha_1 / \alpha_2 = \beta$ 。在使用非参数回归进行估计时，带宽和核密度函数的选择是非常重要的问题。参考 Lee & Lemieux (2010) 和 Clark & Royer (2013) 的研究，我们使用交叉验证法 (CV) 计算最优带宽，选择三角内核进行估计。此外，我们还使用矩形核、二次核来检验不同核函数的选取是否会影响非参数估计结果。

## (二) 数据来源

本文所使用的核心数据来自 2016 年全国流动人口动态监测调查 (CMDS) 数据。调查采用分层、多阶段的按概率比例抽样方法，样本覆盖全国。调查对象是在流入地居住一个月以上，非本区 (县、市) 户口且 2016 年 5 月年龄在 15 周岁及以上的流入人口。调查内容包括个人和家庭成员的基本状况、就业与收支状况以及住房和流动状况等。

对于本文的研究，2016 年 CMDS 数据的优势在于能够全面展现流动人口的结构特征，并且具有全国代表性和权威性。此外，该数据涵盖了流动女性子女的出生年月、现驻地以及 0~6 岁子女的入园情况，这使我们能够识别孩子年龄是否满足入园年龄要求，并结合真实入园情况采取模糊断点回归的估计方法。流入地特征数据来自 2017 年《中国城市统计年鉴》。

## (三) 变量选取与描述性统计

根据本文研究目的，我们选取年龄在 45 岁以下，且子女随迁的流动女性样本。该样本群体劳动能力和精力旺盛，能够很好地考察子女入园对女性就业的影响。此外，为进行断点回归估计，调查样本仅包含入园年龄限制前后共 72 个月内出生的样本，即最小子女出生于 2009 年 9 月至 2015 年 8 月的流动女性样本。去掉该年龄段中子女已上小学的样本后，最终保留样本 16903 个，其中本地有一个孩子、两个孩子和三个孩子的家庭各有 10956 户、5519 户和 428 户。

本文所选取的变量包括三类。一是被解释变量，本文分别选取女性是否就业和周工作时间两个变量，用于反映流动女性就业情况，前者为虚拟变量，后者为连续变量，为避免异常值影响，剔除了周工作时间最低和最高 1% 的样本；二是驱动变量，本文选取的驱动变量是样本女性最小子女的标准化月龄；三是前定变量，本文选取的前定变量有 10 个，个体特征变量有受访者的年龄、受教育年限、户口类型和流动范围，流入地特征变量有流入地类型、人均国内生产总值（GDP）、在岗职工平均工资、城镇登记失业率、人均社会消费品零售总额和每万人医生数。

表 1 为描述性统计。结果显示，流动女性平均就业率为 63.4%，其中已就业女性的平均周工作时间为 54.305 小时。从子女年龄来看，我们截取了子女出生于 2009 年 9 月至 2015 年 8 月间的样本女性家庭，在进行标准化处理后，取值在 -36 至 -1 意味着子女出生在 2012 年 9 月到 2015 年 8 月之间，不满足 2015 年 9 月之前满 3 岁的入学年龄规定。取值在 0 至 35 意味着子女出生在 2009 年 9 月到 2012 年 8 月之间，满足 2015 年 9 月入学的年龄规定。受访者个体特征和流入地特征变量的描述性统计具体见表 1。

表 1 核心变量的描述性分析

变量及描述	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
是否工作： 1 = 受访前一个月参与有薪酬的工作； 0 = 受访前一个月未参与有薪酬的工作	16903	0.634	0.482	0	1
工作时间： 连续变量	10383	54.305	16.077	9	97
子女年龄（标准化）： 2012 年 8 月 - 孩子出生年月	16903	-3.702	20.807	-36	35
年龄： 连续变量	16903	30.124	4.823	18	44
受教育年限： 连续变量	16903	10.549	2.851	0	19
户口性质： 1 = 非农户口；0 = 农业户口	16903	0.143	0.35	0	1
流动范围： 1 = 跨省流动；0 = 省内流动	16903	0.436	0.496	0	1
城乡： 1 = 居住在城市；0 = 居住在农村	16903	0.741	0.438	0	1
流入地人均 GDP（对数形式）： 连续变量	15556	11.223	0.477	9.384	12.281
流入地在岗职工平均工资（对数形式）： 连续变量	15556	11.155	0.229	10.565	11.718



续表

变量及描述	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
流入地城镇登记失业率： 连续变量	15513	0.022	0.017	0.003	0.136
流入地人均社会消费品零售总额（对数形式）： 连续变量	15552	10.485	0.710	8.148	11.872
流入地每万人医生数（对数形式）： 连续变量	15556	3.484	0.447	2.169	4.419

资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据和 2017 年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

为初步观察子女入园断点（即出生日期是否早于 2012 年 9 月）是否影响女性就业及其他变量，表 2 报告了各类变量均值在断点前后的变化情况。断点左侧（对照组）和断点右侧（实验组）样本的受教育年限、户口性质、流动范围、流入地城乡类型、流入地人均 GDP、在岗职工平均工资、城镇登记失业率、人均社会消费品零售总额、每万人医生数等变量没有明显区别。但随着入园率的跃升，断点右侧样本的就业率和周工作时间都有明显增加。全样本中实验组就业率高达 73.5%，对照组就业率仅为 55.9%，这意味着子女入园可能对流动女性产生较大的就业促进效应。但这一结论还需要后文更加严格的实证检验。

