

# 随迁子女入学限制、 儿童留守与城市劳动力供给<sup>\*</sup>

吴 贾 张俊森

**内容提要:** 本文构建了理论模型,研究城市对随迁子女设置的入学门槛如何影响农村移民返乡以及将子女留守的决策。模型预测当子女在城市面临入学问题时,将增加移民返乡以及将随迁子女送回家(成为留守儿童)的概率。本文首先通过流动人口动态监测数据发现当家庭中有随迁子女到达入学年龄时,将增加移民(举家)返乡意愿 3.2—4.6 个百分点,将子女留守在家的概率增加 2.6—3.8 个百分点。其次,通过 CLDS 数据对实际返乡移民的识别,本文发现子女入学问题将使农村移民实际返乡概率提高 11.2 个百分点,导致城市大约丧失 1270 万的劳动力。本文研究表明,城市对随迁子女设置的入学政策不仅影响了城市劳动力的供给,而且增加了农村留守儿童的数量。

**关键词:** 随迁子女入学限制 留守儿童 城市劳动力供给

## 一、引 言

随迁子女在城市的入学难问题关系着社会的稳定和未来的发展。越来越多的外出务工劳动者选择带子女一起流动(Sa,2004),但许多移民并不能满足子女进入公立学校读书的条件,这一问题引起了学者和社会的普遍关注(Han,2004; Kwong,2004)。子女不能在城市接受与当地居民同样的教育,是农村移民被不平等对待的重要体现(吴贾等,2015)。尽管我国义务教育普及率已接近 100%,但由于义务教育经费支出由地方政府承担,为避免增加自身的财政负担(Liang & Chen, 2007),多数城市施行了针对本市户籍儿童优先入学的教育政策(Chan & Buckingham,2008)。中央政府多次强调流入地政府需要担负随迁子女的教育问题,但许多城市在允许随迁子女进入当地公立学校读书时都附加条件。这些城市或者要求移民提供多种证明材料(比如工作证明、社保证明、接种证明和居住证等),或者要求移民缴纳高昂的借读费。

部分移民父母选择让子女进入农民工学校读书(Ma et al.,2008),但研究发现农民工学校的教育质量与城市公立学校,甚至与农村的学校相比,都有很大差距(Song et al.,2010; Lai et al.,2014)。尽管学者针对降低城市公立学校准入门槛的问题已经提出建议(Chen & Feng,2013),但在目前的条件下,城市公立学校的接纳数量仍然有限,部分子女被迫留守在家。据民政部的调查数据显示,截至 2018 年 8 月我国农村留守儿童为 697 万人。留守儿童面临的问题主要在于缺乏父母的陪伴,引起儿童人力资本的永久损失(Heckman,2006)。因此,这引出本文关注的第一个问题:当子女步入接受义务教育的年龄而在城市无法接受教育时,移民父母是否会将子女送回家乡(成为留守儿童)?

另外,当子女无法在城市入学时,部分移民可能会在子女达到入学年龄时被迫返乡。现有文献

<sup>\*</sup> 吴贾,暨南大学经济学院,邮政编码:510632,电子信箱:jwu@jnu.edu.cn;张俊森(通讯作者),浙江大学经济学院、香港中文大学经济系,邮政编码:310058,电子信箱:jszhang@cuhk.edu.hk。本研究得到国家自然科学基金面上项目和重点项目(72073051,72034006)、广东省自然科学基金(2020A1515010421)、广东省科技发展专项资金(2017A030310251)和中央高校基本科研业务费专项资金(19JNQM18)的资助。作者感谢匿名审稿专家的建设性意见,当然文责自负。

发现农村移民在城市居住时间较短( Meng, 2012)。图 1 左图绘制了农村移民在城市中的平均居住时间,我们发现 25—45 岁之间的农村移民在城市居住的时间会随年龄增加,但在 45 岁之后,移民在城市居住时间稳定在 8 年左右,不再随年龄增加。农村移民在城市短暂停留的现象是否与他们的子女在城市难以获得教育机会有关?图 1 右图绘制了各城市小学入学难度指数与移民返乡意愿的关系。<sup>①</sup> 我们发现在子女入学难度越高的城市,农村移民的返乡意愿也越强。也就是说,城市对随迁子女设置的入学门槛可能会迫使流动人口父母返乡,这无疑影响城市中劳动力的供给(叶静怡和李晨乐,2011)。由此,引出本文关注的第二个问题:城市中对移民子女设置的入学门槛在多大程度上会使移民举家返乡?

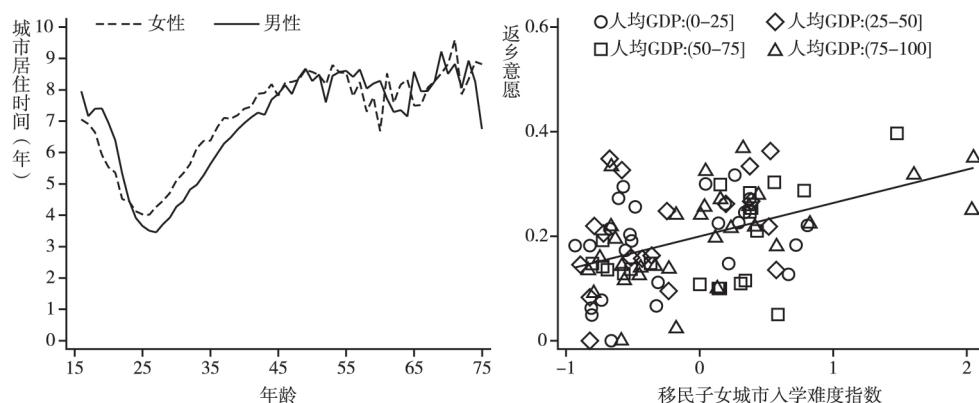


图 1 农村移民城市居住时间

数据来源: CMDS 2014—2015 年数据。

无论是移民将子女送回家还是举家返乡,实际上都是将农村移民和他们的子女限制在城市发展的门外。本文正是在这样的背景下分析了城市对随迁子女设置的入学门槛如何影响移民返乡和将子女留守的。本文首先构建了理论模型,假设移民的各种选择(不流动/将儿童留守在家/带子女随迁)是最大化净收益后的结果。对于带子女随迁的劳动者来讲,当随迁子女进入义务教育的年龄时,外生教育支出的增加降低了留城的净收益,因此也增加了移民返乡或将子女送回家成为留守儿童的可能。

本文采用国家卫生健康委 2014 年和 2015 年的流动人口动态监测数据( China migrants dynamic survey, 简称 CMDS) 对理论模型进行了实证检验。我们首先比较当有随迁子女达到入学年龄时对父母返乡意愿的影响。结果发现: 第一, 当家中有随迁子女面临入学问题时, 移民举家返乡的意愿更高。具体来讲, 对于生育 1 个子女的家庭而言, 随迁子女的入学问题将增加父母返乡意愿 3.2—4.6 个百分点。在对多个子女分析时, 得到了类似的结论。第二, 随迁子女的入学问题还使得子女被送回家成为留守儿童的概率提高 2.6—3.8 个百分点。第三, 我们对随迁子女入学难度不同的城市进行了比较, 结果发现, 当子女面临入学问题时, 移民在随迁子女入学门槛较高的城市比入学门槛较低的城市返乡意愿高 1.2—1.6 个百分点。最后, 我们采用了中国劳动力动态调查( China labor-force dynamics survey, 简称 CLDS) 数据对实际返乡的移民进行了识别, 发现当随迁子女年满 6 岁而面临义务教育的入学问题时, 会导致农村移民返乡概率增加约 11.2 个百分点。进一步地, 结合这一估计结果以及《2016 年农民工监测调查报告》中对各年龄段农民工数量的统计, 本文估算出城市对随迁子女设置的入学门槛减少了城市潜在的农村劳动力 1270 万人。

<sup>①</sup> 入学难度指数以各城市要求农村移民子女在入学时提供的证明材料数量并以每份材料中规定的年数加权计算得到。比如, 规定中要求父母缴纳社保 2 年, 则该项权重为 2。

与以往的研究相比,本文的创新体现在以下三个方面:第一,提出了一个理论模型,基于移民净收益最大化,解释了随迁子女面临入学问题如何影响移民父母返乡、将子女送回家或者继续留城之间的选择。第二,返乡移民难以跟踪识别,我们采用面板数据 CLDS 对实际返乡的移民进行了识别,并研究了随迁子女的入学问题对实际移民返乡的影响。基于估计结果,本文还测算出城市对随迁子女设置的入学门槛给城市发展造成的潜在劳动力损失。第三,解决了可能存在的内生性问题:首先,子女的出生年龄和父母移民的选择可能由共同的不可观测因素决定,但由于子女是否在临近 9 月前后出生是难以选择的,因此我们将样本限制在临近 9 月前后出生,采用断点 - 双重差分 (regression discontinuity difference-in-difference, 简称 RD-DiD) 方法进行分析;其次,我们搜集了各城市随迁子女入学在 2014—2015 年的政策文件,利用政策的外生性,研究入学政策门槛不同的城市子女入学问题是否对移民返乡意愿有不同影响。

本文余下部分安排如下:第二部分介绍了理论模型,并提出了两个假说;第三部分介绍了数据;第四部分为实证结果;第五部分对实际返乡移民进行了分析,并估算了儿童入学门槛给城市造成的劳动力损失;最后为结论和政策建议。

## 二、理论模型

本文模型假设农村劳动者有三种选择:留在农村、带子女随迁以及将子女留在家自己到城市工作。移民的目标是实现净收益最大化,我们关注当随迁子女面临入学问题时如何影响他们举家返乡和将子女送回家(成为留守儿童)的选择。

