

为子女教育而参保^{*}

——随迁子女入学门槛对流动人口社保参保行为的影响

李 尧

(上海财经大学 公共经济与管理学院, 上海 200433)

摘 要:教育的户籍均等化是一个同时关乎公平与效率的重要议题。然而由于城市公共教育资源尚难以实现按常住人口配置,为避免潜在的准公共品拥挤问题,人口流入地设置了一系列针对随迁子女入学的门槛性条件。文章基于全国流动人口调查数据,采用断点回归设计的研究发现,为了换取子女在当地的入学机会,流动人口会选择在临近子女义务教育学龄时参加流入地社保,但这种参保至少在短期内并不能为流动人口带来明显的社保收益。通过异质性分析发现,入学门槛暗含劳动技能歧视,更容易迫使中、低学历人群为子女教育而参保,此外在门槛政策下,家庭人力资本投资呈现出明显的男孩偏好,这些因素都可能在流动人口内部引发叠加的公平损失。据此,文章提出短期内应针对不同人群特征对入学门槛政策进行差异化调整,随后文章从如何推动教育的户籍均等化角度探讨了长期改革的思路。在人口结构发生深刻变化的背景下,文章的研究对于改善教育公平,提升劳动力的人力资本水平进而推动高质量发展具有一定的借鉴意义。

关键词: 随迁子女教育; 社会保险; 断点回归

中图分类号: F241; F812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2022)11-0109-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.20220916.301

一、引 言

流动人口子女教育是一个关乎劳动力资源配置效率以及经济发展潜力的重大问题。第七次人口普查数据显示,我国流动人口规模已达到3.76亿,在过去的十年间增长了近70%。与此同时,我国人口老龄化、少子化的趋势明显加强,迫切需要进一步利用好现有的劳动力资源并加快实现更高层次的人力资本积累。第三方机构根据“七普”数据估算,目前我国流动人口子女数量已超过1.3亿。^①如果能让这个规模庞大的群体随父母一起流动并在城市获得公平的受教育机会,则不仅有助于进一步改善劳动力的空间配置,还能从结构上提升我国未来的劳动供给质量。在实现人口资源大国向人力资源大国转变的过程中,推动解决流动人口子女的教育问题无疑将是一个重要的突破口。

但时至今日,随迁子女的入学仍然面临较大的困难。早在1998年和2014年,中央就先后提出了“两为主”和“两个纳入”的政策思路,^②旨在明确地方政府为随迁子女教育所应承担的责

收稿日期:2022-02-17

作者简介:李 尧(1993-),男,四川成都人,上海财经大学公共经济与管理学院博士研究生。

^① 数据来源:《中国流动人口子女发展报告》https://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_16255384。

^② 1998年教育部《流动儿童少年就学暂行办法》提出“流动儿童少年就学以在流入地全日制公办中小学借读为主”的“两为主”政策思路;2014年出台的《国家新型城镇化规划》进一步要求将随迁子女义务教育纳入各级政府教育发展规划和财政保障范畴,即“两个纳入”。

任,强调流入地对“符合条件”的随迁子女要做到“应收尽收”。近年来,随着户籍制度改革的推进,地方政府的公共教育投入水平也相应提高(陈昊等,2021)。但由于过去很长时期,我国的财政支出责任划分以及转移支付均以假定人口不流动为前提,以辖区的户籍人口为基础(刘尚希,2012),导致义务教育公共资源始终未能实现按常住人口配置。伴随着大规模的人口流动,地区内有限的公共教育资源可能出现明显的拥挤甚至“洼地效应”。“应收尽收”的政策要求和教育资源潜在的拥挤问题对人口流入地构成了双重压力,为此地方政府通过对“符合条件”的随迁子女进行范围界定,筛选“应收尽收”的对象,试图以此限制教育公共品的消费规模,避免或缓解因供需不平衡所导致的拥挤问题,由此便形成了一套针对流动人口子女入学的门槛政策。在现行的入学门槛政策下,参加流入地社保是决定子女能否在当地入学的关键因素。

对于多数流动人口而言,这种门槛政策意味着不小的挑战。出于目前社保整体统筹层次不高、流动劳动力非正式就业及灵活就业现象突出等原因,我国流动人口在流入地的社保参保率整体处于低水平,且不同人群间存在很大的差异(秦立建等,2015)。根据2017年全国流动人口调查数据,处于劳动年龄的流动人口在流入地的城镇职工医疗保险参保率尚不足30%,而由图1可见,中、低学历人群的参保率远低于高学历人群。在这种情况下,“父母须在本地参加社保”这样的门槛性政策意味着有大量流动人口子女未能满足义务教育“应收尽收”的条件;更为重要的是,相比而言,低技能劳动力更有可能被排除在政策门槛之外。

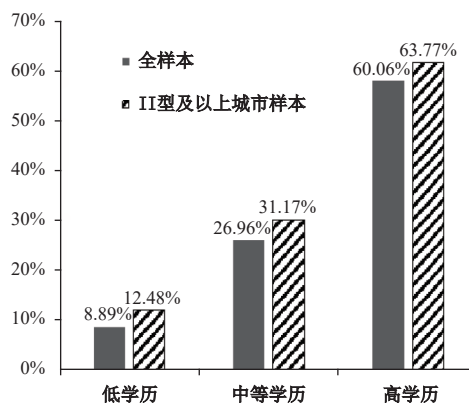


图1 不同学历流动人口参保率对比

注:数据来自2017年全国流动人口动态调查;根据2014年国务院印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》,城区常住人口在100-300万的城市为II型大城市。

因此随之而来的潜在问题是:(1)是否有可能存在一部分流动劳动力,为了达到子女入学的门槛政策要求而调整自身的社保参保行为?(2)这种行为调整的结果是社保和教育这两项公共服务的兼得,还是仅仅为了子女的教育而参保?(3)门槛政策的效应在流动人口中是无差别的,还是存在着学历、收入等层面的异质性,进而在流动人口内部引发叠加的机会不均等?上述问题关系到目前在人口流入地普遍实施的入学门槛政策是否符合效率和公平原则。虽然目前已存在大量关于随迁子女教育政策与流动人口行为的研究,但现有文献在一定程度上忽略了上述潜在公共政策意图之外的个体行为调整,这可能会低估入学政策的效应,进而低估户籍制度与公共服务非均等这一现实问题的影响。

本文使用全国流动人口动态调查数据(CMDS),采用断点回归方法(RDD)研究了城市针对随迁子女入学所设置的门槛性政策的影响及其在不同人群间的异质性,主要的发现有三个方面。第一,在子女达到义务教育入学年龄后,流动人口在流入地的社保参保率相比原有水平显著提升。流入地试图通过设置门槛政策限制教育公共品的消费规模,但实际执行的结果却是相当一部分流动劳动力为子女的入学而参保,这与政策意图相背离。第二,进一步的检验发现,至少在短期内,在子女入学年龄附近的参保行为并没有为流动人口带来社保本身的收益。第三,异质性分析结果显示,门槛政策暗含针对劳动力的学历偏向,从而更容易迫使中、低学历人群为子女的教育而改变参保决策,且低收入人群子女更有可能因此失去随迁并享受城市公共教育资源的机会。此外,为子女教育而参保的行为还存在明显的“重男轻女”倾向。上述结果意味着,随迁

