

# 特大城市人口调控政策、入学门槛与儿童留守

陈媛媛 傅伟\*

**摘要:** 本文利用 2011—2016 年中国流动人口动态监测调查数据,使用双重差分的方法,检验 2014 年后城区人口 500 万以上的特大城市的人口调控政策对流动人口子女留守的影响。实证研究发现:(1) 2014 年后特大城市农村流动人口子女留守的概率显著增加;(2) 机制分析的结果发现,农村流动人口子女留守概率的增加主要是由于义务教育阶段入学门槛提高导致的,留守概率的增加主要集中在来自低技能低收入家庭和义务教育阶段的儿童,尤其是入学年龄的儿童。

**关键词:** 儿童留守; 人口调控政策; 入学门槛

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2023.01.06

## 一、引言

随着我国改革开放和城镇化的快速进展,大量的农村人口向城市转移。根据国家统计局 2015 年人口普查数据,我国目前流动人口(非本地户籍的常住人口)已高达 2.77 亿,占总人口比例超过 20%。流动人口子女规模也空前庞大,根据联合国儿童基金会《2015 年中国儿童人口状况:事实与数据》报告,以 2015 年人口普查数据估算,城乡流动儿童已达 3 426 万;农村留守儿童规模超过 6 877 万,两者加起来占全国儿童的 40%。流动人口子女是我国未来实现现代化、跨越中等收入陷阱的重要人力资源,是解决我国城市人口老龄化问题的关键。规模巨大的流动人口子女的教育问题给我国原有的以户籍制度为基础的教育体系带来了巨大的挑战,而如何解决好他们的教育不仅直接关系到当前社会的公正与和谐,也关系到未来我国高质量发展的大局。自 2001 年中央政府颁布“两为主”的指令以来,流动儿童在城市的教育问题有了显著的改善,公办学校就读比例随之稳步上升。《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》中关于“推进农业转移人口享有城镇基本公共服务”的部分,也把“保障随迁子女平等享有受教育权利”放在第一条的位置,表明了政府对解决流动人口子女教育问题的高度重视。

与此同时,根据《中国流动人口发展报告 2015》,人口流动城城转移进入上升趋势,特大城市吸纳流动人口的数量和人口聚集的态势进一步增强。大量的人口涌入给城市的

\* 陈媛媛,上海财经大学高等研究院,数理经济学教育部重点实验室;傅伟,美国宾夕法尼亚大学 Perelman 药学院,神经退化基因组学研究中心。通信作者及地址:陈媛媛,上海市国定路 777 号上海财经大学高等研究院,200433;电话:(021) 65903121;E-mail:yychen@mail.shufe.edu.cn。陈媛媛感谢国家自然科学基金面上项目(71773074、72273081)、国家自然科学基金重点项目(72034006)的资助,感谢匿名审稿人提出的宝贵建议,文责自负。

治理和公共服务供给带来了巨大的挑战,特大城市高污染、高房价、高拥堵等“城市病”日益凸显。《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》明确了要“严格控制城区人口500万以上的特大城市人口规模”,随之特大城市地方政府开始多方位采取措施进行人口疏导,包括外迁各类批发市场、拆除违章建筑、关停街边店铺等,流动儿童入学的门槛也随之提高。同时,入学门槛的提高是技能偏向的,其主要影响的是低技能流动人口子女在流入地的入学权利,然而,低技能劳动力在权衡城市之间的收入差异后,往往无法为陪伴子女而放弃特大城市的工作机会。由于特大城市存在收入溢价,农民工更倾向于留在特大城市(Xing and Zhang, 2017),当落户门槛或者入学门槛提高时,低技能劳动力可能会选择自己留在城市,让子女留守(魏东霞和谌新民, 2018; 吴贾和张俊森, 2020)。因此,如果提高入学门槛的政策不能有效地疏导低技能劳动力离开城市,而只是改变其子女随迁的决策,导致儿童留守比例的增加,最终将会降低我国人力资本的长期积累,不利于我国城镇化的健康推进和可持续性发展。

很多研究发现留守儿童由于在成长的关键时期缺少父母的陪伴,容易产生各种心理问题(Zhang et al., 2014; Zhao et al., 2014; Meng and Yamauchi, 2017)。Zhao et al. (2014)发现父母的迁移降低了孩子数学成绩的排名,且这种影响随着母亲的迁移更加明显。Shen and Zhang (2018)利用CFPS的数据,发现母亲迁移对子女主观心理健康的负面影响显著,独自留守对男孩的负面影响更显著等。同时,从城市返乡的儿童面临更多的心理压力,无法适应不同的学校环境、新的同学和不一样的教材体系和教学模式。Koo et al. (2014)通过对39名返乡流动儿童的采访发现,返乡流动儿童无法将在迁移地获得的优势转化为在老家学校中学业上的成就。陆伟等(2017)也发现回流儿童是农村学校中最弱势的群体,更容易受到同伴的欺凌、出现心理压抑与失眠等问题。

本文利用2011—2016年中国流动人口动态监测调查数据,比较2013年城区人口超过500万的11个特大城市与其他城市之间,在政策前后,农村流动人口子女留守概率的变化。我们发现2014年以后,与其他城市相比,特大城市的农村流动人口子女留守概率显著增加,与单方父母分离的留守和与双方父母分离的独自留守的概率都显著增加。本文进一步探讨影响儿童留守概率增加的机制,发现主要是由于特大城市义务教育阶段入学门槛提高导致的,儿童留守概率的增加主要集中在低技能低收入的家庭和义务教育阶段的儿童,尤其是入学年龄的儿童。

此外,流动人口监测数据仅包括当年正在各个城市的流动人口样本,我们的实证结果可能会受到由于家长流动而导致的样本选择性偏差。如果入学门槛的提高本身导致成年流动人口迁移决策的变化,也可能导致儿童留守的比例增加。比如由于特大城市入学门槛的提高,使得不愿意与子女分离的流动人口选择离开特大城市和子女一起迁移到入学门槛较低的中小城市或者回到农村老家,这也会使特大城市现有的流动家庭的子女留守比例相对于其他城市上升。为排除这个可能性,我们进行了两个检验:(1)特大城市与其他大城市相比,在2014年前后是否在人口总量和人口结构上发生变化,如果人口调控政策导致父母迁移,那么特大城市的常住人口相对总量会有所下降,同时流动人口中低技能劳动力的比例会减少。但是,实证检验并没有发现特大城市常住人口相对总量