考虑一个移民  $i$ ,他在第  $\tau_i$  年带子女迁移至城市,到第  $t$  期他在城市居住的时间为  $t - \tau_i$ 。设  $t > \tau_i$ 。在第  $t$  期关于他是否继续留在城里的选择  $m$  包含举家返乡 ( $m = R$ ) 或继续留在城里 ( $m = F$ )。移民  $i$  的教育水平为  $\theta_i$ ,假设  $\theta_i$  是分布在区间  $[0, 1]$  之间的随机变量,其概率密度函数为  $f(\cdot)$ 。设移民留在城市的平均收入为  $y_t$ ,返乡后在家乡获得的平均收入为  $y_t^0$ ,留在城市实际获得的收入随着他在城市的时间增加而增加,即假设存在同化效应 (assimilation effect) (Borjas, 2003),因此移民  $i$  留在城市实际得到的收入为  $(t - \tau_i) \theta_i y_t$ 。

设移民留在城市的心理成本为  $(t - \tau_i) c_i + \kappa_F (1 - \theta_i)$ ,其中  $(t - \tau_i) c_i$  表示由于离开家乡时间 (即,  $t - \tau_i$  期) 导致的心理成本的增加,  $\kappa_F (1 - \theta_i)$  表示带子女随迁的心理成本。<sup>①</sup>

设在城市中子女的教育支出为  $E_t$ ,子女在家乡的教育支出为  $E_t^0$ 。基于上述的定义,移民在第  $t$  期选择留在城市相对于举家返乡的净收益  $R_{it}(\theta_i, F)$  为:

$$R_{it}(\theta_i, F) = [(t - \tau_i) \theta_i y_t - y_t^0] - [(t - \tau_i) c_i + \kappa_F (1 - \theta_i)] - (E_t - E_t^0) \quad (1)$$

(1) 式由三项构成,第一项为移民在城市获得的净收入,第二项为移民留在城市的心理成本,最后一项为子女在城市上学的净教育支出。对于移民  $i$ ,在城市中的居住时间  $t - \tau_i$  和教育水平  $\theta_i$  都是给定的,因此  $\kappa_F$  决定了净收益曲线  $R_{it}(\theta_i, F)$  的斜率。对于流动到城市的移民  $i$ ,他的选择一定满足  $\max\{0, R_{it}(\theta_i, F)\} = R_{it}(\theta_i, F)$ ,即留在城市相比在家乡获得更高的净收益。

考虑子女到达接受义务教育年龄而面临入学问题的情况,这将给移民带来一个教育支出增加的冲击,即  $E_t$  和  $E_t^0$  增加。假设子女在城市入学相比在家乡入学必须支付更高的费用 (比如缴纳借读费),因此对于带子女随迁的移民,当子女到达义务教育年龄时,其净教育支出  $\Pi_t \equiv E_t - E_t^0 > 0$ 。

图 2 描述了上述情况。图中横轴表示移民的教育水平  $\theta$ ,纵轴表示净收益,图中直线表示净收益线  $R_{it}(\theta_i, F)$ 。对于带子女随迁的移民,一定有  $R_{it}(\theta_i, F) > 0$ ,即直线  $R_{it}(\theta_i, F)$  在  $R = 0$  的上方,

① 带子女随迁的移民比与子女一同在家的移民心理成本更高。

表示带子女随迁的净收益大于留在农村的净收益。当子女面临入学问题时,由于  $\Pi_i \equiv E_i - E_i^0$  大于 0, 导致净收益曲线  $R_{ii}(\theta_i, F)$  向下移动, 如图中虚线所示。这将导致  $R_{ii}(\theta_i, F)$  与  $R=0$  相交, 交点为  $(\theta^*, R_{ii}(\theta^*, F))$ 。不难发现, 此时教育水平分布在  $[\underline{\theta}, \theta^*]$  之间的移民留城的净收益小于 0, 因而这部分人会选择举家返乡。因此, 给出第一个假说。

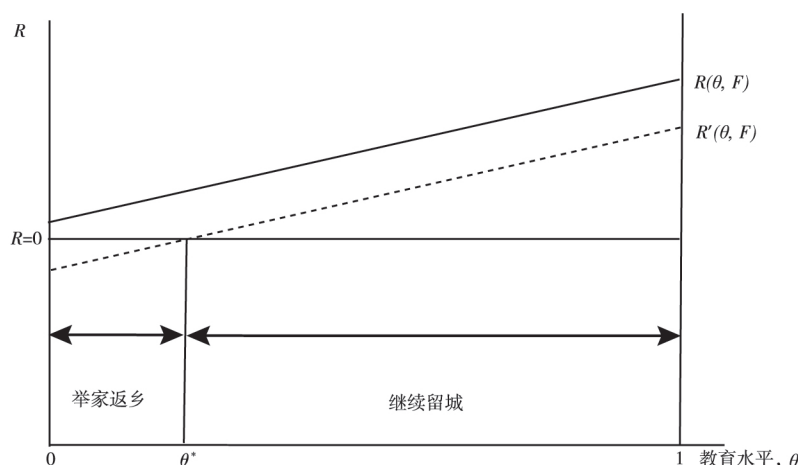


图 2 移民返乡的选择

假说 1: 随迁子女面临义务教育的入学问题时, 将会导致部分移民举家返乡。

与现实更贴近的情况是, 除带子女随迁的农村移民外, 还有部分移民将子女留守在家。接下来将这种情况纳入框架。对于第  $\tau_i$  年来到城市打工、将子女留守在家的移民来讲(即  $m=L$ ), 移民在第  $t$  年选择留在城市相对于返乡的净收益  $R_{ii}(\theta_i, L)$  为:

$$R_{ii}(\theta_i, L) = [t - \tau_i] \theta_i y_t - y_i^0 - [t - \tau_i] c_i + \kappa_L(1 - \theta_i) \quad (2)$$

其中  $\kappa_L(1 - \theta_i)$  表示将子女留守在家导致的心理成本。假设相比带子女随迁, 将子女留守在家导致了移民更高的心理成本, 因此有  $\kappa_L > \kappa_F$ 。由于  $\kappa_L$  和  $\kappa_F$  决定了净收益曲线的斜率, 因此  $R_{ii}(\theta_i, L)$  的斜率大于  $R_{ii}(\theta_i, F)$  的斜率。另外, 由于留守子女是在家乡上学, 因此(2) 式中的净教育支出为 0。

对于在城市中将子女留守在家和带子女随迁的移民, 他们分别实现了各自的净收益最大化后, 即满足:

$$\max\{0, R_{ii}(\theta_i, F), R_{ii}(\theta_i, L)\} = \begin{cases} R_{ii}(\theta_i, L), & \text{如果移民将子女留守在家} \\ R_{ii}(\theta_i, F), & \text{如果移民带子女随迁} \end{cases} \quad (3)$$

图 3 描述了(3) 式表示的情况, 假设初始状态为加粗的直线, 表示城市中将子女留守在家和带子女随迁的两类移民。带子女随迁移民的教育水平分布在  $[\underline{\theta}, \theta_k]$ , 将子女留守在家移民的教育水平分布在  $[\theta_k, 1]$ 。后者教育水平更高, 这是因为他们需要忍受由于亲子分离产生的更高心理成本, 因此必须要有更高的教育水平来补偿。此时, 城市中将子女留守在家和带子女随迁的移民的数量比为  $\int_{\theta_k}^1 f(z) d\theta / \int_0^{\theta_k} f(z) d\theta$ 。

当子女到达义务教育年龄而面临教育支出增加的冲击时, 会提高带子女随迁的移民的成本, 图 3 中表现为线  $R_{ii}(\theta_i, F)$  向下移动至  $R'_{ii}(\theta_i, F)$ 。由于子女到达入学年龄并没有影响在家乡上学的净教育支出, 因此线  $R_{ii}(\theta_i, L)$  保持不变。此时, 教育水平分布在  $[\underline{\theta}, \theta^*]$  之间的移民将举家返乡。另外, 城市里将子女留守在家的移民数量将会上升, 这是由于原本教育水平分布在  $[\theta_k, \theta_k]$  的带子女随迁的移民会转而选择送子女回家(自己继续留在城里), 从而使得这部分孩子成为留守儿童。

因此城市中将子女留守在家和带子女随迁的移民数量比为  $\int_{\theta_k}^1 f(z) d\theta / \int_{\theta^*}^{\theta_k'} f(z) d\theta$ 。由于  $\theta_k' < \theta_k$ , 与没有受到教育支出增加的冲击前相比, 一定有  $\int_{\theta_k}^1 f(z) d\theta / \int_{\theta^*}^{\theta_k'} f(z) d\theta > \int_{\theta_k}^1 f(z) d\theta / \int_{\theta_k}^{\theta_k} f(z) d\theta$ 。因此得出第二个假说。

假说 2: 当子女面临义务教育的入学问题时, 部分带子女随迁的移民会将子女送回家成为留守儿童。

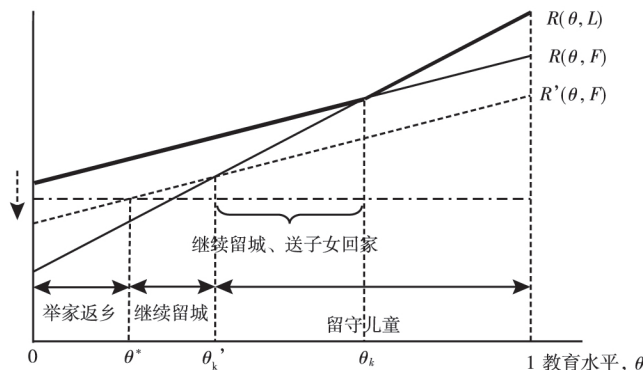


图3 选择将子女留守

### 三、数据描述

本文采用卫健委流动人口动态监测调查(China migrants dynamic survey, 简称 CMDS) 2014 年和 2015 年的数据对模型提出的两个假说进行验证。CMDS 数据在 31 个省(区、市)和新疆生产建设兵团对流动人口开展了专项抽样调查, 采用分层、与流动人口成比例的 PPS 抽样法。CMDS 将在流入地居住一个月以上, 非本区(县、市)户口的 15—59 周岁的人定义为流动人口。2014 年涉及的样本量为 20.1 万人, 2015 年为 20.6 万人。