子女入学限制不仅会导致不同户籍身份人群间的非均等,而且还将在流动人口内部叠加子女受教育机会的不公平。

本文潜在的贡献在于两个方面。首先,从研究视角上,本文将教育与社保这两项重要的公共服务联系起来,通过使用断点回归方法剥离出“为子女入学而参保”的行为,进而考察个体行为调整所导致的政策意图之外的后果。这有助于更加全面地理解公共教育户籍歧视政策的影响,并且补充了与公共服务户籍均等化以及流动人口低参保率有关的研究。其次,通过异质性分析本文认为,由于不同群体对公共政策做出反应的动机和能力存在很大差异,因此同一项门槛性政策在不同群体间将产生截然不同的结果。这对于在现有条件下改善流动人口子女教育等公共品供给具有较强的借鉴意义,政策制定需要充分考虑群体间的差异,尤其需要关注低技能、低收入流动人口的权益保障,以避免出现叠加的公平损失。

二、政策背景与理论机制

(一)政策背景。本文研究所涉及的政策主要是随迁子女的入学政策以及城镇职工社会保险参保政策。首先,在过去的20年间,随迁子女的义务教育入学条件一直在小步放宽,形成了以材料准入制和积分入学制为主的两种模式,在有限的程度上松绑了公共教育的户籍限制,赋予了部分外来流动人口分享本地义务教育资源的机会。流动人口的社保参保在上述两种模式下都是重要的审核条件或加分项。在实行材料准入制的城市,多数都明确列示了需在本地参加城镇职工社会保险的要求;少数没有明确要求的城市,本地参保也通常隐含在其他审核条件之中,如要求申请人提供居住证或务工经商证明,而这两项证明的获得又与本地社保参保相挂钩。在实行积分入学制的地区,参保作为一个重要的积分项目往往占较高的权重。朱琳等(2020)系统梳理了来自人口流入重点地区11个行政单位设定的随迁子女入学政策,在包括职业技能和荣誉奖项等多达17项积分指标中,“本地社保参保”是唯一一个被所有地区同时采纳使用的项目。其次,根据我国《社会保险法》的规定,城镇职工社会保险的参保途径包括两类:单位职工实行强制参保,由用人单位和职工共同缴纳保险费;非单位职工可以以灵活就业人员身份自愿参加城镇职工医疗保险和养老保险,单位及个人缴费部分均由个人承担。

虽然近年来我国社保的覆盖面不断扩大,但由于目前社保总体统筹层次不高,征缴合规比率偏低的问题在流动人口群体中表现突出,大量的外来劳动力未能实现强制参保。以2017年CMDS数据计算,即使是有固定雇主的单位职工参保率也仅在40%左右。更加值得注意的是,随着互联网经济和其他新经济业态的兴起,就业形态日趋多样化、灵活化。根据2016—2018年国家卫健委流动人口动态监测调查数据的估算,在处于劳动年龄的流动人口中,灵活就业人员占比在36%—39%之间,几乎与单位职工占比相当。然而,由于我国当前构建的城镇职工社保体系总体上仍是以传统的就业形态为基础,导致灵活就业人员参加城镇职工保险存在诸多障碍,各大城市普遍要求参保人的户籍应在本地或本地所属统筹地区。这意味着对于未能在用人单位参保的流动劳动力而言,在流入地参加城镇职工保险的两种途径事实上是被切断的。在这种情况下,仅有的途径是挂靠在包括人力资源公司在内的用人单位,以单位职工身份但实际自费的方式参保。当前城镇职工社会保险的缴费基数确定标准是以社平工资的300%为上限,以最低工资或社平工资的60%为下限。即使以最低工资作为缴费基数进行计算,人口流入重点地区医疗及养老两项社保的单位及个人月缴费总额也是一项较高的经济负担。

(二)理论机制。提供公共品是现代地方政府的一项主要的社会职能。当迁移成本较低时,会有大量人口向公共服务供给水平更高的地区流动。伴随人口流动产生的外部效应会削弱地方

政府提供公共品的激励,使其在公共品供给的选择上表现出“搭便车”的倾向(Wildasin, 1988),进而导致公共资源出现明显的拥挤(Keen 和 Marchand, 1997)。在这种情况下,针对教育等准公共品的使用设置某种制度性约束,一方面可以控制人口流动所导致的外部性和拥挤效应,另一方面也有助于维持地方公共品的供给激励(夏纪军, 2004)。

在人口大规模流动的背景下,我国城市的教育公共服务供给面临三个挑战。首先,人口迁移增加了公共教育领域事权及支出责任划分的难度。其次,随迁子女教育涉及本地与外来人口间公共福利的再分配问题。随着经济集聚水平的提高,公共教育资源配置呈现出空间分化的特征,这既表现为优质教育资源在地理分布上的集中,也包括地区间教育回报率差距的扩张(陈钊和冯净冰, 2015)。即使人口流入地通过持续的财政投入扩大基础教育的学位供给,在未来也会面临高等教育升学竞争加剧的压力。最后,公共教育的供给周期较长,地方政府需在明确本地公共服务真实需求的情况下才能实现有效供给,但人口流动为识别真实需求带来了困难。

在上述背景下,设置“父母参保,子女入学”的门槛性政策能够帮助地方政府区分在本地长期生活和居住的劳动力,从而识别流动人口对教育公共服务的真实需求;同时门槛性政策会限制一部分人群对公共品的消费,在现有的教育资源约束下,对城市户籍人口和地方财政而言是一种权宜之计。然而由于流动人口在流入地的平均参保率处于低水平,门槛性政策意味着相当一部分人群未能达到子女教育“应收尽收”的条件。在权衡了子女留守所导致的损失以及家庭化迁移所带来的收益后,部分流动人口会选择为了子女的随迁和教育而承担一定的经济成本,如黎嘉辉(2019)的研究发现,流动人口愿意支付高额住房成本从而让其子女得以在城市接受教育。那么他们是否也会为了子女的教育转而选择自愿参保呢?这是本文重点关注的问题。为此参考吴贾和张俊森(2020)的研究,在最大化净收益的框架下简单刻画流动人口的行为选择。首先,考虑不存在入学门槛政策情况下的参保净收益,由式(1)表示:

$$R_{ic}(\theta_i, k_i) = S_{ic} + L_{ic} - P_{ic} \quad (1)$$

其中, S_{ic} 与 L_{ic} 分别表示参保的短期和长期收益。考虑 c 城市的社保待遇为 d_c , 假定其在短期内固定不变。 θ_i 是当前流动劳动力 i 与社保相关的个体特征,从而 $S_{ic} = d_c \theta_i$ 表示其参保在短期内所能享受的实际待遇。如果流动人口在流入地参加城镇职工医疗保险,其实际获得的社保待遇取决于医保报销比率以及参保者目前的健康状况和生病次数等个体特征。从而 $\theta_i = \theta(hea_i, med_i)$, 其取值与个体的健康状况 hea_i 负相关,与个体接受医疗卫生服务的次数及强度 med_i 正相关。用 P_{ic} 表示在流入地参保所面临的缴费负担,在以地区最低工资为缴费基数的前提下 P_{ic} 为常数,而在以劳动力实际收入计算缴费基数的情况下 $P_{ic} = r_c \cdot w_i$, 其中 r_c 为城市 c 的社保实际费率,即 P_{ic} 是关于个人收入 w_i 的增函数。