和成年流动人口的技能结构发生显著变化。(2)把样本限制在流入地城市移民时间超过一定年限的流动人口,检验在政策前就迁入各城市的流动人口子女迁移的决策,结果仍然稳健。

本文的主要贡献有三点。第一,从政策含义上看,一方面,国务院2016年公布了《关于加强农村留守儿童关爱保护工作的意见》,提出要从源头上逐步减少儿童留守现象。本文的实证结果表明儿童留守与流入地城市接纳流动儿童教育的制度有着密切的关系,因此减少儿童留守的现象应该着重从流入地城市着手。另一方面,本文同时也论证了入学门槛的提高本身在调控成年人口流动中并没有起到有效的作用,该结论为未来相关政策的制定提供了科学的指导与依据。第二,从文献的贡献上看,目前关于移民限制政策影响的文献主要讨论国际移民限制政策可能产生的负面影响,如更严格的移民政策可能会导致犯罪率的提高(Miles and Cox, 2014),增加儿童贫困率和医保参与率(Amuedo-Dorantes and Lopez, 2015; Amuedo-Dorantes et al., 2018)。但是对于国内不同城市之间移民限制政策的影响研究的较少,因此本文的研究为这支文献做了重要的补充。第三,从实证研究的识别上看,很多研究都利用流动人口监测数据研究儿童留守的问题(魏东霞和谌新民, 2018; 杨娟和宁静馨, 2019),但是都忽略了使用该数据可能有样本选择性的估计偏差,本文提出并修正了这类偏差。

## 二、政策背景

### (一) 流动儿童教育政策变化及特大城市的人口调控政策

这一节将分三个阶段讨论城市接纳流动儿童教育的政策变化,并介绍特大城市2014年以后的人口调控政策。

第一阶段是2001年以前,流入地城市政府承担流动儿童义务教育的责任并没有明确的界定。由于义务教育阶段的预算主要来自地方政府,且不能在城市之间流动,地方政策的教育预算主要服务于当地户口的儿童。因此,没有当地户口的流动儿童没有享受当地免费义务教育的权利。流动儿童进入公办学校需要交纳高昂的借读费用,并提供相应的证明资料,加上学位额度的限制,大部分流动儿童无法进入公办学校就读。为满足流动儿童的教育需求,基于市场需求的农民工子弟学校应运而生。到21世纪初,农民工子弟学校在教育城市流动儿童方面发挥了比公办学校更重要的作用。根据韩嘉玲(2017)统计,2001年北京和上海的流动儿童分别有87%和55%在农民工子弟学校就读。当时,农民工子弟学校以营利为目的,教育质量很差,并且由于这些学校在我国教育体系中缺乏明确的法律地位,经常面临着被关闭和改变地点的状况。2000年以后,随着社会各界的捐助和地方政府补贴的增加,许多农民工子弟学校的办学条件有了实质性的改善。尽管如此,农民工子弟学校和他们的学生仍处在“体制之外”,面临的基础性制度障碍仍一直存在。

第二阶段是2001—2013年,中央政府颁布指令,要求流入地城市承担流动儿童义务教育的责任,并要求以公办学校作为招收流动儿童的主要渠道。逐渐地,流入地城市

开始制定公办学校招收流动儿童的相关政策,一些城市允许有居住证明和合法工作的流动人口子女进入附近尚有学位的公办学校。在城市公办学校就读的流动儿童比例随之逐步上升,国务院教育督导委员会办公室的报告显示,2014年全国进城务工随迁子女在校生1249.7万人,其中79.5%在公办学校就读(徐晓新和张秀兰,2016)。2012年,中央政府发布了指令,要求地方政府不但要承担流动儿童的义务教育,在公办学校招收流动儿童,而且当地政府应当在教育计划和财务预算中纳入流动儿童,流动儿童在流入地的义务教育得到了一定的保障。但是,义务教育阶段之后,由于异地中高考的限制,流动儿童的入学和升学问题仍然未得到实质性的解决。自2012年中央政府发布指令允许流动儿童在流入地城市参加中考或者高考,超过一半的省级政府在2013年开始实施相关政策。但是,不同省份对于流动儿童参加异地中高考的资格要求有很大的差异,而且这些要求大多数流动儿童难以满足,尤其是来自一般或贫困家庭的流动儿童。吴霓和朱富言(2016)建议对现行的教育体制进行改革,进一步深化中考和高考制度改革,让公共的教育资源更好地适应流动儿童的需求。

第三阶段是2014年以来,特大城市开始实施人口调控政策。《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》明确了“严格控制城区人口500万以上的特大城市人口规模”的思路,随之特大城市地方政府开始实施人口调控的措施。各大城市在“十三五”规划中提出2020年人口目标,把控制人口规模作为城市治理与规划中的重要任务,并提高了公办学校的入学门槛。与此同时,许多研究发现2014年留守儿童的数量有所增加。魏东霞和谌新民(2018)使用流动人口监测数据估计,全国农村留守的儿童规模从2013年的2337万增加到2014年的2408万,2015年达2533万。Chan and Ren(2018)利用人口普查数据,发现从2010年到2015年全国流动人口18岁以下的子女总量下降了150万,但儿童留守的人数增加了10万;其中北京和上海流动人口家庭子女留守的概率均增加了6.1%。

## (二)特大城市入学门槛的提高

这一节将着重讨论2014年前后特大城市入学门槛的变化,以北上广深等城市的入学门槛的变化和其农民工子弟学校体系为例阐述入学门槛提高的具体措施。以北京为例,北京2013年流动儿童有77%进入公办学校就读,其他进入民办打工子弟学校就读。2014年以后,从各区的义务教育阶段随迁子女入学政策文件梳理可以看出,流动儿童进入公办学校的门槛提高了,各个区从不同程度上对入学要求的“五证”有了更严格的定义(赵晗与魏佳羽,2016)。不符合条件的流动儿童原本可以进入民办打工子弟学校就读,但是在北京的打工子弟学校中有一半是政府未审批的。这些学校在2014年以后由于政策变化和各地区的拆迁拆违,很多学校已经被关闭或面临随时被关闭的风险。因此整体来看,流动儿童进入公办学校和打工子弟学校就读的难度都增加了。