在研究移民的返乡意愿时, CMDS 询问了被访者是否打算在本地长期居住(即是否打算在本地居住 5 年以上), 如果被访者回答不打算长期居住, 则将其定义为有返乡意愿。在对子女是否到达义务教育年龄从而面临入学问题进行定义时, 本文将年龄在 0—5 岁的子女定义为面临入学问题的子女,<sup>①</sup>即他们在未来 5 年内会面临接受义务教育的问题。也就是说, 本文将未来 5 年内移民父母的返乡意愿和同一期间内他们子女的入学问题联系在一起。

在研究父母是否会将子女送回家而成为留守儿童时, 根据子女的居住地对子女的迁移状态进行定义, 如果子女与父亲或母亲在同一城市居住, 则将其归类为随迁子女, 如果子女在家乡居住, 但父母在城市打工, 则将其归类为留守子女。

本文对数据进行了以下处理: 由于我们关注外出打工的移民, 因此首先剔除了因婚嫁、参军、拆迁、投靠亲友和学习培训而流动的样本; 其次, 排除了没有工作的移民以及跨国流动的移民;<sup>②</sup>第三, 我们也没有包含再婚、离婚或丧偶的样本, 因为特殊的家庭结构中父母对子女关注度具有特殊性; 最后, 在去除了子女年龄和返乡意愿这两个关键变量有缺失的样本后, 得到两年的截面数据, 其中 2014 年的样本量为 67564, 2015 年样本量为 66504。

<sup>①</sup> 0 岁的子女情况较为特殊, 从下文的分析可以发现 0 岁子女与父母的迁移状态基本是一致的(因为刚出生的子女离不开父母), 这里将 0 岁子女归类为面临入学问题的孩子(虽然并不是在未来 5 年内面临入学问题)。本文将 0 岁子女剔除后也对结果进行了估计, 所得结论一致。

<sup>②</sup> 因为没有工作的人居住状态并不稳定。

表 1 变量统计性描述

|                 | CMDS 2014 |          | CMDS 2015 |          |
|-----------------|-----------|----------|-----------|----------|
|                 | 均值        | 标准差      | 均值        | 标准差      |
|                 | (1)       | (2)      | (3)       | (4)      |
| 返乡意愿            | 0.147     | (0.354)  | 0.140     | (0.347)  |
| 家庭子女数量          | 1.470     | (0.607)  | 1.493     | (0.610)  |
| 家庭随迁子女数量        | 1.068     | (0.766)  | 1.016     | (0.780)  |
| 家庭面临入学问题子女数量    | 0.525     | (0.591)  | 0.520     | (0.597)  |
| 移民的性别(男性 = 1)   | 0.632     | (0.482)  | 0.594     | (0.491)  |
| 移民的民族(少数民族 = 1) | 0.0657    | (0.248)  | 0.0685    | (0.253)  |
| 移民的户籍(城市户籍 = 1) | 0.151     | (0.358)  | 0.151     | (0.358)  |
| 移民的年龄           | 33.999    | (6.174)  | 34.221    | (6.400)  |
| 移民的教育年限         | 9.952     | (2.809)  | 10.015    | (2.793)  |
| 移民的流入时间         | 4.824     | (4.673)  | 4.700     | (4.627)  |
| 医疗保险(有 = 1)     | 0.274     | (0.466)  | 0.304     | (0.460)  |
| 留守父母或岳父母(有 = 1) | 0.996     | (0.0658) | 0.993     | (0.0827) |
| 配偶一起流动          | 0.920     | (0.272)  | 0.914     | (0.280)  |
| 配偶民族(少数民族 = 1)  | 0.0666    | (0.249)  | 0.0690    | (0.254)  |
| 配偶户籍(城市户籍 = 1)  | 0.154     | (0.361)  | 0.150     | (0.357)  |
| 配偶年龄            | 33.566    | (6.280)  | 33.889    | (6.352)  |
| 配偶教育年限          | 9.842     | (2.775)  | 9.948     | (2.755)  |
| 配偶流动时间          | 4.820     | (4.571)  | 4.747     | (4.577)  |
| 家庭月收入(自然对数)     | 8.654     | (0.537)  | 8.743     | (0.515)  |
| 家庭月支出(自然对数)     | 7.953     | (0.570)  | 8.091     | (0.542)  |
| 样本量             | 67564     |          | 66504     |          |

表 1 对有子女的家庭进行了统计分析。以 2014 年的数据为例,有 14.7% 的移民在未来五年内有返乡的意愿,移民家庭中子女的平均数量为 1.47 个,其中随迁子女数量平均为 1.07 个(占家庭子女总数的 73%)。移民家庭中面临义务教育入学问题的子女平均数量为 0.53 个(占家庭子女总数的 36%)。大多数移民并没有城市户籍,拥有城市户籍的移民比例只占 15.1%。移民的平均年龄约为 34 岁,流入到当前城市的时间长度为 4.82 年。移民的受教育年限为 9.95 年,仅超过义务教育规定年限 1 年。有 27.4% 的移民有医疗保险,几乎所有移民都至少有一位父母或岳父母留守在家。有 92.0% 的移民带配偶一起流动,并且配偶在户籍、年龄、教育年限和流入时间与受访者相似,说明移民夫妇个体特征非常接近。2014 年移民家庭的平均月收入为 5733 元,平均月支出为 2844 元。2015 年收入和支出分别为 6267 元和 3265 元,上涨幅度略高于中国同期的通货膨胀率(1.4%)。

#### 四、实证结果

##### (一) 假说 1 的验证: 随迁子女面临入学问题对父母返乡意愿的影响

##### (1) 至多 1 个子女的家庭

首先研究至多有 1 个子女的家庭。虽然本文关注的焦点是子女的情况,这里将没有生育子女的家庭也纳入分析范围是为了比较有子女和没有子女移民的返乡意愿。建立如下 probit 模型对农



村移民的返乡意愿进行分析:

$$\Pr(\text{return}_i = 1 | Z_i) = \alpha + \beta_1 \text{child}_i + \beta_2 \text{child}_i \times \text{migtype}_i + \beta_3 \text{child}_i \times \text{schage}_i + \gamma \text{child}_i \times \text{migtype}_i \times \text{schage}_i + X_i' \Gamma + p_j + c_k + r_l + u_i \quad (4)$$

其中,  $\text{return}_i$  表示移民  $i$  返乡的意愿, 若取值为 1 表示移民在 5 年内打算返回家乡, 否则取值为 0;  $\text{child}_i$  表示是否有子女的虚拟变量, 取值为 1 表示有 1 个子女, 否则为 0;  $\text{migtype}_i$  为表示子女随迁或留守的虚拟变量, 若取值为 1 则表示子女随迁, 取值为 0 表示子女留守在家;  $\text{schage}_i$  表示子女是否将面临入学问题的虚拟变量, 取值为 1 表示子女年龄在 0—5 周岁, 即在未来 5 年内会面临入学问题, 取值为 0 表示子女年龄大于等于 6 岁, 表示已经在接受义务教育;  $X_i$  表示其它控制变量。我们控制了子女性别、移民特征(性别、民族、户籍、年龄、教育年限、在当前城市的居住时间、家庭收入、家庭支出以及婚姻状况)、有医疗保险的虚拟变量、父母/岳父母的留守状态和配偶特征(配偶的民族、户籍、年龄、教育年限和是否一起流动)。  $p_j$ 、 $c_k$  和  $r_l$  分别表示移民  $i$  户籍所在省、流动范围(跨省、省内跨市以及市内跨县)和流入城市的虚拟变量。  $u_i$  为残差项。本文主要关注的估计系数为  $\gamma$ , 衡量了随迁子女在将面临入学问题时, 对他们父母返乡意愿的影响。<sup>①</sup> 如果该估计系数为正, 则表明当随迁子女面临入学问题时, 移民更倾向于返乡, 即对假说 1 的验证。由于同一城市内的移民可能会导致截面间的相关性, 因此标准误已聚类至城市水平。

表 2 随迁子女的入学问题对父母返乡意愿的影响(至多 1 个子女)

|                           | CMDS 2014                |                         |                          |                         | CMDS 2015                |                         |                          |                         |
|---------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
|                           | 至多 1 个子女                 |                         | 只有 1 个子女                 |                         | 至多 1 个子女                 |                         | 只有 1 个子女                 |                         |
|                           | (1)                      | (2)                     | (3)                      | (4)                     | (5)                      | (6)                     | (7)                      | (8)                     |
| 有子女( $\beta_1$ )          | 0.0374 ***<br>(0.00759)  | 0.0416 ***<br>(0.00940) |                          |                         | 0.0231 ***<br>(0.00713)  | 0.0308 ***<br>(0.00882) |                          |                         |
| 子女随迁( $\beta_2$ )         | -0.0964 ***<br>(0.00580) | -0.119 ***<br>(0.00716) | -0.0980 ***<br>(0.00636) | -0.108 ***<br>(0.00769) | -0.0836 ***<br>(0.00539) | -0.101 ***<br>(0.00712) | -0.0892 ***<br>(0.00536) | -0.104 ***<br>(0.00670) |
| 面临入学问题( $\beta_3$ )       |                          | -0.0135 *<br>(0.00790)  | -0.00572<br>(0.00639)    | 0.00379<br>(0.00825)    |                          | -0.0176 **<br>(0.00757) | -0.0159 **<br>(0.00676)  | -0.00694<br>(0.00857)   |
| 子女随迁 × 面临入学问题( $\gamma$ ) |                          | 0.0429 ***<br>(0.00842) | 0.0323 ***<br>(0.00685)  | 0.0324 ***<br>(0.00927) |                          | 0.0349 ***<br>(0.00908) | 0.0319 ***<br>(0.00737)  | 0.0458 ***<br>(0.00976) |
| 个体和配偶特征                   | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       |
| 户籍省                       | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       |
| 流动范围                      | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       |
| 城市                        | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       | 是                        | 是                       |
| 观测数                       | 64498                    | 64498                   | 38948                    | 24739                   | 60180                    | 60180                   | 36902                    | 23936                   |

注: 个体特征包括性别、民族、户籍、年龄、教育年限、流入城市的持续时间、是否有医疗保险、家庭收入、家庭支出、家乡有留守父母或岳父母和婚姻状况; 配偶特征包括民族、户籍、年龄、教育年限和是否一起流动。户籍省表示户籍所在省的虚拟变量; 流动范围表示跨省、省内跨市和市内跨县的虚拟变量; 城市表示流入地城市虚拟变量, 下表同。估计系数表示平均偏效应, 括号内表示标准误, 已聚类至城市水平。\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