由于个体无法完全预测自身在未来负伤患病以及对医疗卫生服务的需求,因此从长期的角度看其参保的决策偏向于一种有限理性(Simon, 1979)的选择过程。参保的决定不是在完全理性下所达到的最优解,而是在以当前的风险等事实作为参照的前提下,满足其预期的第一个“满意解”。换言之,流动人口参保与否并不完全取决于当前的风险以及社保待遇,还取决于个体对风险的预期或者偏好。为此本文用 $L_{ic} = k_i d_c \theta_i$ 表示预期的参保长期收益,其中用 k_i 计算个体对风险以及参保收益的预期。不同受教育程度以及收入水平的人群对风险、社会保障制度以及缴费负担的认知存在显著差异,针对我国流动人口社保参保问题的研究发现,他们在流入地参保的倾向表现出明显不同(孟颖颖, 2011; 吕学静和李佳, 2012; 秦立建等, 2015)。基于此,设定 $k_i = k(edu_i, income_i)$, 其中 edu_i 和 $income_i$ 分别表示学历和收入水平。进而参保的预期净收益可写为式(2)的形式:

$$R_{ic}(\theta_i, k_i) = d_c \theta_i + k_i d_c \theta_i - P_{ic} = (1 + k_i) d_c \theta_i - P_{ic} \quad (2)$$

图2用直线 $R(\theta, k)$ 近似地刻画了上述情况。图中纵轴表示在流入地参保的预期净收益,在直线 $R(\theta, k)$ 与直线 $R=0$ 交点的右侧, $\theta > \theta'$,此时预期净收益大于0,流动人口会选择在流入地参保。不难发现, θ' 的位置取决于两个因素,一是社保缴费负担,其决定了直线的截距,另一个是预期 k ,决定了直线斜率。

在此基础上考虑子女入学问题对参保的影响。“父母参保,子女入学”的门槛性政策将社会保险以及子女教育这两项最为核心的公共服务捆绑在了一起,从而一旦流动人口产生了子女入学的需求,其参保的净收益函数将因此发生改变,如式(3)所示:

$$R'_{ic}(\theta_i, k_i) = (1 + k_i)d_c\theta_i - P_{ic} + (E_i - E_i^0) \quad (3)$$

与式(2)相比,式(3)增加了 $E_i - E_i^0$ 一项,其中, E_i 表示流动人口让子女在流入地入学所获得的收益, E_i^0 则表示让子女在户籍地或者流入地以外的其他地方入学获得的收益。现有研究表明,留守让儿童脱离了对其早期社会化极为重要的家庭环境,对于儿童的成长具有一系列显著的负面影响,包括身体健康受损(李强和臧文斌,2011),出现行为问题(范方和桑标,2005)以及学习成绩显著下降(李云森,2013)等。而随着家庭化迁移趋势日益显现(朱宇等,2016),大城市优越的教育资源逐渐成为影响我国劳动力迁移决策最为重要的因素之一(夏怡然和陆铭,2015;王春超和叶蓓,2021),携带子女的“家庭迁移”模式能够显著提升劳动力的融入感与长期定居意愿(王春超和张呈磊,2017;李尧,2020)。因此,相比而言,让子女在流入地入学所能获得的收益更高,即 $E_i - E_i^0 > 0$ 。因此在图2中,直线 $R'(\theta, k)$ 将在直线 $R(\theta, k)$ 的基础上向上平移 $E_i - E_i^0$ 个单位。从图2可以直观地看到,平移后参保的净收益上升,从而在保持其他因素不变的条件下,原先一部分基于当前社保待遇和自身风险预期而决定不参保的劳动力会转而选择参保,幅度可以用 Δ 表示。由此提出假说1:在入学门槛性政策下,部分流动人口会选择为子女的教育而参保。

还可以观察到, Δ 的大小取决于直线 $R(\theta, k)$ 的斜率。斜率 $(1 + k_i)d_c$ 越小则直线越平坦,从而通过向上平移相同单位而得到的 Δ 越大。据上文描述,斜率取决于流动人口的学历以及收入。因此提出假说2:不同学历及收入水平的流动人口为子女教育而参保的程度存在明显差异。

现实中影响流动人口在流入地参保决策的因素纷繁复杂,为了验证上述假说,需要识别出在 θ 等因素之外仅由入学政策所导致的参保行为变化 Δ ,这就要求我们寻求一个有效的实证方法将子女教育这项单一的动机从众多因素中剥离出来,并对其程度进行度量。

三、实证方法与数据

(一)断点回归设计。我国《义务教育法》规定,在本年度新学年开始(9月1日)前年满6周岁的儿童需入学接受义务教育,而其后出生的儿童则需在次年入学。由于子女年龄不是一个可以随意操纵的变量,因此是否在本年度进入义务教育学龄对个体而言是外生的,这为研究设计提供了有利的条件。如果子女在当年9月1日之前年满6周岁,流动人口在当年就需要面临子女的入学问题。各地的随迁子女入学政策一般都对参保的最低时限做出了明确的指定,最常见的要求是在子女入学前,本地连续参保的时限不少于半年,少数城市要求9个月或12个月。本文

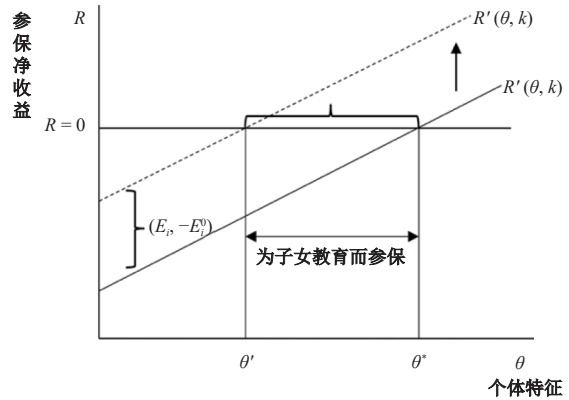


图2 流动人口在流入地的社保参保选择

研究所使用的微观数据样本调查工作于每年4—5月开展,因此在调查期间,满足入学门槛条件的流动人口必须已经处于参保状态。而对于子女在当年9月1日前未满6周岁的流动人口,则无需在当年4—5月就调整自身的参保行为。基于此,使用断点回归的方法检验在子女6周岁前后,流动人口样本的平均参保率是否会出现明显的变化,将能有效剥离出为子女教育而参保的行为,识别出入学门槛政策对流动人口社保参保的因果效应。设定式(4)所示的基准回归方程。

$$Y_i = \alpha D_i + f(ca_i) + \beta X_i + \mu_c + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, ca_i 是子女在当年9月1日时的年龄与6周岁的距离,精确到月; Y_i 是结果变量,表示子女 ca_i 对应的流动人口样本的平均参保水平; D_i 为处理状态变量,用以区分样本是否在本年度受到政策干预,当 $ca_i \geq 0$ 时 D_i 取1,否则取0。 $f(ca_i)$ 是一个关于子女年龄 ca_i 的线性或非线性多项式, X_i 是一组协变量, μ_c 是流入地城市固定效应。在基准回归检验中,本文使用自动选择的局部线性回归,随后又依次选择不同的阶数进行了稳健性检验。

虽然现有研究中尚没有证据表明当子女年龄达到中国《义务教育法》规定的入学年龄时,在子女教育需求之外同时还存在其他某些能够改变劳动力平均参保率的渠道。但断点左侧的流动人口样本能够明确预期到其子女将在未来达到6周岁进而产生入学需求,因此不排除存在少数流动人口可能选择在子女6周岁到来前的较长时间提前参保,这将使得一部分为子女教育而参保的样本被归入对照组,进而导致研究对政策效应的低估。但如果参保的动机仅仅是换取子女在流入地的入学机会,在理性的流动劳动力当中提前参保的行为不应普遍存在,其对估计结果的影响应当是非常有限的。