相应的,上海公办学校的入学门槛也有所提高,从2014年开始,义务教育阶段的入学门槛从原有的“临时居住证”提高到父母一方需要有“居住证”或者需要有连续两年的“灵活就业证”。截至2014年,上海流动儿童有78%进入公办学校就读,其他在民办农民工子弟学校就读。但是,上海的民办农民工子弟学校与北京有所不同。上海自2008年以后,所有的农民工子弟学校全部转为民办教育,其所有费用完全由政府支付,

流动儿童在民办农民工子弟学校就读同样享受免费的义务教育 (Chen and Feng, 2017)。2014 年公办学校入学门槛的变化同样也适用于民办农民工子弟学校。这意味着不符合新入学门槛规定的儿童, 义务教育阶段既不能进入公办学校就读, 也不能进入农民工子弟学校就读。

广州与深圳公办学校的入学门槛也有所提高, 对入学积分的要求相应上升。广州与深圳超过一半以上的流动儿童在农民工子弟学校就读。广州与深圳的农民工子弟学校都是合法的, 并且是相对市场化的运营, 进入这部分学校就读的流动儿童家庭需要自己承担学费。由于公办学校门槛提高而不能入学的流动儿童可以进入农民工子弟学校就读, 但民办学校的学位扩张也受到一定的限制, 因此进入民办农民工子弟学校就读的竞争程度增加。不过由于农民工子弟学校可以吸纳大量的流动儿童入学, 因此总体上广州与深圳流动儿童的入学问题相对没有北京和上海那么严峻。

其他人口超过 500 万的城市情况比较类似, 以南京、武汉为例, 公办学校的门槛也相应提高, 农民工子弟学校数量减少。根据作者对各大城市公办学校和农民工子弟学校校长的采访, 这些城市在政策的实际执行上并没有北上广深那么严格, 在公办学校仍有剩余学位的时候, 学校在招生的实际操作上会有不同程度的放宽。

### 三、计量模型和数据描述

#### (一) 计量模型

为了检验特大城市入学门槛变化对于儿童留守的影响, 我们采用双重差分 (DID) 的实证分析框架, 具体模型设置如式 (1) 所示:

$$left_{itc} = \beta_0 + \gamma_1 LC_c \times Post_t + \beta_1 X_{ict} + \beta_2 Z_{ct} + \theta_t + \lambda_c + \epsilon_{ict}. \quad (1)$$

这里,  $left_{itc}$  表示在  $c$  城市的流动人口子女  $i$  在  $t$  年被留守的虚拟变量,  $LC_c$  表示特大城市的虚拟变量, 2013 年 (政策执行前最后一年) 城区人口超过 500 万的 11 个城市是实验组 (特大城市), 其他城区人口大于 100 万的城市为控制组 (其他城市)。  $Post_t$  表示人口调控政策执行以后的虚拟变量。系数  $\gamma_1$  是 DID 的估计值。  $X_{ict}$  代表儿童个人特征和家庭背景特征的向量,  $Z_{ct}$  代表城市随着时间变化的向量, 参见表 1 注释。我们还控制了流入地城市的固定效应  $\lambda_c$  和年份固定效应  $\theta_t$ 。考虑到同一个城市内, 流动人口个体受同一政策影响, 其决策具有相关性, 模型采用城市层面的聚类标准误。

使用 DID 的分析方法, 需要验证实验组和控制组之间是否存在共同趋势。我们依据 Acemoglu and Finkelstein (2008) 的方法, 把政策执行的前一年 (2013) 作为默认年份, 其他的年份均作为虚拟变量和特大城市做交互项放入回归, 检验特大城市和其他城市在政策执行之前的任意一年中, 流动人口子女的留守概率是否存在差异。如果 2011 年和 2012 年的交互项前面的系数不显著, 代表特大城市和其他城市之间, 在人口调控政策执行之前, 流动人口子女的留守概率不存在趋势上的差异, 那么主要政策后年份的回归系数  $\gamma_j (j \geq 2014)$  反映了人口调控政策的影响。具体如模型 (2) 所示:

$$left_{itc} = \beta_0 + \sum_{j \neq 2013} \gamma_j LC_c \times 1\{Year = j\} + \beta_1 X_{ict} + \beta_2 Z_{ct} + \theta_t + \lambda_c + \epsilon_{ict}. \quad (2)$$

## (二) 数据描述

本文使用2011—2016年中国流动人口动态监测调查数据(China Migrants Dynamic Survey, 简称CMDS)。该数据覆盖全国31个省(区、市)中流动人口较为集中的流入地城市,是关于流动人口样本量最大的具有全国代表性的数据集。需注意的是,流动人口监测数据是以家庭为样本进行抽样的,不包括在单位集体居住的流动人口,因此,本文的主要实证结果是基于以家庭居住的流动人口子女留守的情况。城市层面的变量数据来源于《中国城市年鉴》。

在基准分析中,我们将样本限制在2013年城区人口数量超过100万的69个城市,这是因为人口数量更少的城市中流动人口在CMDS中的样本量少,可能影响样本的代表性。其中城市人口2013年超过500万的11个城市,包括北京、上海、广州、深圳、天津、重庆、南京、东莞、武汉、沈阳和郑州,这些城市都受到《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》中“严格控制城区人口500万以上的特大城市人口规模”政策的影响。从政策变化的时间上看,由于入学门槛的变化是从2014年开始的,CMDS数据2014年的调查月份是5月份,这时政策已经出台,尽管新学期在9月份开学,但仍不排除有家长提前安排子女的就学而发生迁移。因此,本文主要结果以2011—2013为政策之前的年份,2014—2016年为政策后的年份。

对于流动人口的样本,本文聚焦于父母均为农村户籍的流动人口、家庭户主年龄22—55岁、教育水平低于大学毕业的样本。同时,本文只包括在流入地城市超过一年的流动人口,因为短期的流动人口在城市的生活还不稳定。对于儿童样本,由于入学门槛的政策更多会影响到学龄的儿童,因此样本限制在年龄6—15岁。6岁以下儿童可以选择留在家中或者送到非正规的托管处,而16周岁以上的孩子基本已经完成九年义务教育,已经可以合法进入劳动力市场,如果政策发生变化,家长可能会选择让子女直接进入劳动力市场,因此可以不受到入学政策的影响。