表 2 报告了估计结果, 回归系数已调整为平均偏效应(average partial effect)。表中给出了对至多有 1 个子女(1—2 列和 5—6 列)和只有 1 个子女(3—4 列和 7—8 列)的移民家庭的估计结果。

① 对于只有 1 个子女的移民家庭, 估计方程为:  $\Pr(\text{return}_i = 1 | Z_i) = \alpha + \beta_2 \text{migtype}_i + \beta_3 \text{schage}_i + \gamma \text{migtype}_i \times \text{schage}_i + X_i' \Gamma + p_j + c_k + r_l + u_i$ 。

第 1—4 列是 2014 年数据的估计。首先,第 1 列结果显示,子女留守在家将使移民的返乡意愿增加 3.7 个百分点(在 1% 的水平上显著),但带子女随迁时移民则更倾向于留在城市,降低返乡意愿 5.9 个百分点( $-0.0964 + 0.0374 = -0.059$ )。这说明有子女留守在家增加了移民在城市居住的心理成本,带子女随迁时产生的心理成本较小,其结果符合理论模型中  $\kappa_L > \kappa_F$  的假设和以往文献的发现(王春超和张呈磊,2017)。第 2 列报告了随迁子女面临入学问题的情况。我们发现随迁子女的入学问题会导致移民返乡意愿提高 4.3 个百分点(在 1% 的水平上显著)。这一结果符合假说 1 的预测。第 3 列将样本限制在有且仅有 1 个子女的移民家庭。同样,在随迁子女面临入学问题时,会增加父母返乡意愿 3.2 个百分点(在 1% 的水平上显著)。采用 2015 年数据进行估计,系数基本与采用 2014 年的数据一致。

采用(4)式估计所面临的第一个问题是,选择什么时候生育子女可能是内生的。比如移民为了节省城市居住的成本,推迟生育子女的时间,由于生育子女的时间会影响子女接受义务教育的时间,从而也会影响返乡决策。为了解决这一问题,我们将样本限制在子女在流动前出生。表 2 的第 4 列报告了结果。我们发现  $\gamma$  的估计系数为 0.032,仍然在 1% 的水平上显著。估计面临的第二个问题是,是否生育子女可能是内生的。比如,当移民流入到入学限制较为严格的城市时,可能倾向于选择不生育子女。为了解决这一问题,我们选用男性移民没有兄弟作为是否有子女的工具变量。原因是由于人们受到中国传统观念传宗接代的影响,男性没有兄弟时会更加偏好生育子女,力求有一个男孩。同时,在满足一定假设下,兄弟的数量不会影响返乡意愿。<sup>①</sup> 采用上述工具变量估计时,附表 A1(可索取)显示,即使在考虑了子女生育选择的内生问题后,随迁子女的入学问题增加了父母返乡意愿 4.2—6.1 个百分点,表明结果是稳健的。<sup>②</sup>

## (2) 2 个子女的家庭

在对 2 个子女的移民家庭进行研究时,需要区分年长和年幼的子女在达到义务教育年龄时对父母返乡的不同影响,同时还需要考虑这 2 个子女随迁(或留守)状态的组合。按照随迁或留守状态,将子女的迁移状态分为以下三类:2 个子女都留守(对照组)、幼子随迁且长子留守( $migtypeyr_i = 1$ )、2 个子女都随迁( $migtypebo_i = 1$ )。<sup>③</sup> 按照子女的年龄也分为三类:2 个子女都将面临入学问题(即 2 个子女都在 0—5 岁, $schagebo_i = 1$ ),仅幼子面临入学问题(即仅幼子在 0—5 岁, $schageyr_i = 1$ )、2 个子女都已经入学(即 2 个子女年龄均大于等于 6 岁,对照组)。据此构建如下 probit 模型:

$$\begin{aligned} \Pr(\text{return}_i = 1 | Z_i) = & \alpha + \beta_1 migtypeyr_i + \beta_2 migtypebo_i + \beta_3 schageyr_i + \beta_4 schagebo_i \\ & + \gamma_1 migtypeyr_i \times schageyr_i + \gamma_2 migtypeyr_i \times schagebo_i \\ & + \gamma_3 migtypebo_i \times schageyr_i + \gamma_4 migtypebo_i \times schagebo_i \\ & + X_i' T + p_j + c_k + r_l + u_i \end{aligned} \quad (5)$$

我们关注交叉项系数  $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4)$ ,其中  $\gamma_1$  表示对于仅带幼子随迁的家庭,当随迁的子女面临入学问题时对父母返乡意愿的影响; $\gamma_2$  表示对于仅带幼子随迁的家庭,当 2 个子女都面临入学问题时对父母返乡意愿的影响; $\gamma_3$  表示对于 2 个子女都随迁的家庭,当幼子面临入学问题时对父母返乡意愿的影响; $\gamma_4$  表示对于 2 个子女都随迁的家庭,当 2 个子女都面临入学问题时对父母返乡意愿的影响。

表 3 报告了估计结果,其中第 1 列和第 3 列对有 2 个子女的全部移民样本进行估计,第 2 列和

① 兄弟的数量影响移民返乡意愿的可能途径是家中是否有留守的老人,比如,当家中有留守老人时,有兄弟在家乡会降低返乡意愿。本文回归始终控制移民的家中是否有留守的父母或岳父母,因此,我们选用的工具变量是外生的。

② 本文附录网址为 <https://jiawu1881.weebly.com/more.html>。

③ 没有包含长子随迁而幼子留守的情况,因为这种情况非常少。2014 年和 2015 年该情况样本占有 2 个子女样本的 3% 和 3.5%。



4 列将样本限制在 2 个子女均在父母流动前出生。首先,估计系数  $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$  均显著为正。以第 3 列的回归结果为例, $\gamma_1 = 0.042$ (在 1% 的水平上显著),说明对于仅带幼子随迁(将长子留守)的家庭,幼子面临入学问题会增加父母返乡意愿 4.2 个百分点。 $\gamma_2 = 0.082$ (在 1% 的水平上显著),表明 2 个子女都面临入学问题会增加父母返乡意愿 8.2 个百分点。当对估计系数  $\gamma_1 = \gamma_2$  进行检验时,表 3 倒数第 3 行显示 p 值为 0.135,说明对于只带幼子随迁的家庭,1 个子女或 2 个子女面临入学问题对父母返乡意愿的影响没有显著的差异。

表 3 随迁子女的入学问题对父母返乡意愿的影响(只有 2 个子女)

|                                                  | CMDS 2014                       |                         | CMDS 2015                |                         |
|--------------------------------------------------|---------------------------------|-------------------------|--------------------------|-------------------------|
|                                                  | 2 个子女                           | 2 个子女均在<br>流动前出生        | 2 个子女                    | 2 个子女均在<br>流动前出生        |
|                                                  | (1)                             | (2)                     | (3)                      | (4)                     |
| 幼子随迁( $\beta_1$ )                                | -0.105 ***<br>(0.0113)          | -0.104 ***<br>(0.0134)  | -0.0826 ***<br>(0.00910) | -0.0816 ***<br>(0.0117) |
| 2 个子女都随迁( $\beta_2$ )                            | -0.129 ***<br>(0.00761)         | -0.137 ***<br>(0.00847) | -0.109 ***<br>(0.00760)  | -0.116 ***<br>(0.00843) |
| 幼子面临入学问题( $\beta_3$ )                            | -0.0114<br>(0.0961)             | -0.0111<br>(0.0104)     | 0.00230<br>(0.00830)     | 0.00634<br>(0.00920)    |
| 2 个子女都面临入学问题<br>( $\beta_4$ )                    | 0.0124<br>(0.0138)              | 0.0235<br>(0.0172)      | 0.00649<br>(0.0114)      | 0.0231<br>(0.0133)      |
| 幼子随迁 $\times$ 幼子面临入学<br>问题( $\gamma_1$ )         | 0.0533 ***<br>(0.0185)          | 0.0456 **<br>(0.0205)   | 0.0421 ***<br>(0.0123)   | 0.0464 ***<br>(0.0148)  |
| 幼子随迁 $\times$ 2 个子女都面<br>临入学问题( $\gamma_2$ )     | 0.0493 <sup>†</sup><br>(0.0317) | 0.0373<br>(0.0389)      | 0.0822 ***<br>(0.0240)   | 0.0863 ***<br>(0.0306)  |
| 2 个子女都随迁 $\times$ 幼子面<br>临入学问题( $\gamma_3$ )     | 0.00772<br>(0.0102)             | 0.00892<br>(0.0112)     | -0.00353<br>(0.00996)    | -0.00657<br>(0.0119)    |
| 2 个子女都随迁 $\times$ 2 个子女<br>都面临入学问题( $\gamma_4$ ) | 0.0215<br>(0.0153)              | 0.0347*<br>(0.0199)     | 0.0319 **<br>(0.0139)    | 0.0312*<br>(0.0167)     |
| 个体和配偶特征                                          | 是                               | 是                       | 是                        | 是                       |
| 户籍所在省                                            | 是                               | 是                       | 是                        | 是                       |
| 流动范围                                             | 是                               | 是                       | 是                        | 是                       |
| 城市                                               | 是                               | 是                       | 是                        | 是                       |
| p-value( $\gamma_1 = \gamma_2$ )                 | 0.900                           | 0.826                   | 0.135                    | 0.231                   |
| p-value( $\gamma_3 = \gamma_4$ )                 | 0.361                           | 0.0171                  | 0.0152                   | 0.0341                  |
| 观测数                                              | 23193                           | 18695                   | 23973                    | 19415                   |

注: 估计系数表示平均偏效应,括号内表示标准误,聚类至城市水平。<sup>†</sup>、\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 15%、10%、5% 和 1% 的水平上显著。