表 2 核心变量均值在断点前后的变化情况

子女出生时间	全样本（72 个月）				子样本（24 个月）			
	2009.9 - 2012.8		2012.9 - 2015.8		2011.9 - 2012.8		2012.9 - 2013.8	
	样本量	平均值	样本量	平均值	样本量	平均值	样本量	平均值
就业率	7269	0.735	9634	0.559	2658	0.701	2856	0.636
周工作时间	5168	54.636	5215	53.976	1796	55.060	1767	54.094
标准化月龄	7269	16.974	9634	-19.302	2658	5.295	2856	-6.208
年龄	7269	31.636	9634	28.984	2658	30.767	2856	29.828
受教育年限	7269	10.183	9634	10.825	2658	10.378	2856	10.575
非农户口	7269	0.134	9634	0.150	2658	0.137	2856	0.144
跨省流动	7269	0.427	9634	0.442	2658	0.417	2856	0.435
居住在城市	7269	0.740	9634	0.742	2658	0.741	2856	0.732
流入地人均 GDP（对数形式）	6729	11.209	8827	11.233	2446	11.209	2614	11.207
流入地在岗职工平均工资（对数形式）	6729	11.149	8827	11.160	2446	11.143	2614	11.147
流入地城镇登记失业率	6702	0.022	8811	0.022	2437	0.023	2610	0.023
流入地人均社会消费品零售总额（对数形式）	6726	10.459	8826	10.506	2445	10.452	2614	10.467
流入地每万人医生数（对数形式）	6729	3.465	8827	3.498	2446	3.453	2614	3.469

资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据和 2017 年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

## 四 实证结果与分析

### (一) 基准结果

本部分首先通过图形展示驱动变量与流动女性就业率和周工作时间在断点两侧的非线性关系。图1显示，在断点前后，流动女性的就业率和周工作时间发生了较大的变动，就业率和周工作时间均向上发生了“跳跃”，这提供了公共托幼服务提升女性就业率和周工作时间的初步证据。

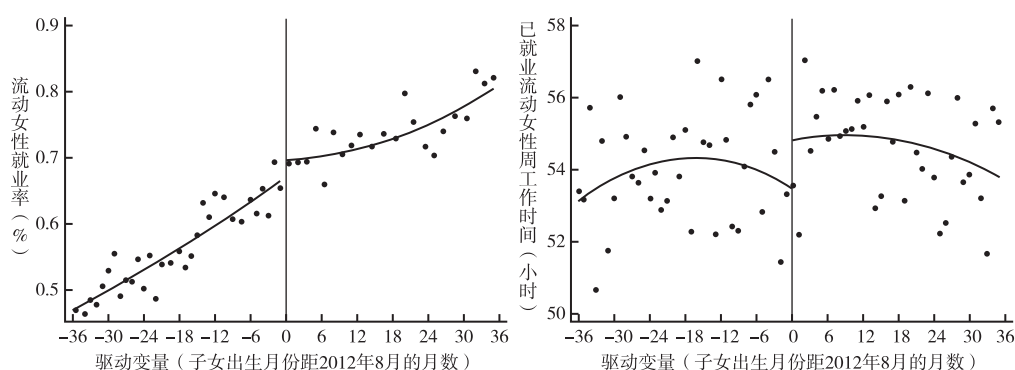


图1 流动女性就业率和已就业流动女性周工作时间在断点前后变化情况

资料来源：根据2016年CMDS数据计算得到。

表3估计了子女入园对流动女性就业率的模糊断点回归结果，其中第1~2列是采用三角内核进行非参数估计得到的局部平均处理效应（LATE）估计结果。从最优带宽设定的估计结果来看，子女入园使流动女性就业率提升了19.3%，结果在5%水平上显著。将带宽设定为0.75倍最优带宽后，子女入园对流动女性就业率仍有显著促进作用。第3~4列分别将核函数调整为矩形核和二次核，最优带宽设定下的估计结果与第1列结果相似，证明了结果的稳健性。

表4估计了子女入园对已就业流动女性周工作时间的模糊断点回归结果，第1列是基于全样本的估计结果，结果显示子女入园对已就业流动女性的周工作时间无显著影响。第2~4列将样本限定在本地只有1个子女的家庭，第2列是采用三角内核在最优带宽下的估计结果，结果显示，子女入园使已就业流动女性的周工作时间增加了11.401小时，结果在10%水平上显著。第3列和第4列将核函数调整为矩形核和二次

表 3 子女入园对流动女性就业率影响的 FRD 估计结果

	全样本	全样本	全样本	全样本
LATE	0.193 ** (0.079)	0.392 * (0.234)	0.191 ** (0.078)	0.157 ** (0.075)
内核选择	三角内核	三角内核	矩形核	二次核
带宽类型	最优带宽 (35)	0.75 倍最优带宽	最优带宽 (26)	最优带宽 (35)
带宽内样本量	14850	10911	11469	14850

注：括号内为标准误；最优带宽估计方法为 CV；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。  
资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据计算得到。

核，结果仍表明子女入园将显著提升已就业流动女性的周工作时间。子女入园对流动女性工作时间的促进作用仅表现在本地一个孩子的家庭，可能的原因是，多孩家庭女性面临更大的家庭事务和子女照料压力，劳动力市场工作和家庭劳务之外的闲暇时间更少，对于子女入园所放松的时间约束，已就业女性更倾向于将多出的时间用于个人闲暇，而非增加工作时间。根据表 4 的回归结果，下文对于已就业女性周工作时间的研究将限定在本地只有一个孩子的样本中。