本文主要的被解释变量是儿童是否留守的虚拟变量,如果一个儿童不与其被访问的家长住在同一个城市,该变量取1,否则取0。因此本文儿童留守指的是儿童不与一方或者双方父母住在同一个城市的情况,这个儿童有可能住在老家城市或者住在其他的城市。<sup>1</sup>后文也将使用民政部2016年给出的留守儿童定义,即独自留守,如果儿童不与双方父母同住在一个城市,该变量取1,否则取0。

图1刻画了流动人口子女留守的比例在两类城市之间从2011年到2016年的变化趋势。特大城市每一年流动人口子女的留守概率都比其他城市更高。2014年以前两组城市在趋势上并没有显著差异<sup>2</sup>,2014年之后,特大城市儿童留守的概率出现了逆转,留守的概率从2013年的0.346增加到2014年的0.360,之后继续上升,2015年达到最高点0.393,2016年略有下降但仍高达0.377,而其他城市该比例在2013—2014年几乎不变,仅在2015年略有所增加。

<sup>1</sup> 根据2018版《中国儿童发展指标图集》,流动儿童中有1884万不能和父母双方一起居住的留守儿童。

<sup>2</sup> 特大城市流动人口子女留守概率在2012年出现上升,到2013年有所回落。

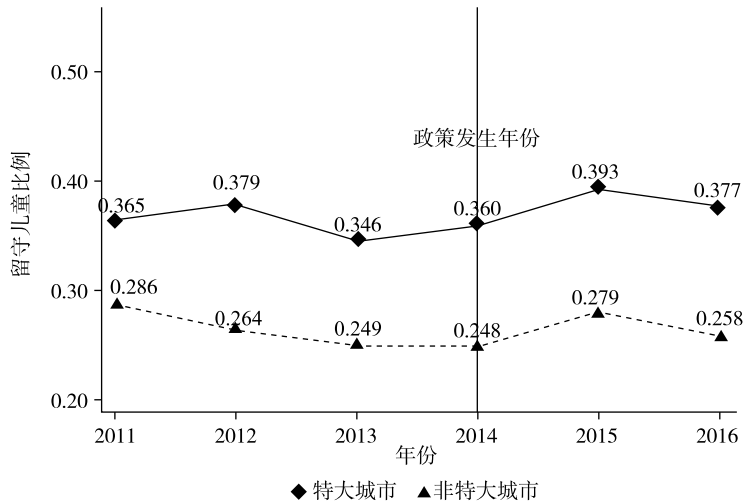


图 1 特大城市与其他城市流动人口子女留守比率的时间趋势

## 四、回归结果及分析

### (一) 基准回归结果

表 1 比较特大城市与其他大城市，在 2014 年实行人口调控政策前后，农村流动人口子女留守概率的变化。第 (1) — (3) 列汇报了模型 (1) 的回归结果，在第 (1) 列中仅控制年份的固定效应，DID 的系数显示，与其他城市相比，特大城市在政策之后流动人口子女留守的概率显著增加了 11.5 个百分点。第 (2) 列控制了一系列儿童、家庭和来源地省份的固定效应后，结果仍一致。考虑到流入地城市的产业结构、公共服务，以及城市不随时间变化的特征会影响家长是否让子女随迁的决策，第 (3) 列中增加控制了流入地城市随时间变化的特征和城市固定效应，DID 的系数为 0.04，在 1% 的水平下显著。根据魏东霞和谌新民 (2018) 的估算，本文 11 个特大城市农村留守儿童 2014 年的总数量为 966.11 万，这些城市政策前儿童留守概率为 0.364，在假定留守儿童比例在两组城市政策前具有平行趋势的情况下估算，特大城市的儿童留守总量增加了 106.16 万人。

为了检验共同趋势并评估政策影响在时间上的变化，第 (4) 列中控制了特大城市与 2013 年的交互项，结果显示该系数不显著，表明特大城市与其他城市在政策前没有趋势差异。第 (5) 列汇报了模型 (2) 的回归结果，特大城市与 2011、2012 的交互项都不显著，这表明在政策执行之前，特大城市与其他城市，儿童留守的概率并没有趋势上的差异。在政策后的三年中，特大城市儿童留守的概率均比 2013 年有显著上升，2014 年该比率上升了 2.2 个百分点，这可能是由于 2014 年样本是在 5 月份调查的，原来的学期还没有结束，因此很多家庭还没有让子女留守，政策的影响没有全部从数据中呈现。到 2015 年和 2016 年，政策的影响系数有了显著上升，达到 5.3 和 5.0 个百分点。

表1 儿童留守的基准回归结果

因变量：儿童留守	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
特大城市× <i>Post</i>	0.115*** (0.040)	0.108*** (0.034)	0.040*** (0.014)	0.040** (0.016)	
特大城市×2016					0.050** (0.022)
特大城市×2015					0.053*** (0.018)
特大城市×2014					0.022* (0.012)
特大城市×2013				-0.001 (0.013)	
特大城市×2012					0.010 (0.013)
特大城市×2011					-0.013 (0.016)
城市特征变量	—	—	是	是	是
流入地城市固定效应	—	—	是	是	是
儿童特征变量	—	是	是	是	是
家庭特征变量	—	是	是	是	是
来源地省份固定效应	—	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
政策前对照组因变量均值			0.264		
政策前实验组因变量均值			0.364		
调整 $R^2$	0.008	0.092	0.155	0.155	0.155
样本数	171 341	171 341	171 341	171 341	171 341
城市数	69	69	69	69	69

注：(1) 儿童特征变量包括性别、年龄、年龄的平方；家庭特征变量包括家庭户主年龄、年龄的平方、性别、婚姻状态，受教育水平、独生子女家庭、二孩家庭、户主在  $c$  城市移民的时间、家庭收入的对数；城市特征变量包括城市的平均年工资水平，第二、三产业分别占 GDP 的比重，每万人本科毕业生的比例，城市人均的财政支出以及城市房地产投资 (log)。(2) 括号内为城市层面的聚类标准误；\*\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*表示  $p < 0.1$ 。(3) 以下所有表格如无特别说明均适用本注释。