(二)数据和变量选取。户籍制度是城市流动儿童入学限制政策制定和实施的基础。随着近年来户籍制度改革的推进,到2017年人口规模在100万以下的中小城市逐步放松或放开落户限制,在这些城市,流动人口子女入学的限制名义上已被放松乃至解除。但在人口规模大于100万的II型及以上大城市,落户限制及相对应的流动儿童入学门槛仍然存在,而这些大城市也正是我国的人口流入重点地区。据《中国城乡建设统计年鉴(2016)》数据,截至2016年,我国城区常住人口在100万以上的城市共有88个。为此,本文实证研究的主体部分采用2017年全国流动人口动态监测调查中88个II型及以上规模城市的样本。

按照我国《社会保险法》的规定,单位职工应参加养老、医疗、工伤、失业、生育等“五险”,而非单位职工可自愿参加职工保险,参保范围限于职工医疗保险及养老保险两类。通常情况下通过单位渠道参保需同时参加“五险”,而对于灵活就业人员选择自愿参保,地区则仅要求同时参加养老及医疗两项社会保险。根据全国流动人口动态调查数据,88个II型及以上大城市在本地参加城镇职工医疗保险样本当中有99.19%同时参加了养老保险。由于2017年CMDS数据对城镇职工医疗保险的参保情况以及与之相关的医疗健康公共服务使用情况进行了详细的调查,基于此,本文将样本是否在流入地参加城镇职工医疗保险作为反映流动人口参保的被解释变量。

本文将样本范围限定为子女年龄处于出生至义务教育完成的区间,即大于0岁小于16周岁;随后剔除月收入为负数的样本;同时考虑到部分流动的特殊性,剔除了流动原因为学习培训、参军、出生以及其他原因不明确的样本。^①

(三)内生性问题。在严格的人口与户籍登记制度下,流动人口通过操纵子女年龄的可能性几乎为零,因此将年龄等时间维度变量作为运行变量的断点回归能够有效排除样本自选择分组

^① 限于篇幅,变量描述性统计留存备索。

的可能。但也正因为时间是一个不受个体操控的确定性过程,样本会对政策干预的到来产生明确的预期。如果一部分个体能够明确预期自身将在未来某个时点接受政策干预,就可能提前产生某些行为调整,进而对冲也可能强化政策对个体的影响,导致估计出的平均处理效应与真实的政策效果相偏离。因此以时间维度变量作为运行变量的断点回归又有可能形成非随机断点设计(Imbens 和 Lemieux, 2008)。作为影响年龄断点回归估计结果无偏性最为重要的因素,有必要对样本分组随机性的问题进行充分讨论。

具体到本文,潜在的威胁来自两个方面。首先,如果存在一定数量的流动人口因为子女入学存在困难而主动选择推迟子女入学年龄,现有数据无法识别并剔除这部分样本,这将导致一部分实际未受到政策冲击的样本被归入处理组。但由于《义务教育法》规定凡年满六周岁的儿童,其父母或者其他法定监护人须送其入学接受并完成义务教育,因此推迟入学的情况不会大范围存在,^①其可能产生的影响是有限的。其次,可能导致样本内生选择的潜在威胁这能主要来自子女教育与人口的流动决策之间存在显著的关联,如果在本文设置的子女义务教育年龄断点前后,样本出现了较为集中的回流现象,则可能导致断点两侧的样本出现非随机分布,从而模型估计在临界值处的平均因果效应便不再是政策实施对于处理组和控制组之间差异的无偏估计值。针对这一潜在的问题,本文采取三个途径进行检验:(1)样本分布密度检验;(2)前定变量平滑性检验;(3)更换带宽的稳健性检验。

1. 样本分布密度检验。本文绘制了在子女入学法定年龄断点前后各 40 个月样本分布直方图及密度估计曲线,如图 3 所示。可以观测到在断点两侧样本的分布均匀,说明在子女即将年满六周岁时没有出现流动人口样本大面积减少的情况;同时在断点两侧,密度估计量的 95% 置信区间存在较大程度的重叠,表明二者不存在显著差异。随后,使用 Cattaneo 等(2018)提出的方法检验驱动变量的概率密度在断点两侧是否存在差异,该方法使用更高阶的局部多项式回归进行估计并

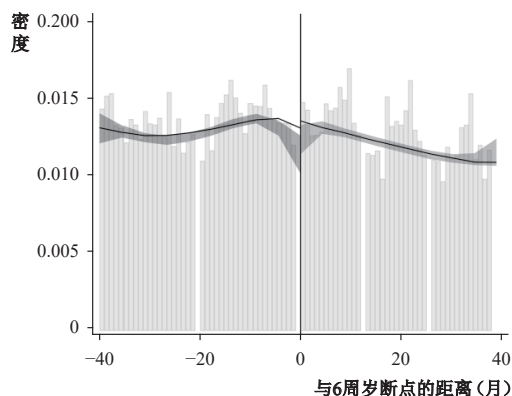


图 3 样本分布直方图及密度曲线

进行偏差校正,效果优于 McCrary(2008)提出的方法。结果显示,经过偏差校正后的 T 值为 1.2267,对应 P 值为 0.22,远高于 0.05,因此可以接受断点两侧密度相等的原假设,即未发现存在内生分组。

2. 前定变量检验。在严格满足 RDD 研究假设的情况下,断点两侧唯一的差异来自样本是否受到政策影响,因此断点回归接近随机试验的程度相对更高,能够得到更加接近政策真实效果的平均处理效应。对于本文的研究,由于个体无法操纵子女年龄,因此样本自选择分组的问题能够得到有效排除。但如果样本自身在断点前后存在结构性差异,并且这些差异能够对流动人口在流入地的参保行为产生影响,则断点回归无法获得政策的净处理效应。为此本文对一组可能影响参保行为的前定变量进行连续性检验,包括个体的性别、受教育程度、户口性质、婚姻状况、本次流动范围以及上一年度的收入。可视化检验与回归检验结果均表明在断点前后,个体的社保参保条件不存在系统性的差异,断点回归满足连续性假设。^②

^① 根据教育部发展规划司发布的“全国教育事业统计(2020)”,我国小学学龄净入学率达到 99.96%。

^② 限于篇幅,前定变量可视化检验和回归检验结果未在正文汇报,留存备案。

四、实证结果与稳健性检验

(一)基准回归。首先,本文将子女年龄对应的流动人口平均参保率作为结果变量,考察其在断点附近的变化。图 4 显示,在年龄断点的前后,流动劳动力在流入地的平均参保率出现了一个局部的跳跃,并且总体上,参保率的拟合曲线在断点右侧呈向上平移的形态。这为研究提供了一个初步的证据,更加明确的结论需进一步进行断点回归检验。