表 4 子女入园对已就业流动女性周工作时间影响的 FRD 估计结果

	全样本	本地 1 个子女样本	本地 1 个子女样本	本地 1 个子女样本
LATE	9.445 (6.792)	11.401 * (5.967)	8.281 * (4.439)	8.762 ** (4.449)
内核选择	三角内核	三角内核	矩形核	二次核
带宽类型	最优带宽 (30)	最优带宽 (35)	最优带宽 (28)	最优带宽 (35)
带宽内样本量	7932	10911	5075	5952

注：括号内为标准误；最优带宽估计方法为 CV；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。  
资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据计算得到。

## (二) 稳健性检验

为进一步验证基准结果的稳健性，本部分进行一系列稳健性检验。具体来说，采用的稳健性检验方法包括驱动变量连续性检验、前定变量连续性检验、引入前定变量、甜甜圈检验以及安慰剂检验。

### 1. 驱动变量连续性检验

为确保断点回归结果的有效性，我们首先需要对个体是否能够精确操控驱动变量进行检验。就孩子出生时间而言，部分家庭可能出于传统文化的考虑而在某些年份（如龙

年)扎堆生育,或在某些年份(如羊年)选择不生育(翟振武等,2022),但一般不会刻意选择孩子的出生月份。从数据上看,9月前和9月后出生的孩子数量大致相等<sup>①</sup>。之后,我们使用 McCrary (2008) 提供的方法绘制了驱动变量的密度分布图进行了检验。从图 2 中可以看出,驱动变量的密度函数曲线在断点附近并未发生明显跳跃,断点两侧拟合曲线 95% 的置信区间也基本重合。进一步地,检验给出的估计系数为  $-0.009$ , 统计量在 5% 水平上显著,即驱动变量的密度函数在断点处未发生跳跃。这些结果说明,本文使用的样本中,子女年龄的分布是平滑和连续的,个体并未对驱动变量进行精确操控。

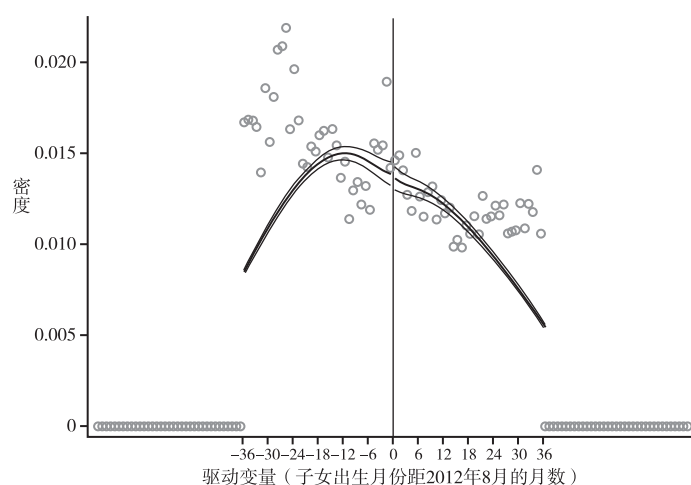


图 2 子女出生时间的核密度图

注:根据 McCrary (2008) 建议的 DCdensity 程序绘制,断点前后两条拟合曲线的置信区间为 95%。

资料来源:根据 2016 年 CMDS 数据计算得到。

## 2. 前定变量连续性检验

前定变量在断点附近的连续性是使用断点回归进行因果识别检验的前提条件之一,若前定变量在断点前后发生明显跳跃,则流动女性就业率和就业时间的变化无法完全视为由孩子入园导致。我们在表 5 中将被解释变量调整为前定变量,进行了连续性检验。结果显示,孩子出生月份对选取的前定变量无显著影响,前定变量满足连续性假设。

<sup>①</sup> 样本中生于 9 月前 6 个月(即 3~8 月出生)的孩子占比为 48.65%,生于 9 月后 6 个月(即 9 月至第二年 2 月)的孩子数占比为 51.35%。

表 5 前定变量的连续性检验

	年龄	受教育年限	跨省流动	非农户口	城市地区
LATE	1.188 (0.988)	0.629 (0.937)	-0.072 (0.083)	0.060 (0.058)	0.069 (0.074)
最优带宽	24	28	35	35	35
样本量	10453	11989	14850	14850	14850
	人均 GDP	在岗职工 平均工资	城镇登记 失业率	人均社会 消费品零售额	每万人 医生数
LATE	0.024 (0.285)	-0.006 (0.047)	-0.055 (0.055)	-0.068 (0.132)	-0.021 (0.112)
最优带宽	24	31	21	33	30
样本量	9596	12647	7892	13315	11886

注：括号内为标准误；最优带宽估计方法为 CV；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。  
资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据和 2017 年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

### 3. 引入前定变量

断点回归估计作为一种局部随机试验，是否包含前定变量不应影响估计结果的一致性，但相关文献一般将包含前定变量的回归模型作为稳健性检验的一部分（陈林等，2019）。基于前文对前定变量连续性的讨论，我们在表 6 中展示了包含前定变量的断点回归结果，其中第 1、3 列加入了个体特征前定变量，第 2、4 列进一步加入了流入地特征前定变量。结果显示，在最优带宽的回归估计下，控制个体特征变量后，子女入园使流动女性就业率增加 18.9%，使已就业流动女性周工作时间增加 13.016 小时，二者均在 5% 水平上显著；同时加入个体特征和流入地特征变量后，子女入园使流动女性就业率增加 19.1%，使已就业流动女性周工作时间增加 15.65 小时，系数分别在 5% 和 1% 水平上显著。相关结果与基准回归结果基本一致，这说明基准回归结果是稳健的。