2016 年民政部公布了新的留守儿童定义，即不与双方父母同住，或者一方外出另一方无监护能力的 16 岁以下的儿童，按照这个定义全国农村留守儿童的总人数为 902 万。不与双方父母同住对于子女成长的负面影响比一方留守更为严峻，因此表 2 分别估计了儿童与一方父母留守和儿童独自留守的回归结果，总体上与表 1 一致，表明与其他城市相比，特大城市在人口调控政策后，流动人口子女无论是与一方父母留守还是独自留守的概率都显著增加，且在政策执行前两类城市在儿童留守的比例上没有显著差异。同时，儿童与一方父母留守概率的相对增加意味着特大城市人口调控政策也提高了夫妻分离的概率，第 (3) 列将因变量改为夫妻分离，结果也验证了这一点。



表 2 儿童不同留守类型与夫妻分离的回归结果

因变量	儿童与一方父母留守	儿童独自留守	夫妻分离
	(1)	(2)	(3)
特大城市×2016	0.043*** (0.015)	0.034* (0.020)	0.028** (0.011)
特大城市×2015	0.042*** (0.011)	0.041** (0.017)	0.022*** (0.007)
特大城市×2014	0.021* (0.011)	0.014 (0.011)	0.010 (0.007)
特大城市×2012	0.011 (0.008)	0.006 (0.013)	0.007 (0.006)
特大城市×2011	0.010 (0.015)	-0.017 (0.015)	0.016 (0.015)
儿童特征变量	是	是	—
家庭特征变量	是	是	是
城市特征变量	是	是	是
来源地省份固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
流入地城市固定效应	是	是	是
政策前对照组因变量均值	0.067	0.221	0.065
调整 $R^2$	0.122	0.141	0.091
样本数	129 490	161 647	138 198
城市数	69	69	69

注：(1) 第(1)列中删除儿童独自留守的样本；第(2)列中删除与一方父母留守的样本；第(3)列以家庭为样本，如果一对夫妇有多个子女仍作为一个样本，样本包含有5—16岁孩子，并满足数据描述中家庭特征条件的夫妻。(2) 括号内为城市层面的聚类标准误；\*\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*表示  $p < 0.1$ 。

## (二) 机制分析

基准回归中的结果显示特大城市在2014年以后流动人口子女留守的概率相对于其他城市增加了，但是2014年前后这些城市也同时发生其他的变化。同时，城区人口超过500万的城市都面临人口调控的政策，而人口调控政策中除了提高流动儿童的入学门槛以外，还包括产业转移、拆除违章建筑、关停街边店铺等一系列人口疏导的措施，因此基准回归的结果是否是入学门槛提高导致的需要进一步验证。

第一，特大城市的一系列人口调控政策，包括入学门槛的提高都是技能偏向的。人口调控政策旨在控制人口总量的同时，优化人口结构、减少低技能流动人口的数量。因此，如果是人口调控政策的影响，那么低技能水平的流动人口子女留守的概率会增加得更多。表3中将流动人口按照教育和收入水平来进行技能分类，结果证实流动人口子女留守概率的增加是技能偏向的。父母教育水平低于高中的子女留守概率在2014年以后所有年份的交互项系数都显著增加了，而高中及以上组的政策后年份的系数均不显著。

第(3)、(4)列以家庭月收入是否高于流入地城市的样本均值为标准进行划分,结果显示流动人口子女留守的现象主要集中在低收入的家庭。这主要是因为低技能低收入的家庭通常更难缴纳社保或者有合法的租房合同等,因此更难满足入学门槛的要求,其子女留守的概率也更高。

第二,特大城市入学门槛的变化,主要影响的是义务教育阶段的儿童。如果儿童留守概率的增加是由于人口调控政策中除入学门槛的其他政策引起的,那么儿童留守概率的增加应该与年龄无关。表4中将样本按儿童年龄分为4组,学前(3—5岁)、小学(6—11岁)、初中(12—15岁)和初中毕业以后(16岁及以上)。结果表明小学阶段的儿童,特大城市中流动人口子女留守的概率在2014—2016年都显著增加,初中阶段儿童在2015年和2016年显著增加。这说明特大城市流动人口子女留守概率的相对增加是由于义务教育阶段入学门槛的提高导致的。

表3 父母技能水平与子女留守概率

因变量: 儿童留守 分组:	户主教育水平		家庭月收入	
	高中及 以上	高中 以下	高于所在城市 样本均值	低于所在城市 样本均值
	(1)	(2)	(3)	(4)
特大城市×2016	0.027 (0.029)	0.056** (0.023)	0.031 (0.036)	0.052** (0.023)
特大城市×2015	0.021 (0.025)	0.063*** (0.017)	0.021 (0.031)	0.060*** (0.018)
特大城市×2014	-0.007 (0.025)	0.029** (0.012)	0.002 (0.017)	0.027* (0.016)
特大城市×2012	-0.027 (0.022)	0.016 (0.013)	0.014 (0.016)	0.006 (0.017)
特大城市×2011	-0.050* (0.027)	-0.008 (0.016)	-0.005 (0.017)	-0.020 (0.021)
儿童特征变量	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
来源地省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
流入地城市固定效应	是	是	是	是
政策前对照组因变量均值	0.258	0.265	0.227	0.280
调整R <sup>2</sup>	0.143	0.159	0.118	0.164
样本数	28 452	142 889	49 191	122 150
城市数	69	69	69	69

注:(1)本文依据CMDS数据计算出城市家庭月收入均值。(2)括号内为城市层面的聚类标准误;\*\*\*表示 $p < 0.01$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*表示 $p < 0.1$ 。

表 4 不同年龄阶段儿童留守概率的变化情况

因变量：儿童留守 儿童年龄分组	学前阶段 (3—5 岁) (1)	小学教育阶段 (6—11 岁) (2)	初中教育阶段 (12—15 岁) (3)	初中毕业 (16—19 岁) (4)
特大城市×2016	0.048* (0.025)	0.049** (0.022)	0.061** (0.025)	0.032 (0.022)
特大城市×2015	0.020 (0.023)	0.056*** (0.018)	0.054*** (0.019)	0.020 (0.014)
特大城市×2014	0.018 (0.015)	0.025** (0.012)	0.017 (0.017)	-0.014 (0.018)
特大城市×2012	0.015 (0.018)	0.004 (0.013)	0.022 (0.017)	0.001 (0.016)
特大城市×2011	-0.037** (0.017)	-0.019 (0.017)	0.007 (0.020)	-0.024 (0.023)
儿童特征变量	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
来源地省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
流入地城市固定效应	是	是	是	是
政策前对照组因变量均值	0.252	0.248	0.302	0.387
调整 R <sup>2</sup>	0.131	0.144	0.179	0.158
样本数	65 778	123 654	47 687	54 718
城市数	69	69	69	69