其次, $\gamma_3$  的估计系数在所有回归中均较小且不显著, $\gamma_4$  的估计系数显著为正。仍然以第 3 列的估计结果为例, $\gamma_3 = -0.004$ (不显著), $\gamma_4 = 0.032$ (在 5% 的水平上显著)。说明对于 2 个子女都随迁的家庭来说,如果只有幼子面临入学问题,不会增加父母返乡的意愿;但如果 2 个子女都面临入学问题,父母返乡意愿将增加 3.2 个百分点。这一结果符合直觉: 家长带 2 个子女到外地打工,如果只有年幼的子女面临入学的问题,同时年长的子女已经在城市入学,则并不会增加父母返乡的

意愿。因为如果父母返乡,年长的子女在城市会没人照看。相比之下,如果 2 个随迁子女均面临入学的问题,则会增加父母返乡的概率。表 3 倒数第 2 行报告了对  $\gamma_3 = \gamma_4$  进行检验的 p 值,大多数回归中 p 值都小于 0.05,说明对于带 2 个子女随迁的移民,1 个子女与 2 个子女面临入学问题对父母返乡意愿的影响显著不同。

### (3) 多个子女的移民家庭

对于多个子女的移民家庭,估计至少有 1 个随迁子女面临入学问题对移民返乡意愿的影响。构建如下 probit 模型:

$$\Pr(\text{return}_i = 1 | Z_i) = \alpha + \gamma \text{migchild\_schage}_i + \sum_{\tau=1}^{\text{num}} \beta_{1\tau} \text{migtype}_{i\tau} + \sum_{\tau=1}^{\text{num}} \beta_{2\tau} \text{schage}_{i\tau} + \beta_3 \text{childnum}_i + X_i' \Gamma + p_j + c_k + r_l + u_i \quad (6)$$

其中,  $\text{migchild\_schage}_i$  为虚拟变量,取值为 1 表示至少有 1 个随迁子女年龄在 0—5 岁;  $\text{migtype}_{i\tau}$  为指示第  $\tau$  个子女随迁留守状态的虚拟变量,若  $\text{migtype}_{i\tau} = 1$  表示第  $\tau$  个子女为随迁子女,否则为 0。  $\text{schage}_{i\tau}$  为指示第  $\tau$  个子女面临入学问题的虚拟变量,若  $\text{schage}_{i\tau} = 1$  表示第  $\tau$  个子女在 0—5 岁,否则为 0。我们还控制了孩子的数量  $\text{childnum}_i$ 。关注的系数是  $\gamma$ ,其经济学意义为家中至少有 1 个随迁子女面临入学问题对父母返乡意愿的影响。

表 4 分别报告了对拥有至少 1 个子女、至少 2 个子女和至少 3 个子女家庭样本的回归结果。第 1 列和第 2 列显示当至少有 1 个随迁子女面临入学问题时,会分别增加至少拥有 1 个子女和至少拥有 2 个子女的移民父母返乡意愿 3.5 个和 2.3 个百分点,且均在 1% 的水平上显著。第 3 列显示,对于拥有 3 个或 3 个以上子女的移民家庭,尽管  $\gamma$  估计系数并不显著,但相比第 1—2 列没有明显变化,不显著的原因可能是样本量减小导致估计精度下降(可以发现样本量减少至 2413)。当以 2015 年的样本进行估计时,采用至少 1 个子女和至少 2 个子女的家庭样本进行估计与 2014 年结果基本一致。

表 4 随迁子女的入学问题对父母返乡意愿的影响(多个子女)

|                                  | CMDS 2014               |                         |                    | CMDS 2015               |                        |                      |
|----------------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------------|-------------------------|------------------------|----------------------|
|                                  | > =1 个子女<br>的家庭         | > =2 个子女<br>的家庭         | > =3 个子女<br>的家庭    | > =1 个子女<br>的家庭         | > =2 个子女<br>的家庭        | > =3 个子女<br>的家庭      |
|                                  | (1)                     | (2)                     | (3)                | (4)                     | (5)                    | (6)                  |
| 至少 1 个随迁子女面临入学<br>问题( $\gamma$ ) | 0.0346 ***<br>(0.00556) | 0.0233 ***<br>(0.00812) | 0.0353<br>(0.0288) | 0.0256 ***<br>(0.00538) | 0.0196 **<br>(0.00768) | -0.00514<br>(0.0270) |
| 是否随迁( $\beta_{1\tau}$ )          | 是                       | 是                       | 是                  | 是                       | 是                      | 是                    |
| 进入义务教育( $\beta_{2\tau}$ )        | 是                       | 是                       | 是                  | 是                       | 是                      | 是                    |
| 个体和配偶特征                          | 是                       | 是                       | 是                  | 是                       | 是                      | 是                    |
| 户籍所在省                            | 是                       | 是                       | 是                  | 是                       | 是                      | 是                    |
| 流动范围                             | 是                       | 是                       | 是                  | 是                       | 是                      | 是                    |
| 城市                               | 是                       | 是                       | 是                  | 是                       | 是                      | 是                    |
| 观测数                              | 67168                   | 27110                   | 2413               | 66497                   | 28048                  | 2759                 |

注:估计系数表示平均偏效应,括号内表示标准误,已聚类至城市水平。\*\*和\*\*\*分别表示在 5% 和 1% 的水平上显著。

### (4) 比较随迁子女入学难度不同城市的影响

由于移民的返乡意愿与各城市对随迁子女设置的入学门槛有关,在政策较为严格的城市中,子女的入学问题是否会更多地增加移民的返乡意愿?为回答这一问题,我们搜集了 2014—2015 年我国所有城市有关随迁子女义务教育入学的政策文件,按照文件中规定的随迁子女入学时需要提供

的资料进行了统计和划分。将这些城市按照入学难度分为 6 个等级。最低的等级为第 1 等级, 最高为第 6 等级。第 1 等级的政策文件中明确表明外来务工子女上学享受与当地常驻户籍人口子女同等的待遇; 其次是第 2 等级, 该等级城市发布的政策文件中提到移民父母需要提供“三证”, 即父母的户口簿、暂住证和外来务工证明。再往上为第 3 等级, 在“三证”的基础上要求移民提供居住证, 相当于“四证”。接下来是第 4、5 等级, 该等级的城市要求移民除提供“四证”外, 还对“四证”中各证件的时间进行了规定(比如广州市要求有五年的广东省居住证证明), 或者需要提供额外的证明(比如北京市要求出具在原地没有监护条件的证明)。第 6 等级为积分入学制度,<sup>①</sup>即移民根据自己满足的各项指标进行得分汇总, 分数达到一定要求后子女才可在当地入学。附录表 A2 列示了部分城市随迁子女入学需要提供的材料。

在对每个城市的政策等级进行划分后, 构建衡量随迁子女入学政策严格和宽松的虚拟变量  $strict_i$ , 取值为 1 表示随迁子女入学政策严格的城市(表 A2 中的 3—6 级), 取值为 0 表示随迁子女入学政策宽松的城市(表 A2 中的 1—2 级)。这样划分的依据是, 对于移民来讲, “三证”是容易获得的, 但居住证是较难获得的, 因为拥有居住证意味着可以享受与当地城市户籍人口类似的许多公共服务, 如社会保险和公积金等, 并且许多城市办理居住证要求至少在当地居住半年或工作半年以上。

表 5 随迁子女的入学问题对父母返乡意愿的影响(考虑不同城市政策的松紧)

|                                        | CMDS 2014              |                        |                        |                       | CMDS 2015              |                       |                      |                       |
|----------------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|                                        | 只有 1 个子女               | > = 1 个子女              | 只有 1 个子女(政策发布前流动)      | > = 1 个子女(政策发布前流动)    | 只有 1 个子女               | > = 1 个子女             | 只有 1 个子女(政策发布前流动)    | > = 1 个子女(政策发布前流动)    |
|                                        | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                   | (5)                    | (6)                   | (7)                  | (8)                   |
| 高入学门槛( $\gamma_1$ )                    | -0.161***<br>(0.00590) | -0.0961**<br>(0.00426) | -0.163***<br>(0.00579) | -0.107***<br>(0.0416) | -0.104***<br>(0.00906) | -0.118<br>(0.0871)    | -0.0434<br>(0.113)   | -0.0984<br>(0.0662)   |
| 至少 1 个随迁子女面临入学问题( $\gamma_2$ )         | 0.0218*<br>(0.0114)    | 0.0131†<br>(0.00837)   | 0.0164<br>(0.0115)     | 0.0116†<br>(0.00797)  | 0.0232**<br>(0.0101)   | 0.00900<br>(0.00713)  | 0.0150†<br>(0.0102)  | 0.0144**<br>(0.00712) |
| 高入学门槛 × 至少 1 个随迁子女面临入学问题( $\gamma_3$ ) | 0.0151*<br>(0.00891)   | 0.0146*<br>(0.00785)   | 0.0158*<br>(0.00911)   | 0.0117*<br>(0.00681)  | 0.0102<br>(0.0103)     | 0.0150**<br>(0.00722) | 0.0140*<br>(0.00793) | 0.0163**<br>(0.00699) |
| 是否随迁( $\beta_{1\tau}$ )                | 是                      | 是                      | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                    | 是                     |
| 面临入学问题( $\beta_{2\tau}$ )              | 是                      | 是                      | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                    | 是                     |
| 个体和配偶特征                                | 是                      | 是                      | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                    | 是                     |
| 户籍所在省                                  | 是                      | 是                      | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                    | 是                     |
| 流动范围                                   | 是                      | 是                      | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                    | 是                     |
| 城市                                     | 是                      | 是                      | 是                      | 是                     | 是                      | 是                     | 是                    | 是                     |
| 观测数                                    | 39304                  | 67168                  | 33174                  | 57408                 | 37738                  | 66497                 | 31688                | 56483                 |

注: 估计系数表示平均偏效应, 括号内表示标准误, 已聚类至城市水平。†、\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 15%、10%、5% 和 1% 的水平上显著。