表 6 加入前定变量的 FRD 估计结果

	就业率		周工作时间	
LATE	0.189 ** (0.078)	0.191 ** (0.076)	13.016 ** (5.873)	15.650 *** (5.470)
个体特征	控制	控制	控制	控制
流入地特征	未控制	控制	未控制	控制
最优带宽	35	35	35	35
带宽内样本量	14850	13636	5952	5927

注：括号内为标准误；最优带宽估计方法为 CV；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。  
资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据和 2017 年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

#### 4. “甜甜圈”检验

在前文的断点有效性检验部分，我们已经从经验和实证角度证明了驱动变量（即孩子出生月份）不存在明显的人为操纵问题。但考虑到流动人口的特殊性，我们无法完全排除该问题。流动人口家庭中夫妻一人外出务工，一人在家留守的情况较为普遍，而外出务工人员长时间返乡居留的时间一般在元旦到春节前后，即每年的1~2月。这意味着夫妻更可能在这个时间段进行生育行为，使孩子更可能出生在9~10月份。若驱动变量存在人为操纵问题，将使前述回归结果缺乏稳健性。

基于以上考虑，我们使用“甜甜圈”方法对断点回归模型的稳健性进行进一步的讨论。该方法通过去掉断点附近的部分样本进行重新估计，若结论与基准回归结果保持一致，则说明驱动变量确实不存在人为操纵情况。我们通过剔除断点前后1个月和前后2个月样本进行检验，图3展示了驱动变量的密度分布图，可以发现，两图的密度函数曲线在断点附近并未发生明显跳跃，且拟合曲线的95%置信区间也基本重合，检验给出的估计系数分别为-0.017和0.046，两者均在5%水平上显著，即驱动变量的密度函数在断点处未发生跳跃。

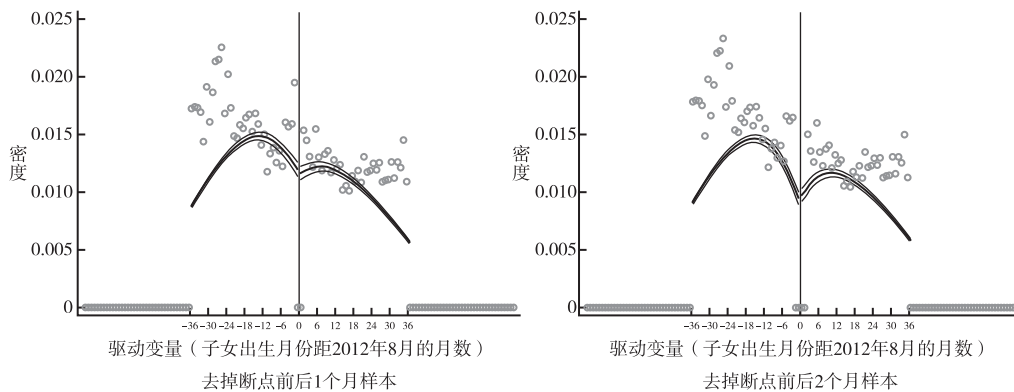


图3 去掉断点附近样本的子女出生时间核密度图

注：上图根据 McCrary (2008) 建议的 DCdensity 程序绘制，断点前后两条拟合曲线的置信区间为 95%。  
资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据计算得到。

表7进一步展示了去掉断点前后1个月和断点前后2个月样本的回归结果。可以发现，回归结果与基准回归结果基本一致，且都至少通过了5%水平上的显著性检验。以上讨论说明基准回归结果具有稳健性。

表 7 去掉断点前后 1 个月、2 个月样本的 FRD 估计结果

	就业率		周工作时间	
	去掉断点前后 1 个月样本	去掉断点前后 2 个月样本	去掉断点前后 1 个月样本	去掉断点前后 2 个月样本
LATE	0.169 ** (0.078)	0.223 *** (0.070)	14.417 *** (5.437)	10.364 *** (4.801)
内核选择	三角内核	三角内核	三角内核	三角内核
最优带宽	34	33	34	33
前定变量	已控制	已控制	已控制	已控制
带宽内样本量	12865	12015	5254	4909

注：括号内为标准误；最优带宽估计方法为 CV；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。  
资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据和 2017 年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

### 5. 安慰剂检验

本部分随机选取其他假想断点位置，按照基准回归的方法进行断点回归，来检验基准回归结果是否由于时间上的偶然因素而产生，若回归结果在其他假想断点位置不显著，则可从侧面验证基准回归结果的稳健性。具体而言，选取真实断点前 6 个月和后 6 个月为假想断点位置，在最优带宽下进行断点回归估计。表 8 结果显示，在 2 个假想断点附近，子女入园对流动女性就业率和周工作时间均无显著影响，这证明了基准回归结果的稳健性。

表 8 其他假想断点的 FRD 估计结果

断点位置	就业率		周工作时间	
	真实断点 前 6 个月	真实断点 后 6 个月	真实断点 前 6 个月	真实断点 后 6 个月
LATE	-0.010 (0.051)	0.189 (0.144)	-2.091 (2.473)	-3.641 (5.278)
内核选择	三角内核	三角内核	三角内核	三角内核
最优带宽	27	29	27	29
前定变量	已控制	已控制	已控制	已控制
带宽内样本量	11135	10308	4458	4490

注：括号内为标准误；最优带宽估计方法为 CV；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。  
资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据和 2017 年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