注：括号内为城市层面的聚类标准误；\*\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*表示  $p < 0.1$ 。

第三，由于本文的基准结果也可能是由于其他城市政策变化引起的，如 2012 年中央政府发布了指令，要求地方政府应当将流动儿童纳入教育计划和财务预算，如果其他城市实行该政策并且政策有一两年的时滞效应，那么基准回归的结果可能是其他城市的政策变化所致。因此，我们分别检验特大城市内部和其他城市内部的变化。考虑到入学门槛的提高影响更多的是中小学入学年龄的儿童，表 5 第 (1)、(2) 列把样本限制在特大城市内部，第 (3)、(4) 列将样本限制在其他 58 个城市，两组都将中小学入学年龄的儿童 (5—7 岁和 11—12 岁) 作为实验组，其他年龄儿童作为控制组。结果显示，无论使用政策前后的差异还是每年的交互项估计，只有特大城市在入学年龄与非入学年龄的儿童间存在差异。因此，基准回归的结果主要是特大城市的入学门槛提高所致，而不是其他城市政策变化的结果。

最后，我们还检验了污染、房价、高铁以及农村教育发展等因素的影响，基准结果仍然稳健。由于篇幅限制，未做具体汇报。

表5 入学年龄与非入学年龄的儿童留守概率的变化差异

	特大城市儿童样本		其他非特大城市儿童样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)
入学年龄× <i>Post</i>	0.017*		0.005	
	(0.009)		(0.006)	
入学年龄×2016		0.017*		-0.009
		(0.009)		(0.008)
入学年龄×2015		0.034***		0.013
		(0.011)		(0.009)
入学年龄×2014		0.008		0.009
		(0.016)		(0.008)
入学年龄×2012		0.005		0.002
		(0.010)		(0.007)
入学年龄×2011		0.003		-0.003
		(0.019)		(0.008)
儿童特征变量	是	是	是	是
家庭特征变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
来源地省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
流入地城市固定效应	是	是	是	是
政策前对照组因变量均值		0.328		0.249
调整 $R^2$	0.120	0.120	0.142	0.142
样本数	103 454	103 454	191 944	191 944
城市数	11	11	58	58

注：(1) 样本包括0—15岁孩子，其中5—7岁、11—12岁孩子为入学年龄。(2) 括号内为城市层面的聚类标准误；\*\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*表示  $p < 0.1$ 。

### (三) 政策力度的差异

在特大城市内部也存在政策力度的差异。首先，北京、上海由于其特殊的农民工子弟学校体系，导致公办学校门槛提升后，不符合要求的儿童无法通过农民工子弟学校来解决就学问题，其“教育控人”力度也更大。表6第(1)列将北京、上海作为实验组，其他特大城市作为控制组，DID的结果显示北京、上海相对于其他特大城市在2015年和2016年儿童留守概率有了显著增加，且系数在2016年有了进一步上升。这是因为2016年北上的入学门槛有了进一步提高，比如上海2016年开始，“灵活就业证”的要求从2年提高到3年，居住证的办理条件在缴纳半年社保的基础上，增加了合法居住的条件；北京各区在“五证”的审核流程上有了更严格的要求（赵晗与魏佳羽，2016）。

其次，广州、深圳有超过一半的流动儿童在民办农民工子弟学校就读，因此尽管公办学校的入学门槛有所提高，但是广深民办学校可以在一定程度上缓解政策的影响。第

(2) 列中, 比较了广深和除北上以外的其他特大城市, 结果显示所有政策后年份的系数都为负, 这表明民办学校可以在很大程度上解决流动儿童在城市的入学问题, 缓解儿童留守的问题。

最后, 在特大城市与其他城市比较的结果还可能是因为随着城市规模的增加, 其教育资源变得更为紧缺导致的, 而与人口调控政策无关。为排除这个假设, 第(3)、(4)列使用安慰剂检验, 将样本限制在人口100万和500万之间的58个城市, 将人口超过300万, 或者超过200万作为政策的分界点区分实验组和控制组, 结果显示每一年交互项的系数均不显著, 这表明在人口低于500万的城市中, 并不存在大城市比小城市儿童留守概率增加的情况。

表6 不同城市政策力度的差异

	北京 上海	广州 深圳	大城市 (12) 300万—500万	大城市 (25) 200万—500万
实验组				
对照组	其他 特大城市	其他特大城市 (除北京、上海)	其他城市 (46) 小于300万	其他城市 (33) 小于200万
	(1)	(2)	(3)	(4)
实验组×2016	0.052* [0.013—0.086]	-0.071* [-0.164—-0.008]	0.030 (0.019)	0.013 (0.022)
实验组×2015	0.029* [0.001—0.052]	-0.000 [-0.054—0.026]	0.010 (0.029)	0.009 (0.027)
实验组×2014	0.030 [-0.009—0.066]	-0.021 [-0.084—0.071]	0.006 (0.016)	0.001 (0.014)
实验组×2012	0.015 [-0.037—0.052]	0.033 [-0.153—-0.065]	0.008 (0.017)	0.017 (0.016)
实验组×2011	-0.034 [-0.095—0.043]	-0.048 [-0.261—0.124]	0.024 (0.028)	0.028 (0.024)
儿童、家庭、城市特征	是	是	是	是
来源地省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
流入地城市固定效应	是	是	是	是
政策前对照组因变量均值	0.333	0.289	0.266	0.235
调整 R <sup>2</sup>	0.136	0.136	0.157	0.157
样本数/城市数	59 000/11	36 861/9	112 341/58	112 341/58

注: 第(1)—(2)列括号内报告 wild bootstrap 90%置信区间 (Stata command boottest); 第(3)—(4)列括号内为城市层面的聚类标准误; \*\*\*表示  $p < 0.01$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*表示  $p < 0.1$ 。