① 我们将“积分入学”归类为第 6 等级, 积分入学可能并不比第 5 等级要求严格。这里不对 5、6 等级的严格程度进行区分。

基于(6)式,我们加入  $strict_i$  以及  $strict_i$  与  $migchild\_schage_i$  的交叉项。交叉项系数表示在政策严格的城市(相对政策宽松的城市),至少有 1 个随迁子女面临入学问题对移民返乡意愿的影响。表 5 报告了估计结果。以 2014 年的样本为例,第 1 列报告了对只有 1 个子女的移民的估计结果。首先, $\gamma_1$  的估计系数显著为负,说明实施严格随迁子女入学政策的城市,移民更不愿意返乡。这是因为实施严格政策的城市大多为一二线大城市,有着较高的经济发展水平,因此移民更愿意在这些城市留下来。其次, $\gamma_2$  的估计系数显著为正,与上文的发现一致,说明随迁子女面临入学问题时显著增加父母返乡的意愿。最后,我们关注的估计系数  $\gamma_3$  为 0.015,在 10% 的水平上显著。这说明当随迁子女面临入学问题时,处于入学门槛较高城市的移民相比处于入学门槛较宽松城市的移民返乡意愿高 1.5 个百分点。第 2 列显示,当将研究样本限制在至少有 1 个子女的家庭时, $\gamma_3$  的估计系数为 0.015,仍然在 10% 的水平上显著。

一个担心的问题是移民对城市的选择可能是内生的,即移民会基于城市对随迁子女入学政策的松紧程度选择是否到这个城市打工。为了解决这一问题,进一步将样本限制在政策发布时间晚于移民流动时间的样本。表 5 的第 3—4 列报告了这一结果。结果显示, $\gamma_3$  的估计系数仍然显著为正。比如第 4 列显示,家庭中至少有 1 个随迁子女面临入学问题时,处于入学门槛更高城市的移民相对政策较为宽松城市的移民返乡意愿显著增加 1.2 个百分点,且结果在 10% 的水平上显著。2015 年样本的回归结果显示了一致的结论。

## (二) 假说 2 的验证: 随迁子女面临入学问题对父母将子女送回乡的影响

当随迁子女面临入学问题时,部分带子女随迁的移民选择将子女送回家成为留守儿童。假说 2 指出了城市中随迁子女的入学问题会导致留守儿童数量的增加。我们可以从样本中识别出不同年龄段子女随迁或留守的状态,从而可以比较在子女经历了入学问题前后的移民家庭中随迁子女的比重。<sup>①</sup>

为了简化问题,我们只对生育 1 个子女的移民家庭进行分析。采用如下 probit 模型研究当子女面临入学问题后父母带子女随迁的概率是否降低:

$$\Pr(migwithchild_i = 1 | X_i) = \alpha + \theta_m dage_m + X_i' \Gamma + p_j + c_k + r_l + u_i \quad (7)$$

其中, $migwithchild_i$  取值为 1 表示移民  $i$  带子女随迁,若取值为 0 表示儿童留守。 $dage_m$  表示关于子女年龄的一系列虚拟变量,以 5 岁为省略组。我们关注的系数是  $\theta_m$ ,表示拥有  $m$  岁的子女相对于拥有 5 岁子女的移民带子女随迁概率的差异。<sup>②</sup> 如果假说 2 成立,那么通过(7)式,应当观测到 5 岁以上年龄的虚拟变量的估计值为负,表明经历了义务教育的问题后,随迁比例降低(或者说部分随迁子女被送回家成为留守儿童)。控制变量  $X_i$  包含了子女性别、个体和配偶特征; $p_j$ 、 $c_k$  和  $r_l$  分别表示被访者户籍所在省、流动范围(跨省、省内跨市以及市内跨县)以及流入城市的虚拟变量;标准误聚类至城市水平。

图 4 的虚线绘制了基于(7)式对各年龄虚拟变量回归所得的平均偏效应(阴影部分表示 95% 的置信区间)。横轴表示子女的年龄,纵轴表示平均偏效应。总体来讲,估计得到偏效应的值以 5 岁为分割点呈现正负不同的特征。具体来说,拥有 1—5 岁的子女和拥有 5 岁子女的移民父母带子

① 需要指出,假说 2 是在假说 1 基础上的进一步。因为在验证假说 2 时,已经有部分移民举家返乡,而无法被观测到,假说 2 是在这一基础上推导出来的,正如图 3 所示当面临子女教育支出的正向冲击时,教育水平分布在  $[0, \theta^*]$  之间的移民选择返乡,但图中仍然可以发现留守儿童数量的增加。因此尽管样本中无法观测到面临入学问题已经举家返乡的移民,但并不影响估计结果。

② 值得注意的是,在分析父母返乡意愿的影响时,我们定义 0—5 岁为将面临入学问题的子女,而这里我们关注的是 6 岁以上的子女。原因在于当研究对父母返乡意愿时,问卷中询问的是移民未来 5 年的返乡意愿,因此我们关注未来 5 年面临入学问题的子女。而(7)式则研究实际观测到的随迁/留守的状态,因此将 6 岁以上的子女定义为面临入学问题。

女随迁的概率差异并不明显。但当子女在 5 岁以上时,估计系数基本显著为负,说明拥有 5 岁以上的子女被留守在家的概率更高。因为当随迁子女 5 岁需要上学时,部分移民父母不得不选择将部分随迁子女送回家成为留守儿童。<sup>①</sup>

5 岁以上儿童留守概率增加的一个可能原因是: 父母可能会等到子女进入义务教育年龄,并在家乡入学后再外出打工,即父母在子女 6 岁时再选择外出。如果是这种情况,应该发现样本中拥有 5 岁以上子女的移民样本量会增加。图 4 的柱状图绘制了各年龄段子女对应的移民数量,可以发现 5 岁后子女对应的移民样本数量并没有增加,相反 5 岁以上移民的样本量在减少。<sup>②</sup> 我们发现带子女随迁的概率在子女 5 岁前后有很明显的变化: 当子女成长到 6 岁或以上时,被留守在家的概率增加。这说明在子女面临入学问题时,部分原本带子女随迁的移民将子女送回家中,使他们成为留守儿童。

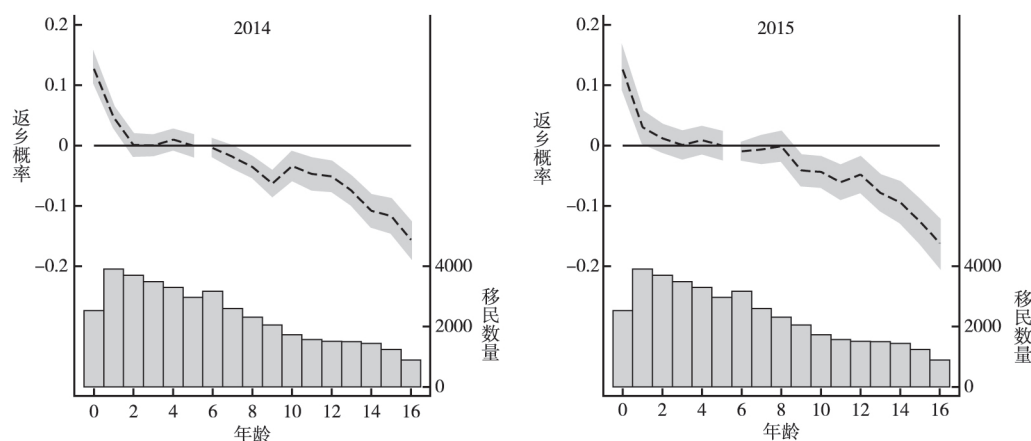


图 4 不同年龄对子女随迁概率的影响(生育 1 个子女的移民家庭)

对于 (7) 式的估计可能存在潜在的内生性问题,若选择生育子女的年份和带子女随迁的选择受共同的不可观测因素影响(比如移民的能力),则会导致 (7) 式的估计偏误。为了解决这一问题,我们采用 RD-DiD 的估计方法识别子女达到入学年龄对随迁概率的因果效应(Danzer & Lavy, 2018)。我国义务教育法规定 9 月前出生的子女可以在当年入学,9 月后出生的子女则要推迟一年入学。假设父母不能在临近 9 月前后的几个月选择子女是 9 月前还是 9 月后出生。因此,是否在 9 月前出生外生决定了 6 岁子女是否在当年接受义务教育,也外生决定了子女面临入学问题的时间。由此构建如下模型:

$$\Pr\{migwithchild_i = 1 | X_i\} = \alpha + \beta_1 preSep_i + \beta_2 preSep_i \times age6_i + X_i' \Gamma + month_m + age_\tau + p_j + c_k + r_l + u_i \quad (8)$$

其中,  $preSep_i$  表示移民  $i$  的子女在 9 月以前出生的虚拟变量;  $age6_i$  表示移民  $i$  拥有 6 岁子女的虚拟变量;  $month_m$  表示儿童出生月份的虚拟变量;  $age_\tau$  是表示儿童年龄的一系列虚拟变量,以控制父母将不同年龄子女留守或带到城市意愿的异质性。(8) 式以月份作为运行变量(running variable),比较了 6 岁子女和其它年龄子女在 9 月以前出生相对 9 月以后出生随迁概率的差别。(8) 式的关键假设是父母不能选择在 9 月前或者 9 月后生育子女,因此将儿童出生月份保留在临近 9 月的一个

① 我们发现子女刚出生时(0 岁),带子女随迁的概率显著大于其它年龄段,但移民数量较少。这说明刚生育子女的家庭外出务工的可能性较小。但由于婴儿离不开父母的照看,父母如果一旦选择外出打工,则倾向于带子女随迁。

② 如假说 1 所述当子女经历入学问题时,部分移民选择举家返乡。另外,由于随着子女年龄的增加,父母的年龄也在增加,因此移民的数量在降低。

较窄区间,更易于满足该假设。我们选用了三个带宽( bandwidth),分别是 5—12 月、6—11 月和 7—10 月。 $\beta_2$  是我们关注的系数,衡量了子女入学对被留守在家或随迁的因果效应。预期  $\beta_2$  的估计系数为负,表示在 9 月前出生的 6 岁子女随迁的概率更低(或留守概率更高)。我们仍然用只有 1 个子女的移民家庭进行分析。