## 五 子女入园对流动女性就业影响的异质性分析

上述实证结果表明，子女入园对流动女性的就业率和工作时间均有显著促进作用，

那么，子女入园对不同类型流动女性就业的影响是否存在差异呢？《“十四五”公共服务规划》指出，公共服务分为基本公共服务和非基本公共服务两类。与基本公共服务用于保障全体人民生存和发展的基本需要不同，非基本公共服务是为满足公民更高层次需求、保障社会整体福利水平所必需但市场自发供给不足的公共服务。其中，公共托幼服务以普惠性为发展导向，并采取了“政府主导、社会参与”的供给模式，又属于非基本公共服务中的准基本公共服务。

从理论上讲，准基本公共服务与基本公共服务类似，都是再分配调节机制中的重要环节，体现了政府在保障社会福祉和维护公共利益上的基础责任，目的是使绝大多数公民能够平等共享社会福利。那么，不同社会经济地位群体由于掌握资源的差异，在获取准基本公共服务后的受益程度也将有所不同。对于流动人口而言，随着越来越多高学历和非农户口群体参与人口流动，流动人口已经成为一个内部阶层高度分化的群体（齐明珠、王亚，2021）。相比于个人禀赋和家庭条件较好的群体，社会经济地位相对较差的群体对公共托幼服务的需求更为迫切，进而可能对其产生的就业促进作用更为敏感，由此导致子女入园对流动女性的就业产生异质性影响。

一般而言，受教育程度和户口性质是反映流动人口内部阶层差异的重要指标，受过高等教育或拥有非农户口的流动人口在主观和客观社会地位上都要优于其他流动人口，甚至本地居民（许琪、陈焯，2020）。此外，住房状况是流动人口个人财富和社会地位的具体表现，拥有自有住房为流动人口获取城市资源、积累人力资本和社会资本提供了重要保障（穆学英等，2022）。因此，本部分根据流动人口内部阶层差异，从受教育程度、户口性质以及住房属性三个方面进一步考察子女入园对不同类型流动女性就业的影响。相关讨论能够为完善家庭支持政策、激发流动女性劳动潜力提供更加具体的经验支撑。

#### （一）流动女性受教育水平

表9按照流动女性是否受过大专及以上学历进行分组回归。结果显示，子女入园仅对未受过高等教育的流动女性的就业率和周工作时间产生显著促进作用，对受过高等教育的流动女性的就业率和周工作时间无显著影响。从具体的影响效应来看，子女入园后，未受过高等教育的流动女性就业率上升18.4%，其中已就业流动女性的周工作时间增加26.085个小时，前者在5%水平上显著，后者在1%水平上显著。异质性结果的可能原因在于，受过高等教育的流动女性就业能力和劳动参与回报率更高，在子女入园前便可能寻求正式或非正式照料支持以参与劳动就业。相比之下，未受过高等教育的流动女性参与就业获得的劳动报酬较低，在子女入园前更倾向于自己全职照看子女，一旦子女入园放松该群体受到的时间约束后，该群体就业率的变化更为明显。此外，数据显示，未受过高等教育的流动女性自雇的比



例为 44%，较受过高等教育的流动女性高 29%，当子女入园减轻女性照料负担后，处于就业状态且未受过高等教育的流动女性，更愿意通过延长工作时间来获得更高的劳动报酬。

表 9 接受教育水平分组的 FRD 估计结果

	就业率		周工作时间	
	受过高等教育	未受过高等教育	受过高等教育	未受过高等教育
LATE	0.220 (0.149)	0.184 ** (0.087)	4.373 (5.942)	26.085 *** (9.594)
最优带宽	35	35	35	34
前定变量	已控制	已控制	已控制	已控制
带宽内样本量	2412	11224	1552	3925

注：括号内为标准误；最优带宽估计方法为 CV；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。  
资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据和 2017 年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

## (二) 流动女性户口性质

接下来考察子女入园对不同户口性质流动女性就业的影响。表 10 结果显示，子女入园后，农业户口流动女性的就业率上升 23.8%，已就业农业户口女性周工作时间增加 15.649 小时，两者均在 1% 水平上显著。对于非农户口流动女性，子女入园对就业率和周工作时间的影响均不显著。可能的原因是，一方面，非农户口流动女性由于自身禀赋的优势，其就业稳定性和受到的劳动保护要优于农业户口女性，子女入园前的照养压力导致其失业的可能性较低。样本数据显示，非农户口流动女性在子女入园前的就业率为 64%，并且已就业群体有劳动合同的比例为 83%，二者分别比农业户口流动女性高 12% 和 23%。因此，相比于农业户口流动女性，非农户口流动女性对子女入园的就业促进效应并不敏感。另一方面，农业户口流动女性家庭经济条件相对较差，在流入地面临更大的经济压力，当子女入园放松其时间约束后，该群体延长劳动时间的可能性更大。

表 10 按户口性质分组的 FRD 估计结果

	就业率		周工作时间	
	非农户口	农业户口	非农户口	农业户口
LATE	0.001 (0.143)	0.238 *** (0.089)	0.992 (4.963)	15.649 *** (5.595)
最优带宽	35	35	30	28
前定变量	已控制	已控制	已控制	已控制
带宽内样本量	1763	11576	966	3796

注：括号内为标准误；最优带宽估计方法为 CV；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。  
资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据和 2017 年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