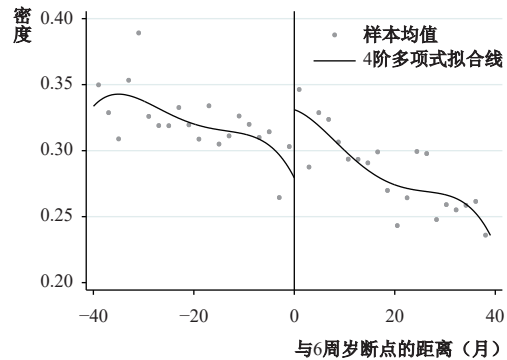


图 4 断点前后流动人口参保率的变化

表 1 前两列报告了对方程(4)的估计结果,其中列(1)仅控制城市虚拟变量,列(2)在

此基础上进一步控制了反映个体和流动特征协变量。估计结果显示,当子女年龄达到入学年龄断点后,流动人口在本地的职工医保参保率出现显著的上升,上升幅度为 4 至 4.4 个百分点。值得注意的是,长期以来我国流动人口的社保参保率处于低水平,由表 1 描述性统计可见,样本的职工医保本地平均参保率为 29.2%,这一跳跃相当于在原有水平上提升了 15%。

表 1 社保参保率在子女年龄断点附近的变化

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 模型 | Sharp RD | | Fuzzy RD | |
| Panel A: 一阶段估计结果 | | | | |
| Conventional | | | 0.731*** (0.012) | 0.738*** (0.011) |
| Bias-corrected | | | 0.737*** (0.012) | 0.733*** (0.011) |
| Robust | | | 0.737*** (0.014) | 0.733*** (0.013) |
| Panel B: 处理效应估计结果 | | | | |
| Conventional | 0.040** (0.018) | 0.040*** (0.015) | 0.054** (0.025) | 0.055*** (0.021) |
| Bias-corrected | 0.044** (0.018) | 0.044*** (0.015) | 0.060** (0.025) | 0.060*** (0.021) |
| Robust | 0.044** (0.022) | 0.044** (0.018) | 0.060** (0.030) | 0.060** (0.024) |
| 控制协变量 | 否 | 是 | 否 | 是 |
| 城市虚拟变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 总样本量 | 45 024 | 44 692 | 45 024 | 44 692 |
| 有效样本量 | 左: 5 888 右: 6 018 | 左: 6 374 右: 6 618 | 左: 5 888 右: 6 018 | 左: 6 374 右: 6 618 |

注: *, ** 与 *** 分别表示 10%, 5% 与 1% 的显著性水平; 有效样本量分别报告断点两侧处于最优带宽内的样本数量; 局部线性回归使用三角核函数计算权重。下表统同。基于审慎角度, 本文在随后的各项检验和分析中均采用相对严格的模型设定, 即同时控制了协变量和城市虚拟变量。

对方程(4)简化式的估计结果反映了流动人口平均参保率在子女入学年龄前后的变化。现有研究发现我国大城市的落户门槛与入学限制是导致儿童留守或回流的重要原因(魏东霞和湛新民, 2018)。吴贾和张俊森(2020)的研究也发现年龄超过 6 岁的随迁子女被送回家乡成为留守儿童的概率明显增加。这说明在子女年满 6 周岁前后, 流动人口是否需要争取子女在本地入学的机会不是一个从 0 到 1 的变动, 而是概率上的改变, 只有超过 6 周岁并且仍然居住在父母工作城市的随迁子女才会真正具有在本地入学的需求。表 1 列(3)和列(4)报告了使用模糊断点方法估计的结果, 作为对方程(4)估计结果的参照。我们仍将子女年龄作为运行变量, 将是否年满

6 周岁作为本地实际入学需求的工具变量,先后对方程(5)及方程(6)进行两阶段的估计,其中, L_i 表示流动人口子女达到学龄后是否随迁。估计结果表明,子女在流入地的入学需求导致了流动人口本地参保率有 5.4—6 个百分点的上升,相当于在原有水平上提升约 20%。上述检验结果验证了假说 1,即在入学门槛政策下确实存在一部分流动人口为子女的教育而参保。

$$L_i = \delta_0 + \delta_1 D_i + \theta f(z_i) + \gamma_c + \varepsilon_i \quad (5)$$

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 L_i + \beta f(z_i) + \gamma_c + \eta_i \quad (6)$$

(二)基于社保参保短期收益角度的检验。对处于生命周期不同阶段的个体而言,参加社保的成本和收益具有明显的区别。有子女义务教育需求的流动劳动力平均年龄在 40 岁以下,处于社保的积累阶段而非受益阶段。与此同时,相比于从青壮年时期参加社保直到老年时期受益这样一个长期的过程,为子女教育参保更偏向于一种短期行为。入学门槛政策将教育和社保这两项核心公共服务捆绑在一起,随之而来的问题是,流动人口为子女教育而参保是否意味着两项公共服务的兼得?

根据理论机制部分的分析,参加医保的短期收益与个体健康水平负相关,与患病就医次数、强度正相关。基于此,我们首先对年龄断点附近样本一组反映健康状况的变量进行检验。被解释变量包括流动人口自身健康状况的基本评价、是否患有慢性疾病以及近一年出现常见病的次数。结果显示,断点两侧的样本健康状况变量均值未出现变化,意味着处理组和控制组样本的健康状况不具有明显的差异。^①

由于处于青壮年阶段的劳动力一般对医疗卫生服务的利用率较低,本文通过问卷中近一年内患有常见病或曾负伤生病的有关变量选取了对医疗卫生服务需求相对较高的样本。^②在此基础上检验了三项反映个体对流入地医疗卫生公共服务实际利用的指标。

表 2 第一阶段估计结果表明,部分流动人口选择在子女接近入学年龄时参保;第二阶段结果则显示,这部分人群没有因为参保而增加对医疗卫生服务的利用,意味着至少在短期内参保人没有获得社保本身的收益。^③结合理论机制部分的分析,在子女 6 周岁前后的流动人口样本平均健康状况与就医情况没有发生改变,换言之,图 2 中 θ_i 的相对位置不会发生变化。从而在断点附近推动参保净收益上升的唯一因素就是潜在的子女入学机会,这也说明,流动人口在子女 6 周岁前后集中参保的动机仅在于让孩子能够入学。

表 2 基于社保参保短期收益角度的检验

| | (1) | (2) | (3) |
|-------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 被解释变量 | 常见病在本地就诊次数 | 上次生病是否在本地诊疗 | 是否因缺钱未在本地就诊 |
| <i>Panel A: 一阶段估计结果</i> | | | |
| <i>Conventional</i> | 0.050***(0.019) | 0.045***(0.022) | 0.050***(0.019) |
| <i>Bias-corrected</i> | 0.057***(0.019) | 0.052***(0.022) | 0.058***(0.019) |
| <i>Robust</i> | 0.057***(0.021) | 0.052***(0.026) | 0.058***(0.022) |

① 限于篇幅,正文未报告详细结果,留存备索。

② 通过对这些样本进行描述性统计本文发现,子样本各变量均值及标准差与全样本接近,说明其仍然满足随机抽样特征,作为基准回归样本的子样本具有代表意义,详细的描述性统计留存备索。

③ 由于目前各地城镇职工医疗保险开始享受待遇的时间为参保的次月或参保后 1 至 3 个月,因此从政策设定上,参保产生的收益不存在严重的时间滞后。

续表 2 基于社保参保短期收益角度的检验

| | (1) | (2) | (3) |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 被解释变量 | 常见病在本地就诊次数 | 上次生病是否在本地诊疗 | 是否因缺钱未在本地就诊 |
| <i>Panel B: 处理效应估计结果</i> | | | |
| <i>Conventional</i> | 1.002(0.813) | -0.250(0.395) | -0.014(0.373) |
| <i>Bias-corrected</i> | 1.035(0.813) | -0.294(0.395) | -0.125(0.373) |
| <i>Robust</i> | 1.035(0.928) | -0.294(0.487) | -0.125(0.432) |
| 总样本量 | 45 024 | 44 692 | 45 024 |
| 有效样本量 | 左: 5 888 右: 6 018 | 左: 6 374 右: 6 618 | 左: 5 888 右: 6 018 |