表 6 报告了估计结果。每一列对应不同带宽的估计结果,表中系数已经转换为平均偏效应,标准误聚类到城市水平。结果表明,当拥有一个在 9 月前出生的子女时,移民父母在子女 6 岁时将显著增加子女留守在家的概率。比如,在采用 2014 年的全样本进行分析时,第 1 列显示在 9 月前出生的 6 岁随迁子女被送回家成为留守儿童的概率增加 3.2%(在 5% 的水平上显著)。当缩小估计的带宽,限制子女出生月份在 9 月附近时,可以发现尽管由于样本的减小标准误有所增加,但  $\beta_2$  仍然显著,比如第 4 列显示当限制样本为在 7—10 月出生的子女时(9 月前后各两个月),9 月前出生的 6 岁随迁子女被送回家成为留守儿童的概率增加了 3.8 个百分点(在 10% 的水平上显著)。当以 2015 年的数据进行估计时, $\beta_2$  的系数仍然显著为负,所得结论一致。总的来说,表 6 说明,当随迁子女到达 6 岁而面临入学问题时被送回家乡成为留守儿童的概率增加,验证了假说 2。

表 6 子女面临入学问题对随迁概率的影响

|                               | CMDS 2014             |                       |                     |                      | CMDS 2015            |                       |                      |                      |
|-------------------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|
|                               | 全样本                   | 5—12 月                | 6—11 月              | 7—10 月               | 全样本                  | 5—12 月                | 6—11 月               | 7—10 月               |
|                               | (1)                   | (2)                   | (3)                 | (4)                  | (5)                  | (6)                   | (7)                  | (8)                  |
| 9 月前出生的<br>6 岁子女( $\beta_2$ ) | -0.0316**<br>(0.0144) | -0.0347**<br>(0.0170) | -0.0271<br>(0.0202) | -0.0384*<br>(0.0230) | -0.0223*<br>(0.0130) | -0.0256**<br>(0.0131) | -0.0236*<br>(0.0141) | -0.0262*<br>(0.0149) |
| 年龄                            | 是                     | 是                     | 是                   | 是                    | 是                    | 是                     | 是                    | 是                    |
| 月份                            | 是                     | 是                     | 是                   | 是                    | 是                    | 是                     | 是                    | 是                    |
| 个体和配偶特征                       | 是                     | 是                     | 是                   | 是                    | 是                    | 是                     | 是                    | 是                    |
| 户籍所在省                         | 是                     | 是                     | 是                   | 是                    | 是                    | 是                     | 是                    | 是                    |
| 流动范围                          | 是                     | 是                     | 是                   | 是                    | 是                    | 是                     | 是                    | 是                    |
| 城市                            | 是                     | 是                     | 是                   | 是                    | 是                    | 是                     | 是                    | 是                    |
| 观测数                           | 39013                 | 25866                 | 19188               | 12773                | 37150                | 25166                 | 18869                | 12519                |

注:估计系数表示平均偏效应,括号内表示标准误,已聚类至城市水平。年龄和月份均为虚拟变量。\*、\*\* 分别表示在 10%、5% 的水平上显著。

### (三) 样本选择性问题

验证假说 1 时可能受到样本选择性的影响。造成样本选择问题有两个可能的原因:第一,由于拥有 6 岁以上随迁子女的父母可能已经返回家乡,因此在样本中无法观测到,高估了随迁子女入学问题对父母返乡意愿的效果。第二,基于假说 2 的结论,拥有 6 岁以上随迁子女的父母倾向于将子女送回家,因此当子女到 6 岁以上时,会有部分随迁子女父母变成了留守子女父母。随迁子女父母和留守子女父母返乡意愿不同,导致估计结果产生偏误。

本文做了两项工作以解决可能的样本选择偏误:对于第一种样本选择问题,我们将样本保留在 0—5 岁的随迁子女,分析父母的返乡意愿是否会随着子女邻近入学年龄而更加明显。采用类似(4)式的回归,但将  $migtype_i$ 、 $schage_i$  和其交叉项替换成表示子女年龄 1—5 岁的 5 个年龄虚拟变量

(0岁为对照组)。附录图 A1 表明,父母的返乡意愿随着子女年龄的增加而提升,说明当子女越接近入学年龄时,子女入学问题越成为引起父母返乡的诱因。我们采用 Lee's Bound 处理第二种样本选择问题( Lee,2009)。当子女到达 6 岁而被送回家乡成为留守儿童后,导致 6 岁以上留守儿童的观测多于 6 岁以下随迁儿童的观测。因此,随机删除 6 岁以上留守儿童父母的观测使得 6 岁以上随迁子女和留守子女的观测相对平衡,并重复这一步骤 500 次,得到 95% 的置信区间。附录表 A3 报告了估计结果。结果显示,即使采用较保守的估计方法,仍然能够发现随迁子女入学问题显著增加了父母的返乡意愿。

## 五、随迁子女的城市入学与实际返乡的移民

### (一) 随迁子女入学问题对实际返乡移民的影响

当随迁子女面临入学问题时,移民是否真的会返回原居住地? 为了回答这一问题,我们采用中国劳动力动态调查( China labor-force dynamics survey,简称 CLDS) 进行研究。本文剔除了参军、再婚、离婚或丧偶的样本后,移民样本量为 1127。借助 CLDS 在 2012 年和 2014 年样本没有轮换的特点,识别返乡移民的方法如下: 首先识别出在 2012 年调查中存在,但在 2014 年无法追踪到的移民;进一步,如果这些无法追踪的移民在 2012 年回答“比较可能返乡”或“非常可能返乡”,则将其定义为实际返乡的移民。<sup>①</sup> 面临入学问题的随迁子女则定义为: 在 2012 年 4 岁或 5 岁且跟随父母随迁的子女( 这些儿童在 2014 年的调查中将年满 6 岁达到入学年龄)。附录表 A4 对数据进行了统计描述。

表 7 报告了估计结果,估计系数已转换成平均偏效应。采用类似( 6) 式的设定,控制了个体和配偶特征、户籍所在省、流动范围和城市固定效应,标准误聚类至城市水平。第 1—2 列显示,当随迁子女面临入学问题时,会增加移民父母返乡概率 12.3—13.1 个百分点,在至少 10% 的水平上显著。这一估计值相比表 2 分析返乡意愿时有所增加,源于返乡意愿是对未来的估计,而当子女真正面临入学问题时,会有更多的移民选择返乡。第 3—4 列进一步将返乡移民定义为在 2012 年回答“比较可能返乡”或“非常可能返乡”且在 2014 年无法追踪到的移民样本。第 4 列显示,当不限制子女数量时,至少有 1 个随迁子女年满 6 岁而面临入学问题会增加父母返乡概率 11.2 个百分点。

表 7 子女面临入学问题对父母实际返乡的影响( CLDS 数据)

|                               | 返乡:2012 年存在<br>且 2014 年无法追访的移民 |                     | 返乡:2012 年存在且回答“比较可能返乡”<br>或“非常可能返乡”且 2014 年无法追访的移民 |                    |
|-------------------------------|--------------------------------|---------------------|----------------------------------------------------|--------------------|
|                               | 子女数≤1                          | 不限制子女数量             | 子女数≤1                                              | 不限制子女数量            |
|                               | (1)                            | (2)                 | (3)                                                | (4)                |
| (至少一个) 随迁子女面临入学问题( $\gamma$ ) | 0.131*<br>(0.0730)             | 0.123**<br>(0.0619) | 0.115†<br>(0.0710)                                 | 0.112*<br>(0.0672) |
| 个体和配偶特征                       | 是                              | 是                   | 是                                                  | 是                  |
| 户籍所在省                         | 是                              | 是                   | 是                                                  | 是                  |

① 一种可能造成不能精确识别返乡移民的情况是: 有部分移民在 2012 年没有报告计划返乡,但由于 2012—2014 年间的突发事件移动到其它城市工作。如果这些突发事件是与儿童的年龄不相关,那么这种情况不会引起估计偏误。最有可能的突发事件是与儿童年龄相关的儿童疾病,我们搜索了已有文献,没有发现任何儿童疾病更多发生在 6 岁儿童身上或在 2014—2015 年发生。因此,识别返乡劳动力的方法不太可能受到这类事件的影响。



续表 7

|      | 返乡:2012 年存在<br>且 2014 年无法追访的移民 |         | 返乡:2012 年存在且回答“比较可能返乡”<br>或“非常可能返乡”且 2014 年无法追访的移民 |         |
|------|--------------------------------|---------|----------------------------------------------------|---------|
|      | 子女数 $\leq 1$                   | 不限制子女数量 | 子女数 $\leq 1$                                       | 不限制子女数量 |
|      | (1)                            | (2)     | (3)                                                | (4)     |
| 流动范围 | 是                              | 是       | 是                                                  | 是       |
| 城市   | 是                              | 是       | 是                                                  | 是       |
| 观测数  | 734                            | 1127    | 734                                                | 1127    |

注:估计系数表示平均偏效应,括号内表示标准误,已聚类至城市水平。个体和配偶特征包括性别、户籍、年龄、流入城市的持续时间、家庭收入、婚姻状况、配偶是否一起流动;户籍所在省的虚拟变量;流动范围为跨省、省内跨市和市内跨县的虚拟变量;城市表示流入地城市虚拟变量。<sup>†</sup>、\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 15%、10%、5% 和 1% 的水平上显著。

## (二) 随迁子女在城市的入学问题对城市劳动力供给的影响

由于随迁子女的入学问题造成了移民返乡,我们希望估算这一问题造成的城市中劳动力损失。首先,根据 2000 年人口普查数据,计算得到农村户籍人口在各年龄段有 6—14 岁子女的比重,如图 5 左半部分,表示各年龄段内子女面临入学问题的人口比重。然后,根据 2015 年 CMDS 数据计算各年龄段流动人口数量分布,如图 5 右半部分直方图所示。将人口数量乘以对应年龄段内的子女面临入学问题的人口比重,再分别以 CLDS 数据的估计系数 0.112 进行调整,可以得到如果没有随迁子女的入学问题时流动人口的潜在分布,如图 5 右图虚线所示。其次,估算随迁子女入学问题对我国流动人口总体数量的影响。《2016 年农民工监测调查报告》统计了 2016 年 16—20 岁、21—30 岁、31—40 岁、41—50 岁以及 50 岁以上年龄段农民工的数量。将农民工数量乘以相应年龄段内有大于等于 6 岁子女的比重,再以估计系数 0.112 进行调整,最终得到随迁子女的入学问题减少了城市农民工 1270 万人。