### （三）流动女性住房属性

根据流动女性现住房属性，我们将居住在自购住房的样本视作自有住房群体，将居住在租住私房的样本视作无自有住房群体。表 11 按照流动女性是否有自有住房进行分组回归。结果显示，从就业率来看，子女入园仅对无自有住房流动女性就业率表现出显著促进作用。从周工作时间来看，子女入园使有自有住房和无自有住房流动女性的周工作时间分别提升 13.708 小时和 20.712 小时，其中前者在 10% 水平上显著，后者在 5% 水平上显著。上述结果进一步表明，在按照住房属性进行分组后，处于相对弱势地位的流动女性对子女入园的就业促进效应更为敏感。

表 11 按住房属性分组的 FRD 估计结果

	就业率		周工作时间	
	自有住房	无自有住房	自有住房	无自有住房
LATE	0.156 (0.121)	0.167* (0.102)	13.708* (7.460)	20.712** (9.527)
最优带宽	35	35	35	33
前定变量	已控制	已控制	已控制	已控制
带宽内样本量	3607	8801	1597	3247

注：括号内为标准误；最优带宽估计方法为 CV；\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计水平上显著。  
资料来源：根据 2016 年 CMDS 数据和 2017 年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

## 六 进一步讨论：户籍制度与子女入园的就业促进效应

上述实证结果说明，托幼服务具有准基本公共服务属性，其就业促进作用主要体现在社会经济地位相对较低的流动女性群体之中，即子女入园主要提升了未受过高等教育、农业户口以及无自有住房流动女性的就业率和周工作时间，对于受过高等教育、非农户口以及有自有住房这类个人能力和家庭条件相对更好的流动女性而言，子女入园对就业的影响并不明显。那么，在个体因素之外，制度因素是否会影响子女入园就业促进作用的发挥？

户籍制度是影响流动人口获取公共服务的重要制度因素。近年来，随着户籍制度改革不断推进，以往只依附于本地城市户口上的社会福利逐渐扩面，或与就业直接挂钩，或向非排他性公共服务转变（邹一南，2021）。但由于户籍制度改革尚不彻底，流动人口与本地居民所享受的公共服务质量存在较大差异。以公共托幼服务为例，2021 年农民工 3~5 岁随迁子女入园率为 88.2%，与全国整体入园率持平，但在托幼机构的类型上，仅有 61.6% 的

随迁儿童进入了由政府监管且服务质量更好的普惠性幼儿园，较全国平均水平低 26.2%<sup>①</sup>。

已有研究指出，流动人口在流入地获得本地户籍的难度与享受均等化公共服务的难度是相对应的（李尧，2020）。因此，本文通过构建包含城市落户门槛指数与子女入园的交互项，来考察户籍制度限制对获取公共服务的阻碍是否会影响子女入园的就业促进作用。参考 Dang et al. (2019) 的做法，本文构建计量模型如下：

$$Work(1,0)_i = \alpha + \beta_1 \cdot Nursery_i + \beta_2 \cdot Nursery_i \cdot Registration_i + \beta_3 \cdot Registration_i + \sum_k \gamma_k \cdot X_i + \mu_i \quad (7)$$

式 (7) 中， $Work(1,0)_i$  代表该女性是否就业的虚拟变量； $Nursery_i$  代表子女是否入园； $Registration_i$  代表流入地户籍制度限制情况，采用了张吉鹏和卢冲（2019）编制的城市综合落户门槛指数来反映<sup>②</sup>； $Nursery_i \cdot Registration_i$  是该模型最关键的解释变量，由子女是否入园指标与落户门槛指数相乘得到，反映了城市户籍制度限制对子女入园的就业促进作用的调节； $X_i$  是个体特征和流入地特征的两组控制变量。表 12 报告了模型估计结果。

表 12 城市户籍制度、子女入园与流动女性就业的回归结果

	总样本	受过高等教育	未受过高等教育	非农户口	农业户口	自有住房	非自有住房
子女入园	0.263 *** (0.013)	0.176 *** (0.028)	0.292 *** (0.018)	0.126 *** (0.032)	0.294 *** (0.014)	0.208 *** (0.024)	0.292 *** (0.016)
子女入园 * 落户门槛指数	-0.125 * (0.070)	-0.265 ** (0.111)	0.001 (0.088)	-0.276 ** (0.128)	-0.004 (0.085)	-0.260 * (0.134)	-0.030 (0.089)
落户门槛指数	-0.093 * (0.055)	-0.069 (0.102)	-0.084 (0.065)	-0.156 (0.130)	-0.062 (0.062)	-0.137 (0.120)	-0.059 (0.067)
个体特征变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
流入地变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	7580	2089	8638	1441	9039	2730	7141
Wald 检验	424.52 ***	37.46 ***	409.18 ***	15.14 ***	429.38 ***	81.79 ***	325.45 ***
第一阶段 F 值	1524.31	346.38	1176.63	298.90	1334.31	484.06	958.96

注：括号内为聚类标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

资料来源：根据2016年CMDS数据和2017年《中国城市统计年鉴》数据计算得到。

① 来自国家统计局《2021年农民工监测调查报告》和教育部《2021年全国教育事业统计主要结果》。

② 国务院在2014年印发的《关于进一步推进户籍制度改革的意见》标志着中国进入新一轮户籍制度改革阶段，为更好反映新一轮户籍制度改革对流动女性的影响，本文使用了根据2014-2016年各地户籍政策文件编制的落户门槛指数。

对于模型内生性问题，参考 Dang et al. (2019) 的做法，将孩子年龄在 2015 年 9 月前是否满 3 周岁作为  $Nursery_i$  的工具变量，并以工具变量和  $Registration_i$  的交互项作为  $Nursery_i \cdot Registration_i$  的工具变量，最后使用 IV-Probit 模型进行回归估计。以上模型在估计时均在城市层面对标准误进行了聚类调整。