(三)稳健性检验。^①主要从如下角度进行稳健性检验:

1. 更换带宽的检验。在基准回归中使用最小化均方误差的方法确定最优带宽(Imbens 和 Kalyanaraman, 2012);在稳健性检验中,使用人为设定的带宽,其范围从小到大依次为子女 6 周岁前后的 6、12、18、24、30、36 个月。结果显示,不同带宽下的估计值均与最优带宽下的水平接近,且均在 5% 到 1% 的水平上显著,说明最优带宽下的估计较好地实现了有效性与精度之间的平衡。同时这也从侧面说明,流动人口在子女入学年龄到来之前大幅度提前参保的情况并不是普遍存在的,这种潜在的情况未对估计结果造成实质的影响。

2. 使用虚拟政策断点的检验。将子女 6 周岁的真实断点分别向左和向右移动 3、6、9 个月,把这些时点作为虚拟的年龄断点,仍然使用方程(4)估计当子女年龄超过虚拟断点父辈的社保参保率是否也会发生变化。结果表明,虚拟断点附近均不存在显著的处理效应,说明子女义务教育入学年龄附近出现的参保率变化不是来源于某些未观测因素导致的巧合。

3. 基于替换样本的安慰剂检验。2014 年以来,人口规模在 100 万以下的中小城市加快放松或取消落户限制,流动人口子女入学的门槛随之被放松乃至解除。与此同时,这些中小城市并不是我国的主要人口流入地,教育资源的相对稀缺性以及放宽入学限制可能引发的教育准公共品拥挤程度都明显弱于大城市。如果使用中小城市样本对方程(4)进行检验也能够识别到与基准回归相似的处理效应,则有理由怀疑存在子女入学之外的其他原因导致了流动人口参保率的变化。结果表明,中小城市样本在断点附近不存在显著的处理效应。

由于本地户籍人口在子女入学过程中不会面临与户籍身份相关的限制,因此为子女入学而参保的行为仅可能出现在流动劳动力群体中,在户籍人口样本中不应出现类似的处理效应。本文使用 2017 年中国家庭金融调查数据(CHFS),通过对比户口所在地级市与常住地级市是否一致以确定本地户籍人口样本,随后对方程(4)进行检验。结果显示,在断点附近户籍人口的平均参保率并没有出现明显的变化。

此外,本文还做了以下稳健性检验:一是在不同的多项式阶数下进行估计,结果均在 1%—5% 的水平上显著;二是分别基于社保类别以及流动家庭中学龄子女的数量进行检验,结果仍然稳健。

五、异质性分析

(一)基于样本学历或收入水平的异质性检验。本文通过理论机制部分的分析发现,在有限理性假设下,个体的受教育程度以及收入水平决定了参保净收益曲线的斜率,进而影响在不考虑子女入学问题情况下的参保决策。进一步分析发现,受教育程度以及收入还会通过净收益曲

^① 限于篇幅,稳健性检验详细结果未在正文汇报,留存备案。

线斜率影响为子女教育而参保的程度。由于为教育而参保的行为并不能带来社保短期收益的改善,因此这一行为实际上是现行户籍制度以及城市门槛性入学政策下,非本地户籍人口的一种被迫的子女教育投资。直观上不同学历以及不同收入水平人群的子女教育投资选择存在明显的差异,这也驱动我们探究上述差异是否同样会表现在为子女教育而参保这一行为之上。

首先,在 *CMDs* 数据中选取家中有小于 6 周岁(学龄前)子女的样本,这部分样本在流入地的平均参保率代表在产生子女入学需求之前,流动人口满足本地入学门槛条件的比率。因此在子女 6 周岁前平均参保率越低,说明有越多的人尚未满足入学条件,则有必要为了子女入学而改变参保行为的人数占比越大。随后,以是否接受高等教育为依据将流动人口样本分为中低学历样本和高学历样本,^①以平均收入为界划分相对的高收入和低

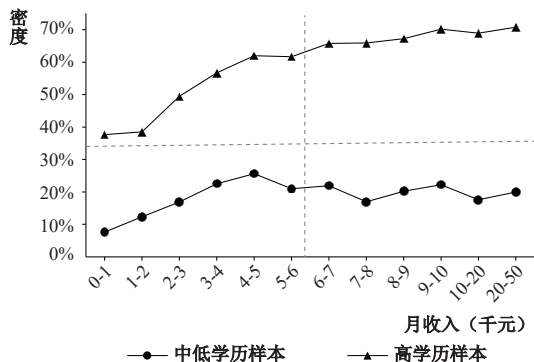


图 5 高学历与中低学历样本平均参保率对比

收入人群,在此基础上比较不同群体各自满足参保入学条件的比率。由图 5 可见,高学历流动人口的参保率总体上随收入上升,而低学历人群则未显示出上升趋势,从而导致两组的差距随着收入增加而扩张。在低学历组,即使是收入处于最高水平的人群,参保率也仅为 20%,比高学历组收入最低的人群还要低将近 18 个百分点。说明在尚未面临子女入学问题时,决定劳动力在流入地参保的主要因素在于其自身的受教育程度。

由于多数高学历劳动力已经满足了参保入学的门槛条件,在临近子女入学年龄时没有必要改变自身参保行为;而中低学历人群的参保率处于很低的水平,他们将具有更强的动机为子女教育而参保。但与此同时,不同收入水平人群承担子女教育投资的能力具有较大差距,高收入人群更具备通过参保来换取子女受教育机会的能力。换言之,学历和收入水平将分别影响参保的动机与能力,进而使得为子女教育而参保的行为在不同群体之间呈现出显著的差异。为验证上述推测,本文分别基于学历和收入进行了异质性检验。

表 3 列(1)和列(2)显示,中低学历样本的局部处理效应显著为正,而高学历样本对应系数估计值虽然也为正但显著性水平非常低。由此可见,大城市实施的入学门槛政策看似针对全体流动人口,实际却暗含了劳动技能偏向,政策导致的被迫教育投资主要发生在中低技能劳动力群体之中。而列(3)和列(4)则显示,低收入和高收入样本在断点附近均显示出正向的局部处理效应,但从显著性水平和系数估计值大小看,后者都更为突出。收入更高的人群更有能力通过在流入地参保的方式为其子女换取受教育机会,这显然会阻碍代际流动。

(二)基于学历和收入水平组合的异质性检验。在教育回报率为正的情况下,学历与收入之间存在明显的正向关联,高学历往往意味着高收入。但在表 3 报告的回归结果中,高学历样本的局部处理效应明显弱于低学历样本,而同时高收入样本却具有更大的处理效应,这一现象值得进一步挖掘。在“父母参保,子女入学”的门槛性政策下,劳动力的学历决定其是否会在子女入学前大量集中参保,收入则决定其是否有能力为入学参保。为了更加清晰地区分学历和收入各自对参保动机与参保能力的影响,本文以“学历—收入”组合的形式将样本分为四组,依次为:“高学历—低收入”“高学历—高收入”“低学历—低收入”“低学历—高收入”。图 5 虚线划分的四个区间近似刻画了上述四个分组,以下依次分析基于四个组别的检验结果。