#### (四) 排除父母迁移决策变化的影响

使用流动人口监测数据进行儿童留守概率的分析必须谨慎, 因为该数据仅包括当年在各样本城市居住的流动人口。如果一部分原来在特大城市中比较关心子女教育、不愿

意与子女分离的流动人口,选择和子女一起离开北上返回老家或者到其他城市生活,也会导致特大城市的流动人口子女留守比例增加,而其他城市流动人口子女留守的比例减少。在这种情况下特大城市儿童留守比例的增加只是因为成年流动人口的结构变化所致。

为了排除由于父母迁移决策变化所导致特大城市儿童留守比例增加的可能性,我们进行了两方面的检验。第一,检验特大城市与其他城市相比,在2014年前后是否在人口总量和人口结构上发生变化。我们从城市层面的样本,检验人口总量的变化。由于城市年鉴数据中没有直接汇报流动人口的数量,这里分别以市区常住人口、城市常住人口、市区总户籍人口和城市户籍人口的总量为因变量,检验两组城市在各年的人口变化趋势。结果显示,特大城市与政策后年份的交互项均不显著,可以初步推断特大城市相对于其他城市流动人口的数量没有显著的变化。<sup>3</sup>

表7从流动人口结构上,检验特大城市与其他城市在政策前后的变化。Panel A使用全部家庭样本,将因变量分别设置为是否家中有孩子、是否家中有6—15岁学龄儿童,系数均不显著。Panel B中使用全部成年流动人口个体样本,将三类教育水平(初中及以下、高中毕业、高中及以上)和男性作为因变量,四组回归中特大城市与政策后年份的交互项系数基本都不显著。我们也将样本限制在户主低教育水平家庭和有6—15岁孩子的父母样本,结果仍然保持一致,由于篇幅限制没有汇报。总体上,数据没有显示特大城市中受到政策影响的家庭,如有学龄儿童的,低技能的家庭在流动人口中的比例有相应减少。

表7 成人流动人口结构的变化

因变量:	Panel A. 全部家庭样本 (N=353 957)		Panel B. 全部成年流动人口个体 (N=633 199)			
	家庭有孩子	家庭有6—15岁孩子	初中及以下	高中	高中及以上	男性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
特大城市×2016	-0.012 (0.008)	-0.003 (0.009)	-0.009 (0.009)	0.002 (0.007)	0.008 (0.008)	0.002 (0.003)
特大城市×2015	-0.010 (0.008)	-0.007 (0.008)	-0.011 (0.007)	0.011* (0.006)	-0.000 (0.005)	0.001 (0.003)
特大城市×2014	0.000 (0.006)	-0.001 (0.007)	-0.002 (0.007)	0.007 (0.010)	-0.005 (0.006)	0.001 (0.002)
特大城市×2012	-0.001 (0.005)	-0.014** (0.005)	-0.008 (0.006)	0.011* (0.006)	-0.003 (0.004)	0.000 (0.003)
特大城市×2011	0.008 (0.005)	-0.005 (0.006)	0.002 (0.009)	0.001 (0.007)	-0.003 (0.005)	0.004 (0.004)
家庭、城市特征变量	是	是	是	是	是	是

<sup>3</sup> 限于篇幅,未汇报表格,作者留存备案。

(续表)

因变量:	Panel A. 全部家庭样本 (N=353 957)		Panel B. 全部成年流动 人口个体 (N=633 199)			
	家庭有 孩子	家庭有 6—15 岁孩子	初中及 以下	高中	高中及 以上	男性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
来源地省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
流入地城市固定效应	是	是	是	是	是	是

注：括号内为城市层面的聚类标准误；\*\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*\*表示  $p < 0.05$ ，\*表示  $p < 0.1$ 。

第二，为进一步排除由于人口调控政策导致父母从特大城市迁移到其他城市而引起的偏差，我们分别将样本限制为在流入地城市移民超过 1 年、2 年、3 年或 4 年以上的流动人口。在移民时间超过 4 年的样本中，都是在 2013 年以前就已经在目前流入地城市的流动人口。在 4 种情况下，特大城市与 2014 年以后的交互项都为正，特别是 2015 年和 2016 年的交互项均在 5% 的水平下显著。这表明基准回归的结果并不是由于短期的人口流动导致的。<sup>4</sup>

## 五、结 论

本文利用国家卫计委（现为国家卫生健康委）2011—2016 年流动人口监测数据，比较特大城市与其他城市在政策前后的变化。实证研究发现，2014 年以后特大城市的流动人口子女留守（包括独自留守）的概率相对于其他城市都提高了。通过进一步的机制分析，我们发现流动人口子女留守概率的增加主要是由于特大城市义务教育阶段入学门槛提高导致的，流动人口子女留守概率的增加主要集中在低技能低收入的家庭和中小学阶段的儿童。在特大城市内部，入学年龄的儿童相对于非入学年龄儿童留守的概率增加，而其他城市样本中，入学年龄儿童留守的概率并没有显著上升。此外，本文排除了由于成人迁移决策的变化而导致的样本选择性偏差。通过进一步将样本限制在流入地城市移民超过一定年限的流动人口，主要结果仍然保持一致。实证研究的结果表明，提高流动儿童入学门槛，导致儿童留守比例的增加，这有悖于国务院 2016 年《关于加强农村留守儿童关爱保护工作的意见》中要逐步减少儿童留守现象的指导思想。

从流入地城市自身发展的角度来看，儿童留守对于城市自身发展是不利的。从上海流动儿童长期跟踪数据的统计结果来看，在上海就读小学的 655 个流动儿童到了高一阶段，就读于高一或者留级初三的学生有 95% 以上返乡了，但是读职业中学、工作或者失业的，超过一半已经又回到上海（陈媛媛，2017）。宋映泉等（2017）统计北京打工子弟学校毕业的流动儿童在高中毕业以后的去向也发现了相似的结果，流动儿童在高中毕业以后大部分返回北京进入劳动力市场。流动人口子女最终将成为其父母流入地城市的劳动力，是解决流入地城市人口老龄化和未来劳动力短缺的关键群体。考虑到城市的教

<sup>4</sup> 限于篇幅，回归表格未列示，作者留存备案。

育质量更高,且具有规模经济效应,让流动人口子女在城市接受教育,不仅可以减少儿童留守的现象,还能尽早让流动人口子女在城市中学习现代城市需要的知识与技能,更有利于他们在未来融入城市,提高未来城市整体劳动力的素质。即使城市短期内可以通过提高入学门槛减轻财政负担,但是该政策会影响城市长期的人力资本积累,影响城市发展的潜力,最终将损害城市自身的利益。