根据现有文献的处理方式，通过第一阶段的 F 值和 Wald 检验来判断 IV-Probit 的选用是否合理，检验结果表明，需要采用 IV-Probit 分析。表 12 第 1 列是基于全样本的回归结果，在控制了流动女性个人特征和流入地特征后，子女入园的估计系数显著为正，说明利用托幼服务能够促进流动女性的就业。交互项系数显著为负，说明户籍制度存在负向调节效应，针对非本地户籍的不平等待遇削弱了子女入园对流动人口的就业促进作用。

表 12 第 2 ~ 7 列是按照流动女性是否受过高等教育、户口性质以及住房属性分组的回归结果。只有对受过高等教育、非农户口以及有自有住房分组，交互项系数显著为负，对未受过高等教育、农业户口以及无自有住房分组，交互项系数并不显著，说明户籍制度限制仅削弱了托幼服务对社会经济地位较高的流动女性的就业促进作用，并不影响对社会经济地位较低的流动女性的就业促进作用。其原因在于，社会经济地位较高的流动女性对公共托幼服务质量有更高的要求，当户籍制度对流动人口获取高质量公共托幼服务造成阻碍后，该群体会投入更多的个人时间和精力来弥补托幼服务质量的不足，进而降低了参与就业的概率。相比之下，低社会经济地位流动女性在流入地的经济压力较大，更关注公共托幼服务的获取而非质量，户籍制度对公共托幼服务质量的影响并不会明显阻碍公共托幼服务对该群体的就业促进作用。

## 七 结论与讨论

在人口红利快速缩减以及女性劳动参与率不断下降的双重压力下，如何激发女性劳动潜力成为中国实现经济高质量发展的重要议题。近年来，家庭支持政策体系建设进入国家政策视野，相关政策能否推动女性劳动参与亟须关注。本文基于 2016 年 CMDS 数据，使用模糊断点回归方法考察了子女入园对流动女性就业的因果性影响，结合托幼服务的准基本公共服务属性，探究了这种影响在不同类型流动女性之间的差异，并讨论了户籍制度限制对托幼服务就业促进效应的影响。

本文主要发现如下：第一，在处理了模型内生性问题的基础上，通过验证断点模型的有效性、加入前定变量、进行“甜甜圈”检验和安慰剂检验等方法，研究结果一致表

明,子女入园能够增加流动女性就业率和工作时间,但对工作时间的促进效应仅表现在流入地只有一个孩子的样本中。第二,本研究发现,子女入园仅提升了低受教育水平、农业户口和无自有住房群体的就业率和工作时间,对高受教育水平、非农户口和有自有住房这类个人能力和家庭条件更好的女性没有显著影响。第三,结合户籍制度的进一步研究发现,户籍制度限制降低了子女入园对流动女性的就业促进作用,这种负向调节作用主要存在于高受教育水平、非农户口和有自有住房流动女性中间。低受教育水平、农业户口和无自有住房流动女性更关注公共托幼服务的获取而非质量,户籍制度限制并不影响公共托幼服务对该群体产生的就业促进效应。

当前,儿童照料问题成为新时代民生发展的重点之一,公共托幼服务的快速发展对于缓解流动女性照料压力、促进劳动就业有着积极作用。但在儿童抚育精细化程度不断提高的背景下,具有托底性质的公共托幼服务已经难以满足社会经济地位相对较高的流动女性的子女照料需求,进而抑制了其劳动潜力的释放。因此,一方面要进一步扩大公共托幼服务的供给,提升学龄前儿童入园率,优化幼儿园入学年龄制度,着力满足各类家庭的公共托幼服务需求;另一方面要在保证公共托幼服务有效供给的同时,加大普惠性幼儿园的财政投入,强化对托幼机构服务质量的监督和管理,弱化户籍制度对流动人口获取高质量公共托幼服务的限制,解除流动女性照料幼儿的后顾之忧,推动该群体实现更加充分更高质量的就业。

## 参考文献:

- 蔡昉(2022),《打破“生育率悖论”》,《经济学动态》第1期,第3-13页。
- 陈林、万攀兵、许莹盈(2019),《混合所有制企业的股权结构与创新行为——基于自然实验与断点回归的实证检验》,《管理世界》第10期,第186-205页。
- 李尧(2020),《教育公共服务、户籍歧视与流动人口居留意愿》,《财政研究》第6期,第92-104页。
- 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,第44-59页。
- 蒙克(2017),《“就业—生育”关系转变和双薪型家庭政策的兴起——从发达国家经验看我国“二孩”时代家庭政策》,《社会学研究》第5期,第218-241页。
- 穆学英、崔璨、崔军茹(2022),《空间机会结构视角下的住房分化——基于中国新生