^① 根据教育部历年《国家教育统计数据》的划分标准,小学属于初等教育,初中、普通高中以及职业高中属于中等教育,大学专科、本科及研究生阶段属于高等教育。

表 3 基于样本学历或收入水平的异质性检验

| | (1)中低学历 | (2)高学历 | (3)收入不高于均值 | (4)收入高于均值 |
|-----------------------|-----------------------------|----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| <i>Conventional</i> | 0.039 ^{**} (0.016) | 0.054(0.034) | 0.031 [*] (0.018) | 0.062 ^{**} (0.029) |
| <i>Bias-corrected</i> | 0.041 ^{**} (0.016) | 0.067 [*] (0.034) | 0.036 ^{**} (0.018) | 0.062 ^{**} (0.029) |
| <i>Robust</i> | 0.041 ^{**} (0.020) | 0.067 [*] (0.039) | 0.036 [*] (0.022) | 0.062 [*] (0.035) |
| 总样本量 | 35 104 | 9 588 | 21 037 | 16 992 |
| 有效样本量 | 左: 4 885 右: 5 644 | 左: 1 572 右: 1 163 | 左: 4 982 右: 5 271 | 左: 2 081 右: 2 047 |

第一,“高学历—低收入”人群的参保率不是最高,具备一定的集中参保动机,但其收入水平决定其参保能力有限,表 4 列(1)显示系数估计值虽然为正,但不具备显著性。第二,在子女未达到入学年龄前,“高学历—高收入”人群的参保率已经处于很高的水平,因此其集中改变参保行为的动机最弱,对应列(2)系数估计值非常小且不显著。第三,虽然大量的“低学历—低收入”人群具备为子女入学而参保的动机,但由于参保能力偏弱,因此列(3)也未显示出明显的处理效应。第四,“低学历—高收入”人群同时具备较强的参保动机与能力,他们最有可能在子女接近入学年龄时通过改变参保行为换取子女在流入地的入学机会。列(4)显示,对应系数估计值约为 0.09。这部分人群在子女 6 周岁前的平均参保率约为 20%,意味着为子女教育而参保使得其参保率在原有水平上提升了近 50%。

表 4 基于样本学历及收入组合的异质性检验

| | (1)高学历—低收入 | (2)高学历—高收入 | (3)低学历—低收入 | (4)低学历—高收入 |
|-----------------------|--------------------|------------------|----------------------|-----------------------------|
| <i>Conventional</i> | 0.052(0.046) | 0.000(0.047) | 0.024(0.019) | 0.091 ^{**} (0.037) |
| <i>Bias-corrected</i> | 0.059(0.046) | 0.005(0.047) | 0.029(0.019) | 0.086 ^{**} (0.037) |
| <i>Robust</i> | 0.059(0.054) | 0.005(0.056) | 0.029(0.022) | 0.086 [*] (0.045) |
| 总样本量 | 5 172 | 4 416 | 26 985 | 8 119 |
| 有效样本量 | 左: 1 319 右: 823 | 左: 986 右: 691 | 左: 4 156 右: 4 718 | 左: 1 095 右: 1 241 |

上述异质性检验结果验证了本文的研究假说 2,同时也表明,城市针对流动人口子女入学规定的门槛政策具有学历偏向性,更容易迫使中低学历人群为子女教育而改变参保行为。更为重要的是,低学历且低收入的人群因为参保能力有限从而最有可能被排除在随迁子女义务教育“应收尽收”的范围之外。教育公平是实现共同富裕的首要前提,让低学历、低收入群体的子女获得随迁进城并分享城市优质教育资源的机会,无论对于人力资本层面还是收入层面的代际流动都具有极为重要的意义。基于政策效应在不同群体间的差异,公共教育政策的制定应考虑适度向低收入、低技能劳动力倾斜。

(三)基于子女性别的异质性检验。出于“重男轻女”的传统观念以及现实中一些行业女性劳动力教育回报率偏低等原因,男孩和女孩随迁并在流入地接受教育所带来的收益对于流动人口而言可能是有差异的。换言之,图 2 中参保净收益曲线向上平移的幅度可能会因为子女的性别而有所不同。为此,本文基于子女性别进行异质性检验。

表 5 显示,流动人口为子女教育而参保

表 5 基于子女性别的异质性检验

| | (2)男孩 | (4)女孩 |
|-----------------------|------------------------------|----------------------|
| | (2) | (4) |
| <i>Conventional</i> | 0.098 ^{***} (0.028) | 0.010(0.030) |
| <i>Bias-corrected</i> | 0.108 ^{***} (0.028) | 0.007(0.030) |
| <i>Robust</i> | 0.108 ^{***} (0.032) | 0.007(0.036) |
| 总样本量 | 25 735 | 18 957 |
| 有效样本量 | 左: 3 254 右: 3 404 | 左: 3 573 右: 3 429 |

的行为确实存在明显的“重男轻女”倾向,当男孩临近入学年龄时,父代的平均参保率出现了非常显著的跳跃,上升幅度在10个百分点左右;但当女孩到达相同的年龄断点时,则没有出现显著的处理效应。说明在随迁子女入学限制政策之下,流动人口家庭更倾向于为男孩支付教育成本,意味着目前在中国家庭的人力资本投资决策中,仍然存在着明显的性别偏好,而入学的户籍限制会加剧家庭内部的资源分配不平衡。

六、结论与政策含义

伴随着人口结构的快速转变与劳动力集聚程度的持续上升,我国迫切需要进一步优化当前劳动力的空间配置并通过改善公共教育供给提升未来的劳动力素质。在此过程中,保障流动人口子女的受教育机会是至关重要的一环。

在公共教育资源尚无法实现完全按常住人口配置的情况下,大城市现行的入学门槛政策可以看作是推进公共教育户籍均等化的一种探索。一方面,门槛政策有限度地放松了户籍身份与公共服务权益间的关联,使一部分随迁子女获得了分享城市教育资源的机会。另一方面,相比于高额借读费、高学历人才子女优先入学等政策,将父母参加社保作为决定子女在当地入学的关键因素,在形式上打破了公共服务对外来流动人口的收入和学历偏向。但本文研究发现,为了换取子女的受教育机会,大量流动人口会选择在接近子女入学年龄时参保,而至少在短期内,这种参保行为没有为流动人口带来社保本身的收益。不仅如此,将教育和社保这两项核心公共服务捆绑在一起,实际上仍然暗含了对流动人口的学历和收入偏向。本文的异质性分析结果表明,由于高学历人群的社保参保率本身处于较高水平,门槛政策主要是迫使中、低学历人群为子女的义务教育而支付成本;而由于参保能力有限,低学历且低收入的人群的子女最有可能因此失去在父母就业地入学的机会。

劳动力市场集群与知识的溢出是导致经济集聚的根本原因,在这一过程中,高技能和低技能劳动之间的互补有助于更好地实现人力资本积累并提高人力资本的回报,从而成为推动现代经济增长的引擎(陆铭,2017)。因此目前随迁子女入学政策的调整不仅要杜绝将子女的入学资格与流动人口学历、收入水平等条件直接挂钩,而且还需要尽可能避免一些暗含了学历或劳动技能偏向性的政策门槛。由于目前社保总体上统筹层次不高,流动人口参保渠道受限,流动人口当中低技能以及灵活就业的劳动力在流入地参保率明显偏低。基于这一现实,应当审慎看待将父母参保作为影响子女入学关键因素的公平性。基于此,可以考虑设置差异化的政策门槛,重视对流动人口中低技能、低收入群体的政策倾斜,率先降低或取消对灵活就业、非正式就业人员的本地社保参保要求。