总而言之,流入地城市在流动人口子女教育的问题上应该解放思想,放开教育资源,放低入学门槛,增加而不是限制教育的供给。在现阶段,一方面应该进一步开放公办学校,另一方面应该扶持和监管民办农民工子弟学校,提高其教学质量,将其作为流动人口子女接受义务教育的重要补充,建立义务教育阶段的开放机制,促进教育公平。

## 参考文献

- [1] Acemoglu, D., and A. Finkelstein, "Input and Technology Choices in Regulated Industries: Evidence from the Health Care Sector", *Journal of Political Economy*, 2008, 116 (5), 837-880.
- [2] Amuedo-Dorantes, C., E. Arenas-Arroyo, and A. Sevilla, "Immigration Enforcement and Economic Resources of Children with Likely Unauthorized Parents", *Journal of Public Economics*, 2018, 158, 63-78.
- [3] Amuedo-Dorantes, C., and M. J. Lopez, "Falling Through the Cracks? Grade Retention and School Dropout among Children of Likely Unauthorized Immigrants", *American Economic Review*, 2015, 105 (5), 598-603.
- [4] Chan, K., and Y. Ren, "Children of Migrants in China in the Twenty-first Century: Trends, Living Arrangements, Age-gender Structure, and Geography", *Eurasian Geography and Economics*, 2018, 59 (2), 1-32.
- [5] Chen, Y., and S. Feng, "Quality of Migrant Schools in China: Evidence from a Longitudinal Study in Shanghai", *Journal of Population Economics*, 2017, 30 (3), 1007-1034.
- [6] 陈媛媛, "流动儿童是重要资源而非负担", 《财经》, 2017年第14期, 第99—101页。
- [7] 韩嘉玲, "相同的政策 不同的实践——北京、上海和广州流动儿童义务教育政策的比较研究(1996—2013)", 《北京工业大学学报(社会科学版)》, 2017年第1期, 第17—30页。
- [8] Koo, A., H. Ming, and B. Tsang, "The Doubly Disadvantaged: How Return Migrant Students Fail to Access and Deploy Capitals for Academic Success in Rural Schools", *Sociology*, 2014, 48 (4), 795-811.
- [9] 陆伟、宋映泉、梁净, "农村寄宿制学校中的校园霸凌研究", 《北京师范大学学报(社会科学版)》, 2017年第5期, 第5—17页。
- [10] Meng, X., and C. Yamauchi, "Children of Migrants: The Cumulative Impact of Parental Migration on Children's Education and Health Outcomes in China", *Demography*, 2017, 54 (5), 1677-1714.
- [11] Miles, T. J., and A. B. Cox, "Does Immigration Enforcement Reduce Crime? Evidence from Secure Communities", *Journal of Law Economics*, 2014, 57 (4), 937-973.
- [12] Shen, K., and Y. Zhang, "The Impacts of Parental Migration on Children's Subjective Well-being in Rural China: A Double-edged Sword", *Eurasian Geography and Economics*, 2018, 59 (2), 33-56.
- [13] 宋映泉、曾育彪、张林秀, "打工子弟学校学生初中后流向哪里?——基于北京市1866名流动儿童学生长期跟踪调研数据的实证分析", 《教育经济评论》, 2017年第3期, 第20—37页。
- [14] 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", 《经济学》(季刊), 2018年第2期, 第549—578页。
- [15] 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", 《经济研究》, 2020年第11期, 第136—152页。
- [16] 吴霓、朱富言, "随迁子女在流入地高考政策实施研究——基于10个城市的样本分析", 《教育研究》, 2016年第12期, 第43—49页。
- [17] Xing, C., and J. Zhang, "The Preference for Larger Cities in China: Evidence from Rural-Urban Migrants", *Chi-*



- na Economic Review*, 2017, 43, 72-90.
- [18] 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”, 《中国社会科学》, 2016 年第 6 期, 第 151—169 页。
- [19] 杨东平、秦红宇、魏佳羽, 《流动儿童蓝皮书: 中国流动儿童教育发展报告 (2016)》。北京: 社会科学文献出版社, 2016 年。
- [20] 杨娟、宁静馨, “以控教人是否有效? ——基于北京、上海两地抬高随迁子女入学门槛政策的比较分析”, 《教育与经济》, 2019 年第 1 期, 第 65—74 页。
- [21] Zhang, H., J. Behrman, C. Fan, X. Wei, and J. Zhang, “Does Parental Absence Reduce Cognitive Achievements? Evidence from Rural China”, *Journal of Development Economics*, 2014, 111, 181-195.
- [22] 赵晗、魏佳羽, “北京义务教育阶段流动儿童教育现状”, 载杨东平主编《流动儿童蓝皮书: 中国流动儿童教育发展报告 (2016)》。北京: 社会科学文献出版社, 2016 年。
- [23] Zhao, Q., X. Yu, X. Wang, and T. Glauben, “The Impact of Parental Migration on Children’s School Performance in Rural China”, *China Economic Review*, 2014, 31, 43-54.

## Migration Control Policy in Megalopolis, School Enrollment Requirement and Children Left-behind

CHEN Yuanyuan\*

(Shanghai University of Finance and Economics)

FU Wei

(University of Pennsylvania)

**Abstract:** We use the Chinese Migrant Dynamic Monitoring Survey from 2011 to 2016 and apply difference-in-difference estimation methodology to empirically test whether the migration control policy in megalopolis with more than 5 million population in central districts caused more children left-behind. We find that the probability of rural children left-behind increased more in megalopolis after 2014. We also find that the rise in the probability of children left-behind was most pronounced among low-skilled or low-income families and among children in compulsory school age, and especially children at elementary or secondary school entrance age, after analyzing the mechanism on how the migration control policy affects children left-behind.

**Keywords:** children left-behind; migration control policy; school enrollment requirement

**JEL Classification:** I28, J15, K37

---

\* Corresponding Authors: Chen Yuanyuan, Institute for Advanced Research, Key Laboratory of Mathematical Economics, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China; Tel: 86-21-65903121; E-mail: yy-chen@mail.shufe.edu.cn.