- 代流动人口的实证研究》，《社会学研究》第2期，第202-225页。
- 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，第16-33页。
- 齐明珠、王亚（2021），《中国流动人口社会经济结构分层研究》，《中国人口科学》第6期，第110-123页。
- 熊瑞祥、李辉文（2017），《儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自CFPS数据的证据》，《经济学（季刊）》第1期，第393-414页。
- 许琪、陈烨（2020），《双重分割视角下城市流动人口的主客观社会地位获得研究》，《江苏社会科学》第1期，第51-60页。
- 喻开志、王裕韬、邹红（2022），《迁而不工：子女随迁与女性农民工劳动供给》，《统计研究》第2期，第64-79页。
- 翟振武、金光照、张逸杨（2022），《中国生育水平再探索——基于第七次全国人口普查数据的分析》，《人口研究》第4期，第3-13页。
- 詹鹏、毛逸波、李实（2021），《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》，《中国工业经济》第8期，第56-74页。
- 张川川、陈斌开（2014），《“社会养老”能否替代“家庭养老”？——来自中国新型农村社会养老保险的证据》，《经济研究》第11期，第102-115页。
- 张吉鹏、卢冲（2019），《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》，《经济学（季刊）》第4期，第1509-1530页。
- 邹一南（2021），《农民工落户悖论与市民化政策转型》，《中国农村经济》第6期，第15-27页。
- Andrén, Thomas (2003). The Choice of Paid Childcare, Welfare, and Labor Supply of Single Mothers. *Labour Economics*, 10 (2), 133-147.
- Bauernschuster, Stefan & Martin Schlotter (2015). Public Child Care and Mothers' Labor Supply—Evidence from Two Quasi-experiments. *Journal of Public Economics*, 123, 1-16.
- Blau, David & Janet Currie (2006). Pre-school, Day Care, and After-school Care: Who's Minding the Kids? In Eric Hanushek & Finis Welch (eds.), *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 2. Amsterdam: North-Holland, pp. 1163-1278.
- Carta, Francesca & Lucia Rizzica (2018). Early Kindergarten, Maternal Labor Supply and Children's Outcomes: Evidence from Italy. *Journal of Public Economics*, 158, 79-102.
- Clark, Damon & Heather Royer (2013). The Effect of Education on Adult Mortality and

- Health: Evidence from Britain. *The American Economic Review*, 103 (6), 2087 – 2120.
- Dang, Hai-Anh, Masako Hiraga & Cuong Nguyen (2022). Childcare and Maternal Employment: Evidence from Vietnam. *World Development*, 159, 106022.
- de Henau, Jérôme, Danièle Meulders & Sile O’Dorchai (2010). Maybe Baby: Comparing Partnered Women’s Employment and Child Policies in the EU – 15. *Feminist economics*, 16 (1), 43 – 77.
- Ferragina, Emanuele (2019). Does Family Policy Influence Women’s Employment?: Reviewing the Evidence in the Field. *Political Studies Review*, 17 (1), 65 – 80.
- Ferragina, Emanuele (2020). Family Policy and Women’s Employment Outcomes in 45 High-Income Countries: A Systematic Qualitative Review of 238 Comparative and National Studies. *Social Policy & Administration*, 54 (7), 1016 – 1066.
- Fitzpatrick, Maria (2010). Preschoolers Enrolled and Mothers at Work? The Effects of Universal Prekindergarten. *Journal of Labor Economics*, 28 (1), 51 – 85.
- Gathmann, Christina & Björn Sass (2018). Taxing Childcare: Effects on Childcare Choices, Family Labor Supply, and Children. *Journal of labor Economics*, 36 (3), 665 – 709.
- Goldin, Claudia (2006). The Quiet Revolution That Transformed Women’s Employment, Education, and Family. *The American Economic Review*, 96 (2), 1 – 21.
- Hahn, Jinyong, Petra Todd & Wilbert Van der Klaauw (2001). Identification and Estimation of Treatment Effects with a Regression-Discontinuity Design. *Econometrica*, 69 (1), 201 – 209.
- Hardoy, Inés & Pål Schøne (2015). Enticing Even Higher Female Labor Supply: the Impact of Cheaper Day Care. *Review of Economics of the Household*, 13 (4), 815 – 836.
- Havnes, Tarjei & Magne Mogstad (2011). Money for Nothing? Universal Child Care and Maternal Employment. *Journal of Public Economics*, 95 (11 – 12), 1455 – 1465.
- Heckman, James (1974). Effects of Child-Care Programs on Women’s Work Effort. *Journal of Political Economy*, 82 (2), 136 – 163.
- Lee, David & Thomas Lemieux (2010). Regression Discontinuity Designs in Economics. *Journal of Economic Literature*, 48 (2), 281 – 355.
- McCrary, Justin (2008). Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test. *Journal of Econometrics*, 142 (2), 698 – 714.
- Tavora, Isabel (2012). Understanding the High Rates of Employment among Low-Educated

Women in Portugal: A Comparatively Oriented Case Study. *Gender, Work & Organization*, 19 (2), 93 – 118.

## **The Promoting Effect of Children’s Attendance at Kindergarten on Migrant Women’s Employment: A Perspective of Public Service**

Shi Zhilei & Shao Xi

(Population and Health Research Center, Zhongnan University of Economics and Law)

**Abstract:** Under the background of decreasing demographic dividend and declining labor force participation, how to increase female labor force participation becomes a challenge for the current economic development. Based on the data from China Migrants Dynamic Survey 2016, we treat the kindergarten enrollment age requirement as a quasi-experimental setting and use a fuzzy regression discontinuity design to examine the effect of children’s attendance at kindergarten on employment of migrant women. The results show that children’s attendance at kindergarten has significantly elevated the employment rate of migrant women. For one-child families, children’s attendance at kindergarten increases women’s weekly working hours. Further analysis finds that using childcare services particularly promote employment among migrant women with relatively low socioeconomic status. However, *Hukou* system in the migration-destination regions plays a counteractive role. The more restrictive the *Hukou* system is, the weaker the effect of children’s attendance at kindergarten on migrant women’s employment will be.

**Keywords:** children’s attendance at kindergarten, employment of migrant women, household registration system

**JEL Classification:** J22, J61, J78, H44

(责任编辑：合 羽)