此外本文还发现,入学门槛加重了家庭人力资本投资中男孩偏好对女性福利的负面影响,表现为劳动力主要是在为男孩的教育而参保,这非常不利于改善女性在劳动力市场的地位。因此,入学政策的调整可以考虑适度优先放宽对流动儿童中女孩的入学门槛,破除子女教育投资“重男轻女”的倾向。

流动人口为子女教育而参保的现象意味着,大城市试图通过设置门槛性政策以限制消费规模的做法实际上可能难以取得缓解教育公共品拥挤的预期效果。从长远看,附着于户籍之上的子女教育门槛最终应当被彻底解除。为此,需要进一步做大并分好教育公共服务的蛋糕,推动实现公共教育资源按常住人口配置。首先,要统筹师资、建设用地以及财政资金,全力增加人口流入重点地区的义务教育学位供给,避免在公共教育领域形成本地户籍人群与流动人口之间的零和博弈,使以人为核心的新型城镇化建设具有更强的可持续性。其次,要进一步调整公共教育领

域事权和支出责任划分,形成与人口大规模流动相适应的教育供给成本分担机制,完善以人为核心的教育基本公共服务转移支付制度,促进转移支付资金分配与人口流动紧密挂钩,破解人口流入地面临的公共教育支出与收益不对等问题。建议在政府间转移支付制度中纳入专项的、有差异的且能够覆盖各地区生均办学成本的“义务教育券”资金,以动态性学籍为依据,对包括随迁子女在内的所有接受义务教育的学生进行配套性财政转移支付的资金保障。此外,更好地谋划公共教育成本分担机制,构建“钱随人走”的教育财政分配制度,首要的前提是能够对常住人口实际的教育公共服务需求量以及实现公共教育按常住人口配置所需的成本有一个清晰的判断,这一问题值得学界进一步研究。

* 本文受中央高校基本科研业务费专项资金(上海财经大学研究生创新基金)资助(CXJJ-2020-317)。同时感谢匿名审稿专家和编辑提出的宝贵意见。

主要参考文献:

- [1]陈昊,陈海英,王柏皓.市民化能提高地方政府教育投入吗?——以户籍制度改革为例[J].财经研究,2021,(12): 79-92.
- [2]陈钊,冯净冰.应该在哪里接受职业教育:来自教育回报空间差异的证据[J].世界经济,2015,(8): 132-149.
- [3]范方,桑标.亲子教育缺失与“留守儿童”人格、学绩及行为问题[J].心理科学,2005,(4): 855-858.
- [4]黎嘉辉.城市房价、公共品与流动人口留城意愿[J].财经研究,2019,(6): 86-100.
- [5]李强,臧文斌.父母外出对留守儿童健康的影响[J].经济学(季刊),2011,(1): 341-360.
- [6]李尧.教育公共服务、户籍歧视与流动人口居留意愿[J].财政研究,2020,(6): 92-104.
- [7]李云森.自选择、父母外出与留守儿童学习表现——基于不发达地区调查的实证研究[J].经济学(季刊),2013,(3): 1027-1050.
- [8]刘尚希.我国城镇化对财政体制的“五大挑战”及对策思路[J].地方财政研究,2012,(4): 4-10.
- [9]陆铭.城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来[J].经济学(季刊),2017,(4): 1499-1532.
- [10]吕学静,李佳.流动人口养老保险参与意愿及其影响因素的实证研究——基于“有限理性”学说[J].人口学刊,2012,(4): 14-23.
- [11]孟颖颖.有限理性的农民工社会保险需求与风险偏好研究——农民工社会保险参保率不足的一个解释[J].经济管理,2011,(10): 159-166.
- [12]秦立建,惠云,王震.流动人口的社会保险覆盖率及其影响因素分析[J].统计研究,2015,(1): 68-72.
- [13]王春超,叶蓓.城市如何吸引高技能人才?——基于教育制度改革的视角[J].经济研究,2021,(6): 191-208.
- [14]王春超,张呈磊.子女随迁与农民工的城市融入感[J].社会学研究,2017,(2): 199-224.
- [15]魏东霞,谌新民.落户门槛、技能偏向与儿童留守——基于2014年全国流动人口监测数据的实证研究[J].经济学(季刊),2018,(2): 549-578.
- [16]吴贾,张俊森.随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给[J].经济研究,2020,(11): 138-155.
- [17]夏纪军.人口流动性、公共收入与支出——户籍制度变迁动因分析[J].经济研究,2004,(10): 56-65.
- [18]夏怡然,陆铭.城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J].管理世界,2015,(10): 78-90.
- [19]朱琳,冯思澈,马啸.流动人口随迁子女入学政策友好程度研究——基于16个城市政策文本的分析[A].韩嘉玲.中国流动儿童教育发展报告(2019-2020)[M].北京:社会科学文献出版社,2020.
- [20]朱宇,林李月,柯文前.国内人口迁移流动的演变趋势:国际经验及其对中国的启示[J].人口研究,2016,(5): 50-60.
- [21]Imbens G, Kalyanaraman K. Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator[J]. *The Review of Economic Studies*, 2012, 79(3): 933-959.

- [22]Imbens G W, Lemieux T. Regression discontinuity designs: A guide to practice[J]. *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2): 615–635.
- [23]Keen M, Marchand M. Fiscal competition and the pattern of public spending[J]. *Journal of Public Economics*, 1997, 66(1): 33–53.
- [24]Simon H A. Rational decision making in business organizations[J]. *The American Economic Review*, 1979, 69(4): 493–513.
- [25]Wildasin D E. Nash equilibria in models of fiscal competition[J]. *Journal of Public Economics*, 1988, 35(2): 229–240.

Participate in Social Insurance for Children’s Education: Impact of the Entrance Threshold for Migrant Children on the Social Insurance Participation of Floating Population

Li Yao

*(School of Public Economics and Administration, Shanghai University of
Finance and Economics, Shanghai 200433, China)*

Summary: The education of migrant children is a major issue related to the efficiency of labor resource allocation and economic development potential. However, because the current urban public education resources cannot be allocated according to the permanent population, in order to avoid the potential crowding of quasi-public goods, large cities have set up a series of threshold policies for migrant children.

This paper finds that: (1) In exchange for their children’s schooling opportunities in the local area, some floating population will choose to participate in social insurance in the inflow area when their children are close to the school age of compulsory education. (2) At least in the short term, the behavior of participating in social insurance near the children’s schooling age does not bring the benefits of social insurance itself to the floating population. (3) Threshold policies are more likely to force middle- and low-educated people to change their decision-making for insurance for their children’s education. Moreover, children of low-income groups are more likely to lose the opportunity to relocate and enjoy urban public education resources.

The possible contributions of this paper are as follows: First, from the research perspective, this paper links the two important public services of education and social insurance, and then examines the consequences beyond policy intentions caused by individual behavioral adjustments. This is helpful for a more comprehensive understanding of the impact of the household registration discrimination policy in public education, and forms a certain supplement to the research on the equalization of household registration in public services and the low insurance participation rate of floating population. Second, heterogeneity analysis in this paper shows that the formulation of public education policies needs to fully consider the differences between groups, especially the protection of the rights and interests of low-skilled and low-income floating population, so as to avoid superimposed equity losses, which has strong policy implications.

Key words: education of migrant children; social insurance; regression discontinuity design

(责任编辑 石头)