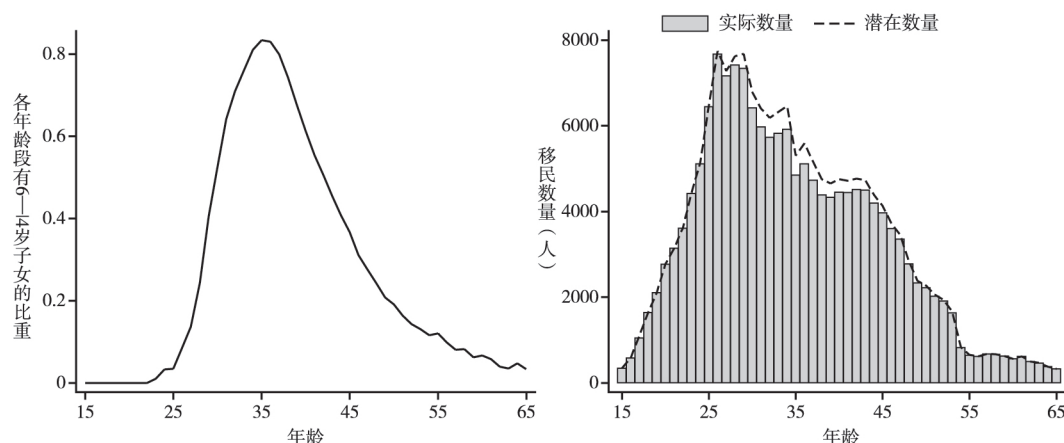


图 5 流动人口各年龄段的潜在数量和实际数量

## 六、结论和政策建议

随迁子女的教育问题已成为学界和政策制订者极为重视的问题之一,我们发现由于子女在城市中很难获得公立学校的教育机会,当子女达到接受义务教育的年龄阶段时,外出打工的父母更倾向于举家返乡或者将子女送回家乡从而使子女成为留守儿童。阐述这一问题和其中的机制有助于合理应对我国留守儿童问题以及城市中劳动力不足的现象。

本文从理论模型出发,研究了当随迁子女面临入学问题对移民举家返乡,以及将子女送回家乡的选择的影响。我们结合 CMDS 2014 年和 2015 年的数据对模型的两个假说进行验证。研究发现,首先,对于拥有 1 个子女的家庭,当随迁子女面临入学问题时,将增加移民举家返乡意愿 3.2—4.6 个百分点。对拥有多个子女的家庭的估计也得到了近似结果。其次,随迁子女的入学问题还使儿童被送回家成为留守儿童的概率增加了 2.6—3.8 个百分点。最后,我们对随迁子女入学门槛不同的城市进行了分类研究,结果发现,移民在随迁子女入学更难的城市有着更高的返乡概率(相比入学门槛低的城市高 1.2—1.6 个百分点)。本文还采用 CLDS 数据对实际返乡移民进行了识别,并发现随迁子女的入学问题会增加父母实际返乡概率约 11.2 个百分点。基于这一估计,本文估算城市对随迁子女设置的入学门槛减少了城市潜在农村劳动力 1270 万。

让流动人口逐步享受与城市本地居民同等的待遇是实现教育资源公平分配和社会主义公平正义的重要方面。解决农村移民子女的入学问题不仅有助于缓解我国规模庞大的留守儿童问题,避免缺乏父母陪伴造成的人力资本缺失,而且有助于缓解我国城市中劳动力不足的问题,从而应对人口红利的下降。党的十九大报告提出“努力让每个孩子都能享有公平而有质量的教育”,充分表露了我国政府推进教育公平的决心。因此,放宽城市公立学校的准入、保障流动人口子女享受公平的教育资源需要各地方政府进一步将具体工作纳入时间表和路线图。

#### 参考文献

- 王春超、张呈磊,2017《子女随迁与农民工的城市融入感》,《社会学研究》第2期。
- 吴贾、姚先国、张俊森,2015《城乡户籍歧视是否趋于止步:来自改革进程中的经验证据——1989—2011》,《经济研究》第11期。
- 叶静怡、李晨乐,2011《人力资本、非农产业与农民工返乡意愿——基于北京市农民工样本的研究》,《经济学动态》第9期。
- Borjas, G. J., 2003, “The Labor Demand Curve is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market”, *Quarterly Journal of Economics*, 118, 1335—1374.
- Chan, K. W., and W. Buckingham, 2008, “Is China Abolishing the *Hukou* System?”, *China Quarterly*, 195(1), 582—605.
- Chen, Y., and S. Feng, 2013, “Access to Public Schools and the Education of Migrant Children in China”, *China Economic Review*, 26, 75—88.
- Danzer, N., and V. Lavy, 2018, “Paid Parental Leave and Children’s Schooling Outcomes”, *Economic Journal*, 238(608), 81—117.
- Han, J., 2004, “Survey Report on the State of Compulsory Education among Migrant Children in Beijing”, *Chinese Education and Society*, 37(5), 29—55.
- Heckman, J. J., 2006, “Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children”, *Science*, 312(5782), 1900—1902.
- Kwong, J., 2004, “Educating Migrant Children: Negotiations between the State and Civil Society”, *China Quarterly*, 180, 1073—1088.
- Lai, F., C. Liu, R. Luo, L. Zhang, X. Ma, Y. Bai, B. Sharbono, and S. Rozelle, 2014, “The Education of China’s Migrant Children: The Missing Link in China’s Education System”, *International Journal of Educational Development*, 37, 68—77.
- Liang, Z., and Y. P. Chen, 2007, “The Educational Consequences of Migration for Children in China”, *Social Science Research*, 36(1), 28—47.
- Lee, D. S., 2009, “Training, Wages, and Sample Selection: Estimating Sharp Bounds on Treatment Effects”, *Review of Economic Studies*, 76, 1017—1102.
- Ma, X., Y. Bai, C. Liu, X. Pang, and S. Rozelle, 2008, “Migrant Schools in China’s Capital City: A Descriptive Review of a Representative Migrant Survey”, Working Paper.
- Meng, X., 2012, “Labor Market Outcomes and Reforms in China”, *Journal of Economic Perspectives*, 26, 75—102.
- Sa, Z., 2004, A Case Study of Rural-urban Migrant Children’s Education Barriers in China, In: American Sociological Association Annual Meeting, San Francisco, CA.
- Song, Y., P. Loyalak, and J. Wei, 2010, “Does Going to Public Schools Matter for Migrant Children’s Academic Achievement in China?”, Working paper.

# Barriers to School Education for Migrant Children, Being Left Behind and Urban Labor Supply

WU Jia<sup>a</sup> and ZHANG Junsen<sup>b,c</sup>

( a: Jinan University; b: Zhejiang University; c: The Chinese University of Hong Kong)

**Summary:** In China, large and medium-sized cities prioritize school enrollment for children with local hukou, a type of legal status that classifies people according to their places of birth. Rural migrants without local hukou who want to enroll their children in urban public schools are required to provide various certificates, or to pay high school transfer fees. The government thus sets a high barrier for migrant children to be educated in urban areas. This paper applies a conceptual framework for analyzing migrants' behavioral responses regarding their children's options for schooling. The model presents two predictions. First, migrant parents tend to return home when their migrant children reach school age. Second, migrant parents tend to send their children back to their rural villages when their children reach school age. We test these predictions using two datasets.

In the first part of the paper, we examine the effects that barriers to the public school education of migrant children have on their parents' intentions. By using data from the China Migrants Dynamic Survey ( CMDS ), we relate the factors of migrant parents' intentions and the presence of migrant children who are expected to face enrollment issues in the next five years. We find that having children who reach school age increases migrant parents' intentions for returning to their original homes by 3.2 to 4.6 percentage points. We also examine whether this effect is larger in cities that set higher barriers for migrant children's enrollment. Our results show that the return intentions of parents who live in cities that set higher barriers for migrant children's school enrollment are 1.2 – 1.6 percentage points higher than the return intentions of parents in cities with lower barriers.

We use the China Labor-force Dynamic Survey ( CLDS ), which is a nationally representative longitudinal dataset, to identify the effects that barriers to public school education for migrant children have on ( actual ) return migrations. Return migrations are identified as respondents who were surveyed in 2014 who reported that they would probably return to their home counties and then in 2016 were no longer located in the same places. We also find that having children who reach school age increases the likelihood that migrant parents will return home by 11.2 percentage points. Using back-of-the-envelope estimates, we show that the barriers to public school education for migrant children result in the loss of 12.7 million rural laborers from urban areas.

In the second part of the paper, we use the CMDS data to examine whether the barriers to public school education cause migrants to send their children back to villages as left-behind children when they reach school age. We empirically test our prediction by using the regression discontinuity difference-in-differences ( RD-DID ) method. The law regarding compulsory education in China requires that children who are six years of age and born before September should receive education in the current year, but children born after September should enter school in the following year. We compare the probability of being left behind for six-year-old children who were born before or after September and the probability for children of other ages. Our estimated results suggest that reaching school age increases the probability that migrant children will be sent back to their original village.

This paper makes three main contributions to the literature. First, we develop a conceptual model to illustrate how barriers to public school education for migrant children affect their parents' return decisions and the probability of migrant children being sent back to their home villages. Second, we use longitudinal data to provide a reliable measure of the actual return migrations, and we link this to the factor of migrant children's access to urban schools. Using the estimated results, we also calculate the potential loss of urban laborers due to the barriers to public school education. Third, we manually search city-level government documents that stipulate the detailed requirements that migrant parents need to meet if they want to enroll their children in urban public schools. We then construct a city-year level index to measure the barriers to public school education for migrant children. Using this exogenous information from city governments allows us to to some extent circumvent the possible endogeneity problems involved in this study.

**Keywords:** Barriers to School Education for Migrant Children; Left-behind Children; Urban Labor Supply

**JEL Classification:** I24, J01, R23

( 责任编辑: 王利娜 ) ( 校对: 曹 帅 )